

# Economie Statistique **ET**

---

# Economics **AND** Statistics

**Numéro spécial  
Jeunes et transitions  
vers l'âge adulte**

---

**Special Issue  
Youth and Transitions  
to Adulthood**

# Economie Statistique ET

## Economics AND Statistics

### Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)

Jérôme BOURDIEU (École d'économie de Paris)

Pierre CAHUC (Sciences Po)

Gilbert CETTE (Banque de France et École d'économie d'Aix-Marseille)

Yannick L'HORTY (Université de Paris-Est - Marne la Vallée)

Daniel OESCH (Life Course and Inequality Research (LINES) et Institut des sciences sociales - Université de Lausanne)

Sophie PONTHEUX (Insee)

Katheline SCHUBERT (École d'économie de Paris, Université Paris I)

Claudia SENIK (Université Paris-Sorbonne et École d'économie de Paris)

Louis-André VALLET (Observatoire sociologique du changement-Sciences Po/CNRS)

François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

### Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'économie de Paris)

Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies-Cologne et Département de Sociologie-Université de Genève)

Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'économie de Paris)

Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise et LIEPP-Sciences Po)

Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)

Pauline GIVORD (Oce et Crest)

Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)

François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)

Claire LELARGE (Université de Paris-Sud, Paris-Saclay et Crest)

Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)

Pierre PORA (Insee)

Ariell RESHEF (École d'économie de Paris, Centre d'économie de la Sorbonne et CEPII)

Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

### Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

### Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

**Responsable éditorial / Editorial Manager:** Pascal GODEFROY

**Assistant éditorial / Editorial Assistant:** Étienne de LATUDE

**Traductions / Translations:** RWS Language Solutions

Chiltern Park, Chalfont St. Peter, Bucks, SL9 9FG Royaume-Uni

**Maquette PAO et impression / CAP and printing:** JOUVE

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne

La revue est en accès libre sur le site [www.insee.fr](http://www.insee.fr). Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site [www.insee.fr](http://www.insee.fr), rubrique « Services / Acheter nos publications ». La revue est également en vente dans 200 librairies à Paris et en province.

The journal is available in open access on the Insee website [www.insee.fr](http://www.insee.fr). Publication alerts can be subscribed on-line. The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website [www.insee.fr](http://www.insee.fr).

Economie  
Statistique **ET**

---

Economics  
**AND** Statistics

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

**JEUNES ET TRANSITIONS VERS L'ÂGE ADULTE**

- 5 Introduction – En transition vers l'âge adulte**  
*Olivier Galland*
- 9 Les itinéraires biographiques des jeunes adultes en France : évolutions des différenciations sociale et sexuée sur longue période**  
*Nicolas Robette*
- 29 Inégalités de niveau de vie entre jeunes adultes – Une approche individualisée**  
*Laura Castell et Sébastien Grobon*
- 49 Le soutien financier aux jeunes par les transferts sociaux et fiscaux – Scénarios de défamilialisation**  
*Adélaïde Favrat, Vincent Lignon et Muriel Pucci*
- 71 Argent et sentiments. Une interprétation des déterminants de l'aide financière des parents aux jeunes adultes**  
*Marie-Clémence Le Pape, Mickaël Portela et Élise Tenret*
- 93 Les décisions des jeunes dans la transition vers la vie adulte en France : l'influence de facteurs familiaux**  
*Audrey Rose Menard et Vincent Vergnat*
- 113 À quoi rêvent les jeunes salariés ? Qualité du travail, aspirations professionnelles et souhaits de mobilité des moins de 30 ans**  
*Christine Fournier, Marion Lambert et Isabelle Marion-Vernoux*
- 133 Risque d'exclusion sociale et ressources des jeunes NEET**  
*Claire Bonnard, Jean-Francois Giret et Yann Kossi*
- 157 Inégalités des chances dans le recours aux soins des jeunes adultes en France**  
*Doriane Mignon et Florence Jusot*
- 177 Les opinions des jeunes adultes sur le rôle social de l'État ont-elles changé depuis la crise de 2008 ?**  
*Adrien Papuchon*



# Introduction – En transition vers l’âge adulte

## *Introduction – In Transition to Adulthood*

Olivier Galland\*

La revue *Économie et Statistique* a été pionnière en France dans l’étude de la transition vers l’âge adulte, avec la publication de deux numéros spéciaux, l’un en 1995, l’autre en 2000, qui présentaient des travaux exploitant deux enquêtes adossées à l’enquête *Emploi* de l’Insee. L’enquête *Jeunes*, en 1992, opération originale conçue avec le concours de chercheurs de différents horizons, comportait un calendrier rétrospectif dans lequel les enquêtés, âgés de 18 à 29 ans, étaient invités à reporter année après année leur situation scolaire et professionnelle, familiale et résidentielle depuis l’année de leurs 16 ans (pour une présentation de l’enquête, voir Monique Meron, 1995). L’exploitation de ces données très riches avait donné lieu à la publication en 1995 du numéro 283-284 de la revue. L’opération avait été reconduite en 1997 avec l’enquête *Jeunes et carrières*, sous un format légèrement différent mais conservant pour l’essentiel la même méthode ; les travaux sur cette enquête avaient à nouveau fait l’objet d’un numéro spécial de la revue (numéro 337-338) en 2000.

Le numéro de 1995 inaugurait, sur le plan des études statistiques, sociologiques et démographiques, une nouvelle façon d’aborder les questions de la jeunesse. Celles-ci avaient été conçues principalement jusqu’alors d’un point de vue que l’on pourrait qualifier – sans y mettre aucune connotation péjorative – de culturaliste. Edgar Morin, le grand découvreur du fait juvénile dans les années 1960, avait lancé cette tradition de recherche qui consacrait l’émergence dans la société d’un groupe social nouveau – les jeunes – qui se distinguait par des comportements culturels très différents de ceux des générations précédentes et revendiquait le droit de les adopter librement dans une société qui demeurait très autoritaire et gérontocratique. Néanmoins, cette façon de concevoir la jeunesse avait été critiquée comme essentialisant une classe d’âge traversée en réalité par de profonds clivages liés notamment à l’origine sociale, par Pierre Bourdieu et des chercheurs qui lui étaient proches, comme Jean-Claude Chamboredon (1966). L’approche par l’entrée dans la vie adulte a été une façon de répondre à cette critique de l’essentialisme puisqu’elle reposait sur une mesure objective des transitions, de leur durée, de leur agencement, et des combinaisons auxquelles elles pouvaient donner lieu dans différents groupes sociaux définis notamment par leur origine et leur sexe (et la combinaison des deux).

Le présent numéro poursuit donc une tradition bien ancrée d’études sur la jeunesse, tout en l’enrichissant considérablement de nouveaux apports et en abordant de nouvelles questions qui étaient relativement laissées de côté dans les numéros précédents : la question du rôle respectif des aides familiales et des transferts publics directs ou indirects dans l’accès des jeunes à l’indépendance ; la question complexe de la mesure du niveau de vie des jeunes en tenant compte de l’ensemble des ressources dont ils disposent, qu’elles soient monétaires ou en nature (via la cohabitation avec les parents par exemple).

\* GEMASS Cnrs, et Sorbonne Université (olivier.galland@cns.fr)

Citation : Galland, O. (2020). In Transition to Adulthood - Introduction. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 5–8. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2005>

Cette question des revenus des jeunes est au cœur de ce nouveau numéro qui s'appuie, pour une large part, sur l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, pilotée par la DREES et l'Insee et collectée en 2014. À travers ce thème des ressources financières, c'est aussi la question des inégalités internes à la jeunesse qui est abordée par plusieurs articles. Par rapport aux numéros spéciaux de 1995 et de 2000 qui se focalisaient sur l'analyse objective d'itinéraires, le présent numéro ouvre également la focale sur l'influence de facteurs subjectifs liés à la qualité des relations familiales – tant sur les itinéraires eux-mêmes et les choix effectués par les jeunes que sur les modalités de l'aide financière reçue des parents.

L'article de Nicolas Robette qui ouvre ce numéro et celui d'Audrey Rose Menard et Vincent Vergnat sont ceux qui s'inscrivent le plus directement dans le fil des numéros précédemment évoqués. **Nicolas Robette**, qui analyse les itinéraires biographiques des jeunes adultes, leur évolution et leurs différenciations selon le sexe et l'origine sociale, confirme certains résultats des études précédentes, comme la désynchronisation des seuils professionnels et des seuils familiaux. Il montre aussi, en utilisant les techniques d'appariement optimal qui permettent de dégager des typologies de trajectoires, combien une partie notable des itinéraires biographiques féminins conserve une forte spécificité, marquée par l'inactivité, un départ précoce du domicile parental et un nombre élevé d'enfants. La convergence des itinéraires masculins et féminins, si elle a lieu, est loin d'être achevée.

Mais comment se prennent ces décisions d'interrompre ou de poursuivre ses études, de quitter ses parents et de travailler, qui vont conditionner en grande partie la suite de la vie de ces jeunes ? C'est à l'étude de ces trois décisions très corrélées entre elles que s'attellent **Audrey Rose Menard et Vincent Vergnat**. Un des résultats frappants de leurs traitements statistiques est le renversement de la précocité de la décohabitation familiale selon l'origine sociale, par rapport à un modèle issu des générations passées, décrit par Antoine Prost (1987) sur la jeunesse populaire de l'entre-deux guerres, modèle qui s'est probablement prolongé dans les années 1950 et au-delà. Antoine Prost montrait en effet que ces jeunes, après le service militaire, quittaient rapidement leurs parents pour travailler, puis se marier. A l'inverse, en milieu bourgeois, un modèle du « dilettantisme » pouvait voir la jeunesse se prolonger assez tardivement. L'étude d'Audrey Rose Menard et Vincent Vergnat montre qu'aujourd'hui au contraire les jeunes de milieu populaire ont plus de difficultés à quitter leurs parents que ceux de milieux plus aisés. Par contre, ces derniers accèdent plus tardivement à l'emploi. Les difficultés de la stabilisation professionnelle et des revenus et le coût élevé d'un logement autonome pour les premiers, la poursuite d'études supérieures loin du domicile familial et l'aide financière des parents pour les seconds, expliquent probablement ces différences sociales dans la transition vers l'âge adulte.

L'article d'**Adélaïde Favrat, Vincent Lignon et Muriel Pucci** s'intéresse également à la transition vers l'âge adulte, mais il aborde la question du point de vue des politiques publiques et de leur effet sur le revenu des jeunes en fonction des modalités de décohabitation et de divers scénarios de transfert. Les auteurs rangent le modèle français d'aide aux jeunes sous la rubrique « familialiste », mais on pourrait plutôt parler d'un modèle mixte, intermédiaire entre le modèle socialisé des pays scandinaves et le modèle purement familialiste des pays méditerranéens. Les données de l'article montrent d'ailleurs que dès 21 ans, plus de la moitié du montant mensuel des aides reçues par les jeunes est constituée d'aides directes et que c'est le cas de 82 % de ces aides à 24 ans. On sait bien notamment que les étudiants résidant dans un logement individuel bénéficient très souvent d'une aide au logement (attribuée sans conditions de ressources des parents) ; c'est le cas de 55 % d'entre eux (d'après l'enquête de l'Observatoire national de la vie étudiante 2016). C'est d'ailleurs ce qui, en partie, permet à ces étudiants de connaître une première forme d'autonomie résidentielle en poursuivant leurs études et qui explique, avec la massification de l'accès aux études supérieures, que leur départ du domicile parental soit aujourd'hui devenu plus précoce. Les auteurs se placent dans l'hypothèse d'une défamilialisation des aides aux jeunes, hypothèse évoquée de longue date dans le débat public depuis le rapport

de Jean-Baptiste de Foucauld et Nicole Roth au Premier Ministre en 2002, mais jamais suivie d'effets (en raison probablement de son coût). Les scénarios testés dans cet article montrent que les effets ne sont pas univoques et qu'il y a des gagnants et des perdants. Ajoutons que dans les pays qui mettent en œuvre des aides universelles à la jeunesse, la notion d'autonomie qui les accompagne n'est pas seulement un droit, elle est aussi une injonction, assortie d'obligations (en termes de suivi et de réussite des études par exemple). Il s'agit plus que d'une mesure technique, c'est un modèle culturel.

Plusieurs articles de ce numéro abordent la question des inégalités entre jeunes. **Laura Castell et Sébastien Grobon** analysent les inégalités de niveau de vie internes à la jeunesse en construisant, de manière novatrice, un indicateur individualisé de niveau de vie mieux adapté à la description des revenus des jeunes que l'indicateur classique fondé sur le ménage et ne prenant pas en compte les aides intrafamiliales. **Claire Bonnard, Jean-François Giret et Yann Kossi** font un point très complet sur les définitions, les usages et les limites de la notion de NEET et proposent une analyse originale multi-dimensionnelle des risques d'exclusion sociale qu'ils encourent. **Doriane Mignon et Florence Jusot**, dans le cadre conceptuel de la philosophie de l'inégalité des chances, examinent le rôle respectif des « circonstances » et des « efforts » dans le non-recours aux soins des jeunes.

L'ensemble de ces travaux met en évidence l'importance de l'origine sociale dans la genèse des inégalités entre jeunes. Mais on note également dans les résultats présentés par ces différents papiers, le rôle crucial que joue l'accès au travail notamment dans les inégalités de niveau de vie et dans les risques d'exclusion. Bien sûr, l'accès au travail est lui-même lié au milieu social d'origine. Mais une fois l'effet de ce dernier contrôlé, le fait d'être en emploi, ou d'être au chômage ou inactif, continue de jouer un rôle décisif. L'étude de Laura Castell et Sébastien Grobon montre par exemple que, toutes choses égales par ailleurs, le fait d'être majoritairement au chômage ou inactif durant l'année étudiée (2014) diminue de 24 % le niveau de vie individualisé annuel qu'ils ont calculé. Comparativement, le fait d'avoir un père ouvrier ou employé diminue le niveau de vie de 7 %. L'effet du travail est en grande partie médiatisé par l'école et le niveau différentiel de qualification et de diplôme. L'effet école dépend lui-même en partie de l'origine sociale, mais en partie seulement. Il y a un effet propre de l'école comme l'avaient montré Peter Blau et Otis Duncan (1967), les premiers théoriciens de la mobilité sociale. Un enfant d'ouvrier a moins de chances d'obtenir un bon niveau de certification scolaire qu'un enfant de cadre et partant, moins de chances d'obtenir de bons revenus, mais un enfant d'ouvrier qui obtient un BEP ou un BTS a de bien meilleures chances d'accéder assez rapidement à l'emploi et à des revenus qu'un enfant d'ouvrier qui sort de l'école sans diplôme. Cet effet de l'expérience sur le marché du travail, à côté de l'effet de l'origine sociale, est également mis en lumière par l'étude sur les NEET qui met aussi en exergue le rôle crucial de l'absence de diplôme sur le risque d'exclusion sociale.

Un dernier groupe d'articles, ceux de Marie-Clémence Le Pape, Mickaël Portela et Élise Tenret d'une part, Christine Fournier, Marion Lambert et Isabelle Marion-Vernoux, d'autre part, Adrien Papuchon enfin, aborde des questions de nature plus subjective. Les deux premiers articles analysent la façon dont les jeunes ressentent la qualité de leur vie, sur le plan des relations familiales pour le premier et sur le plan du travail pour le second. Cette approche subjective est un complément important car il y a souvent une grande divergence entre les mesures dites objectives des situations et la façon dont les acteurs les appréhendent. Ces sentiments exercent de ce fait un effet spécifique sur les comportements qui n'est pas le simple décalque subjectif des situations matérielles. **Marie-Clémence Le Pape, Mickaël Portela et Élise Tenret** montrent ainsi par exemple que la qualité et l'intensité des relations avec les parents, exercent un effet, à autres caractéristiques contrôlées, sur le fait de recevoir une aide de leur part comme sur son montant. **Christine Fournier, Marion Lambert et Isabelle Marion-Vernoux** montrent quant à elles l'importance qu'il y a à prendre en compte toute la palette, assez fortement différenciée, des aspirations professionnelles des jeunes si l'on veut comprendre la façon dont ils comptent orienter leurs itinéraires, même si, globalement les jeunes salariés sont assez massivement

satisfaits de leur situation professionnelle (71 %). La typologie des aspirations professionnelles qu'elles proposent en cinq classes est très suggestive. Pour n'en retenir qu'un élément, une des classes construites, concernant une proportion non négligeable de jeunes salariés (22 %), se définit par le souhait de mieux concilier vie professionnelle et vie personnelle. Et dans cette classe, contrairement peut-être à ce qu'on aurait pu attendre, les femmes ne sont que légèrement surreprésentées.

Le dernier article de cette série très riche, celui d'**Adrien Papuchon** porte également sur des questions subjectives – la façon dont les jeunes apprécient le rôle social de l'État – mais en y ajoutant une dimension très bienvenue de comparaison internationale (en prenant appui sur les enquêtes ISSP). Des informations précieuses que fournit cette analyse comparative, on peut retenir deux éléments parmi beaucoup d'autres. Les résultats montrent d'une part le basculement des jeunes des pays libéraux de la typologie d'Esping-Andersen (essentiellement les pays anglo-saxons), notamment de ceux ayant fait des études longues, en faveur de la réduction des inégalités et d'une intervention accrue de l'État pour soutenir l'emploi et les chômeurs. Si elle est confirmée c'est une évolution notable. Adrien Papuchon montre d'autre part que, contrairement aux discours très courants sur les clivages générationnels, ceux-ci se sont nettement atténués dans les pays bismarckiens ou conservateurs (comme la France).

Le présent numéro constitue un apport important à la connaissance de la jeunesse, dans sa diversité sociale et la pluralité de ses étapes. L'idée que la jeunesse est d'abord une phase de transition et non pas un groupe social figé et homogène s'est évidemment imposée et cette série d'articles en fournit une nouvelle illustration. Il faudrait à l'avenir enrichir encore ce travail en systématisant autant que possible les comparaisons internationales, tant il est clair que les systèmes institutionnels et culturels propres à chaque pays ou aire culturelle exercent un effet décisif sur la façon dont s'effectue la transition vers l'âge adulte. Enfin, ce numéro, préparé de longue date, paraît dans une période marquée par une crise sanitaire inédite. Si les jeunes ont, semble-t-il, été moins touchés en termes de santé, ils ont pu l'être dans leur vie familiale, et le seront certainement dans leurs études et leur emploi. La crise a pu accentuer la fragilité de certaines situations (logement, « petits boulots ») et elle pourrait aussi affecter particulièrement ceux qui vont prochainement entrer sur le marché du travail. Gageons que de nombreux travaux viseront à en évaluer les effets. □

---

## Références

Économie et Statistique

N° 283-284, 1995. Les trajectoires des jeunes : transitions professionnelles et familiales.

[https://www.persee.fr/issue/estat\\_0336-1454\\_1995\\_num\\_283\\_1](https://www.persee.fr/issue/estat_0336-1454_1995_num_283_1)

N° 337-338, 2000. Jeunes : l'âge des indépendances.

[https://www.persee.fr/issue/estat\\_0336-1454\\_2000\\_num\\_337\\_1](https://www.persee.fr/issue/estat_0336-1454_2000_num_337_1)

**Blau, P. & Duncan, O. (1967).** *The American Occupational Structure*, New York: John Wiley & Sons.

**Chamboredon, J.-C. (1966).** La société française et sa jeunesse. In: Groupe Darras, *Le partage des bénéfices*. Paris : Éditions de Minuit.

**Foucauld, J.-B. & Roth, N. (2002).** *Pour une autonomie responsable et solidaire*. Rapport au Premier Ministre. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/024000175.pdf>

**Meron, M. (1995).** Présentation générale. *Économie et Statistique*, 283-284, 3–8.

[https://www.persee.fr/doc/estat\\_0336-1454\\_1995\\_num\\_283\\_1\\_5959](https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1995_num_283_1_5959)

**Prost, A. (1987).** Jeunesse et société dans la France de l'entre-deux-guerres. *Vingtième siècle*, juillet-août, 672–701. [https://www.persee.fr/doc/xxs\\_0294-1759\\_1987\\_num\\_13\\_1\\_1823](https://www.persee.fr/doc/xxs_0294-1759_1987_num_13_1_1823)

# Les itinéraires biographiques des jeunes adultes en France : évolutions des différenciations sociale et sexuée sur longue période

## *The Life Courses of Young Adults in France: Changes in Social and Gender Differentiation over the Long Period*

Nicolas Robette\*

**Résumé** – Cet article étudie les itinéraires biographiques des jeunes adultes en France, leurs différenciations selon le sexe et l'origine sociale et leurs évolutions. Il s'appuie sur l'enquête *Santé et itinéraire professionnel* (DREES-Dares), qui permet de disposer des itinéraires entre les âges de 14 à 35 ans d'individus nés entre 1932 et 1975. Une approche classique par les seuils de passages est complétée par le recours à des méthodes d'appariement optimal. On constate que la décohabitation est plutôt associée à la sphère familiale que professionnelle, et les sphères familiale et professionnelle sont peu corrélées. Le poids de l'origine sociale sur les itinéraires biographiques augmente depuis la fin des années 1960. Il est plus prononcé dans la sphère familiale pour les femmes et dans la sphère professionnelle pour les hommes. Les différences entre les sexes diminuent. Enfin, on n'observe pas de nette tendance à une dé-standardisation des trajectoires ; en revanche, ces trajectoires semblent devenir de plus en plus complexes.

**Abstract** – *This paper examines the life courses of young adults in France, the differences between courses according to gender and social background, and their evolution. The study is based on the survey Santé et itinéraire professionnel (a survey on health and professional career conducted by DREES and Dares), which provides information about courses between the ages of 14 and 35 for individuals born between 1932 and 1975. A traditional threshold approach is complemented by the use of optimal matching methods. The evidence shows that decohabitation is more associated with the family sphere than the professional sphere and that the family and professional spheres are not significantly correlated. The impact of social background on life courses has increased since the late 1960s and is more pronounced in the family sphere for women and in the professional sphere for men. Gender differences have decreased. Finally, there is no clear trend towards a de-standardisation of courses. On the other hand, courses appear to be becoming increasingly complex.*

Codes JEL / JEL Classification : C19, J12, J13, J62

Mot-clés : jeunesse, itinéraires biographiques, analyse de séquences, classes sociales

Keywords: youth, life courses, sequence analysis, social classes

\* GENES-ENSAE, CREST-LSQ ([nicolas.robette@uvsq.fr](mailto:nicolas.robette@uvsq.fr))

L'auteur remercie les évaluateurs anonymes pour leurs précieux conseils.

Reçu le 25 juillet 2018, accepté après révisions le 7 décembre 2019.

Citation : Robette, N. (2020). The Life Courses of Young Adults in France: Changes in Social and Gender Differentiation over the Long Period. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 9–28. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2006>

**S**i la jeunesse a bénéficié d'un intérêt relativement tardif dans le champ de la sociologie française, les travaux sur les jeunes se sont multipliés depuis quelques décennies, y compris dans une perspective quantitative. Ce « nouvel âge de la vie » est souvent représenté comme une phase de transition entre l'enfance (ou l'adolescence) et l'âge adulte, une transition qui s'opère dans les sphères familiale, scolaire et professionnelle (Galland, 1990). La transition consiste dans le franchissement de seuils sociaux « marquant des étapes de la vie » – la fin des études, l'accès à l'emploi, le départ de chez les parents, la mise en couple (ou le mariage) et la naissance du premier enfant – articulés à « l'apprentissage des rôles sociaux correspondant à l'entrée dans ces nouveaux statuts » (Galland, 2009).

On s'intéresse ici à l'évolution des transitions, à travers les itinéraires biographiques des jeunes adultes en France et leurs différenciations selon le sexe et l'origine sociale. L'expansion de la scolarité des jeunes femmes et leur entrée massive sur le marché du travail a-t-elle ouvert la voie à une uniformisation des itinéraires féminins et masculins, ou au contraire subsiste-t-il des différences selon le sexe et, si c'est le cas, sont-elles identiques quelle que soit l'origine sociale ? L'institutionnalisation des itinéraires biographiques s'est-elle traduite par leur standardisation ? L'individualisation à l'œuvre depuis quelques décennies a-t-elle infléchi ce mouvement ? Ces tendances varient-elles selon le sexe et l'origine sociale ? Ces questions sont examinées ici sur la base de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel* (DREES-Dares), qui fournit les itinéraires entre les âges de 14 et 35 ans pour des individus nés entre 1932 et 1975. Les méthodes d'appariement optimal permettent de compléter une approche classique par les seuils de passages, en étudiant des séquences biographiques plutôt que des événements.

Une première section présente les approches sociologiques du passage à l'âge adulte. Puis on précisera les méthodes et données utilisées dans une deuxième section. Les résultats des analyses empiriques sont présentés ensuite dans la section trois qui analyse les séquences et la section quatre les évolutions.

## 1. Approches du passage à l'âge adulte

Une large part des travaux empiriques existants sur le passage à l'âge adulte s'appuie sur l'étude des seuils. Cette approche a l'intérêt de permettre des comparaisons relativement simples

des modalités du passage à l'âge adulte dans le temps ou dans l'espace, une fois déterminés les événements qui doivent être pris en compte. Des travaux ont ainsi montré la diversité des modèles européens (Chambaz, 2000). Par exemple, les pays du Sud de l'Europe, où le départ de chez les parents a lieu tardivement, s'opposent aux pays du Nord, plus précoces. Ce sont les modèles sociaux, culturels et institutionnels qui, du modèle familialiste méditerranéen au modèle public nordique, contribuent à la variété des modes d'accès à l'autonomie (Van de Velde, 2004). D'autres études ont mis en évidence le recul de l'entrée dans la vie adulte en France, ainsi qu'une désynchronisation des seuils familiaux (première mise en couple, premier enfant) et professionnels (Galland, 2000). Le retard de l'accès à l'indépendance résidentielle et/ou économique est lié au prolongement des études et à une entrée dans la vie professionnelle plus tardive. Apparaît alors une période intermédiaire entre la sortie de l'adolescence et l'entrée dans l'âge adulte, qui peut s'analyser comme une période de préparation progressive aux rôles d'adultes. Plus généralement, les sociétés occidentales voient se développer conjointement une standardisation des trajectoires vers l'âge adulte – avec une compacité croissante des âges au passage des seuils – et leur individualisation – avec un ordre dans le passage des seuils de plus en plus diversifié (Shanahan, 2000).

### 1.1. Limites de l'étude des seuils

Cependant, l'étude des seuils présente plusieurs limites. Elle occulte le plus souvent la réversibilité de certaines situations ou le fait que les événements peuvent ne jamais être vécus par les individus, ainsi que la difficulté à définir précisément une transition. Le départ de chez les parents est ainsi un processus de plus en plus complexe (Goldscheider *et al.*, 1993 ; Villeneuve-Gokalp, 1997). La transition vers l'indépendance résidentielle totale peut être graduelle : l'âge au départ du domicile parental est relativement constant alors que l'installation dans un logement indépendant se fait plus tardive (Villeneuve-Gokalp, 2000). Elle peut aussi être réversible : un départ sur cinq est provisoire, c'est-à-dire suivi d'un retour au domicile des parents<sup>1</sup>, le plus souvent du fait de difficultés professionnelles (Villeneuve-Gokalp, 2000). De nouvelles situations résidentielles se développent, comme la double-résidence (résider chez ses parents tout en s'en absentant plus de

1. Les sociologues et les médias anglo-saxons parlent parfois de boomerang kids (Mitchell, 2006).

la moitié du temps), sous l'effet notamment de l'allongement des études et du retard à l'accès à un emploi stable et à l'indépendance financière (Villeneuve-Gokalp, 2000). La distinction entre quitter le foyer parental (*leaving home*) et vivre à l'extérieur du foyer parental (*living away from home*) (Buck & Scott, 1993) ou entre absence, autonomie, décohabitation et indépendance pose le problème de la définition des marqueurs.

Dans la sphère conjugale, le nombre de mariages décline depuis le milieu des années 1970. D'autre part, le nombre d'unions débutées hors mariage diminue (Prioux, 2005). De plus, alors que la cohabitation a pendant longtemps constitué une phase transitoire vers le mariage, seules 19 % des femmes dont la première union a débuté entre 1993 et 1997 se sont mariées au bout de deux ans (Prioux, 2005). Le mariage ne constitue donc plus le marqueur incontournable de la conjugalité. Cependant, l'union cohabitante n'est pas la seule situation conjugale alternative au mariage. Ainsi, une proportion non négligeable de couples sont non-cohabitants (Régnier-Loilier *et al.*, 2009). Comme pour la décohabitation, la définition de la première mise en couple comme seuil de passage vers l'âge adulte n'est pas univoque. Par ailleurs, la réversibilité des mises en couple tend à s'accroître : la divorcialité augmente (Prioux, 2005) et il devient dès lors plus fréquent de connaître plusieurs unions au cours de sa vie conjugale (Rault & Régnier-Loilier, 2015).

Enfin, dans la sphère professionnelle, le développement – notamment depuis la fin des années 1970 – de formes particulières d'emplois plus ou moins précaires (contrats à durée déterminée, intérim, stages, emplois aidés, temps-partiel contraint, etc.) remet en cause la pertinence d'identifier l'accès à un premier emploi comme un marqueur. À l'heure où plus de 90 % des embauches sont des CDD ou des missions d'intérim (Barlet & Minni, 2014), l'insertion professionnelle n'est pas nécessairement instantanée mais plutôt progressive, voire chaotique (Barret *et al.*, 2014) et l'emploi « stable » semble un meilleur marqueur de la transition vers l'âge adulte. Mais la définition de la stabilité de l'emploi n'est pas univoque<sup>2</sup> et le licenciement (i.e. la réversibilité) est toujours possible.

Une autre limite de l'utilisation des seuils réside dans la difficulté, d'ordre méthodologique, à appréhender l'articulation entre les différentes sphères des parcours de vie. En se concentrant sur un ou deux seuils de passage simultanément, on occulte le déroulement du parcours dans son ensemble, la séquence des événements qui

le jalonnent. Les travaux anglo-saxons de *life course analysis* ont pourtant souligné depuis longtemps l'importance de la séquence des transitions vers l'âge adulte, au-delà de leur calendrier, pour comprendre la suite du parcours de vie (Hogan, 1978 ; Marini, 1984 ; Rindfuss *et al.*, 1987). Par exemple, une maternité précoce n'a ni le même sens ni les mêmes implications selon qu'elle constitue ou non la première des transitions vers l'âge adulte, avant la décohabitation et l'accès à l'emploi (Testenoire, 2006). Certains chercheurs postulent d'ailleurs l'existence d'un ordre normatif du franchissement des seuils (Elder, 1974) et peuvent dès lors mesurer les conséquences des écarts à la norme sur la suite du cycle de vie (Hogan, 1978).

Par ailleurs, les seuils de passage sont souvent étudiés à partir d'indicateurs de tendance centrale comme les âges médians. En réduisant ainsi la (plus ou moins grande) diversité des cas individuels à une norme statistique unique, on court le risque de construire artificiellement un « jeune moyen », en réifiant une catégorie qui devient alors la « cause constante » de la tendance centrale observée (Desrosières, 2002, p. 4). Cette « mesure » des seuils de passage s'accompagne parfois de l'emploi du « langage des variables » (Desrosières, 2001, p. 124) : c'est l'âge à la décohabitation qui recule et non les membres de tel groupe social qui quittent le domicile parental plus tard.

## 1.2. Différenciation sociale et sexuée des parcours

Les difficultés de l'étude de seuils de passage s'accroissent lorsque l'on se place dans une perspective historique, avec une profondeur temporelle relativement importante, et que l'on s'intéresse à la différenciation des trajectoires entre les groupes sociaux. Les changements n'affectent pas de la même manière les individus de différentes catégories, car les étapes qui ponctuent les parcours de vie « relèvent de conditions et d'enjeux différents selon le sexe, le milieu social d'origine et le niveau de certification scolaire » (Battagliola *et al.*, 1997, p. 86).

Pour les femmes par exemple, le départ du domicile parental peut relever de deux logiques sociales distinctes (Blöss *et al.*, 1990). Selon la première, la décohabitation coïncide avec

2. Comme l'illustre la diversité des choix réalisés dans les grandes enquêtes de la statistique publique : l'enquête Jeunes de l'Insee (1992) identifiait les emplois de plus d'un mois ; l'enquête Santé et itinéraires professionnels (DREES-Dares, 2006-2010) les emplois de plus de cinq ans.

l'autonomie sociale par la voie conjugale, dans un processus de reproduction du modèle familial d'origine. La seconde logique implique une décohabitation plus itérative, avec des retours possibles chez les parents, une autonomie liée à la certification scolaire et professionnelle et un accès à des positions sociales plus élevées.

Le calendrier du départ porte lui aussi la marque de différenciations sociales, variables selon les époques. Au début du 20<sup>e</sup> siècle, un départ précoce de chez les parents associé à un premier travail était l'apanage des classes populaires, quand les enfants des milieux bourgeois prolongeaient la cohabitation (Prost, 1987). En revanche, à la fin du siècle, ce sont les jeunes des classes supérieures, et dans une moindre mesure des classes moyennes, qui quittent le plus précocement leurs parents (avec d'éventuels retours), fréquemment pour poursuivre des études. Les jeunes des classes populaires ont quant à eux tendance à prolonger le séjour chez les parents, en partie du fait de leur instabilité professionnelle (Galland, 1995). La décohabitation s'est transformée qualitativement (Blöss *et al.*, 1990).

Au-delà de la simple transition que constitue le départ du domicile parental, Battagliola *et al.* (1997) avaient montré pour les générations 1952 à 1966 que les décalages entre les parcours des jeunes femmes et des jeunes hommes tendaient à diminuer dans les classes les mieux dotées socialement et en capital scolaire, mais à s'accroître dans les classes plus modestes et moins dotées scolairement. Toutefois, ces résultats s'appuient sur la notion d'événements, ce qui, comme le concèdent les auteurs, peut se révéler problématique car « à des seuils de passage clairement identifiables et datés avec précision tendent à se substituer des transitions aux frontières plus floues et déritualisées » (*ibid.*, p. 87).

Ces divers constats invitent à « *renoncer à la recherche d'événements-frontières qui, en amont, séparent la jeunesse de l'enfance [...] et qui, en aval, marqueraient l'entrée dans l'âge adulte* » (Mauger, 1995, p. 24).

### **1.3. Les mutations des parcours de vie au XX<sup>e</sup> siècle : clarifications conceptuelles**

Dans les pays développés, la première partie du 20<sup>e</sup> siècle a connu un mouvement général d'« institutionnalisation du cours de la vie » (Kohli, 1989). La transformation du système de travail a entraîné une tripartition des parcours, divisés en une période de préparation, une

période d'activité et une période de retraite : l'âge adulte constitue le pivot du modèle. À l'origine de cette transformation se trouve la transition d'une économie de production domestique à une économie industrielle de marché, centrée sur le travail contractuel et salarié. Cette institutionnalisation des parcours de vie couvre trois dimensions (Kohli, 1989). Tout d'abord, la vie devient plus prévisible et plus sûre. L'augmentation de l'espérance de vie, par exemple, fait que l'on meurt tendanciellement dans une tranche d'âge plus étroite et que l'on passe « d'un régime de mort imprévisible à un régime de durée prévisible ». Ensuite, un code (ou projet) de développement personnel est au principe du parcours de vie. D'externe, le contrôle social devient interne et l'individu mène sa vie en intériorisant les contraintes, dans une perspective biographique de long terme (Elias, 1973). Enfin, les parcours évoluent dans le sens d'une standardisation (ou normalisation) des parcours, avec l'affirmation d'une séquence chronologique composée d'étapes nettement définies. La structuration des parcours selon l'âge est socialement construite, du fait de l'organisation légale et administrative de la société, des institutions et de l'État : c'est une « bureaucratisation » des âges (Bozon, 2009). L'école occupe une position centrale dans ce processus, en définissant et en normalisant des étapes, des gradations dont l'âge est le principal critère de sélection et qui s'imposent à l'ensemble de la population des jeunes (Chamboredon, 1991), ce qui contribue à « cristalliser des définitions sociales des âges » (Bessin, 1994). Des démarcations légales scandent aussi la période de la jeunesse : responsabilité civile, pénale, droit de vote, etc. De même à un âge plus avancé, le système des retraites marque la frontière entre période d'activité et période de vieillesse, distinctes à la fois structurellement et chronologiquement. Sous l'effet de ces différents facteurs, les parcours de vie deviendraient donc relativement plus prévisibles et standardisés.

Parallèlement à cette tendance de long terme, s'est développé pendant les années 1960 et 1970 un phénomène d'individualisation des parcours de vie. Pour Bessin (1994), les changements sociaux à l'œuvre dans les sphères familiale et professionnelle sont à l'origine d'une « crise de la culture temporelle industrielle ». L'accès aux études supérieures s'étend massivement, en particulier pour les femmes, et elles participent de plus en plus nombreuses au marché du travail. La diffusion des méthodes contraceptives autorise une plus grande maîtrise de la fécondité. L'indépendance des femmes qui s'accroît entérine l'imbrication de la production et de la reproduction, et les

rappports sociaux de sexe évoluent. L'organisation du travail salarié se transforme également, dans le sens de sa dérégulation : mobilité, flexibilité et précarité progressent. Au final, l'ordre social, jusqu'alors organisé de manière rationalisée et chronologique, tend à se caractériser par « la diversité et l'enchevêtrement des temps sociaux, la polychronie » (Bessin, 1994). De ce fait, les parcours de vie seraient moins linéaires, prévisibles, conventionnels et socialement structurés, et plus soumis à l'individualisation et à la pluralité des choix, à l'incertitude et à la réversibilité, à la fois dans les sphères familiale et professionnelle (Shanahan, 2000).

Les mouvements d'institutionnalisation et d'individualisation des parcours de vie peuvent sembler contradictoires mais ne sont pas exclusifs. Par exemple, le calendrier de certaines transitions est devenu plus uniforme au cours du 20<sup>e</sup> siècle, mais leur séquence s'est diversifiée, comme c'est particulièrement le cas de l'entrée dans l'âge adulte (Shanahan, 2000).

Des auteurs ont souligné le fait que l'abondante littérature traitant de l'évolution historique des parcours de vie souffre à la fois d'un déficit de données empiriques permettant de tester les hypothèses proposées, et d'un certain flou dans les concepts utilisés (Brückner & Mayer, 2005). Afin de rendre les changements objectivables à partir de données empiriques, ils proposent des définitions opératoires de plusieurs concepts. L'institutionnalisation des parcours de vie désigne le processus par lequel les règles normatives, légales et organisationnelles définissent l'organisation sociale et temporelle de la vie. L'État-providence offre un éventail de plus en plus large de statuts sociaux et des épisodes progressifs (congé maternité, etc.). À l'inverse, la « dé-institutionnalisation » signifie que les états, les étapes, les événements et les transitions qui étaient jusqu'alors nettement différenciés, sont intégrés ou fusionnés – par exemple, avoir un emploi pendant (plutôt qu'après) les études. La standardisation des parcours de vie correspond au processus par lequel des statuts ou des événements, et la séquence de leur déroulement, se généralisent (par exemple le travail salarié des femmes) ou leur calendrier devient plus uniforme. Au contraire, si des statuts sociaux, des événements et leur séquence concernent une part moins importante de la population, se déroulent à des âges plus dispersés ou ont une durée plus variée, on parlera de dé-standardisation. La différenciation des parcours, concept diachronique, désigne, toujours selon Brückner & Mayer (2005), un processus d'augmentation

du nombre de statuts ou d'étapes au cours de la vie. Ainsi, les premières années de la vie seraient de plus en plus institutionnellement différenciées du fait de leur découpage en un nombre croissant de périodes : crèche, école maternelle puis primaire, collège, lycée, études supérieures, etc. La dé-différenciation se réfère à la fusion de périodes auparavant distinctes. Il n'existe pas d'exemple évident, ce qui suggérerait l'irréversibilité de la différenciation. La pluralisation désigne l'augmentation du nombre de statuts ou de formes d'activité simultanés parmi une population ou même pour une personne donnée. C'est pour décrire la sphère familiale que ce concept est le plus souvent utilisé, avec la diffusion de l'union libre ou du divorce par exemple. Enfin, l'individualisation est un concept plus interprétatif, soulignant le plus grand contrôle des individus sur leur vie, processus à l'origine de plusieurs de ceux définis auparavant.

Nous nous appuyons dans la suite sur cet important travail d'opérationnalisation des définitions et de leur traduction sous forme d'outils statistiques (Elzinga & Liefbroer, 2007).

## 2. Méthode et données

### 2.1. Une approche par les « séquences » biographiques

Pour se dégager des apories d'une approche de la jeunesse en termes de seuils de passage, il est possible de faire un pas de côté en recherchant « des processus stables », en considérant la jeunesse comme l'âge de la vie défini par « l'insertion sur le marché du travail et sur le marché matrimonial » (Mauger, 1995, pp. 24–25). Cette définition présente l'avantage d'être suffisamment générale pour autoriser des comparaisons dans le temps et dans l'espace social, c'est-à-dire tant diachroniques (entre différentes époques) que synchroniques (selon le sexe ou la classe sociale, par exemple).

Empiriquement, la mise en œuvre de cette perspective implique de ne plus utiliser les événements comme unité d'analyse mais les processus dans leur ensemble, pris comme des entités indivisibles<sup>3</sup>. Du point de vue des méthodes statistiques, on peut alors se tourner vers l'analyse de séquences (*sequence analysis*, voir encadré), ces dernières étant définies comme

3. Ce que Billari (2001) propose d'appeler une approche « holiste », par opposition à une approche « atomiste » des « parcours de vie ».

La base des analyses statistiques proposées consiste en l'application des méthodes d'appariement optimal (MAO, *optimal matching analysis* en anglais) aux données de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel*. Les MAO s'appuient sur des algorithmes dynamiques utilisés principalement en biologie moléculaire pour analyser les chaînes d'ADN. Elles ont ensuite été introduites dans les sciences sociales par Andrew Abbott dans les années 1980 (Abbott & Forrest, 1986). Le principe de l'appariement optimal consiste à mesurer la dissimilarité entre deux séquences en évaluant le coût représenté par la transformation de l'une des séquences en l'autre. La transformation peut être effectuée au moyen de trois opérations élémentaires : l'insertion (un élément est inséré dans la séquence), la suppression (un élément est supprimé de la séquence) et la substitution (un élément est substitué à un autre). On peut assigner un coût spécifique à chacune de ces opérations élémentaires. Une série d'opérations a un coût équivalent à la somme des coûts des opérations élémentaires utilisées. La distance entre deux séquences est alors définie comme le coût minimal de la transformation d'une séquence en l'autre, des algorithmes dynamiques garantissant l'obtention de ce coût minimal (Sankoff & Kruskal, 1983). L'appariement optimal de l'ensemble des paires de séquences d'un corpus aboutit à la création d'une matrice de distances.

Il existe de nombreuses autres méthodes de mesure de la dissimilarité entre séquences (voir Robette, 2011, pour un état des lieux). Mais la possibilité de paramétrer les calculs par le choix des coûts des opérations élémentaires confère aux MAO une grande souplesse, propre à permettre l'adaptation à l'objet étudié, en ajustant le poids accordé à différentes dimensions du temps : calendrier, durée, ordonnancement (Lesnard & Saint Pol, 2004). En outre, des comparaisons systématiques ont montré que la plupart des méthodes aboutissent à des résultats relativement convergents, d'autant plus lorsqu'elles sont appliquées à des données empiriques en sciences sociales (Robette & Bry, 2012 ; Studer & Ritschard, 2016).

La matrice de distances entre l'ensemble des itinéraires individuels obtenue par les MAO peut ensuite être analysée de plusieurs manières.

1) On peut comparer différentes matrices de distances (par exemple, itinéraires familiaux vs itinéraires professionnels) en mesurant leur degré d'association à l'aide du « coefficient RV », qui est une généralisation du coefficient de corrélation de Pearson (Robert & Escoufier, 1976). Ce coefficient prend une valeur entre 0 et 1, et plus le degré d'association est fort plus le coefficient se rapproche de 1.

$$RV(X_1, X_2) = \frac{Tr(X_1 X_1' X_2 X_2')}{\sqrt{Tr(X_1 X_1' X_1 X_1') Tr(X_2 X_2' X_2 X_2')}}}$$

2) En regroupant les séquences les plus similaires, au moyen de méthodes de classification automatique

telles que la classification ascendante hiérarchique par exemple, on peut obtenir une typologie. D'un point de vue analytique, il s'agit de ne pas s'arrêter à l'identification de « *cursus* modaux, c'est-à-dire la séquence réglée sur la base de ce qui est le plus probable dans chaque classe, d'accès à différents attributs » (Chamboredon, 1985, p. 21), mais de construire un espace des possibles biographiques.

3) D'autres méthodes de réduction de données sont envisageables, comme l'échelonnement multidimensionnel (ou *multidimensional scaling*, voir Kruskal & Wish, 1978), qui, de manière analogue à l'analyse en composantes principales par exemple, permet de transformer une matrice de distances en un espace à  $N$  dimensions : les individus statistiques se voient attribuer des coordonnées dans cet espace, dont chaque axe est orthogonal aux autres (i.e. indépendant) et dont le premier axe « explique » une plus grande part de l'hétérogénéité des données que le deuxième, le deuxième plus que le troisième et ainsi de suite.

4) On peut utiliser la matrice de distance comme « variable dépendante » dans une analyse de variance (Studer *et al.*, 2011). On est alors en mesure d'évaluer la part de variance (des distances entre séquences) expliquée par une ou plusieurs variables dépendantes.

5) Enfin, on peut simplement étudier la dissimilarité (i.e. l'hétérogénéité) à l'intérieur de groupes sociaux – donc la diversité des séquences pour chacun des groupes – ou entre groupes sociaux – i.e. l'ampleur des différences d'itinéraires entre ces groupes.

On aura aussi recours dans cet article à des analyses des séquences ne nécessitant pas le calcul d'une matrice de distances. Les mesures de complexité des séquences opèrent en effet directement à partir des itinéraires codés sous formes de séquences. La plus commune d'entre elles, dite « turbulence », est basée sur le nombre de sous-séquences distinctes dans la séquence et sur la variance des durées passées dans les états (Elzinga & Liebroer, 2007) :

$$T(x) = \log_2 \left( \theta(x) \cdot \frac{s_{i,max}^2(x) + 1}{s_i^2(x) + 1} \right)$$

avec  $\theta(x)$  le nombre de sous-séquences distinctes qui peuvent être extraites de la séquence des états successifs,  $s_i^2(x)$  la variance des durées dans les états successifs de la séquence, et  $s_{i,max}^2(x)$  la valeur maximale que cette variance peut prendre compte tenu de la longueur de la séquence, qui s'obtient de la manière suivante :

$$s_{i,max}^2 = (d-1)(1-\bar{t})^2$$

avec  $d$  le nombre d'états distincts de la séquence et  $\bar{t}$  le temps consécutif moyen passé dans les différents états.

des suites ordonnées de positions sociales. En prenant ainsi en compte, pour chaque individu, la série des « situations » qu'il a connues, on résout (au moins partiellement) les problèmes de définition et de réversibilité des seuils, et d'ordonnement propre à chaque itinéraire. De plus, il est techniquement aisé de considérer que chaque « situation » est en fait la combinaison de positions occupées dans différents champs institutionnels (famille, système scolaire, système productif, etc.), un « ensemble non décomposable d'attributs » (Chamboredon, 1985, p. 27), et donc d'intégrer dans les analyses l'entrelacement entre les différentes sphères biographiques<sup>4</sup>.

## 2.2. Données

Pour les analyses empiriques, nous nous appuyons ici sur les données de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel* (SIP), réalisée conjointement par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) et la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares). L'enquête a recueilli les biographies sur le travail, l'emploi et la santé de personnes vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine et âgées de 20 à 74 ans au moment de l'enquête, interrogées en deux vagues, la première fin 2006-début 2007 et la seconde fin 2010. L'échantillon est constitué de 11 000 individus.

La grille biographique du questionnaire permet de reconstruire, année après année, les itinéraires des enquêtés depuis l'âge de 14 ans. Elle recense tout d'abord l'année du premier logement indépendant, mais on ne dispose malheureusement pas d'autre information sur la trajectoire résidentielle, qui se réduit donc à un événement unique et irréversible par construction. La grille recense également les années de mise (ou remise) en couple et de séparation, ainsi que les années de naissance (ou d'adoption) des enfants. Enfin, on connaît l'année de la fin des études initiales ainsi que les périodes de service militaire, d'emploi de cinq ans ou plus, les périodes d'emplois courts (emplois de moins de cinq ans, chômage ou inactivité de moins d'un an), de chômage d'un an ou plus, de congé parental, de retraite ou préretraite, d'arrêt de travail de plus de six mois, de formations et les autres périodes d'inactivité d'un an ou plus.

Au final, on dispose des itinéraires biographiques entre les âges de 14 et 35 ans de 5 066 femmes et 4 229 hommes nés entre 1932 et 1975. Le choix de ne conserver que les personnes de plus

de 35 ans résulte d'un arbitrage entre taille de l'échantillon et longueur des itinéraires : élargir la fenêtre d'observation (jusqu'à 40 ans, par exemple) aurait réduit l'échantillon étudié sans surplus significatif d'information, dans la mesure où la plupart des événements qui émaillent le « double passage » se situent avant 35 ans. Les itinéraires biographiques conjuguent quatre dimensions : la dimension résidentielle, codée en deux états (n'ayant jamais occupé de logement indépendant, ayant déjà occupé un logement indépendant) ; la dimension conjugale (deux états : seul, en couple) ; la dimension parentale (quatre états : sans enfant, un enfant, deux enfants, trois enfants ou plus) ; la dimension professionnelle (cinq états : étudiant, en emploi long, en emploi court, au chômage, autre inactivité).

## 2.3. Codage de l'origine sociale

Pour situer les enquêtés selon leur origine sociale, on dispose pour leur père et leur mère, du diplôme, de la catégorie socioprofessionnelle et, le cas échéant, du nombre de salariés permanents de l'entreprise. La catégorie socioprofessionnelle est basée sur le niveau 1 de la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) de l'Insee, à l'exception de deux groupes pour lesquels on a rassemblé les cadres et professions intellectuelles supérieures et les professions intermédiaires mais distingué l'appartenance ou non au monde de l'éducation ; on obtient ainsi un groupe de « cadres, professions intermédiaires (hors enseignement), technicien(ne)s, professions libérales » (groupe 3) et un groupe de « professeurs, cadres de l'enseignement, instituteur(ric)e(s) » (groupe 4). On distingue l'origine sociale selon trois classes : « paysanne », « ouvrière », « supérieure ». L'enquêté est considéré comme issu des classes supérieures si au moins l'un de ses parents appartient aux classes supérieures, c'est-à-dire : si son père ou sa mère appartient à

4. Par ailleurs, dans les sciences sociales, le processus de double passage vers l'âge adulte fait l'objet de multiples qualifications : cheminement, itinéraire, trajectoire, parcours, carrière, biographie, cursus, etc. À partir du travail de clarification conceptuelle proposé par Passeron (1990), nous avons choisi dans la suite de cet article de n'employer, dans la mesure du possible, que le terme d'« itinéraire » biographique. En effet, les analyses qui suivent s'inscrivent dans un « cadre [théorique] durkheimien », puisqu'elles se réfèrent « à l'institutionnalisation du temps social ; on subordonne l'intelligibilité biographique à la description des structures objectives (culturelles ou statistiques) qui la précèdent et la déterminent » (Passeron, 1990, p. 17). En d'autres termes, « le temps du devenir social des individus et des groupes est, avant toute possibilité de choix tactique ou stratégique, déjà structuré par des normes, des définitions sociales, des représentations ou, plus généralement encore, des 'chances typiques', socialement conditionnées, de déroulement ou d'orientation biographiques » (ibid., p. 18). Ces chances typiques peuvent être approximées par le calcul de « probabilités a posteriori ». L'adjectif « biographique » fait quant à lui référence aux enquêtes du même nom qui, notamment en démographie, collectent par le biais de questionnaires les dimensions familiales, professionnelles et résidentielles de la vie des personnes interrogées.

l'une des catégories d'exploitant agricole ou chef d'entreprise (« agriculteur exploitant, aide familial dans l'agriculture » ou « artisan, commerçant, chef d'entreprise » avec au moins trois salariés permanents), ou s'il ou elle appartient aux groupes 3 ou 4 définis ci-dessus et détient un diplôme au moins équivalent au baccalauréat. L'enquêté est considéré d'origine ouvrière si son père est ouvrier et sa mère employée, ouvrière ou inactive, et d'origine paysanne si son père est « agriculteur exploitant ou aide familial dans l'agriculture » (groupe 1 avec au maximum deux salariés permanents), et sa mère appartient également au groupe 1 ou est employée, ouvrière ou inactive. On fait donc ici l'hypothèse que, dans ces classes populaires anciennes, c'est surtout la profession de l'homme qui marque le statut social du ménage mais qu'un statut plus élevé de la femme fait « sortir » le ménage de la classe ouvrière ou paysanne *stricto sensu*.

Près du quart de la population étudiée est issue de la classe ouvrière, 12 % de la classe paysanne, 15 % des classes supérieures, et un peu moins de la moitié d'autres groupes sociaux (tableau 1). La proportion d'individus d'origine paysanne diminue au fil des générations, et de l'écroulement de la démographie du monde paysan qui accompagne la modernisation du mode de production agricole (Mendras, 1967), celle des individus issus des classes supérieures augmente, principalement du fait de l'expansion scolaire (Cacouault & Œuvrard, 2009), alors que celle des individus originaires de la classe ouvrière semble plus stable<sup>5</sup>.

### 3. Analyse des itinéraires

Une première manière d'explorer l'imbrication entre les dimensions résidentielle, matrimoniale, professionnelle et parentale des itinéraires biographiques consiste à mesurer le degré d'association

entre ces dimensions. On réalise tout d'abord une analyse de séquences : pour chacune des quatre dimensions, on mesure, au moyen de la technique d'appariement optimal, la dissimilarité entre toutes les paires de séquences<sup>6</sup> et on obtient quatre matrices de distances. L'association entre ces matrices de distances est ensuite mesurée au moyen du « coefficient RV ». Une classification ascendante hiérarchique permet ensuite d'établir une typologie des itinéraires.

#### 3.1. Les associations entre les dimensions

Pour les femmes comme pour les hommes, quelle que soit leur origine sociale, deux associations principales se détachent entre les dimensions résidentielle et conjugale et entre les dimensions conjugale et parentale (tableau 2). Le processus de décohabitation semble donc avant tout lié à la sphère familiale ; c'est particulièrement le cas des femmes d'origine ouvrière et des hommes d'origine ouvrière ou paysanne. Pour les hommes, on note que la corrélation entre dimensions résidentielle et conjugale diminue au profit de la corrélation entre dimensions résidentielle et professionnelle : la première passe d'environ 0.5 pour les générations les plus anciennes à environ 0.3 pour celles nées à partir des années 1960, quand la seconde, nulle pour les générations les plus anciennes, atteint 0.2 pour les plus récentes (figure I-A). Autrement dit, la dimension

5. La catégorie « autre » rassemble des profils sociaux très divers. L'hétérogénéité étant très forte, une description précise et pertinente nécessiterait de découper cette catégorie en de nombreux groupes, rendant la suite des analyses confuse. Nous avons donc fait le choix de ne retenir que les trois groupes correspondant à des polarités de l'espace social bien identifiables, une « en haut » (origine supérieure) et deux populaires, « en bas » (origines ouvrières et paysannes).

6. Le coût de substitution est constant et égal à 2 pour chacune des dimensions. Le coût d'insertion-suppression est fixé à 3/4 du coût de substitution maximal, c'est-à-dire 1.5, ce qui permet d'équilibrer l'importance des calendriers, des durées et des ordonnancements des événements dans la prise en compte du temps par l'algorithme d'appariement optimal (Robette & Bry, 2012). Les calculs ont été effectués avec le logiciel R et le package TraMineR (Gabadinho et al., 2011).

Tableau 1 – Origine sociale selon la génération (en %)

Génération	Origine sociale				Total
	Ouvrière	Paysanne	Supérieure	Autre	
1932-1945	20.9	18.3	11.3	49.5	100
1946-1961	25.4	12.7	13.8	48.1	100
1962-1975	24.6	8.0	19.0	48.4	100
Ensemble	24.1	12.2	15.1	48.5	100

Lecture : 20.9 % des individus nés entre 1932 et 1945 sont d'origine ouvrière. Source et champ : enquête *Santé et itinéraire professionnel* (DREES-Dares, 2006-2010), individus vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine et nés entre 1932 et 1975. Calculs de l'auteur (données pondérées).

