



**HAL**  
open science

## Vivre et réussir sa première année dans le supérieur

Audrey Dumas, Vincent Lignon

► **To cite this version:**

Audrey Dumas, Vincent Lignon. Vivre et réussir sa première année dans le supérieur : des différences marquées selon le sexe. *Éducation & formations*, 2024, 106, pp. 53-80. 10.48464/ef-106-03 . halshs-04429403

**HAL Id: halshs-04429403**

**<https://shs.hal.science/halshs-04429403>**

Submitted on 31 Jan 2024

**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.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

# Vivre et réussir sa première année dans le supérieur

## Des différences marquées selon le sexe

Audrey Dumas  
Vincent Lignon

Université de Perpignan Via Domitia, Centre de droit économique et du développement Yves Serra (UR n° 4216)

**Mots-clés** enseignement supérieur, conditions de vie, inégalités femmes-hommes, analyse des correspondances multiples, logits multinomiaux.

**Keywords** higher education, living conditions, gender, multiple correspondence analysis, multinomial logit models.

**Citer** Dumas, A., Lignon, V. (2024). Vivre et réussir sa première année dans le supérieur. Des différences marquées selon le sexe. *Éducation & formations*, 106, 53-80. DEPP, SIES. <https://doi.org/10.48464/ef-106-03>

Date de soumission de l'article : 17/01/2022

Date d'acceptation de l'article : 17/11/2023

**Correspondance** audrey.dumas@univ-perp.fr ; vincent.lignon@univ-perp.fr

**Rappel** Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et pas les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori la DEPP et le SIES.

## Résumé

Cet article a pour objectif d'étudier le lien entre le vécu des étudiants inscrits en première année de l'enseignement supérieur et leur réussite. L'originalité de notre approche consiste à proposer une analyse différenciée entre les femmes et les hommes. Afin d'exploiter au mieux l'information disponible dans l'enquête, nous caractérisons par des analyses des correspondances multiples le vécu des étudiants selon trois dimensions : les motivations liées à leur choix de formation, la satisfaction ou les difficultés d'apprentissage ressenties et les conditions matérielles et financières dans lesquelles ils étudient. Les typologies de vécu qui en ressortent montrent des différences marquées selon le sexe. De même, des logits multinomiaux croisant ces dimensions avec la réussite en première année suggèrent que la manière dont les étudiants « vivent leurs études » marque différemment les parcours féminins et masculins dans l'enseignement supérieur.

## Abstract

### Experiencing and succeeding in the first year of higher education: some significant gender differences

This article aims at studying the link between the experiences of students enrolled in the first year of higher education and their success. The originality of our approach consists in offering a differentiated analysis between women and men. In order to make the best use of the information available in the survey, we use multiple correspondence analysis to characterize students' experiences according to three dimensions: the motivations linked to their choice of training, satisfaction or perceived learning difficulties and their living conditions. The typologies of experience that emerge point out gender differences. Multinomial logits intersecting these dimensions with success in the first year suggest that the way in which students "experience their studies" may explain the differences observed in higher education between female and male degree courses.

Les inégalités entre les sexes ont été régulièrement considérées dans les réformes éducatives entreprises dans l'enseignement supérieur depuis une trentaine d'années en France, avec une efficacité limitée (Jaoul-Grammare, 2018). En effet, bien que les femmes accèdent davantage à l'enseignement supérieur que les hommes et que leur présence s'y soit renforcée au fil du temps (Rosenwald, 2006 ; Couppié & Épiphane, 2019 ; Insee, 2022), certaines filières restent largement sexuées. En particulier, les femmes restent sous-représentées dans les disciplines scientifiques et les filières sélectives telles que les classes préparatoires aux grandes écoles et les écoles d'ingénieurs (Vouillot, 2007 ; Blanchard *et al.*, 2016 ; Jaoul-Grammare, 2018 ; Bonneau, 2022)<sup>1</sup>.

La différenciation des choix d'études selon le sexe est le fruit de normes sociales et de stéréotypes sur les rôles féminins et masculins qui sont intériorisés par les étudiants et peuvent conduire les femmes à s'autocensurer dans leur orientation (Duru-Bellat, 2004). Épiphane et Verley (2016) soulignent, à ce titre, que les femmes qui poursuivent dans le supérieur vivent différemment leurs études que leurs homologues masculins : elles sont plus inquiètes pour leur avenir professionnel et construisent, en conséquence, des parcours moins ambitieux.

Dans ce contexte où les femmes atteignent plus facilement l'enseignement supérieur, mais se restreignent dans leur choix d'études, il convient de noter que la littérature s'est relativement peu intéressée aux différences entre les femmes et les hommes sur la première année de l'enseignement supérieur. Une telle analyse paraît néanmoins doublement justifiée.

D'une part, la réussite des étudiants en première année constitue un enjeu majeur des politiques de l'enseignement supérieur pour des raisons liées à des taux d'échecs élevés<sup>2</sup> et à sa position naturellement déterminante dans les parcours ultérieurs. La notion de réussite a fait l'objet de plusieurs discussions (Leclercq & Parmentier, 2011) : elle peut être appréhendée de manière étroite (autorisation de passer à l'année suivante) ou plus largement en tenant compte des différentes issues possibles (redoublement, réorientation, abandon) ou encore des compétences acquises dans le cursus poursuivi. Quelle que soit la définition retenue, mettre en lumière « toutes choses égales par ailleurs » des différences sur l'issue de la première année selon le sexe pourrait compléter les travaux sur les déterminants de la réussite (Duguet *et al.*, 2016) et la dynamique des parcours féminins et masculins (Épiphane & Verley, 2016).

D'autre part, le passage de l'enseignement secondaire vers le supérieur constitue une transition marquée par une rupture dans les processus d'acquisition, l'identité et le fonctionnement quotidien des étudiants, qui a des répercussions sur la manière dont ils vivent leurs études (De Clercq & Perret, 2020). Coulon (1997) souligne, à ce titre, que l'entrée dans le supérieur amorce une phase d'apprentissage du « *métier d'étudiant* ». Sur ces dimensions proprement liées au vécu des étudiants, on peut encore noter que les femmes et les hommes font une expérience différente de leur transition dans le supérieur. De Clercq et Perret (2020) montrent, par exemple, que les premières rapportent plus de difficultés à acquérir la démarche scientifique ou encore à justifier leur choix d'études

1. D'un point de vue économique, cette mixité incomplète se traduit par un montant moyen des dépenses consacrées aux étudiantes inférieur de 18 % à celui dont bénéficient les hommes poursuivant des études supérieures (Bonneau, 2022).

2. En 2018, par exemple, 56 % des étudiants abandonnent ou redoublent leur première année (Razafindratsima & Bonnevalle, 2019).

auprès de leur entourage. Ici encore, les travaux croisant le sexe et le vécu ont donné lieu à une littérature limitée et reposent généralement sur des échantillons portant sur un nombre réduit d'universités (Boujut & Bruchon-Schweitzer, 2007 ; De Clercq & Perret, 2020).

Dans ce cadre, cet article a pour objectif de combiner trois dimensions qui n'ont – à notre connaissance – jamais été analysées simultanément : il vise à appréhender le lien entre le vécu des étudiants inscrits en première année dans l'enseignement supérieur et leur réussite en différenciant les parcours féminins et masculins. Plusieurs aspects du vécu sont analysés : les motivations du choix de formation, le degré de satisfaction et les difficultés d'apprentissage ressentis, et les conditions matérielles et financières dans lesquelles évoluent les étudiants<sup>3</sup>. Les femmes et les hommes vivent-ils différemment leur passage au sein de l'enseignement supérieur ? Quelles difficultés rencontrent-ils ? Dans quelles conditions matérielles vivent-ils ? Et, plus généralement, comment ces différences de vécu peuvent-elles impacter leur réussite universitaire ? Afin de répondre à ces questions, nous mobilisons les deux premières vagues du panel des bacheliers (**encadré 1**), en nous centrant sur les individus qui poursuivent leurs études dans le supérieur à la rentrée 2014<sup>4</sup>. Trois temps structurent l'analyse.

Dans une première partie, nous caractérisons le vécu des étudiants en première année sur la base des dimensions évoquées précédemment. Pour ce faire, nous appliquons trois analyses des correspondances multiples (ACM)<sup>5</sup> : une première sur les variables permettant de caractériser les motivations d'inscription des individus, une deuxième sur les variables relatives à la satisfaction et aux difficultés d'apprentissage ressenties par les étudiants et, enfin, une troisième sur les conditions matérielles et financières des jeunes bacheliers. Cette analyse typologique nous permet de mieux comprendre le vécu des étudiants dans l'enseignement supérieur : elle met en évidence des profils marqués sur les différentes dimensions analysées.

Dans un deuxième temps, nous construisons des indicateurs synthétiques calculés au niveau individuel pour chaque dimension (Deutsch *et al.*, 2019). Sur cette base, nous menons une analyse « toutes choses égales par ailleurs » des déterminants du vécu universitaire. En contrôlant notamment le parcours antérieur, l'origine sociale et la filière de formation, nos résultats font apparaître des différences significatives de vécu entre les femmes et les hommes.

Enfin, la dernière partie cherche à évaluer le lien entre la manière dont les étudiants vivent leur première année et la probabilité de réussir. Plutôt que de considérer l'autorisation – ou non – de passer à l'année supérieure, nous retenons ici une définition plus large de la réussite (Leclercq & Parmentier, 2011), en distinguant les différentes issues possibles à la première année : le passage au niveau supérieur, l'abandon en cours ou en fin d'année, le redoublement et la réorientation<sup>6</sup>. À partir de modélisations logistiques multinomiales,

3. Nous avons choisi d'exploiter un maximum d'informations disponibles dans les données mobilisées (cf. *infra*). Certains facteurs relatifs aux conditions de vie des étudiants (Giret, 2011), à leur motivation (Morlaix & Lambert-Le Mener, 2015) ou à leur opinion sur l'avenir (Giret *et al.*, 2016) ont déjà donné lieu à des analyses spécifiques. Notre approche, au-delà de l'attention apportée aux différences femmes-hommes, consiste à prendre en considération ces facteurs dans leur ensemble et simultanément.

4. Soit 16 110 observations.

5. L'ACM est une méthode de réduction de la complexité des données qui permet de hiérarchiser et de synthétiser l'information ■ **ENCADRÉ 2**.

6. Un dernier état renvoie à la non-réponse (cf. *infra*) : nos résultats montrent que les individus concernés sont très proches en caractéristiques de ceux qui abandonnent leurs études.

**ENCADRÉ 1** Le panel des bacheliers 2014

Mis en place par le ministère chargé de l'éducation nationale et par le ministère chargé de l'enseignement supérieur et de la recherche, le panel des bacheliers 2014 a pour objectif de suivre le parcours dans l'enseignement supérieur des bacheliers de la session 2014 (Bonnevialle & Klipfel, 2023). Cette enquête couvre la France (hors Mayotte). Elle est constituée d'un échantillon de 18 200 jeunes bacheliers issus du panel des élèves entrés en sixième en 2007 ainsi que 5 000 jeunes tirés au sort dans les fichiers du baccalauréat 2014. Ce dispositif permet de reconstituer une cohorte représentative des 623 000 bacheliers de la session 2014. Il s'agit d'une enquête multimode assortie de relances fréquentes sur différents canaux (textos, mails, courriers, téléphone), pour un taux de réponse supérieur à 80 % (85 % pour la vague 2015). Les individus de l'échantillon sont interrogés chaque année sur différentes thématiques : formation suivie, conditions d'études, stages réalisés, activités en dehors des études, projets, situation personnelle, etc. L'article s'appuie sur les deux premières interrogations de ce panel 2014 et se focalise sur les individus qui poursuivent leurs études dans le supérieur à la rentrée 2014 (soit 16 110 observations).

notre analyse confirme une relation significative entre le vécu et la réussite en première année de l'enseignement supérieur. Par ailleurs, des estimations intégrant des effets d'interaction entre le vécu et le sexe montrent que cette relation est différenciée entre les femmes et les hommes.