Tableau 2 – Corrélations entre les dimensions des itinéraires biographiques, selon le sexe et l'origine sociale

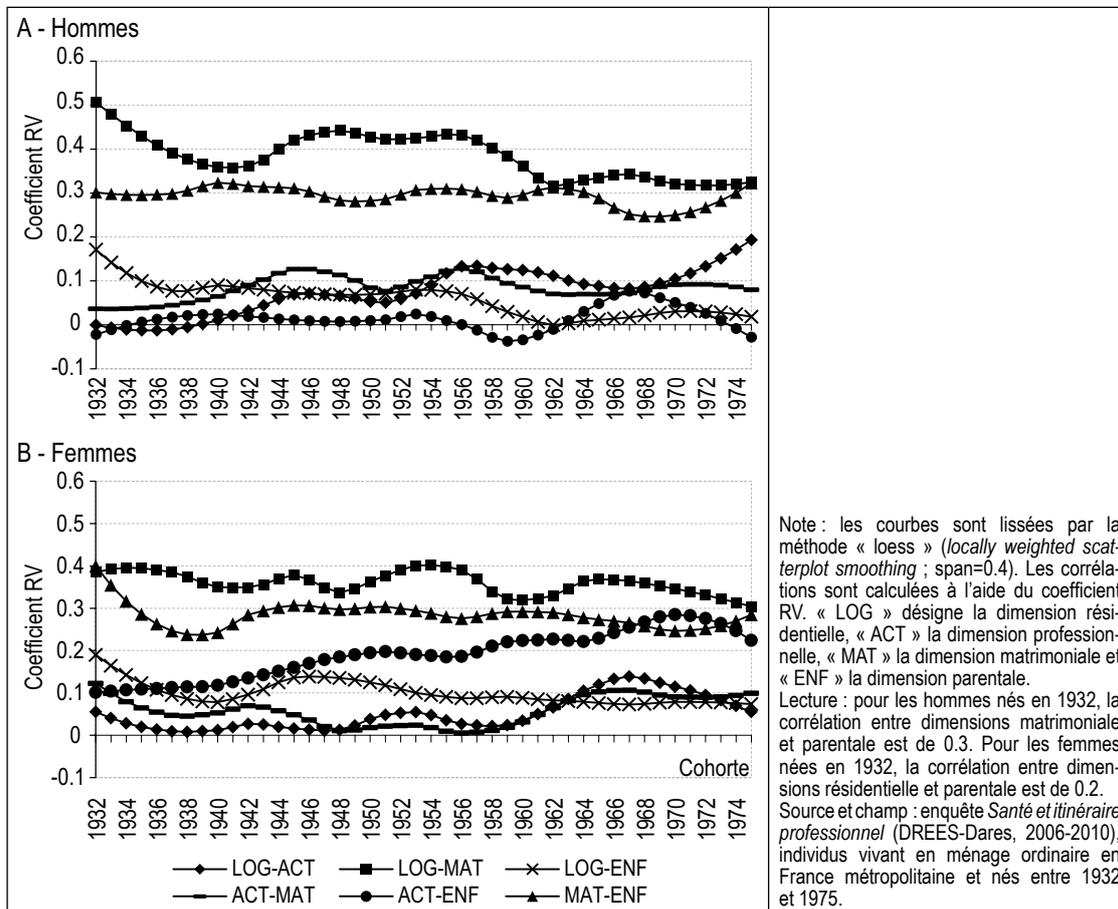
	Dimensions des itinéraires		Origine sociale			Ensemble
			Ouvrière	Paysanne	Supérieure	
Femmes	Résidentielle	Professionnelle	0.026	0.002	0.090	0.034
	Résidentielle	Conjugale	0.477	0.318	0.262	0.369
	Résidentielle	Parentale	0.139	0.083	0.029	0.097
	Professionnelle	Conjugale	0.023	0.009	0.048	0.037
	Professionnelle	Parentale	0.226	0.155	0.199	0.198
	Conjugale	Parentale	0.251	0.312	0.250	0.272
Hommes	Résidentielle	Professionnelle	0.154	0.021	0.035	0.076
	Résidentielle	Conjugale	0.457	0.460	0.271	0.391
	Résidentielle	Parentale	0.046	0.117	0.036	0.041
	Professionnelle	Conjugale	0.127	0.003	0.098	0.097
	Professionnelle	Parentale	0.010	0.019	0.063	0.006
	Conjugale	Parentale	0.256	0.378	0.283	0.280

Note : les corrélations sont calculées à l'aide du coefficient RV.

Lecture : pour les femmes d'origine ouvrière, la corrélation entre dimensions résidentielle et professionnelle est de 0.026.

Source et champ : enquête *Santé et itinéraire professionnel* (DREES-Dares, 2006-2010), individus vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine et nés entre 1932 et 1975.

Figure I – Évolution des corrélations entre dimensions



professionnelle prend du poids dans le processus de décohabitation.

Par ailleurs, la dimension professionnelle est dans l'ensemble peu corrélée aux autres dimensions, indiquant la relative indépendance des sphères familiale et professionnelle. Toutefois, les dimensions professionnelle et parentale sont notablement liées chez les femmes, et ce lien a tendance à se renforcer au fil des générations (figure I-B) : la corrélation augmente régulièrement, de 0.1 à près de 0.3 pour les cohortes nées autour de 1970.

### 3.2. Échelonnement multidimensionnel

Pour aller plus loin dans l'étude des itinéraires biographiques, on réalise une analyse de séquences multiples (*multiple sequence analysis* ; voir Pollock, 2007, et Gauthier *et al.*, 2010). L'appariement optimal est cette fois effectué à partir des quatre dimensions conjointement<sup>7</sup> : l'association entre les dimensions n'est plus l'objet de l'analyse, comme précédemment, mais est intégrée à la construction des données et des calculs. L'appariement optimal est effectué séparément pour les hommes et les femmes<sup>8</sup>. On obtient ainsi deux matrices de distances, qui servent de base à la plupart des analyses qui suivent.

On utilise ensuite les techniques d'échelonnement multidimensionnel pour représenter les matrices de distance dans un espace à  $N$  dimensions. Pour les femmes, le premier axe de cet espace est fortement corrélé à l'âge au premier logement indépendant, à l'âge au premier enfant, à l'âge au second enfant et au nombre d'années passées en couple (entre 14 et 35 ans) : il ordonne les femmes selon le calendrier de leur passage de la famille d'orientation à la famille de procréation<sup>9</sup>. Le second axe est fortement corrélé à la durée passée en emploi long : il oppose les femmes qui se sont insérées tôt sur le marché du travail aux femmes principalement inactives, avec dans des positions intermédiaires des femmes qui ont fait des études longues et se sont insérées relativement tardivement sur le marché du travail. Pour les hommes, le premier axe est, de façon très similaire à celui des femmes, fortement corrélé à l'âge au premier logement indépendant, à l'âge au premier enfant et au nombre d'années passées en couple (entre 14 et 35 ans). Le second axe, en revanche, est un peu différent, opposant les hommes qui ont passé le plus de temps en emploi long à ceux qui ont passé plus d'années en études ou en emploi court.

Au travers cette première analyse, l'insertion sur le marché matrimonial et l'insertion sur le marché

du travail semblent relativement indépendantes, pour les hommes comme pour les femmes, ce qui va dans le sens de la désynchronisation des seuils des sphères familiales et professionnelles mise en évidence par Galland (1995).

### 3.3. Typologies d'itinéraires

En soumettant les matrices de distance à une classification ascendante hiérarchique<sup>10</sup>, on peut identifier les régularités dans le corpus d'itinéraires biographiques, c'est-à-dire non pas le « cursus modal » mais un ensemble d'itinéraires-types. Le choix du nombre de classes de la typologie est guidé par la portée heuristique des résultats et un arbitrage entre parcimonie et homogénéité des classes. Les itinéraires des hommes étant moins diversifiés que ceux des femmes (voir *supra*), le nombre de classes nécessaires pour rendre compte des formes que prennent ces itinéraires (quatre) est moins élevé que pour les femmes (six classes).

Pour les hommes, la première classe regroupe 25 % d'entre eux, qui se distinguent par le fait qu'ils accèdent à un premier logement indépendant, forment un couple et ont un premier enfant relativement tard, et ils ont le plus souvent deux enfants à l'âge de 35 ans. On appellera par la suite cet itinéraire-type « 2ENF-TARD ». Au contraire dans la deuxième classe (« 2ENF-TOT », 28 %), le passage de la famille d'orientation à la famille de procréation est relativement précoce ; les hommes de cette classe ont également majoritairement deux (ou trois) enfants à l'âge de 35 ans. Dans la troisième classe (« CELIB », 21 %), les hommes sont pour la plupart célibataires et sans enfant à l'âge de 35 ans. Enfin, dans la quatrième classe (« 1ENF-TARD », 26 %), les hommes accèdent à un premier logement indépendant et forment un couple plus tard que dans la deuxième classe mais plus tôt que dans la première, et surtout ils deviennent parents plus tard que les autres et ont un seul enfant à l'âge de 35 ans. On le voit, la sphère professionnelle semble très peu intervenir dans la construction des classes : ce sont avant tout les modalités de l'insertion

7. On conserve les mêmes coûts (substitution et indel) que dans l'analyse précédente.

8. Du fait de la plus grande précocité des divers calendriers féminins et du poids de l'inactivité chez les femmes, il est plus pertinent de séparer les analyses pour chacun des deux sexes.

9. Si ce premier axe semble relativement indépendant de la sphère professionnelle, on constate toutefois que les femmes dont l'insertion sur le marché matrimonial est la plus précoce semblent connaître de larges épisodes d'inactivité. Les index plots en noir et blanc sont illisibles et ne sont donc pas présentés ici. Les versions en couleurs sont disponibles auprès de l'auteur.

10. Avec le critère d'agrégation de Ward et consolidation des classes à l'aide de l'algorithme PAM (Partition Around Medoids).

sur le marché matrimonial qui différencient les itinéraires biographiques.

L'espace des possibles biographiques dessiné par cette typologie ne présente pas les mêmes polarisations d'une classe sociale à l'autre. En effet, les itinéraires-types « 2ENF-TARD », et dans une moindre mesure « CELIB », sont sur-représentés parmi les fils d'agriculteurs ; les itinéraires « 2ENF-TOT » parmi les fils d'ouvriers ; les itinéraires « 1ENF-TARD » et « CELIB » parmi les fils des classes supérieures (tableau 3). Ces différences peuvent tout d'abord s'interpréter à partir de l'articulation entre carrière professionnelle et insertion sur le marché matrimonial : les fils d'ouvriers s'opposent aux fils des classes supérieures en termes de calendrier de passage de la famille d'orientation à la famille de procréation car les seconds, en prolongeant leurs études, s'insèrent plus tard sur le marché du travail et ont tendance à reporter l'« accession aux attributs de la maturité » familiale : la jeunesse fonctionne pour eux comme un moratoire (Chamboredon, 1985, p. 23). En revanche, le caractère tardif – voire l'absence – de l'insertion sur le marché matrimonial des fils d'agriculteurs est lié à leur position dominée sur ce marché (Courgeau & Lelièvre, 1986 ; Bourdieu, 2002).

La principale différence de la typologie des itinéraires féminins vient de la présence de deux classes « INACT-3ENF » et « INACT-2ENF » (chacune de l'ordre de 12 %) où l'inactivité est très présente. La première de ces classes se différencie de la seconde par une plus grande précocité de la décohabitation, un nombre modal d'enfants à 35 ans plus élevé (3 contre 2) et le fait que l'inactivité est majoritaire tout au long de la trajectoire professionnelle, alors qu'elle est le plus souvent le résultat d'une interruption de la carrière dans la classe « INACT-2ENF ». Les profils des quatre autres classes sont semblables à ceux de

la typologie masculine : on trouve une classe de célibataires sans enfant (« CELIB », 13.9 %), une classe de femmes en couple ayant majoritairement un seul enfant à 35 ans et ayant eu cet enfant relativement tard (« 1ENF-TARD », 26.8 %), et deux classes de femmes en couple ayant majoritairement deux enfants à l'âge de 35 ans, l'une dont le calendrier de passage de la famille d'orientation à la famille de procréation est relativement précoce (« 2ENF-TOT », 11.7 %) et l'autre relativement tardif (« 2ENF-TARD », 22.9 %).

Ces itinéraires-types ne se répartissent pas également selon l'origine sociale. Les classes « CELIB » et « 1ENF-TARD » sont nettement sur-représentées parmi les femmes issues des classes supérieures (tableau 4) : pour elles, la poursuite d'études longues implique souvent le report du passage familial. Les itinéraires d'actives avec deux enfants (« 2ENF-TOT » et « 2ENF-TARD ») sont quant à eux légèrement sur-représentés parmi les femmes issues des classes populaires (ouvrières comme paysannes). Enfin, l'inactivité associée à une forte fécondité (« INACT-3ENF ») est nettement plus fréquente chez les filles d'ouvriers, ce qui renvoie à la reproduction du modèle familial d'origine, où la décohabitation est associée à une autonomie sociale acquise par la voie conjugale (Bloss *et al.*, 1990).

## 4. Évolutions

### 4.1. Évolutions sur les facteurs du *multidimensional scaling*

En observant l'évolution des coordonnées des hommes dans le plan factoriel issu de l'échelonnement multidimensionnel (voir *supra*), on distingue tout d'abord deux périodes pour le passage de la famille d'orientation à la famille

Tableau 3 – Itinéraires-types des hommes selon leur origine sociale (en %)

Itinéraire-type	Origine sociale			Total
	Ouvrière	Paysanne	Supérieure	
CELIB	18.2	22.3	26.3	20.8
1ENF-TARD	23.4	19.1	29.0	25.9
2ENF-TOT	35.6	25.9	19.2	28.5
2ENF-TARD	22.8	32.8	26.3	24.8
Total	100	100	100	100

Lecture : 18.2 % des hommes d'origine ouvrière ont un itinéraire-type « CELIB ».

Source et champ : enquête *Santé et itinéraire professionnel* (DREES-Dares, 2006-2010) ; hommes vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine et nés entre 1932 et 1975.

Tableau 4 – Itinéraires-types des femmes selon leur origine sociale (en %)

Itinéraire-type	Origine sociale			Total
	Ouvrière	Paysanne	Supérieure	
CELIB	10.7	13.5	18.2	13.9
1ENF-TARD	21.4	24.6	40.2	26.8
2ENF-TOT	13.3	13.7	5.7	11.7
2ENF-TARD	25.6	24.9	18.4	22.9
INACT-2ENF	11.9	9.9	12.0	12.1
INACT-3ENF	17.1	13.5	5.5	12.7
Total	100	100	100	100

Lecture : 10.7 % des femmes d'origine ouvrière ont un itinéraire-type « CELIB ».  
 Source et champ : enquête *Santé et itinéraire professionnel* (DREES-Dares, 2006-2010) ; femmes vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine et nées entre 1932 et 1975.

de procréation (axe factoriel 1) : il est de plus en plus précoce du début des années 1930 au début des années 1940, puis la tendance s'inverse, surtout à partir des cohortes du milieu des années 1970 (figure II-A). Ces résultats concordent avec le calendrier du *baby-boom* (Daguet, 1996). On note également la spécificité des fils de paysans, pour lesquels la tendance à plus de précocité du passage familial est plus marquée en début de période, par un effet de rattrapage, et reprend à partir du milieu des années 1960. Le passage professionnel (axe factoriel 2), quant à lui, recule régulièrement tout au long de la période, quelle que soit l'origine sociale (figure II-B).

Chez les femmes, on constate un recul du passage familial entre les cohortes du début des années 1940 et celles de la fin des années 1960, résultat là aussi cohérent avec la fin du *baby-boom* (figure III-A). Le cas des enfants de paysans se distingue également chez les femmes, puisque leur passage familial est de plus en plus précoce jusqu'aux cohortes nées vers 1940. L'évolution de la position des femmes sur l'axe professionnel comporte plusieurs périodes (figure III-B) : la durée en emploi long augmente jusqu'aux cohortes de la fin des années 1940 (sans doute du fait du recul de l'inactivité féminine), mais diminue à partir de celles de la fin des années 1950 (probablement avec l'allongement des études).

#### 4.2. Le poids de l'origine sociale

On mobilise ici les méthodes d'analyse de la variance, avec la matrice de distances entre itinéraires en « variable » dépendante et l'origine sociale en variable indépendante, et

en réitérant l'analyse pour chaque cohorte de naissance. La part de variance expliquée mesure le poids de l'origine.

Chez les hommes, on observe une « bosse » en début de période, puis une certaine stabilité entre les générations du milieu des années 1940 et celles de la fin des années 1960, suivie d'une augmentation (figure IV-A). Chez les femmes, la part de variance expliquée par l'origine sociale diminue entre les générations du début des années 1940 et celles de la fin des années 1960, et augmente ensuite (figure IV-B). Le poids de l'origine sociale sur le déroulement des itinéraires biographiques semble donc augmenter pour les femmes et les hommes des cohortes les plus récentes, et il est un peu plus fort pour les hommes.

On peut détailler l'analyse en utilisant cette fois en variable dépendante les coordonnées sur les axes 1 (dimension familiale) et 2 (dimension professionnelle) de l'analyse factorielle réalisée précédemment (*multidimensional scaling*). Pour les hommes comme pour les femmes, l'évolution de la part de la variance expliquée par l'origine sociale prend une forme similaire pour la dimension familiale et pour les itinéraires biographiques dans leur ensemble, avec cependant des fluctuations plus marquées. On constate notamment la forte augmentation du poids de l'origine sociale sur le passage familial des femmes en fin de période : il est multiplié par plus de cinq au fil des cohortes du début des années 1970.

Pour les hommes et la dimension professionnelle, en revanche, la tendance est à une forte baisse entre les premières cohortes et celles nées autour

Figure II – Évolution de la position selon l'origine sociale des hommes

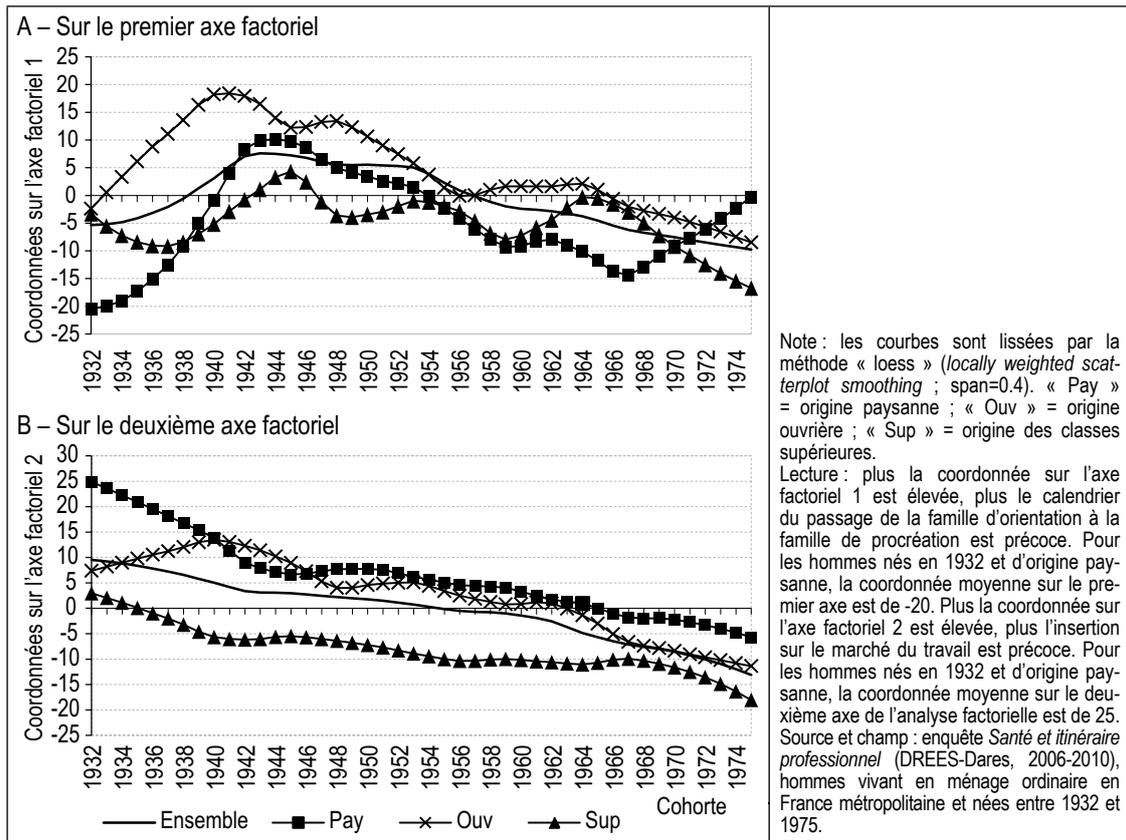


Figure III – Évolution de la position selon l'origine sociale des femmes

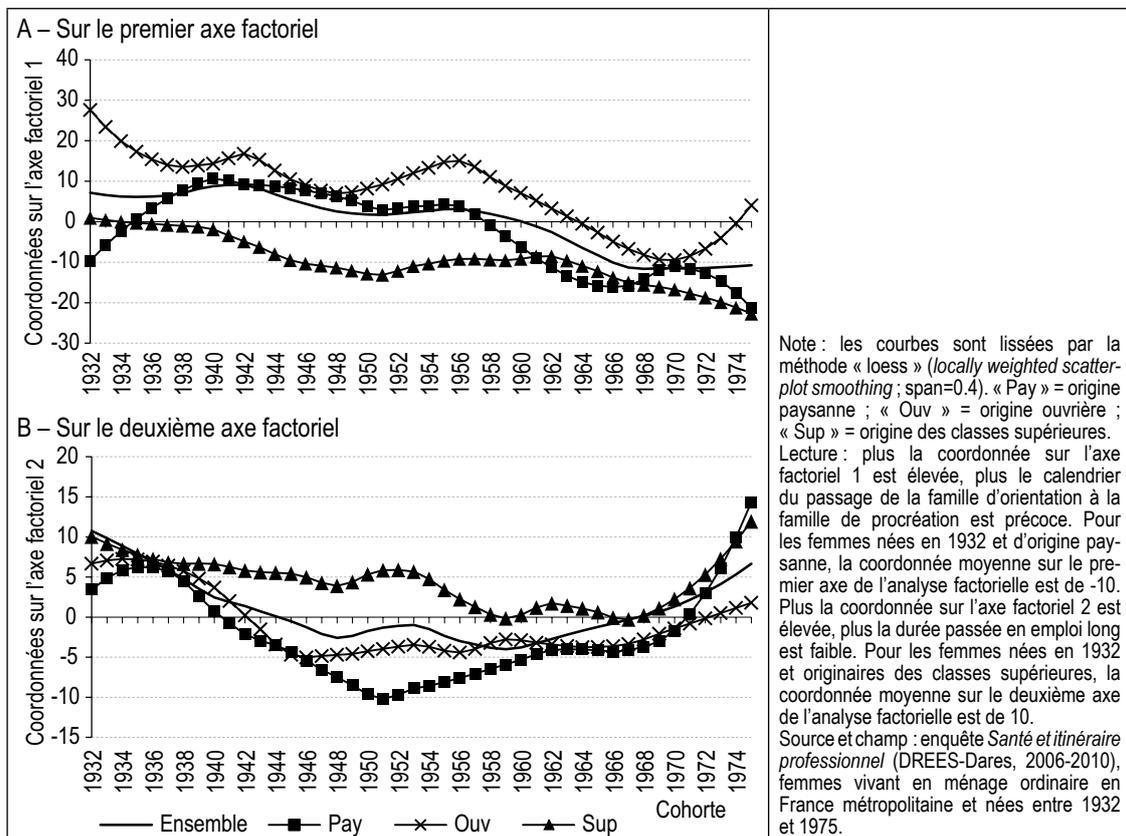
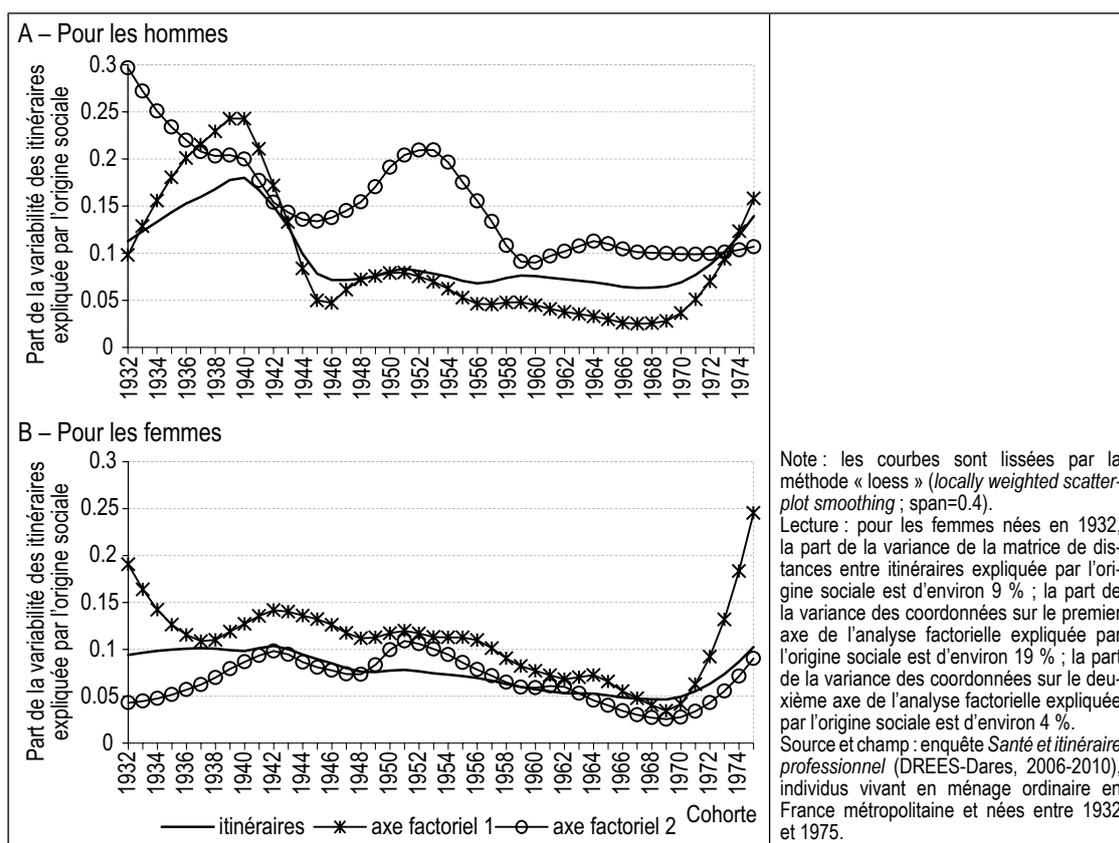


Figure IV – Évolution du poids de l'origine sociale



de 1960<sup>11</sup> : le poids de l'origine sociale est divisé par trois environ, passant de 30 % de variance expliquée à moins de 10 %, ce qui est à mettre en lien avec l'expansion scolaire. Le poids de l'origine sur la dimension professionnelle est plus stable – et en moyenne plus faible – chez les femmes. Enfin, pour les femmes, le poids de l'origine est plus important pour la dimension familiale que pour la dimension professionnelle, quelle que soit la cohorte de naissance, alors qu'il est plus fort pour la dimension professionnelle chez les hommes pour la majeure partie des cohortes.

#### 4.3. Différences entre sexes et poids du genre

La même démarche avec cette fois le sexe en variable indépendante permet d'évaluer le poids du genre sur le déroulement des itinéraires biographiques. Il est faible et en légère baisse des cohortes les plus anciennes à celles nées vers 1950, et semble relativement constant ensuite (figure V). La part de la variance expliquée par le genre pour les dimensions familiale et

professionnelle connaît plus de fluctuations, mais la tendance générale est à une certaine stabilité, à un niveau faible (moins de 5 % pour la plupart des cohortes). En général, le poids du genre est le plus fort parmi les individus issus de milieu paysan, et le plus faible parmi ceux originaires des classes supérieures (figure VI). Cet ordre apparaît en fait à partir des cohortes du milieu des années 1940, le genre pesant de plus en plus pour les enfants de milieu paysan à partir des cohortes du milieu des années 1960 : la part de variance expliquée est multipliée par quatre en une dizaine d'années, passant de 6 % à 24 % environ.

#### 4.4. Diversité des itinéraires

On étudie maintenant le degré de diversité des itinéraires biographiques à partir du calcul des distances moyennes<sup>12</sup> pour différents groupes sociaux. On constate tout d'abord que les itinéraires biographiques des femmes sont nettement

11. Malgré un rebond pour les cohortes nées entre le milieu des années 1940 et le début des années 1950.

12. Les distances utilisées sont celles calculées précédemment par les méthodes d'appariement optimal.

Figure V – Évolution du poids du genre

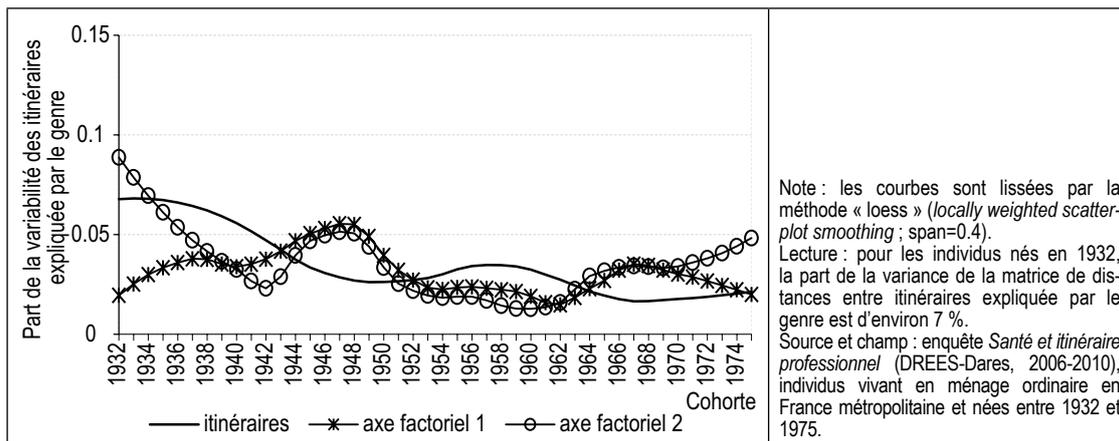
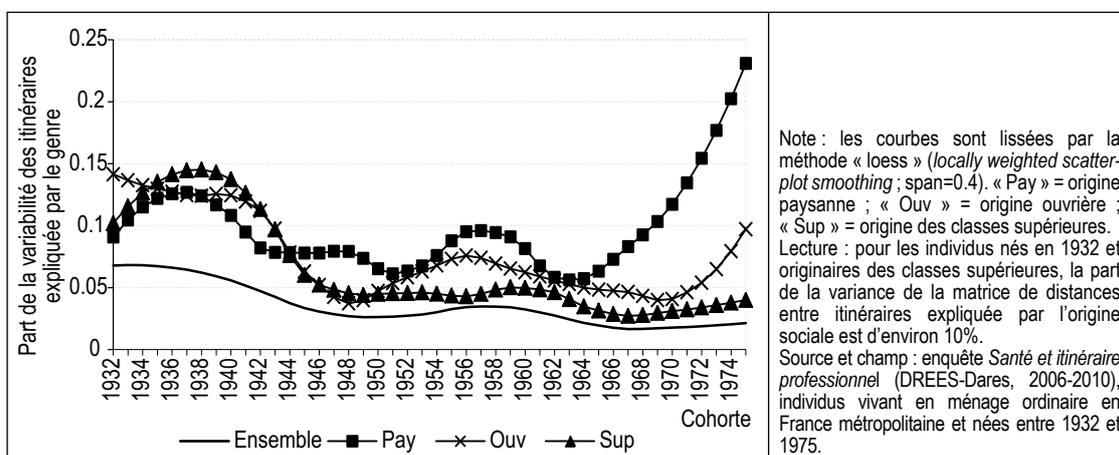


Figure VI – Évolution du poids du genre selon l'origine sociale



plus hétérogènes que ceux des hommes, et ceci quelle que soit leur origine sociale (tableau 5). La principale explication de cette différence réside sans doute dans la prévalence de l'inactivité dans les carrières féminines. Par ailleurs, chez les femmes comme chez les hommes, ce sont les enfants des classes supérieures qui ont les

itinéraires biographiques les plus homogènes, et les enfants d'ouvriers les plus hétérogènes.

Sur le long terme, cette diversité diminue légèrement chez les femmes (figure VII-A) : la tendance est donc plutôt à la « standardisation » des itinéraires. Mais à y regarder de plus près,

Tableau 5 – Diversité des itinéraires biographiques

Origine sociale	Sexe	
	Femmes	Hommes
Ouvrière	62.9	52.4
Paysanne	57.5	45.0
Supérieure	53.1	43.8
Ensemble	65.3	55.2

Lecture : la distance moyenne entre les itinéraires biographiques des femmes d'origine ouvrière est de 62.9.  
Source et champ : enquête *Santé et itinéraire professionnel* (DREES-Dares, 2006-2010), individus vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine et nés entre 1932 et 1975.

Figure VII – Évolution de la diversité des itinéraires selon l'origine sociale

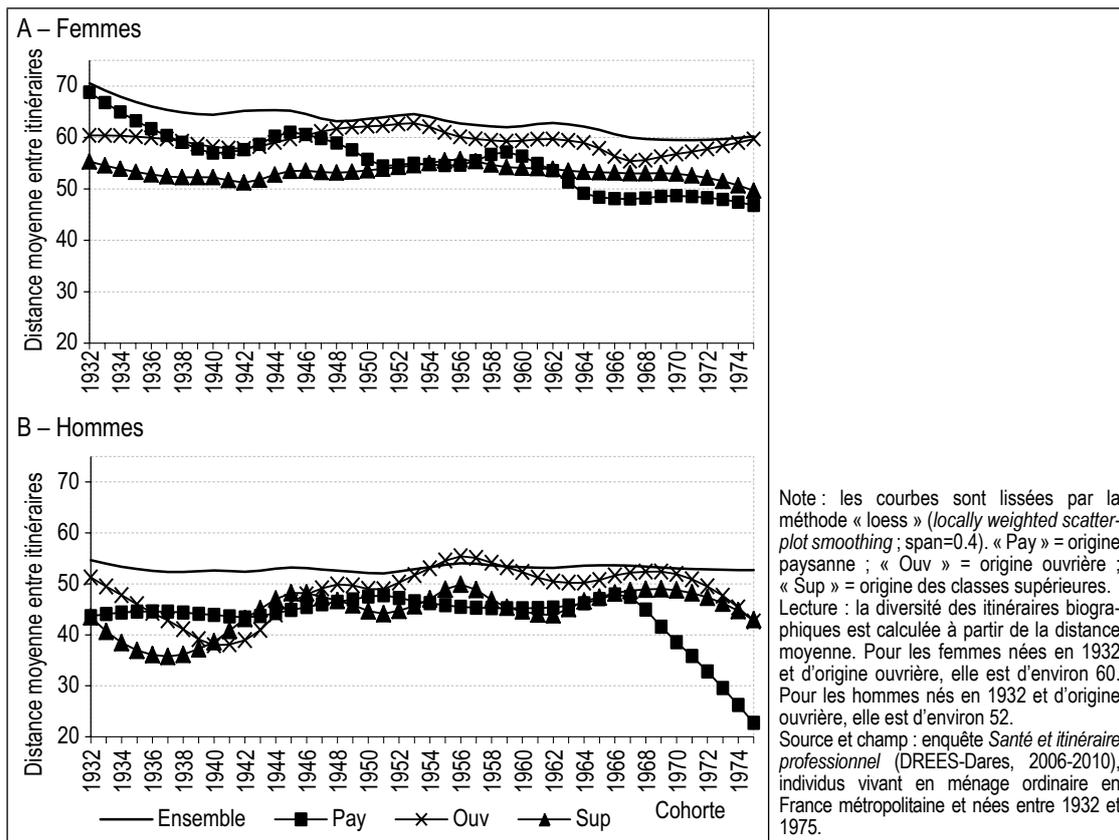
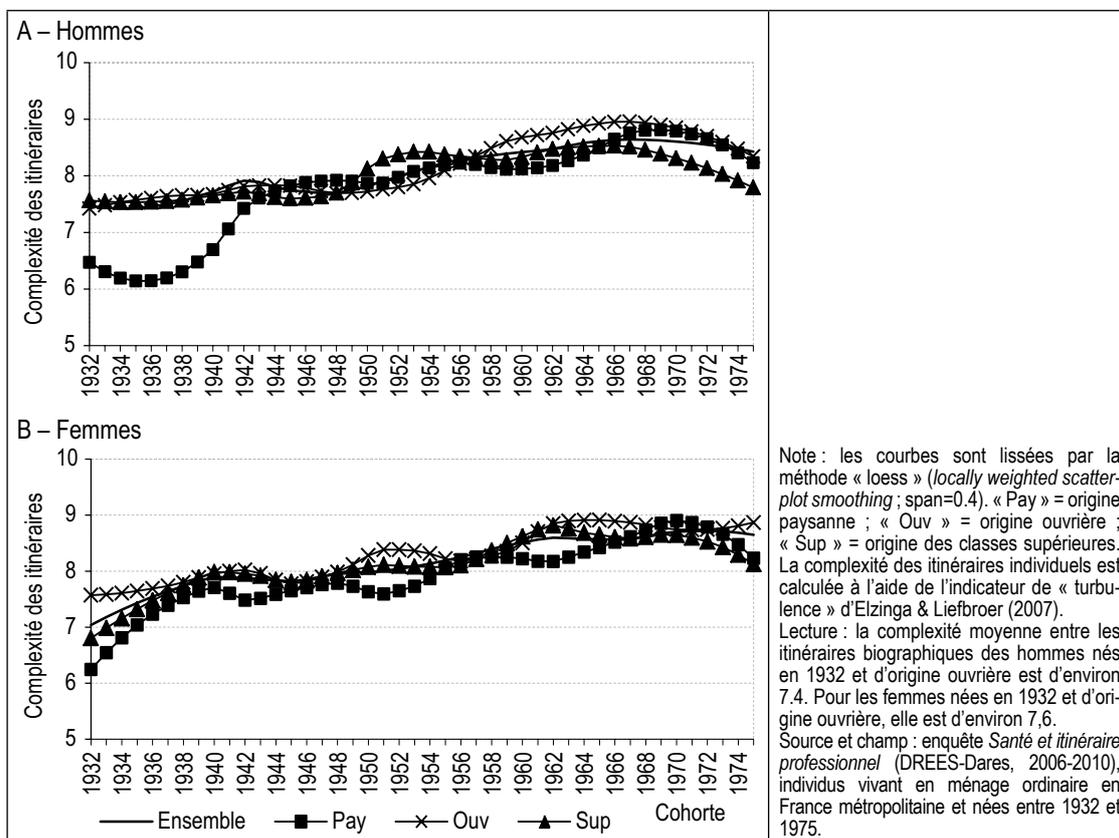


Figure VIII – Évolution de la complexité des itinéraires biographiques selon l'origine sociale



cette standardisation est uniquement le fait des femmes d'origine paysanne, la diversité des itinéraires restant relativement constante chez les autres. Chez les hommes, la diversité est stable, mais cette stabilité est le résultat de l'agrégation de tendances contrastées selon l'origine sociale (figure VII-B). En effet, les itinéraires se standardisent brutalement chez les fils de paysans à partir des cohortes du milieu des années 1960, ce qui peut être un effet de la généralisation de l'accès à l'enseignement secondaire pour ces catégories (Jégouzo & Brangeon, 1975 ; Œuvrard & Rondeau, 1985). Ceux des fils d'ouvriers se standardisent des cohortes les plus anciennes à celles du début des années 1940, se dé-standardisent jusqu'aux cohortes de la fin des années 1950 et restent relativement stables ensuite. Les évolutions sont plus chaotiques chez les fils des classes supérieures.

#### 4.5. Complexité des itinéraires

La « turbulence » des itinéraires est un indicateur de leur complexité (Elzinga & Liefbroer, 2007). Il donne donc une idée de la « différenciation » des itinéraires : dans quelle mesure ceux-ci se complexifient, dans le sens d'un plus grand nombre d'états traversés et de durées passées dans les états plus hétérogènes.

Chez les hommes, quelle que soit la classe d'origine, la différenciation augmente légèrement jusqu'aux cohortes de la fin des années 1960 (figure VIII-A). On observe en outre un rattrapage rapide de la complexité des itinéraires des fils de paysans nés entre le milieu des années 1930 et le milieu des années 1940. Les itinéraires des femmes se différencient également, suivant un rythme proche de celui des hommes (figure VIII-B). Les tendances sont similaires quelle que soit la classe d'origine.

Les différences de complexité des parcours sont au final très faibles entre hommes et femmes, et faibles entre origines sociales, avec une tendance à une hausse modérée. La différenciation – i.e. la complexification – des itinéraires des jeunes adultes français observée ici confirme, sur un temps plus long, les résultats de Elzinga & Liefborer (2007)<sup>13</sup>, de même que l'une des hypothèses communes sur l'évolution des parcours de vie (Shanahan, 2000). En revanche, une autre hypothèse, celle d'une diversité croissante des parcours – i.e. leur dé-standardisation –, du fait du « progrès » de la mobilité et de la flexibilité, et au final d'une individualisation des parcours, ne se trouve pas validée par nos analyses<sup>14</sup>. Sur le long terme, les itinéraires biographiques des

jeunes français apparaissent d'une diversité relativement constante, ni plus ni moins prévisibles et socialement structurés que par le passé.

\* \*  
\*

Les analyses empiriques de cet article s'appuient sur les données de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel* (SIP), qui fournit les itinéraires biographiques entre 14 et 35 ans de 5 066 femmes et 4 229 hommes nés entre 1932 et 1975 et vivant dans un ménage ordinaire en France métropolitaine. Nous avons utilisé les méthodes d'appariement optimal (MAO), qui permettent à la fois de contourner les limites d'une approche en terme de seuils de passage (i.e. d'événements) en considérant l'ensemble de la trajectoire comme unité d'analyse, de prendre en compte l'interdépendance des différentes dimensions (résidentielle, conjugale, parentale et professionnelle) des biographies, et de construire des typologies plutôt que des indicateurs agrégés, i.e. de restituer un espace des possibles.

Parmi les principaux résultats, on constate que la décohabitation est plutôt associée à la sphère familiale que professionnelle, et les sphères familiale et professionnelle sont peu corrélées. Cependant, le lien entre dimensions résidentielle et conjugale est nettement plus fort chez les jeunes d'origine ouvrière. Le lien entre dimensions résidentielle et conjugale diminue au profit du lien résidentiel-professionnel pour les hommes ; le lien entre dimensions professionnelle et parentale n'est significatif que chez les femmes, parmi lesquelles il augmente au fil des générations.

Le poids de l'origine sociale sur les itinéraires biographiques augmente depuis la fin des années 1960. Il est plus prononcé dans la sphère familiale chez les femmes et dans la sphère professionnelle chez les hommes. Les différences entre les sexes diminuent, surtout pour les générations d'avant 1950, quelle que soit l'origine sociale. Enfin, on n'observe pas de nette tendance à une dé-standardisation des itinéraires biographiques ; en revanche, ces itinéraires semblent devenir de plus en plus complexes. □

13. Comme mentionné plus haut, il existe peu de travaux empiriquement fondés mettant à l'épreuve les hypothèses de standardisation ou de différenciation des parcours de vie. C'est encore plus le cas si l'on intègre la dimension de l'origine sociale. Les points de comparaison sont donc rares...

14. Elzinga & Liefbroer (2007) concluaient à une diversification des parcours, mais se concentraient sur la dimension familiale, et n'analysaient que les parcours féminins.

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Abbott, A. & Forrest, J. (1986).** Optimal Matching Methods for Historical Sequences. *Journal of Interdisciplinary History*, 16(3), 471–494. <https://doi.org/10.2307/204500>
- Barlet, M. & Minni, C. (2014).** Entre 2000 et 2012, forte hausse des embauches en contrats temporaires, mais stabilisation de la part des CDI dans l'emploi. *Dares Analyses* N° 056. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-daes-indicateurs-daes-resultats/article/entre-2000-et-2012-forte-hausse-des-embauches-en-contrats-temporaires-mais>
- Barret, C., Ryk, F. & Volle, N. (2014).** Enquête 2013 auprès de la génération 2010. Face à la crise, le fossé se creuse entre niveaux de diplôme. *Bref Céreq* N° 319. <https://www.cereq.fr/enquete-2013-aupres-de-la-generation-2010-face-la-crise-le-fosse-se-creuse-entre-niveaux-de-diplome>
- Battagliola, F., Brown, E. & Jaspard, M. (1997).** Itinéraires de passage à l'âge adulte. Différences de sexe, différences de classe. *Sociétés contemporaines*, 25, 85–103. <https://doi.org/10.3406/socco.1997.1436>
- Bessin, M. (1994).** La police des âges entre rigidité et flexibilité temporelle. *Temporalistes*, 27-28.
- Billari, F. (2001).** Sequence Analysis in Demographic Research. *Canadian Studies in Population*, 28(2), 439–458. <https://doi.org/10.25336/P6G30C>
- Blöss, T., Frickey, A. & Godard, F. (1990).** Cohabiter, décohabiter, recohobiter: Itinéraires de deux générations de femmes. *Revue française de sociologie*, 31(4), 553–572. <https://doi.org/10.2307/3322403>
- Bourdieu, P. (2002).** *Le Bal des célibataires. Crise de la société paysanne en Béarn*. Paris: Seuil/Points.
- Bozon, M. (2009).** Inégalités de genre, âge objectif, âge subjectif. Ined, Projet phare P. 4-1-0.
- Brückner, H., & Mayer, K. U. (2005).** De-standardization of the life course: What might it mean? And if it means anything, whether it actually took place. In: Macmillan, R. (Ed.), *The structure of the life course: Standardized? Individualized? Differentiated?*, pp. 27–53. Amsterdam: Elsevier.
- Buck, N. & Scott, J. (1993).** She's Leaving Home: But Why? An Analysis of Young People Leaving the Parental Home. *Journal of Marriage and Family*, 55(4), 863–874. <https://doi.org/10.2307/352768>
- Cacouault, M. & Œuvrard, F. (2009).** *Sociologie de l'éducation*. Paris: La Découverte.
- Chambaz, C. (2000).** Les jeunes adultes en Europe. DREES, *Études et Résultats* N° 90. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/etudes-et-resultats/article/les-jeunes-adultes-en-europe>
- Chamboredon, J.-C. (1985).** Adolescence et post-adolescence : la « juvénisation ». Remarques sur les transformations récentes des limites et de la définition sociale de la jeunesse. In: Alléon, M., Morvan, O. & Lebovici, S. (Eds.), *Adolescence terminée, adolescence interminable*, pp. 13–28. Paris: Presses Universitaires de France.
- Chamboredon, J.-C. (1991).** Classes scolaires, classes d'âge, classes sociales. *Enquête*, 6. <https://doi.org/10.4000/enquete.144>
- Courgeau, D. & Lelièvre, E. (1986).** Nuptialité et agriculture. *Population*, 41(2), 303–326. <https://doi.org/10.2307/1533062>
- Daguet, F. (1996).** La parenthèse du baby-boom. *Insee Première* N° 479. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/handle/1/849>
- Desrosières, A. (2001).** Entre réalisme métrologique et conventions d'équivalence : les ambiguïtés de la sociologie quantitative. *Genèses*, 43(2), 112–127. <https://doi.org/10.3917/gen.043.0112>
- Desrosières, A. (2002).** Adolphe Quetelet. *Courrier des statistiques*, 104, 3–8. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/handle/1/8451>

- Elder, G. H. (1974).** Age Differentiation and the Life Course. *Annual Review of Sociology*, 1, 165–190. <https://doi.org/10.1146/annurev.so.01.080175.001121>
- Elias, N. (1973).** *La civilisation des mœurs*. Paris: Calmann-Lévy.
- Elzinga, C. & Liefbroer, A. (2007).** De-standardization of family-life trajectories of young adults: A cross-national comparison using sequence analysis. *European Journal of Population*, 23(3-4), 225–250. <https://doi.org/10.1007/s10680-007-9133-7>
- Gabardin, A., Ritschard, G., Müller, N. S. & Studer, M. (2011).** Analyzing and Visualizing State Sequences in R with TraMineR. *Journal of Statistical Software*. 40(4), 1–37. <https://doi.org/10.18637/jss.v040.i04>
- Galland, O. (1990).** Un nouvel âge de la vie. *Revue française de sociologie*, 31(4), 529–551. <https://doi.org/10.2307/3322402>
- Galland, O. (1995).** Une entrée de plus en plus tardive dans la vie adulte. *Économie et Statistique*, 283-284, 33–52. <https://doi.org/10.3406/estat.1995.5961>
- Galland, O. (2000).** Entrer dans la vie adulte: des étapes toujours plus tardives mais resserrées. *Économie et Statistique*, 337-338, 13–36. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7494>
- Galland, O. (2009).** *Les jeunes*. Paris: La Découverte.
- Gauthier, J.-A., Widmer, E., Bucher, P. & Notredame, C. (2010).** Multichannel Sequence Analysis Applied to Social Science Data. *Sociological Methodology*, 40(1), 1–38. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9531.2010.01227.x>
- Goldscheider, F., Thornton, A. & Young-DeMarco, L. (1993).** A portrait of the nest-leaving process in early adulthood. *Demography*, 30, 683–699. <https://doi.org/10.2307/2061813>
- Hogan, D. P. (1978).** The variable order of events in the life course. *American Sociological Review*, 43(4), 573–586. <https://doi.org/10.2307/2094780>
- Jégouzo, G. & Brangeon, J.-L. (1975).** Les chances scolaires des enfants de paysans. *Économie et Statistique*, 67, 3–21. <https://doi.org/10.3406/estat.1975.1721>
- Kohli, M. (1989).** Le cours de vie comme institution sociale. *Enquête*, 5. <https://doi.org/10.4000/enquete.78>
- Kruskal, J. B. & Wish, M. (1978).** *Multidimensional Scaling*. Beverly Hills / London: Sage Publications.
- Lesnard, L. & Saint Pol, T. de (2004).** Introduction aux méthodes d'appariement optimal (Optimal Matching Analysis). Crest, *Document de travail* N° 15. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00008123>
- Marini, M. M. (1984).** The order of events in the transition to adulthood. *Sociology of Education*, 57, 63–84. <https://doi.org/10.2307/2112630>
- Mauger, G. (1995).** Jeunesse : l'âge des classements [Essai de définition sociologique d'un âge de la vie]. *Recherches et Prévisions*, 40, 19–36. <https://doi.org/10.3406/caf.1995.1690>
- Mendras, H. (1967).** *La fin des paysans, innovations et changement dans l'agriculture française*. Paris: SEDEIS.
- Mitchell, B. A. (2006).** The Boomerang Age from Childhood to Adulthood: Emergent Trends and Issues for Aging Families. *Canadian Studies in Population*, 33(2), 155–178. <https://doi.org/10.25336/P6V32J>
- œuvrard, F. & Rondeau, M.-C. (1985).** Déroulement de la scolarité des enfants d'agriculteurs. *Revue française de pédagogie*, 73, 7–14. <https://doi.org/10.3406/rfp.1985.1520>
- Passeron, J.-C. (1990).** Biographies, flux, itinéraires, trajectoires. *Revue française de sociologie*, 31(1), 3–22. <https://doi.org/10.2307/3321486>
- Pollock, G. (2007).** Holistic trajectories: A study of combined employment, housing and family careers by using multiple-sequence analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, 170(1), 167–183. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2006.00450.x>

- Prioux, F. (2005).** Mariage, vie en couple et rupture d'union. *Informations sociales*, 122(2), 38–50. <https://doi.org/10.3917/inso.122.0038>
- Prost, A. (1987).** Jeunesse et société dans la France de l'entre-deux-guerres. *Vingtième Siècle, revue d'histoire*, 13, 35–43. <https://doi.org/10.3406/xxs.1987.1823>
- Rault, W. & Régnier-Loilier, A. (2015).** La première vie en couple : évolutions récentes. *Population et Sociétés* N° 521. <https://www.ined.fr/fr/publications/editions/population-et-societes/premiere-vie-couple-evolutions-recentes-france/>
- Régnier-Loilier, A., Beaujouan, E. & Villeneuve-Gokalp, C. (2009).** Neither single, nor in a couple: A study of living apart together in France. *Demographic Research*, 21, 75–108. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2009.21.4>
- Rindfuss, R. R., Swicegood, C. G. & Rosenfeld, R. A. (1987).** Disorder in the Life Course: How Common and Does it Matter? *American Sociological Review*, 52(6), 785–801. <https://doi.org/10.2307/2095835>
- Robert, P. & Escoufier, Y. (1976).** A Unifying Tool for Linear Multivariate Statistical Methods: The RV-Coefficient. *Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics)*, 25(3), 257–265. <https://doi.org/10.2307/2347233>
- Robette, N. (2011).** *Explorer et décrire les parcours de vie: les typologies de trajectoires*. Paris: CEPED.
- Robette, N. & Bry, X. (2012).** Harpoon or Bait? A Comparison of Various Metrics in Fishing for Sequence Patterns. *Bulletin de Méthodologie Sociologique*, 116(1), 5–24. <https://doi.org/10.1177/0759106312454635>
- Sankoff, D. & Kruskal, J. (1983).** *Time Warps, String Edits, and Macromolecules: The Theory and Practice of Sequence Comparison*. Reading: Addison-Wesley.
- Shanahan, M. J. (2000).** Pathways to Adulthood in Changing Societies: Variability and Mechanisms in Life Course Perspective. *Annual Review of Sociology*, 26, 667–692. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.26.1.667>
- Studer, M., Ritschard, G., Gabadinho, A. & Müller, N. S. (2011).** Discrepancy Analysis of State sSequences. *Sociological Methods and Research*, 40(3), 471–510. <https://doi.org/10.1177/0049124111415372>
- Studer, M. & Ritschard, G. (2016).** What matters in differences between life trajectories: a comparative review of sequence dissimilarity measures. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 179(2), 481–511. <https://doi.org/10.1111/rssa.12125>
- Testenoire, A. (2006).** Les temps de l'insertion ; itinéraires de jeunes femmes de milieu populaire. *Formation emploi*, 93, 79–93. <http://journals.openedition.org/formationemploi/2861>
- Van de Velde, C. (2004).** *Devenir adulte. Sociologie comparée de la jeunesse en Europe*. Thèse de doctorat.
- Villeneuve-Gokalp, C. (1997).** Le départ de chez les parents: définitions d'un processus complexe. *Économie et Statistique*, 304-305, 149–162. <https://doi.org/10.3406/estat.1997.2562>
- Villeneuve-Gokalp, C. (2000).** Les jeunes partent toujours au même âge de chez leurs parents. *Économie et Statistique*, 337-338, 61–80. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7496>
-

# Inégalités de niveau de vie entre jeunes adultes – Une approche individualisée

## *Inequality of Resources Among Young Adults: An Individualised Approach*

Laura Castell\* et Sébastien Grobon\*\*

**Résumé** – Cet article propose une nouvelle mesure de la situation financière des jeunes adultes en construisant un niveau de vie « individualisé » par rapport au ménage parental, intégrant une valorisation monétaire de la cohabitation et une quantification précise de l'aide financière parentale grâce à l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (2014). Cette approche du niveau de vie s'avère mieux corrélée avec le sentiment d'aisance financière déclaré par les jeunes adultes que l'approche usuelle. Plus de la moitié des ressources individualisées des jeunes adultes provient de transferts parentaux, soit monétaires soit en nature *via* la cohabitation. Ainsi, un effet direct de l'origine sociale sur le niveau de vie subsiste dans les niveaux de vie individualisés, ainsi qu'un effet indirect à travers d'autres déterminants tels que le niveau de diplôme et la situation d'activité. À niveau de vie individuel comparable, l'aisance financière perçue par les jeunes adultes dépend également de leurs perspectives d'avenir, directement liées à l'aide potentielle des parents et aux bonnes relations entretenues avec ces derniers.

**Abstract** – *This paper proposes a new measure of the financial situation of young adults by constructing an “individualised” standard of living relative to the parental household, incorporating a monetary valuation of co-residence and a precise quantification of parental financial assistance using the 2014 Enquête nationale sur les ressources des jeunes (National Survey on the Resources of Young Adults). The proposed approach to living standards is shown to correlate better with perceived financial well-being as reported by young adults compared to the standard approach. More than half of the individualised income of young adults is found to come from parental transfers, whether in monetary form or in kind through co-residence. Thus, a direct effect of social background on the standard of living remains in the individualised standards of living, as does an indirect effect through other determinants such as level of education and activity status. At a comparable individual standard of living, the perceived financial well-being of young adults is also found to depend on their future prospects, which are directly related to parental assistance and to the fact of having good relationships with parents.*

Code JEL / JEL Classification : D13, I32, H27

Mots-clés : jeunes adultes, niveau de vie, inégalités, cohabitation, transferts entre ménages, origine sociale, sentiment d'aisance financière

Keywords: *young adults, standard of living, inequalities, co-residence, inter-household transfers, social background, perceived financial well-being*

\* Insee (laura.castell@insee.fr) ; \*\* Dares-MAE et Ined (sebastien.grobon@travail.gouv.fr). Les auteurs étaient respectivement à la DREES, et à l'Insee et l'Ined au moment de la rédaction de cet article.

Nous remercions Valérie Albouy, Lucie Gonzalez, Céline Grislain-Létrémy, Emmanuelle Nauze-Fichet, Muriel Pucci et Amandine Schreiber pour leurs relectures. Nous remercions également deux rapporteurs anonymes, ainsi que Jérôme Accardo et les participants au séminaire DSDS de l'Insee (6 avril 2018) et au séminaire café de l'Ined pour leurs commentaires. Enfin, nous remercions Christelle Thouilleux et Erwan Poulliquen pour l'estimation des loyers imputés utilisés dans ce travail.

Reçu le 23 octobre 2018, accepté après révisions le 14 septembre 2019.

Citation : Castell, L. & Grobon, S. (2020). Inequality of Resources Among Young Adults: An Individualised Approach. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 29–48. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2009>

La transition vers l'âge adulte est une période de basculement entre la dépendance vis-à-vis du ménage parental et l'indépendance via la formation d'un nouveau ménage assurant sa propre subsistance. Il s'agit d'une période de vulnérabilité financière dans laquelle les transferts intergénérationnels jouent un rôle prépondérant (Herpin & Déchaux, 2004 ; Schoeni & Ross, 2005 ; Whightman *et al.*, 2012 ; d'Albis *et al.*, 2017 ; Kranklader *et al.*, 2018). Leur inégale répartition rend les processus de décohabitation et surtout les choix d'éducation très dépendants des revenus parentaux (sur la décohabitation : Kahn *et al.*, 2013 ; Solard & Coppoletta, 2014 ; Castell *et al.*, 2016a ; sur l'éducation : Sandefur *et al.*, 2005 ; Kalenkoski *et al.*, 2010). Ces transferts participent à une forme de reproduction sociale (Paugam & Zoyem, 1998 ; Albertini & Radl, 2012 ; Jentsch & Reiter, 2018) permettant aux plus aisés de continuer des études longues, tandis que les plus modestes sont contraints d'assurer leur subsistance à un moment où ils peuvent rencontrer de fortes difficultés sur le marché du travail. Les ressources dont disposent les jeunes en transition vers l'âge adulte – dont celles qui reflètent la capacité des familles à accompagner les jeunes adultes vers l'autonomie – conditionnent donc le niveau de diplôme et les conditions d'entrée sur le marché du travail, déterminants d'inégalités futures (Aliaga & Lê, 2016 ; Dherbécourt, 2018).

Les politiques publiques ont un rôle important à jouer pour permettre aux jeunes les plus modestes de financer leur décohabitation ou leurs études sans avoir besoin de recourir à la solidarité familiale (Van de Velde, 2008 ; Brandt & Deindl, 2013) et pour éviter à ceux les plus en difficulté financière qu'un défaut de ressources à cette période charnière ne les enferme dans une insécurité durable. En France, l'accès aux aides publiques reste souvent restreint par des limites d'âge et l'aide publique est davantage conçue pour aider les familles et compléter les solidarités privées que pour garantir aux jeunes issus de milieux modestes une véritable autonomie financière (Chevalier, 2016, 2018 ; Rapport du HCF, 2016). Malgré ces enjeux, il demeure difficile d'identifier les publics en difficulté, le niveau de vie des jeunes adultes restant mal connu, à la fois en raison des données incomplètes sur les revenus spécifiques aux jeunes, de la difficulté à comparer des jeunes ayant des statuts de cohabitation différents, et de difficultés que pose la notion de ménage pour cette population.

Cet article vise à mieux appréhender les inégalités de ressources entre jeunes adultes et la perception

qu'ils ont de leur niveau de ressources, en s'appuyant sur les données de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ, DREES-Insee). Nous proposons une mesure du niveau de vie des jeunes adultes, distincte du niveau de vie du ménage parental pour les jeunes habitant chez leurs parents, et prenant en compte l'ensemble des transferts parentaux, en nature ou financiers. Cette mesure, dite « individualisée », permet de comparer pour la première fois le niveau de vie de l'ensemble des jeunes adultes en France. Nous montrons que cette approche individualisée du niveau de vie débouche sur une distribution moins dispersée qui est, toutes choses égales par ailleurs, mieux corrélée au ressenti des jeunes adultes que le niveau de vie mesuré au niveau du ménage. Cette approche met davantage en évidence l'importance des aides publiques et privées reçues. Elle ne gomme pas le rôle de l'origine sociale, tout d'abord parce que la mesure « individualisée » intègre les transferts parentaux, mais aussi parce que les ressources individuelles des jeunes sont très liées à des caractéristiques fortement influencées par l'origine sociale, telles que le diplôme ou la décohabitation. L'étude du sentiment d'aisance financière montre enfin qu'au-delà du niveau de vie momentané, le vécu des jeunes adultes dépend également de leur rapport à l'avenir et d'une aide potentielle des parents, ce qui souligne encore davantage le rôle central de l'aide parentale dans l'acquisition de l'indépendance financière des jeunes adultes en France.

La suite de cet article s'organise de la façon suivante : la première section explique les raisons de l'utilisation d'une mesure du niveau de vie individualisée pour les jeunes adultes ; la deuxième section détaille la construction de cette mesure et compare les niveaux de vie des jeunes avec ceux résultant de l'approche standard. La troisième section présente les résultats issus de cette approche en termes d'inégalités de niveau de vie entre les jeunes adultes.

## **1. Les limites de la mesure usuelle des niveaux de vie pour appréhender la situation des jeunes adultes**

La mesure actuelle du niveau de vie pour les jeunes adultes pose essentiellement deux questions que nous détaillons dans cette section. Sur le plan théorique, celle de la notion de ménage et de partage des ressources, à une période de la vie où la multi-résidence et le processus d'autonomisation rendent les contours des ménages plus flous. Sur le plan pratique, celle du manque de

données sur les ressources spécifiques des jeunes adultes, et notamment sur les aides financières qu'ils perçoivent.

### 1.1. Limites de l'hypothèse de mise en commun des ressources

Le mode de calcul usuel du niveau de vie repose sur des hypothèses dont la validité pose particulièrement question pour la population des jeunes adultes. De fait, l'hypothèse d'une mise en commun totale des ressources et d'une répartition équilibrée des revenus du ménage est contestable lorsque l'on s'intéresse à certains individus du ménage et non au ménage dans son ensemble. Cette difficulté se pose pour les jeunes cohabitants avec leur parents, comme elle se pose pour penser les inégalités de revenus entre les femmes et les hommes (Donni & Ponthieux, 2011 ; Meulders & O'Dorchai, 2011) ou pour appréhender la pauvreté des enfants. Pour une analyse plus précise, il conviendrait de s'intéresser aux interactions entre les différents agents qui composent le ménage et ainsi mettre au jour empiriquement la règle de partage établie de fait entre le jeune et ses parents, c'est-à-dire la manière dont sont partagées les ressources entre eux, à partir de données renseignant à la fois les transferts familiaux et la consommation de chaque membre.

L'hypothèse de mise en commun est d'autant plus discutable pour les jeunes adultes, qui sont dans une situation transitoire d'autonomisation progressive même lorsqu'ils résident encore au domicile familial. D'après l'ENRJ, seuls 16 % des jeunes résidant au moins en partie avec leurs parents donnent régulièrement ou occasionnellement une partie de leurs revenus à leurs parents et, lorsqu'ils le font, ils mettent en commun moins d'un quart de leurs revenus propres. Les jeunes acquièrent d'ailleurs des préférences spécifiques, qui impliquent notamment une structure de consommation distincte (Portela, 2018), des pratiques culturelles qui se différencient des générations précédentes (Detrez, 2017), mais aussi une perception de l'avenir, des valeurs et des préférences politiques particulières (Grobon & Portela, 2016). En l'absence d'une mise en commun totale et étant donné ces différences de préférences, se pose donc la question d'assimiler le niveau de vie des jeunes adultes à celui de l'ensemble formé avec leurs parents.

Le système de redistribution français contribue à une certaine ambiguïté : le jeune adulte est considéré comme un enfant à charge, et une partie des aides sociales aux jeunes adultes est distribuée

via le ménage parental (allocations familiales, part fiscale), consacrant l'approche ménage et conférant à la famille le rôle de solidarité et d'entretien des jeunes adultes (Van de Velde, 2008). Mais une autre partie des aides est directement affectée aux jeunes adultes dans l'objectif de favoriser leur autonomie et leur investissement en capital humain, même si elles sont pour une partie sous conditions de ressources des parents : aides au logement, bourses, éducation publique.

La définition usuelle du ménage rend difficile la comparaison entre des jeunes qui ont pris leur indépendance résidentielle et ceux qui cohabitent avec leurs parents. Alors que les non-cohabitants sont considérés comme des ménages distincts et autonomes, pourtant largement aidés financièrement par les parents, les cohabitants sont entièrement assimilés à la situation parentale. Du fait de cette différence de traitement, et bien que celle-ci ne soit pas fondée sur l'observation empirique de mode de vie et de niveau d'autonomie différents entre cohabitants et non-cohabitants, les études sur le sujet font le plus souvent des analyses séparées selon la situation résidentielle (Lhommeau, 2014 ; Robert-Bobée, 2002). La situation de semi-cohabitation, qui concerne un jeune sur cinq, pose particulièrement problème dans ce cadre, puisque le jeune adulte peut être considéré comme appartenant à la fois au ménage parental et à son propre ménage. Une solution consiste à rattacher tous les jeunes au ménage parental, y compris les non-cohabitants ou semi-cohabitants (Albouy *et al.*, 2003). Cette méthode permet d'étudier le cercle familial afin de reconstituer l'ensemble des aides reçues par le jeune et ses parents, mais pas la situation des jeunes adultes qui nous intéresse ici.

### 1.2. Des données insuffisantes pour mesurer le niveau de vie des jeunes adultes

En France, la mesure usuelle du niveau de vie est issue de l'*Enquête revenus fiscaux et sociaux* (ERFS)<sup>1</sup>. Cependant, cette mesure ne couvre pas toute la population des jeunes adultes et son mode de recueil des revenus *via* des sources administratives ne prend pas en compte les spécificités de leurs ressources.

1. Cette enquête, réalisée tous les ans par l'Insee, porte sur plus de 50 000 ménages ordinaires de France métropolitaine. Elle consiste en un rapprochement du dernier trimestre de l'enquête *Emploi en continu* avec les fichiers fiscaux issus de la DGFIP et les fichiers sociaux fournis par la Cnaf, la Cnav et la CCMSA.

Une difficulté provient de l'exclusion de cette mesure des ménages dont la personne de référence est étudiante. De fait, les ressources des étudiants se composent pour plus de la moitié d'aides financières fournies par leurs parents (Castell *et al.*, 2016b), lesquelles sont très mal appréhendées dans les données fiscales. Ces dernières captent surtout les pensions alimentaires, dont les montants sont sous-déclarés du fait du plafonnement de la déduction d'impôt associée : en 2014, 307 millions d'euros de pensions alimentaires sont déclarés par les ménages dont la personne de référence a entre 18 et 24 ans et fait sa propre déclaration d'impôt ; ces aides s'élèvent à 1.8 milliards d'euros d'après l'ENRJ. Certains revenus d'activité, tels que les revenus issus de contrats d'apprentissage, de stages ou d'emplois de vacances ou étudiants, exonérés d'impôt sur le revenu jusqu'à un certain seuil, ne sont également pas pris en compte.

Par ailleurs, comme la plupart des enquêtes auprès des ménages, l'ERFS ne porte que sur les ménages « ordinaires », c'est-à-dire qu'elle ne couvre pas les personnes vivant dans des communautés (pour les jeunes, il s'agit principalement d'internats, foyers et cités universitaires). Or en 2014, un jeune sur six vit au moins en partie en communauté, principalement en internat ou résidence universitaire (Castell *et al.*, 2016a).

Au final, l'approche actuelle des niveaux de vie hors communautés et ménages dont la personne de référence est étudiante ne porte que sur 4.6 millions de jeunes adultes, soit une population 12 % moins importante que celle appréhendée par l'ENRJ (5.2 millions de jeunes adultes), représentative de l'ensemble des 18-24 ans<sup>2</sup>.

## **2. Une approche individualisée à partir de données adéquates et d'une valorisation de la cohabitation avec les parents**

Pour répondre à ces limites théoriques et pratiques, nous proposons d'adopter une approche qui individualise le niveau de vie des jeunes par rapport à celui de leurs parents, y compris lorsqu'ils vivent ensemble, et de mobiliser l'ENRJ, qui recense l'ensemble des ressources des jeunes adultes de manière détaillée, notamment les aides financières reçues des parents.

### **2.1. L'Enquête nationale sur les ressources des jeunes : une source inédite et complète pour mesurer le niveau de vie des jeunes**

La rareté des études traitant spécifiquement du niveau de vie des jeunes adultes en France<sup>3</sup> tient à l'absence de sources permettant d'appréhender leurs ressources de façon satisfaisante. En France, l'enquête la plus complète jusqu'alors était l'enquête *Jeunes et carrière*, adossée à l'enquête *Emploi* de 1997, qui a permis pour la première fois d'étudier plus en détail les ressources des jeunes, notamment les aides financières reçues des parents (Herpin & Verger, 1997 ; Robert-Bobée, 2002). D'autres sources plus récentes, telles que l'enquête sur les ressources et conditions de vie (SRCV) ou l'enquête *Budget de famille* (BdF) de l'Insee, peuvent être mobilisées pour disposer d'une estimation des transferts familiaux mais le questionnement y est peu détaillé. Or les montants d'aide diffèrent significativement selon le mode de recueil : les aides régulières reçues d'autres ménages<sup>4</sup> varient entre des moyennes de 1 560 euros par an dans SRCV en 2014, 1 610 euros dans BdF en 2011<sup>5</sup> et entre 2 730 et 6 050 euros avec un questionnement plus détaillé comme dans l'ENRJ en 2014<sup>6</sup>.

L'Enquête nationale sur les ressources des jeunes, réalisée en 2014 (encadré 1), répond au problème de manque de données sur les ressources et aux difficultés méthodologiques de champ. Il s'agit de la première enquête d'envergure nationale portant sur l'ensemble des jeunes âgés de 18 à 24 ans en France, quelles que soient leur situation résidentielle et leur situation vis-à-vis des études. L'enquête propose également un questionnement détaillé recensant l'ensemble des ressources des jeunes, notamment les transferts privés, en espèces ou en nature, mais aussi toutes les ressources issues d'activités rémunérées ainsi que les transferts publics.

2. Comme les autres enquêtes ménage, l'ENRJ exclut cependant de son champ les jeunes sans-domicile, soit la fraction a priori la plus précaire des jeunes adultes. Les jeunes adultes francophones dans cette situation en 2012 sont estimés à un peu moins de 9 000 personnes, soit moins d'1 % des jeunes adultes de France métropolitaine.

3. À notre connaissance, aucun travail similaire n'a été mené dans d'autres pays pour mesurer un niveau de vie des jeunes adultes au niveau individuel. En revanche, certaines données permettraient une telle analyse. En Europe, l'enquête Share (Albertini & Radl, 2012 ; Papuchon, 2014) dispose d'informations sur les transferts envers les jeunes adultes, mais se limite au point de vue des parents. Aux États-Unis, les suppléments du Panel Study of Income Dynamics consacrés aux transferts intergénérationnels (Schoeni & Ross, 2005) ou à la transition vers l'âge adulte (Wightman *et al.*, 2012) comportent des modules détaillés consacrés aux ressources.

4. Le champ est celui des 18-24 ans résidant dans leur propre logement (hors communautés) en France métropolitaine.

5. Il s'agit ici du montant des aides régulières sur les douze derniers mois. Les aides occasionnelles représentent en moyenne 1 040 euros sur les deux derniers mois.

6. Selon qu'on prend en compte ou non les jeunes résidant en partie chez leurs parents, ce qui est impossible à distinguer dans les autres enquêtes.

**ENCADRÉ 1 – L'Enquête nationale sur les ressources des jeunes (ENRJ)**

L'ENRJ a été réalisée au dernier trimestre 2014 par la DREES et l'Insee, auprès de 5 800 jeunes âgés de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine, à la Réunion et en Guadeloupe, qu'ils résident en logement ordinaire ou en communauté (internat, cité universitaire, foyer de jeunes travailleurs, gendarmerie, etc.). Le champ de cet article est restreint à la France métropolitaine. L'ENRJ repose sur un principe de double interrogation des jeunes et de leurs parents.

Les ressources des jeunes prises en compte dans cet article sont issues des ressources déclarées dans l'enquête (pour plus de précisions, voir Castell *et al.*, 2016a) :

- les ressources issues d'activités rémunérées en 2014, que ces activités soient régulières ou occasionnelles, déclarées ou non, à partir d'une heure travaillée (y compris les emplois de vacances) ;
- les revenus issus de transferts publics en 2014 : bourses d'études, allocations logement, allocations chômage, revenu de solidarité active (RSA), contrat d'insertion dans la vie professionnelle (CIVIS), prestations liées à la maladie, au handicap ou à l'invalidité, prestations familiales et aides locales ;
- les aides financières reçues des parents, qu'elles soient régulières ou ponctuelles et sous la forme de versements ou d'achats. Les aides régulières sont recensées au moment de l'enquête : versement monétaire sans affectation prédéfinie, participation aux dépenses d'alimentation, prise en charge du loyer, des dépenses d'essence, d'entretien et d'assurance du véhicule, des dépenses de transports en commun, des dépenses d'abonnements téléphonique et Internet, des dépenses

de loisirs et enfin de complémentaire santé. Elles sont annualisées en fonction d'éventuels changements résidentiels. Les aides ponctuelles prises en compte sont les frais de scolarité, les dépenses d'habillement, d'équipement et de voyages à l'étranger ;

- d'autres ressources : les aides financières régulières reçues d'autres personnes que les parents, les revenus immobiliers et les revenus du conjoint si le jeune vit en couple dans son logement.

Le niveau de vie des ménages de parents est quant à lui issu des fichiers fiscaux et sociaux, grâce à un appariement.

De surcroît, l'ENRJ permet de prendre en compte les spécificités de la situation des jeunes adultes, en l'occurrence la multi-résidence et les changements de situation en cours d'année. Nous distinguerons d'une part les cohabitants, les non-cohabitants et les semi-cohabitants. Et d'autre part, les jeunes majoritairement en emploi (plus d'un trimestre en emploi dans l'année), les jeunes majoritairement au chômage ou inactifs (trois trimestres ou plus dans l'année) et les jeunes en études toute l'année<sup>(a)</sup>. Cette typologie prend en compte les changements infra-annuels, particulièrement importants à cet âge de la vie, ce qui permet de mettre en regard les ressources d'une année avec la situation connue cette même année, et non uniquement à un instant *t* (voir Castell *et al.*, 2016a).

(a) Les jeunes sortis du système éducatif dans l'année, avec ou sans emploi, sont intégrés à l'analyse d'ensemble mais pas étudiés spécifiquement.

## 2.2. Ressources individuelles et valorisation de la cohabitation avec les parents

Les ressources individuelles des jeunes adultes déclarées dans l'ENRJ et prises en compte ici sont les suivantes : leurs revenus d'activité, les transferts publics monétaires, les transferts monétaires reçus des parents, ainsi que d'autres revenus tels que des aides en nature<sup>7</sup>, les aides financières d'autres personnes et les revenus immobiliers. Nous négligeons ici les prélèvements, notamment l'impôt sur le revenu et la taxe d'habitation. De fait, les informations disponibles ne permettent pas de simuler ces montants<sup>8</sup>. Peu de jeunes sont imposables : seulement un tiers des jeunes adultes déclarent faire leur propre déclaration d'impôt et 10 % font leur déclaration et sont en situation d'activité toute l'année. L'impôt sur le revenu a donc probablement des effets relativement négligeables sur la distribution des niveaux de vie à cet âge et sur les résultats présentés ici<sup>9</sup>.

Pour construire une mesure individualisée du niveau de vie des jeunes adultes (on parlera de « niveau de vie individualisé » pour bien spécifier qu'il ne s'agit pas de la mesure usuelle), nous prenons en compte l'ensemble des ressources individuelles déclarées par les jeunes adultes, auxquelles nous ajoutons, pour les jeunes résidant au moins en partie au domicile familial,

7. Nous prenons en compte ici les aides en nature provenant des parents ou d'autres personnes, qui correspondent au logement si le jeune est hébergé gratuitement et aux repas pris chez les parents lorsque le jeune ne vit pas chez ses parents. La valorisation a été réalisée de la même manière que pour la valorisation de la cohabitation parentale.

8. Nous ne disposons pas des informations fiscales pour l'ensemble des jeunes, mais uniquement pour les cohabitants, via les déclarations de leurs parents. Par ailleurs, simuler le montant d'imposition pose plusieurs problèmes : certains revenus d'activités sont exonérés d'impôts, un cinquième des jeunes en emploi en 2014 étaient encore en études en 2013, l'hypothèse de stabilité entre les revenus 2014 et les revenus 2013 est très forte pour une population dont la situation change rapidement et enfin, le dispositif de prime pour l'emploi encore en vigueur en 2014 fait baisser l'imposition de ces jeunes entrant sur le marché du travail.

9. Si l'on ne tenait pas compte de ces difficultés, le montant moyen d'impôt des jeunes en emploi en 2014 faisant leur propre déclaration d'impôt serait d'environ 800 euros par an, ce qui correspond certainement à un majorant des impôts réellement acquittés (prise en compte de l'ensemble des revenus d'activité, non prise en compte de la prime pour l'emploi, etc.).

une valorisation des bénéficiaires de la cohabitation avec leurs parents. Cette valorisation permet de prendre en compte les différences de ressources individuelles entre cohabitants et non-cohabitants, pour que le niveau de vie calculé reflète bien leurs conditions d'existence. Le fait que le jeune cohabite, même partiellement, avec ses parents peut être vu comme une subvention de sa consommation (Laferrère, 2005). Contrairement à l'approche ménage qui attribue au jeune un revenu équivalent individuel sur la base de l'ensemble des revenus du ménage parental, nous considérons ici que seule une partie des ressources du ménage parental est mise en commun avec le jeune, *via* les transferts en nature liés à la cohabitation. Le principe de la valorisation consiste à attribuer au jeune la valeur du service de la cohabitation avec les parents, tel qu'il l'aurait payé lui-même s'il avait dû s'en acquitter seul. Nous choisissons de valoriser le logement et l'alimentation, qui sont les deux principaux postes budgétaires mis en commun. Les dépenses de transport, qui représentent également un poste important, sont déjà en partie prises en compte dans les aides parentales recensées dans l'ENRJ<sup>10</sup>. La valorisation de ces transferts en nature est réalisée à partir d'un calcul basé sur une échelle d'équivalence, qui prend en compte les économies d'échelle liées à la cohabitation. Cette valorisation est détaillée dans l'encadré 2.

80 % des jeunes adultes ont cohabité au moins en partie chez leurs parents au cours de l'année 2014. En moyenne, selon notre estimation, la valorisation de cette cohabitation représente 7 090 euros par an, dont 5 550 euros liés au logement (tableau 1). Parmi les jeunes cohabitants toute l'année, elle représente 8 520 euros par an, dont 6 570 euros liés au logement. En comparaison, la valorisation du logement des jeunes non-cohabitants (qui ne résident pas dans une communauté) s'élève à 5 620 euros par an, la différence pouvant s'expliquer par de moins

bonnes conditions de logement que dans les logements parentaux.

Le cas des jeunes vivant en couple dans leur propre logement est traité de façon différente. Cette situation concerne 10 % des jeunes adultes, soit 43 % des jeunes non-cohabitants. Pour une très large majorité d'entre eux, le ménage correspond à son acception usuelle : en effet, selon l'ENRJ, plus de neuf jeunes en couple sur dix déclarent être aidés par leur conjoint pour faire face aux dépenses communes telles que le loyer, l'alimentation et l'équipement de la maison. Ne pas tenir compte de ce partage des ressources entre conjoints reviendrait donc à sous-estimer leur niveau de vie et entraînerait une forte surreprésentation des jeunes en couple dans le bas de la distribution des niveaux de vie<sup>11</sup>. Nous faisons donc pour ces jeunes l'hypothèse d'une mise en commun totale des ressources au sein du couple. En conséquence, nous calculons leur niveau de vie en ajoutant aux ressources du jeune les revenus de son conjoint<sup>12</sup> et en divisant l'ensemble des ressources du ménage par le nombre d'unité de consommation afin de tenir compte des économies d'échelle. Par rapport à l'approche individualisée, ce choix de l'approche ménage pour les jeunes vivant en couple débouche sur un niveau de vie plus élevé d'un quart et une moindre dispersion. Il modifie cependant peu les résultats au niveau de l'ensemble des jeunes adultes.

10. L'ENRJ recense les aides pour l'entretien et l'essence du véhicule et les aides à l'achat régulier de billets de transports en commun.

11. Près d'un quart se situerait dans le premier décile de niveau de vie, contre un sur dix en appliquant une approche ménage (voir complément en ligne, figure C-1. Le lien vers les compléments en ligne est indiqué à la fin de l'article). Cela vient particulièrement des jeunes au chômage ou inactifs : plus de la moitié d'entre eux auraient un niveau de vie mensuel moyen inférieur à 500 euros, alors qu'ils partagent pour la plupart leurs ressources avec leur conjoint.

12. Les ressources du conjoint, recueillies uniquement le mois de l'enquête, sont considérées constantes sur l'année. Ne disposant pas d'information sur la date de mise en couple, nous considérons que le jeune vit en couple toute l'année, sauf s'il a changé de situation résidentielle en cours d'année. Dans ce cas, nous faisons les mêmes hypothèses que pour l'annualisation des aides parentales.

Tableau 1 – Valorisation de la cohabitation

	%	Valorisation de la cohabitation		dont valorisation du logement	
		Moyenne	D9/D1	Moyenne	D9/D1
Ensemble	80	7 090	4.11	5 550	4.11
Semi-cohabitant toute l'année	13	2 870	3.93	2 730	3.88
Cohabitant toute l'année	54	8 520	2.40	6 570	2.88

Lecture : 80 % des jeunes adultes résident au moins en partie chez leurs parents en 2014. La valorisation de la cohabitation représente 7 090 euros par an en moyenne.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine.

## ENCADRÉ 2 – Estimation des échelles d'équivalence spécifiques au logement et à l'alimentation

Les dépenses du ménage parental en logement et en alimentation sont issues de sources externes : l'*Enquête nationale logement* de 2013, qui permet d'imputer des loyers fictifs à partir des caractéristiques du logement et des loyers en vigueur dans le parc privé ; l'enquête *Budget de famille* (BdF) de 2011, qui fournit le budget consacré aux dépenses alimentaires par les ménages de parents avec au moins un enfant âgé de 18 à 24 ans dans le ménage.

Le principe des échelles d'équivalence consiste à diviser ces dépenses du ménage par un nombre d'unités de consommation pour aboutir à une dépense équivalente individuelle. L'échelle d'équivalence dite de l'« OCDE modifiée » est la plus fréquemment utilisée pour l'ensemble du budget d'un ménage. Comme nous nous intéressons ici à deux postes budgétaires spécifiques, il paraît plus pertinent d'utiliser des échelles d'équivalence propres à chacun de ces postes budgétaires. Pour cela, nous reprenons la méthode dite subjective proposée par Hourriez & Olier (1997). Contrairement aux méthodes objectives basées sur la structure de la consommation, cette méthode est plus simple à implémenter, elle ne fait pas d'hypothèse *a priori* et utilise directement le niveau de vie ressenti tel que déclaré par l'enquêté. Deux variables se prêtent usuellement à cette mesure subjective du niveau de vie : le sentiment d'aisance financière et la perception du niveau de vie actuel. L'estimation est réalisée à partir de l'enquête BdF 2011.

Dans un premier temps, nous calculons la taille ajustée du ménage en estimant  $\mu$ , le coût relatif d'un enfant de moins de 14 ans, à partir de la régression de l'appréciation du niveau de vie  $U$  sur le revenu  $R$  et le nombre de personnes dans le ménage  $N$  :

$$U(R, N) = \alpha + \gamma \log(R) + \delta N_{\text{adultes}} + \theta N_{\text{enfants}} + \text{contrôles}$$

$$\mu = \theta / \delta$$

À partir de l'enquête BdF 2011, nous trouvons  $\mu$  le coût relatif de l'enfant = 0.7, une valeur plus importante que celle obtenue par Hourriez & Olier (1997) mais similaire à celle obtenue par Martin & Périvier (2018) sur les trois dernières enquêtes BdF. Cette étape nous permet de calculer la taille ajustée du ménage  $N$  utilisée par la suite :

$$N = N_{\text{adultes}} + \mu N_{\text{enfants}}$$

Le principe des échelles d'équivalence est de trouver le nombre d'unité de consommation  $m$  tel que  $U(R/m, 1) = U(R, N)$ .

Si l'on suppose la relation concave, il suffit alors d'estimer la relation suivante :

$$U(R, N) = \alpha + b \log(R) + c \log(N)$$

On obtient alors  $m = N^a$ , avec l'élasticité-taille de la consommation totale du ménage  $a = -c/b$ .

Nous trouvons une élasticité de 0.67, une valeur assez proche de ce qui est obtenu par Hourriez & Olier (1997). Pour un même niveau de vie, un ménage de 2 adultes et 2 enfants dépense 2.3 ( $N^a = (2 + 2 \cdot 0.7)^{0.67}$ ) fois plus qu'une personne seule.

Enfin, pour calculer les élasticités propres au logement et à l'alimentation, nous estimons une régression des dépenses de consommation  $C_k$  pour le logement d'une part et l'alimentation d'autre part sur le niveau de vie du ménage et sa taille :

$$\log(C_k) = \alpha_k + \beta_k \log(R/N^a) + \alpha_k \log(N) + \text{contrôles}$$

Les élasticités-taille obtenues sont de 0.24 pour le logement et de 0.74 pour l'alimentation. Ainsi, un ménage de 2 adultes et 2 enfants dépense 1.3 fois plus en logement et 2.5 fois plus en alimentation qu'une personne seule pour avoir le même niveau de vie.

Grâce à ces élasticités, nous calculons la part du logement attribué au jeune en divisant le loyer imputé du logement par l'échelle d'équivalence représentant les économies d'échelle réalisées, soit  $N^{ak}$ . Pour les cohabitants une partie de l'année, nous prenons en compte le nombre de mois de cohabitation dans le logement parental dans l'année. Pour les semi-cohabitants, nous tenons compte du temps passé au logement parental à travers la fréquence à laquelle le jeune voit ses parents, telle que renseignée dans l'ENRJ. Selon les cas, cette part peut représenter un cinquième de l'année, deux cinquièmes ou la moitié de l'année (pour plus de 60 % d'entre eux).

Pour la valorisation de l'alimentation, nous divisons le budget alimentaire du ménage par l'échelle d'équivalence spécifique  $N^{ak}$  pour obtenir six budgets individuels moyens, en fonction du niveau de vie du ménage. Nous attribuons ensuite ces budgets moyens aux jeunes adultes en fonction du niveau de vie du ménage parental dans l'ENRJ. Ce budget est ensuite corrigé selon la part des repas pris au domicile des parents telle que renseignée dans l'enquête.

### 2.3. Approche standard, approche individualisée et niveau de vie subjectif des jeunes adultes

Nous comparons maintenant les niveaux de vie des jeunes adultes mesurés selon les différentes approches, puis montrons que notre approche modifie sensiblement la distribution des revenus des jeunes adultes, dans le sens d'une meilleure adéquation entre la mesure objective des ressources et l'aisance financière ressentie.

La figure I compare l'approche individualisée définie plus haut, calculée à partir des données de l'ENRJ, et deux variantes de l'approche ménage standard : l'une calculée à partir de l'ERFS mais intégrant les ménages d'étudiant habituellement exclus du champ, l'autre calculée à partir de l'ENRJ, incluant également les étudiants ainsi que les transferts parentaux et l'ensemble des autres ressources disponibles dans l'enquête. Avec la mesure standard du niveau de vie sur les données ERFS et sur l'ensemble des jeunes, on remarque

un premier pic autour de 2 000 euros par an. Cela n'est pas le cas dans la deuxième variante de la mesure standard (ménage) du niveau de vie, construite à partir de l'ENRJ et de données plus complètes sur les revenus (transferts monétaires reçus des parents et revenus du travail pour les jeunes adultes disposant de leur propre logement). La différence avec l'approche précédente illustre l'effet d'une meilleure prise en compte des ressources des jeunes en études disposant de leur propre logement, habituellement exclus de la mesure. Pour le reste de la distribution, il est intéressant de noter que la mesure ménage basée sur l'ENRJ et comportant des revenus plus complets pour les non-cohabitants diffère peu de celle basée sur l'ERFS.

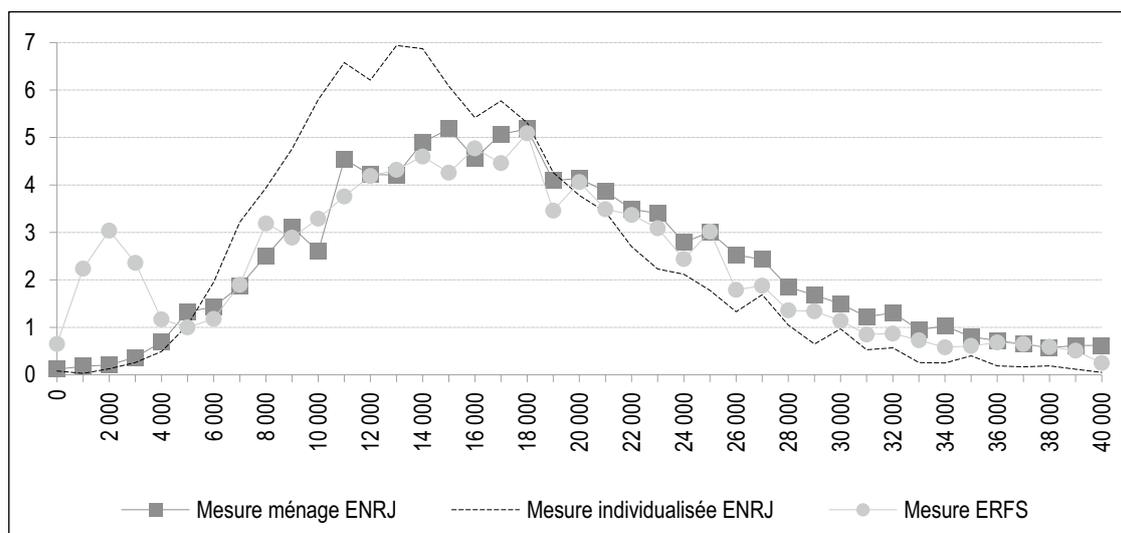
L'individualisation du niveau de vie des jeunes modifie nettement la distribution des niveaux de vie par rapport à l'approche ménage standard. Le niveau de vie individualisé moyen et médian des 18-24 ans est de près d'un cinquième plus faible que celui obtenu avec l'approche ménage et la dispersion est moindre (voir complément en ligne<sup>13</sup>, tableau C-1) : le niveau de vie moyen individualisé des jeunes adultes est de 15 820 euros par an (contre 20 070 euros avec l'approche ménage) ; le niveau de vie médian est de 14 780 euros par an (respectivement 18 070 euros) et le rapport interdécile D9/D1 est de 3 (respectivement 3.7). Ce niveau de vie plus bas est principalement dû à l'abandon de l'hypothèse de mise en commun totale dans le foyer parental. Le niveau de vie individualisé

des cohabitants et semi-cohabitants se rapproche ainsi de celui des non-cohabitants, rendant l'ensemble des jeunes adultes davantage comparables quel que soit leur statut résidentiel (voir complément en ligne, figure C-II). Ainsi, la part des non-cohabitants parmi les 10 % de jeunes les plus modestes (1<sup>er</sup> décile<sup>14</sup>) est moins de deux fois plus élevée que parmi les 10 % de jeunes les plus aisés (dernier décile). Avec l'approche ménage, cette part est plus de six fois plus élevée, les non-cohabitants représentant près de la moitié des jeunes du premier décile alors qu'ils ne représentent qu'un quart des 18-24 ans. En revanche, l'approche individualisée met davantage l'accent sur les différences de niveau de vie entre situations d'activité, qui traduisent plus directement le degré d'autonomie financière des jeunes eux-mêmes, ainsi que celui que leurs parents leur donnent à travers une aide concentrée sur les étudiants (Robert-Bobée, 2002 ; Castell *et al.*, 2016b). Ainsi, les jeunes en emploi sont nettement plus représentés dans les déciles les plus élevés (voir complément en ligne, figure C-III).

En proposant une mesure individualisée du ménage parental, nous faisons l'hypothèse que les 18-24 ans prennent leurs décisions de consommation de manière autonome et par rapport aux ressources, matérielles ou en nature, dont ils disposent (y compris celles que leurs

13. Le lien vers les compléments en ligne est indiqué à la fin de l'article.  
14. Par convention, nous utiliserons ici les déciles (et quintiles) pour décrire les ménages entre les seuils.

Figure I – Distribution des niveaux de vie des jeunes selon la mesure utilisée



Note : les niveaux de vie sont arrondis à 500 euros près.  
Lecture : 7 % des jeunes adultes ont un niveau de vie d'environ 13 000 € par an avec l'approche individualisée.  
Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes *Revenus fiscaux et sociaux*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine.

parents leur allouent directement) plutôt que par rapport à celles de leurs parents. Si tel est le cas, le niveau de vie « subjectif » des jeunes devrait être mieux associé à leur niveau de vie individualisé qu'à leur niveau de vie mesuré de façon standard. Nous testons cette hypothèse en mesurant la corrélation entre le niveau de vie monétaire et le niveau de vie ressenti des jeunes adultes<sup>15</sup>, à partir de deux variables : le sentiment d'aisance financière et la capacité à mettre de côté à la fin du mois.

L'approche individualisée apparaît en effet plus pertinente pour refléter le niveau de vie tel qu'il est vécu. Dans l'ensemble, la mesure subjective usuelle du sentiment d'aisance financière est tout aussi corrélée avec les deux approches du niveau de vie. Cependant, à caractéristiques données, et notamment à situation d'activité comparable, le niveau de vie « individualisé » est bien plus

corrélé à la probabilité de se sentir plus ou moins à l'aise financièrement que le niveau de vie « ménage » (tableau 2). C'est également le cas pour la capacité à mettre de l'argent de côté à la fin du mois : une hausse de 1 % du niveau de vie individualisé augmente de plus de 3.8 fois les chances de mettre de côté le plus souvent plutôt que jamais, mais seulement de 2 fois avec l'approche ménage. La corrélation avec l'approche individualisée est la plus forte pour les cohabitants : une hausse de 1 % du niveau de vie individualisé implique 14 fois plus de chances de se sentir « plutôt ou vraiment à l'aise », contre quatre fois plus pour une variation de 1 % du

15. Une autre manière de tester cette hypothèse consisterait à analyser les structures de consommation, selon une approche dite « objective ». Toutefois, l'absence de données sur la consommation dans l'ENRJ et la nécessité d'hypothèses plus fortes pour démontrer l'existence de décisions de consommation propres au jeune nous conduisent à privilégier l'approche subjective.

Tableau 2 – Corrélation toutes choses égales par ailleurs entre les approches objectives et subjectives du niveau de vie

		Ensemble des jeunes adultes		Cohabitants	
		Approche ménage	Approche individualisée	Approche ménage	Approche individualisée
Sentiment d'aisance financière	C'est difficile	réf.	réf.	réf.	réf.
	C'est juste	1.20 [1.02;1.42]	1.76 [1.38;2.25]	1.15 [0.95;1.40]	2.65 [1.78;3.95]
	Ça va	1.65 [1.33;2.05]	2.08 [1.56;2.78]	1.86 [1.39;2.49]	3.17 [2.06;4.86]
	Plutôt ou vraiment à l'aise	3.81 [2.61;5.55]	7.54 [5.24;10.85]	4.24 [2.72;6.61]	13.57 [8.24;22.34]
Capacité à mettre de côté à la fin du mois	Ne met jamais de côté	réf.	réf.	réf.	réf.
	Met de côté de temps en temps	1.31 [1.14;1.50]	1.50 [1.21;1.86]	1.47 [1.19;1.82]	2.23 [1.60;3.10]
	Met de côté le plus souvent	1.98 [1.53;2.56]	3.84 [2.93;5.02]	2.37 [1.73;3.25]	7.95 [5.30;11.91]
Perception de l'aisance financière des parents	C'est difficile	réf.	réf.	réf.	réf.
	C'est juste	1.35 [1.00;1.81]	1.57 [1.24;1.98]	1.59 [0.77;3.27]	2.45 [1.70;3.54]
	Ça va	2.59 [1.93;3.47]	2.00 [1.52;2.61]	3.71 [2.05;6.71]	3.12 [2.11;4.62]
	Plutôt ou vraiment à l'aise	10.25 [7.13;14.73]	4.97 [3.60;6.45]	19.18 [9.73;37.78]	8.71 [5.19;14.60]

Note : les coefficients présentés correspondent aux rapports des chances relatives (odd ratios) issus d'une régression logistique multinomiale, à caractéristiques données d'âge, sexe, situation résidentielle et taille d'unité urbaine du logement, situation familiale et situation d'activité. Les coefficients entre crochets correspondent à l'intervalle de confiance de l'estimation. La régression logistique multinomiale a été choisie car l'hypothèse d'égalité des pentes de la régression logistique ordonnée est rejetée. Les résultats sont similaires avec une régression linéaire. La régression a été pondérée pour tenir compte du calage et éviter une sous-représentation des jeunes en difficultés financières. La régression non pondérée présente une différence moins marquée entre les deux approches, mais la corrélation du sentiment d'aisance financière reste plus importante pour l'approche individualisée. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1 %.

Lecture : avec l'approche individualisée, une augmentation de 1 % du niveau de vie augmente de 76 % la probabilité de se dire « juste » financièrement plutôt que de dire y arriver « difficilement ».

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine.

niveau de vie suivant l'approche ménage (voir complément en ligne, tableau C-2). L'approche individualisée, qui diffère le plus de l'approche usuelle pour les cohabitants, est donc une mesure mieux associée aux perceptions des jeunes adultes. L'approche ménage est quant à elle logiquement bien mieux corrélée à l'appréciation que donne le jeune de la situation de ses parents.

### 3. Quelles inégalités de niveau de vie individualisé entre jeunes adultes ?

Avant d'analyser des inégalités de niveau de vie individualisé moyen entre jeunes adultes, nous nous arrêtons sur la composition des ressources et la dispersion que révèle la mesure individualisée du niveau de vie.

#### 3.1. Structure et dispersion des niveaux de vie individualisés : l'importance des aides publiques et privées

Les inégalités de niveau de vie individualisé des jeunes adultes peuvent s'appréhender par les indicateurs classiques : l'indice de Gini est de 0.242, l'indice de Theil de 8.69 et le rapport interdécile de 3.01 (tableau 3). Ces indicateurs ne sont pas directement comparables à ceux de la population générale, la mesure du niveau de vie n'étant pas identique. En revanche, la comparaison est possible au sein des jeunes adultes. Ainsi, les inégalités sont les plus importantes parmi les jeunes majoritairement au chômage ou inactifs, les « NEET » (*not in education, employment or training*). Dans une moindre mesure, les jeunes en études toute l'année sont également une catégorie très hétérogène du point de vue de leur niveau de vie. Les jeunes majoritairement en emploi, en revanche, apparaissent comme une catégorie nettement plus homogène, avec des ressources moins dispersées que pour les catégories précédentes. La composition des

ressources et leur dispersion au sein de chacune de ces catégories expliquent ce résultat.

Les aides publiques et privées occupent à cet âge une place importante dans les ressources. L'aide financière des parents représente environ un cinquième des ressources de l'ensemble des jeunes, et cette part est relativement constante du deuxième au septième décile de niveau de vie individualisé (tableau 4). La part moins importante des transferts parentaux est compensée dans le premier décile par des transferts publics plus importants et dans les déciles les plus élevés par les revenus d'activité.

Les aides parentales sont concentrées vers les jeunes en études. Pour ces derniers, elles représentent un tiers des ressources et déterminent largement les inégalités en liant directement le niveau de vie à l'origine sociale (tableau 5). Ainsi, à caractéristiques données<sup>16</sup>, les jeunes en études avec un père cadre ou exerçant une profession libérale ont un niveau de vie 16 % supérieur à celui des jeunes en études avec un père ouvrier ou employé. Un tel effet n'est pas visible parmi les jeunes sortis du système éducatif, qui sont à l'inverse très peu aidés financièrement par leurs parents même lorsqu'ils disposent de faibles ressources propres ; pour ces jeunes, l'effet de l'origine sociale transite par le niveau de diplôme obtenu.

Les transferts privés en nature sont une composante importante des transferts envers les jeunes adultes, et pas seulement les jeunes en études. La valorisation de la cohabitation représente ainsi plus d'un tiers des ressources des 18-24 ans, notamment en raison de la part importante (80 %) de jeunes ayant résidé au moins en partie chez leurs parents dans l'année. La cohabitation peut être liée à un niveau de ressources propres ou

16. Âge, sexe, niveau de formation, situation et lieu de résidence, fratrie, situation matrimoniale des parents, né à l'étranger ou non.

Tableau 3 – Indicateurs d'inégalité de niveau de vie individualisé selon la situation d'activité

	Indice de Gini	Indice de Theil	Rapport interdécile (D9/D1)
Ensemble des jeunes adultes	0.242	8.69	3.01
Jeunes majoritairement en emploi	0.167	4.61	2.24
Jeunes en études toute l'année	0.226	7.60	2.74
Jeunes majoritairement au chômage ou inactifs	0.241	8.82	2.89

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine.

Tableau 4 – Composition du revenu disponible des jeunes adultes selon le niveau de vie (approche individualisée)

	Ensemble	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
Revenus d'activité (%)	31	12	11	14	20	24	27	30	37	44	46
Transferts publics* (%)	8	18	14	13	11	10	10	9	6	5	3
Transferts des parents (%)	17	15	20	20	22	20	21	18	16	12	14
Autres revenus (%)	2	3	1	2	1	2	2	2	2	2	2
Revenus du conjoint (%)	8	6	8	6	5	5	6	8	10	11	8
Valorisation de la cohabitation (%)	34	46	46	45	41	39	34	33	29	26	27
Ressources moyennes**	16 810	6 950	9 850	11 600	13 270	14 540	16 360	18 630	20 890	24 510	31 530
Niveau de vie moyen	15 820	6 490	9 260	10 990	12 560	14 020	15 620	17 410	19 500	22 600	29 770
Part des ressources totales détenue (%)	100	4.1	5.9	6.9	7.9	8.7	9.7	11.1	12.4	14.6	18.7

\* Les transferts publics comprennent ici les allocations chômage, contrairement à ce qui peut être fait en population générale où elles sont souvent associées aux revenus d'activité pour former le revenu avant redistribution. \*\* Les ressources moyennes incluent les revenus du conjoint pour les jeunes vivant en couple, mais elles ne sont pas divisées par les unités de consommation correspondant au ménage que forme le jeune avec son conjoint, contrairement au niveau de vie moyen.

Lecture : les jeunes adultes appartenant au premier décile de niveau de vie (soit aux 10 % des jeunes avec le niveau de vie le plus bas) ont des ressources moyennes de 6 950 € par an en 2014 et détiennent 4.1 % des ressources de l'ensemble des jeunes adultes. Les revenus d'activité représentent 12 % de ce revenu disponible.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine.

Tableau 5 – Composition des ressources par situation d'activité et position dans l'échelle des niveaux de vie individualisés

	Jeunes en emploi			Jeunes en études			Jeunes au chômage ou inactifs		
	Ensemble	Q1	Q5	Ensemble	Q1	Q5	Ensemble	Q1	Q5
Niveau de vie moyen	20 090	11 790	29 700	14 800	7 700	24 630	11 700	5 790	20 200
Revenus d'activité (%)	56	48	60	15	8	21	9	7	12
Transferts publics (%)	5	9	2	8	18	4	23	19	28
Transferts des parents (%)	3	4	3	32	26	34	8	7	8
Autres revenus (%)	1	1	2	2	1	4	13	9	13
Revenus du conjoint (%)	13	15	9	3	2	3	2	5	2
Valorisation de la cohabitation (%)	22	23	24	40	45	34	45	53	37

Lecture : le niveau de vie moyen des jeunes majoritairement en emploi dans l'année est de 20 090 € par an. Leurs ressources sont composées à 56 % de revenus d'activité. Les 20 % de jeunes en emploi les plus modestes (Q1) ont un niveau de vie moyen de 11 790 € par an.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine, hors jeunes adultes sortis d'études en cours d'année.

parentales insuffisant pour décohabiter. Ainsi sa valorisation représente une part plus importante des ressources parmi les jeunes les plus modestes (45 % dans les trois premiers déciles), ainsi que parmi les jeunes en études (40 %) et les jeunes au chômage ou inactifs (45 %), en comparaison avec les jeunes en emploi (22 %) ou les jeunes les plus aisés (25 % dans les deux derniers déciles). Toutefois, la cohabitation peut être aussi vue comme un choix de bénéficier plus longtemps de la qualité du logement parental (Laferrère, 2005),

tout en économisant pour une prise d'autonomie différée. Ainsi, malgré des ressources propres bien plus élevées que les autres jeunes adultes, 70 % des jeunes en emploi du dernier quintile de cette catégorie sont des cohabitants contre 45 % des deux premiers quintiles.

Les transferts publics, malgré les restrictions d'accès à certaines prestations sociales, représentent également une part non négligeable des ressources des jeunes adultes et ce jusqu'au

septième décile. Ces aides sont globalement ciblées sur les plus modestes et contribuent en effet à diminuer les inégalités au sein des jeunes en études ou en emploi toute l'année. Ainsi, 9 % des ressources des jeunes en emploi les plus modestes sont issues des transferts publics, essentiellement des allocations logement et prestations familiales. Pour les jeunes en études, la concentration en bas de la distribution (18 % des ressources du premier quintile) tient au ciblage des bourses sur les plus modestes. Du fait de leur barème qui ne prend pas en compte les ressources parentales, les allocations logement ont une place particulière au sein des aides publiques envers les jeunes adultes. Elles représentent une part stable des ressources pour les jeunes en études qui disposent d'un logement autonome (entre 7 et 11 % de leurs ressources), quel que soit leur niveau de ressources (en dehors du quintile le plus élevé). En revanche, parmi les jeunes majoritairement au chômage ou inactifs, les conditions d'accès aux allocations chômage et au RSA laissent une partie d'entre eux avec de très faibles ressources : les plus modestes vivent ainsi avec seulement 260 euros par mois en moyenne. Pour ces jeunes NEET, les aides publiques représentent une part importante des ressources, et la perception ou non d'une aide sociale est source d'hétérogénéité : 38 % des jeunes du dernier quintile ont perçu des allocations chômage dans l'année contre seulement 3 % des jeunes du premier quintile. Les difficultés financières de ces jeunes risquent de surcroît d'être durables au vu de leur très faible niveau de qualification : 29 % des plus modestes et 20 % des plus aisés d'entre eux sont sans diplôme, contre 7 % des 18-24 ans en moyenne.

Par rapport à ces transferts publics et privés, les revenus d'activité apparaissent moins dispersés à cet âge de la vie. Ainsi, les jeunes majoritairement en emploi dans l'année sont une catégorie relativement homogène, avec une composition des ressources similaire tout au long de la distribution des niveaux de vie. Les différences de niveau de vie parmi ces jeunes s'expliquent principalement par le niveau de diplôme, mais à cet âge, ils sont pour la plupart peu diplômés, ce qui peut expliquer des écarts de rémunération moindres qu'en population générale. Seuls un quart des 18-24 ans en emploi détiennent un diplôme de l'enseignement supérieur, soit une proportion près de deux fois inférieure à l'ensemble des 25-34 ans (44 %<sup>17</sup>). Les plus aisés, qui sont donc plus diplômés, sont toutefois deux fois plus souvent en contrat à durée indéterminée que les moins aisés (66 % contre 27 %).

Les revenus d'activité sont en revanche davantage dispersés parmi les jeunes en études. Ils représentent un dixième des ressources disponibles pour les plus modestes, et un cinquième pour les plus aisés. De plus, plus de la moitié des jeunes du dernier quintile ont perçu des revenus d'activité dans le cadre d'un travail en lien avec leurs études (stage ou formation en alternance). Ce n'est le cas que d'un peu plus d'un tiers de ceux du premier quintile, lesquels sont plus nombreux à avoir travaillé sans contrat de travail et/ou pour un job de vacances. De manière générale, les revenus du travail et les aides parentales des jeunes en étude semblent substituables, comme l'indique la corrélation brute négative entre revenus du travail et aide des parents (coefficient de Pearson égal à -0.17).

### 3.2. L'origine sociale reste un déterminant important du niveau de vie individualisé

Malgré l'individualisation du niveau de vie par rapport à celui du ménage parental, l'origine sociale reste un facteur important des inégalités parmi les jeunes adultes. Ainsi, les enfants de père cadre représentent un quart du dernier quintile (Q5) des niveaux de vie individualisés alors qu'ils ne représentent qu'un dixième du premier quintile (tableau 6).

Ce fait stylisé n'apparaît pas directement, dans la mesure où l'approche individualisée met davantage en évidence les contrastes entre situations d'activité que l'approche ménage<sup>18</sup>. Les jeunes majoritairement en emploi ont un niveau de vie supérieur d'un tiers en moyenne comparés aux jeunes en études toute l'année, toutes choses égales par ailleurs, notamment à âge donné. Ils représentent la moitié des jeunes les plus aisés (Q5), contre 5 % des plus modestes (Q1). Les jeunes majoritairement au chômage ou inactifs ont à l'inverse un niveau de vie inférieur d'un quart à celui des jeunes en études, toutes choses égales par ailleurs, et représentent un quart du premier quintile (contre 2 % du dernier). Les jeunes en études sont davantage répartis dans l'échelle des niveaux de vie : bien qu'ils soient plus nombreux dans le bas de la distribution, ils représentent aussi un tiers des jeunes adultes les plus aisés.

17. Cf. Insee Référence – France, portrait social, édition 2016.

18. Or la situation d'activité des jeunes adultes est très liée à d'autres facteurs importants du niveau de vie, tels que l'origine sociale ou la situation résidentielle (voir compléments en ligne, tableau C-3).

Tableau 6 – Déterminants du niveau de vie individualisé des jeunes adultes

	Part dans le premier quintile (en %)	Part dans le dernier quintile (en %)	Estimateur OLS
Âge	20.5 ans <sup>(a)</sup>	21.8 ans <sup>(a)</sup>	5.2***
Femme	51	41	-1.2
<i>Situation résidentielle</i>			
Cohabitant	53	63	réf.
Semi-cohabitant	19	15	-9.3***
Non-cohabitant en couple	9	14	-13.6***
Non-cohabitant non en couple	19	9	-30.5***
<i>Situation principale en 2014</i>			
Majoritairement en emploi	5	56	34.3***
Majoritairement au chômage ou inactif	26	2	-24.3***
En études toute l'année	55	33	réf.
Sortie d'étude vers l'emploi	3	6	29.7***
Sortie d'étude sans emploi	10	3	-15.0***
<i>Taille d'unité urbaine</i>			
Moins de 20 000 habitants	28	30	-4.4**
De 20 000 à 200 000 habitants	23	15	-6.3***
Grande ville (>200 000 habitants)	39	24	réf.
Agglomération parisienne	10	31	15.5***
<i>Catégorie socioprofessionnelle du père</i>			
Agriculteur, artisan, commerçant	11	14	3.3
Cadre, profession libérale	10	24	10.7***
Profession intermédiaire	18	20	réf.
Ouvrier, employé	51	37	-7.0***
Père décédé ou inconnu	9	5	-16.5***
Est enfant unique	8	10	4.5*
Les parents vivent ensemble	60	69	2.7*
Né à l'étranger	12	4	-26.3***

<sup>(a)</sup> âge moyen des jeunes.

Note : sont reportées dans la dernière colonne les variations relatives, en pourcentage, issues d'une régression linéaire menée sur le log du niveau de vie. Les variations sont significatives au seuil de \* 10 % ; \*\* 5 % ; \*\*\* 1 %.

Lecture : 12 % des jeunes appartenant au premier quintile de niveau de vie sont nés à l'étranger. Le fait d'être né à l'étranger, toutes choses égales par ailleurs, diminue de 26 % le niveau de vie annuel d'un jeune adulte.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine.