## Vivre ses études : une analyse typologique qui montre des profils marqués pour chacune des dimensions analysées

Les deux premières vagues des données du panel des bacheliers permettent d'appréhender plusieurs dimensions du vécu des étudiants de première année. Nous décidons d'exploiter un maximum d'informations disponibles dans cette base, ce qui conduit à porter notre analyse sur trois ensembles de variables<sup>7</sup> relatives (i) aux motivations du choix de la formation (raisons de l'inscription), (ii) à la satisfaction et aux difficultés liées à la poursuite des études (difficultés d'apprentissage, opinions sur l'avenir) et (iii) aux conditions financières et matérielles (ressources et difficultés financières)<sup>8</sup>.

Afin d'obtenir une image à la fois exhaustive et synthétique de ces dimensions, nous mobilisons des ACM sur les variables qualitatives composant nos dimensions d'intérêt ■ **ENCADRÉ 2**. Pour chacune des ACM, nous fournissons une interprétation des axes. Cette étape est essentielle pour identifier et caractériser les dimensions du vécu sur la base desquelles les individus de notre corpus se distinguent : elle constitue un préalable aux interprétations proposées dans les deux parties suivantes. Nous introduisons ensuite des caractéristiques supplémentaires dans l'analyse (sexe, issue de la première année) afin de discuter leur lien avec les dimensions mises en lumière par l'ACM.

7. Le détail des variables relatives à chaque dimension est disponible en **annexe 1**.

8. Une quatrième dimension relative aux activités extra-universitaires et à la vie sociale pourrait être intégrée à l'analyse (Giret et al., 2016) : elle n'est cependant renseignée dans les données du panel qu'à partir de 2015.

**ENCADRÉ 2** Précisions méthodologiques sur l'analyse des correspondances multiples**Choix de l'échantillon d'étude et des variables**

L'ACM est une méthode de réduction de la dimension des données qui permet de représenter graphiquement une base de données sur des plans factoriels. Les axes factoriels de ces plans sont définis par les variables qui différencient au mieux les observations de la base de données, autrement dit qui expliquent au mieux l'inertie du nuage de points. Nous menons ici trois ACM : une première sur les variables permettant de caractériser les motivations du choix de formation des individus, une deuxième sur les variables relatives à la satisfaction et aux difficultés ressenties par les étudiants et, enfin, une troisième sur les conditions matérielles des jeunes bacheliers.

L'objectif d'une ACM est de déterminer sur quelles variables les individus se différencient le plus : par construction, les individus *atypiques* disposant de modalités rares vont avoir un poids très fort dans la construction des axes factoriels. L'application de l'ACM à nos données nous conduit donc à supprimer les individus avec des modalités « non-réponse », car celles-ci sont de fait relativement rares : 1 030 individus sont supprimés pour la première ACM, 1 218 individus pour la deuxième et 357 individus pour la troisième. De même, la méthode de l'ACM est sensible au nombre de modalités. Ainsi, plus une variable aura de modalités et plus elle contribuera à la construction des axes. Par conséquent, pour ne pas attribuer plus de poids à une variable plutôt qu'une autre, il est nécessaire de mener une ACM sur des variables dont le nombre de modalités est relativement identique. Nous avons ainsi procédé à des regroupements de modalités et à une redéfinition des variables. La liste des variables et des recodages éventuels sont présentés en **annexe 1**.

**Choix du nombre d'axes factoriels**

Plusieurs critères existent pour choisir le nombre d'axes à interpréter.

Le premier critère consiste à analyser un axe factoriel tant que la valeur propre  $\lambda$  de l'axe factoriel  $F$  respecte la condition suivante :  $\lambda_F > \frac{1}{k}$  avec  $k$  le nombre de variables. Dans le cadre de notre étude, cela nous amènerait à retenir six axes factoriels pour chaque ACM. Le second critère, le critère du coude, consiste à retenir un axe factoriel jusqu'à ce que l'on constate une cassure (un coude) dans l'ébouilissement des valeurs propres. Néanmoins, une ACM sur un nombre important de variables et de modalités, comme c'est le cas dans notre article, permet difficilement de noter cette cassure et l'ébouilissement des valeurs propres se fait plutôt en pente douce. Il est alors nécessaire de procéder à la correction de Benzécri sur les valeurs propres pour sélectionner le nombre d'axes.

La *valeur propre corrigée*  $\lambda^*$  se calcule de la manière suivante :

$$\lambda_F^* = \left[ \left( \frac{k}{k-1} \right) \times \left( \lambda_F - \frac{1}{k} \right) \right]^2 \text{ pour } \lambda_F > \frac{1}{k} .$$

Dans cet article, nous avons procédé à cette correction et retenu le critère du coude pour sélectionner le nombre d'axes factoriels. Nous retenons deux axes factoriels pour les deux premières ACM et quatre axes pour la troisième.

**Représentations graphiques**

Pour chaque ACM, nous présentons les graphiques des modalités des variables retenues pour chaque famille de critères pour les axes factoriels retenus. Nous avons représenté les variables interprétables, c'est-à-dire dont les coordonnées sont supérieures à  $\sqrt{\lambda}$ .

Le sens des axes est donné par les modalités dont les contributions sont les plus fortes que nous avons surlignées en gras.

### Variables supplémentaires

Nous présentons également un second graphique représentant les modalités des variables supplémentaires, à savoir : le sexe (femme/homme) et l'issue de la première année (réussite, redoublement, réorientation, sortie, non-réponse).

### Motivations de l'inscription (dimension 1)

L'ACM sur les motivations de l'inscription en première année est construite à partir de onze variables, qui procurent des informations sur les raisons de l'inscription et sur le fait que les étudiants sont inscrits ou non dans la formation souhaitée. Des statistiques descriptives pondérées menées sur ces variables permettent de dresser le profil moyen des étudiants qui intègrent le supérieur à la rentrée 2014. Il ressort, en grande majorité, qu'ils ont choisi leur formation (91,3 %). Les principales raisons de ce choix sont l'intérêt pour les études (63,6 %), puis le projet professionnel (50 %), suivis des débouchés offerts par la filière (47,3 %).

La projection des variables actives de l'ACM sur le plan factoriel permet de fournir une interprétation aux axes ■ **FIGURE 1**. Les variables contribuant fortement à la construction de l'axe 1 concernent les motivations à suivre la formation, notamment le fait que la formation soit en lien avec le projet professionnel, ou que l'inscription serait le fruit du hasard. Ce premier axe semble donc opposer les formations qui relèvent d'une décision réfléchie de celles qui sont suivies par défaut.

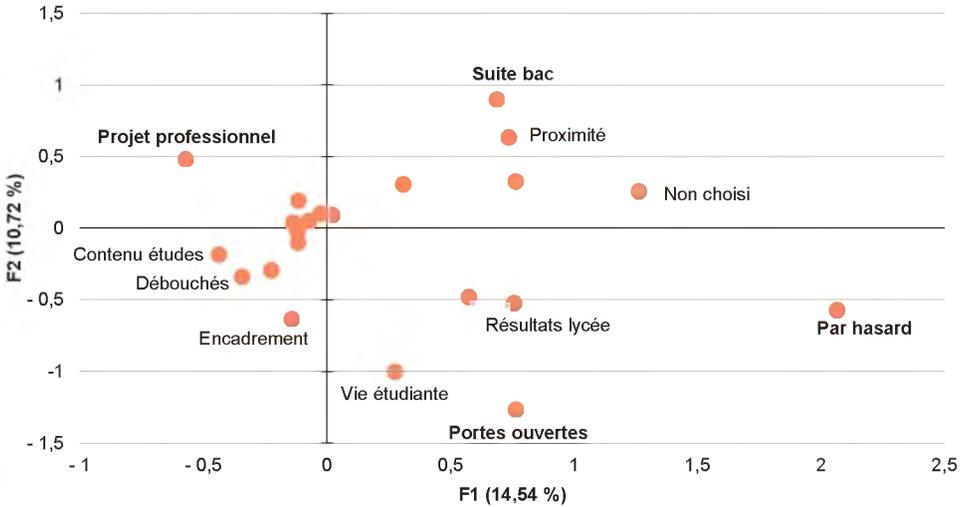
L'analyse des variables supplémentaires (sexe, issue de la première année) montre que le fait de relier son choix de formation à son projet professionnel est plutôt privilégié par les femmes. En effet, les femmes représentent 54,3 % de notre échantillon pour cette dimension, mais leur part est de 58,7 % parmi les individus ayant choisi leur formation pour leur projet professionnel et de 53 % parmi ceux ayant choisi leur formation par hasard. Nous constatons, cependant, que les formations choisies en lien avec le projet professionnel sont également associées à un maintien dans l'enseignement supérieur, qu'il s'agisse d'une réussite ou d'un redoublement. Le lien entre le redoublement et les femmes s'explique en partie par un effet filière. En effet, les femmes sont plus nombreuses à s'inscrire en Paces (première année commune aux études de santé) : cette formation, très sélective en première année, conduit ainsi à un fort taux de redoublement chez les filles<sup>9</sup>. Les formations choisies par défaut concernent plutôt les hommes et conduisent à des sorties de l'enseignement supérieur dès la première année.

Le deuxième axe oppose, quant à lui, les formations intégrées pour leur caractère spécialisé (suite naturelle du baccalauréat, cursus lié à un projet professionnel) aux formations choisies pour leur aspect généraliste avec l'idée de conserver un maximum de portes ouvertes. Les premières sont plutôt privilégiées par les femmes et liées à des sorties précoces de l'enseignement supérieur. Les secondes, légèrement préférées par les hommes, mènent plutôt à une réussite dès la première année.

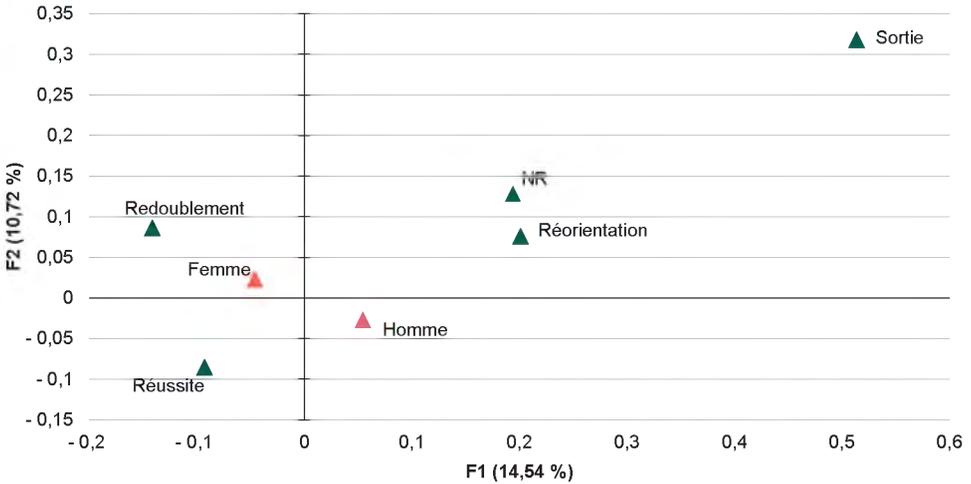
9. Nous avons mené une ACM en écartant les étudiants de Paces et retrouvé des résultats similaires, excepté que la variable redoublement n'est plus du côté de l'axe 1 mais au centre.