Ces différences liées à la situation d'activité expliquent en partie la dispersion plus grande des niveaux de vie avec l'âge : le rapport inter-décile passe de 2.7 à 18 ans à 3.4 à 24 ans. De fait, la population est plus hétérogène à 24 ans qu'elle ne l'est à 18 ans en raison d'une évolution rapide de la situation familiale, résidentielle et professionnelle. À 18 ans, plus de huit jeunes sur dix sont en études et seulement 5 % vivent dans leur propre logement. À 24 ans, la moitié est en emploi, près de la moitié vit dans son propre logement et plus d'un quart vit en couple. Au-delà du changement de composition des ressources,

leur niveau augmente avec l'âge : à situation d'activité donnée, un an de plus se traduit par un niveau de vie plus élevé de 5 % (cf. tableau 6), principalement du fait de revenus d'activité plus importants.

Or les parcours scolaires et professionnels sont dès cet âge en partie déterminés par l'origine sociale : 37 % des enfants de père ouvrier ou employé sont en études toute l'année et 17 % sont majoritairement au chômage ou inactifs, contre respectivement 73 % et 4 % des enfants de père cadre ou de profession libérale. Ainsi,

une partie des différences de niveau de vie liées au statut d'activité résulte d'un effet indirect de l'origine sociale. L'origine sociale a également un effet plus direct sur le niveau de vie des jeunes adultes *via* les transferts monétaires et en nature des parents, qui sont plus importants dans les milieux plus favorisés (Castell *et al.*, 2016b). Toutes choses égales par ailleurs, les enfants de père cadre ont un niveau de vie supérieur de 11 % à celui des enfants ayant un père exerçant une profession intermédiaire, alors que les enfants de père ouvrier ont un niveau de vie 7 % inférieur à celui des enfants de père exerçant une profession intermédiaire. Les dépenses des parents pour leur jeune adulte sont globalement proportionnelles à leur revenu et, à revenu comparable, elles sont même plus élevées de moitié lorsque les deux parents sont cadres que lorsqu'ils sont ouvriers (Grobon, 2018). Les enfants de père cadre ou exerçant une profession libérale qui vivent au domicile parental bénéficient également d'une valorisation de la cohabitation d'un quart supérieure à celle des enfants de père ouvrier<sup>19</sup>. Cet écart est le même parmi les non-cohabitants vivant en logement ordinaire, laissant supposer des loyers plus élevés pour les enfants de père cadre que pour les enfants de père ouvrier. Outre l'origine sociale, le patrimoine des parents a également un effet positif net sur le niveau de vie des jeunes. Ainsi, les enfants de parents propriétaires ont un niveau de vie supérieur de plus de 10 % à celui des enfants de parents non propriétaires de leur logement. Enfin, le fait d'être né à l'étranger a un effet très important sur le niveau de vie puisque ces jeunes ont un niveau de vie inférieur de plus d'un quart à celui des jeunes adultes nés en France.

Malgré l'individualisation du niveau de vie des jeunes et le rôle important joué par les aides parentales pour les non-cohabitants, ces derniers continuent à avoir un niveau de vie inférieur à celui des cohabitants<sup>20</sup>. C'est encore plus le cas des non-cohabitants ne vivant pas en couple qui ont un niveau de vie 30 % inférieur à celui des cohabitants, toutes choses égales par ailleurs.

En revanche, d'autres caractéristiques s'avèrent avoir peu d'effet sur le niveau de vie individualisé des jeunes adultes. C'est le cas de la situation familiale (séparation des parents et fratrie), contrairement à ce qui est observé avec l'approche ménage. De même, les femmes n'ont pas, toutes choses égales par ailleurs, plus de risques d'avoir un niveau de vie plus faible même si elles sont moins nombreuses en haut de la distribution, notamment parce qu'elles commencent à travailler plus tard que les hommes. Cela n'exclut

pas pour autant l'existence d'écarts de rémunération selon le sexe parmi les jeunes en emploi (encadré 3).

### 3.3. Au-delà du niveau de vie, un sentiment d'aisance financière lié aux perspectives d'avenir

Le niveau de vie mesuré à un instant  $t$  n'est pas forcément représentatif de la situation financière de moyen terme des jeunes adultes. Nous faisons l'hypothèse que le sentiment d'aisance financière des jeunes adultes permet une appréciation plus complète de leur situation, qui serait liée à leurs perspectives d'avenir. La comparaison des niveaux de vie à cet âge ne rend par exemple pas compte de l'investissement réalisé par les jeunes adultes encore en études, qui représentent plus de la moitié des 18-24 ans. Après leur sortie du système éducatif, ces derniers seront les plus susceptibles d'être titulaires d'un diplôme du supérieur, et donc de briguer des positions leur permettant d'obtenir des salaires plus élevés que ceux des jeunes déjà en emploi entre 18 et 24 ans. De fait, neuf jeunes en études sur dix souhaitent obtenir un diplôme du supérieur, tandis que les jeunes adultes déjà sortis du système éducatif sont moins d'un quart à avoir obtenu un diplôme du supérieur. Ainsi, le niveau de vie des jeunes adultes n'est probablement pas vécu de la même manière par tous. Les jeunes en emploi attendent de leur salaire les ressources leur permettant de garantir pleinement leur indépendance financière et les jeunes NEET peuvent craindre que les difficultés financières qu'ils rencontrent dès leur sortie des études ne s'installent durablement. À l'inverse, les jeunes en études peuvent accepter temporairement un moindre niveau de vie, en attendant en contrepartie une meilleure situation financière après leurs études. Les besoins financiers des jeunes en études sont également moindres du fait d'une relative subvention de leur consommation, avec de nombreux tarifs réduits notamment, ainsi qu'un mode de vie associé à une structure de consommation spécifique, tournée vers la sociabilité extérieure. Toutefois, leur moindre niveau de dépenses reflète aussi pour une partie d'entre eux une adaptation au manque de ressources (Portela, 2018).

19. La valorisation moyenne pour les semi-cohabitants est en revanche similaire. Cela s'explique par le fait que les enfants de père ouvrier rentrent plus souvent au domicile parental que les enfants de père cadre.

20. L'effet de la décohabitation est près de deux fois plus important avec l'approche ménage du niveau de vie, qui considère le niveau de vie des jeunes cohabitants comme équivalent à celui de leurs parents (voir complément en ligne, tableau C-4).

## ENCADRÉ 3 – Les inégalités de genre entre 18 et 24 ans

Les jeunes femmes ont un niveau de vie moyen de 15 325 euros par an, soit 6 % inférieur à celui des hommes (16 300 euros). À autres caractéristiques données, nous n'observons cependant pas de différence significative de niveau de vie au niveau de l'ensemble des jeunes.

Parmi les jeunes en emploi en revanche, un écart significatif apparaît dès cet âge. En moyenne, les jeunes femmes ont un niveau de vie 10 % inférieur à celui des jeunes hommes. Cette différence est de 5 % même après contrôle des caractéristiques observables, de la situation d'emploi et de la présence d'enfants (tableau A, modèle (E)). Cet écart est très largement lié aux revenus d'activité des jeunes femmes, qui sont inférieurs de plus de 20 % à ceux des jeunes hommes. Le fait que l'écart de revenus

d'activité entre les femmes et les hommes soit plus important après contrôle par les caractéristiques individuelles (35 % dans le modèle (A) contre 17 % d'écart brut) est lié à l'âge et au niveau de diplôme plus élevé des jeunes femmes en emploi que des jeunes hommes en emploi. Ce résultat est cohérent avec des recherches récentes qui montrent des écarts entre femmes et hommes de la probabilité d'accéder à une position professionnelle correspondant à la qualification avant la première naissance (Briard & Valat, 2018). La valeur élevée de cet écart peut être liée aux différences de secteur d'activité, à des différences de durée du travail qui ne seraient pas captées par la quotité de travail, ou encore être liée à de la discrimination ou à un choix d'implication dans la vie familiale, souvent socialement contraint.

Tableau A – Différences de niveau de vie individualisé et de revenus d'activité entre jeunes femmes et jeunes hommes en emploi (en %)

	Écart brut	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
		Caractéristiques individuelles <sup>(a)</sup>	(A) + a connu une période de chômage ou inactivité dans l'année	(B) + type de contrat et d'employeur	(C) + temps partiel	(D) + enfant(s) à charge
Différence de niveau de vie individualisé	9.9	10.7	8.6	7.3	5.6	4.9
Différence de revenus d'activité	17.2	35.3	29.1	26.1	23.0	20.8

<sup>(a)</sup> âge, situation et lieu de résidence, diplôme, né à l'étranger ou non.

Note : Tous les écarts sont significatifs au seuil de 1 %.

Lecture : les jeunes femmes en emploi ont un niveau de vie 9.9 % inférieur à celui des jeunes hommes en emploi. Cet écart est de 10.7 %, à caractéristiques individuelles données <sup>(a)</sup>, et de 4.9 % à périodes d'inactivité et de chômage, quotité de travail, type de contrat et d'employeur, et nombre d'enfants comparables.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine, majoritairement en emploi en 2014.

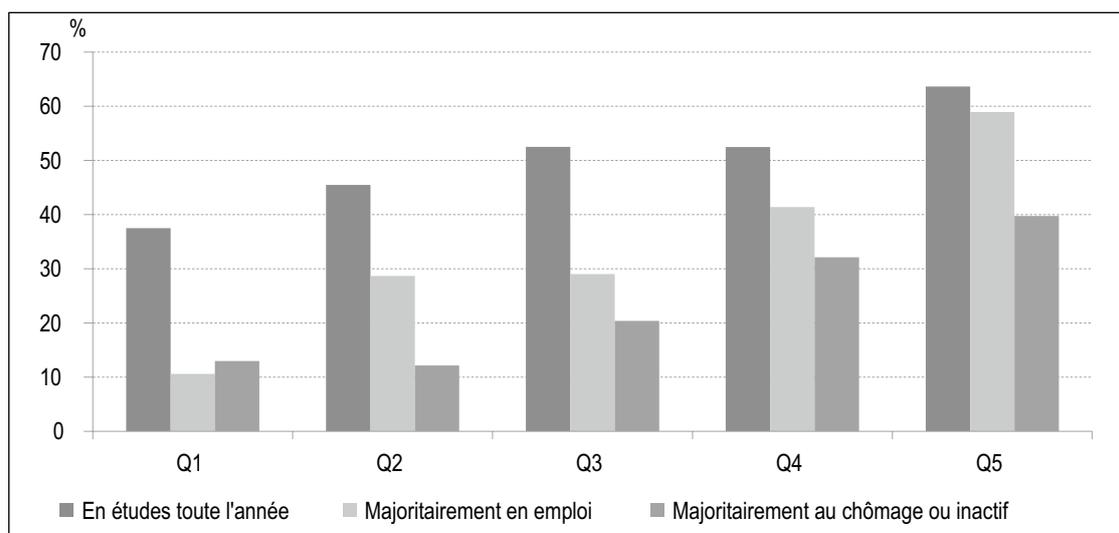
Pour vérifier cette hypothèse, nous étudions le sentiment d'aisance financière selon la situation des jeunes adultes et leurs perspectives d'avenir, une fois contrôlé leur niveau de vie individualisé actuel. À niveau de vie donné, les jeunes en emploi ont en moyenne 15 % moins de chances de se sentir « à l'aise » financièrement que les jeunes en études, et les jeunes au chômage ou inactifs 54 % de chances en moins (voir tableau 7). Plus on descend dans la distribution des niveaux de vie, plus l'écart entre les jeunes en études et les jeunes en emploi est important (figure II). Ainsi, parmi les plus modestes, les jeunes en études sont trois fois plus nombreux que ceux sortis du système éducatif à se dire à l'aise financièrement<sup>21</sup>. Ces disparités sont cohérentes avec la projection dans l'avenir des jeunes adultes observée à l'aide d'autres sources (Grobon & Portela, 2016).

La différence de perception des jeunes se reflète également dans les montants de revenu dont ils déclarent avoir « besoin pour mener la vie qu'ils souhaitent », deux fois plus élevés pour les jeunes en emploi (2 085 euros par mois en moyenne) que pour les jeunes en études (1 040 euros) et situés à un niveau intermédiaire pour les jeunes NEET (1 495 euros).

D'autres facteurs ayant également trait au rapport à l'avenir influencent le sentiment d'aisance financière des jeunes adultes. Le fait d'avoir contracté un emprunt (hors achat immobilier)

21. Ces différences apparaissent beaucoup moins marquées selon l'approche ménage du niveau de vie : bien qu'une différence subsiste entre les jeunes au chômage ou inactifs et les autres, on ne perçoit plus de différence entre l'appréciation des jeunes en études et celle des jeunes en emploi, à quintile de niveau de vie donné.

Figure II – Part de jeunes se déclarant à l'aise financièrement selon la situation d'activité et le quintile de niveau de vie



Note : regroupement des modalités « ça va », « plutôt à l'aise » et « vraiment à l'aise ».

Lecture : parmi le premier quintile de niveau de vie des jeunes adultes, 38 % des jeunes en études toute l'année se disent à l'aise financièrement. Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine, hors jeunes sortis du système éducatif dans l'année.

diminue d'un tiers les chances de se dire à l'aise financièrement, à niveau de vie donné (tableau 7). Cette situation concerne 13 % des 18-24 ans, dont la moitié pour l'achat d'un véhicule et un quart pour financer leurs études. La situation financière des parents, le fait qu'ils puissent aider davantage ou encore les bonnes relations entretenues avec les parents influencent positivement le sentiment d'aisance financière des jeunes adultes. L'aide potentielle des parents donne en quelque sorte au jeune l'assurance de ne pas se retrouver en

difficulté, lui permettant d'appréhender plus positivement une situation financière donnée, et l'incitant à un investissement plus long dans des études, ou dans la recherche d'un emploi davantage en adéquation avec ses compétences. À l'inverse, le fait de juger ses parents en difficultés financières diminue de moitié le sentiment d'aisance financière des jeunes, toutes choses égales par ailleurs. Ces résultats renforcent l'idée d'un fort effet de l'origine sociale, déjà constaté sur le niveau de vie lui-même.

Tableau 7 – Déterminants de l'aisance financière perçue par le jeune à niveau de vie individuel contrôlé

	Rapport des risques relatifs		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Niveau de vie individualisé du jeune (log)	1.62	1.68	1.35
Situation principale en 2014			
En études toute l'année	réf.	réf.	réf.
Majoritairement en emploi	0.85	ns	ns
Majoritairement au chômage ou inactif	0.46	0.48	0.59
Sortie d'études au cours de l'année	0.76	0.78	0.82
Situation résidentielle			
Cohabitant		réf.	réf.
Semi-cohabitant		0.96	0.90
Non-cohabitant		0.84	0.80 →

Tableau 7 (suite)

	Rapport des risques relatifs		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Taille d'unité urbaine			
Commune rurale		ns	ns
Unité urbaine <20 000 habitants		ns	ns
Entre 20 000 et 100 000 habitants		0.88	ns
Entre 100 000 et 200 000 habitants		réf.	réf.
Plus de 200 000 habitants		ns	ns
Agglomération parisienne		ns	ns
Âge		0.97	0.97
Femme (réf.=homme)		0.89	0.94
En couple (réf.=seul)		ns	ns
Emprunt en cours hors immobilier (réf.=pas d'emprunt)		0.66	0.70
État de santé			
Santé mauvaise ou très mauvaise			ns
Santé bonne ou assez bonne			réf.
Santé très bonne			1.13
Niveau de vie des parents			
1 <sup>er</sup> quintile			0.78
2 <sup>e</sup> quintile			0.87
3 <sup>e</sup> quintile			réf.
4 <sup>e</sup> quintile			ns
5 <sup>e</sup> quintile			ns
Un des parents au moins est propriétaire			1.17
Les parents pourraient aider davantage le jeune			1.17
Parents jugés en difficultés financières par le jeune			0.46
Un ou deux parents décédé(s)			0.82
Pas de relation avec au moins un parent			ns
Tensions fréquentes avec au moins un parent			0.71
Parents séparés			0.80

Note : les rapports de risques relatifs visent à approcher le rapport de probabilités plus exactement que le rapport des chances (*odds ratio*) dans le cas d'une variable d'intérêt binaire.

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, le fait que ses parents appartiennent aux 20 % des ménages les plus modestes (1<sup>er</sup> quintile) plutôt qu'au milieu de la distribution des niveaux de vie diminue de 22 % la probabilité que le jeune déclare se sentir « à l'aise » financièrement.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014. Jeunes de 18 à 24 ans résidant en France métropolitaine.

\* \*  
\*

Bien que transitoire, la situation financière des jeunes adultes révèle des inégalités liées à l'origine sociale à une période où les choix en matière d'éducation et d'entrée sur le marché du travail peuvent avoir une influence majeure sur l'ensemble du parcours de vie. Les résultats présentés dans cet article invitent tout d'abord à mobiliser une approche spécifique pour cette population, afin d'identifier le mieux possible

les jeunes les plus en difficulté financière. Ils montrent ensuite l'intérêt d'une analyse de l'appréciation subjective que les jeunes ont de leur situation financière, laquelle reflète davantage la façon dont ils anticipent leur avenir et prennent leurs décisions en tenant compte de l'ensemble de leurs ressources, y compris non financières ou liées à l'existence d'aides potentielles.

Du fait de l'importance du soutien familial dans cette période, les jeunes en études les moins

pourvus partent avec un handicap financier qui peut limiter la durée et la qualité de leur formation et avoir un effet durable sur leur revenu permanent. Ce désavantage n'est qu'en partie compensé par les prestations sociales ciblées, telles que les bourses ou l'accès à des logements en cité universitaire, et transite partiellement par l'effet délétère du travail étudiant sur la participation en cours (Wolff, 2017) comme sur les performances (Beffy *et al.*, 2009), lorsqu'il n'est pas en lien avec le domaine d'études.

Pour les jeunes les moins pourvus qui sont déjà sortis du système éducatif, peu voire pas diplômés et ne disposant que de peu de soutien financier de la part de leurs parents comme des pouvoirs publics, le fort degré de précarité financière peut constituer un obstacle, tant à la reprise d'études qu'à une recherche d'emploi efficace. Cela pose

clairement la question d'une forte intervention publique sur ces publics, sur le modèle de la Garantie Jeunes, dont il conviendra d'analyser les effets à moyen terme.

L'analyse d'un niveau de vie individualisé pour les jeunes adultes et les comparaisons qu'elle permet entre jeunes adultes malgré les statuts de cohabitation différents gagnerait à être prolongée pour d'autres pays. Elle permettrait d'une part une meilleure comparaison malgré les spécificités nationales de taux de cohabitation. D'autre part, la comparaison des approches ménage et individualisée pourrait également permettre de mettre en perspective les différences institutionnelles qui influencent le niveau de ressources des jeunes, notamment les politiques de jeunesse, et plus largement l'ensemble du système socio-fiscal. □

**Lien vers les compléments en ligne :** [https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514352/ES-514-515-516\\_Castell-Grobon\\_Complements.pdf](https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514352/ES-514-515-516_Castell-Grobon_Complements.pdf)

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Albertini, M. & Radl, J. (2012).** Intergenerational transfers and social class: Inter-vivos transfers as means of status reproduction? *Acta Sociologica*, 55(2), 107-123. <https://doi.org/10.1177/0001699311431596>

**Albouy, V., Murat, F. & Roth, N. (2003).** Les aides aux jeunes adultes : réflexions sur les concepts et éléments de chiffrage. *Économie & prévision*, 4, 160-161. <https://doi.org/10.3917/ecop.160.0001>

**Aliaga, E. & Lê, J. (2016).** L'insertion des jeunes sur le marché du travail : l'emploi est majoritaire chez les plus diplômés, l'inactivité domine chez les non-diplômés. *Insee Références – France, portrait social*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2492169?sommaire=2492313>

**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>

**Brandt, M. & Deindl, C. (2013).** Intergenerational Transfers to Adult Children in Europe: Do Social Policies Matter? *Journal of Marriage and Family*, 75(1), 235-251. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2012.01028.x>

**Briard, K. & Valat, E. (2018).** À quels moments les inégalités professionnelles entre les femmes et les hommes se forment-elles ? *Dares, Document d'études* N° 215. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/documents-d-etudes/article/a-quels-moments-les-inegalites-professionnelles-entre-les-femmes-et-les-hommes>

**Castell, L., Missègue, N., Portela, M., Rivalin, R. & Thouilleux, C. (2016a).** Ressources et accès à l'autonomie résidentielle des 18-24 ans. *Les dossiers de la DREES* N° 8. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/les-dossiers-de-la-drees/article/ressources-et-acces-a-l-autonomie-residentielle-des-18-24-ans>

**Castell, L., Portela, M. & Rivalin, R. (2016b).** Les principales ressources des 18-24 ans. *Insee Première* N° 1603. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2019048>

**Chevalier, T. (2016).** Varieties of youth welfare citizenship. Towards a two-dimension typology. *Journal of European Social Policy*, 26(1), 3–19. <https://doi.org/10.1177/0958928715621710>

**Chevalier, T. (2018).** *La jeunesse dans tous ses états*. Paris: Presses Universitaires de France.

**D’Albis, H., Bonnet, C., Navaux, J., Pelletan, J. & Wolff, F.-C. (2017).** Lifecycle deficit in France: an assessment for the period 1979-2011. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 491-492, 47–70. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.491d.1905>

**Déchaux, J. (2007).** L’entraide familiale au long de la vie : Des pratiques inégalement réparties. *Informations sociales*, 137(1), 20–30. <https://doi.org/10.3917/inso.137.0020>

**Dherbécourt, C. (2018).** Nés sous la même étoile ? Origine sociale et niveau de vie, France Stratégie. *La note d’analyse* N° 68. <https://www.strategie.gouv.fr/publications/nes-meme-etoile-origine-sociale-niveau-de-vie>

**Donni, O. & Ponthieux, S. (2011).** Approches économiques du ménage : du modèle unitaire aux décisions collectives. *Travail, genre et sociétés*, 26(2), 67–83. <https://doi.org/10.3917/tgs.026.0067>

**Grobon, S. & Portela, M. (2016).** Les valeurs des jeunes adultes, leur perception de l’avenir et de la protection sociale. *Les dossiers de la DREES* N° 3. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/les-dossiers-de-la-drees/article/les-valeurs-des-jeunes-adultes-leur-perception-de-l-avenir-et-de-la-protection>

**Haut Conseil à la Famille (2016).** Les jeunes de 18 à 24 ans. Rapport.

**Herpin, N. & Verger, D. (1997).** Les étudiants, les autres jeunes, leur famille et la pauvreté. *Économie et Statistique*, 308-309-310, 211–227. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2599>

**Herpin, N. & Déchaux, J.-H. (2004).** Entraide familiale, indépendance économique et sociabilité. *Économie et Statistique*, 373, 3–32. <https://doi.org/10.3406/estat.2004.7256>

**Hourriez, J.-M. & Olier, L. (1997).** Niveau de vie et taille du ménage : estimations d’une échelle d’équivalence. *Économie et Statistique*, 308-310, 65–94. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2591>

**Jentsch, B. & Reiter, H. (2018).** Social inequality and the transition to education and training: the significance of family background in Germany. In: Irwin, S. & Nilsen, A. (Eds.), *Transitions to adulthood through recession. Youth and inequality in a European comparative perspective*, pp. 97–114. London: Routledge.

**Kahn, J., Goldscheider, F. & García-Manglano, J. (2013).** Growing Parental Economic Power in Parent-Adult Child Households: Co-residence and financial dependency in the United States, 1960-2010. *Demography*, 50, 1449–1475. <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0196-2>

**Kalenkoski, C. & Pabilonia, S. (2010).** Parental transfers, student achievement, and the labor supply of college students. *Journal of Population Economics*, 23(2), 469–496. <https://doi.org/10.1007/s00148-008-0221-8>

**Kranklader, E., Ferret, A. & Schreiber, A. (2018).** La solidarité financière entre ménages. 36 milliards d’euros d’aides annuelles transférées entre ménages. *Insee Première* N° 1707. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3591027>

**Laferrère, A. (2005).** Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges. *Économie et Statistique*, 381-382, 147–175. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376583?sommaire=1376587>

**Lhommeau, B. (2014).** Quand les jeunes n’habitent pas chez leurs parents : revenus et niveau de vie. *Études et résultats* N° 867. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/etudes-et-resultats/article/quand-les-jeunes-n-habitent-pas-chez-leurs-parents-revenus-et-niveau-de-vie>

**Martin, H. & Périvier, H. (2018).** Les échelles d’équivalence à l’épreuve des nouvelles configurations familiales. *Revue économique*, 69(2), 303–334. <https://www.cairn.info/revue-economique-2018-2-page-303.htm>

**Meulders, D. & O’Dorchai, S. (2011).** Lorsque seul le ménage compte. Variations autour de la pauvreté des ménages et des individus en Europe. *Travail, genre et sociétés*, 26(2), 85–104. <https://doi.org/10.3917/tgs.026.0085>

- Paugam, S. & Zoyem, J.-P. (1997).** Le soutien financier de la famille : une forme essentielle de la solidarité. *Économie et Statistique*, 308-310, 187–210. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2598>
- Portela, M. (2018).** Alimentation, logement, transports : quelles dépenses pèsent le plus dans le budget des ménages étudiants ou de jeunes adultes. *Études et résultats* N° 1060. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/etudes-et-resultats/article/alimentation-logement-transports-quelles-depenses-pesent-le-plus-dans-le-budget>
- Robert-Bobée, I. (2002).** Parmi les jeunes ne vivant plus chez leurs parents, les étudiants sont les plus aidés par leur famille. *Insee Première* N° 826. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/handle/1/464>
- Sandefur, G. D., Eggerling-Boeck, J. & Park, H. (2005).** Off to a good start? Postsecondary education and early adult life. In: Settersten, R. A., Furstenberg Jr., F. F. & Rumbaut, R. G. (Eds.), *On the frontier of adulthood: Theory, research, and public policy*, pp. 292–319. Chicago: University of Chicago Press.
- Schoeni, R. F. & Ross, K. E. (2005).** Material Assistance from Families during the Transition to Adulthood. In: Settersten, R. A., Furstenberg Jr., F. F. & Rumbaut, R. G. (Eds.), *On the frontier of adulthood: Theory, research, and public policy*, pp. 396–416. Chicago: University of Chicago Press.
- Solard, J. & Coppoletta, R. (2014).** La décohabitation, privilège des jeunes qui réussissent ? *Économie et Statistique*, 469-470, 61–84. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2122592/ES469D.pdf>
- Van de Velde, C. (2008).** *Devenir adulte : Sociologie comparée de la jeunesse en Europe*. Paris: Presses Universitaires de France.
- Wightman, P., Schoeni, R. & Robinson, K. (2012).** *Familial financial assistance to young adults*. National Poverty Center *Working Paper Series* N° 12-10. <http://npc.umich.edu/publications/u/2012-10%20NPC%20Working%20Paper.pdf>
- Wolff, F.-C. (2017).** Activité rémunérée et temps consacré aux études supérieures. *Revue économique*, 68(6), 1005–1032. <https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0104>
-

# Le soutien financier aux jeunes par les transferts sociaux et fiscaux – Scénarios de défamilialisation

## *Financial Support for Young Adults Through Tax and Social Transfers – Defamilialisation Scenarios*

Adélaïde Favrat\*, Vincent Lignon\*\* et Muriel Pucci\*\*\*

**Résumé** – L'article évalue les aides apportées par le système socio-fiscal aux jeunes âgés de 18 à 24 ans, en distinguant les prestations dont ils bénéficient en leur nom des transferts qui transitent par leurs parents via des majorations de prestations sociales ou des économies d'impôt. À l'aide du modèle de microsimulation MYRIADE, nous estimons que près de 50 % des aides à destination des 18-24 ans transitent par leurs parents. Ces transferts indirects, qui confirment la logique familialiste de l'aide aux jeunes en France, sont plus importants dans les déciles supérieurs que dans les déciles intermédiaires, ce qui peut poser des problèmes d'équité. Pour évaluer leurs propriétés redistributives, nous testons l'impact d'un redéploiement de ces aides indirectes sous la forme d'une allocation individualisée directement versée aux jeunes adultes. Dans les deux scénarios envisagés, un tel redéploiement réduirait le risque de pauvreté moyen et l'hétérogénéité des niveaux de vie des jeunes, mais pénaliserait certains jeunes en cours d'études appartenant à des familles modestes.

**Abstract** – *This paper assesses the support provided by the tax and social security system to young adults aged 18-24, distinguishing between the direct benefits they receive and the transfers channelled through their parents, whether in the form of increases in social security benefits or tax savings. Using the MYRIADE microsimulation model, we estimate that nearly 50% of the support provided to young adults aged 18-24 is channelled through their parents. Illustrating the familialist model that underlies support to young adults in France, indirect transfers tend to be higher in the upper deciles than in the middle deciles, raising questions of fairness. To assess their redistributive properties, the paper examines the effect of redeploying indirect support in the form of an individualised allowance paid directly to young adults. In the two scenarios envisaged, redeployment is found to reduce the average poverty risk and the differences in living standards among young adults, but to penalise some young adults from low-income families still in education.*

Code JEL / JEL Classification : I38, H53, C63

Mots-clés : aides aux jeunes, politiques familiales, redistribution, microsimulation

Keywords: support for young adults, family policies, redistribution, microsimulation

\* Caisse Nationale des Allocations Familiales (adelaide.favrat@cnaf.fr) ; \*\* Université de Perpignan Via Domitia, Centre de droit économique et du développement (vincent.lignon@univ-perp.fr) ; \*\*\* Université Paris 1, CES et Sciences Po, OFCE (muriel.pucci@univ-paris1.fr)

Nous tenons à remercier Hélène Périvier pour ses commentaires sur l'article ainsi que Mickaël Portela pour son aide précieuse pour les imputations réalisées à partir de l'enquête nationale sur les ressources des jeunes. Nous remercions également les rapporteurs pour leurs remarques constructives qui nous ont permis d'enrichir le contenu de cet article. Nous restons seuls responsables des erreurs qui peuvent subsister.

Reçu le 24 octobre 2018, accepté après révisions le 11 juillet 2019.

Citation : Favrat, A., Lignon, V. & Pucci, M. (2020). Financial Support for Young Adults Through Tax and Social Transfers – Defamilialisation Scenarios. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 49–70. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2012>

La transition vers l'âge adulte constitue une étape majeure des parcours de vie, durant laquelle interviennent différents événements qui déterminent en partie la situation professionnelle et familiale des individus (départ du domicile parental, mise en couple, naissance, fin des études, entrée sur le marché du travail). Jusque dans les années 1970, l'émancipation des jeunes adultes vis-à-vis de leurs parents semblait suivre une trajectoire standardisée correspondant à un enchaînement de séquences et à des normes familiales et sociales : départ du domicile parental à la fin des études, lors de l'entrée sur le marché du travail ; mise en couple précédant la naissance des enfants. Ces trajectoires se sont largement diversifiées et complexifiées depuis (Billari & Liefbroer, 2010). Cette complexification des trajectoires et l'instabilité qui en découle conduisent à des périodes d'indépendance partielle durant lesquelles les jeunes ne vivent plus avec leurs parents mais bénéficient encore de leur soutien financier.

Les difficultés rencontrées par les jeunes au cours de leur entrée dans la vie d'adulte peuvent engendrer, par le biais de désavantages cumulatifs<sup>1</sup>, des situations de persistance dans la pauvreté et conduire à de fortes polarisations entre les individus sur le long terme. Ces désavantages sont susceptibles de concerner davantage les jeunes issus des milieux défavorisés pour lesquels le soutien financier des parents est plus faible. De ce fait, identifier la manière dont les politiques familiales et sociales permettent de lutter contre ces inégalités de soutien, tout en accompagnant les jeunes adultes vers l'autonomie, constitue un enjeu important.

La question du soutien financier aux jeunes a été au cœur d'analyses récentes (HCFEA, 2016 ; IGAS, 2015 ; Lhommeau, 2014 ; Castell *et al.*, 2016). En particulier, certains travaux ont cherché à analyser dans quelle mesure les aides à destination des jeunes variaient en fonction de leur niveau d'indépendance vis-à-vis des parents. Lhommeau (2014) montre à partir des données de l'enquête sur les ressources et les conditions de vie (SRCV) que le niveau de vie des jeunes adultes de 18 à 25 ans qui ne cohabitent pas avec leurs parents augmente de près de 1 000 euros par an et par unité de consommation (UC) par le jeu des transferts sociaux (prestations familiales, de logement et sociales) et fiscaux. Sur le champ de l'ensemble des jeunes de 18 à 24 ans, Castell *et al.* (2016), à partir de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ), montrent que le montant mensuel des revenus sociaux s'élève en moyenne à 380 euros, et qu'il est plus élevé

pour les jeunes cohabitants avec leurs parents (420 euros) que pour les jeunes non-cohabitants (370 euros). Si ces travaux évaluent le soutien direct du système socio-fiscal aux jeunes (aides perçues en leur nom propre) et les transferts privés reçus des parents, ils ne permettent pas d'appréhender les aides publiques dont bénéficient leurs familles en raison de la « familialisation » des dispositifs socio-fiscaux. Or le supplément de revenu disponible des familles, lié au fait que les enfants majeurs sont comptés à charge pour le calcul des prestations familiales et sociales ou encore de l'impôt, bénéficie au jeune, en augmentant le niveau de vie du ménage auquel il appartient, si l'on fait l'hypothèse d'un partage des ressources au sein du ménage. Le niveau de vie étant égal au revenu disponible (revenu après transferts sociaux et fiscaux) du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation du ménage, il est en effet, par construction, supposé identique pour tous les individus d'un même ménage.

L'article a pour objectif de mesurer ce soutien financier indirect, lié à la familialisation des barèmes sociaux et fiscaux, dont bénéficient les jeunes âgés de 18 à 24 ans qui sont comptés à charge de leurs parents, et d'évaluer ses propriétés redistributives. Pour évaluer le montant des aides indirectes et leurs effets redistributifs, nous utilisons le modèle de microsimulation MYRIADE de la Caisse nationale d'allocations familiales (CNAF), qui est adossé à l'*Enquête revenus fiscaux et sociaux* (ERFS) de 2011 (voir encadré 1).

Nous simulons une situation dans laquelle les masses financières en jeu sont redéployées sous la forme d'une allocation individualisée versée directement à tous les jeunes, qu'ils soient ou non à charge de leurs parents dans le système actuel. Deux scénarios sont étudiés : le premier consiste à mettre en place une allocation universelle forfaitaire et le second à instaurer une allocation dégressive avec le revenu. Nous estimons (i) le montant et les propriétés redistributives ou anti-redistributives des aides indirectes transitant par les parents et (ii) les impacts associés à l'introduction d'une allocation d'autonomie afin d'évaluer si le redéploiement des aides indirectes vers un dispositif individualisé peut révéler de fortes contradictions en termes redistributifs. Une telle analyse n'a, à notre connaissance, pas encore été réalisée.

1. Dannefer (2003) définit les désavantages cumulatifs comme la « tendance systémique à la divergence interindividuelle au cours du temps ». Ils traduisent l'idée que les inégalités observées en début de carrière ont tendance à s'accroître au fil de la trajectoire.

Cet article est organisé comme suit. Dans une première section, nous effectuons un bref cadrage sur les aides à destination des jeunes. Nous montrons notamment que, bien que basé sur une logique familialiste selon laquelle les aides de l'État aux jeunes sont en partie gérées par la famille, le système français a connu de récentes réformes qui ont eu pour objectif d'améliorer le soutien direct aux jeunes de moins de 25 ans. La deuxième section décrit la population étudiée en la partitionnant en quatre catégories qui permettent de caractériser les évolutions du degré d'indépendance financière et d'autonomie résidentielle des jeunes en fonction de l'âge et du taux de pauvreté. Sur cette base, nous évaluons ensuite le soutien financier dont bénéficient les jeunes de manière directe (prestations sociales perçues en leur nom propre et bourses) et indirecte (supplément de revenu des parents lié à la présence d'un jeune adulte à charge) selon l'âge et le niveau de vie. Enfin, la quatrième section propose une analyse des effets redistributifs des aides familialisées.

## **1. Le soutien financier aux jeunes en France : une logique familialiste malgré la mise en œuvre récente de dispositifs individualisés**

### **1.1. Les aides aux jeunes en France sont basées sur un principe de subsidiarité**

La question du soutien financier aux jeunes adultes constitue un enjeu important dans le débat public (HCFEA, 2016 ; IGAS, 2015). En effet, alors que le taux de pauvreté des moins de 25 ans est estimé à 27.1 %<sup>2</sup> à partir des données de l'ERFS (lacunaires concernant les jeunes) et à 23.8 % à partir de données complétées par imputation (voir section 2), il n'existe pas à ce stade de dispositif d'ampleur pour les jeunes à l'exception des bourses de l'enseignement supérieur (qui sont ciblées sur les étudiants) et de la Garantie jeune qui a été généralisée en 2017 mais dont les conditions d'accès demeurent restrictives (cf. *infra*). Dans ce cadre, de nombreuses enquêtes ont cherché à estimer plus précisément les ressources des jeunes, qu'elles relèvent de transferts privés intergénérationnels ou de l'aide publique (Le Pape *et al.*, 2016). La dernière en date, l'ENRJ, réalisée par la DREES et l'Insee en 2014, permet d'identifier de façon précise les aides dont bénéficient les jeunes. Ainsi, Castell *et al.* (2016) montrent que plus de deux tiers des 18-24 ans sont soutenus financièrement par leurs parents avec des disparités fortes selon le

milieu social : 88 % des enfants de cadre sont aidés contre 61 % des enfants d'ouvriers avec des montants associés 2.5 fois plus importants pour les premiers que pour les seconds (respectivement 400 euros d'aide mensuelle contre 160 euros). Concernant les aides directes aux jeunes, les auteurs soulignent que près de quatre jeunes sur dix bénéficient d'au moins un revenu social (bourse d'études, aides au logement, allocations chômage, prestations familiales, minima sociaux) pour un montant mensuel moyen de 380 euros. Pour autant, le système français semble avant tout caractérisé par son familialisme, l'entraide familiale et la gestion des aides par les parents étant au cœur du soutien financier aux jeunes adultes.

Dans une analyse comparative portant sur les pays de l'OCDE, Thévenon (2015) distingue trois philosophies de l'intervention publique à destination des jeunes adultes en se basant sur la typologie des régimes d'État-providence d'Esping-Andersen (1990). Dans le premier modèle, qualifié de « libéral » et représenté par les pays anglophones (Royaume-Uni, Australie, etc.), le jeune doit acquérir son indépendance économique le plus tôt possible. Cela se traduit par des politiques favorisant le cumul emploi/étude et un système de prêt visant à responsabiliser les jeunes qui poursuivent un cursus scolaire supérieur. Du point de vue de l'aide sociale, des dispositifs ciblés sont déployés pour compenser les cas de défaillance familiale ou d'échec du marché tout en servant un objectif d'incitation à l'activité. Le deuxième modèle, dit « social-démocrate » et représenté par les pays nordiques (Suède, Danemark, etc.), est basé sur des principes visant l'émancipation des jeunes vis-à-vis de leur famille et du marché, avec une intervention de l'État très précoce (dès la majorité des jeunes) et une éducation universelle fondée sur des bourses et des frais d'inscription faibles. Ce soutien de l'État peut paraître paradoxal dans la mesure où il incite les jeunes à quitter le domicile parental relativement tôt, assumant ainsi un risque de pauvreté élevé. Enfin, le troisième modèle, qualifié de « corporatiste », et dont la France se rapproche le plus, repose sur un principe de subsidiarité selon lequel c'est à la famille et non à l'État de préparer les jeunes à la vie d'adulte : l'État fait confiance aux transferts intrafamiliaux et aide les parents à soutenir financièrement leurs enfants<sup>3</sup>. Chevalier (2016) propose une typologie alternative croisant les

2. Estimations issues du modèle MYRIADE.

3. Le travail de Thévenon (2015) montre des différences importantes entre les situations nationales et leur « idéaux types » respectifs. Ce constat renvoie aux limites de la classification d'Esping-Andersen liées à l'absence de prise en compte du rôle de la famille (Van de Velde, 2008).

notions de citoyenneté économique et de citoyenneté sociale qui renvoient aux deux modalités d'accès à l'indépendance économique des jeunes vis-à-vis de leur famille : les revenus du travail et les aides de l'État. Il souligne que la citoyenneté sociale des jeunes est fortement familialisée en France en raison des obligations alimentaires et d'entretien inscrites dans le Code civil, des limites d'âge tardives pour qu'un enfant soit considéré à la charge des parents pour les transferts sociaux et fiscaux, mais aussi d'une conception des bourses d'étude comme un complément à l'aide des parents. La citoyenneté sociale serait alors « refusée » aux jeunes adultes considérés par la législation comme des « mineurs sociaux ».

En France, les familles jouent ainsi un rôle essentiel dans la gestion de la solidarité envers les jeunes adultes. La plupart des prestations familiales sont par exemple versées aux familles ayant la charge d'enfants jusqu'à leurs 20 ans. Ce critère est étendu à 25 ans dans le cadre du revenu de solidarité active (RSA) et de la récente prime d'activité même si des dispositifs individualisés existent (cf. *infra*). Parallèlement, le mécanisme du quotient familial permet aux parents de bénéficier d'avantages fiscaux lorsque leurs enfants sont étudiants et âgés de moins de 25 ans, que ces derniers cohabitent ou non avec eux. Paradoxalement, ce dispositif peut être cumulé avec les aides au logement versées directement aux jeunes ne vivant plus chez leurs parents, indépendamment des ressources de ces derniers, alors qu'un tel cumul est impossible pour les aides familiales et sociales dont bénéficient les parents<sup>4</sup>.

Cette familialisation d'une partie du soutien financier aux jeunes adultes, qui résulte de l'existence de l'obligation d'entretien définie par le droit civil (Everaert-Dumont, 2006), traduit une certaine ambiguïté du système français. En effet, comme le souligne Thévenon (2015), si la familialisation des dispositifs socio-fiscaux s'inscrit dans une logique globale de compensation du coût des enfants, elle laisse aux parents le soin de gérer les transferts intrafamiliaux afin de conduire les jeunes à l'autonomie.

## 1.2. Les réformes récentes à destination des 18-24 ans : une tentative timide d'individualisation des droits

Dans le cadre d'une politique principalement familialiste, l'ouverture de certains dispositifs de droits communs aux moins de 25 ans et la création de dispositifs spécifiques cherchant

à aider directement les jeunes ont été au cœur des réformes récentes en France. Ainsi, le RSA instauré en 2009 pouvait, au même titre que le Revenu minimum d'insertion, bénéficier aux jeunes de moins de 25 ans ayant une charge de famille (enfants nés ou à naître). Ce dispositif a été élargi en 2010 aux jeunes de 18 à 25 ans ayant travaillé l'équivalent de deux ans à temps plein sur les trois dernières années. Ces conditions restrictives sont associées à un faible nombre de bénéficiaires. D'après la CNAF<sup>5</sup>, le RSA concernait moins de 91 000 allocataires de moins de 25 ans en décembre 2018. Plus récemment, dès sa mise en place en 2016, la prime d'activité a également été ouverte aux actifs âgés de 18 à 24 ans à partir du moment où ces derniers en faisaient la demande<sup>6</sup>. Une particularité de la prime d'activité est d'être par ailleurs ouverte aux étudiants et apprentis dès lors que leurs revenus d'activité sur les trois derniers mois excèdent 78 % du Smic.

En complément des aides à destination des jeunes percevant des revenus d'activité, s'est posée plus récemment la question du soutien financier aux jeunes qui ne sont ni en emploi, ni en formation, ni en études (dénommés « NEET » pour *Not in Education, Employment or Training*). D'après Eurostat, en 2015, la France compte près d'1.8 million de NEET âgés de 15 à 29 ans (soit 15 % de cette classe d'âge). Cette catégorie ne constitue pas un ensemble homogène : 40 % des NEET sont chômeurs depuis moins d'un an tandis que 60 % sont chômeurs de longue durée ou inactifs<sup>7</sup>. L'ampleur du phénomène a conduit à interroger la capacité du système français à couvrir les risques sociaux auxquels sont confrontés les jeunes rencontrant des difficultés d'insertion. Dans ce cadre, les pouvoirs publics ont mis en place en 2017 la Garantie jeune (GJ). La GJ est une aide sociale s'adressant au 16-24 ans qui s'inscrit dans le cadre d'un parcours contractualisé d'accompagnement vers l'emploi et l'autonomie. Il s'agit d'une prestation soumise à l'approbation et l'orientation des missions locales. En 2018, elle ouvre par exemple droit à une allocation de 485 euros par mois pendant une durée d'un an, qui peut être prolongée de six mois. Cependant, ce dispositif

4. Pour être compté à charge par ses parents pour les prestations familiales et sociales, un enfant majeur ne doit pas être bénéficiaire d'une aide au logement ni avoir gagné plus de 55 % du Smic en moyenne au cours des six derniers mois.

5. <http://www.cafdata.fr>

6. Les jeunes de moins de 25 ans peuvent exercer ce droit d'option ou rester à la charge de leurs parents pour le calcul de leur droit à cette prestation.

7. Il convient de noter que les jeunes venant de terminer leurs études et aux perspectives plutôt favorables sur le marché du travail, appartiennent également à la catégorie NEET.

demeure marginal en raison de la durée de perception qui y est associée et du faible nombre de jeunes concernés<sup>8</sup>.

Bien qu'elles consistent en une inflexion non négligeable du système, ces nouvelles aides directes ne remettent pas en cause sa logique familialiste, car elles interviennent sur des situations spécifiques et concernent des publics particulièrement fragiles<sup>9</sup>. Les estimations réalisées dans la troisième section de cet article montrent que plus de la moitié des aides sociales et fiscales bénéficiant<sup>10</sup> aux 18-24 ans transitent par leurs parents. Cette caractéristique du système français limite de fait la prise d'autonomie des jeunes adultes<sup>11</sup>. Elle est cependant censée garantir une certaine redistributivité du système alors que le versement d'une allocation d'autonomie, basée sur une logique universelle, individuelle et défamilialisée, reviendrait à faire abstraction de l'origine sociale des jeunes. Outre cet aspect de redistribution, un autre obstacle à la mise en place d'une allocation d'autonomie tient au coût élevé d'un dispositif généralisé. Dans un rapport réalisé en 2016, le HCFEA estime le coût d'une politique de ce type dans une fourchette comprise entre cinq et dix milliards d'euros par an.

Il convient donc d'évaluer précisément les impacts financiers et redistributifs qu'aurait le remplacement des aides familialisées dont bénéficient indirectement les 18-24 ans par une allocation d'autonomie versée directement aux jeunes adultes indépendamment des ressources de leurs parents.

## 2. Les jeunes adultes : des degrés divers d'autonomie

Le système d'aides publiques à destination des jeunes est susceptible d'influer sur les processus de décohabitation et d'autonomisation vis-à-vis des parents (Thévenon, 2015 ; Van de Velde, 2008). Sur la base d'une catégorisation des jeunes en fonction de leur niveau d'indépendance vis-à-vis du foyer parental, cette section présente la diversité des situations des 18-24 ans selon l'âge et le statut d'activité ainsi que des éléments de cadrage statistique sur le taux de pauvreté.

### 2.1. Catégorisation des jeunes selon leur degré d'autonomie

L'analyse repose sur une répartition des jeunes en quatre catégories par degré croissant

d'autonomie vis-à-vis des parents. L'autonomie est appréhendée à partir de deux critères : l'autonomie résidentielle (le statut de cohabitation des jeunes) et l'autonomie fiscale ou financière (le statut fiscal et les pensions alimentaires reçues des parents). Avec ces critères nous distinguons quatre catégories : (i) les jeunes cohabitants, (ii) les jeunes non-cohabitants à charge fiscalement, (iii) les jeunes non-cohabitants recevant une pension alimentaire, et (iv) les jeunes autonomes. Ces catégories sont mises en œuvre sur la base des informations fournies par l'ERFS et d'imputations réalisées à partir de l'ENRJ<sup>12</sup> (voir encadré 1).

i) La catégorie des « cohabitants » regroupe l'ensemble des jeunes vivant dans le ménage de leurs parents. Leur présence peut donner droit à des suppléments de prestations sociales et à des baisses d'impôt sur le revenu ou de taxe d'habitation. Toutefois, même lorsqu'ils ne sont pris en compte dans le calcul d'aucun des transferts sociaux et fiscaux, nous considérons que leurs parents en ont la charge effective. Les jeunes « semi-cohabitants » vivant en cité universitaire ou foyer de jeunes travailleurs mais retournant fréquemment chez leurs parents, sont également inclus dans cette catégorie.

ii) La catégorie des « non-cohabitants à charge fiscalement » regroupe les jeunes qui ne vivent pas dans le ménage de leurs parents mais sont rattachés fiscalement à leur foyer fiscal. Ils sont également considérés à leur charge par le système socio-fiscal. Leur rattachement peut en effet donner droit à des suppléments de prestations sociales et des baisses d'impôt.

iii) La catégorie des « non-cohabitants recevant une pension alimentaire » regroupe les jeunes ne vivant pas dans le foyer parental et qui n'y sont pas rattachés fiscalement mais qui reçoivent une aide financière de la part de leurs parents. Ils peuvent également être considérés comme étant à leur charge, leur famille pouvant déduire les pensions versées de leur revenu imposable et de leur base ressource pour les prestations familiales et les

8. Entre janvier et septembre 2017, 150 000 jeunes ont bénéficié de la GJ (Gautié, 2018).

9. Ce mode d'intervention renvoie au modèle libéral dont les principes reposent sur une logique de réponse à l'échec du marché.

10. Dans l'ensemble de l'article, une hypothèse de partage des ressources au sein d'un ménage est adoptée, ce qui implique notamment que les aides perçues par les parents accroissent le niveau de vie des jeunes qui vivent avec eux ou leur sont rattachés.

11. À l'inverse d'autres pays comme la Suède ou le Danemark dans lesquels des allocations universelles sont versées aux étudiants (Porte, 2011).

12. Ces imputations modifient sensiblement la répartition des jeunes entre les différentes catégories (voir complément en ligne C1. Le lien vers les compléments en ligne est indiqué à la fin de l'article).

aides au logement. Sur ce point, il convient de noter que l'ERFS ne donne qu'une vision partielle de ces pensions puisqu'on ne peut repérer dans l'enquête que les pensions alimentaires déclarées par les jeunes pour leur imposition sur le revenu. Les pensions non déclarées ou celles qui transitent par le parent gardien dans le cas de séparation n'apparaissent pas. Ainsi, avec le modèle MYRIADE (encadré 1) l'estimation des pensions alimentaires versées à des enfants majeurs (qui incluent des pensions versées à des enfants vivant chez l'autre parent) déclarées par des parents représentent 2.8 milliards d'euros, alors que les pensions alimentaires reçues déclarées par des jeunes adultes ne représentent que 1.1 milliard d'euros, dont 0.4 milliard

d'euros seulement sont déclarés par des jeunes autonomes. Pour surmonter cette difficulté, des pensions alimentaires sont imputées à l'aide de l'ENRJ aux jeunes non-cohabitants qui ne sont pas rattachés fiscalement au foyer de leurs parents.

iv) La catégorie des « autonomes » est une catégorie résiduelle composée des jeunes qui ne vivent pas chez leurs parents, ne reçoivent pas de pension alimentaire de leur part (déclarée ou non) et font une déclaration fiscale autonome.

Par ailleurs, les jeunes ne vivant pas dans un ménage ordinaire (qu'ils soient sans domicile fixe, en cité universitaire ou en foyer de jeunes

#### ENCADRÉ 1 – Les sources statistiques

##### *Un modèle de microsimulation statique adossé à l'ERFS 2011*

Le modèle de microsimulation MYRIADE développé à la CNAF (Legendre *et al.*, 2001) permet de simuler l'ensemble des transferts sociaux et fiscaux pour un échantillon représentatif des ménages ordinaires de France métropolitaine (les jeunes vivant en cité universitaire ou en foyer de jeunes travailleurs qui ne reviennent pas régulièrement chez leurs parents sont donc par définition exclus du champ de cet article). La version du modèle utilisée dans cet article s'appuie sur l'*Enquête revenus fiscaux et sociaux* (ERFS) de 2011. L'ERFS consiste en un appariement statistique du fichier de l'enquête *Emploi en continu EEC* (données du 4<sup>e</sup> trimestre de l'année *N*) avec les fichiers fiscaux (déclarations des revenus) de la Direction générale des finances publiques (DGFiP) de l'année *N* et les données sur les prestations perçues au cours de l'année *N* et collectées auprès de la caisse nationale des allocations familiales (CNAF), de la Caisse nationale de l'assurance vieillesse (CNAV) et de la caisse centrale de la mutualité sociale agricole (CCMSA). Sur la base de l'ERFS, le modèle MYRIADE est actualisé pour être représentatif de l'année d'intérêt. Ici, la législation appliquée est celle de 2015 avec ajout de la prime d'activité (instituée en janvier 2016) après une actualisation des données entre 2011 et 2015 à structure de population inchangée. Les prestations familiales, les aides au logement, les minima sociaux, les bourses du secondaire et du supérieur et l'impôt sur le revenu sont calculés sur barème. En ce qui concerne la prime d'activité, on suppose un taux de recours de 50 % en moyenne (population générale et jeunes) différencié selon la configuration familiale et le montant du droit (Favrat *et al.*, 2015).

##### *Retraitement des ménages dans le modèle et imputation de revenus à partir de l'ENRJ*

Bien que reposant sur des données administratives, l'ERFS souffre de trois limites en ce qui concerne l'analyse des ressources des jeunes de moins de 25 ans.

- Première limite : les étudiants bénéficient d'une exonération de leurs revenus dans la limite d'un revenu d'activité annuel allant jusqu'à trois fois le Smic mensuel. Ces revenus exonérés ne sont donc pas observables dans l'ERFS puisque celle-ci repose sur les déclarations fiscales.

- Deuxième limite : le versement de pensions alimentaires des parents vers les enfants majeurs est largement sous-estimé dans l'ERFS. En particulier, la masse des pensions alimentaires déclarées reçues est inférieure à celle des pensions alimentaires déclarées versées, ce qui traduit une certaine sous-déclaration de la part des jeunes.

Pour surmonter ces deux limites, des imputations sont réalisées à partir des données de l'ENRJ (voir complément en ligne C1).

- Troisième limite : les jeunes non-cohabitants qui entretiennent un lien financier avec leurs parents (versement de pension, rattachement fiscal, etc.) sont comptabilisés comme des ménages indépendants ce qui peut biaiser l'appréciation du niveau de vie réel de ces jeunes. Pour surmonter cette difficulté, nous retenons une définition élargie du ménage : lorsque la personne de référence du ménage ou son conjoint a un enfant rattaché fiscalement qui ne vit pas dans son logement, on procède à un rapprochement statistique (utilisant l'écart d'âge parent-enfant et la CSP des parents) pour lui associer, au sein du « ménage élargi », un jeune sans déclaration de revenu et vivant sans ses parents. Parallèlement, lorsqu'un jeune vivant sans ses parents reçoit une pension alimentaire (déclarée ou imputée), on procède à un rapprochement statistique (utilisant le montant de la pension et la CSP des parents) pour lui associer un (ou des) parent(s) déclarant verser une pension alimentaire à un enfant majeur. Le nombre d'unités de consommation du ménage élargi est calculé de façon standard pour les membres du ménage principal mais chaque jeune non-cohabitant compte pour une unité de consommation puisqu'il ne bénéficie pas d'économies d'échelle.

travailleurs ne retournant pas régulièrement chez leurs parents) sont, compte tenu du champ couvert par l'ERFS, exclus de l'analyse.

## 2.2. Des degrés d'autonomie différenciés selon l'âge

Parmi l'ensemble des jeunes âgés de 18 à 24 ans, 63 % vivent chez leurs parents, 8 % sont non-cohabitants mais toujours à charge fiscalement, 10 % sont non-cohabitants mais reçoivent une pension alimentaire, et 19 % sont autonomes au sens où ils ne sont pas rattachés fiscalement à leurs parents et ne reçoivent pas de pension<sup>13</sup> (tableau 1)<sup>14</sup>.

La répartition selon le degré d'autonomie est fortement différenciée par âge (figure I). À 18 ans, 90 % des jeunes sont cohabitants, 5 % ne vivent plus chez leurs parents mais sont à leur charge fiscalement, 4 % sont non-cohabitants avec pension et 1 % sont autonomes. La part de jeunes cohabitants diminue régulièrement

13. La typologie retenue diffère de celle proposée par Castell et al. (2016) qui distinguent, à partir de la source ENRJ, les jeunes cohabitants (57 % des 18-24 ans), les jeunes semi-cohabitants (19 % des 18-24 ans) vivant en partie chez leurs parents et en partie dans un autre logement et les jeunes non-cohabitants, qu'ils soient ou ne soient pas à la charge des parents. Cette distinction ne peut pas être réalisée dans l'ERFS.