■ FIGURE 1 ACM sur les variables relatives au choix de formation

■ FIGURE 1a Variables ayant contribué à la construction de l'ACM



■ FIGURE 1b Variables supplémentaires dans l'ACM



Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

**Lecture :** le premier axe de l'ACM oppose les formations choisies au hasard à celles associées à un projet professionnel précis. L'introduction de variables supplémentaires dans l'analyse montre que les femmes sont plus proches des formations associées à un projet professionnel précis et qu'elles semblent ancrer leur choix de formation de manière plus réfléchie.

**Champ :** individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

**Source :** SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs.

### Degré de satisfaction ou difficultés d'apprentissage ressentis (dimension 2)

L'ACM sur la deuxième dimension est construite en mobilisant neuf variables portant sur la satisfaction, les difficultés ressenties dans les études, l'absence aux cours et l'opinion sur l'avenir professionnel. Le profil moyen dressé par les statistiques descriptives pondérées indique que les étudiants sont dans l'ensemble assez satisfaits du contenu des études (49,8 %), du suivi (45,4 %), des évaluations (52,6 %) et de l'adéquation de la formation à sa description (47,3 %). Ils ne rencontrent généralement aucune difficulté à s'intéresser aux matières (45,7 %), déclarent quelques difficultés à suivre dans les études (51,6 %) ou à s'organiser dans leur travail (48,6 %) et sont plutôt optimistes pour leur avenir professionnel (51,3 %).

L'ACM et l'analyse du plan factoriel nous montrent trois profils-types qui se distinguent de ce profil moyen ■ **FIGURE 2**. Un groupe de bacheliers accumulant les difficultés et les insatisfactions, un groupe étant à l'inverse très satisfait et ne connaissant aucune difficulté et enfin un groupe intermédiaire, étant de manière générale assez satisfait. Le groupe des « insatisfaits » cumulant plusieurs difficultés est associé à des sorties précoces ou des réorientations en première année, ce qui n'est pas le cas des autres groupes.

Par ailleurs, il convient de noter que les femmes et les hommes ne se différencient quasiment pas sur cette dimension.

### Conditions matérielles et financières (dimension 3)

Afin d'apprécier les conditions matérielles et financières des étudiants, nous construisons notre dernière ACM à partir de seize variables renseignant sur la situation professionnelle, le logement et les difficultés matérielles des étudiants. Le profil moyen souligne que la grande majorité des étudiants ne travaillent pas et ne cherchent pas de travail (69 %), et habitent chez leurs parents (59,7 %). Ils vivent généralement avec l'aide financière de leurs familles (50,7 %), ne rencontrent aucune difficulté particulière (62,2 %) et n'ont pas, pour une courte majorité, le permis de conduire (51,6 %).

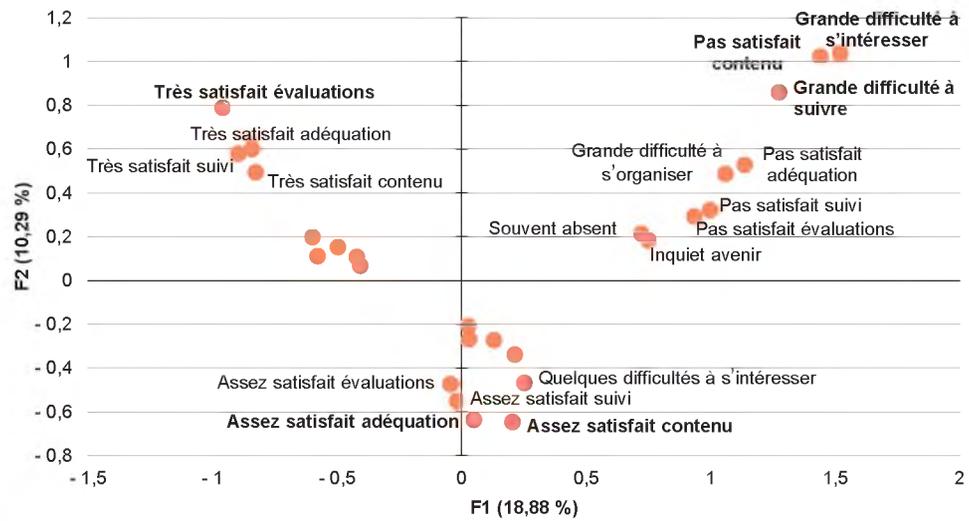
L'ACM présentée dans la **figure 3** dresse une grande variété de profils. Quatre axes factoriels sont nécessaires à l'analyse de cette dimension. Le premier axe met en opposition les individus qui accumulent les difficultés (financières, de transport, familiales, de santé), avec une surreprésentation des femmes, face à ceux qui déclarent n'en rencontrer aucune, plutôt les hommes. En effet, alors qu'elles sont 54,2 % dans notre échantillon, les femmes représentent 63,5 % des individus qui déclarent avoir des difficultés familiales ou de santé, 58,5 % des individus qui déclarent des difficultés financières, 56 % de ceux qui déclarent des difficultés de transport et seulement 52,3 % parmi ceux qui déclarent n'avoir aucune difficulté. Très logiquement, le premier groupe est lié à des sorties précoces dès la première année, alors que le second est caractérisé par des poursuites au niveau supérieur.

Le deuxième axe concentre les variables relatives aux ressources et au logement des individus. Deux groupes se distinguent. Le premier correspond aux individus qui vivent seuls avec l'aide de leurs parents et qui bénéficient des allocations logement. Ce sont généralement des femmes avec des profils de réussite en première année. À l'inverse, le second groupe, plutôt masculin et associé à des sorties dès la première année de l'enseignement supérieur, comprend les individus qui vivent chez leurs parents et ne disposent d'aucune ressource. En effet, les hommes sont 45,8 % dans l'échantillon et sont 47,7 % à ne disposer d'aucune ressource.

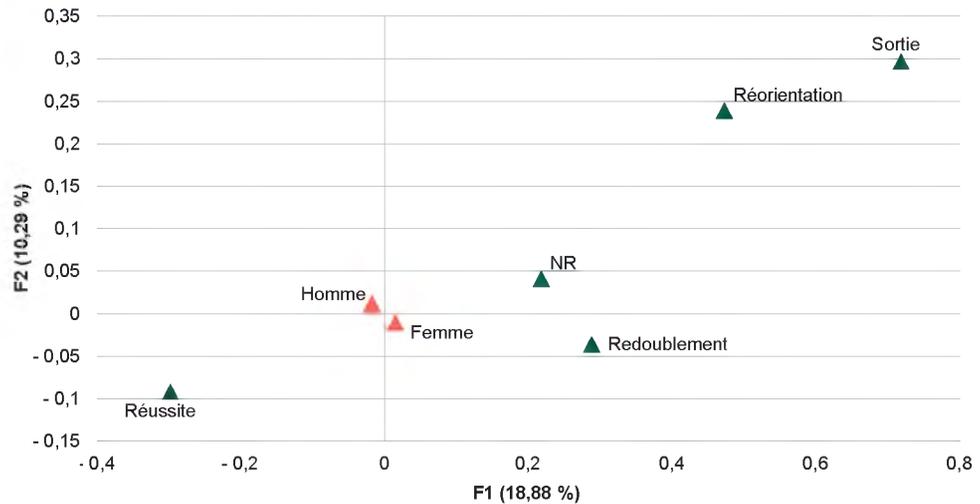
Le troisième axe renseigne sur la situation professionnelle des étudiants en mettant en évidence un groupe d'individus occupant un emploi et tirant des ressources régulières de leur activité. De ce point de vue, peu de différences sont observées entre les femmes et les hommes. Enfin, le quatrième axe comprend les bacheliers qui vivent seuls sans aide de leur famille, avec une représentation plus marquée des hommes et des individus abandonnant leurs études.

■ FIGURE 2 ACM sur la satisfaction et les difficultés d'apprentissage ressenties

■ FIGURE 2a Variables ayant contribué à la construction de l'ACM



■ FIGURE 2b Variables supplémentaires dans l'ACM



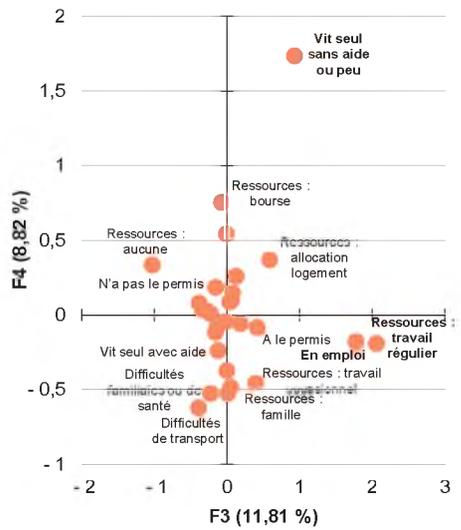
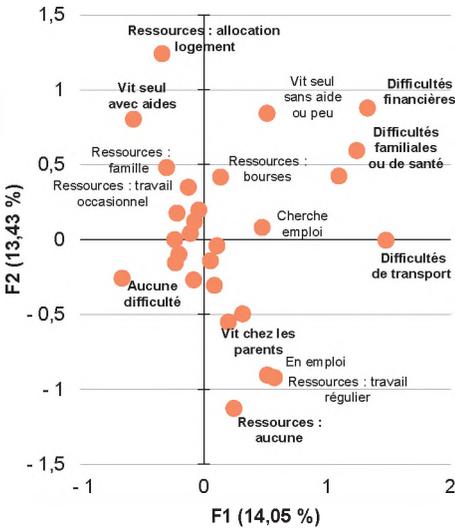
Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

**Lecture :** le premier axe de l'ACM oppose graduellement les individus des plus satisfaits aux plus insatisfaits.  
**Champ :** individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

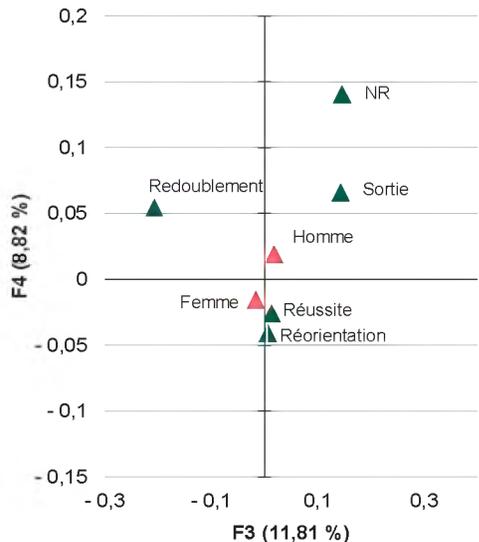
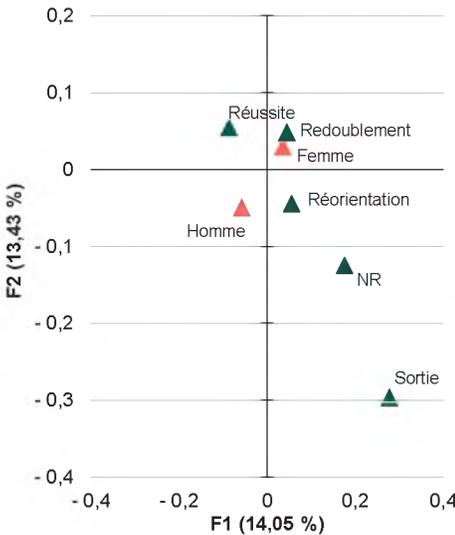
**Source :** SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs.