14. Les proportions pour les non-cohabitants recevant une pension et les autonomes sont respectivement de 2 % et 27 % avant imputation de pensions (voir complément en ligne C1).

Tableau 1 – Degré d'autonomie des jeunes de 18 à 24 ans vis-à-vis de leurs parents

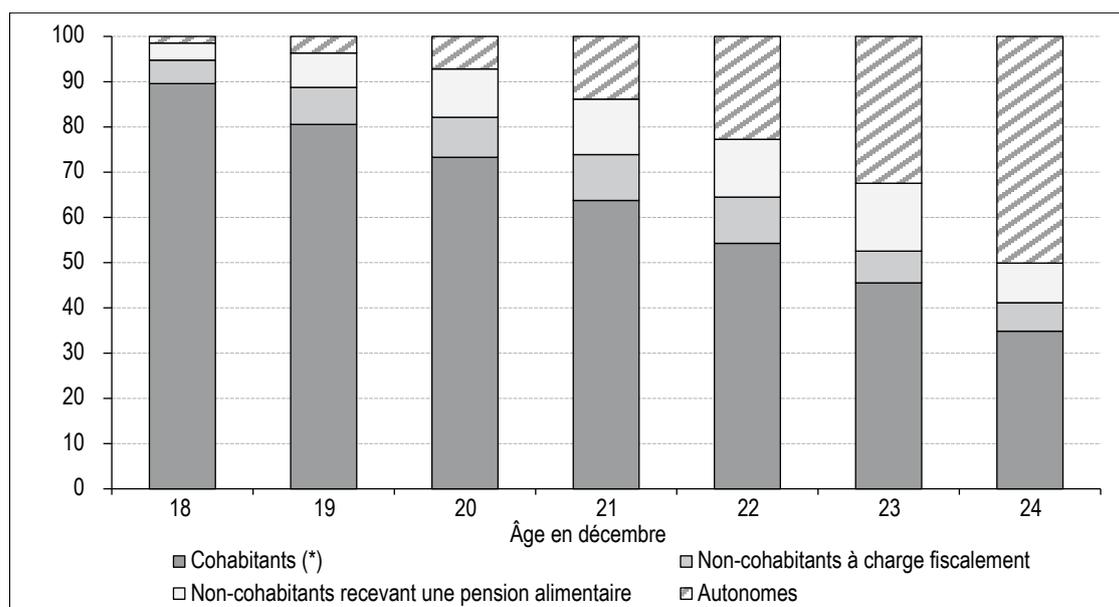
	Effectifs en milliers	Répartition en %
Cohabitants	3 367 (20.7)	63
Non-cohabitants à charge fiscalement	427 (2.6)	8
Non-cohabitants recevant une pension alimentaire	534 (3.3)	10
Autonomes	985 (6.1)	19
Ensemble	5 313 (32.7)	100

Note : les effectifs non pondérés sont donnés entre parenthèses. Dans ce tableau et dans les tableaux suivants, la catégorie des jeunes cohabitants inclut les jeunes vivant la semaine en cité universitaire ou foyers de jeunes travailleurs retournant fréquemment chez leurs parents car l'enquête *Emploi* les rattache alors au ménage de leurs parents.

Lecture : on compte environ 5.3 millions de jeunes vivant dans des logements ordinaires en France métropolitaine ; 63 % d'entre eux vivent chez leurs parents et sont à leur charge.

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

Figure I – Autonomie des jeunes vis-à-vis de leurs parents selon leur âge (%)



\* Cette catégorie inclut, dans les figures I, II-A et III, les jeunes vivant la semaine en cité universitaire ou foyers de jeunes travailleurs retournant fréquemment chez leurs parents car l'enquête *Emploi* les rattache alors au ménage de leurs parents.

Lecture : parmi les jeunes de 18 ans, 90 % vivent chez leurs parents (au moins régulièrement).

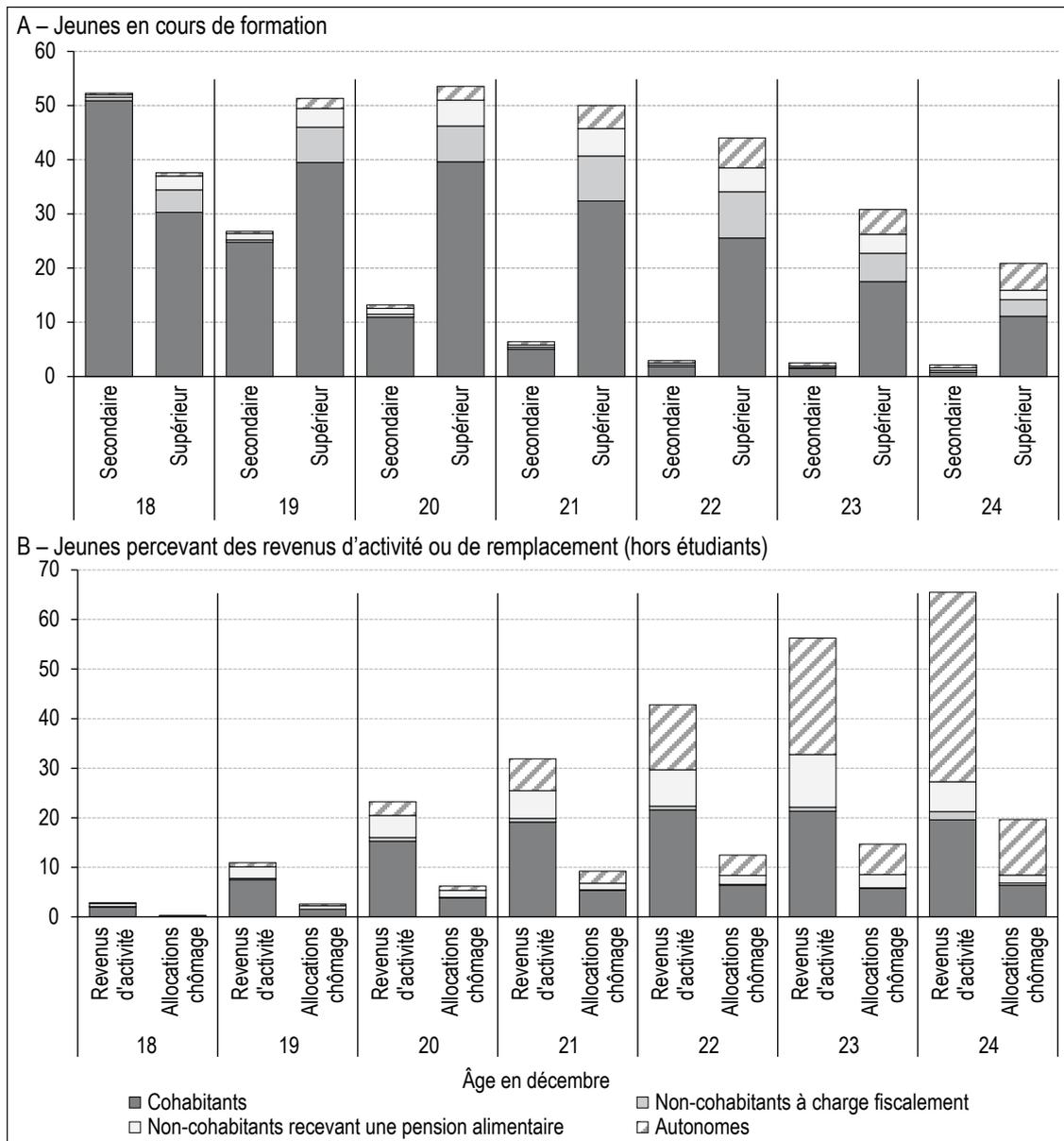
Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

avec l'âge (elle est de 73 % à 20 ans, de 46 % à 23 ans et de 35 % à 24 ans) alors que la proportion de non-cohabitants à charge fiscalement ou recevant une pension suit une forme de « U inversé ». Ce résultat illustre le fait que l'autonomie résidentielle n'est pas immédiatement suivie par l'autonomie fiscale (absence de rattachement fiscal) ou financière (versement de pension alimentaire). La part d'autonomes augmente continûment, de 4 % à 19 ans à 50 % à 24 ans.

Concernant les statuts d'activité, 56 % des jeunes de 18 à 24 ans déclarent être en cours d'études

(41 % en études supérieures) et 42 % ont des revenus d'activité ou de remplacement sans être en cours d'études, les autres jeunes n'étant ni en cours d'études, ni intégrés sur le marché du travail. La part des jeunes en études secondaires diminue fortement à 19 ans et en-dessous de 10 % après 20 ans (figure II-A). La part des jeunes en études supérieures avoisine 50 % entre 19 ans et 21 ans puis diminue progressivement pour atteindre à peine plus de 20 % à 24 ans, déclin lié à l'entrée progressive des jeunes sur le marché du travail. Ainsi, à 24 ans, 23 % des jeunes sont encore en cours d'études contre 90 % à l'âge de 18 ans.

Figure II – Activité des jeunes selon leur autonomie et leur âge (en % des effectifs de la classe d'âge)



Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

La quasi-totalité des jeunes en cours d'études secondaires vivent leurs parents alors que, dès 18 ans, la part des étudiants du supérieur qui ne vivent pas avec leurs parents atteint 20 %. La part des étudiants du supérieur non-cohabitants ou autonomes augmente avec l'âge, le rattachement fiscal étant la situation la plus fréquente. La poursuite des études est en effet souvent associée au départ du domicile parental (Castell *et al.*, 2016) sans pour autant induire une rupture du lien fiscal et financier entre parents et jeunes non-cohabitants. Avant 20 ans, la part des non-cohabitants avec pension est plus importante que celle des autonomes mais le rapport s'inverse à partir de 21 ans.

Le degré d'autonomie des jeunes selon leur âge est fortement corrélé avec la perception de revenus d'activité ou de remplacement (figure II-B). Environ 1.8 million de jeunes âgés de 18 à 24 ans non-étudiants ont perçu ce type de revenu au cours de l'année, ce qui représente environ 15 % des jeunes et cette proportion passe de 3 % à 18 ans à 85 % à 24 ans. Parmi les jeunes qui perçoivent des revenus d'activité (hors étudiants), la part des jeunes autonomes augmente avec l'âge mais, jusqu'à 22 ans, plus de la moitié vivent chez leurs parents : à 20 ans, 66 % vivent chez leurs parents et 12 % seulement sont autonomes ; à 24 ans, 30 % sont cohabitants et 58 % autonomes.

Jusqu'à 21 ans, les jeunes qui perçoivent des allocations chômage vivent moins souvent chez leurs parents que ceux qui travaillent mais cela s'inverse ensuite, reflétant sans doute une cohabitation contrainte de jeunes pourtant insérés sur le marché du travail.

### 2.3. Des taux de pauvreté très différenciés selon le degré d'autonomie

Pour compléter ce panorama descriptif de la situation des jeunes en fonction de leur indépendance vis-à-vis du foyer parental, le tableau 2 présente quelques résultats sur les taux de pauvreté et le niveau de vie. Ces indicateurs sont la plupart du temps calculés au niveau du ménage, c'est-à-dire en tenant compte de l'ensemble des revenus de l'unité de logement. Compte tenu de la spécificité de la population étudiée, une analyse en termes de « ménage élargi » est également proposée. En effet, dans l'approche usuelle du taux de pauvreté, un jeune non-cohabitant dont les parents ont des ressources élevées est comptabilisé parmi les individus pauvres, même s'il est toujours rattaché au foyer de ses parents ou s'il bénéficie de transferts privés. Afin de tenir compte de liens qui peuvent persister entre parents et enfants y compris après leur décohabitation, l'analyse repose sur une vision élargie du

Tableau 2 – Niveau de vie et taux de pauvreté des jeunes de 18 à 24 ans selon leur degré d'autonomie vis-à-vis de leurs parents

	Niveau de vie médian (en euros par mois)		Taux de pauvreté (en %)		Taux de grande pauvreté (en %)	
	Ménage	Ménage élargi	Ménage	Ménage élargi	Ménage	Ménage élargi
Ensemble de la population	1 732	1 717	13.7	13.2	1.1	0.7
Ensemble des jeunes âgés de 18 à 24 ans	1 535	1 565	23.8	18.7	7.4	3.4
Cohabitants	1 741	1 680	12.4	13.4	0.4	0.4
Non-cohabitants à charge fiscalement	500	1 409	80.4	29.0	51.5	7.3
Non-cohabitants recevant une pension alimentaire	1 425	1 657	29.2	10.9	6.7	1.4
Autonomes	1 276	1 243	35.2	36.5	12.6	13.3
En cours de formation	1 540	1 628	26.2	17.5	10.8	4.7
Cohabitants	1 765	1 724	11.1	11.3	0.4	0.4
Non-cohabitants à charge fiscalement	447	1 396	85.8	29.6	55.5	8.3
Non-cohabitants recevant une pension alimentaire	1 077	1 648	47.9	13.8	13.3	2.5
Autonomes	654	600	65.3	67.4	44.8	46.0

Note : le taux de pauvreté d'une catégorie désigne le pourcentage d'individus de la catégorie vivant dans un ménage (ou dans un ménage élargi) dont le niveau de vie est inférieur à 60 % du niveau de vie médian. Le taux de grande pauvreté compare le niveau de vie des individus au seuil de 40 % du niveau de vie médian.

Lecture : le taux de pauvreté de l'ensemble de la population (approche « ménage ») est de 13.7 % contre 23.8 % chez les jeunes de 18 à 24 ans.

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

ménage (cf. encadré 1). D'autre part, les taux de pauvreté des 18-24 ans calculés à partir de la seule ERFS peuvent souffrir de certains biais et être surestimés. Dans la mesure où elle repose sur des données fiscales, l'ERFS tend en effet à sous-estimer certains revenus, comme les revenus salariaux des étudiants (seule la part dépassant trois fois le montant du Smic mensuel doit être déclarée), et ne donne aucune information sur les revenus qui ne sont pas déclarés, comme certaines aides reçues des parents. Notre méthode d'imputation basée sur l'ENRJ corrige ces biais, permettant une meilleure appréciation des indicateurs de pauvreté : en particulier, les taux de pauvreté ainsi calculés sont inférieurs à ceux estimés sur la seule base de l'ERFS<sup>15</sup>.

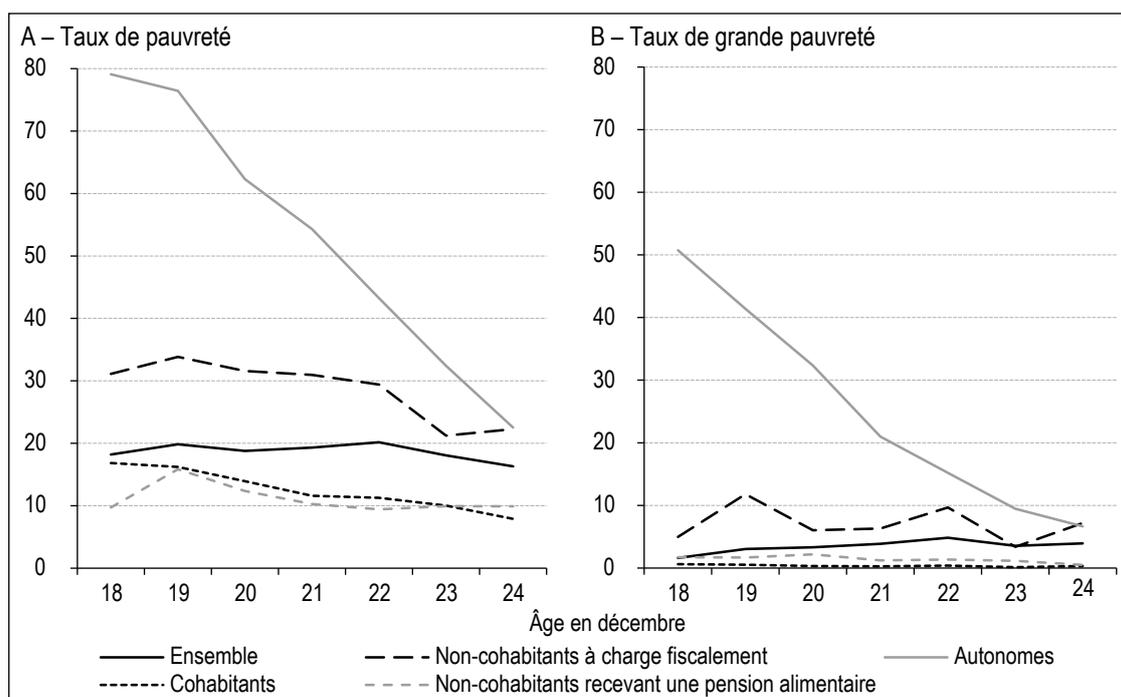
Le taux de pauvreté des jeunes (23.8 %) est plus élevé que celui de l'ensemble de la population (13.7 %), avec des variations importantes selon que l'on s'intéresse aux jeunes cohabitants (12.4 %) ou aux non-cohabitants à charge (80.4 %). Le recours à la notion de ménage élargi permet de nuancer ce constat. Calculé sur les ménages élargis, le taux de pauvreté des 18-24 ans (18.7 %) diminue de plus de cinq points et celui des non-cohabitants à charge (29.0 %) de près de 52 points. Les jeunes autonomes affichent le taux de pauvreté le plus élevé (36.5 %), et parmi eux, ceux qui poursuivent des études un taux de

67.4 %. Notons toutefois que la hiérarchie entre les catégories n'est que légèrement modifiée si l'on se restreint au sous-ensemble des jeunes en cours de formation (secondaire ou supérieur). Le taux de pauvreté des non-cohabitants recevant une pension est de 10.9 % dans l'ensemble et de 13.8 % parmi ceux qui suivent une formation. Celui des jeunes vivant toujours chez leurs parents de 13.4 % dans l'ensemble et de 11.3 % parmi ceux qui suivent une formation.

Pris dans leur ensemble et malgré la diversité de leurs trajectoires vers l'autonomie, les jeunes font face à des risques de pauvreté qui varient en apparence peu avec l'âge (figure III). Alors que le taux de pauvreté (au seuil de 60 % du niveau de vie médian) fluctue entre 18 % et 20 % de 18 à 23 ans, il s'établit à 16 % à 24 ans. Cette relative stabilité s'observe aussi pour le taux de grande pauvreté (au seuil de 40 % du niveau de vie médian) qui passe de 2 % à 18 ans à 4 % à 24 ans. Elle masque cependant une hétérogénéité forte selon le degré d'autonomie : par exemple, le taux de pauvreté des jeunes autonomes passe de 79 % à 18 ans à 23 % à 24 ans.

15. Les indicateurs de pauvreté sans imputation sont présentés dans le complément en ligne C1 : à titre illustratif, le taux de pauvreté pour l'ensemble des 18-24 ans y est estimé à 27.1 % contre 23.8 % après imputation.

Figure III – Taux de pauvreté des jeunes selon leur degré d'autonomie et leur âge (%)



Lecture : le taux de pauvreté des jeunes à 18 ans est de 18 % contre 16 % à 24 ans.

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

### 3. Évaluation des dispositifs de soutien aux ménages des jeunes

#### 3.1. Décomposer les aides directes et indirectes à destination des jeunes : éléments de méthodologie

Le soutien financier aux jeunes âgés de 18 à 24 ans transite d'une part par les aides directes qu'ils perçoivent en leur nom propre et d'autre part par l'aide reçue de leurs parents, en raison de la familialisation des dispositifs sociaux et fiscaux.

Le premier type d'aides peut être identifié de façon assez simple en isolant les différents transferts à destination du jeune. Dans notre analyse, nous tenons compte des bourses d'études sur critères sociaux et des prestations familiales, aides au logement, minima sociaux et primes d'activité dont le jeune ou son conjoint sont allocataires<sup>16</sup>. Notons que le statut des bourses est ambigu car, bien qu'il s'agisse d'aides versées aux jeunes et non à leurs parents, l'éligibilité et leur montant dépendent du revenu de ces derniers, ce qui conduit Chevalier (2015 ; 2016) à les considérer comme un indicateur de la familialisation de la citoyenneté sociale des jeunes. Nous avons néanmoins choisi de les comptabiliser parmi les aides directes reçues par le jeune.

Mesurer les aides indirectes (issues de la familialisation des dispositifs, encadré 2) dont les jeunes bénéficient est moins aisé. Cela nécessite de recalculer, sur barème, chaque transfert du ménage des parents en considérant que les enfants majeurs ne sont plus à charge afin d'isoler le montant d'aide correspondant.

Pour l'impôt sur le revenu, on supprime en outre les abattements pour enfants majeurs ou chargés de famille et les réductions et crédits liés à la scolarisation des jeunes de 18 à 24 ans. L'effet du jeune sur chacun des transferts des parents est alors estimé par différence en tenant compte des « effets de bord », c'est-à-dire de l'impact de la modification d'une prestation sur le montant des autres transferts (par exemple, la répercussion de la variation du montant des allocations familiales sur celui du RSA)<sup>17</sup>. Cette méthode ne consiste pas à individualiser les ressources des jeunes mais à évaluer le montant des aides dont bénéficient les parents en lien avec la charge d'un ou plusieurs jeunes et à estimer sur cette base un montant moyen d'aide indirecte pour chaque enfant âgé de 18 à 24 ans.

La possibilité pour les parents de déduire de leur revenu imposable et de leurs bases ressources des prestations Caf les pensions alimentaires versées à des enfants majeurs est également prise en compte. En effet, les baisses d'impôt et augmentations de prestations sociales associées constituent une aide indirecte pour les jeunes autonomes qui en bénéficient au sein des ménages élargis.

16. Ici, les « prestations sociales » renvoient uniquement aux prestations Caf et n'incluent pas les allocations chômage en raison de leur logique assurantielle.  
17. À titre illustratif, un couple sans ressource ayant deux enfants de 10 et 19 ans perçoit 129,35 euros d'allocations familiales et 796 euros de RSA. La perte des allocations familiales (liée à l'« exclusion » du jeune de 19 ans) se traduirait toutes choses égales par ailleurs par une hausse équivalente du RSA (soit un total de 926 euros), les allocations familiales étant intégrées dans la base ressources de cette prestation sociale. Cependant, l'exclusion du jeune a également un impact sur le RSA (diminution de la majoration pour enfants à charge) : dans ce cas précis, le montant du RSA après recalcul ne tenant pas compte de l'ainé s'élèverait ainsi à 772 euros (législation 2015).

#### ENCADRÉ 2 – Les dispositifs familialisés pris en compte dans l'analyse

**Suppléments de prestations familiales** : allocations familiales (AF), prestation d'accueil du jeune enfant (PAJE), complément familial (CF), allocation de rentrée scolaire (ARS), allocation de soutien familial (ASF), allocation d'éducation de l'enfant handicapé (AEEH) dont les barèmes dépendent du nombre d'enfants à charge et d'une base ressource dont les parents peuvent déduire les pensions versées à des enfants majeurs.

**Composantes familiales des aides au logement** : la modulation du barème, les abattements sur les revenus des enfants à charge, la déduction des pensions alimentaires versées à des enfants majeurs.

**Composantes familiales des minima sociaux et de la prime d'activité** : la modulation du barème de l'allocation aux adultes handicapés (AAH), du revenu de solidarité active (RSA) et de la prime d'activité selon le nombre

d'enfants à charge et, pour l'AAH, la déduction des pensions alimentaires versées à des enfants majeurs.

#### Avantages fiscaux accordés aux familles :

- **composantes familiales de l'impôt sur le revenu (IR)** : les demi-parts fiscales liées aux enfants majeurs, l'abattement pour enfant majeur marié ou chargé de famille, la déduction des pensions alimentaires versées à des enfants majeurs et les réductions d'impôts pour enfant majeur en cours d'étude.

- **composantes familiales de la taxe d'habitation (TH)** : les informations dont nous disposons permettent de repérer les abattements pour personnes à charge, sans pour autant savoir s'il s'agit d'enfants, notre évaluation est obtenue par proratisation du montant des abattements par la part des jeunes à charge dans le nombre de personnes à charge.

Près de deux millions de ménages élargis bénéficient d'une aide directe et 2.9 millions d'un soutien financier indirect (tableau 3). Cette importance des transferts familialisés se traduit également dans les masses financières versées : sur un total de 14.4 milliards d'euros d'aides à destination des jeunes, 52 % relève de transferts indirects (soit 7.4 milliards d'euros) répartis également entre prestations sociales et réductions d'impôt.

### 3.2. Un soutien financier décroissant avec l'âge et en forme de « U » le long de l'échelle des niveaux de vie

Le degré d'autonomie des jeunes étant lié à leur âge, il en va de même de la nature des aides financières dont ils bénéficient. De manière générale, la proportion de jeunes bénéficiant d'au moins un dispositif diminue avec l'âge : elle est de quasiment à 100 % à 18 ans et décroît à 57 % à 24 ans (figure IV-A). Cette tendance est principalement due à la baisse des aides indirectes liées à l'impôt (87 % de jeunes bénéficiaires à 18 ans<sup>18</sup> contre 15 % à 24 ans) et des prestations sociales (72 % de bénéficiaires à 18 ans contre 4 % à 24 ans avec une diminution aux alentours de la vingtaine imputable à la fin de l'éligibilité aux allocations familiales). À l'inverse, s'agissant des aides perçues en propre, la part de jeunes bénéficiant d'une prestation sociale s'accroît de 35 points de pourcentage entre 18 et 24 ans (de 9 % à

45 %). Les montants moyens des suppléments de prestations sociales octroyés aux parents qui en bénéficient<sup>19</sup> augmentent à partir de 22 ans alors qu'ils sont décroissants de 18 à 21 ans (figure IV-B). Cette rupture dans les montants moyens s'explique principalement par un effet de composition des aides. À partir de 22 ans, les seuls jeunes bénéficiant d'aides indirectes sont ceux qui sont à charge de parents touchant le RSA ou la prime d'activité, et le montant moyen d'aide indirecte pour ces prestations est plus élevé que pour les autres transferts sociaux.

Le montant moyen de prestations sociales versées aux jeunes en propre n'évolue pas linéairement avec l'âge. Le montant moyen d'aide aux jeunes tous dispositifs confondus, ainsi que sa décomposition (figure IV-C), indique une diminution

18. Les proportions de jeunes âgés de 18 ans bénéficiant d'aides indirectes liées à l'impôt ou aux prestations sociales peuvent paraître élevées. En ce qui concerne l'impôt sur le revenu et la taxe d'habitation, 92 % des jeunes de 18 ans sont rattachés fiscalement au foyer de leurs parents – ce qui réduit voire annule le montant de leur impôt sur le revenu – et 90 % vivent avec leurs parents, ce qui donne lieu à des abattements de taxe d'habitation (en législation 2015) pouvant éventuellement conduire à l'annulation de son montant. En ce qui concerne les prestations sociales des parents, seulement 24 % des jeunes de 18 ans n'ont pas de frère et sœur à charge des parents. La part de ces jeunes ne bénéficiant pas de prestations familiales est donc faible. En outre, une partie d'entre eux peut ouvrir droit à des suppléments d'aides au logement, de RSA ou de prime d'activité pour leurs parents.

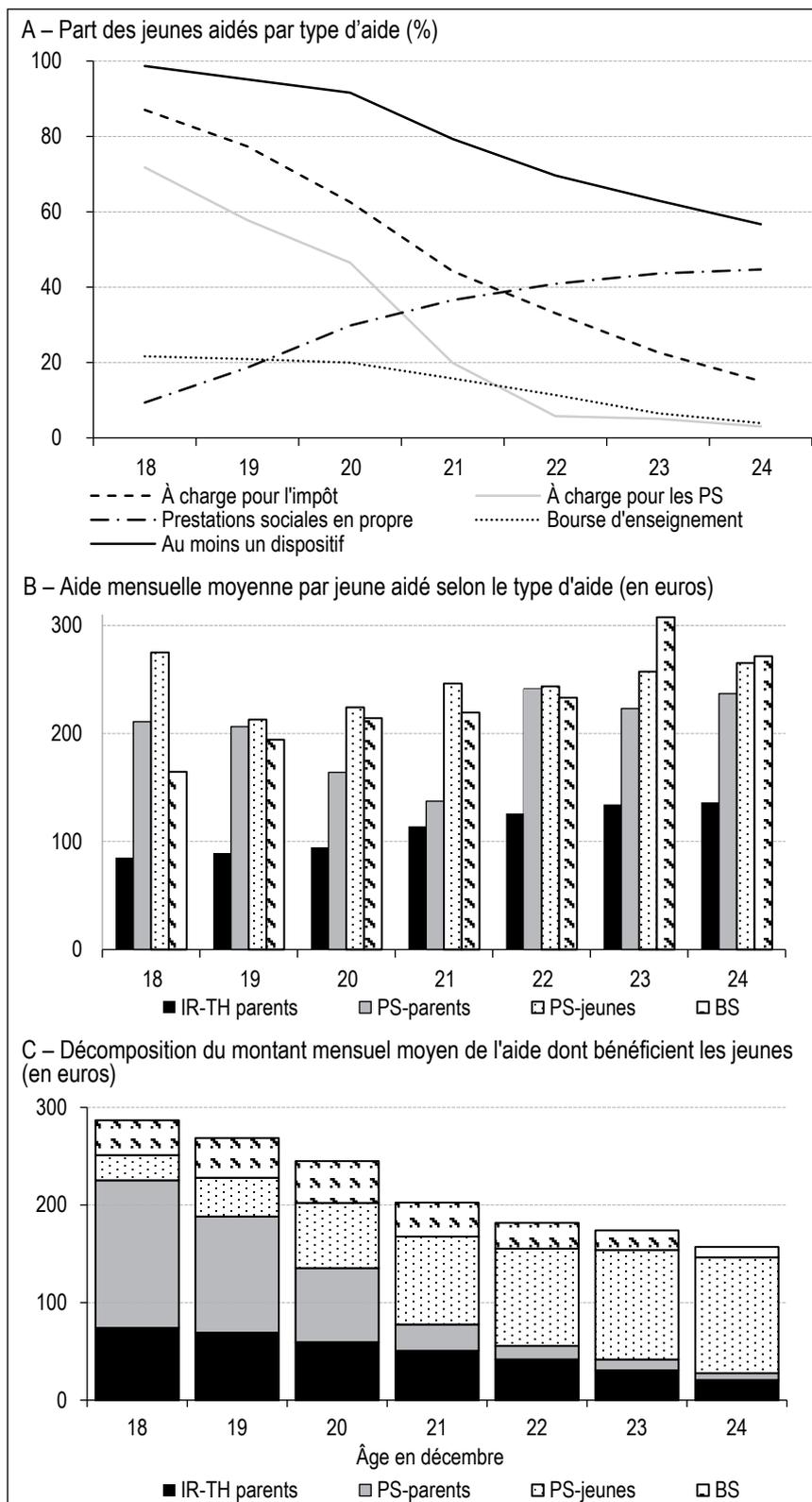
19. Ces montants concernent uniquement les bénéficiaires des dispositifs correspondants : la somme des montants moyens de chacune des aides est différente du montant moyen d'aide tous dispositifs confondus présenté sur la figure IV-C (les composantes de la figure IV-C ne peuvent donc être empilées).

Tableau 3 – Nombre de ménages élargis dans lesquels les jeunes bénéficient d'aides directes ou indirectes

	Aides directes			Aides indirectes			Masse financière totale en Mds €
	Effectif en milliers	en % des ménages avec jeunes	Masse financière en Mds €	Effectif en milliers	en % des ménages avec jeunes	Masse financière en Mds €	
Ensemble des prestations sociales	1 489	35	5.1	1 296	31	3.7	8.8
Prestations familiales	233	6	0.8	1 107	26	3.0	3.8
Aides au logement	1 068	25	2.2	453	11	0.4	2.6
Minima sociaux	612	15	2.0	248	6	0.3	2.3
Bourses du secondaire et du supérieur	665	16	1.9				1.9
Baisses d'impôt				2 602	62	3.7	3.7
IR				2 135	51	3.2	3.2
dont déductions de pensions				611	15	0.6	0.6
dont avantages pour charge d'enfant				1 617	38	2.7	2.7
TH				1 950	46	0.5	0.5
Ensemble des dispositifs jeunes	1 974	47	7.0	2 904	69	7.4	14.4

Lecture : on dénombre 1.974 million de ménages bénéficiant d'une aide perçue en propre par un jeune âgé de 18 à 24 ans. Ces aides directes concernent 47 % des ménages comprenant au moins un jeune.  
Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

Figure IV – Caractéristiques du soutien financier aux jeunes selon leur âge



Note : « IR-TH parents » et « PS parents » correspondent aux baisses d'impôt sur le revenu et de taxe d'habitation des parents et aux suppléments de prestations sociales perçus par les parents en raison de la présence d'un jeune, « PS jeunes » aux prestations sociales dont bénéficient les jeunes en tant qu'allocataires et « BS » aux bourses du supérieur.

Lecture : environ 87 % des jeunes âgés de 18 ans ouvrent droit à des baisses d'impôt pour leur parents (figure IV-A) et le supplément moyen de revenu disponible associé à ces baisses d'impôt est de 85 euros par mois par enfant d'une famille bénéficiaire de ces baisses (figure IV-B). En moyenne, un jeune de 18 ans bénéficie indirectement d'un supplément de revenu disponible de 74 euros par mois au titre des baisses d'impôts de ses parents (figure IV-C).

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

de l'aide moyenne dont bénéficient les jeunes avec l'âge (de 287 euros à 18 ans à 157 euros à 24 ans). En termes de composition, les prestations versées en propre représentent logiquement une proportion plus importante à mesure que le jeune gagne en autonomie. Ainsi, à 24 ans, 82 % de l'aide dont bénéficient les jeunes est constituée d'aides en propre, alors que cette part n'est que de 21 % à 18 ans.

Une analyse similaire le long de l'échelle des niveaux de vie des jeunes montre que les parts de bénéficiaires et les montants moyens d'aides ont un profil en « U ». La part de jeunes aidés est maximale dans le premier décile (93 %), elle tend à décroître jusqu'au septième décile (64 %) et à augmenter à nouveau pour atteindre 81 % dans le dernier décile (figure V-A). Cet accroissement de la proportion de jeunes aidés dans les niveaux de vie supérieurs est tiré par la part de jeunes à charge pour l'impôt qui passe de 43 % dans le premier décile<sup>20</sup> à près de 77 % dans le dixième décile. La part des 18-24 ans bénéficiant indirectement de suppléments de prestations sociales accordés à leurs parents pour jeune à charge augmente de 18 points entre le premier et le deuxième décile, puis diminue avec le niveau de vie jusqu'au neuvième décile, et repart à la hausse à partir de ce seuil. Dans le bas de la distribution, cela provient du fait que plus de la moitié des jeunes du premier décile ne vivent pas avec leurs parents et ne leur sont pas rattachés fiscalement, ce qui rend impossible leur prise en compte pour le calcul des prestations sociales. Pour les niveaux de vie élevés, cela tient à un effet de structure (96 % des jeunes du dernier décile sont cohabitants contre 88 % de ceux du neuvième décile), mais il faut noter que le montant moyen de supplément de prestations sociales des parents pour les jeunes aidés diminue fortement, passant de 105 euros dans le neuvième décile à 44 euros dans le dernier. Compte tenu de leur ciblage sur les ménages à bas revenus, la proportion de jeunes bénéficiant de prestations sociales versées en propre diminue avec le revenu. De même, la part des jeunes bénéficiaires de bourses d'enseignement décroît rapidement à partir du quatrième décile. Ce profil en « U », qui montre les limites du système du point de vue de la redistributivité verticale, est également observé pour le montant moyen d'aide mensuelle, tous dispositifs confondus (figure V-C). En effet, celui-ci est de 279 euros dans le premier décile, 144 euros au niveau du septième décile et augmente pour atteindre près de 192 euros dans le dernier décile. Comme suggéré précédemment, ce profil croissant est essentiellement imputable à

la dimension familialisée de l'impôt : les aides indirectes liées à l'impôt représentent 76 % de l'aide mensuelle moyenne perçue par les jeunes du dernier décile (soit 146 euros).

Cette décomposition débouche logiquement sur un résultat proche de celui de Favrat *et al.* (2015) montrant que le soutien financier aux familles est plus important dans les déciles inférieurs et supérieurs que dans les déciles intermédiaires. Pour autant, deux remarques importantes doivent être formulées sur ce point. Premièrement, alors que Favrat & Domingo (2015) montrent que les réformes récentes du système socio-fiscal ont eu tendance à limiter voire annuler la croissance des aides aux familles pour les ménages des déciles supérieurs, ce constat n'est plus vérifié dès lors que l'on se concentre sur les 18-24 ans. Deuxièmement, l'augmentation des aides indirectes avec le niveau de vie souligne l'ambiguïté du système français dont les objectifs sont partagés entre aides à la famille et soutien aux jeunes. En conséquence, l'aide indirecte aux jeunes a plutôt tendance à favoriser les jeunes appartenant à des ménages des déciles supérieurs par rapport à ceux des déciles intermédiaires.

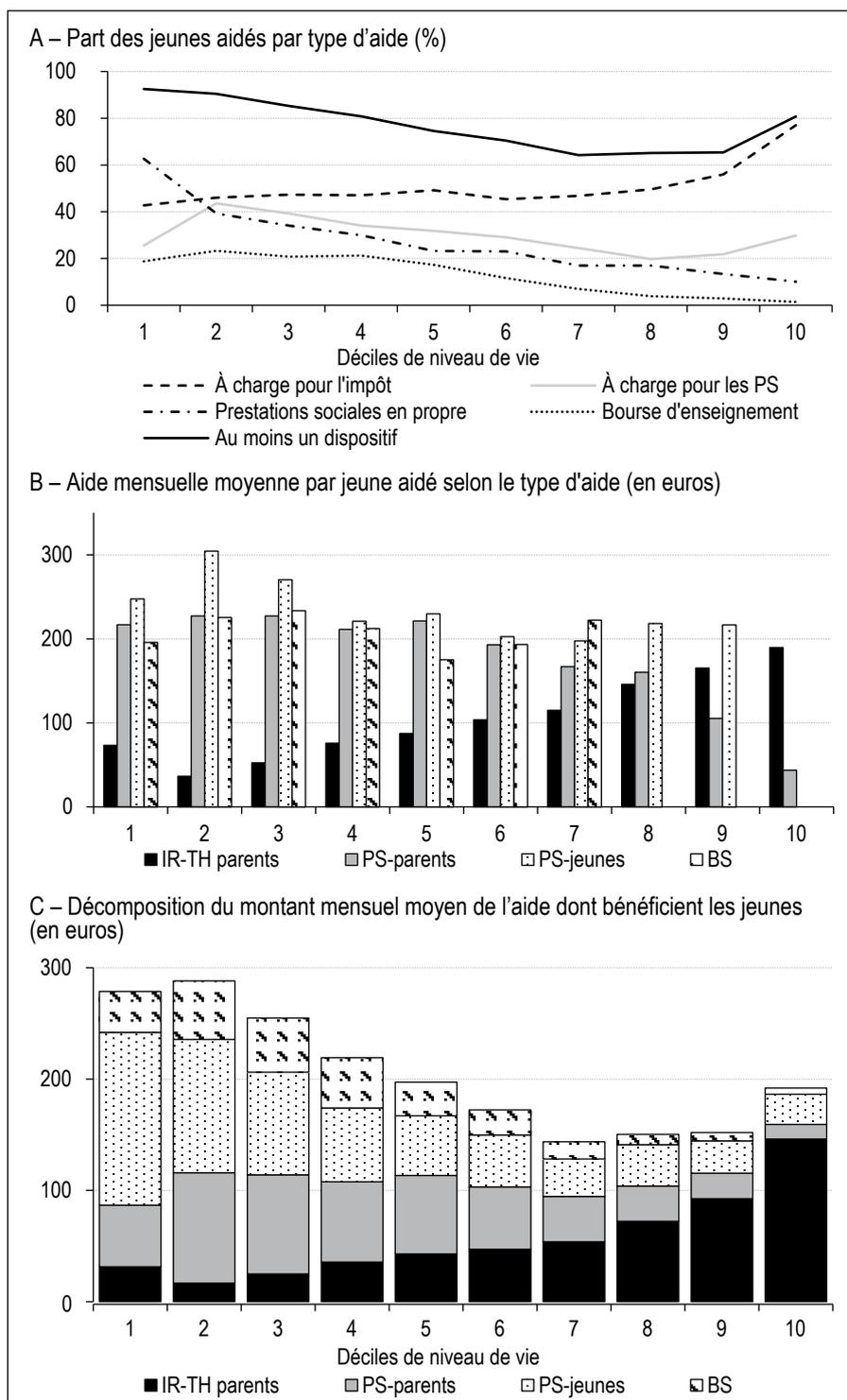
#### **4. Effets redistributifs d'un redéploiement des aides indirectes familialisées vers une allocation d'autonomie**

Les aides indirectes dont bénéficient les jeunes *via* leurs parents représentent plus de la moitié des dispositifs qui leurs sont destinés. Pour évaluer leur impact sur les inégalités entre jeunes et leur risque de pauvreté, nous testons deux scénarios de « défamilialisation » de ces aides à budget constant.

Après avoir précisé le paramétrage de ces scénarios, nous présentons l'impact de ces allocations défamilialisées sur le niveau de vie des jeunes et leur risque de pauvreté monétaire en distinguant selon les caractéristiques du jeune (degré d'autonomie, âge, niveau de vie) et en repérant les jeunes perdant ou gagnant à une défamilialisation des aides indirectes.

20. Cette part peut paraître élevée mais 26 % des jeunes appartenant à des ménages élargis du premier décile vivent avec leurs parents et 29 % sont non-cohabitants rattachés fiscalement. Parmi les premiers, plus de la moitié ouvrent droit à des baisses (voire à l'annulation) de l'impôt sur le revenu ou de la taxe d'habitation.

Figure V – Caractéristiques du soutien financier aux jeunes selon leur niveau de vie



Note : certains chiffres ne sont pas fournis car les effectifs sont trop faibles (bourse d'enseignement supérieur et prestations sociales en propre dans les déciles supérieurs). « IR-TH parents » et « PS parents » correspondent aux baisses d'impôt sur le revenu et taxe d'habitation des parents et aux suppléments de prestations sociales perçus par les parents en raison de la présence d'un jeune, « PS jeunes » aux prestations sociales dont bénéficient les jeunes en tant qu'allocataires et « BS » aux bourses du supérieur.

Lecture : 26 % des jeunes dont le niveau de vie calculé au niveau du ménage élargi appartient au premier décile des niveaux de vie ouvrent droit à suppléments de prestations sociales pour les parents (figure V-A). Le supplément moyen de revenu disponible associé est de 217 euros par mois par enfant de familles bénéficiaires de ces suppléments de prestations sociales (figure V-B). En moyenne, les jeunes du premier décile (bénéficiaires ou non) bénéficient d'un supplément de revenu disponible de 55 euros par mois au titre des suppléments de prestations sociales dont bénéficient leurs parents (figure V-C).

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

#### 4.1. Allocation universelle forfaitaire versus allocation dégressive

Les aides indirectes, qui visent à tenir compte de la présence de jeunes à charge dans un ménage, représentent une masse financière de 7.4 milliards d'euros par an (essentiellement les prestations familiales au titre des jeunes de 18 à 21 ans et les réductions d'impôt liées au rattachement des 18-21 ans, voir tableau 3). L'allocation d'autonomie financée à partir de cette enveloppe est versée en sus de tous les dispositifs directs dont bénéficient les jeunes dans la mesure où ces derniers (prestations familiales et de logement, minima sociaux et prime d'activité, bourses d'études) répondent à des besoins spécifiques. Elle est indépendante des ressources des parents et elle n'est ni imposable, ni prise en compte pour le calcul des droits du jeune ou de ses parents.

- Le premier scénario, dit « *allocation universelle* », consiste à verser une allocation forfaitaire unique, de manière inconditionnelle et sans prendre en compte les ressources du jeune. Son montant, qui est identique pour tous les jeunes, s'élève à 117 euros par mois, ce qui répartit également les 7.4 milliards d'aides indirectes entre les 5.3 millions de jeunes âgés de 18 à 24 ans.

- Le second scénario, dit « *allocation dégressive* », introduit une condition sur les ressources du jeune et s'apparente à une allocation différentielle de type RSA. Toutefois, contrairement au cas du RSA, la base ressource se limiterait ici aux salaires et revenus d'indépendant perçus par le jeune. L'allocation est en effet conçue pour remplacer les dispositifs indirects sans interférence avec les aides dont le jeune bénéficie directement, que ce soit pour le logement, la charge d'enfants ou le coût des études. En particulier, un jeune en emploi percevant un montant d'allocation d'autonomie réduit bénéficie toujours de la prime d'activité, ce qui assure que son revenu augmente toujours lorsque son revenu d'activité s'accroît. On suppose ici que le droit est calculé sur la base d'une déclaration trimestrielle de revenus d'activité<sup>21</sup>. Les simulations tenant compte de l'imputation des revenus d'activité sur l'allocation permettent de déterminer par tâtonnement son montant maximal (pour un revenu d'activité nul). Celui-ci s'élève à 226 euros par mois. Si les revenus d'activité mensuels du jeune dépassent 226 euros, il ne perçoit pas l'allocation.

#### 4.2. Effets redistributifs de la défamialisation des aides indirectes

Nous nous concentrons sur les écarts de niveau de vie pour commenter nos variantes et nos

résultats valent donc à l'échelle du ménage élargi et de l'ensemble de ses membres. Cela permet d'agréger des dispositifs reposant sur des unités de distribution différentes (famille, logement, couple, etc.). Ainsi, lorsque nous identifions qu'un jeune est « gagnant » ou « perdant », c'est plus généralement l'ensemble des membres de son ménage élargi qui connaît des gains ou des pertes. Cette approche permet notamment de rendre compte des gains ou pertes pour les parents et frères et sœurs mineurs en raison de la défamialisation des aides aux jeunes.

Remplacer les aides indirectes par une allocation universelle à coût constant augmenterait légèrement (16 euros par mois par UC) le niveau de vie médian du ménage élargi des jeunes âgés de 18 à 24 ans (tableau 4). Ce sont surtout les jeunes autonomes qui verraient leur niveau de vie augmenter, de plus de 100 euros par mois et par UC. En effet, n'étant pas rattachés au ménage élargi de leurs parents en raison de leur autonomie résidentielle et financière, ils ne bénéficient d'aucun transfert indirect. À l'opposé, le niveau de vie médian des non-cohabitants à charge fiscalement augmenterait faiblement (de 12 euros par mois) tandis que celui des cohabitants à charge diminuerait (10 euros par mois).

Les parents hébergeant un jeune majeur verraient donc leur niveau de vie médian décroître légèrement, ce qui affecterait la situation des enfants mineurs de la famille. Mais ces jeunes à charge étant actuellement ceux qui bénéficient des niveaux de vie médians les plus élevés, il résulterait du redéploiement des aides indirectes une baisse de la dispersion des niveaux de vie médians selon le degré d'autonomie.

Le taux de pauvreté des jeunes (part des jeunes dont le niveau de vie est inférieur à 60 % de la médiane calculée au niveau du ménage élargi) serait également plus faible que dans la situation actuelle (-0.5 point), avec cependant une augmentation de 1.7 point du taux de pauvreté des jeunes cohabitants (et donc de leurs familles) et à l'inverse une baisse marquée pour les autonomes (tableau 5). Les jeunes autonomes sortiraient davantage de la pauvreté que les non-cohabitants déclarant une pension, ces derniers étant en proportion moins pauvres dans le système actuel. Là encore, on observerait une réduction de l'hétérogénéité des risques de

21. En pratique, dans le modèle de microsimulation, son montant est calculé par différence avec les mêmes revenus d'activité trimestriels que la prime d'activité.

Tableau 4 – Impact de la défamilialisation des aides indirectes sur le niveau de vie médian des jeunes au niveau des ménages élargis (en euros par mois et par unité de consommation)

	Législation 2015			Allocation universelle		Allocation dégressive	
Ensemble des jeunes de 18 à 24 ans	1 565	1 581	(+16)	1 567	(+2)		
Cohabitants	1 680	1 670	(-10)	1 672	(-8)		
Non-cohabitants à charge fiscalement	1 409	1 421	(+12)	1 429	(+20)		
Non-cohabitants recevant une pension alimentaire	1 657	1 689	(+32)	1 667	(+10)		
Autonomes	1 243	1 343	(+100)	1 289	(+46)		

Note : l'allocation universelle est de 117 euros par mois et l'allocation dégressive a un montant maximum de 226 euros par mois dont sont déduits les revenus d'activité du jeune adulte.

Lecture : le niveau de vie médian des jeunes âgés de 18 à 24 ans à charge de leurs parents et vivant avec eux est estimé à 1 680 euros par mois et par unité de consommation en 2015. Leur niveau de vie médian diminuerait de 10 euros si les aides indirectes étaient remplacées par une allocation universelle de 117 euros par mois versée à tous les jeunes. La baisse serait de 8 euros par mois dans le cas d'une allocation dégressive dont le montant maximum serait de 226 euros et dont on déduirait les revenus d'activité.

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

pauvreté selon le degré d'autonomie. Le taux de grande pauvreté (risque de vivre sous un seuil de 40 % du niveau de vie médian) baisserait de près de 0.2 point et serait également moins dispersé entre les jeunes. Il augmenterait toutefois légèrement, de 0.3 point, pour les jeunes vivant chez leurs parents.

La redistribution opérée par une allocation dégressive bénéficierait aux non-cohabitants quel que soit leur degré d'autonomie (3.4 points pour les non-cohabitants à charge fiscalement, 1.6 point pour ceux recevant une pension, 6.1 points pour les autonomes) et pénaliserait moins les jeunes vivant chez leurs parents. Ainsi, à l'aune du niveau de vie médian et des taux de

pauvreté et de grande pauvreté, il semble que les aides familialisées dont les jeunes bénéficient indirectement accroissent les inégalités entre jeunes selon leur degré d'autonomie au détriment des autonomes. À l'inverse, en tenant compte des ressources des parents, ces dispositifs apportent un soutien non négligeable aux jeunes cohabitants issus des milieux modestes en aidant également leurs parents et leurs fratries, selon la logique de soutien aux familles vulnérables de la politique familiale<sup>22</sup>.

22. Le soutien aux familles vulnérables est en effet le second objectif de la politique familiale énoncé dans les Programmes de Qualité et d'Efficiace.

Tableau 5 – Impact de la défamilialisation des aides indirectes sur le taux de pauvreté et de grande pauvreté des jeunes au niveau des ménages élargis

(En %)

	Taux de pauvreté			Taux de grande pauvreté		
	Législation 2015	Allocation universelle	Allocation dégressive	Législation 2015	Allocation universelle	Allocation dégressive
Ensemble des jeunes	18.7	18.2	17.1	3.4	3.2	2.8
Cohabitants	13.4	15.1	13.4	0.4	0.7	0.3
Non-cohabitants à charge fiscalement	29.0	26.3	25.6	7.3	5.5	5.0
Non-cohabitants recevant une pension alimentaire	10.9	9.3	9.3	1.4	0.9	0.8
Autonomes	36.5	29.9	30.4	13.3	12.1	11.6

Note : l'allocation universelle est de 117 euros par mois et l'allocation dégressive a un montant maximum de 226 euros par mois dont sont déduits les revenus d'activité du jeune adulte.

Lecture : le taux de pauvreté des jeunes âgés de 18 à 24 ans (risque de vivre avec un niveau de vie inférieur à 60 % du niveau de vie médian de la population) calculé au niveau du ménage élargi est estimé à 18.7 % et leur taux de grande pauvreté (risque de vivre avec un niveau de vie inférieur à 40 % du niveau de vie médian de la population) à 3.4 %. Leur taux de pauvreté serait de 18.2 % si les aides indirectes étaient remplacées par une allocation universelle de 117 euros par mois versée à tous les jeunes et de 17.1 % dans le cas d'une allocation dégressive dont le montant maximum serait de 226 euros et dont on déduirait les revenus d'activité.

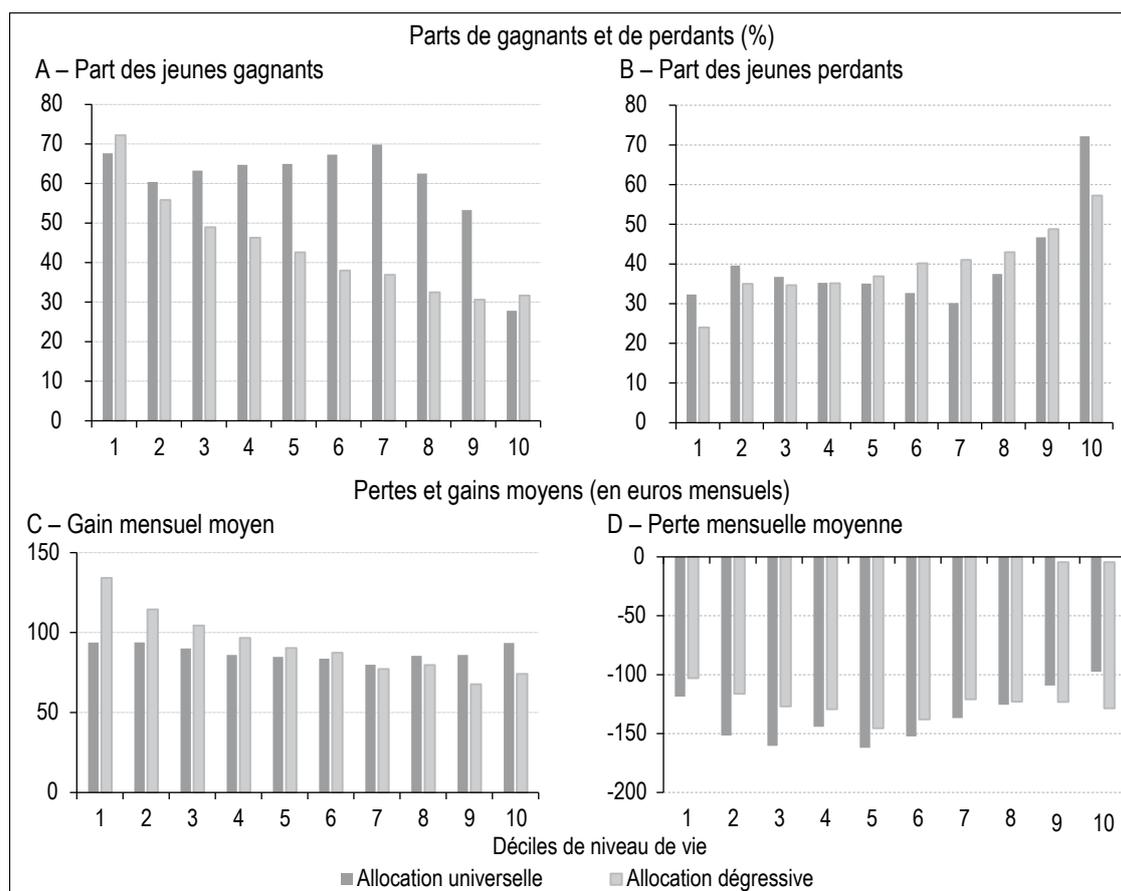
Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015 ; jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant dans un logement ordinaire.

La distribution des jeunes qui gagnent ou perdent à la défamilialisation selon leur niveau de vie, leur âge et leur degré d'autonomie conduit à relativiser ce diagnostic. Dans l'ensemble, le remplacement des aides indirectes par une allocation universelle de 117 euros par mois augmenterait le revenu disponible de 62 % des jeunes, d'un montant moyen de 88 euros par mois, mais 38 % y perdraient (134 euros par mois en moyenne). Avec une allocation dégressive, il y aurait 48 % de gagnants (105 euros en moyenne), 37 % de perdants (124 euros en moyenne), et 15 % de jeunes dont la situation serait inchangée (essentiellement des jeunes autonomes aux revenus d'activité trop élevés).

Les jeunes qui gagneraient à une défamilialisation seraient, dans la perspective d'une allocation dégressive, majoritaires jusqu'au cinquième décile (72 % de gagnants contre 24 % de perdants

dans le premier décile et 43 % de gagnants contre 37 % de perdants pour le cinquième décile, figure VI) avec des gains décroissants à mesure que le niveau de vie s'accroît (134 euros de gain moyen pour le premier décile, 104 euros pour le troisième et 90 euros pour le cinquième). S'agissant de l'allocation universelle, les gagnants resteraient très majoritaires jusqu'au neuvième décile des niveaux de vie. Cependant, quelle que soit l'allocation envisagée, la proportion de jeunes qui perdraient à une défamilialisation des aides est loin d'être négligeable, y compris dans le bas de la distribution. Dans les trois déciles inférieurs, la proportion de perdants est comprise entre 24 % et 40 % selon le scénario, pour des pertes mensuelles toujours supérieures à 100 euros (respectivement 120 euros et 150 euros par mois pour les deux premiers déciles dans le cas d'une allocation universelle). Des résultats complémentaires (voir complément en ligne C2)

Figure VI – Impact de la défamilialisation des aides indirectes par décile de niveau de vie selon le scénario retenu



Note : l'allocation universelle est de 117 euros par mois et l'allocation dégressive a un montant maximum de 226 euros par mois dont sont déduits les revenus d'activité du jeune adulte.