■ **FIGURE 3** ACM sur les conditions matérielles et financières

■ **FIGURE 3a** Variables ayant contribué à la construction de l'ACM



■ **FIGURE 3b** Variables supplémentaires dans l'ACM



Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

**Champ :** individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

**Source :** SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs.

## Le vécu en première année : à caractéristiques comparables, des différences significatives entre les femmes et les hommes

Les résultats présentés dans la partie précédente permettent d'identifier des profils d'étudiants plus ou moins atypiques et d'effectuer une première analyse descriptive des individus s'y rapportant. Les interprétations qui en découlent sont, cependant, sujettes à des effets de structure. En effet, nous ne contrôlons pas, par exemple, le niveau des étudiants et leur parcours scolaire antérieur (notes obtenues au bac, retard dans les études, etc.) alors même que ces variables sont étroitement corrélées au genre et au vécu en première année (Couppié & Épiphanie, 2019 ; De Clercq & Perret, 2020).

Pour remédier à cela, nous proposons de construire des indicateurs synthétiques à partir des trois ACM précédentes : ces indicateurs quantitatifs peuvent être mobilisés dans des régressions par les moindres carrés ordinaires afin d'identifier les déterminants du vécu universitaire « toutes choses égales par ailleurs ».

### Construction d'indicateurs synthétiques individuels du vécu pouvant être mobilisés dans une régression par MCO

L'analyse des correspondances multiples peut-être prolongée afin de construire des indicateurs synthétiques pour chaque dimension d'études (Deutsch et al., 2019). En effet, un axe factoriel étant la combinaison linéaire des variables permettant de différencier au mieux les individus sur une dimension donnée, il peut s'interpréter comme la synthèse de l'information contenue dans ces différentes variables. De plus, à partir de la propriété de dualité de l'ACM, il est possible d'attribuer une valeur à chaque individu pour un axe factoriel donné ■ **ENCADRÉ 3**. Nous construisons ainsi huit indicateurs individuels du vécu correspondant aux huit axes factoriels retenus pour les trois ACM menées. Pour mémoire :

- l'indicateur n° 1 fournit une mesure quantitative sur le caractère choisi de la formation : une valeur positive indique que l'individu a choisi sa formation par hasard tandis qu'une valeur négative suggère un choix plus réfléchi ;
- l'indicateur n° 2 renseigne sur les motifs du choix d'études en opposant les formations généralistes et spécialisées : les étudiants ayant opté pour un cursus en raison de son caractère spécialisé auront une valeur positive tandis que ceux qui ont privilégié une formation qu'ils jugent généraliste seront associés à des valeurs négatives ;
- l'indicateur n° 3 peut s'interpréter comme une mesure du degré d'insatisfaction : on trouve parmi les valeurs positives les individus qui se déclarent insatisfaits et parmi les valeurs négatives les étudiants très satisfaits ;
- l'indicateur n° 4 est un complément à l'indicateur précédent : une valeur positive indique que l'individu a une opinion très tranchée sur ses études (très satisfait ou insatisfait) tandis qu'une valeur négative indique une opinion plus nuancée ;
- l'indicateur n° 5 mesure le degré de difficultés matérielles et financières : les valeurs positives les plus élevées sont affectées aux étudiants qui cumulent le plus de difficultés ;
- l'indicateur n° 6 peut s'interpréter comme une mesure de l'« autonomie encadrée » : les individus ayant décohabité et bénéficiant d'aides publiques (aides au logement) ou privées (famille) sont ceux pour lesquels les valeurs de cet indicateur sont supérieures à 0. À l'inverse, ceux qui vivent chez leurs parents ont des valeurs négatives ;
- l'indicateur n° 7 fournit une mesure du cumul emploi-études : une valeur positive est attribuée aux étudiants en emploi et tirant leurs ressources d'une activité professionnelle régulière ;
- l'indicateur n° 8 renseigne sur les individus en grandes difficultés matérielles et financières : on retrouve parmi les valeurs positives, les étudiants qui ont décohabité et ne bénéficient d'aucune aide.

**ENCADRÉ 3** Construction d'indicateurs synthétiques individuels sur la base des ACM

La propriété de dualité de l'ACM permet d'obtenir les coordonnées (non standardisées) d'une observation  $i$  sur un axe factoriel  $F$  donné à partir des coordonnées des modalités sur ce même axe factoriel. Inversement, les coordonnées d'une modalité sur un axe peuvent s'obtenir à partir des coordonnées d'une observation sur un même axe. La formule de transition pour une observation  $i$  sur l'axe  $F$ ,  $Coord_F^i$  est la suivante :

$$Coord_F^i = \frac{1}{k} \sum_{m=1}^M I_{im} \frac{Coord_F^m}{\sqrt{\lambda}}$$

avec  $k$  le nombre de variables,  $m$  une modalité,  $M$  le nombre total de modalités, et  $I_{im}$  une variable indicatrice égale à 1 si l'individu  $i$  possède la modalité  $m$  et 0 sinon.

Par conséquent, à partir des coordonnées des modalités des variables sur un axe factoriel donné, il est possible de calculer pour chaque individu sa coordonnée sur chaque axe factoriel retenu. Cette mesure peut s'interpréter comme un indicateur synthétique des différentes variables mobilisées dans l'ACM.

Un individu avec une valeur proche de 0 pour cet indicateur synthétique est proche du profil moyen, c'est-à-dire qu'il dispose pour chaque modalité du poids de cette modalité dans l'échantillon. Un individu avec une valeur positive (négative) a les attributs des modalités qui caractérisent le côté positif (négatif) de l'axe factoriel.

Sur la base des huit indicateurs créés, il est possible d'effectuer des régressions par les moindres carrés ordinaires afin d'estimer les déterminants du vécu « toutes choses égales par ailleurs ». Nous appliquons une pondération normalisée ( $(poids \times N) / \sum poids$ ) à nos estimations, avec  $N$  la taille de l'échantillon et  $poids$  la pondération des individus dans l'enquête en 2014. Les résultats avec ou sans pondération sont similaires. Pour ce faire, l'indicateur synthétique  $I$  de l'individu  $i$  de la dimension  $D$  de l'axe factoriel  $F$  est régressé en fonction de la variable indicatrice « être une femme », d'un ensemble de variables de contrôle  $x$  et d'un terme d'erreur aléatoire  $u$  (Modèle  $b$ ). À titre comparatif, nous présentons également les résultats d'une régression de l'indicateur synthétique  $I$  en fonction de la variable indicatrice « être une femme » (Modèle  $a$ ).

$$I_{i,D}^F = \beta_1 \times Femme + u_i \quad (\text{Modèle } a)$$

$$I_{i,D}^F = \beta_1 \times Femme + \sum_k \beta_k x_{i,k} + u_i \quad (\text{Modèle } b)$$

Les variables de contrôle sont le type et la série du baccalauréat (S, ES, L, ST2S, STG, ST12D, professionnel, autre bac), la moyenne au bac en première session, le « retard » dans les études, la taille de la commune de résidence l'année du bac (inférieure à 50 000 habitants, de 50 000 à 200 000 habitants, de 200 000 à 2 millions d'habitants, Paris), le fait d'avoir des parents étrangers ou nés à l'étranger et enfin le plus haut niveau de diplôme des parents (inférieur au baccalauréat, baccalauréat, premier cycle de l'enseignement supérieur, second ou troisième cycle de l'enseignement supérieur). Nous retenons le niveau de diplôme le plus élevé entre les deux parents. De plus, le vécu dans l'enseignement supérieur peut être très différent selon les filières, du fait de conditions d'apprentissage différentes selon la taille des classes/promotions ou encore du caractère sélectif de certains cursus (première année de médecine, etc.). Par conséquent, nous proposons de contrôler ces effets en considérant le type d'établissement de l'enseignement supérieur (université, école, IUT, lycée à classe post-bac) ainsi que la filière Paces.

### Les déterminants du vécu en première année : les résultats des ACM confirmés « toutes choses égales par ailleurs »

Les **tableaux 1, 2 et 3** rappellent les principaux résultats des ACM et précisent les coefficients et erreurs-types de la variable « femme » issue de nos régressions sur nos huit indicateurs synthétiques<sup>10</sup>. De manière générale, les résultats obtenus en contrôlant des effets de structure montrent des relations significatives entre le sexe et le vécu en première année pour chacun des indicateurs : ils confirment et précisent l'analyse en première approche que nous avons menée sur les ACM.

Concernant les indicateurs synthétiques associés à la première dimension (**tableau 1**), il apparaît que les femmes choisissent significativement moins leur formation par défaut que les hommes. De même, les coefficients issus de nos régressions montrent une relation significative entre le sexe et les motivations à suivre une formation : tandis que les hommes semblent s'inscrire dans des cursus généralistes laissant davantage de portes ouvertes, les femmes semblent ancrer leur choix sur la base d'un projet professionnel plus précis.

Les indicateurs synthétiques construits à partir de la deuxième ACM (**tableau 2**) portent sur deux éléments : le premier mesure l'insatisfaction et les difficultés ressenties tandis que le second documente l'intensité de ces dimensions en soulignant les individus qui ont une position plus nuancée (assez satisfaits, quelques difficultés). Nos estimations montrent que « toutes choses égales par ailleurs », il n'y a pas de différences significatives entre les femmes et les hommes pour l'insatisfaction ou les difficultés d'apprentissage ressenties. En revanche, s'agissant de l'intensité de ces difficultés ressenties, on observe qu'être un homme favorise l'appartenance à des catégories polaires : ils sont davantage sujets à être très satisfaits ou très insatisfaits que les femmes. Ces dernières sont « toutes choses égales par ailleurs » davantage représentées parmi les étudiants qui ont une perception nuancée de leurs études et des difficultés d'apprentissage associées. Comme suggéré par les ACM, il ressort néanmoins que le sexe semble avoir un impact limité sur cette dimension du vécu des étudiants.

En ce qui concerne les indicateurs synthétiques relatifs à la troisième ACM (**tableau 3**), il est tout d'abord possible d'observer que, à caractéristiques égales, les femmes sont davantage sujettes à cumuler les difficultés financières et matérielles que les hommes. Le deuxième indicateur, qui oppose les individus vivant chez leurs parents sans ressources et les étudiants ayant décohabité et bénéficiant d'aides financières comme les aides au logement, montre que les femmes sont plus fréquemment dans ce dernier cas de figure. Ce constat rejoint celui de la littérature démographique qui souligne que les départs de foyer parental sont plus précoces dans les calendriers féminins (Prioux et al., 2010). Nos résultats suggèrent, en revanche, que l'occupation d'une activité professionnelle n'est pas significative entre les femmes et les hommes. Enfin, le dernier indicateur met en lumière que les parcours féminins sont significativement moins exposés aux situations précaires dans lesquelles l'étudiant vit seul et sans aide.