Lecture : si les aides indirectes dont bénéficient les jeunes âgés de 18 à 24 ans étaient remplacées par une allocation universelle de 117 euros par mois versée à tous les jeunes, 68 % des jeunes dont les niveaux de vie appartiennent au premier décile (c'est-à-dire faisant partie des 10 % des ménages les plus modestes) verraient leur revenu disponible augmenter, de 94 euros par mois en moyenne.

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015, barèmes 2015 + prime d'activité ; ménages élargis – la personne de référence du ménage vit dans un logement ordinaire et lui sont associés au sein du ménage élargi son conjoint éventuel et leurs enfants, qu'ils vivent dans le même logement ou soient rattachés à leur foyer fiscal.

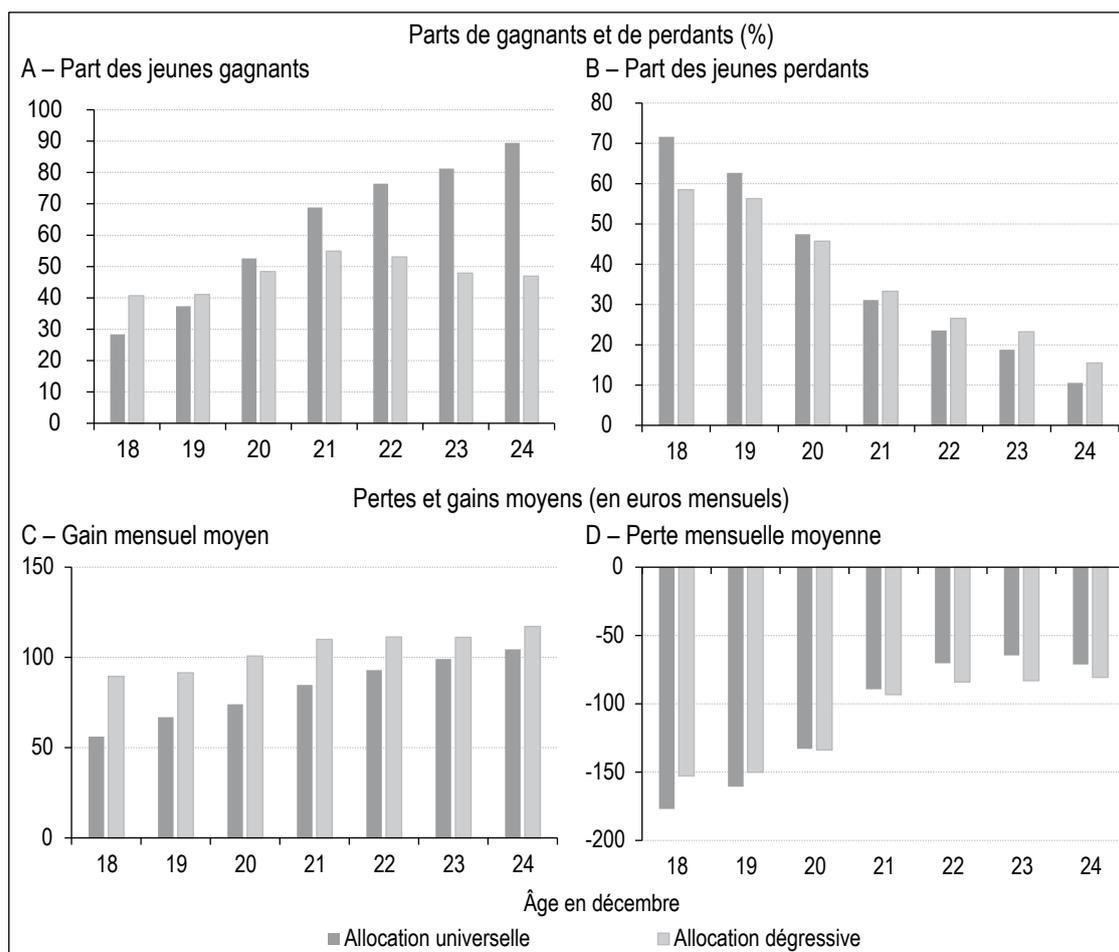
visant à décomposer l'impact du seul redéploiement des aides fiscales indirectes (IR, TH) confirment que les perdants à la mise en place d'une allocation universelle ou dégressive dans les déciles élevés est imputable à la suppression des avantages fiscaux. En revanche, les résultats obtenus suggèrent que cette variante de réforme ne réduit que légèrement voire quasiment pas le nombre de perdants dans le premier décile : en effet, à ce niveau de la distribution, les gains indirects liés notamment aux abattements sur la TH ne sont pas compensés par le versement d'une allocation versée directement aux jeunes.

La mise en place d'une allocation universelle se traduirait par une part de gagnants et des gains moyens qui augmentent continûment avec l'âge des jeunes, la part des perdants et les pertes moyennes suivant une tendance inverse

(figure VII). Ainsi, parmi les jeunes de 18 et 19 ans, on dénombre plus de 60 % de perdants avec des pertes supérieures à 160 euros par mois. Or ces jeunes, tout juste majeurs, sont susceptibles d'avoir des frères et sœurs mineurs qui seraient également perdants à la défamilialisation des aides. À l'opposé, plus de 80 % des jeunes âgés de 23 ou 24 ans seraient gagnants, ce qui s'explique principalement par la concentration des gagnants parmi les jeunes autonomes, dont la proportion augmente avec l'âge.

Le redéploiement des aides indirectes sous la forme d'une allocation universelle est associé à des gains importants pour les jeunes autonomes (près de 100 % de gagnants avec des gains égaux au montant forfaitaire de 117 euros) et de nombreux perdants parmi les jeunes à charge, en particulier ceux qui vivent chez leurs parents et/

Figure VII – Impact de la défamilialisation des aides indirectes par âge selon le scénario retenu



Note : l'allocation universelle est de 117 euros par mois et l'allocation dégressive a un montant maximum de 226 euros par mois dont sont déduits les revenus d'activité du jeune adulte.

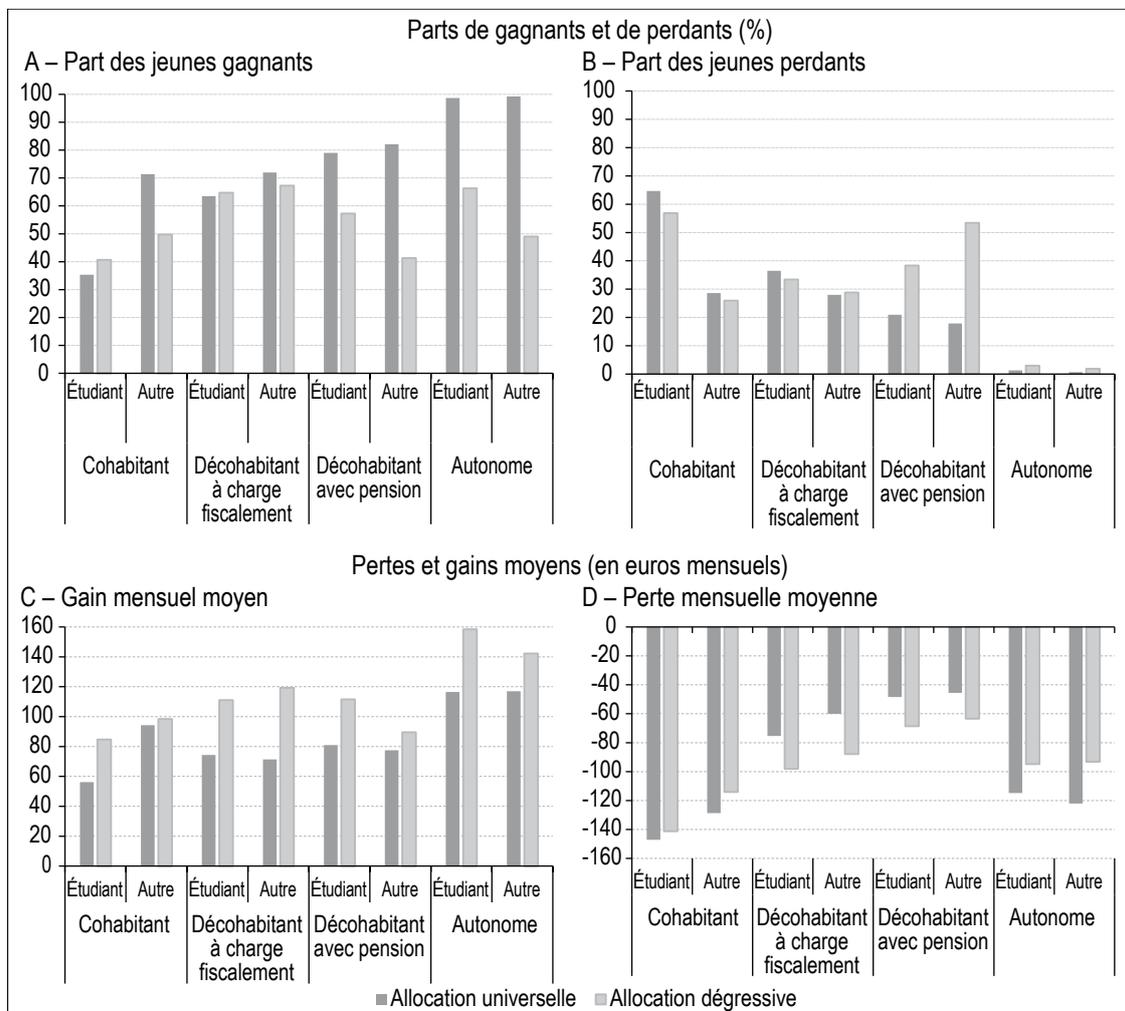
Lecture : si les aides indirectes dont bénéficient les jeunes âgés de 18 à 24 ans étaient remplacées par une allocation universelle de 117 euros par mois versée à tous les jeunes, 70 % des jeunes âgés de 21 ans verraient leur revenu disponible augmenter, de 85 euros par mois en moyenne.

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015, barèmes 2015 + prime d'activité ; ménages élargis – la personne de référence du ménage vit dans un logement ordinaire et lui sont associés au sein du ménage élargi son conjoint éventuel et leurs enfants, qu'ils vivent dans le même logement ou soient rattachés à leur foyer fiscal.

ou sont étudiants (65 % de perdants) (figure VIII). Les pertes moyennes pour les étudiants seraient de plus de 147 euros lorsqu'ils vivent chez leurs parents et environ 75 euros s'ils sont non-cohabitants à charge. Concernant l'allocation dégressive, les écarts entre catégories sont moindres. Ainsi, les gains demeurent toujours importants pour les autonomes (66 % de gagnants parmi les étudiants avec des gains de 158 euros en moyenne) mais d'un niveau équivalent aux jeunes non-cohabitants à charge fiscalement (65 % de gagnants pour les étudiants). À l'inverse, on observe que les étudiants cohabitants subissent des pertes non négligeables (57 % de perdants à hauteur de 141 euros en moyenne).

De manière générale, en miroir de l'impact qu'aurait le remplacement des aides indirectes par une allocation individualisée versée aux jeunes, il convient cependant de noter que les aides familialisées dont bénéficient les familles apportent un soutien important aux 18-24 ans, en particulier aux plus jeunes d'entre eux et aux étudiants. Ainsi, bien que leur effet global sur les taux de pauvreté et les disparités de niveau de vie selon le degré d'autonomie soit moins favorable que celui d'allocations versées directement aux jeunes, les remplacer, à coût constant, par une allocation versée aux 18-24 ans indépendamment de leur situation familiale pourrait avantager certains jeunes appartenant aux ménages les plus

Figure VIII – Impact de la défamilialisation des aides indirectes par degré d'autonomie selon le scénario retenu



Note : l'allocation universelle est de 117 euros par mois et l'allocation dégressive a un montant maximum de 226 euros par mois dont sont déduits les revenus d'activité du jeune adulte.

Lecture : si les aides indirectes dont bénéficient les jeunes âgés de 18 à 24 ans étaient remplacées par une allocation universelle de 117 euros par mois versée à tous les jeunes, 71 % des jeunes cohabitants non étudiants verraient leur revenu disponible augmenter, de 94 euros par mois en moyenne.

Source et champ : CNAF, Modèle MYRIADE-ERFS 2011, France métropolitaine, actualisation 2015, barèmes 2015 + prime d'activité ; ménages élargis – la personne de référence du ménage vit dans un logement ordinaire et lui sont associés au sein du ménage élargi son conjoint éventuel et leurs enfants, qu'ils vivent dans le même logement ou soient rattachés à leur foyer fiscal.

aisés et à l'inverse pénaliser des jeunes en cours d'études appartenant à des familles modestes.

\* \*  
\*

Dans cet article, nous avons cherché à mesurer les aides du système socio-fiscal à destination des jeunes âgés de 18 à 24 ans en distinguant les transferts directs dont ils peuvent bénéficier en propre des transferts indirects familialisés qui transitent par leurs parents. Ces derniers représentent plus de 50 % des aides à destination des 18-24 ans, confortant ainsi l'idée selon laquelle le soutien financier aux jeunes en France repose largement sur une logique familialiste. Sur cette base, nous avons évalué l'impact redistributif d'un redéploiement de ces aides indirectes sous la forme de dispositifs individualisés ciblant directement les jeunes adultes. La décomposition du soutien financier aux 18-24 ans montre tout d'abord que les transferts à destination des jeunes sont, en raison notamment des mécanismes de réduction d'impôts, plus importants dans les déciles inférieurs et supérieurs que dans les déciles intermédiaires. La gestion des solidarités envers la jeunesse, qui est confiée à la famille, est alors indirectement marquée par ces propriétés redistributives. Ce constat suggère une certaine ambiguïté du système, partagé entre prise en charge du coût des enfants et aides aux familles dans l'accompagnement des jeunes adultes vers l'autonomie.

La simulation d'un redéploiement des 7.4 milliards d'euros d'aides indirectes dans la création d'une allocation d'autonomie versée directement aux jeunes permet d'évaluer, en miroir, les propriétés redistributives du système familialisé. Les scénarios analysés montrent que la défamilialisation des aides indirectes permettrait une diminution du risque de pauvreté moyen des jeunes et réduirait l'hétérogénéité des niveaux de vie des jeunes, et des ménages auxquels ils

appartiennent, selon leur degré d'autonomie. Une part importante des jeunes des déciles inférieurs seraient gagnants à ce type de réforme (plus 70 % dans le premier décile). Mais il est important de noter que le versement d'une allocation aux jeunes indépendamment de leur situation familiale pourrait avantager certains jeunes appartenant aux ménages les plus aisés et à l'inverse pénaliser des jeunes en cours d'étude appartenant à des familles modestes. Pour corriger cet effet indésirable, une défamilialisation des aides indirectes pourrait s'accompagner, par exemple, d'une revalorisation des bourses d'études sur critères sociaux qui elles, bien que directement versées aux jeunes, tiennent compte du niveau de vie de leur famille.

Soulignons que les résultats présentés dans cet article ne peuvent être interprétés comme les effets qui seraient observés à coup sûr dans le cadre de la mise en place d'une allocation d'autonomie car ils ne tiennent pas compte des ajustements comportementaux qu'engendrerait la mise en place d'un soutien individualisé aux jeunes (par exemple une plus grande propension à décohabiter). Ils constituent cependant une première analyse permettant d'évaluer *ceteris paribus* les contradictions que génère la défamilialisation du soutien aux jeunes adultes, contradictions qui s'avèrent nombreuses au regard des résultats obtenus.

Par ailleurs, il n'est pas dit que garantir aux jeunes des ressources financières propres soit suffisant pour favoriser leur autonomie. Comme le soulignent certains auteurs (Perez, 2011 ; Gautié & Perez, 2010), la logique de l'« État social actif » consistant notamment à accroître l'autonomie et les opportunités des individus pour les protéger face aux aléas de la vie (logique d'*empowerment*) ne peut reposer sur la seule dotation en capitaux. Elle doit notamment s'articuler avec des dispositifs d'accompagnement permettant aux jeunes d'être en capacité de gérer leur transition vers l'âge adulte. □

**Lien vers les compléments en ligne :** [https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514394/ES-514-515-516\\_Favrat\\_Lignon\\_Pucci\\_Complements.pdf](https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514394/ES-514-515-516_Favrat_Lignon_Pucci_Complements.pdf)

## BIBLIOGRAPHIE

**Billari, F. C. & Liefbroer, A. C. (2010).** Towards a new pattern of transition to adulthood? *Advances in Life Course Research*, 15(2-3), 59–75. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2010.10.003>

**Castell, L., Portela, M. & Rivalin, R. (2016).** Les principales ressources des 18-24 ans. Premiers résultats de l'enquête nationale sur les ressources des jeunes. *Insee Première* N° 1603. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2019048>

- Chevalier, T. (2015).** Jeunesse et familialisme en France et en Allemagne. *Agora débats/jeunesses*, 70(2), 21–34. <https://doi.org/10.3917/agora.070.0021>
- Chevalier, T. (2016).** Citoyennetés socio-économiques des jeunes et stratégies de croissance : Suède, Allemagne, Royaume-Uni, France. *Revue française des affaires sociales*, 2016/1, 213–234. <https://doi.org/10.3917/rfas.161.0213>
- Dannefer, D. (2003).** Cumulative advantage/disadvantage and the life course: Cross-fertilizing age and social science theory. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 58(6), S327–S337. <https://doi.org/10.1093/geronb/58.6.S327>
- Esping-Andersen, G. (1990).** *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Princeton University Press.
- Everaert-Dumont, D. (2006).** Filiations et droit social. Liens et enjeux. *Informations sociales*, 131(3), 112–125. <https://doi.org/10.3917/inso.131.0112>
- Favrat, A. & Domingo, P. (2015).** Les effets redistributifs des réformes récentes des politiques sociales et familiales. CNAF. *L'essentiel* N° 155. <https://www.caf.fr/sites/default/files/cnaf/essentiel%20-%20Effets%20redistributifs.pdf>
- Favrat, A., Marc, C. & Pucci, M. (2015).** Les dispositifs sociaux et fiscaux en faveur des familles : quelle compensation du coût de l'enfant ? *Économie et Statistique*, 478-479-480, 5–34. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1303219?sommaire=1303240>
- Gautié, J. (2018).** Rapport final d'évaluation de la Garantie jeunes. *Comité scientifique en charge de l'évaluation de la Garantie jeunes*. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/autres-publications/article/la-garantie-jeunes-evaluation-du-dispositif>
- Gautié, J. & Perez, C. (2010).** Les comptes individuels de formation : fondements et enseignements. In: Degraeve, F. *et al.*, Transformations et innovations économiques et sociales en Europe : quelles sorties de crise ? *Cahier du Cirtes*, 4(1), 297–315.
- IGAS (2015).** *La protection sociale des jeunes de 16 à 29 ans*. Rapport de Inspection Générale des Affaires Sociales. [http://www.igas.gouv.fr/IMG/pdf/Rapport\\_2015\\_IGAS-\\_La\\_Protection\\_sociale\\_des\\_jeunes\\_16-29\\_ans\\_-\\_12\\_janv\\_16.pdf](http://www.igas.gouv.fr/IMG/pdf/Rapport_2015_IGAS-_La_Protection_sociale_des_jeunes_16-29_ans_-_12_janv_16.pdf)
- Lhommeau, B. (2014).** Quand les jeunes n'habitent pas chez leurs parents : revenus et niveau de vie. DREES, *Études et résultats* N° 867. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/etudes-et-resultats/article/quand-les-jeunes-n-habitent-pas-chez-leurs-parents-revenus-et-niveau-de-vie>
- Le Pape, M.-C., Portela, M. & Tenret, E. (2016).** Quand on aime, on ne compte pas. Difficultés méthodologiques et stratégies de questionnement dans les enquêtes sur les aides matérielles et financières apportées aux jeunes adultes par leur famille. *Dossier de la DREES* N° 4. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/les-dossiers-de-la-drees/article/quand-on-aime-on-ne-compte-pas-difficultes-methodologiques-et-strategies-de>
- HCFEA (2016).** *Les jeunes de 18 à 24 ans*. Rapport du Haut Conseil de la Famille, de l'Enfance et de l'Âge. [http://www.hcfea.fr/IMG/pdf/0\\_syntheses\\_JEUNES.pdf](http://www.hcfea.fr/IMG/pdf/0_syntheses_JEUNES.pdf)
- Perez, C. (2011).** Les dotations en capital pour les jeunes : un jalon vers l'égalisation des chances et l'autonomie ? *Informations sociales*, 165-166(3), 80–87. <https://doi.org/10.3917/inso.165.0080>
- Porte, E. (2011).** Focus – L'allocation d'autonomie pour les étudiants en débat en France (1995-2009). *Informations sociales*, 165-166(3), 88–91. <https://doi.org/10.3917/inso.165.0088>
- Thévenon, O. (2015).** Politiques d'aide aux jeunes en Europe et dans les pays de l'OCDE. *Document de travail* N° D9.5, *Families and Societies Working Paper*. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.2207.3841>
- Van de Velde, C. (2008).** *Devenir adulte. Sociologie comparée de la jeunesse en Europe*. Paris: Presses Universitaires de France. <https://doi.org/10.3917/puf.vande.2008.01>

# Argent et sentiments. Une interprétation des déterminants de l'aide financière des parents aux jeunes adultes

## *Money and Feelings. An Interpretation of the Factors of Financial Support from Parents to Young Adults*

Marie-Clémence Le Pape\*, Mickaël Portela\*\* et Élise Tenret\*\*\*

**Résumé** – Cet article analyse, à partir de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, les liens entre les relations familiales et l'aide financière régulière apportée par les parents à leurs enfants jeunes adultes de 18 à 24 ans. Au-delà des déterminants « classiques » de l'aide parentale, les relations parents-enfants, appréhendées du point de vue de leur fréquence et de leur qualité, influencent l'aide apportée. Des contacts physiques fréquents vont, toutes choses égales par ailleurs, avec des versements monétaires moindres. Ce résultat pourrait s'interpréter comme une manière, pour les parents, de « monnayer l'absence », en compensant par l'aide financière les services matériels qu'ils peuvent apporter à leurs enfants quand ils les voient plus fréquemment. L'analyse séparée des aides reçues par les jeunes de leur père ou de leur mère montre aussi que les variables relationnelles jouent davantage pour les mères que pour les pères quand les parents sont en couple, et davantage pour les pères lorsque les parents sont séparés.

**Abstract** – Using a French survey on the resources of young adults (*Enquête nationale sur les ressources des jeunes adultes, ENRJ*), this article analyses the links between family relationships and the regular financial support provided by parents to their young adult children aged 18 to 24. Beyond the “classic” determining factors of parental support, parent-child relationships, understood in terms of their frequency and quality, have an influence on the support provided. All other things being equal, frequent in-person contact will result in lower monetary payments. This result could be interpreted as a way for parents to “monetise their absence”, by using financial support to replace the material services they can provide to their children when they see them more frequently. The separate analysis of the support received by young people from their father or mother also shows that relationship-based variables play a greater role for mothers than for fathers when the parents are together, while they play a greater role for fathers when the parents are separated.

Codes JEL / JEL Classification : D64, J13

Mots-clés : jeunesse, transferts intergénérationnels, aide, relations familiales

Keywords: youth, intergenerational transfers, support, family relationships

\* Université Lyon Lumière 2, Centre Max Weber, DREES (marie-clemence.lepape@univ-lyon2.fr) ; \*\* DREES, Centre d'études de l'emploi et du travail (Mickaël.PORTELA@sante.gouv.fr) ; \*\*\* Université Paris Dauphine, Université PSL, IRISSO (elise.tenret@dauphine.psl.eu)

Les auteur.e.s tiennent à remercier deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires, ainsi qu'Émilie Raynaud pour son soutien tout au long de ce projet de recherche sur les déterminants de l'aide familiale aux jeunes adultes.

Reçu le 27 octobre 2018, accepté après révisions le 28 février 2019.

Citation : Le Pape, M.-C., Portela, M. & Tenret, É. (2020). Money and Feelings. An Interpretation of the Factors of Financial Support from Parents to Young Adults. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 71–92. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2008>

L'aide financière apportée par les parents aux jeunes adultes et l'étude de ses déterminants est désormais un objet classique des études économiques et sociologiques sur la jeunesse. Les méthodes comptables et statistiques se sont perfectionnées depuis les années 1980 pour saisir les caractéristiques des parents ou celles du jeune permettant d'expliquer l'aide financière donnée. Pourtant, des recherches récentes sur le sujet montrent qu'il demeure de nombreuses inconnues et que la nature des relations familiales n'est notamment pas suffisamment prise en compte dans les modèles de l'aide qui sont actuellement proposés (pour une revue de littérature, voir notamment Le Pape *et al.*, 2018).

Certes, dans la littérature économique, les liens familiaux sont souvent mobilisés pour expliquer les motivations et la finalité de l'aide apportée. Pour les économistes de la famille, les parents seraient toujours généreux avec leurs enfants selon l'hypothèse « altruiste » (Becker, 1991), ou alors intéressés selon l'hypothèse « d'échange » ou de « réciprocité » (Cox, 1987). Certains avancent même l'hypothèse d'une logique de « démonstration », où les parents enseigneraient, par l'aide financière prodiguée, la valeur de la solidarité intergénérationnelle à leurs enfants (Masson, 2002). Ces analyses supposent toutefois une grande uniformité des familles et des relations entre leurs membres. Par ailleurs, même si les explications avancées sont d'ordre relationnel, les variables utilisées dans ces modèles sont exclusivement d'ordre économique (notamment liées aux revenus des parents et des jeunes) et laissent de côté les sentiments, tels qu'ils sont déclarés par les individus. En sociologie, les recherches sur l'aide familiale s'intéressent également peu à l'étude des liens dans la famille, leur préférant des analyses en termes de reproduction sociale (Déchaux, 1994 ; Paugam & Zoyem, 1997).

Pourtant, dans des sociétés de plus en plus marquées par l'individualisme, les relations familiales ont été profondément transformées : les relations régies par des normes statutaires, liées aux positions occupées dans la parenté, auraient peu à peu cédé la place à des relations reposant sur des normes affectives<sup>1</sup> (Déchaux, 2003). Ces transformations ont une incidence sur l'aide apportée dans la famille, en la rendant moins « automatique » : ce n'est plus uniquement le statut dans la parenté qui joue sur l'aide apportée mais aussi la relation entre le donateur et son bénéficiaire.

C'est sous cet angle que l'on propose, à partir des données de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ), collectée en 2014 par l'Insee et la DREES auprès de jeunes de 18 à 24 ans et leurs parents d'analyser comment les relations dans la famille influencent les transferts monétaires réguliers des parents à leurs enfants adultes (voir encadré).

Pour caractériser les relations familiales, deux dimensions mises en avant dans la littérature sont mobilisées : la qualité et l'intensité des relations (Déchaux, 2003). L'intensité renvoie à la fréquence des contacts dans la famille. On distingue traditionnellement l'intensité relationnelle – qui désigne le fait de se rendre visite, de se donner des nouvelles (par mail, par téléphone) – de l'intensité pratique, qui met en jeu une sociabilité familiale tournée vers des échanges matériels. Cette intensité pratique – attestée de longue date par l'anthropologie de la parenté (Bott, 1957 ; Young & Wilmott, 2010 ; Weber 2013) – prend des formes variées, de l'usage du lave-linge familial par l'étudiant non-cohabitant aux quelques provisions alimentaires qu'il ramène dans son logement le dimanche soir par exemple. La qualité des relations relève, quant à elle, davantage d'une appréciation subjective de l'individu, indépendamment de la fréquence des contacts (relationnels ou pratiques) avec les parents et renvoie aux liens affectifs dans la famille. Bien que ces deux dimensions des relations familiales aillent souvent de pair, elles ne sont pas systématiquement liées<sup>2</sup>. Ainsi définies, l'intensité et la qualité des relations sont-elles des déterminants des versements monétaires que les parents font à leurs enfants ? Quel est le poids de l'affectif dans la variation des montants ? Ces questions amènent à s'intéresser autrement à la thématique de l'argent dans la famille qui, depuis les travaux de Zelizer (1985), fait l'objet d'investigations variées dans les sciences sociales (Henchoz & Séraphin, 2017).

On a choisi ici de s'intéresser aux versements monétaires réguliers car, parmi les aides apportées par les parents, ils constituent la principale source d'inégalités entre les jeunes (Castell *et al.*, 2016 ; Castell & Grobon, ce numéro). Ils

1. Pour reprendre la distinction posée par Déchaux (2003), le caractère statutaire des relations familiales désigne l'attachement accordé au statut familial de la personne : « je rends service parce que c'est la mère de mon mari ». Il se distingue du caractère relationnel, qui renvoie à la qualité du lien interindividuel : « j'aide ma tante parce que j'ai beaucoup d'affection pour elle ».

2. On peut estimer avoir un lien affectif très fort avec un parent, sans nécessairement entretenir avec lui des contacts (relationnels ou pratiques) fréquents.

se distinguent aussi, tant dans leur volume que dans leur finalité, des petites sommes d'argent données au coup par coup.

La première section de l'article présente une synthèse de la littérature, sociologique et économique, sur les déterminants de l'aide financière apportée par les parents aux jeunes adultes en distinguant les approches développées dans les travaux américains de celles caractérisant les travaux français. Dans la deuxième section, nous développons la méthodologie de cet article, en précisant les apports

de l'ENRJ pour mesurer les déterminants de l'aide financière apportée aux jeunes adultes. Les deux dernières sections présentent les principaux résultats. Nous montrons tout d'abord comment se construisent les relations entre les jeunes adultes et leurs parents, en distinguant intensité et qualité relationnelle (section 3). Nous reprenons ensuite ces indicateurs relationnels pour analyser les déterminants de l'aide parentale sous un angle original, qui croise les effets des variables socio-démographiques classiques avec ceux des relations dans la famille (section 4).

#### ENCADRÉ – Données et indicateurs

##### **L'Enquête nationale sur les ressources de jeunes (ENRJ)**

L'ENRJ a été menée conjointement par la DREES et l'Insee du 1<sup>er</sup> octobre au 31 décembre 2014, en France métropolitaine, à La Réunion et en Guadeloupe. Elle a été réalisée auprès de jeunes de 18 à 24 ans (vivant dans un ménage ordinaire ou dans une communauté) et de leurs parents. Les jeunes en communautés, qui représentent environ 5 % des 18-24 ans, sont principalement des jeunes résidant en internats ou en cités universitaires, habituellement exclus du champ des enquêtes. L'enquête s'intéresse principalement aux échanges dans la famille. Le dispositif de l'ENRJ est particulièrement original dans la mesure où il comprend une interrogation des jeunes et d'un parent (si les parents sont en couple), voire des deux parents si ces derniers sont séparés (soit environ 20 % des parents). L'ambition d'un tel dispositif n'est pas tant de comparer les réponses des uns et des autres, mais plutôt d'obtenir l'information la plus pertinente là où elle se trouve, tantôt dans les propos des jeunes, tantôt dans les réponses des parents. Environ 5 800 jeunes et 6 300 parents ont ainsi répondu à l'enquête, dont au moins l'un des parents pour 5 200 jeunes, et les deux parents pour 4 800 jeunes. Toutefois, se restreindre à ce seul champ conduit à exclure de notre analyse les jeunes pour lesquels la relation avec les parents est potentiellement moins bonne si l'on interprète la non-réponse de l'un ou des deux parents comme un indicateur de sa relation avec le jeune, et notamment de relations difficiles. C'est pourquoi l'ensemble des jeunes ayant répondu à l'enquête a été conservé dans notre analyse, y compris ceux dont les parents n'ont pas répondu. Seuls les jeunes orphelin d'un ou de deux parents ont été exclus (voir complément en ligne C1 - lien vers les compléments en ligne à la fin de l'article).

##### **Qualité et intensité des relations**

Les relations familiales sont mesurées par plusieurs variables dans l'ENRJ. Dans le questionnaire adressé aux jeunes, deux questions traitent de l'intensité des relations, à travers la fréquence des contacts entre parents et enfants. Elles ne portent que sur les jeunes qui ne vivent pas, au moins une partie du temps, chez

leurs parents : ceux qui ne cohabitent pas avec leurs parents à temps plein et les semi-cohabitants, à savoir les jeunes qui rentrent le week-end chez leurs parents. Ces deux catégories ont été regroupées sous le terme générique de "non-cohabitants" car, dans les deux cas, une non-cohabitation (complète ou partielle) peut s'observer. La première question porte sur la fréquence des contacts physiques avec au moins l'un de ses parents : « Actuellement, à quelle fréquence voyez-vous vos parents ? » (Si les parents sont séparés, alors l'enquête répond pour le parent qu'il voit le plus), avec les modalités de réponse : « 1. Tous les jours » ; « 2. Uniquement le week-end » ; « 3. Plusieurs fois par semaine » ; « 4. Au moins une fois par mois » ; « 5. Plusieurs fois par an » ; « 6. Rarement ou jamais ». Celle-ci peut être quotidienne, réservée aux week-ends (contacts réguliers), plus occasionnelle ou rare voire inexistante. La deuxième question porte sur la fréquence des contacts non physiques : « À quelle fréquence communiquez-vous (au téléphone, par sms, etc.) avec votre mère/votre père ? », avec les modalités de réponse : « 1. Tous les jours » ; « 2. Une à plusieurs fois par semaine » ; « 3. Une à plusieurs fois par mois » ; « 4. Une à plusieurs fois par an » ; « 5. Vous ne vous contactez pas ». Si la distance entre le domicile du jeune et de ses parents peut être source de limitation des contacts physiques, l'intensité des relations peut donc être maintenue avec ces contacts « médiatisés ». Leur fréquence varie du contact quotidien à une absence totale de contacts.

On appréhende la qualité de la relation au moyen de deux indicateurs subjectifs : la satisfaction que le jeune en retire et les tensions qu'il peut percevoir dans la relation qu'il entretient avec ses parents. La satisfaction (« À quel point êtes-vous satisfait de vos relations avec votre mère/père ? ») est donnée sur une échelle allant de 0 (pas du tout satisfait) à 10 (très satisfait). Les éventuelles tensions perçues dans la relation avec chaque parent sont mesurées à partir de la question suivante : « Comment se passent vos relations avec votre mère/père ? ». Les modalités de réponse sont : « 1. Il n'y a pas de problème particulier » ; « 2. Il y a de temps en temps des tensions » ; « 3. Il y a souvent des tensions » ; « 4. Vous n'avez plus de relations avec votre mère/père ». L'ensemble des jeunes interrogés étaient invités à répondre à ces deux questions pour chacun de leurs parents.

## **1. Les aides financières apportées aux jeunes adultes : d'une explication par les variables socioéconomiques à de nouvelles perspectives d'analyse par les sentiments**

Les aides familiales sont protéiformes et ne se résument pas à un soutien économique : elles s'adaptent aux besoins et à la situation changeante des jeunes adultes. Le sens donné par les parents à ces aides est, par ailleurs, peu investigué à l'exception de rares enquêtes sociologiques (Le Pape *et al.*, 2018). En France, les premiers travaux sur l'aide financière des parents à destination des jeunes adultes ont émergé il y a une trentaine d'années, dans un contexte de crise de l'État-providence où la quantification des aides monétaires données par la famille devient un enjeu de politiques publiques (Martin, 1996). Les enquêtes *Jeunes* de 1992 puis *Jeunes et Carrière*, de 1997 ont notamment permis d'identifier l'aide parentale comme une composante essentielle du budget des jeunes adultes (Herpin & Verger, 1997) et le temps des études comme la période principale, dans la vie des jeunes, de recours à l'aide parentale (Robert-Bobée, 2002). Ces enquêtes pionnières ont également servi de référence pour mesurer l'importance croissante de l'aide parentale au cours des années. Aujourd'hui, selon l'ENRJ, sept jeunes sur dix en France sont aidés financièrement par leurs parents, pour un montant moyen mensuel de 250 euros. Quand ils sont élèves ou étudiants, les jeunes sont 90 % à recevoir une aide qui s'élève en moyenne à 330 euros (Castell *et al.*, 2016).

Au-delà de la situation d'activité des jeunes, il existe toutefois d'autres déterminants de l'aide et de son montant. La littérature distingue essentiellement deux types de déterminants afin d'expliquer l'aide aux jeunes adultes : les caractéristiques des parents, d'une part ; les caractéristiques des jeunes, d'autre part. Plus rares, et essentiellement issues de travaux de recherche américains, certaines études montrent une relation significative entre la nature des relations familiales et les aides données par les parents.

### **1.1. La variation des aides financières selon les caractéristiques sociales des parents et de la famille**

Le lien entre les revenus des parents et le niveau de l'aide est un résultat connu de la littérature française comme internationale. Dans une étude

récente à partir des données de l'ENRJ, Grobon (2018) indique qu'une augmentation de 1 % du revenu des parents accroît ainsi l'aide versée de 0.53 %. Wolff (2012) trouve des tendances similaires sur le champ spécifique des étudiants. Au-delà des revenus, la richesse d'une famille, mesurée par son patrimoine, influe positivement sur l'aide apportée (Arrondel & Wolff, 1998 ; Wolff, 2000). La variabilité des aides financières versées selon l'origine sociale des familles montre aussi que le différentiel de l'aide n'est pas qu'une question de « moyens ». L'ENRJ confirme que les enfants de cadres sont plus souvent aidés que les enfants d'ouvriers (88 % contre 61 %) et qu'ils perçoivent un montant environ 2.5 fois supérieur à ces derniers (Castell *et al.*, 2016). Ces différences sociales sont attestées quel que soit le champ de l'analyse, pour les étudiants (Cordazzo & Tenret, 2011 ; Le Pape & Tenret, 2016) comme pour les autres jeunes (Paugam & Zoyem, 1997 ; Barnet-Verzat & Wolff, 2001 ; Herpin & Déchaux, 2004). Le niveau scolaire des parents est également à prendre en compte : les parents diplômés, ayant souvent eux-mêmes bénéficié d'une aide parentale pendant leurs études, reproduisent ainsi fréquemment ces mêmes pratiques en donnant davantage à leurs enfants (Arrondel & Wolff, 1998).

Les configurations familiales importent également, dans la mesure où plus la fratrie est nombreuse – que les enfants résident ou non au domicile parental – plus l'aide parentale est limitée (Grobon, 2018 ; Le Pape & Tenret, 2016). Plus rarement présente dans les modèles, la situation conjugale des parents semble avoir un effet significatif sur l'aide apportée : les jeunes adultes dont les parents sont séparés recevraient ainsi une aide moins importante (Grobon, 2018 ; Wolff, 2012 ; Le Pape & Tenret, 2016). Les études américaines d'Aquilino (1994 ; 2005) sur ces questions conduisent toutefois à interpréter ces résultats avec prudence : les nouvelles configurations familiales, la présence de beaux-parents, ou/et de demi-frères -sœurs, semblent ainsi plus décisives que la seule séparation, de même que la nature des arrangements familiaux entre le père et la mère biologique influe sur l'aide donnée.

L'origine ethnique des parents est enfin un déterminant présent dans la littérature américaine : les jeunes adultes afro-américains ou asiatiques sont plus aidés que les jeunes hispaniques (Hardie & Seltzer, 2016 ; Siennick, 2011). Les montants monétaires seraient plus élevés parmi les asiatiques, alors que l'intensité pratique – mesurée par les aides matérielles et les coups de main ponctuels – serait privilégiée chez les

afro-américains. On retrouve ici la variabilité culturelle des systèmes d'échange dans la parenté, qui s'organisent différemment selon l'origine des familles (Ghasarian, 1996).

## 1.2. L'effet du cycle de vie du jeune adulte

S'inscrivant dans un processus d'accompagnement du jeune vers l'âge adulte, l'aide parentale varie en fonction de la position du jeune dans le cycle de vie. Dans l'ensemble, l'aide parentale décroît au fur et à mesure que le jeune avance en âge, mais certains événements biographiques du jeune peuvent accélérer ou ralentir ce mouvement. Pendant les études, l'aide financière que reçoivent les jeunes de leurs parents varie selon la formation suivie ou le cycle d'étude : elle est ainsi plus fréquente en classe préparatoire aux grandes écoles mais d'un montant supérieur pour les étudiants en master ou école d'ingénieur (Wolff, 2012 ; Le Pape & Tenret, 2016 ; Lièvre, 2018). Après leurs études les jeunes sont, dans l'ensemble, moins aidés, comme après une mise en couple, ou la naissance d'un enfant (Grobon, 2018). L'effet de la décohabitation (départ du domicile parental) est assurément la situation la plus complexe à évaluer : elle pose de manière particulièrement aiguë le problème de définition du périmètre de l'aide. En effet, quand le jeune vit chez ses parents, il ne paie pas de loyer et dispose de services et de biens au sein du domicile parental, sans pour autant mettre en commun ses ressources. Vivre chez ses parents peut ainsi être vu comme une subvention à la consommation du jeune (Laferrère, 2005), que certains travaux récents ont intégré dans la mesure du niveau de vie des 18-24 ans (Castell & Grobon, ce numéro). L'effet du sexe n'est quant à lui pas univoque : plusieurs travaux relèvent que les jeunes femmes sont généralement moins aidées financièrement par leurs parents (Wolff, 2012 ; Le Pape & Tenret, 2016) mais ont davantage de contacts et d'aides pratiques que les jeunes hommes (Wolff, 2010). Toutefois, ces résultats ne sont pas confirmés par les données de l'ENRJ. Les jeunes femmes de 18 à 24 ans reçoivent plus fréquemment une aide et d'un montant supérieur (Grobon, 2018).

## 1.3. Les relations et les sentiments sont-ils des déterminants de l'aide financière ?

### Les nouvelles perspectives ouvertes par la littérature américaine

La littérature américaine s'intéresse particulièrement à la nature des relations parents-jeunes et à ses effets sur les transferts intergénérationnels,

au-delà des déterminants que constituent les caractéristiques sociodémographiques des jeunes et de leurs parents. Une présentation succincte des principales conclusions de ces publications américaines n'est donc pas dénuée de sens car, en France comme aux États-Unis, les parents sont fortement investis dans l'éducation et le financement des études de leur enfant (Charles *et al.*, 2019).

Des recherches, menées notamment à partir d'un suivi longitudinal des jeunes, montrent ainsi qu'il existerait une corrélation positive entre le fait d'être aidé et la proximité relationnelle avec ses parents, même si les effets de l'aide ne sont pas démêlés d'autres caractéristiques propres au jeune, telles que sa situation d'activité, sa situation matrimoniale et la cohabitation avec ses parents (Kirkpatrick Johnson, 2013). Cet effet positif s'observe également dans d'autres travaux mobilisant une mesure plus subjective de la proximité, à travers la perception qu'a le jeune de sa relation avec ses parents : par exemple, Goldscheider *et al.* (2001) montrent que plus la qualité perçue de la relation mère-enfant est bonne, plus les attentes d'une aide seront fortes. Swartz *et al.* (2011) apportent une distinction supplémentaire en intégrant la relation avec le père, qu'ils distinguent de la relation à la mère. Selon cette étude, être proche de sa mère à 24 ans augmente pour le jeune la probabilité de recevoir un soutien économique, mais cela n'est pas vérifié pour le père. Le soutien non-économique, défini dans cette étude par le fait de cohabiter avec ses parents, est également plus fréquent lorsque les relations avec la mère sont bonnes. À l'inverse, être proche de son père aurait toute chose égale par ailleurs un effet négatif sur la probabilité pour le jeune de recevoir cette aide non financière. Lorsque les parents sont séparés, une bonne qualité des relations avec les enfants rapprocherait l'aide octroyée aux jeunes adultes de celle des jeunes dont les parents ne sont pas séparés (Amato *et al.*, 1995).

De manière générale, les articles sociologiques américains, comparés aux travaux français, explorent davantage les motivations de l'aide parentale. Nature de la relation et sentiments affectifs, mais aussi normes parentales éducatives (sentiment de responsabilité parentale, devoir de transmission d'un patrimoine, etc.), volonté de pérenniser les relations filiales dans un contexte de fragilité des unions conjugales, attente de réciprocité, investissement sur l'enfant et dans sa réussite, etc., les pistes d'explications de l'aide apportée par les parents que l'on peut trouver dans

la littérature américaine sont particulièrement nombreuses (Silverstein *et al.*, 1995 ; Fingerman *et al.*, 2009 ; Swartz, 2009). Toutefois, tels qu'ils sont utilisés dans ces travaux, les indicateurs sur les relations agrègent de nombreuses dimensions, en confondant souvent qualité et intensité relationnelles, et rares sont les études qui permettent de les distinguer.

## 2. Intensité et qualité de la relation des jeunes avec leurs parents

Avec l'entrée dans l'âge adulte, les relations familiales évoluent et la plupart des recherches menées sur ce sujet étudient comment se reconfigure la relation parent-enfant suivant le départ du domicile familial de l'enfant (Bozon & Villeneuve-Gokalp, 1995). Elles insistent sur les tensions générées par l'acquisition d'une autonomie juvénile, qui ne s'accompagne pas nécessairement d'une indépendance financière vis-à-vis des parents (Maunaye & Molgat, 2003). Pour autant l'analyse des relations entre parents et enfants ne peut se résumer à cette dichotomie autonomie/indépendance : l'étude de l'intensité et de la qualité de la relation révèle au contraire toute une palette de relations influencées par les caractéristiques du jeune et de ses parents.

### 2.1. L'intensité des relations avec les parents : des contacts socialement variés et des effets genrés

Mesurer l'intensité relationnelle, c'est-à-dire la fréquence des contacts « physiques » et « médiatisés » (téléphone, SMS, etc.), nécessite de distinguer les cohabitants – qui, par définition, voient leurs parents tous les jours ou presque et pour lesquels la fréquence des contacts physiques n'a pas été demandée – des non-cohabitants. En moyenne, les contacts physiques entre les jeunes non-cohabitants et leurs parents sont assez réguliers (tableau 1) : 19 % des jeunes interrogés dans l'enquête déclarent voir leurs parents tous les jours ou plusieurs fois par semaine et 30 % d'entre eux déclarent des contacts réguliers (tous les week-ends). Néanmoins, près d'un dixième des jeunes interrogés ne voient leurs parents que rarement ou jamais, ou déclarent ne plus avoir de contacts avec eux.

Les contacts du week-end (qualifiés ici de « réguliers ») sont plus fréquents chez les jeunes en études (39 % des jeunes étudiants contre 19 % des jeunes en emploi), et chez les plus jeunes : 47 % des 18-20 ans déclarent avoir des contacts réguliers avec leurs parents contre 24 % des 21-22 ans et 18 % des 22-24 ans. Même s'ils disposent d'un logement autonome,

Tableau 1– Intensité relationnelle mesurée par la fréquence des contacts physiques

En %

	Fréquence des contacts (visites) entre le jeune et ses parents				
	Contact quotidien (tous les jours ou plusieurs fois par semaine)	Contact régulier (uniquement le week-end)	Contact occasionnel (au moins une fois par mois)	Contact ponctuel	Absence de contact ou de relation
Ensemble	19	30	26	17	9
Homme	14	33	26	19	9
Femme	22	28	26	15	8
<i>Tranche d'âge</i>					
18-20 ans	11	47	21	13	7
21-22 ans	19	24	30	20	7
22-24 ans	25	18	26	18	12
<i>Statut d'activité</i>					
Études	9	39	25	20	7
Emploi	32	19	29	11	9
Chômage ou inactivité	37	12	22	13	17

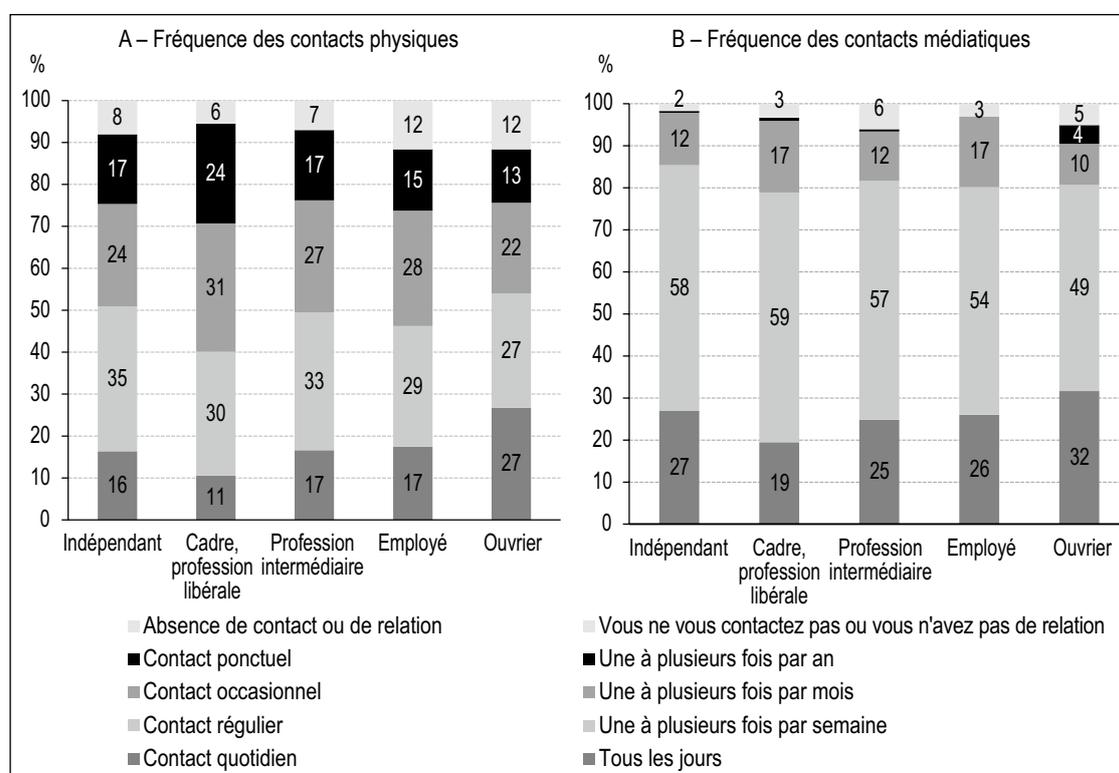
Lecture : 19 % des jeunes adultes non-cohabitants ont des contacts quotidiens avec au moins l'un de leurs parents.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans non-cohabitants et résidant en France, dont les deux parents sont en vie.

ces jeunes qui profitent des week-ends pour rentrer chez leurs parents sont dans cette situation d'« entre-deux » appelée parfois semi-cohabitation (Castell *et al.*, 2016). Les jeunes femmes se distinguent des jeunes hommes par davantage de contacts quotidiens avec leurs parents (22 % contre 14 %), mais une fréquence moindre de contacts réguliers (28 % contre 33 %). Pour les chômeurs ou inactifs, le contact quotidien est la modalité la plus fréquente (37 %), comme pour les jeunes en emploi (32 %), mais l'absence de contact est environ deux fois plus fréquente que pour les jeunes en études ou en emploi (17 % contre respectivement 7 % et 9 %). Pour ces jeunes chômeurs ou inactifs, la situation professionnelle, qui s'inscrit souvent dans la continuité d'un parcours scolaire difficile, induit des tensions avec les parents, comme d'ailleurs des tensions familiales peuvent engendrer échec scolaire et une situation de chômage ou d'inactivité. La taille de la fratrie ne semble pas jouer sur les contacts avec les parents à cet âge de la vie, à la différence de ce qui est observé pour l'ensemble de la population (Régnier-Loilier, 2012).

L'intensité de la relation varie également avec les caractéristiques des parents. En effet, les contacts sont d'autant plus fréquents que les parents occupent des positions sociales moins favorisées : les jeunes dont les parents exercent une profession intermédiaire, d'employé, ou surtout d'ouvrier, les voient plus fréquemment que lorsque l'un des parents est cadre ; toutefois, c'est également dans les milieux populaires que l'on observe le plus fréquemment une absence de contacts physiques avec les parents (figure I). Ce résultat apparemment paradoxal s'explique par la relation particulière des jeunes avec leurs parents dans les milieux populaires : la famille y constitue un « ancrage », qui permet de faire face aux difficultés du quotidien et qui se traduit par une sociabilité familiale accrue. À l'inverse, les jeunes privés de cet « ancrage » sont plus souvent dans des situations de ruptures familiales que dans les autres milieux sociaux (Faure & Le Dantec, 2017). Ces résultats sont du même ordre si l'on prend en compte le niveau de diplôme du père ou de la mère : plus ils sont élevés, moins les relations sont régulières ou quotidiennes.

Figure I – Origine sociale et intensité relationnelle avec au moins un des parents



Note : les résultats présentés correspondent à la CSP du père, ils sont comparables avec celle de la mère. La fréquence de contact la plus importante entre le père et la mère a été retenue.

Lecture : 27 % des jeunes adultes non-cohabitants dont le père est ouvrier ont des contacts physiques quotidiens avec au moins un de leurs parents. 32 % des jeunes adultes non-cohabitants dont le père est ouvrier ont des contacts médiatisés quotidiens avec au moins un de leurs parents.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans non-cohabitants et résidant en France, dont les deux parents sont en vie.

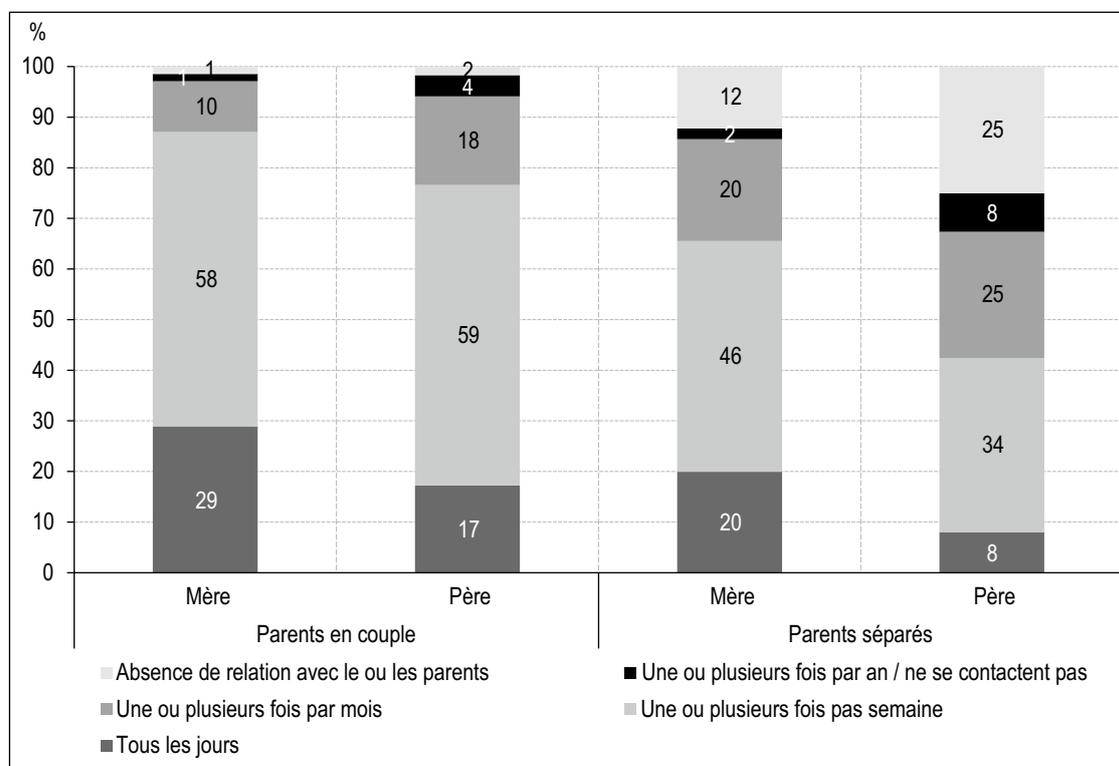
Mesurée à travers les contacts médiatisés, l'intensité relationnelle présente la même variabilité sociale. En particulier, l'origine sociale et le diplôme des parents jouent dans le même sens pour les contacts médiatisés et physiques : les contacts sont plus fréquents, qu'ils soient médiatisés ou *de visu*, dans les milieux populaires, particulièrement chez les enfants d'ouvriers et chez les parents les moins diplômés (figure I). Cela semble contredire l'idée que les contacts médiatisés (téléphone, SMS, etc.) viendraient compenser l'absence de contacts physiques. Ce résultat confirme également les résultats de recherches montrant que le sens donné par les jeunes à la relation avec leurs parents varie selon leur origine sociale. Selon Bidart & Pelissier (2007) par exemple, les jeunes issus de milieux populaires présentent moins que ceux des classes moyennes et supérieures la relation à leurs parents sur un mode « électif ». En effet, ces contacts (physiques ou médiatisés) sont plus souvent présentés comme une contrainte ou une obligation, ce qui explique leur caractère plus fréquent.