De manière générale, les résultats obtenus sur les différents indicateurs mettent en évidence un lien clair entre les dimensions du vécu analysées et le sexe. Les femmes, bien qu'elles aient choisi leur formation, semblent vivre difficilement leur première année dans l'enseignement supérieur. En effet, elles rencontrent de nombreuses difficultés liées à leurs conditions de vie matérielles et financières. À l'inverse, les hommes, qui ont plutôt choisi par défaut leur formation, semblent vivre beaucoup plus sereinement et confortablement leur première année d'étudiant. La dernière partie de cet article cherche à appréhender si la manière dont les étudiants vivent les études est *ceteris paribus* corrélée ou non à leur réussite.

10. Les estimations complètes sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

■ **TABLEAU 1** Effet du sexe sur les indicateurs synthétiques des motivations d'inscription

Dimension 1 : les motivations d'inscription		
Valeur des indicateurs	< 0	> 0
<b>Ind 1</b>	<b>Choix réfléchi</b>	<b>Par défaut</b>
Modèle a)	Femme : - 0,038*** (0,006)	Homme
Modèle b)	Femme : - 0,017*** (0,006)	Homme
<b>Ind 2</b>	<b>Généraliste</b>	<b>Spécialisation</b>
Modèle a)	Homme	Femme : 0,016** (0,005)
Modèle b)	Homme	Femme : 0,0142*** (0,005)

Éducation &amp; formations n° 106, DEPP, SIES

**Significativité** : \*\*\* au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %.

**Lecture** : être une femme a un effet négatif significatif sur l'indicateur 1, dont les valeurs positives signifient avoir choisi par défaut sa formation et les valeurs négatives avoir fait un choix réfléchi pour sa formation.

**Champ** : individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

**Source** : SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs (régressions par MCO).

■ **TABLEAU 2** Effet du sexe sur les indicateurs synthétiques du degré de satisfaction ou difficultés d'apprentissage ressentis

Dimension 2 : degré de satisfaction ou difficultés d'apprentissage ressenties		
Valeur des indicateurs	< 0	> 0
<b>Ind 3</b>	<b>Très satisfait</b>	<b>Pas satisfait - Grandes difficultés</b>
Modèle a)	Homme	Femme : 0,019* (0,010)
Modèle b)	Homme	Femme : 0,007 (0,010)
<b>Ind 4</b>	<b>Assez satisfait</b>	<b>Très satisfait - Pas satisfait</b>
Modèle a)	Femme : - 0,011 (0,007)	Homme
Modèle b)	Femme : - 0,016** (0,008)	Homme

Éducation &amp; formations n° 106, DEPP, SIES

**Significativité** : \*\*\* au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %.

**Lecture** : être une femme a un effet négatif significatif sur l'indicateur 4, dont les valeurs positives signifient être très satisfait ou très insatisfait, et les valeurs négatives être assez satisfait.

**Champ** : individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

**Source** : SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs (régressions par MCO).

■ **TABLEAU 3** Effet du sexe sur les indicateurs synthétiques des conditions matérielles et financières

Dimension 3 : conditions matérielles et financières		
Valeur des indicateurs	< 0	> 0
<b>Ind 5</b>	<b>Aucune difficulté</b>	<b>Cumule les difficultés</b>
Modèle a)	Homme	Femme : 0,042*** (0,006)
Modèle b)	Homme	Femme : 0,032*** (0,007)
<b>Ind 6</b>	<b>Vit chez les parents sans ressources</b>	<b>Vit seul avec aide de la famille et allocation logement</b>
Modèle a)	Homme	Femme : 0,036*** (0,006)
Modèle b)	Homme	Femme : 0,020*** (0,006)
<b>Ind 7</b>		<b>Travail régulier</b>
Modèle a)	Femme : - 0,013** (0,006)	Homme
Modèle b)	Femme : - 0,007 (0,006)	Homme
<b>Ind 8</b>		<b>Vit seul sans aide ou peu</b>
Modèle a)	Femme : - 0,011** (0,005)	Homme
Modèle b)	Femme : - 0,016*** (0,005)	Homme

Éducation &amp; formations n° 106, DEPP, SIES

**Significativité** : \*\*\* au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %.

**Lecture** : être une femme a un effet positif significatif sur l'indicateur 5, dont les valeurs positives signifient cumuler les difficultés et les valeurs négatives n'avoir aucune difficulté.

**Champ** : individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

**Source** : SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs (régressions par MCO).

## Vivre ses études et les réussir : une relation significative et différenciée selon le sexe

L'analyse du lien entre le vécu et la réussite est réalisée en considérant quatre issues possibles à la première année<sup>11</sup> : le passage au niveau supérieur, le redoublement, la réorientation et la sortie de l'enseignement supérieur (abandon en cours ou en fin d'année). Nous intégrons également une modalité relative à la non-réponse pour ne pas écarter la masse non négligeable d'étudiants concernés (près de 8 % de notre échantillon, 7,6 % de femmes et 8,2 % d'hommes). Les statistiques descriptives sur cette variable montrent que les hommes ont tendance à mieux réussir : 51,1 % des femmes réussissent leur première année contre 56,1 % pour les hommes. Mais il apparaît également que les hommes sont plus nombreux à sortir précocement de l'enseignement supérieur : 5,8 % d'abandon pour les femmes contre 6,6 % pour les hommes<sup>12</sup>. En parallèle, nous constatons que les femmes redoublent davantage (14,1 % contre 12,9 %) et se réorientent plus (21,4 % contre 16,2 %) que les hommes. Par conséquent, il semble que, face à de potentielles difficultés, les hommes ont tendance à décrocher plus rapidement et à abandonner leurs études<sup>13</sup> alors que les femmes persèverent dans l'enseignement supérieur en redoublant ou en se réorientant. Néanmoins, ces statistiques s'expliquent en partie par des différences dans le choix des filières de formation entre les sexes. Les femmes sont beaucoup plus représentées en Paces (première année commune aux études de santé) (69,5 % de filles contre 30,5 % de garçons) alors que cette formation est associée à de faible taux de réussite en première année (13,5 %) et des taux élevés de redoublement (48,1 %) ou de réorientation (31 %).

Pour confronter ces résultats « toutes choses égales par ailleurs », notre stratégie empirique consiste à mobiliser des régressions logistiques multinomiales<sup>14</sup> dans lesquelles les variables dépendantes correspondent aux modalités de réussite. Deux types de spécifications sont retenus. Le premier type cherche à expliquer l'issue de la première année en retenant comme variable explicative le sexe, les indicateurs synthétiques précédemment définis et un ensemble de variables de contrôle (déjà intégrées dans les MCO de la partie précédente) qui renvoient aux déterminants traditionnels de la réussite. Le second type introduit pour chaque indicateur, une interaction avec le sexe afin d'identifier si le lien entre le vécu et l'issue de la première année est différencié selon que l'on s'intéresse aux parcours féminins ou masculins. Au total, six modèles sont estimés<sup>15</sup> ■ **ENCADRÉ 4.**

Il convient de noter que les résultats obtenus sur les déterminants traditionnels confirment que le parcours scolaire antérieur, la filière de formation et l'origine sociale mesurée par le diplôme des parents ont des effets significatifs. Les résultats montrent peu de différences de réussite entre les femmes et les hommes. Les femmes sont davantage

11. Cette variable est construite en confrontant les données de la première vague du panel avec celles de la deuxième vague (inscription dans l'enseignement supérieur à la rentrée 2015). Les individus inscrits dans l'enseignement supérieur en 2014 qui poursuivent leur parcours dans le secondaire à la rentrée 2015 sont considérés « en réorientation ».

12. De ce point de vue, il est possible de noter que nos estimations montrent une grande proximité entre les individus qui abandonnent leurs études et les non-répondants.

13. Ce résultat rejoint en partie celui de Ménard (2018), qui montre que les hommes décrochent plus que les femmes.

14. Ces modèles sont mobilisés lorsque la variable dépendante (ici l'issue de la première année) est composée de plusieurs modalités. Pour une présentation détaillée de la méthode, voir Afsa-Essafi (2003).

15. Pour des questions de lisibilité, nous limitons la présentation de nos résultats aux coefficients portant sur le sexe, les indicateurs synthétiques et les croisements entre ces deux dimensions. Les estimations complètes sont néanmoins disponibles sur demande auprès des auteurs.

## ENCADRÉ 4 Spécification des modèles logistiques multinomiaux

Dans une première spécification (a), la probabilité que l'individu  $i$  ait la modalité  $j$  pour l'issue de la première année  $Y$  (modalité de référence : réussite) est régressée uniquement en fonction du sexe de la manière suivante :

$$(a) P(Y = j / Z) = \frac{e^{\text{femme} \times \gamma_0 + \varepsilon_i}}{\sum_j e^{\text{femme} \times \gamma_0 + \varepsilon_i}}$$

Le fait d'être une femme est pondéré par le paramètre  $\gamma_0$  et  $\varepsilon$  est un terme d'erreur aléatoire. Dans une seconde spécification (b), le modèle précédent est répliqué en intégrant les  $k$  variables de contrôle  $x$  de la manière suivante :

$$(b) P(Y = j / Z) = \frac{e^{\text{femme} \times \gamma_0 + \sum_k x_{i,k} \times \gamma_k + \varepsilon_i}}{\sum_j e^{\text{femme} \times \gamma_0 + \sum_k x_{i,k} \times \gamma_k + \varepsilon_i}}$$

Les variables de contrôle  $x$  sont l'origine sociale, le parcours antérieur de formation et la filière de formation et sont pondérées par leurs paramètres  $\gamma_k$ . Les variables de contrôle sont les mêmes que celles retenues pour les MCO (cf. partie *Construction d'indicateurs synthétiques individuels du vécu pouvant être mobilisés dans une régression par MCO*). Dans une troisième spécification (c), la probabilité que l'individu  $i$  ait la modalité  $j$  pour l'issue de la première année  $Y$  (modalité de référence : réussite) est régressée en intégrant au modèle précédent les indicateurs synthétiques de la dimension étudiée  $D$  de l'axe factoriel  $F$   $I_{i,D}^F$  pondérés par leurs effets  $\gamma_{1,D}^F$ .

$$(c) P(Y = j / Z) = \frac{e^{\text{femme} \times \gamma_0 + I_{i,D}^F \times \gamma_{1,D}^F + \sum_k x_{i,k} \times \gamma_k + \varepsilon_i}}{\sum_j e^{\text{femme} \times \gamma_0 + I_{i,D}^F \times \gamma_{1,D}^F + \sum_k x_{i,k} \times \gamma_k + \varepsilon_i}} \quad (1), (2), (3) \text{ pour les dimensions } 1, 2 \text{ et } 3.$$

La quatrième spécification (d) ajoute à l'équation précédente un terme d'interaction entre les indices synthétiques  $I_{i,D}^F$  et le fait d'être une femme pondéré par un paramètre  $\gamma_{2,D}^F$ .

$$(d) P(Y = j / Z) = \frac{e^{\text{femme} \times \gamma_0 + I_{i,D}^F \times \gamma_{1,D}^F + (\text{femme} \times I_{i,D}^F) \times \gamma_{2,D}^F + \sum_k x_{i,k} \times \gamma_k + \varepsilon_i}}{\sum_j e^{\text{femme} \times \gamma_0 + I_{i,D}^F \times \gamma_{1,D}^F + (\text{femme} \times I_{i,D}^F) \times \gamma_{2,D}^F + \sum_k x_{i,k} \times \gamma_k + \varepsilon_i}}$$

(1), (2), (3) pour les dimensions 1, 2 et 3.

sujettes à se réorienter que leurs homologues masculins, tandis que les coefficients sur la sortie, le redoublement et la non-réponse ne sont pas significatifs. Ce résultat n'est pas en ligne avec ceux de la littérature (Duguet *et al.*, 2016 ; Lemaire, 2000), qui montrent que les femmes sont moins concernées par les redoublements et les réorientations que les hommes<sup>16</sup>. Deux éléments d'explication peuvent être avancés sur ce point : d'une part, nous raisonnons à caractéristiques comparables ce qui n'est pas toujours le cas dans les travaux disponibles<sup>17</sup> et, d'autre part, nous nous concentrons sur la première année d'études alors que la littérature retient parfois une approche de la réussite correspondant à l'obtention d'un DEUG (Lemaire, 2000). Sans surprise, la moyenne obtenue au bac est positivement corrélée à la probabilité de réussir sa première année, tandis que les bacheliers généraux ont davantage de chance de passer au niveau supérieur et sont moins concernés par les sorties que les bacheliers des filières techniques et professionnelles. De plus, les étudiants « en retard » sont davantage exposés au risque d'abandonner ou de redoubler dans l'enseignement supérieur, mais ils ont moins de chance de se réorienter. Le type d'établissement de formation, *proxy* de la filière de formation, a également un impact significatif avec des réussites plus importantes pour ceux poursuivant au sein d'écoles, d'IUT ou de lycées comparés aux filières universitaires. La filière Paces conduit à des taux de sortie, de redoublement et de réorientation significativement plus importants. La commune de résidence a peu d'effets significatifs (excepté Paris, qui est associée à moins d'abandon et de réorientation). Concernant l'effet des caractéristiques des parents sur le parcours de première année, il ressort de nos estimations que les descendants d'immigrés redoublent et se réorientent plus. Par ailleurs, les étudiants dont les parents sont diplômés du supérieur réussissent davantage que ceux dont les parents n'ont aucun diplôme.

### Suivre une formation par défaut (pour les hommes) et spécialisée (pour les femmes) diminue la probabilité de réussir sa première année

Les coefficients estimés sur la première dimension montrent que les étudiants qui choisissent leur formation par défaut ont une probabilité plus importante d'abandonner leurs études, de se réorienter et de redoubler que ceux qui s'inscrivent dans la formation de leur choix. Les croisements avec le sexe indiquent que c'est particulièrement le cas pour les hommes : pour les femmes, cet effet demeure significatif (excepté pour le redoublement) mais de moindre ampleur. Permettre aux jeunes bacheliers d'être acteurs de leur orientation et de faire des choix éclairés réapparaît donc ici comme un enjeu majeur afin de réduire les taux d'échecs en première année ■ **TABLEAU 4.**

Pour ce qui est du second indicateur synthétique, les coefficients de notre modèle suggèrent qu'avoir choisi une formation spécialisée augmente les chances de se réorienter ou d'abandonner. Ce constat n'est valable que pour les trajectoires féminines et peut s'expliquer par des choix de filières plus ou moins sélectives (Blanchard *et al.*, 2016). Privilégier les formations généralistes en première année semble, de ce point de vue, constituer un moyen de favoriser la poursuite d'études.

16. Ce résultat reste valable quelles que soient les dimensions de vécu introduites dans les modèles.

17. Nous introduisons des variables de contrôle supplémentaires par rapport à Lemaire (2000), notamment la moyenne obtenue au baccalauréat. Il convient de noter que ces résultats ne traduisent pas forcément un effet « pur » du sexe sur la réussite. D'autres facteurs inobservables, que nous ne pouvons contrôler ici, peuvent en effet jouer (Michaut, 2012).

■ **TABLEAU 4** Motivations d'inscription et réussite en première année (résultats issus de modélisations logistiques multinomiales)

Issue de la première année (réf. réussite)	(1) Redoublement		(2) Réorientation		(3) Abandon		(4) Non-réponse	
	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type
<b>Modèle (a)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,183***	(0,048)	0,373***	(0,043)	- 0,031	(0,067)	0,025	(0,060)
<b>Modèle (b)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,010	(0,057)	0,286***	(0,048)	- 0,092	(0,076)	0,002	(0,067)
<b>Modèle sans interaction (c)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,003	(0,059)	0,324***	(0,052)	0,022	(0,091)	0,044	(0,071)
Ind. 1 : par défaut vs réfléchi	0,286***	(0,076)	1,014***	(0,063)	1,274***	(0,106)	0,587***	(0,088)
Ind. 2 : spécialisée vs généraliste	0,146	(0,090)	0,180**	(0,076)	0,386***	(0,133)	- 0,018	(0,107)
<b>Modèle avec interaction (d)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,002	(0,059)	0,342***	(0,053)	0,059	(0,102)	0,008	(0,073)
Ind. 1 : par défaut vs réfléchi	0,400***	(0,108)	1,211***	(0,095)	1,556***	(0,154)	0,430***	(0,131)
*Femme	- 0,215	(0,146)	- 0,336***	(0,123)	- 0,513**	(0,208)	0,288*	(0,173)
Ind. 2 : spécialisée vs généraliste	0,114	(0,129)	0,004	(0,975)	0,097	(0,187)	- 0,109	(0,151)
*Femme	0,056	(0,175)	0,301**	(0,147)	0,540**	(0,259)	0,192	(0,207)

Education & formations n° 106, DEPP, SIES

**Significativité :** \*\*\* au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %.

**Lecture :** modèle (a) : être une femme augmente significativement les chances de redoubler sa première année par rapport au fait de réussir (coef. : 0,183). Modèle (b) : être une femme n'a pas d'effet significatif sur les chances de redoubler sa première année par rapport au fait de réussir « toutes choses égales par ailleurs » (coef. : 0,010). Modèle (c) : avoir choisi sa formation par défaut augmente significativement les chances d'abandonner sa première année par rapport au fait de réussir (coef. : 1,274). Modèle (d) : avoir choisi sa formation par défaut augmente significativement les chances d'abandonner sa première année par rapport au fait de réussir pour les hommes (coef. : 1,556). Mais cet effet est de moindre ampleur pour les femmes (1,043 = 1,556 - 0,513).

**Champ :** individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

**Source :** SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs (régressions par MCO).

### Une corrélation négative entre l'insatisfaction, les difficultés d'apprentissage et la réussite particulièrement marquée pour les hommes

Les régressions sur la deuxième dimension du vécu permettent de mettre en évidence une corrélation négative entre l'insatisfaction vis-à-vis du contenu des études et la probabilité de réussir, que ce soit par rapport à ceux qui sont très satisfaits (indicateur synthétique de l'axe 1) ou à ceux qui sont assez satisfaits (indicateur synthétique de l'axe 2) : de manière graduelle, ne pas être satisfait augmente le risque de redoubler sa première année, de rejoindre un autre cursus ou d'abandonner les études ■ **TABLEAU 5.**

Les effets d'interaction lorsque l'on compare les « très satisfaits » avec les « insatisfaits » mettent en évidence une différence significative entre les femmes et les hommes sur la probabilité de redoubler, de se réorienter ou de quitter les études : le sens de la corrélation est identique mais de moindre ampleur pour les femmes. Ce résultat peut refléter des pratiques différentes entre les sexes. Comme le souligne Michaut (2012), les étudiantes

■ **TABLEAU 5** Degré de satisfaction et réussite en première année (résultats issus de modélisations logistiques multinomiales)

Issue de la première année (réf. réussite)	(1) Redoublement		(2) Réorientation		(3) Abandon		(4) Non-réponse	
	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type
<b>Modèle (a)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,183***	(0,048)	0,373***	(0,043)	- 0,031	(0,067)	0,025	(0,060)
<b>Modèle (b)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,010	(0,057)	0,286***	(0,048)	- 0,092	(0,076)	0,002	(0,067)
<b>Modèle sans interaction (c)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,018	(0,060)	0,327***	(0,054)	0,048	(0,093)	0,056	(0,072)
Ind. 3 : degré d'insatisfaction	0,882***	(0,050)	1,210***	(0,043)	1,398***	(0,079)	0,681***	(0,059)
Ind. 4 : insatisfaits/satisfaits vs assez satisfaits	0,318***	(0,064)	0,857***	0,057	0,814***	(0,100)	0,561***	(0,076)
<b>Modèle avec interaction (d)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,006	(0,061)	0,367***	(0,056)	0,141	(0,110)	0,011	(0,074)
Ind. 3 : degré d'insatisfaction	0,975***	(0,074)	1,402***	(0,067)	1,707***	(0,127)	0,637***	(0,084)
*Femme	- 0,175*	(0,078)	- 0,333***	(0,085)	- 0,533***	(0,160)	0,086	(0,114)
Ind. 4 : insatisfaits/satisfaits vs assez satisfaits	0,291***	(0,093)	0,885***	(0,088)	0,568***	(0,151)	0,678***	(0,107)
*Femme	0,050	(0,128)	- 0,062	(0,115)	0,431**	(0,203)	- 0,233	(0,151)

Éducation & formations n° 106, DEPP, SIES

**Significativité** : \*\*\* au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %.

**Lecture** : Modèle (c) : être insatisfait de sa formation augmente significativement les chances d'abandonner sa première année par rapport au fait de réussir (coef. : 1,398). Modèle (d) : être insatisfait de sa formation augmente significativement les chances d'abandonner sa première année par rapport au fait de réussir pour les hommes (coef. : 1,707). Mais cet effet est de moindre ampleur pour les femmes (1,174 = 1,707 - 0,533).

**Champ** : individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

**Source** : SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs (régressions par MCO).

s'octroient moins de loisirs, sont plus assidues, plus studieuses, ce qui peut expliquer que l'insatisfaction ne joue pas de la même manière sur l'issue de la première année. Lorsque l'insatisfaction est mise en comparaison avec une satisfaction plus nuancée, les effets sont peu différenciés entre les trajectoires féminines et masculines à l'exception de la modalité correspondant à l'abandon des études, qui semble affecter davantage les femmes.

### Un effet genré de l'autonomie et de l'activité professionnelle

Les coefficients sur les indicateurs synthétiques relatifs à la dernière dimension du vécu suggèrent, en premier lieu, que cumuler des difficultés financières et matérielles accroît le risque de se réorienter et d'abandonner les études comparativement au fait de poursuivre dans le même cursus. Les coefficients, bien que significatifs, sont néanmoins de faible ampleur. Ainsi, il est intéressant de noter que, contrairement aux autres dimensions, aucune différence femme/homme n'est significative pour cet indicateur ■ **TABLEAU 6**.