La question de l'ENRJ portant sur les contacts médiatisés distingue les contacts des jeunes

non-cohabitants avec leur père et avec leur mère. Cette distinction est importante, dans la mesure où les travaux sociologiques montrent une asymétrie du rôle des pères et des mères dans les relations familiales, les mères faisant souvent le lien avec l'ensemble des membres de la famille, et notamment entre les pères et les enfants (Déchaux, 2009). Quand les parents se séparent, la nature des relations parents-enfants change également. La séparation est une source de rupture des liens avec leur père pour un jeune adulte sur quatre (Bellidenty, 2018). Cette faiblesse des contacts des enfants de parents séparés – notamment avec les pères – intervient particulièrement après la majorité (Régnier-Loilier, 2013).

Dans l'ENRJ, on constate bien en effet à la fois une asymétrie des contacts médiatisés avec le père et la mère, ainsi que des différences si les parents sont en couple ou séparés (figure II). On observe que, dans l'ensemble, les contacts sont plus fréquents avec les mères qu'avec les pères, puisque quand les parents sont en couple, 29 % des jeunes déclarent avoir des contacts médiatisés quotidiens avec leur mère contre 17 % avec leur père. Quand les parents sont séparés, ces contacts

Figure II – Intensité relationnelle entre parents et jeunes non-cohabitants (contacts médiatisés)



Lecture : 29 % des jeunes adultes non-cohabitants ont des contacts médiatisés quotidiens avec leur mère quand elle vit toujours en couple avec leur père, et 17 % ont des contacts médiatisés quotidiens avec leur père.  
 Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans non-cohabitants et résidant en France, dont les deux parents sont en vie.

médiatisés sont moins fréquents, notamment avec les pères : 25 % des jeunes déclarent n'en avoir aucun avec leur père (seulement 2 % lorsque les parents sont en couple), moins de la moitié ont un contact médiatisé au moins une fois dans la semaine, et seuls 8 % des contacts quotidiens.

Ces contacts sont par ailleurs différents selon le sexe du jeune, en lien avec le sexe du parent concerné. L'analyse des contacts quotidiens et hebdomadaires (figure III) montre que les jeunes femmes ont, de manière générale, davantage de contacts quotidiens (tous les jours) ou fréquents (une à plusieurs fois par semaine), quel que soit le parent, hormis avec le père quand les parents sont séparés. Les jeunes hommes ont également des contacts plus fréquents avec leur mère qu'avec leur père, même si ces contacts quotidiens sont, dans l'ensemble et en comparaison avec leurs homologues féminines, moins fréquents.

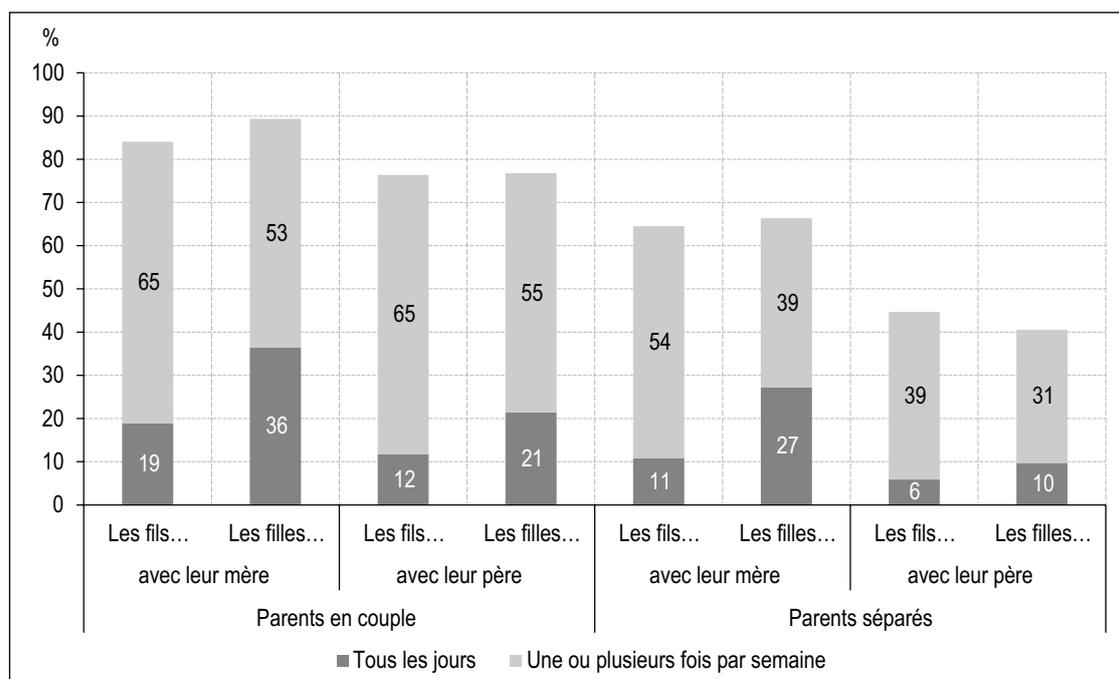
## 2.2. La qualité de la relation est différente avec les pères et avec les mères

Globalement, les jeunes n'évoquent pas de problème particulier dans les relations avec leurs parents : en effet, plus de 70 % des jeunes déclarent ne pas avoir de problème particulier

dans la relation avec leur père ou avec leur mère, et ce pourcentage s'élève à plus de 86 % des jeunes quand est mesurée l'absence de tension déclarée avec au moins un parent (figure IV-A). Toutefois, il existe parfois des tensions avec au moins l'un de ses parents : quatre jeunes sur dix sont dans cette situation. Ces tensions sont alors plutôt avec le père qu'avec la mère.

Les relations sont meilleures quand les jeunes n'habitent plus avec leurs parents : 15 % des jeunes cohabitants contre seulement 9 % des non-cohabitants indiquent qu'« il y a de temps en temps des tensions » avec au moins un parent (figure IV-B). Cela suggère un effet pacificateur de la décohabitation sur les relations (Bidart & Pellissier, 2007). Dans l'ensemble de la population, les différences sont en revanche peu marquées entre les garçons et les filles alors que Bozon & Villeneuve-Gokalp (1994) observaient des différences significatives à l'âge de 18 ans, les filles étant plus enclines à déclarer des relations difficiles avec leurs parents. On peut penser que ces différences genrées s'estompent avec l'âge, ce qui rejoint ici l'hypothèse de ces auteurs. Par ailleurs, lorsque le jeune est au chômage, les situations de tension sont surreprésentées puisque près de 19 % d'entre eux déclarent qu'il y a de

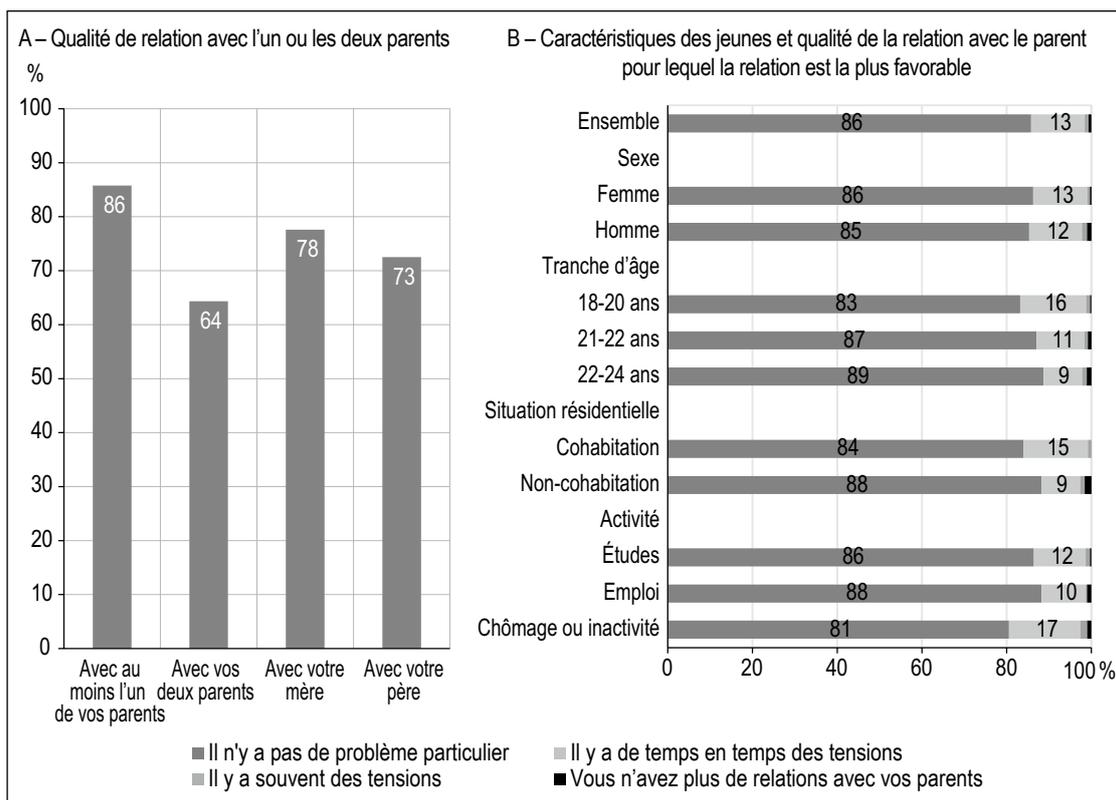
Figure III – Fréquence des contacts médiatisés des jeunes non-cohabitants avec leurs parents, par sexe



Lecture : 19 % des fils jeunes adultes non-cohabitants ont des contacts médiatisés quotidiens avec leur mère quand elle vit toujours en couple avec leur père. Les filles sont 36 % dans cette situation.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans non-cohabitants et résidant en France, dont les deux parents sont en vie.

Figure IV – Qualité de la relation mesurée par la fréquence des tensions



Lecture : 86 % des jeunes adultes déclarent n'avoir aucun problème particulier avec au moins l'un de ses parents. Ils sont toutefois seulement 64 % à ne pas avoir de problème particulier avec leurs deux parents. Les non-cohabitants sont 88 % à ne déclarer aucun problème particulier avec au moins l'un de leurs deux parents.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans résidant en France et dont les deux parents sont en vie.

temps en temps – voire souvent – des tensions avec au moins un parent. Enfin, plus le jeune avance en âge, plus il déclare fréquemment qu'il n'y a pas de problème particulier. Les caractéristiques de la famille modifient peu la qualité de la relation mesurée par la fréquence des tensions entre parents et enfants, qu'il s'agisse de la taille de la fratrie, du statut social ou encore du diplôme des parents.

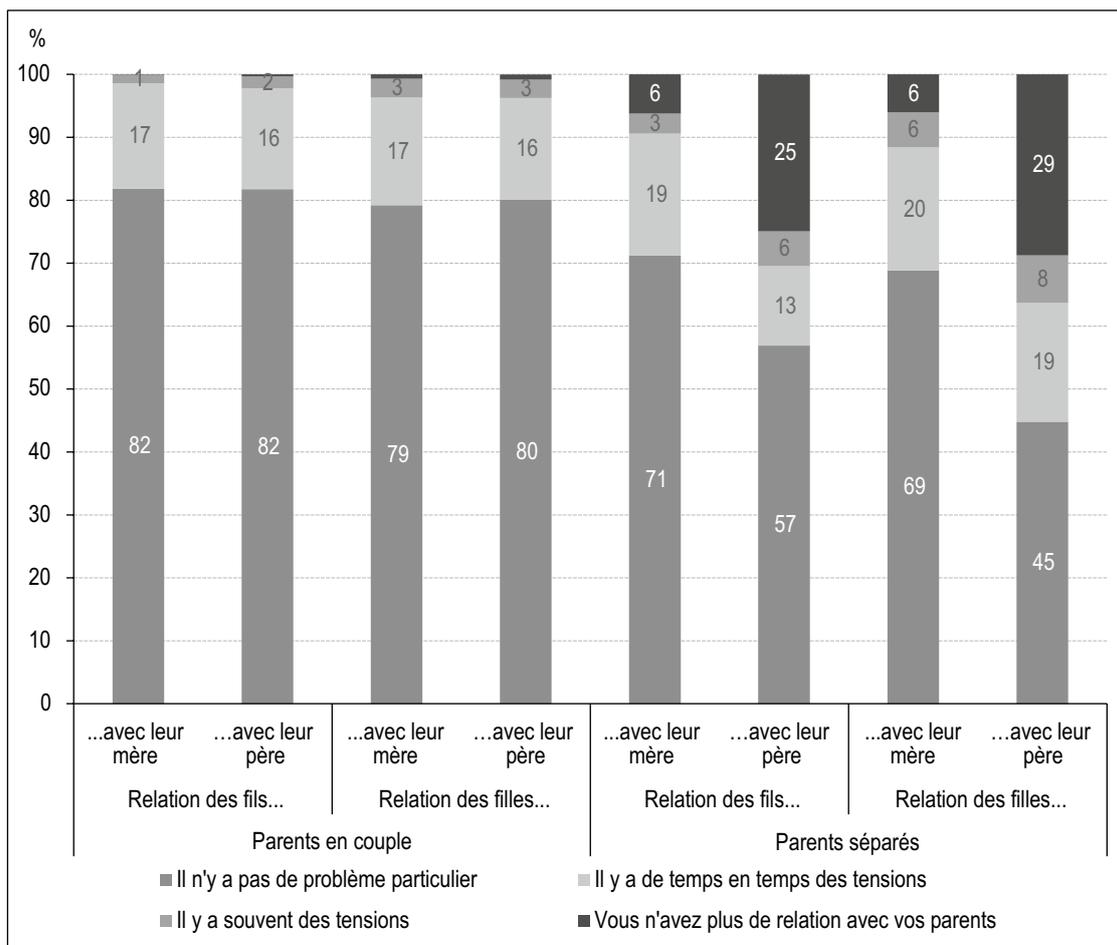
L'asymétrie de la qualité des relations avec le père et la mère, peu marquée lorsque les parents sont en couple, est au contraire flagrante dans le cas des parents séparés. Quand les parents sont séparés, un jeune sur trois déclare l'existence de tensions plus ou moins marquées avec sa mère, et près d'un jeune sur deux avec son père. En particulier, 27 % des jeunes adultes dont les parents sont séparés déclarent ne plus avoir de contact avec leur père, et seulement 6 % ne plus en avoir alors leur mère. Ces proportions sont presque nulles lorsque les parents sont en couple. Quand les parents sont séparés, ce sont particulièrement les filles qui déclarent des relations dégradées avec leur père (plutôt qu'avec

leur mère) : seules 45 % d'entre elles déclarent qu'il n'y a pas de tension avec leur père (contre 57 % des garçons), tandis qu'elles sont 29 % à ne plus avoir de relations avec lui et 27 % à déclarer l'existence de tensions plus ou moins marquées (figure V).

Au-delà d'éventuelles tensions, comment les jeunes qualifient-ils la relation qu'ils entretiennent avec leurs parents ? Les jeunes interrogés s'avèrent dans l'ensemble très satisfaits de la relation avec leur mère ou leur père. En effet, le score moyen sur l'échelle de satisfaction qui leur était proposée est supérieur à 8 pour les relations avec la mère (que les jeunes soient cohabitants ou non-cohabitants) et supérieur à 7 pour les relations avec le père. Les plus satisfaits de la relation avec leurs parents sont les garçons, les jeunes en emploi et les jeunes dont les parents ont des niveaux de diplôme plus faibles ou dans les fractions populaires.

La satisfaction vis-à-vis de la relation varie avec le père et avec la mère, même lorsque les parents sont en couple : les jeunes, dans l'ensemble, se

Figure V – Qualité de la relation selon la situation conjugale des parents



Lecture : 45 % des filles déclarent n'avoir aucun problème particulier avec leur père quand leurs parents sont séparés.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans résidant en France et dont les deux parents sont en vie.

déclarent plus satisfaits de la relation avec leur mère (seulement 15 % ont déclaré un niveau de satisfaction inférieur à 8) que de la relation avec leur père (22 % ont déclaré un niveau inférieur à 8). Lorsque les parents sont séparés, l'asymétrie s'accroît entre le père et la mère : près de 58 % des jeunes déclarent un niveau de satisfaction inférieur à 8 concernant la relation avec leur père contre 27 % avec leur mère. Ce sont surtout les filles qui déclarent alors de faibles niveaux de satisfaction avec leur père : 32 % se déclarent insatisfaites contre 26 % des fils (figure VI). Elles sont près de six sur dix à déclarer une satisfaction vis-à-vis de la relation inférieure à la médiane.

Les relations familiales, mesurées par leur intensité et leur qualité, varient donc fortement selon les caractéristiques des jeunes et de leurs parents. Ces caractéristiques influencent-elles les aides que les jeunes reçoivent de leurs parents ?

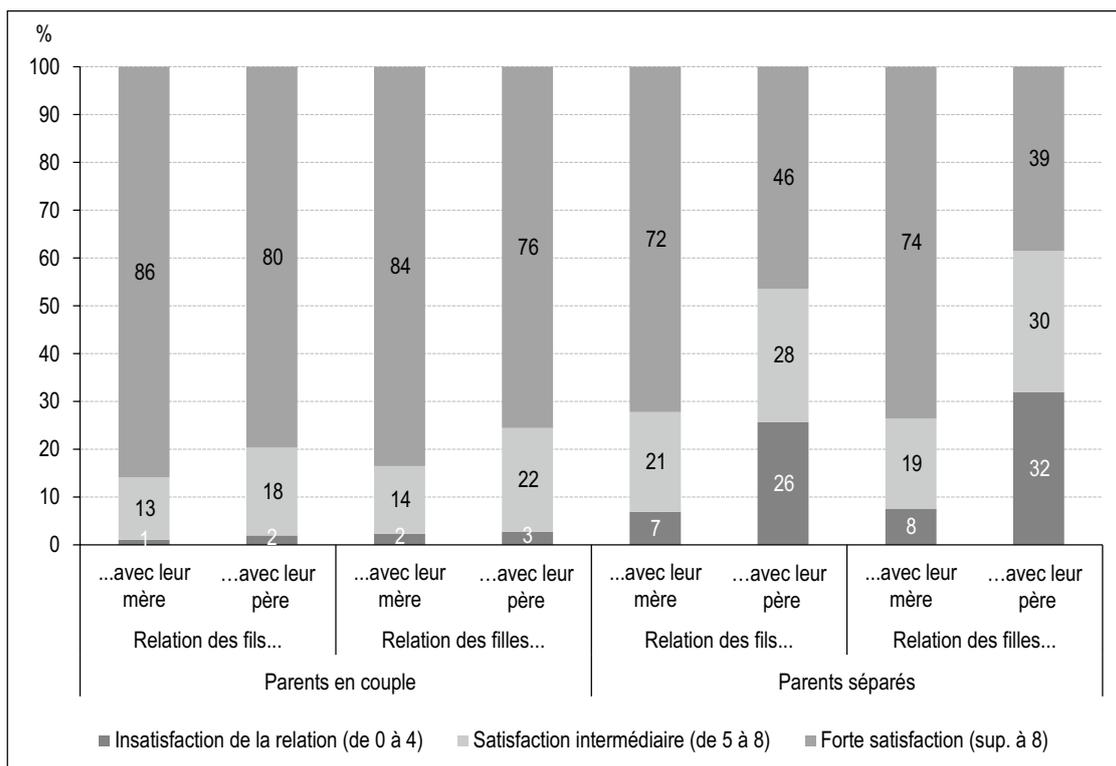
Les asymétries observées pour les relations entretenues avec le père et la mère ont-elles aussi une influence ?

### 3. Une analyse des déterminants des aides reçues

#### 3.1. Le périmètre de l'aide parentale dans l'ENRJ

Les aides parentales régulières mesurées dans l'ENRJ sont extrêmement nombreuses (voir complément en ligne C2). Nous retenons exclusivement les versements monétaires réguliers comme variable à expliquer. Ces versements réguliers sont, parmi les aides monétaires déclarées, ceux dont on peut penser qu'ils sont les moins tributaires de la qualité ou de l'intensité des relations entretenues dans la famille et qu'ils

Figure VI – Satisfaction des jeunes vis-à-vis de leur relation avec leurs parents



Lecture : 32 % des filles dont les parents sont séparés déclarent ne pas être satisfaites de leur relation avec leur père.  
 Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans résidant en France et dont les deux parents sont en vie.

sont davantage guidés par des considérations statutaires. En effet, les autres aides monétaires, plus ponctuelles et moins mécaniques, sont au contraire souvent conditionnées par une bonne entente familiale, les parents finançant au coup par coup des dépenses pour faire plaisir ou donner un « coup de pouce » à leur enfant.

Qu’il s’agisse de l’aide ou des relations, c’est le point de vue des jeunes qui est retenu dans l’article, parce que les variables relationnelles sont plus nombreuses et plus précises dans le questionnaire jeune que dans le questionnaire parent mais surtout afin de conserver dans l’analyse les jeunes dont l’un ou les deux parents n’ont pas répondu (voir complément en ligne C3).

### 3.2. Le statut résidentiel du jeune et le statut social de ses parents déterminent les aides reçues

Dans l’ensemble, 39 % des jeunes adultes perçoivent un versement monétaire de leurs parents qui s’élève, en moyenne, à 200 euros par mois. La probabilité d’être aidé financièrement varie selon les caractéristiques des jeunes,

notamment leur statut de cohabitation : 46 % les non-cohabitants perçoivent une aide financière régulière de leurs parents contre 35 % des cohabitants (tableau 2). Toutes choses égales par ailleurs<sup>3</sup>, les jeunes ne vivant plus chez leurs parents ont une probabilité plus forte de recevoir un versement financier régulier que ceux vivant toujours au domicile parental (tableau 3). Outre le statut de cohabitation, d’autres déterminants « classiques » de l’aide parentale ont des effets significatifs sur la probabilité d’être aidé : les plus jeunes, les étudiants, et les femmes sont plus fréquemment aidés financièrement par leurs parents.

Le montant de l’aide financière reçue varie également de manière importante selon la situation des jeunes. En particulier, les jeunes non-cohabitants déclarent percevoir des montants plus importants, avec des versements monétaires réguliers de 290 euros mensuels en moyenne lorsque les parents sont en couple contre 120 euros pour

3. L’approche économétrique et l’ensemble des modèles détaillés de l’article sont décrits dans les compléments en ligne C4 et C5.

les jeunes vivant toujours chez leurs parents. Ces différences perdurent, une fois l'effet des autres variables contrôlé : les jeunes non-cohabitants perçoivent ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un versement financier régulier plus

élevé de 131 euros par rapport aux cohabitants. Également, les jeunes en emploi, au chômage ou inactifs reçoivent un montant d'aide significativement moins important que celui reçu par les jeunes toujours en études (tableau 2).

Tableau 2 – Versements monétaires réguliers des parents aux jeunes adultes

	Part de jeunes bénéficiaires (en %)				Montant moyen mensuel de l'aide pour les bénéficiaires (en euros)			
	Parents en couple	Parents séparés			Parents en couple	Parents séparés		
		Ensemble	Versement de la mère	Versement du père		Ensemble	Versement de la mère	Versement du père
Ensemble	39	38	28	22	200	200	150	170
Caractéristiques des jeunes adultes								
Cohabitant	35	34	28	16	120	120	100	100
Non-cohabitant	46	43	29	29	290	290	210	210
Femme	41	42	30	24	200	210	160	170
Homme	38	34	26	19	210	200	140	170
<i>Tranche d'âge</i>								
18-20 ans	52	47	37	27	160	170	130	130
21-22 ans	37	39	29	22	270	250	170	230
23-24 ans	22	23	15	14	270	210	180	190
<i>Situation d'activité</i>								
Études	61	60	47	37	220	220	170	180
Emploi	9	12	7	7	130	180	104	160
Chômage ou inactivité (hors études)	25	28	20	11	160	130	100	130
Nombre de frères et sœurs								
Aucun	45	44	36	27	230	190	130	150
Un frère ou une sœur	43	41	28	27	210	230	180	190
Deux frères ou sœurs	40	39	30	23	210	200	150	170
Plus de deux frères ou sœurs	31	32	26	15	180	170	130	150
Catégorie socioprofessionnelle des parents (le père si les parents sont en couple)								
Indépendant	43	35	22	20	220	200	200	200
Cadre, profession libérale	66	61	54	40	250	230	190	180
Profession intermédiaire	40	41	41	26	200	230	190	170
Employé	31	37	21	18	180	170	100	140
Ouvrier	25	25	19	12	140	150	80	140
Situation financière des parents perçue par le jeune								
Ne peuvent pas y arriver sans faire de dettes ou y arrivent difficilement	27	33	21	13	200	170	132	104
C'est juste, doivent faire attention	35	41	33	31	170	200	152	129
Ça va	43	40	35	29	210	210	158	202
Plutôt ou vraiment à l'aise	53	51	50	36	250	240	165	207

Note : les montants sont arrondis à la dizaine.

Lecture : 39 % des jeunes adultes dont les parents sont en couple reçoivent un versement monétaire. Pour les parents en couple qui aident ce versement est en moyenne de 200 euros mensuels. 38 % des jeunes dont les parents sont séparés reçoivent un versement monétaire d'au moins l'un des parents. Ils sont 28 % à recevoir des versements de leur mère et 22 % à en recevoir de leur père. Les mères versent 150 euros contre 170 euros pour les pères. En moyenne, les jeunes de parents séparés reçoivent 200 euros par mois.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans résidant en France et dont les deux parents sont en vie.

Tableau 3 – Probabilité de recevoir un versement monétaire régulier des parents et montant de cette aide (régressions)

Variables explicatives	Ensemble des jeunes		Non-cohabitants	
	Probabilité de recevoir (PROBIT)	Montant de l'aide reçue (TOBIT - var-log)	Probabilité de recevoir (PROBIT)	Montant de l'aide reçue (TOBIT - var-log)
<i>Caractéristiques du jeune adulte</i>				
<i>Statut de cohabitation</i>				
Cohabitant	réf.	réf.		
Non-cohabitant	0.19***	131.39***		
<i>Sexe</i>				
Femme	0.11*	3.39	-0.01	14.88
Homme	réf.	réf.	réf.	réf.
<i>Tranche d'âge</i>				
18-20 ans	réf.	réf.	réf.	réf.
21-22 ans	-0.16**	75.54***	-0.2**	76.1***
23-24 ans	-0.52***	61.06***	-0.69***	25.73
<i>Statut d'activité</i>				
Études	réf.	réf.	réf.	réf.
Emploi	-1.3***	-47.52**	-1.26***	-90.72***
Chômage ou inactivité	-0.51***	3.02	-0.49***	-16.81
<i>Statut conjugal</i>				
En couple (cohabitant ou non)	réf.	réf.	réf.	réf.
Pas en couple	0.04	16.03*	0.22***	10.88
<i>Taille de l'unité urbaine de résidence</i>				
Zone rurale	0.07	-9.51	0.29***	-3.67
Petites villes (2 000 à 20 000 hab.)	0	6.98	0.13	20.85
Villes moyennes (20 000 à 100 000 hab.)	-0.08	-13.06	-0.03	11.99
Grandes et très grandes villes (100 000 à 1 000 000 hab.)	réf.	réf.	réf.	réf.
Paris et son agglomération	0.06	22.13*	0.05	9.14
Montant des ressources hors aide parentale (en log)	0.00	0.81	0.00	-4.99
<i>Caractéristiques des parents et de la famille</i>				
<i>Catégorie socioprofessionnelle du père</i>				
Cadre	0.4***	24.3**	0.56***	23.89
Profession intermédiaire	0.08	18.78*	0.25**	19.26
Agriculteur	0.21**	33.87***	0.41***	41.4**
Ouvrier ou employé	réf.	réf.	réf.	réf.
<i>Diplôme de la mère</i>				
Aucun ou inférieur au baccalauréat	réf.	réf.	réf.	réf.
Baccalauréat	0.19**	20.76*	0.28***	47.55***
Bac+2	0.4***	20.58*	0.34***	44.91**
Bac+3 et supérieur	0.55***	55.35***	0.64***	87***
Montant des ressources parentales (en log)	0.25***	35.56***	0.26***	60.15***
<i>Situation conjugale des parents</i>				
En couple	réf.	réf.	réf.	réf.
Séparés ou divorcés	0.21***	39.90***	0.46***	68.56***
<i>Taille de la fratrie</i>				
Aucun frère et sœur	0.14	-9.95	0.2	19.29
Un frère ou sœur	réf.	réf.	réf.	réf.
Deux frères et sœurs	-0.09	-18.72**	-0.12	-45.04***
Trois frères et sœurs et plus	-0.18**	-18.23*	-0.54***	-41.12** →

Tableau 3 (suite)

Variables explicatives	Ensemble des jeunes		Non-cohabitants	
	Probabilité de recevoir (PROBIT)	Montant de l'aide reçue (TOBIT - var-log)	Probabilité de recevoir (PROBIT)	Montant de l'aide reçue (TOBIT - var-log)
Intensité et qualité des relations				
Qualité de la relation				
... mesurée par le caractère non conflictuel de la relation				
Il n'y a pas de problème particulier	réf.	réf.	réf.	réf.
Il y a de temps en temps des tensions	0.05	-11.47	-0.02	-12.67
Il y a souvent des tensions	-0.47*	14.53	0.05	54.15
... mesurée par la qualité ressentie de la relation (échelle de 0 à 10)				
	0.02	7.04**	0.04	13.92***
Intensité de la relation (pour les non-cohabitants)				
... mesurée par les contacts physiques <sup>(a)</sup>				
Contact quotidien			-0.34***	-23.98
Contact régulier			réf.	réf.
Contact occasionnel			0.13	6.16
Contact ponctuel			0.26*	41.99*
Contact rare			0.35	34.01
... mesurée par les contacts médiatisés				
Tous les jours			réf.	réf.
Une à plusieurs fois par semaine			-0.33***	-0.324
Une à plusieurs fois par mois			-0.13	-17.19
Une à plusieurs fois par an			-0.48	-110.3
Indicatrice de service(s) rendu(s) par les parents (lessive, garde d'enfants, etc.)			0.00	-39.42**
Log vraisemblance	-2 179	-15 448	-969	-7 458
Chi2 (degrés de liberté) / Test de Fisher (degrés de liberté) pour le Tobit	925(26)***	34(26, 5 200)***	648(33)***	20(33, 2 874)***
Pseudo R2	0.29	0.06	0.35	0.07
Nombre d'observations	5 226		2 907	

<sup>(a)</sup> le parent avec lequel le jeune a le plus de contacts physiques.

Note : \* le coefficient est significatif au seuil de 10 % ; \*\* au seuil de 5 % ; \*\*\* au seuil de 1 %.

Lecture : le fait d'être en emploi plutôt qu'en études diminue la probabilité de recevoir un versement monétaire de ses parents. Par rapport aux jeunes en études les montants versés, quand le jeune bénéficie d'une aide, sont de 70 à 50 euros inférieurs.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans résidant en France, dont les deux parents sont en vie et ayant toujours des relations avec au moins un parent.

S'ils sont moins souvent aidés, les 21-22 ans perçoivent un montant d'aide supérieur, dans l'ensemble, à celui reçu par les 18-20 ans. Enfin, les jeunes femmes bénéficient plus souvent, dans l'ensemble, d'un versement monétaire régulier de la part de leurs parents, et le montant de ces versements est supérieur à celui reçu par les jeunes hommes.

Les caractéristiques des parents influencent également tant la probabilité pour ces derniers de verser une aide financière que le montant de celle-ci. Les enfants de cadres et de professions libérales sont ainsi ceux qui reçoivent le plus fréquemment des

versements monétaires réguliers : 66 % des fils et filles de cadres (parents en couple) reçoivent une aide financière mensuelle contre 25 % des fils et filles d'ouvriers (cf. tableau 2). L'aide augmente également en fonction du revenu disponible des parents<sup>4</sup>, confirmant des résultats « classiques » (figure VII). La part des jeunes qui bénéficient d'un versement monétaire est ainsi doublée entre le premier et cinquième quintile de revenu

4. Le revenu disponible est issu des appariements socio-fiscaux. Pour les parents non-répondants le revenu disponible a été imputé par l'équipe conceptrice de l'enquête (voir complément en ligne C1).

disponible<sup>5</sup> et le montant progresse d'environ 100 euros, quand les parents sont en couple. Pour les parents séparés, la part de jeunes recevant une aide de leur père est plus que doublée entre le premier et le cinquième quintile et presque triplée pour les aides reçues des mères, tandis que le différentiel de montant versé selon le parent varie de 60 à 80 euros.

Ces différents résultats sont confirmés une fois contrôlées les autres caractéristiques. En effet, la probabilité d'être aidé par les parents et le montant de cette aide sont d'autant plus élevés que les parents sont dans une position favorisée, que cette dernière soit mesurée par le montant des ressources, le diplôme de la mère ou encore la position sociale du père. En revanche, ce qui est assez attendu, l'aide apportée est négativement corrélée à la taille de la fratrie : plus les frères et sœurs du jeune interrogé sont nombreux, moins ce dernier déclare percevoir des aides de ses parents (et les montants sont moins élevés).

Avoir des parents séparés se traduit, à autres caractéristiques semblables, par un montant d'aide plus élevé et une probabilité plus fréquente d'être aidé. Ce résultat, mis en évidence à partir

des données de l'ENRJ, n'est pas classique dans la littérature, qui fait généralement état d'un effet plutôt inverse (Wolff, 2012 ; Le Pape & Tenret, 2016 ; Grobon, 2018). Cet effet positif est vraisemblablement lié à la variable expliquée, les versements monétaires, qui incluent dans l'ENRJ, les pensions alimentaires<sup>6</sup>. En tenant compte, dans un modèle non présenté ici, des autres aides financières régulières<sup>7</sup> souvent plus présentes pour les jeunes dont les parents sont en couple, cet effet devient négatif.

### 3.3. Les versements monétaires, une façon de monnayer l'absence ?

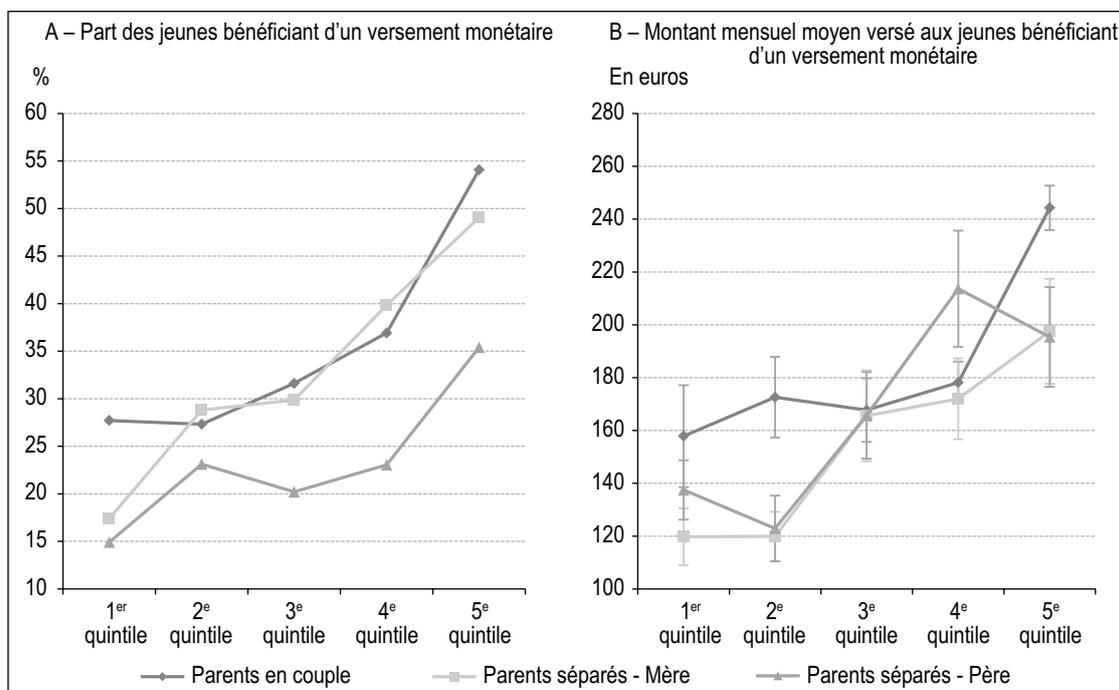
La qualité et l'intensité déclarées des relations familiales modifient également le fait de bénéficier d'une aide comme son montant. Ainsi, seuls 23 à 25 % des jeunes ayant déclaré un faible

5. Afin de ne pas alourdir la rédaction, on désigne par n<sup>e</sup> quintile de revenu les jeunes dont le revenu disponible des parents est compris entre les (n-1)<sup>e</sup> et le n<sup>e</sup> quintile de revenu disponible.

6. 5 % des jeunes dont les parents sont séparés perçoivent directement la pension alimentaire.

7. Comme le financement d'un logement directement par les parents, des courses, des loisirs, etc. (voir complément en ligne C2 pour la liste des autres aides régulières).

Figure VII – Revenu disponible du ménage des parents et versements réguliers monétaires



Notes : les quintiles de revenu disponible sont calculés à partir de la distribution observée du revenu disponible des ménages de parents de jeunes adultes de 18-24 ans. Les intervalles de confiance sont représentés dans le graphe B.

Lecture : 28 % des jeunes adultes dont les parents sont en couple et du premier quintile de revenu disponible reçoivent un versement monétaire mensuel. Il est en moyenne de 160 euros en 2014.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans résidant en France et dont les deux parents sont en vie.

niveau de satisfaction pour qualifier la relation avec leurs parents (inférieur à 5) reçoivent une aide de ces derniers contre 38 % des jeunes satisfaits de la relation, lorsque les parents sont en couple (tableau 4). Dans le cas où les parents sont séparés, cette part est encore plus faible : en cas de mauvaise entente avec leur mère, 12 % des jeunes reçoivent un versement monétaire de celle-ci ; si cela concerne la relation avec leur père, seuls 9 % des jeunes sont aidés par celui-ci. Ces différences s'observent aussi sur le montant des versements monétaires. Les jeunes qui déclarent une absence de tension avec leurs parents (en couple) reçoivent en moyenne mensuelle 210 euros, tandis que ceux qui ne déclarent que des tensions occasionnelles reçoivent en moyenne 150 euros. De même, plus les jeunes se déclarent insatisfaits de la relation avec leurs parents, et plus les montants des versements diminuent.

Le lien entre aide financière reçue et contacts physiques avec les parents ne peut, lui, s'appréhender que pour les jeunes non-cohabitants (les autres étant *a priori* tous en contact quotidien). Ici, on observe l'inverse de ce qui a été noté pour la qualité de la relation : plus les contacts physiques sont fréquents entre les jeunes (non-cohabitants)

et leurs parents, et moins les montants d'aide reçus sont élevés. Ainsi, les jeunes déclarant des visites quotidiennes à leurs parents (en couple) perçoivent des versements mensuels s'élevant en moyenne à 200 euros contre 400 euros parmi ceux déclarant des visites ponctuelles. Le fait que les visites dispensent, en quelque sorte, les parents de donner de l'argent à leurs enfants peut sans doute s'interpréter comme la manifestation d'une « intensité de l'aide pratique » corrélée à l'intensité relationnelle : voir les enfants est l'occasion pour les parents d'apporter des aides de nature non monétaires ; au contraire, lorsque les visites sont plus rares, les parents compenseraient l'absence par un surplus d'aide monétaire (voir complément en ligne C6).

Toutes choses égales par ailleurs, le lien entre intensité et qualité des relations et fréquence (ou montant) de l'aide apportée par les parents aux jeunes se maintient. Si les variables statutaires demeurent significatives, l'introduction des variables relationnelles sur la qualité et l'intensité de la relation aux parents montrent que ces dernières font significativement varier l'aide. Ainsi, parmi l'ensemble des jeunes et toutes choses égales par ailleurs, l'aide reçue augmente de 7 euros (14 euros pour les jeunes

Tableau 4 – Versements monétaires réguliers des parents aux jeunes adultes et intensité et qualité des relations familiales

	Part de jeunes bénéficiaires (en %)				Montant moyen de l'aide pour les bénéficiaires (en euros)			
	Parents en couple		Parents séparés		Parents en couple		Parents séparés	
	Mère	Père	Mère	Père	Mère	Père	Mère	Père
Qualité de la relation								
<i>Mesurée par le caractère non conflictuel de la relation</i>								
Il n'y a pas de problème particulier	39	39	30	28	210	210	160	170
Il y a de temps en temps des tensions	42	42	33	29	170	160	120	170
Il y a souvent des tensions	31	27	19	16	-	-	-	-
<i>Mesurée par la qualité ressentie de la relation</i>								
Insatisfaction de la relation (inf. à 5)	23	25	12	9	-	-	-	160
Satisfaction intermédiaire (de 5 à 8)	43	42	31	25	200	200	140	160
Forte satisfaction (sup. à 8)	38	38	29	30	210	210	160	180
Intensité de la relation mesurée par les contacts médiatiques (pour les non-cohabitants)								
Tous les jours	30	24	22	25	320	390	170	200
Une ou plusieurs fois par semaine	40	40	29	33	320	330	210	180
Une ou plusieurs fois par mois	45	42	23	21	420	330	150	220
Une ou plusieurs fois par an	-	32	17	7	-	-	-	-

Note : « - » : effectifs insuffisants. Les montants sont arrondis à la dizaine.

Lecture : 39 % des jeunes, dont les parents sont en couple, qui déclarent qu'il n'y a pas de tension ou de problème particulier avec le parent avec lequel la relation est la plus favorable, reçoivent un versement monétaire régulier de leurs parents. Ce versement est en moyenne de 210 euros. Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans résidant en France, dont les deux parents sont en vie et ayant toujours des relations avec au moins un parent.

non-cohabitants) lorsque la satisfaction estimée de la relation augmente d'un point, sans que le sens de la relation soit univoque : le jeune pourrait percevoir d'autant plus d'argent que la qualité de la relation est bonne avec ses parents, ou être d'autant plus satisfait de la relation qu'il est aidé financièrement. Les modèles réalisés sur les jeunes non-cohabitants confirment également le lien négatif entre intensité de la relation et probabilité de percevoir une aide parentale pour le jeune. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les jeunes non-cohabitants ont une probabilité d'autant plus forte d'être aidés qu'ils ont des contacts physiques moins fréquents avec leurs parents. Ce résultat pourrait s'interpréter, on l'a vu, comme une manière, pour les parents, de « monnayer l'absence » et la perte de services non monétaires, entre autres, qu'elle représente. À l'opposé toutefois, la probabilité pour les jeunes non-cohabitants d'être aidés augmente avec la fréquence des contacts médiatisés : elle est notamment significativement moins élevée lorsque les contacts se font de manière hebdomadaire plutôt que quotidienne. Ainsi, les contacts téléphoniques peuvent ici s'interpréter comme un indice de proximité relationnelle entre le jeune et ses parents, qui apparaît comme un déterminant positif du soutien financier apporté par la famille aux jeunes adultes.

### 3.4. Entre principe d'aide inconditionnelle des pères et primauté relationnelle pour les mères

Si les parents sont en couple, l'effet des variables relationnelles est surtout visible pour les mères : des tensions fréquentes avec elles se traduisent par des versements monétaires réguliers moindres, si l'on compare à une situation sans tension (voir complément en ligne C5). Au contraire, les variables relationnelles ne semblent avoir aucun effet déterminant sur l'aide financière apportée par les pères quand ils sont en couple. Deux interprétations peuvent expliquer ces résultats. D'une part, plusieurs travaux ont mis en évidence que les hommes lient moins que les femmes l'aide apportée aux enjeux relationnels (Déchaux, 2012 ; Le Pape *et al.*, 2018a). Pour les hommes, l'aide familiale serait inconditionnelle (norme statutaire), et pas liée à la qualité de la relation entre l'aidant et l'aidé. Les femmes en revanche auraient une vision plus relationnelle de la famille, privilégiant la qualité des relations interindividuelles, sur laquelle elles annexeraient l'aide apportée. D'autre part, lorsque les parents sont en couple, ce sont le plus souvent les mères qui prennent en charge l'organisation pratique

des aides matérielles et financières apportées aux jeunes adultes et assurent le travail relationnel<sup>8</sup> dans la famille (Bonvalet, 2003). Ainsi, quand les relations entre le jeune et son père sont difficiles, la mère a un rôle de médiation qui contribue à atténuer l'effet que ces tensions pourraient avoir sur l'aide apportée.

Lorsque les parents sont séparés, les variables relationnelles sont particulièrement significatives et ont un effet important (voir complément en ligne C5). L'existence de tensions entre le jeune et ses parents va avec une probabilité d'être aidé moindre, pour les mères comme pour les pères, et pour les enfants non-cohabitants la faible intensité des contacts médiatiques s'accompagne d'une aide financière réduite des mères et des pères. Pour l'ensemble des jeunes dont les parents sont séparés (cohabitants et non-cohabitants), la satisfaction quant à la relation entretenue avec leur père joue favorablement sur la probabilité de percevoir une aide financière, et son montant. On peut émettre l'hypothèse que si les variables relationnelles ont un effet significatif pour les pères en cas de séparation, c'est notamment parce qu'ils sont amenés à prendre à leur charge une partie du travail relationnel, assuré par leur ex-épouse avant leur rupture. Enfin, l'introduction dans le modèle d'une variable d'interaction entre l'origine sociale et les relations permet d'identifier une interaction significative sur la fréquence et le montant de l'aide apportée, seulement pour les pères séparés, entre la satisfaction de la relation et l'origine sociale (voir le tableau C5-II du complément en ligne C5). Pour les catégories populaires (les ouvriers et les employés) l'effet des relations serait encore plus important. Ce résultat va dans le sens d'autres résultats sur les effets de la séparation qui montrent que, dans les milieux populaires, les pères investissent d'autant plus leur fonction parentale (ici matérialisée par le fait d'aider financièrement son enfant) que les relations sont bonnes tandis que les pères des milieux supérieurs dissocient davantage ce qu'ils perçoivent comme leurs responsabilités parentales des enjeux affectifs de leur relation avec leur enfant (Unterreiner, 2018).

\* \*  
\*

8. Le travail relationnel désigne le fait de maintenir les liens entre les différents membres de la famille, notamment en faisant circuler les informations ou en mettant en relation les uns avec les autres. La plupart du temps, ce sont les femmes qui assurent ce travail relationnel et ont ainsi, un rôle de « kinkeeping » (Déchaux, 2009).

Les recherches sur les solidarités familiales ne se sont que très récemment intéressées à la dimension relationnelle des transferts intergénérationnels. Ici, les travaux américains font figure de précurseurs, même si les indicateurs mobilisés pour mesurer les relations familiales sont souvent limités. Inversement, des recherches sociologiques et anthropologiques se sont intéressées à la place de l'argent dans la famille et à ce que ces transferts révèlent des relations familiales d'un point de vue essentiellement qualitatif. Cet article s'inscrit à la jonction entre ces deux approches, en proposant une réflexion sur les liens entre argent et sentiment dans la famille. En se basant sur ce que la littérature sociologique décrit comme deux dimensions des relations familiales – l'intensité d'une part et la qualité d'autre part – nous avons pu observer comment celles-ci modifient l'aide financière des parents à leurs enfants.

Concernant l'intensité de la relation, on aboutit à un résultat apparemment paradoxal. D'une part, il semble que moins les jeunes ont de contacts physiques avec leurs parents, et plus l'aide financière qu'ils reçoivent est importante. Nous interprétons ce résultat comme un effet de compensation : l'aide financière vient palier les services qui ne peuvent être rendus au quotidien. Tout se passe comme si les parents « monnaient » l'absence par leur aide financière, celle-ci remplaçant les services qui pourraient être rendus au cours des visites fréquentes du jeune. Ce jeu de « vases communicants » entre les services matériels rendus et des versements monétaires montre que les familles adaptent l'aide apportée à la situation du jeune. D'autre part, l'aide financière régulière est également déterminée – positivement cette fois – par la fréquence des contacts médiatisés. Ainsi, la probabilité pour les jeunes non-cohabitants d'être aidés augmente avec la fréquence de leurs appels téléphoniques ou autres contacts médiatisés. Ce résultat peut s'interpréter aisément si l'on considère que, contrairement aux visites qui peuvent

s'apparenter pour certains jeunes à une forme d'« obligation » formalisée vis-à-vis de leurs parents (Bidard & Pellissier, 2007), les appels, SMS ou autres contacts médiatisés mesurent de manière plus directe une proximité relationnelle. La qualité perçue de la relation, quant à elle, est liée également à l'aide apportée, sans que le sens du lien soit évident : plus les jeunes considèrent qu'ils ont une bonne relation avec leurs parents, plus l'aide sera fréquente et importante, mais l'aide reçue peut aussi influencer le jugement sur la qualité de la relation.

Les résultats présentés dans cet article vont dans le sens d'une norme statutaire déclinant au profit d'une norme affective. En effet, la qualité des relations entre parents et enfants apparaît tout autant déterminante, en matière d'aide parentale, que les caractéristiques sociodémographiques des parents et celles de leurs enfants. L'analyse séparée des relations des jeunes avec leur père, d'une part, et avec leur mère d'autre part, a permis d'affiner cette analyse. Nous avons ainsi montré que les variables relationnelles jouent davantage pour les mères que pour les pères quand les parents sont en couple. Ce résultat va dans le sens de conceptions genrées de l'aide, plus prégnantes dans les situations familiales traditionnelles : à une conception de l'aide familiale fondée sur le registre de l'inconditionnel, plus fréquente chez les pères, s'opposerait une vision relationnelle de la famille, à laquelle les mères subordonneraient davantage l'aide apportée (Le Pape *et al.*, 2018b). Pour les jeunes dont les parents sont séparés, la qualité de la relation a une influence significative sur l'aide apportée par les pères, qui sont confrontés, pour certains, aux négociations affectives et au travail relationnel, assurés jusqu'alors par leur ex-conjointe. Le poids des relations joue donc différemment selon les situations familiales et montre des effets de genre, particulièrement intéressants pour comprendre les mécanismes de l'aide familiale dans un contexte de hausse des séparations et de reconfiguration de la famille. □

**Lien vers les compléments en ligne :** [https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514404/ES-514-515-516\\_LePape-Portela-Tenret\\_Complements.pdf](https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514404/ES-514-515-516_LePape-Portela-Tenret_Complements.pdf)

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Amato, P. R., Rezac, S. J. & Booth, A. (1995).** Helping between Parents and Young Adult Offspring: The Role of Parental Marital Quality, Divorce and Remarriage. *Journal of Marriage and Family*, 57(2), 363–374. <https://doi.org/10.2307/353690>
- Aquilino, W. S. (1994).** Impact of Childhood Family Disruption on Young Adults' Relationships with Parents. *Journal of Marriage and Family*, 58(2), 295–313. <https://doi.org/10.2307/353101>
- Aquilino, W. S. (2005).** Impact of Family Structure on Parental Attitudes toward the Economic Support of Adult Children over the Transition to Adulthood. *Journal of Family Issues*, 26(2), 143–167. <https://doi.org/10.1177/0192513X04265950>
- Arrondel, L. & Wolff, F.-C. (1998).** La nature des transferts *inter-vivos* en France : investissements humains, aides financières et transmission du patrimoine. *Économie & prévision*, 135, 1–27. <https://doi.org/10.3406/ecop.1998.5920>
- Barnet-Verzat, C. & Wolff, F.-C. (2001).** L'argent de poche versé aux jeunes : l'apprentissage de l'autonomie financière. *Économie & Statistique*, 343, 51–72. <https://doi.org/10.3406/estat.2001.7461>
- Becker, G. (1991).** *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bellidenty J. (2018).** Études, travail, logement : Comment les enfants de parents séparés entrent dans l'âge adulte ? *Études et résultats*, N° 1071. <http://www.epsilon.insee.fr:80/jspui/handle/1/78077>
- Bidart, C. & Pellissier, A. (2007).** Entre parents et enfants : liens et relations à l'épreuve du cheminement vers la vie adulte. *Politiques sociales et familiales*, 90, 29–39. <https://doi.org/10.3406/caf.2007.2325>
- Bonvalet, C. (2003).** La famille entourage local. *Population*, 58(1), 9–44. <https://doi.org/10.3917/popu.301.0009>
- Bott, E. (1957).** *Family and Social Network: Roles, Norms, and External Relationships in Ordinary Urban Families*. Londres: Tavistock Publications Ltd.
- Bozon, M. & Villeneuve-Gokalp, C. (1994).** Les enjeux de relations entre générations à la fin de l'adolescence. *Population*, 49(6), 1527–1556. <https://doi.org/10.2307/1534021>
- Bozon, M. & Villeneuve-Gokalp, C. (1995).** L'art et la manière de quitter ses parents. *Population et Sociétés*, N° 297. <https://www.ined.fr/fr/publications/editions/population-et-societes/l-art-et-la-maniere-de-quitter-ses-parents/>
- Castell, L. & Grobon, S. (2020).** Inégalités de niveau de vie entre jeunes adultes – Une approche individualisée. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- Castell, L., Portela, M. & Rivalin, R. (2016).** Les principales ressources des 18-24 ans. Premiers résultats de l'enquête nationale sur les ressources des jeunes. *Études et résultats* et *Insee Première*, N° 965 et N°1603. <http://www.epsilon.insee.fr:80/jspui/handle/1/44333>
- Charles, N., Le Pape, M.-C., Portela, M. & Tenret, É. (2019).** Soutenir le jeune et son projet : les logiques éducatives parentales à l'épreuve de l'insertion professionnelle. *Revue française des affaires sociales*, 2, 119–142. <https://doi.org/10.3917/rfas.192.0119>
- Cordazzo, Ph. & Tenret, É. (2011).** L'économie étudiante. In: Galland, O., Verley, É. & Vourc'h, R. (Eds.), *Les mondes étudiants. Enquête Conditions de vie 2010*, chap. 18. Paris: La Documentation française.
- Cox, D. (1987).** Motives for Private Income Transfers. *Journal of Political Economy*, 95(3), 508–546. <https://www.jstor.org/stable/1831976>
- Déchaux, J.-H. (1994).** Les échanges dans la parenté accentuent-ils les inégalités ? *Sociétés Contemporaines*, 17, 75–90. <https://doi.org/10.3406/socco.1994.1155>
- Déchaux, J.-H. (2003).** La parenté dans les sociétés occidentales modernes : un éclairage structural. *Recherches et Prévisions*, 72, 53–63. <https://doi.org/10.3406/caf.2003.1989>
- Déchaux, J.-H. (2009).** Les femmes dans les parentèles : atouts et contraintes d'une position centrale. *Politiques familiales et sociales*, 95, 7–17. <https://doi.org/10.3406/caf.2009.2424>

- Déchaux, J.-H. (2012).** Famille : que reste-t-il du modèle patriarcal ? *In*: Galland, O. & Roudet, B. (Eds.), *Une Jeunesse différente ? Les valeurs des jeunes Français depuis 30 ans*, pp. 148–154. Paris: La Documentation française.
- Faure, L. & Le Dantec, E. (2017).** Expériences résidentielles, insécurité socio-économique et reconfiguration des appartenances sociales lors de l'entrée dans la vie adulte. *Sociologie*, 8(2), 161–180.  
<https://doi.org/10.3917/socio.082.0161>
- Fingerman, K., Miller, L. M., Birditt, K. S. & Zarit, S. (2009).** Giving to the Good and the Needy: Parental Support and Grown Children. *Journal of Marriage and Family*, 71(5), 1220–1233.  
<https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2009.00665.x>
- Ghasarian, C. (1996).** *Introduction à l'étude de la parenté*. Paris: Seuil.
- Goldscheider, F., Thornton, A. & Yang, L. (2001).** Helping out the kids: Expectations about parental support in young adulthood. *Journal of Marriage and Family*, 63(3), 727–740.  
<https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2001.00727.x>
- Grobon, S. (2018).** Combien coûte un jeune adulte à ses parents ? *Insee Références – Les Revenu et patrimoine des ménages*, pp. 65–80. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3559099?sommaire=3549502>
- Hardie, J. H. & Seltzer, J. A. (2016).** Parent-Child Relationships at the Transition to Adulthood: A Comparison of Black, Hispanic, and White Immigrant and Native-Born Youth. *Social Forces*, 95(1), 321–354.  
<https://doi.org/10.1093/sf/sow033>
- Henchoz, C. & Séraphin, G. (2017).** Introduction. Famille et argent. *Recherches familiales*, 14(1), 3–8.  
<https://doi.org/10.3917/rf.014.0003>
- Herpin, N. & Déchaux, J.-H. (2004).** Entraide familiale, indépendance économique et sociabilité. *Économie et Statistique*, 373, 3–32. <https://doi.org/10.3406/estat.2004.7256>
- Herpin, N. & Verger, D. (1997).** Les étudiants, les autres jeunes, leur famille et la pauvreté. *Économie et Statistique*, 308-309-310, 211–227. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2599>
- Kirkpatrick Johnson, M. (2013).** Parental Financial Assistance and Young Adults' Relationships With Parents And Well-being. *Journal of Marriage and Family*, 75(3), 713–733. <https://doi.org/10.1111/jomf.12029>
- Laferrère, A. (2005).** Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges. *Économie & Statistique*, 381–382, 147–175. <https://doi.org/10.3406/estat.2005.7212>
- Le Pape, M.-C. & Tenret, É. (2016).** Solidarités familiales et conditions de vie étudiantes : des disparités objectives aux inégalités perçues. *In*: Giret, J.-F., Van de Velde, C. & Verley, É. (Eds.), *Les Vies étudiantes. Tendances et inégalités*, chap. 2. Paris: La Documentation française.
- Le Pape, M.-C., Tenret, É., Véron, B., Pietropaoli, K. & Duru-Bellat, M. (2018a).** « Ce sont ceux qui en parlent le plus qui en font le moins ». Pratiques et normes de solidarité familiale chez les femmes et les hommes dans la France contemporaine. *Nouvelles Questions Féministes*, 37(1), 31–51.  
<https://doi.org/10.3917/nqf.371.0031>
- Le Pape, M.-C., Portela, M. & Tenret, É. (2018b).** « Ça n'a pas de sens de compter comme ça ». Difficultés et limites d'une approche comptable des aides financières et matérielles apportées aux jeunes adultes dans la famille. *Sociologie*, 9(4), 417–436. <https://doi.org/10.3917/socio.094.0417>
- Lièvre, A. (2018).** Les ressources des étudiants selon la formation suivie. *Note d'information SIES*, N° 5.  
<http://www.epsilon.insee.fr:80/jspui/handle/1/76653>
- Masson, A. (2002).** Économie des transferts entre générations : altruisme, équité, réciprocité indirect, ambivalence... *In*: Aglietta, M., Blanchet, D. & Héran, F., *Démographie et économie*. Paris: La Documentation française.
- Martin, C. (1996).** Solidarités familiales : débat scientifique, enjeu politique. *In*: Kaufmann, J.-C. (Ed.), *Faire ou faire-faire ? Famille et services*. Rennes : Presses universitaires de Rennes.
- Maunaye, E. & Molgat, M. (2003).** *Les jeunes adultes et leurs parents. Autonomie, liens familiaux et modes de vie*. Laval: Presses de l'Université Laval.