S'agissant de l'indicateur synthétique opposant les individus qui vivent chez leurs parents sans aucune ressource propre à ceux qui décohabitent et bénéficient d'aides au logement,

■ **TABLEAU 6** Difficultés matérielles/financières et réussite en première année (résultats issus de modélisations logistiques multinomiales)

Issue de la première année (réf. réussite)	(1) Redoublement		(2) Réorientation		(3) Abandon		(4) Non-réponse	
	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type	Coef-ficient	Erreur-type
<b>Modèle (a)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,183***	(0,048)	0,373***	(0,043)	- 0,031	(0,067)	0,025	(0,060)
<b>Modèle (b)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,010	(0,057)	0,286***	(0,048)	- 0,092	(0,076)	0,002	(0,067)
<b>Modèle sans interaction (c)</b>								
Sexe (réf. homme)	- 0,004	(0,058)	0,287***	(0,049)	- 0,087	(0,078)	0,054	(0,070)
Ind. 5 : Difficultés	0,015	(0,070)	0,119**	(0,058)	0,207**	(0,094)	0,019	(0,085)
Ind. 6 : Décohab. avec aides	0,122	(0,074)	-0,161***	(0,061)	- 0,401***	(0,098)	0,004	(0,088)
Ind. 7 : Travail régulier	- 0,588***	(0,085)	0,009	(0,063)	- 0,170*	(0,090)	0,130	(0,085)
Ind. 8 : Décohab. sans aide	0,054	(0,088)	- 0,169**	(0,074)	- 0,098	(0,121)	0,108	(0,106)
Ind. 4 : insatisfaits/satisfaits vs assez satisfaits	0,318***	(0,064)	0,857***	0,057	0,814***	(0,100)	0,561***	(0,076)
<b>Modèle avec interaction (d)</b>								
Sexe (réf. homme)	0,004	(0,059)	0,279***	(0,049)	- 0,169**	(0,083)	0,033	(0,072)
Ind. 5 : Difficultés	0,017	(0,104)	0,165*	(0,09)	0,167	(0,137)	- 0,121	(0,128)
<i>*Femme</i>	0,009	(0,135)	- 0,064	(0,114)	0,090	(0,183)	0,249	(0,166)
Ind. 6 : Décohab. avec aides	0,406***	(0,108)	0,145	(0,093)	- 0,037	(0,137)	- 0,029	(0,128)
<i>*Femme</i>	- 0,517***	(0,140)	- 0,516***	(0,117)	- 0,700***	(0,186)	0,0045	(0,166)
Ind. 7 : Travail régulier	- 0,839***	(0,125)	- 0,399***	(0,100)	- 0,404***	(0,125)	- 0,098	(0,119)
<i>*Femme</i>	0,488***	(0,165)	0,714***	(0,124)	0,490***	(0,172)	0,472***	(0,163)
Ind. 8 : Décohab. sans aide	0,139	(0,128)	- 0,042	(0,112)	- 0,114	(0,171)	0,060	(0,156)
<i>*Femme</i>	- 0,134	(0,167)	- 0,182	(0,143)	0,056	(0,232)	0,099	(0,203)

Education & formations n° 106, DEPP, SIES

**Significativité** : \*\*\* au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %.

**Lecture** : modèle (c) : décohabiter avec des aides n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de redoubler comparé au fait de réussir (coef. : 0,122). Modèle (d) : décohabiter avec des aides augmente significativement les chances de redoubler sa première année par rapport au fait de réussir pour les hommes (coef. : 0,406). Décohabiter avec des aides semble réduire la probabilité de redoubler pour les femmes avec, tout de même, une incertitude sur la significativité des coefficients cumulés (- 0,111 = 0,406 - 0,517).

**Champ** : individus inscrits en première année de l'enseignement supérieur en octobre 2014 (France hors Mayotte).

**Source** : SIES-MESR, panel de bacheliers 2014 ; calculs des auteurs (régressions par MCO).

nos estimations montrent que cette seconde situation est corrélée à une plus grande probabilité de réussir que d'abandonner ou de se réorienter. Les effets d'interaction avec le sexe suggèrent que ces relations sont uniquement significatives pour les femmes : ce résultat laisse entendre que le lien positif entre autonomie et réussite ne concerne que les parcours féminins. Ce constat est confirmé par une analyse sexuée de l'influence de cette dimension sur le redoublement : tandis que les estimations sans interaction n'indiquent aucun effet significatif, le fait de décohabiter avec des aides au logement semble augmenter la probabilité de redoubler pour les hommes et inversement pour les femmes<sup>18</sup>. Ces résultats font écho au rapprochement qu'il est possible d'opérer entre les travaux portant sur la précocité des parcours de décohabitation des femmes (Prioux et al., 2010) et ceux qui mettent en évidence leur plus grande implication dans les études (Lambert-Le Mener, 2012).

L'analyse du septième indicateur montre qu'exercer une activité professionnelle régulière diminue « toutes choses égales par ailleurs » la probabilité d'abandonner ses études (avec un effet faiblement significatif) et de redoubler, mais qu'elle n'entretient pas de lien significatif avec la réorientation. Ces effets, qui ne vont pas dans le sens de la littérature sur le sujet (Béduwé & Giret, 2004 ; Beffy et al., 2009 ; Giret, 2011), doivent être interprétés avec prudence car notre méthode, la mesure de la réussite que nous retenons et la sélection de notre échantillon diffèrent assez largement de ces travaux<sup>19</sup>. Nos estimations permettent, cependant, de mettre en évidence des logiques inverses selon que l'on s'intéresse aux parcours féminins ou masculins, ce qui jusqu'à présent n'a pas été étudié par la littérature. En effet, on observe qu'occuper un travail régulier affecte plus négativement la réussite des femmes. Si, pour les hommes, le cumul emploi-études réduit leur risque de se réorienter, il l'augmente à l'inverse pour les femmes. Travailler réduit fortement la probabilité des hommes de redoubler ou d'abandonner comparativement au fait de réussir sa première année, alors que ces effets sont plus faibles voire disparaissent pour les femmes. Enfin, le fait de vivre seul(e), sans aide ou avec peu d'aide de la famille réduit significativement la probabilité de se réorienter sans qu'il y ait de différences entre les sexes.

## Conclusion

Cet article avait pour ambition de fournir une analyse sexuée du lien entre le vécu des étudiants de première année et leur réussite. De manière générale, nos résultats montrent que ces dimensions, qui n'ont à notre connaissance jamais été étudiées simultanément, sont significativement corrélées à des différences marquées entre les femmes et les hommes.

Concernant le vécu dans l'enseignement supérieur, il ressort de notre analyse que les motivations d'inscription et les conditions matérielles et financières des étudiants sont significativement très différentes entre les sexes. En revanche, concernant la satisfaction et/ou les difficultés d'apprentissage ressenties, nos résultats montrent de faibles différences de vécu entre les femmes et les hommes.

18. Pour les femmes, il convient toutefois de noter qu'il demeure une incertitude sur la significativité de l'effet de la décohabitation avec aides sur la probabilité de redoubler : les coefficients cumulés sont certes négatifs mais relativement faibles. Quoi qu'il en soit, notre analyse permet d'établir une différence significative entre les femmes et les hommes sur l'impact de cet événement.

19. Beffy et al. (2009) se concentrent, par exemple, sur les filières universitaires et intègrent différents cycles à l'analyse (L2, L3 et M1).

Le croisement de ces dimensions avec l'issue de la première année met en évidence quatre résultats principaux. Premièrement, les femmes ont tendance à s'inscrire dans leur formation à la suite d'un choix réfléchi et dans un souci de spécialisation tandis que les hommes sont plutôt inscrits dans des formations par défaut avec un caractère beaucoup plus généraliste. Si le fait d'avoir choisi de manière éclairée sa formation est facteur de réussite en première année, il apparaît que ce sont les formations les plus généralistes qui sont gages de poursuite d'études, ce qui conduit ainsi à des résultats contrastés sur l'issue de la première année selon le sexe.

Deuxièmement, les femmes semblent cumuler davantage de difficultés matérielles et financières que les hommes. En matière de réussite, ces conditions de vie ont un impact fort et identique selon le genre sur la probabilité d'abandonner ses études. Les services d'accompagnement de la vie étudiante ont donc un rôle particulièrement important pour la réussite en première année et notamment auprès des jeunes filles. Il est ainsi nécessaire de faire connaître ces services au plus tôt aux étudiants.

Troisièmement, les femmes et les hommes semblent vivre leur prise d'autonomie de manière très différente. En effet, les femmes ont une tendance plus importante à décohabiter avec le soutien financier de la famille et des allocations logement. Cette prise d'autonomie encadrée ne semble pas associée à de moindres chances de réussir. Pour les hommes, en revanche, cet événement est corrélé positivement à la probabilité de redoubler.

Quatrièmement, si le cumul travail-étude est corrélé à une plus forte probabilité de réussir pour les hommes, cela est plus néfaste pour les femmes, qui sont alors davantage affectées par des redoublements.

Ce travail croisant le vécu et l'issue de la première année plaide pour une approche sexuée de l'analyse des parcours dans l'enseignement supérieur, tant les effets mis en évidence sont différenciés entre les femmes et les hommes. Il pourrait être prolongé en mobilisant les cinq vagues d'enquête du panel afin d'identifier dans quelle mesure le vécu des étudiants de première année évolue au cours du parcours dans l'enseignement supérieur. De plus, une attention particulière pourrait être portée aux trajectoires marquées par des redoublements et des réorientations afin d'identifier le profil mais aussi les déterminants de ces parcours accidentés.

## ANNEXE 1 Variables mobilisées pour l'analyse

## Dimension 1 : les motivations d'inscription

Variables mobilisées		Codage (ou recodage éventuel)	
CHOIXFOR2014	Inscription dans la formation souhaitée (2014-2015)	1 0	- Non ou oui, mais ce n'est pas dans la spécialité que vous vouliez - Oui
MOTIV01_2014	Principales raisons de l'inscription – 1 Votre intérêt pour le contenu des études – (2014-2015)	1 0	- Votre intérêt pour le contenu des études « cochée » - Non « cochée »
MOTIV02_2014	Principales raisons de l'inscription – 2 C'est la suite naturelle de votre bac – (2014-2015)	1 0	- C'est la suite naturelle de votre bac « cochée » - Non « cochée »
MOTIV03_2014	Principales raisons de l'inscription – 3 Les débouchés offerts par cette filière – (2014-2015)	1 0	- Les débouchés offerts par cette filière « cochée » - Non « cochée »
MOTIV04_2014	Principales raisons de l'inscription – 4 L'encadrement et le suivi personnel – (2014-2015)	1 0	- L'encadrement et le suivi personnel « cochée » - Non « cochée »
MOTIV05_2014	Principales raisons de l'inscription – 5 L'attrait de la vie d'étudiant – (2014-2015)	1 0	- L'attrait de la vie d'étudiant « cochée » - Non « cochée »
MOTIV06_2014	Principales raisons de l'inscription – 6 Votre projet professionnel – (2014-2015)	1 0	- Votre projet professionnel « cochée » - Non « cochée »
MOTIV07_2014	Principales raisons de l'inscription – 7 Vos résultats au lycée – (2014-2015)	1 0	- Vos résultats au lycée « cochée » - Non « cochée »
MOTIV08_2014	Principales raisons de l'inscription – 8 La proximité du lieu de formation – (2014-2015)	1 0	- La proximité du lieu de formation « cochée » - Non « cochée »
MOTIV09_2014	Principales raisons de l'inscription – 9 Un peu le hasard – (2014-2015)	1 0	- Un peu le hasard « cochée » - Non « cochée »
MOTIV10_2014	Principales raisons de l'inscription – 10 Le souci de vous garder le plus de portes ouvertes – (2014-2015)	1 0	- Le souci de vous garder le plus de portes ouvertes « cochée » - Non « cochée »

Éducation &amp; Formations n° 106, DEPP, SIES

## Dimension 2 : degré de satisfaction et difficultés d'apprentissage ressentis

Variables mobilisées		Codage (ou recodage éventuel)	
SATISF1_2014	Satisfaction sur le contenu des études (2014-2015)	01 02 03	- Très satisfait - Assez satisfait - Peu ou pas du tout satisfait
SATISF2_2014	Satisfaction sur le suivi et l'encadrement de la formation (2014-2015)	01 02 03	- Très satisfait - Assez satisfait - Peu ou pas du tout satisfait
SATISF3_2014	Satisfaction sur les évaluations (2014-2015)	01 02 03	- Très satisfait - Assez satisfait - Peu ou pas du tout satisfait
SATISF4_2014	Adéquation du contenu de la formation à sa description (2014-2015)	01 02 03	- Très satisfait - Assez satisfait - Peu ou pas du tout satisfait
DIFFIC1_2014	Difficultés à suivre dans les études (2014-2015)	01 02 03	- Aucune difficulté - Quelques difficultés - De grandes ou très grandes difficultés
DIFFIC2_2014	Difficultés à s'organiser dans le travail (2014-2015)	01 02 03	- Aucune difficulté - Quelques difficultés - De grandes ou très grandes difficultés
DIFFIC3_2014	Difficultés à s'intéresser aux matières étudiées (2014-2015)	01 02 03	- Aucune difficulté - Quelques difficultés - De grandes ou très grandes difficultés
ABSENT2014	Absences aux cours (2014-2015)	01 02 03 04	- Oui, souvent - Oui, parfois - Oui, mais exceptionnellement - Non, jamais
AVENIR2014	Opinion sur l'avenir professionnel (2014-2015)	01 02 03	- Plutôt optimiste - Plutôt inquiet - Vous ne savez pas

Education &amp; Formations n° 106, DEPP, SIES

## Dimension 3 : conditions matérielles et financières

Variables mobilisées		Codage (ou recodage éventuel)	
SITPROF2014	Situation professionnelle en mars 2015 (2014-2015)	01	- Vous n'aviez pas d'emploi et vous ne cherchiez pas de travail
		02	- Vous n'aviez pas d'emploi et vous cherchiez du travail, ou vous aviez trouvé un emploi qui commençait plus tard
		03	- Vous aviez un emploi : CDI, CDD, apprenti, contrat aidé, intérim, stage rémunéré ; congé maladie ou de maternité ; à votre compte, aide familial, conjoint collaborateur
HABIT2014	Habitation principale (2014-2015)	01	- Avec vos parents, vos grands-parents ou autres ascendants ou chez la famille de votre conjoint(e), de votre petit(e) ami(e) (avec qui vous vivez en couple)
ET		02	- Seul(e) ou avec votre conjoint(e), votre petit(e) ami(e) ou avec d'autres personnes (amis, fratrie, colocataires...) et HABITAIDE : Oui, plus de la moitié
HABI-TAIDE2014	Aide du logement habité (2014-2015)	03	- Seul(e) ou avec votre conjoint(e), votre petit(e) ami(e) ou avec d'autres personnes (amis, fratrie, colocataires...) et HABITAIDE : - Oui, ils payaient moins de la moitié des dépenses totales de logement ou pas du tout
rev01a_2014	Ressources personnelles depuis juillet 2014 - Travail régulier de 15 heures ou plus par semaine - (2014-2015)	1	- Travail régulier 15 h par semaine ou plus, y compris contrat d'apprentissage, de professionnalisation, rémunération d'élève fonctionnaire, allocation de recherche « cochée »
ET			ou - Travail régulier moins de 15 h par semaine « cochée »
rev01b_2014	Ressources personnelles depuis juillet 2014 - Travail régulier de moins de 15 h par semaine - (2014-2015)	0	- Non « cochée »
rev02_2014	Ressources personnelles depuis juillet 2014 - Travail occasionnel - (2014-2015)	1	- Travail occasionnel ou pendant les vacances « cochée »
		0	- Non « cochée »
rev04_2014	Ressources personnelles depuis juillet 2014 - Aide financière de la famille - (2014-2015)	1	- Aide financière de votre famille « cochée »
		0	- Non « cochée »
rev06_2014	Ressources personnelles depuis juillet 2014 - Bourse, allocation d'études - (2014-2015)	1	- Bourse « cochée »
		0	- Non « cochée »
rev07_2014	Ressources personnelles depuis juillet 2014 - Allocation logement - (2014-2015)	1	- Allocation logement, aide au logement (APL, ALS) « cochée »
		0	- Non « cochée »
rev11_2014	Ressources personnelles depuis juillet 2014 - Aucune ressource - (2014-2015)	1	- Aucune ressource personnelle depuis juillet 2014, aucune aide financière « cochée »
		0	- Non « cochée »
difperso2_2014	Difficultés de transport (2014-2015)	1	- Difficultés régulières de transport pour vous rendre sur votre lieu d'études ou de travail « cochée »
		0	- Non « cochée »
difperso3_2014	Difficultés financières (2014-2015)	1	- Problèmes pour payer vos dépenses de base : logement, nourriture, soins, études, transports, etc. « cochée »
		0	- Non « cochée »
difperso4_2014	Problèmes de santé (2014-2015)	1	- Problèmes de handicap, de santé (maladie/accident grave, dépression, etc.) « cochée »
Et			Ou problèmes familiaux ou relationnels : décès, séparation, isolement, etc. « cochée »
difperso5_2014	Problèmes familiaux (2014-2015)	0	- Non « cochée »
difperso9_2014	Aucune difficulté importante (2014-2015)	1	- Aucun de ces problèmes importants « cochée »
		0	- Non « cochée »
PCAUTO2014	Permis automobile B (2014-2015)	01	- Oui
		02	- Non

# Références bibliographiques

Afsa-Essafi, C. (2003). Les modèles logit polytomiques non ordonnés : théorie et applications. *Document de travail de l'Insee*, 0301.

Béduwé, C., Giret, J-F. (2004). Le travail en cours d'études a-t-il une valeur professionnelle ? *Économie et statistique*, 378-379, 55-83.

Beffy, M., Fougère, D., Maurel, A. (2009). L'impact du travail salarié des étudiants sur la réussite et la poursuite des études universitaires. *Économie et statistique*, 422, 31-50. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8017>

Blanchard, M., Orange, S., Pierrel, A. (2016). *Filles + sciences = une équation insoluble ? Enquête sur les classes préparatoires scientifiques*. Éditions Rue d'Ulm, collection « CEPREMAP », 42. <https://www.presses.ens.fr/464-cepremap-filles-sciences-une-equation-insoluble.html>

Bonneau, C. (2022). Dépenses d'enseignement supérieur : quelles disparités selon le genre des étudiants ? *Note de l'Institut des Politiques Publiques*, 83.

Bonnevalle, L., Klipfel, J. (2023). Le panel des bacheliers 2014. *Éducation & formations*, 105, 13-24. DEPP-SIES. <https://doi.org/10.48464/ef-105-01>

Boujut, É., Bruchon-Schweitzer, M. (2007). Rôle de certains facteurs psychosociaux dans la réussite universitaire d'étudiants de première année. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 36(2), 157-177. <https://doi.org/10.4000/osp.1367>

Coulon, A. (1997). *Le métier d'étudiant : l'entrée dans la vie universitaire*. Presses universitaires de France, collection « Politique d'aujourd'hui ». <https://doi.org/10.4000/sdt.37761>

Couppié, T., Épiphane, D. (2019). Et les femmes devinrent plus diplômées que les hommes... *Bref du Céreq*, 373. <https://www.cereq.fr/et-les-femmes-devinrent-plus-diplomees-que-les-hommes>

De Clercq, M., Perret, C. (2020). Étude exploratoire des obstacles à la transition universitaire selon le vécu d'étudiants français et belges. *Éducation et socialisation*, 58, 1-21. <https://doi.org/10.4000/edso.13276>

Deutsch, J., Dumas, A., Silber, J. (2019). School Externalities and Scholastic Performance: An Efficiency Analysis Based on the 2009 Pisa Data for Azerbaijan. *International Journal of Manpower*, 40(1), 102-119. <https://doi.org/10.1108/IJM-09-2017-0220>

Duguet, A., Le Mener, M., Morlaix, S. (2016). Les déterminants de la réussite à l'université. Quels apports de la recherche en Éducation ? Quelles perspectives de recherche ? *Spirale - Revue de Recherches en Éducation*, supplément électronique au n° 57 : Petite enfance et politique inclusive : quelle prise en compte du handicap ? 31-53. <https://doi.org/10.3406/spira.2016.1745>

Duru-Bellat, M. (2004). *L'École des filles : quelle formation pour quels rôles sociaux ?* L'Harmattan.

Épiphane, D., Verley, E. (2016). Les études font-elles le bonheur des filles ? In J.-F. Giret, C. Van de Velde, E. Verley (dirs.), *Les vies étudiantes : tendances et inégalités*. La Documentation française, collection « Études et recherches ».

Giret, J.-F. (2011). L'activité rémunérée des étudiants. In O. Galland, É. Verley, R. Vourc'h (dirs.), *Les mondes étudiants : enquête conditions de vie 2010*, (p. 207-216). La Documentation française.

Giret, J.-F., Van de Velde, C., Verley, É. (2016). *Les vies étudiantes : tendances et inégalités*. La Documentation française, collection « Études & recherches ».

Insee (2022). Femmes et hommes, l'égalité en question. *Insee Références*.

Jaoul-Grammare, M. (2018). L'évolution des inégalités de genre dans l'enseignement supérieur français entre 1998 et 2010 : une analyse de l'(in)efficacité des réformes politiques. *Éducation & formations*, 96, 113-131. DEPP. <https://doi.org/10.48464/halshs-01831801>

Lambert-Le Mener, M. (2012). *La performance académique des étudiants en première année universitaire : influence des capacités cognitives et de la motivation*. [Thèse de doctorat en Sciences de l'éducation, Université de Bourgogne]. <http://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00780578>.

Leclercq, D., Parmentier, P. (2011). Qu'est-ce que la réussite à l'université d'un étudiant ? In P. Parmentier (dir.), *Recherches et actions en faveur de la réussite en première année universitaire*, (p. 6-9). Presses universitaires de Namur.

Lemaire, S. (2000). Les facteurs de réussite dans les deux premières années d'enseignement supérieur (DEUG, DUT, BTS). *Note d'Information*, 00.25. DEPP.

Ménard, B. (2018). Le décrochage dans l'enseignement supérieur à l'aune de l'approche par les capacités. *Formation emploi*, 142, 119-141. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.5684>

Michaut, C. (2012). Réussite, échec et abandon des études dans l'enseignement supérieur français : quarante ans de recherche. In M. Romainville, C. Michaut (dirs.), *Réussite, échec et abandon dans l'enseignement supérieur* (p. 53-68). De Boeck.

Morlaix, S., Lambert-Le Mener, M. (2015). La motivation des étudiants à l'entrée à l'université : quels effets directs ou indirects sur la réussite ? *Recherches en éducation*, 22, 152-167. <https://doi.org/10.4000/ree.7204>

Prioux, F., Mazuy, M., Barbieri, M. (2010). L'évolution démographique récente en France : les adultes vivent moins souvent en couple. *Population*, 65(3), 421-474. <https://doi.org/10.3917/popu.1003.0421>

Razafindratsima, N., Bonnevalle, L. (2019). Parcours et réussite en licence : les résultats de la session 2018. *Note Flash du SIES*, 26.

Rosenwald, F. (2006). Filles et garçons dans le système éducatif depuis vingt ans. *Insee références, Données sociales – La société française*, 87-94.

Vouillot, F. (2007). L'orientation aux prises avec le genre. *Travail, genre et sociétés*, 18, 87-108. <https://doi.org/10.3917/tgs.018.0087>