- Paugam, S. & Zoyem, J.-P. (1997).** Le soutien financier de la famille : une forme essentielle de la solidarité. *Économie et Statistique*, 308-309-310, 187-210. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2598>
- Régnier-Loilier, A. (2012).** Influence de la fratrie sur les relations entre enfants adultes et parents. *Politiques sociales et familiales*, 108, 116-123. <https://doi.org/10.3406/caf.2012.2695>
- Régnier-Loilier, A. (2013).** Quand la séparation des parents s'accompagne d'une rupture du lien entre le père et l'enfant. *Population et Sociétés* N° 500. <https://www.ined.fr/fr/publications/editions/population-et-societes/separation-parents-rupture-lien-pere-enfant/>
- Robert-Bobée, I. (2002).** Parmi les jeunes ne vivant plus chez leurs parents, les étudiants sont les plus aidés par leur famille. *Insee Première* N° 826. <http://www.epsilon.insee.fr:80/jspui/handle/1/464>
- Siennick, S. E. (2011).** Tough Love? Crime and Parental Assistance in Young Adulthood. *Criminology*, 49(1), 163-195. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2010.00221.x>
- Silverstein, M., Parrott, T. M. & Bengtson, V. L. (1995).** Factors that Predispose Middle-Aged Sons and Daughters to Provide Social Support to Older Parents. *Journal of Marriage and Family*, 57(2), 465-475. <https://doi.org/10.2307/353699>
- Swartz, T. T. (2009).** Intergenerational Family Relations in Adulthood: Patterns, Variations, Implications in the Contemporary United States. *Annual Review of Sociology*, 35, 191-212. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.34.040507.134615>
- Swartz, T. T., Kim, M., Uno, M., Mortimer, J. & O'Brien, K. B. (2011).** Safety Nets and Scaffolds: Parental Support in the Transition to Adulthood. *Journal of Marriage and Family*, 73(2), 414-429. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2010.00815.x>
- Unterreiner, A. (2018).** Le quotidien des familles après une séparation. État de la recherche internationale sur l'organisation de la vie des familles de couples séparés. *Les Dossiers de la DREES* N° 27. <http://www.epsilon.insee.fr:80/jspui/handle/1/76973>
- Weber, F. (2013).** *Penser la parenté aujourd'hui. La force du quotidien*. Paris: Éditions rue d'Ulm.
- Wolff, F.-C. (2000).** Les transferts versés aux enfants et aux parents : altruisme ou échange intertemporel ? *Économie et prévision*, 142, 67-91. <https://doi.org/10.3406/ecop.2000.5988>
- Wolff, F.-C. (2010).** Private Intergenerational Contact in France and the Demonstration Effect. *Applied Economics*, 33(2), 143-153. <https://doi.org/10.1080/00036840122181>
- Wolff, F.-C. (2012).** Les parents sont-ils vraiment si peu altruistes ? *Revue économique*, 63(2), 315-337. <https://doi.org/10.3917/reco.632.0315>
- Young, M. & Willmott, P. (2010 [1957]).** *Le Village dans la ville*. Paris: Centre Georges Pompidou, Centre de création industrielle.
- Zelizer, V. (1985).** *Pricing the Priceless Child. The Changing Social Value of Children*. Princeton: Princeton University Press.
-

# Les décisions des jeunes dans la transition vers la vie adulte en France : l'influence de facteurs familiaux

## *Young People's Decisions in the Transition to Adulthood in France: The Influence of Family Factors*

Audrey Rose Menard\* et Vincent Vergnat\*\*

**Résumé** – L'entrée dans la vie adulte se caractérise par différents choix. Parmi eux, le choix d'étudier, de quitter le foyer parental ou de travailler. Cet article examine les liens possibles entre l'environnement familial et les choix effectués par les jeunes adultes en s'appuyant sur des données issues de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ). La méthodologie économétrique adoptée nous permet de prendre en compte la quasi simultanée de ces décisions. Outre la structure familiale, les revenus, la situation géographique et la catégorie socio-professionnelle des parents, nous intégrons des indicateurs mesurant la qualité relationnelle des jeunes avec leurs parents. Nous montrons en particulier que la situation professionnelle et financière des parents n'est pas le seul déterminant des décisions prises par le jeune : la qualité des relations avec les parents conditionne, elle aussi, ses décisions.

**Abstract** – *Entering adulthood is characterised by different choices. These include choosing whether or not to study, leave the parental home or work. This article examines the potential links between family environment and the choices made by young adults using data from the Enquête nationale sur les ressources des jeunes (ENRJ, National survey on the resources of young adults). The econometric methodology adopted allows us to take into account the quasi-simultaneous nature of these decisions. Aside from family structure, income, geographic location and the socio-professional category of the parents, we include indicators measuring the quality of young people's relationships with their parents. In particular, we show that the professional and financial situation of the parents is not the only determining factor of the decisions made by young people; the quality of young people's relationships with their parents also has an influence on their decisions.*

Codes JEL / JEL Classification: C35, D10, J13

Mots-clés : jeunesse, décision de travail et d'études, probit trivarié

Keywords: youth, work and study decisions, trivariate probit

\* Laboratoire d'Économie et de Management Nord-Atlantique, Université de Nantes ([audrey.menard@univ-nantes.fr](mailto:audrey.menard@univ-nantes.fr)) ; \*\* Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER) & Université du Luxembourg ([vincent.vergnat@uni.lu](mailto:vincent.vergnat@uni.lu))

Les auteurs remercient Bertrand Koebel, Mathieu Lefebvre, François Legendre, Elena Stancanelli, Isabelle Terraz, Ralf Wilke et François-Charles Wolff ainsi que les deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires constructifs.

Reçu le 1<sup>er</sup> octobre 2018, accepté après révisions le 19 juin 2019.

Citation : Menard, A. R. & Vergnat, V. (2020). Young People's Decisions in the Transition to Adulthood in France: The Influence of Family Factors. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 93-111. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2011>

L'entrée dans la vie adulte est un phénomène d'autant plus compliqué à définir qu'il relève d'un processus parfois long et souvent non linéaire. Des études sociologiques se sont spécifiquement intéressées à la transition vers l'âge adulte depuis les années 1970. Ainsi, Modell *et al.* (1976) ont défini l'entrée dans l'âge adulte par cinq marqueurs sociaux, à savoir : la fin des études, l'entrée sur le marché du travail, le départ du foyer familial, le mariage et la création d'un nouveau ménage. Évidemment, cette définition est une construction, la notion d'adulte même étant culturelle et variable historiquement. Toutefois, cette transition renvoie généralement à un certain nombre de changements qui font passer le jeune du statut de dépendant au statut d'indépendant. Pour Galland (1995), le passage à l'âge adulte met en jeu l'interaction de stratégies professionnelles et familiales, qui se traduit par un passage de l'école au travail et de la famille d'origine à la famille de procréation. Il met en évidence l'allongement de cette transition, la désynchronisation des décisions prises par les jeunes adultes ainsi que l'émergence de plus en plus fréquente de situations intermédiaires. Ces transitions ne sont en outre pas systématiquement inéluctables, ni irréversibles. En effet, tous les jeunes adultes ne passent pas nécessairement l'ensemble de ces seuils et peuvent revenir en arrière sur certaines étapes (quitter le foyer parental et y revenir, par exemple). Certains sociologues parlent alors de « transitions yo-yo » (Walther, 2006). Ainsi, comme l'explique Van de Velde (2015), la sociologie des âges n'a pas de consensus sur la définition de la jeunesse et, par là-même, de l'âge adulte. Certains travaux remettent alors en cause la définition de l'âge adulte reposant sur des seuils (voir l'article de Robette dans ce numéro).

Certains jeunes entrent rapidement dans l'âge adulte selon la définition des seuils, tandis que d'autres franchissent uniquement certains marqueurs d'indépendance, et que d'autres, enfin, se trouvent dans des situations intermédiaires (travail-études, semi-cohabitation). Nous nous intéressons dans cet article aux déterminants des décisions de poursuivre des études, de travailler et de quitter le foyer parental, trois décisions qui nous paraissent interdépendantes et souvent prises dans un laps de temps très court. Étant donné l'allongement des transitions et le caractère réversible de certaines situations, il nous semble que les déterminants des choix des jeunes adultes sont à analyser quand ces décisions commencent à être prises, c'est-à-dire principalement à la sortie du secondaire. En

effet, selon les données issues de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ, réalisée par la DREES et l'Insee en 2014) de nombreux jeunes de 18 à 24 ans ont déjà quitté le foyer parental (seuls 56 % des 18-24 ans vivent encore exclusivement chez leurs parents) et, si 51 % d'entre eux se déclarent étudiants, ils sont 42 % à déclarer avoir une activité rémunérée au moment de l'enquête et 26 % à déclarer cumuler activité professionnelle et études<sup>1</sup>. Ainsi, une majorité des jeunes de cette tranche d'âge a déjà franchi l'un ou l'autre des marqueurs, souvent de manière simultanée. Pourtant, les déterminants de ces décisions, qui conditionnent pour une grande part l'avenir des jeunes, sont peu étudiés dans la littérature économique. Nous proposons d'en faire une analyse statistique à partir d'une modélisation jointe des choix de travailler, d'étudier et de quitter le domicile familial.

Notre article s'inscrit dans une littérature émergente (par exemple Martínez-Granado & Ruiz Castillo, 2002 ; Giannelli & Monfardini, 2003 ; Wolff, 2006). Il s'intéresse aux choix des jeunes adultes en France, en portant un intérêt particulier sur l'environnement et les relations familiales. L'ENRJ offre pour cela un ensemble inédit d'informations relatives aux caractéristiques des jeunes, de leurs parents et de leurs décisions, des informations auparavant souvent absentes et/ou restreintes aux jeunes étudiants ou à ceux qui vivent avec leurs parents. Nous pouvons ainsi analyser l'ensemble des jeunes résidant en France, en prenant en compte la diversité des situations d'activité, d'études, de résidence et de structures familiales qui caractérise ce groupe d'âge. Les données de l'ENRJ nous permettent d'examiner l'influence de leur environnement familial sur les choix des jeunes adultes *via* différents canaux : la situation sociale des parents, la présence d'une solidarité plus élargie dans la famille mais également les relations parents-enfants.

Le reste de l'article est structuré de la façon suivante. Une première section est consacrée à la littérature concernant la transition vers la vie adulte. La deuxième section décrit les données et les variables utilisées dans l'étude, et propose un premier aperçu descriptif de la situation des jeunes adultes. Les deux sections suivantes présentent successivement le modèle d'estimation puis les résultats. L'article se termine par une discussion des implications de nos résultats pour les politiques publiques.

1. Les chiffres donnés dans l'introduction sont tous issus de l'ENRJ. Pour avoir un échantillon représentatif des 18-24 ans résidant en France, nous avons appliqué les pondérations fournies dans l'enquête.

## 1. Les décisions à l'entrée dans l'âge adulte : une revue de littérature

La poursuite de la cohabitation des jeunes avec leurs parents est une question qui a notamment intéressé les économistes à partir des années 1980. Par exemple, McElroy (1985) montre que la cohabitation permet de maintenir un certain niveau d'utilité et que les parents constituent alors une assurance contre le non-emploi pour les jeunes. Ermisch (1999) complète l'analyse en intégrant le coût du logement au niveau régional, et montre que la probabilité que le jeune décohabite est plus faible lorsque le loyer moyen est plus élevé.

Dans leur étude portant sur 11 pays européens, Blanc & Wolff (2006) montrent que ce sont surtout les revenus du jeune, plus que ceux des parents, qui jouent un rôle dans leur décision de cohabiter ou non. Selon Laferrère (2005), le faible impact des revenus parentaux sur le choix de décohabiter résulte de deux effets opposés. Des parents aisés peuvent davantage aider financièrement les jeunes adultes à trouver un logement indépendant. Mais ils ont également plus de chances d'avoir des logements grands et agréables pouvant inciter le jeune à y rester. Ainsi, les caractéristiques du logement parental (incluant la taille de la ville de résidence) auraient un impact plus fort que les revenus des parents sur le choix de décohabiter.

La situation du jeune adulte sur le marché du travail joue également un rôle déterminant dans sa prise de décision. En particulier, Becker *et al.* (2010) et Solard & Coppoletta (2014) mettent en évidence l'importance du niveau d'études et de la position du jeune sur le marché du travail dans le choix de décohabiter. Plus son niveau d'études est faible, plus le jeune rencontre des difficultés pour trouver un emploi et plus il retarde sa décision de quitter le foyer parental. La probabilité de décohabiter est en effet plus faible lorsque le jeune est au chômage (Courgeau, 2000), et elle est plus élevée avec l'insertion professionnelle durable ; Dormont & Dufour-Kippelen (2000) mettent ainsi en avant le rôle joué par un contrat à durée indéterminée dans la prise de décision du jeune. Toutefois, ce rôle est limité : en effet, même inséré sur le marché du travail, un jeune peut décider de rester dans le foyer parental pour bénéficier des économies d'échelle et atteindre un meilleur niveau de vie. Enfin, Thiphaine (2002) observe que la décohabitation est plus fréquente pour les étudiants de l'enseignement supérieur qu'en moyenne pour l'ensemble des jeunes, car quitter le foyer parental peut s'imposer lorsque l'offre

de formation à proximité est insuffisante voire inexistante. Selon Casteran *et al.* (2006), l'apparition de l'aide personnelle au logement a contribué à une baisse de la cohabitation des étudiants avec leurs parents par rapport aux années 1970, en facilitant le départ du foyer parental pour se rapprocher des établissements universitaires, et donc, souvent, des grandes agglomérations.

Quitter ou non le foyer parental n'est pas l'unique décision à laquelle se confronte un jeune en transition vers l'âge adulte ; l'autre grande décision concerne la poursuite d'études et/ou le travail. L'influence de la famille, et plus spécifiquement des parents, sur ces choix a déjà été étudiée dans la littérature. En particulier, deux théories se sont développées : l'une selon laquelle les enfants héritent des caractéristiques de leurs parents qui les incitent à avoir un niveau d'éducation au moins équivalent au leur ; l'autre selon laquelle le niveau de capital humain et/ou financier des parents pousse les parents à investir dans l'éducation de leurs enfants. Ainsi, selon Keane & Wolpin (2001) les transferts parentaux (qu'ils soient monétaires ou en nature) augmentent le niveau d'éducation des jeunes adultes américains. Ermisch & Francesconi (2001a ; 2001b) montrent aussi que les enfants de propriétaires ont plus de chances d'avoir un niveau d'éducation élevé, et que ceux ayant grandi dans des familles monoparentales, nombreuses ou ayant de faibles revenus ont, au contraire, tendance à avoir un niveau d'éducation plus faible.

Concernant l'offre de travail des jeunes en France, Wolff (2006) ne trouve aucun effet significatif des transferts parentaux sur la décision du jeune étudiant d'intégrer le marché du travail. Même les enfants de cadres supérieurs et de professions intermédiaires, qui tendent à recevoir plus d'argent de poche que les autres jeunes, ne semblent pas être influencés par l'aide parentale dans leur décision de devenir actifs. Cependant, Bachmann & Boes (2014) mettent en évidence un effet négatif des transferts parentaux sur la décision d'intégrer l'emploi des jeunes étudiants en Suisse, tout comme Gong (2009) et Kalenkoski & Pabilonia (2010) pour les États-Unis et Dustmann *et al.* (2009) pour le Royaume-Uni.

Enfin, certaines études ont analysé simultanément les choix d'étudier, de travailler et de décohabiter. Martínez-Granado & Ruiz-Castillo (2002) montrent ainsi l'importance de prendre en compte simultanément ces trois décisions interdépendantes et mettent en avant le rôle de l'aide financière parentale dans la prise de décision des jeunes espagnols. Similairement, Giannelli

& Monfardini (2003) soulignent que la faible probabilité de trouver un emploi conditionne la cohabitation au sein du foyer familial mais oriente aussi davantage les jeunes italiens vers la poursuite des études que vers le marché du travail.

## 2. Échantillon, variables de l'étude et première approche descriptive

Notre étude s'appuie sur des données issues de l'ENRJ réalisée par l'Insee et la DREES en 2014 en France. 5 776 jeunes adultes âgés de 18 à 24 ans au 1<sup>er</sup> octobre 2014, vivant ou non avec leurs parents, ont été interrogés en métropole, en Guadeloupe et à la Réunion<sup>2</sup>. L'enquête prévoyait également une interrogation des parents, soit l'un des deux pour les jeunes dont les parents vivent ensemble, soit les deux pour les jeunes dont les parents sont séparés.

### 2.1. L'échantillon

Pour construire notre échantillon, nous partons des 5 197 jeunes pour lesquels nous disposons de réponses du (ou des) parent(s). Nous en excluons tout d'abord ceux qui préparent un diplôme de l'enseignement secondaire (840 observations) afin d'éviter un biais d'estimation. En effet, pour les décisions étudiées dans cet article, les lycéens n'ont pas la même latitude que les étudiants de l'enseignement supérieur. En matière d'éducation, les jeunes adultes qui sont encore dans le secondaire après 18 ans sont bien souvent déjà engagés depuis un ou deux ans dans une filière de fin d'étude secondaire (baccalauréats général, technologique, professionnel ou BEP/CAP) : le lycéen n'a d'autre choix (sauf réorientation ou abandon) que de continuer dans cette filière pour finir son cursus secondaire. Concernant le choix de cohabiter, nous supposons qu'il est relativement contraint par le lycée de secteur. Enfin, le cadre horaire des cours dispensés et l'obligation de présence dans l'enseignement secondaire laisse peu de place à la possibilité d'occuper un emploi régulier en parallèle.

Nous excluons par ailleurs les jeunes pour lesquels l'information sur la taille de l'aire urbaine de résidence du parent n'est pas renseignée (67 observations) ou pour lesquels les catégories socioprofessionnelles du père et de la mère sont manquantes (16 observations). Pour finir, nous excluons 8 observations (même si un questionnaire parent est rempli) qui déclarent n'avoir plus aucun lien avec leurs parents du fait d'une rupture relationnelle, d'un décès ou d'une

combinaison des deux. Nous considérons en effet que l'absence totale de relations avec les parents exclue, *de facto*, la possibilité de pouvoir cohabiter avec ces derniers. Au contraire, les jeunes qui déclarent une situation tendue avec un parent, gardant toutefois le contact, peuvent encore avoir ce choix de cohabiter ou non. L'échantillon final se compose ainsi de 4 266 jeunes.

Par ailleurs, lorsque deux parents séparés ont répondu (681 jeunes), nous avons sélectionné le questionnaire du parent avec lequel le jeune a principalement vécu depuis la séparation, sauf pour 125 jeunes ayant vécu en résidence alternée ou dans une autre configuration ne permettant pas de se baser sur le temps passé avec l'un ou l'autre parent ; dans ce cas, nous avons opté pour le questionnaire de la mère<sup>3</sup>.

### 2.2. Les variables

Nos variables d'intérêt portent sur trois dimensions des transitions des jeunes vers l'âge adulte : quitter le domicile des parents, poursuivre des études, travailler.

Tout d'abord, la décohabitation. C'est un processus non linéaire (Villeneuve-Gokalp, 2000) se traduisant par des allers-retours fréquents au foyer parental et par des situations intermédiaires dites de « semi-cohabitation ». Nous définissons ici la décohabitation comme le fait de vivre dans au moins un logement sans ses parents, y compris seulement une partie du temps ; nous assimilons donc les semi-cohabitants aux décohabitants (comme le font Castell *et al.*, 2016).

Ensuite, pour caractériser la participation au marché du travail, nous souhaitons distinguer les jeunes qui travaillent pour gagner de l'argent de poche de ceux qui travaillent plus régulièrement pour vivre de leurs ressources propres. Ainsi, nous considérons qu'un jeune est « actif » s'il a exercé une activité rémunérée la semaine précédant l'enquête et que cette activité est effectuée tout au long de l'année ou sur de longues périodes, ou s'il est sans emploi et a engagé une démarche active de recherche d'emploi le mois précédant l'enquête. Par ailleurs, un jeune est considéré comme « étudiant » s'il est inscrit dans un établissement d'enseignement au moment de

2. Y compris les jeunes vivant en cité universitaire ou en foyer de jeunes travailleurs.

3. Dans 76 % des cas, un enfant mineur vit avec sa mère après un divorce (voir Bonnet *et al.*, 2015). Nous avons réalisé les estimations en utilisant alternativement le questionnaire du père, et les résultats ne sont pas sensibles à ce choix.

l'enquête. Avec ces critères, les étudiants travaillant toute l'année en parallèle de leurs études sont donc également considérés comme actifs ; en revanche, ceux qui n'ont une activité rémunérée que de manière occasionnelle ou lors de vacances scolaires ne sont pas considérés comme étant actifs.

Pour appréhender les déterminants familiaux des décisions des jeunes, nous mobilisons les informations sur le revenu des parents, leur catégorie socioprofessionnelle (la plus élevée entre le père et la mère), l'existence d'une aide familiale plus large (transferts provenant des grands-parents, oncles/tantes). Nous intégrons également des variables qui caractérisent le parent répondant : son âge, son statut d'activité et un ensemble de variables qui caractérisent son logement et ses occupants (taille de l'unité urbaine de résidence, statut d'occupation du logement, nombre de personnes dans le logement, d'enfants de 18 à 24 ans en distinguant ceux qui résident dans le logement parental et ceux qui vivent ailleurs). Enfin, notre contribution à la littérature existante consiste à intégrer une mesure de la présence de tensions avec les parents.

Pour limiter les biais d'estimation liés à des caractéristiques non observées du jeune, nous incluons des variables de contrôle exogènes telles que l'âge, le diplôme, le sexe, l'état de santé ou encore la possession du permis de conduire<sup>4</sup>. S'ajoutent plusieurs variables mesurant les revenus sociaux (indemnités de chômage, Revenu de solidarité active ou prestations familiales) perçus les mois précédant l'enquête et le nombre de mois de perception. Nous tenons compte également de la possibilité que le jeune ait perçu une bourse de l'enseignement supérieur au cours de l'année précédant l'enquête, pour limiter les biais d'endogénéité. En effet, un jeune percevant une bourse d'étude en  $t$  est forcément étudiant en  $t$  ; par contre, avoir perçu ou non une bourse l'année précédente peut influencer sa décision de poursuivre ou non ses études.

### 2.3. Première approche descriptive

Nous proposons maintenant un rapide tableau descriptif de la situation socioéconomique et démographique des jeunes adultes, de leur situation financière et de leurs relations avec leurs parents. Plutôt qu'un panorama « à plat », nous avons essayé d'illustrer l'imbrication des trois dimensions qui nous intéressent. Les statistiques descriptives associées sont détaillées dans les tableaux 1, 2 et 3.

Dans la tranche d'âge à laquelle nous nous intéressons, un peu plus de la moitié des jeunes (53 %) sont en cours d'études (tableau 1). Pour plus de la moitié des individus de l'échantillon (et notamment les étudiants puisqu'ils sont encore en formation initiale), le dernier diplôme obtenu est le baccalauréat. Notons qu'un quart des non-étudiants déclarent vouloir reprendre des études dans le futur (voir annexe 2, tableau A2-1).

La cohabitation avec les parents concerne en moyenne 49 % des jeunes adultes. Cette proportion est moindre parmi les étudiants que parmi les non-étudiants : 36 % seulement vivent chez leurs parents (cf. tableau 1). Les étudiants sont en effet souvent contraints de quitter le foyer parental pour suivre des études dans des grandes villes où se concentre une grande partie de l'offre de formation ; et parmi les non-cohabitants, 65 % évoquent les études comme motif du premier départ de chez les parents.

Avec notre définition, 53 % des jeunes de l'échantillon sont « actifs », mais seulement 69 % de ces actifs ont une activité rémunérée au moment de l'enquête. Les autres sont donc des jeunes actifs sans emploi. Parmi les actifs occupés, seuls 42 % sont en CDI (voir tableau A2-2 en annexe), contre 86 % des salariés en France la même année (Guggemos & Vildalenc, 2018) ; l'entrée sur le marché du travail se fait donc principalement par contrat court, constat bien connu. Une faible proportion des « non-actifs » (7 %) déclarent avoir une activité rémunérée (occasionnelle) au moment de l'enquête. Les jeunes non-actifs étant en très large proportion (81 %) inscrits dans une formation supérieure, la proportion de jeunes vivant chez leurs parents est plus élevée parmi les actifs (54 %) que parmi les non-actifs (42 %).

Les transferts parentaux jouent sans doute un rôle important sur les situations où se combinent décohabitation, études et absence d'emploi. L'arrêt des études pour raisons financières est d'ailleurs un motif évoqué par 15 % des jeunes non-étudiants (voir annexe 2, tableau A2-1). Ces derniers sont d'ailleurs plus souvent issus de famille d'employés ou d'ouvriers (54 % ont un père dans cette catégorie contre 30 % des jeunes étudiants). L'accès aux études supérieures apparaît encore très associée à l'origine sociale en France. Ainsi, 19 % des jeunes de l'ensemble de l'échantillon ont un père cadre, mais cette proportion n'est que de 9 % parmi les non-étudiants contre 28 % parmi les étudiants (voir tableau 1).

4. Une variable mesurant le taux de chômage local ne peut être incluse car la variable sur le département de résidence n'a pas été communiquée.

Tableau 1 – Situation socio-économique et démographique des jeunes adultes et de leurs parents

	Cohabitant	Non-cohabitant	Étudiant	Non-étudiant	Actif	Non-actif	Ensemble
Âge moyen	20.7	20.7	19.9	21.6	21.4	19.9	20.7
Part de femmes (%)	43.8	51.7	51.6	43.7	47.2	48.6	47.9
Vit en couple (%)	18.5	35.8	20.2	35.5	34.7	19.4	27.4
Cohabitant (%)			36.3	62.2	54.4	42.0	48.5
Inscrit dans une formation (%)	39.7	65.5			27.5	81.1	53.0
Activité rémunérée au moment de l'enquête (%)	40.8	38.4	21.2	60.2	69.1	6.9*	39.6
<i>Diplôme le plus élevé obtenu (%)</i>							
Aucun diplôme	12.5	5.9	0.8	18.4	11.4	6.6	9.1
Inférieur au Bac	15.9	8.6	0.2	25.5	19.1	4.4	12.1
Bac ou équivalent	51.9	62.9	78.4	34.0	44.1	72.5	57.5
Supérieur court	9.7	10.6	8.5	12.0	12.9	7.1	10.2
Supérieur long	10.0	12.1	12.0	10.0	12.5	9.5	11.1
<i>CSP père (CSP mère) (%)</i>							
Artisans/Commerçants/ Chefs d'entreprises	12.2 (4.4)	13.6 (5.8)	14.3 (5.6)	11.5 (4.6)	12.3 (5.0)	13.6 (5.3)	12.9 (5.1)
Cadres/Professions libérales	15.9 (8.9)	22.0 (11.7)	27.9 (15.8)	9.0 (4.2)	13.4 (6.9)	25.2 (14.2)	19.0 (10.4)
Professions intermédiaires	19.9 (17.7)	22.4 (25.2)	24.2 (28.6)	17.8 (13.6)	19.3 (17.5)	23.3 (26.1)	21.2 (21.5)
Employés/Ouvriers	45.6 (62.7)	37.2 (52.3)	30.0 (45.2)	53.9 (71.0)	48.2 (65.4)	33.6 (48.4)	41.3 (57.3)
Inconnue	6.4 (6.2)	4.8 (5.1)	3.6 (4.8)	7.8 (6.6)	6.8 (5.2)	4.3 (6.1)	5.6 (5.6)
Nombre d'observations	2 069	2 197	2 259	2 007	2 240	2 026	4 266
% du total	48.5	51.5	53.0	47.0	52.5	47.5	100.0

\* Activité exercée uniquement pendant les vacances ou de manière occasionnelle dans l'année.  
Source : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes* – 2014.

À l'inverse, seulement 30 % des étudiants ont un père employé ou ouvrier, contre 41 % dans l'ensemble. Les enfants de cadres et professions libérales sont aussi moins représentés parmi les cohabitants et parmi les actifs que les enfants d'employés ou d'ouvriers.

Concernant les ressources financières des jeunes, on observe des différences assez sensibles tant en termes de composition que de niveau selon qu'ils sont ou non étudiants, cohabitants, actifs (voir tableau 2) : les actifs ont naturellement des revenus du travail plus élevés que les non-actifs et les revenus du travail des non-étudiants sont plus élevés que ceux des étudiants ; les jeunes cohabitants ne perçoivent pas d'APL et les revenus sociaux qu'ils reçoivent (quand ils en perçoivent) sont moindres que ceux des non-cohabitants. De plus, bien que les ressources des parents des non-cohabitants ne soient en moyenne que légèrement plus élevées que celles des parents des

cohabitants (respectivement 3 977 et 3 611 euros) et que la proportion de jeunes recevant des aides parentales soit sensiblement la même dans les deux catégories (environ 75 %), le montant de l'aide financière reçue des parents est trois fois plus élevé pour les non-cohabitants que pour les cohabitants. Les jeunes cohabitants bénéficient également de transferts non monétaires, *via* le partage du logement parental notamment (voir Castell & Grobon, ce numéro). Ces transferts, qui peuvent expliquer la différence entre les montants reçus par les cohabitants et les non-cohabitants, peuvent retarder, en partie, la décision de décohabiter et repousser ainsi l'autonomie résidentielle. Notons également que près d'un jeune cohabitant sur cinq contribue financièrement aux ressources du ménage parental (tableau 2). Les étudiants bénéficient beaucoup plus souvent d'aides régulières de leurs parents (93 % en reçoivent) que les non-étudiants ou les jeunes actifs, et pour des montants en moyenne plus élevés. Ces

Tableau 2 – Situation financière des jeunes adultes et de leurs parents

	Cohabitant	Non-cohabitant	Étudiant	Non-étudiant	Actif	Non-actif	Ensemble
<i>Revenus du jeune</i>							
Montant mensuel en euros des revenus du travail (si activité rémunérée au moment de l'enquête)	1 058	1 042	626	1 218	1 101	489*	1 050
Perçoit une bourse d'étude (si étudiant) (%)	26.1	41.9	36.1	-	25.3	40.2	36.1
Montant mensuel en euros de la bourse (si perçoit)	292	260	269	-	300	261	269
Bénéficie d'APL (si non-cohabitant) (%)	-	44.9	51.9	31.6	39.2	49.9	44.9
Revenus sociaux perçus en euros (si perception)	85	209	160	136	124	176	149
<i>Interaction financière avec la famille</i>							
Revenu mensuel moyen en euros des parents	3 611	3 977	4 311	3 224	3 541	4 085	3 799
Perçoit des aides financières régulières des parents** (%)	73.9	75.6	93.4	53.9	59.5	91.7	74.8
Montant mensuel moyen en euros d'aide reçue (si concerné)**	138	430	379	116	188	364	290
Donne de l'argent à ses parents (%)	18.6	5.7	6.2	18.5	16.3	7.2	12.0
Perçoit des aides de la famille élargie (%)	9.2	12.2	14.3	6.8	7.9	13.9	10.7
<i>Situation financière (%)</i>							
Ne s'en sort pas sans dettes	5.7	4.3	3.0	7.2	5.9	3.8	4.9
S'en sort difficilement	49.0	50.5	45.3	54.8	52.5	46.8	49.8
S'en sort	44.3	45.0	51.2	37.3	41.2	48.5	44.7
Ne sait pas/Refus	1.1	0.2	0.5	0.7	0.4	0.8	0.6
Nombre d'observations	2 069	2 197	2 259	2 007	2 240	2 026	4 266
% du total	48.5	51.5	53.0	47.0	52.5	47.5	100.0

\* Activité exercée uniquement pendant les vacances ou de manière occasionnelle dans l'année. \*\* Incluent les aides monétaires directes et les aides pour financer le loyer, l'alimentation, le transport, etc.

Source : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes* – 2014.

différences en matière d'aide parentale reflètent en partie celles entre les revenus des parents, les parents des étudiants ayant en moyenne des revenus plus élevés.

Une majorité des jeunes de l'échantillon (55 %, cf. tableau 2) déclarent des difficultés pour s'en sortir financièrement, plus souvent parmi les non-étudiants et les actifs. Les étudiants peuvent ressentir moins de difficultés financières parce qu'ils disposent de bourses de l'enseignement supérieur : c'est le cas de 36 % d'entre eux, plus souvent parmi les non-cohabitants (près de 42 %) que parmi les cohabitants (26 %). Il est aussi possible que leurs attentes en termes de conditions de vie soient moins élevées que celles des jeunes actifs.

Enfin, les relations entre les jeunes et leurs parents sont globalement plutôt bonnes : 78 %

des jeunes déclarent qu'ils n'ont aucun problème relationnel avec leur mère, et un peu moins, 69 %, avec leur père (tableau 3). La différence vient essentiellement de la part des jeunes qui n'ont plus de relations avec leur père (ou dont le père est décédé ou inconnu). En revanche, les tensions apparaissent dans les mêmes proportions avec la mère ou avec le père et sont plus fréquentes dans les situations de cohabitation.

### 3. Modèle empirique et stratégie d'estimation

Nous étudions maintenant les déterminants potentiels des choix de travailler, d'étudier et de quitter le domicile familial. Comme Herpin & Verger (1998), nous supposons que ces décisions sont prises de manière simultanée. Plus précisément,

Tableau 3 – Relations des jeunes adultes avec leurs parents

	Cohabitant	Non-cohabitant	Étudiant	Non-étudiant	Actif	Non-actif	Ensemble
Relations avec la mère (%)							
Aucun problème	74.9	79.9	79.0	75.7	76.8	78.2	77.5
Tensions	23.3	16.8	18.8	21.3	20.7	19.2	20.0
Plus de relations	0.7	1.5	0.8	1.4	1.2	0.9	1.1
Mère décédée ou inconnue	1.1	1.9	1.4	1.6	1.3	1.7	1.5
Relations avec le père (%)							
Aucun problème	64.0	73.3	71.8	65.4	68.1	69.6	68.8
Tensions	21.9	16.9	19.6	19.1	18.5	20.3	19.3
Plus de relations	7.8	5.1	5.0	7.9	6.8	5.9	6.4
Père décédé ou inconnu	6.3	4.7	3.6	7.6	6.6	4.2	5.5
Observations	2 069	2 197	2 259	2 007	2 240	2 026	4 266
% du total	48.5	51.5	53.0	47.0	52.5	47.5	100.0

Source : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes* – 2014.

Galland (2000) a montré que les distributions des âges auxquels elles se réalisent sont très proches. De plus, les données d'une enquête sur les parcours individuels et conjugaux (enquête Épic Insee-Ined) montrent que l'âge médian à la fin des études, au premier emploi et au départ du foyer parental sont très proches (pour des personnes nées entre 1978 et 1987, respectivement 19.8, 19.9 et 19.6 pour les femmes et 19.7, 19.6 et 20.9 pour les hommes). Ceci conforte l'intuition selon laquelle ces décisions sont prises dans un laps de temps très court<sup>5</sup>.

Par ailleurs, les choix de travailler, d'étudier et de quitter le domicile familial peuvent être corrélés car ils ne dépendent pas uniquement de déterminants propres à chaque décision mais aussi de déterminants non observables des autres décisions, tels que l'ambition ou la facilité d'apprentissage. Ces variables, non modélisables, sont capturées dans le terme d'erreur. Ainsi, les termes d'erreurs des différents choix vont être corrélés si ces mêmes variables jouent un rôle dans les différentes décisions. Dans ce cas, les prises de décisions ne sont pas indépendantes les unes des autres et les estimer séparément peut conduire à des estimations moins efficaces.

Dans la lignée de Martínez-Granado & Ruiz-Castillo (2002) et Ayllon (2015), nous modélisons conjointement les décisions avec l'estimation d'un probit trivarié.

Nous définissons les variables  $D_i$ ,  $E_i$  et  $A_i$  comme représentant respectivement le statut de jeune  $i$  en

termes de décohabitation, d'études et d'activité. Le système d'équation s'écrit :

$$D_i = I(d_i^* > 0) \quad d_i^* = X_{1i}^T \beta_1 + u_{1i} \quad (1)$$

$$E_i = I(e_i^* > 0) \quad e_i^* = X_{2i}^T \beta_2 + u_{2i} \quad (2)$$

$$A_i = I(a_i^* > 0) \quad a_i^* = X_{3i}^T \beta_3 + u_{3i} \quad (3)$$

$I$  sont des fonctions indicatrices prenant la valeur 1 si la propension de chacun des états ( $d_i^*$ ,  $e_i^*$  et  $a_i^*$ ) est supérieure à 0. Ainsi,  $D_i = 1$  si le jeune est décohabitant,  $E_i = 1$  si le jeune étudie et  $A_i = 1$  si le jeune est actif. Les vecteurs  $X_{1i}$ ,  $X_{2i}$  et  $X_{3i}$  représentent les variables économiques et socio-démographiques, considérées comme exogènes, conditionnant les trois équations. Les termes d'erreurs  $u_{1i}$ ,  $u_{2i}$  et  $u_{3i}$  ont une variance normalisée à 1 et peuvent être corrélés entre les équations puisque les décisions des jeunes sont susceptibles de ne pas être indépendantes. Ainsi, nous considérons que les termes d'erreurs suivent une distribution normale trivariée :

$$\begin{pmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \\ u_{3i} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma) \quad \text{avec} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}$$

5. Ce laps de temps est jugé suffisamment court pour estimer les prises de décisions de manière jointe, comme si elles étaient prises simultanément. En revanche, des travaux futurs pourraient tester la séquentialité de ces transitions au lieu de supposer que les décisions sont prises de manière jointe, d'autant plus que la séquentialité peut ne pas être uniforme parmi l'ensemble des jeunes.

Les coefficients de corrélation entre les résidus  $\rho_{jk}$  capturent les effets des variables non observées affectant simultanément les différentes variables d'intérêt. Si les choix sont indépendants, les coefficients  $\rho_{jk}$  seront nuls. Sinon, ils seront significativement différents de zéro.

Avec ce modèle, correspondant à un probit trivarié, il existe huit combinaisons possibles des trois variables d'intérêt, donc huit contributions à la fonction de log-vraisemblance. Cette dernière s'écrit de la façon suivante :

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^1 \sum_{k=0}^1 \sum_{l=0}^1 w_i \ln P(D_i = j, E_i = k, A_i = l) \quad (4)$$

avec

$$w_i = I(D_i = j, E_i = k, A_i = l) \quad (5)$$

et où la probabilité  $P$  que l'individu  $i$  se situe dans un des huit états considérés est définie par :

$$P(D_i = j, E_i = k, A_i = l) = \iiint \phi_3(u_{1i}, u_{2i}, u_{3i}, \rho_{12}, \rho_{13}, \rho_{23}) du_{1i} du_{2i} du_{3i} \quad (6)$$

$j, k$  et  $l$  pouvant prendre les valeurs 0 ou 1 et  $\phi_3$  étant la fonction de densité d'une loi normale trivariée.

Comme la fonction de vraisemblance contient des intégrales triples, il est nécessaire d'utiliser des méthodes de simulation pour estimer le modèle. Il existe plusieurs méthodes de simulation pour les modèles à choix discret (voir par exemple Train, 2009). Nous appliquons pour cette étude la procédure de simulation Geweke-Hajivassiliou-Keane qui part du principe que l'expression (6) peut s'écrire comme le produit de probabilités conditionnelles. En utilisant la factorisation de Cholesky pour  $\Sigma$ , nous pouvons écrire ces dernières comme des probabilités non conditionnelles exprimées à l'aide de variables aléatoires distribuées selon des lois normales tronquées (Cappellari & Jenkins, 2003). Un nombre précis de tirages est effectué dans ces distributions pour simuler les probabilités. Selon Cappellari & Jenkins (2003), le nombre de tirages pour les simulations doit être au moins égal à la racine carrée du nombre d'observations pour rendre négligeable l'erreur de simulation. Nous utilisons ainsi 70 tirages. La moyenne des probabilités simulées peut ainsi remplacer

l'équation (6) dans la fonction de vraisemblance<sup>6</sup>. La fonction de vraisemblance peut ensuite être maximisée au moyen de techniques usuelles. Les vecteurs  $X_{1i}$ ,  $X_{2i}$  et  $X_{3i}$  sont composés de variables communes aux équations (1), (2) et (3), mais également de variables spécifiques à chaque décision.

Les variables utilisées sont décrites dans l'annexe 1, en retenant des variables supposées *a priori* exogènes. Ainsi, malgré leur intérêt pour notre étude, des variables mesurant les transferts monétaires entre parents et enfants n'ont pas été intégrées dans le modèle estimé. En effet, la causalité entre ces variables et nos variables d'intérêt pourrait être bidirectionnelle. Par exemple, un jeune peut décider de quitter le foyer parental parce qu'il sait que ses parents peuvent lui fournir un soutien financier important, mais il peut aussi percevoir des transferts parentaux élevés parce qu'il a décidé, en amont, de décohabiter. Aussi avons-nous préféré utiliser le revenu des parents comme proxy de l'aide monétaire fournie par les parents pour minimiser les biais d'estimation, en supposant que l'aide financière apportée par les parents est d'autant plus importante que leur revenu est élevé<sup>7</sup>. Cette approche a l'avantage de reposer sur une variable plausiblement exogène. Les variables relatives à l'âge, au sexe, au fait d'être en couple, à l'état de santé, au diplôme, aux tensions avec le père ou la mère, aux caractéristiques des parents et de leur logement sont toutes communes aux trois équations. D'autres variables sont propres à l'une ou l'autre des équations, soit parce qu'elles sont jugées non déterminantes des autres choix, soit parce qu'elles ne pourraient, *a priori*, être considérées comme exogènes dans les autres équations. Ainsi, le nombre d'enfants à charge et le fait d'être mère ne sont introduits que dans l'équation « études ». La détention du permis de conduire est uniquement incluse dans l'équation « activité ». Les variables mesurant le nombre de mois au chômage, le nombre de mois au RSA et le nombre de mois de perception de prestations familiales sont incluses dans la seule équation « décohabitation ». Enfin, le montant de la bourse l'année précédant l'enquête est introduit dans les équations « décohabitation » et « études ».

Ainsi, tout comme Herpin & Verger (1998) et Galland (2000), du fait de la complexité des

6. Voir Cappellari & Jenkins (2003) ou Train (2009, pp. 122-133) pour plus de détails. L'estimation du probit trivarié est obtenue à l'aide du package mvprobit de Stata (Cappellari & Jenkins, 2003).

7. Le coefficient de corrélation de Pearson entre le revenu des parents et le montant d'aide monétaires régulières, significatif à 1 %, est 0.32.

décisions et de la difficulté d'identifications des relations causales, notre analyse est avant tout une analyse descriptive des liens existant entre les décisions et les caractéristiques de la famille.

#### 4. Résultats de l'estimation

Tout d'abord, nous relevons que les coefficients de corrélation  $\rho_{jk}$  entre les termes d'erreurs sont tous non nuls (tableau 4). Ce résultat confirme que les décisions prises par les jeunes ne peuvent être considérées comme indépendantes les unes des autres. En particulier, les facteurs non observés qui conduisent à la décohabitation rendent également plus probable la poursuite

d'études. De même, les facteurs non observés influençant la participation au marché du travail affectent négativement les statuts des jeunes adultes en termes de décohabitation et de poursuite d'études. L'estimation jointe des équations modélisant les principales décisions du jeune adulte semble donc adaptée à notre étude.

##### 4.1. L'influence des caractéristiques personnelles des jeunes

Une partie des décisions des jeunes adultes apparaissent liées à l'âge : on observe en effet que la probabilité de décohabiter comme celle de poursuivre des études tend à diminuer avec l'âge (coefficients négatifs de l'âge, respectivement

Tableau 4 – Résultats d'estimation du probit trivarié

	Décohabitation	Études	Activité
<i>Caractéristiques du jeune</i>			
Âge	-0.804***	-0.879***	0.208
Âge <sup>2</sup>	0.019***	0.014*	0.000
Homme	-0.076*	-0.254***	0.040
Vit en couple	0.406***	-0.209***	0.220***
A un ou plusieurs enfant(s) à charge	-	-0.548	-
Est mère	-	0.199	-
A son permis de conduire	-	-	0.252***
Est en mauvaise santé	-0.041	0.204	-0.337*
<i>Diplôme</i>			
Aucun	Réf.	Réf.	Réf.
Diplôme inférieur au baccalauréat	-0.090	-0.583***	0.394***
Baccalauréat ou équivalent	0.555***	1.692***	-0.377***
Diplôme supérieur court	0.446***	1.387***	-0.119
Diplôme supérieur long	0.509***	1.707***	-0.408***
<i>Nombre de mois de perception d'allocations chômage</i>			
Nombre de mois de perception du RSA	-0.033**		
Nombre de mois de perception de prestations familiales	0.026		
Montant de la bourse scolaire en t-1	0.078***	0.003***	
<i>Relations avec les parents</i>			
Aucune tension	Réf.	Réf.	Réf.
Tensions avec au moins l'un des parents	-0.232***	-0.122**	0.101**
Rupture relationnelle totale avec au moins l'un des parents	-0.179*	-0.024	-0.051
Aide de la famille élargie (tantes, oncles ou grands-parents)	0.222***	0.215***	-0.143**
<i>Caractéristiques des parents du jeune</i>			
Parents vivant ensemble	Réf.	Réf.	Réf.
Parents séparés	-0.078	-0.125	-0.064
Un seul parent vivant ou connu	0.054	0.099	-0.087
Revenu des parents (/100)	0.003**	0.008***	0.009***
Revenu des parents <sup>2</sup> (/10 000)	-0.000	-0.000***	-0.000*** →

Tableau 4 (suite)

	Décohabitation	Études	Activité
<i>Catégorie socioprofessionnelle la plus élevée des parents</i>			
Employé/Ouvrier	Réf.	Réf.	Réf.
Cadre	0.375***	0.791***	-0.424***
Artisan	0.095	0.340***	-0.159**
Profession intermédiaire	0.222***	0.385***	-0.247***
<i>Caractéristiques du parent répondant</i>			
Âge	0.093**	-0.082	-0.062
Âge <sup>2</sup>	-0.001*	0.001*	0.000
Né en France	0.167**	-0.136*	0.060
Propriétaire de son logement	0.128**	0.156**	-0.152***
Nombre d'habitants du logement	-0.000	-0.017	-0.036
Nombre d'enfants (18-24 ans) dans le foyer parental	-0.329***	0.123**	-0.131***
Nombre d'enfants (18-24 ans) hors du foyer parental	0.502***	-0.110**	0.047
<i>Taille de l'unité urbaine du foyer parental</i>			
Moins de 9 999 habitants	Réf.	Réf.	Réf.
Entre 10 000 et 99 999 habitants	-0.059	0.048	-0.061
Entre 100 000 et 199 999 habitants	-0.164*	0.145	0.095
Entre 200 000 et 1 999 999 habitants	-0.472***	0.039	0.020
Agglomération parisienne	-0.982***	0.186**	-0.005
<i>Statut d'activité du parent répondant</i>			
En emploi	Réf.	Réf.	Réf.
Au chômage	-0.064	-0.040	-0.049
À la retraite	-0.002	-0.342***	-0.029
Autre	-0.020	-0.163**	-0.081
Constante	5.481*	12.192***	-2.098
<i>Corrélation des termes d'erreurs</i>			
$\rho_{12}$	0.541***		
$\rho_{13}$	-0.243***		
$\rho_{23}$	-0.592***		
Log-vraisemblance	-5 978.69		
Nombre d'observations	4 266		

Note : le tableau présente les coefficients d'estimation du système d'équations (1), (2) et (3). \*\*\*, \*\*, \* indiquent respectivement un niveau de significativité de 1 %, 5 %, 10 %. Les variables mobilisées sont décrites dans l'annexe 1.

Source : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes* – 2014.

de -0.804 et -0.879) puis à ré-augmenter (coefficients positifs de l'âge au carré, respectivement de 0.019 et de 0.014). Cette relation en U entre l'âge et la probabilité de poursuivre des études peut refléter des interruptions puis reprises d'études. Les statistiques descriptives montraient d'ailleurs que 25 % des jeunes non-étudiants souhaitent reprendre des études (voir annexe 2, tableau A2-1). La relation en U entre l'âge et la probabilité de décohabiter peut être liée aussi bien à la situation du jeune par rapport aux études ou par rapport au marché du travail : la probabilité de décohabiter peut diminuer suite à une interruption des études ou à une perte

d'emploi (le début de la vie active étant généralement instable) avant d'augmenter dans le cas de reprise des études éloignant le jeune du foyer parental ou avec l'obtention d'un emploi durable. La ré-augmentation de la probabilité de cohabiter peut aussi résulter de la volonté des jeunes de retarder leur départ face au vieillissement du parent, ce dernier pouvant nécessiter plus de soutien pour la vie quotidienne.

La probabilité de décohabiter apparaît plus élevée pour les femmes ; elles accèdent en effet plus souvent que les hommes à leur propre logement dès la fin d'un cycle d'études (Galland,

1995). Elles ont aussi davantage tendance à entreprendre des études que les hommes. En revanche, le sexe ne semble pas différencier les décisions d'activité. Enfin, la probabilité de quitter le foyer parental de même que celle d'intégrer le marché du travail est plus élevée pour les jeunes en couple. Le fait d'être en couple peut en effet amener le jeune à désirer davantage d'autonomie.

Le niveau de diplôme du jeune peut également influencer ses décisions : un diplôme inférieur au baccalauréat augmente la probabilité de travailler par rapport à l'absence de diplôme ou par rapport à un diplôme d'un niveau plus élevé. En effet, un jeune doté d'un BEP ou d'un CAP, donc d'une formation professionnalisante, a plus de possibilités d'intégrer rapidement le marché du travail. Les diplômés du baccalauréat ou d'un diplôme supérieur auront également plus de chances de décohabiter, cette relation pouvant refléter la nécessité de quitter le foyer parental pour se rapprocher du lieu d'études.

La probabilité de décohabitation est également associée à la localisation du foyer parental. En effet, les plus grandes villes offrent des ressources (dont universités et autres établissements d'enseignement supérieur) et une activité économique et socio-culturelle souvent plus large que les communes de taille inférieure. De plus, le coût du logement tend à y être plus élevé. La probabilité de quitter le foyer parental diminue avec la taille de la ville car le jeune peut alors ne pas pouvoir assumer un logement indépendant et perdre en qualité de vie. Selon Laferrère (2005), l'influence du logement parental serait encore plus importante que le revenu de ses parents sur la décision du jeune de co-résider. En outre, la cohabitation génère des économies d'échelle qui permettent d'améliorer les conditions de vie (Herpin & Verger, 1998). Cet effet est encore plus visible pour les jeunes dont les parents vivent en région parisienne. Par contre, si la taille de l'unité urbaine de résidence des parents ne semble avoir aucune influence sur la décision du jeune de poursuivre des études, on observe pour les jeunes issus de l'agglomération parisienne une probabilité plus élevée d'être en études, que ce soit du fait la proximité des lieux d'études ou de l'offre de filières (générales ou spécifiques) et d'écoles. Enfin, la possession du permis de conduire augmente la probabilité d'intégrer le marché du travail en offrant la possibilité d'étendre la recherche d'emploi à un périmètre beaucoup plus large.

#### **4.2. Avoir des parents cadres ou exerçant une profession intermédiaire facilite aussi l'accès à l'autonomie résidentielle et aux études**

Les décisions des jeunes peuvent également être influencées ou confortées par les caractéristiques socio-économiques et professionnelles de leurs parents. Les enfants peuvent hériter des caractéristiques de leurs parents et vouloir décrocher un diplôme au moins égal à celui des parents (Place & Vincent, 2009). Kean & Wolpin (2001) soulignent que les parents ayant investi eux-mêmes en capital humain investissent à leur tour dans l'éducation de leurs enfants. On constate par ailleurs que la probabilité de faire des études est moins élevée parmi les jeunes dont les parents sont nés en France. Ce résultat va dans le sens de la littérature existante sur les aspirations des enfants issus de l'immigration (Caille, 2007 ; Brinbaum & Kieffer, 2005).

On observe aussi que la probabilité de décohabiter est plus élevée pour les jeunes dont les parents appartiennent à la catégorie des professions intermédiaires et, plus encore, des cadres, professions indépendantes et professions intellectuelles et artistiques, que pour ceux dont les parents sont employés et ouvriers. Selon Wolff (2006), les premiers pourraient financer plus facilement leur indépendance car les parents cadres ou indépendants tendent à donner davantage d'argent de poche à leurs enfants que les autres parents. Parallèlement, nos estimations confirment que les enfants d'ouvriers et d'employés sont plus à même de devenir actifs entre 18 et 24 ans que les enfants d'autres professions. Toutefois, tous les enfants d'ouvriers et d'employés n'arrêtent pas forcément les études une fois la majorité acquise. En effet, les revenus des ouvriers et employés étant, en moyenne, plus faibles que ceux des cadres et professions intermédiaires, les jeunes adultes enfants d'ouvriers et d'employés peuvent devoir concilier études et travail afin de financer leurs besoins.

#### **4.3. Le rôle des ressources familiales**

Les revenus des parents influencent chacune des trois décisions prises par les jeunes en transition vers la vie d'adulte. En effet, nos données confirment que plus le revenu parental est faible (ce qui implique plus de difficultés à financer l'investissement en capital humain des enfants), plus la probabilité que le jeune étudie diminue. De plus, selon Herpin & Verger (1998), les enfants de parents aisés peuvent ressentir le

besoin de faire des études plus longues pour espérer maintenir le niveau de vie dans lequel ils ont grandi. Pour les parents, l'engagement de l'enfant dans de plus longues études peut faire espérer des revenus plus élevés et donc un désengagement financier une fois le jeune devenu autonome. Par ailleurs, les jeunes dont les parents sont propriétaires de leur logement ont également une probabilité plus élevée de poursuivre des études que ceux dont les parents sont locataires. Ce résultat va dans le sens des observations de Ermisch & Francesconi (2001a) sur données britanniques. La propriété peut refléter un effet de richesse mais aussi la capacité et la qualité de l'hébergement dont peut bénéficier le jeune (les ménages propriétaires ont en moyenne un logement plus grand et moins souvent surpeuplé, Insee, 2017). L'effet de richesse semble toutefois dominer car nous observons une association positive entre le revenu des parents ou le fait qu'ils soient propriétaires et la probabilité de quitter le foyer parental. Nos résultats suggèrent que les parents plus aisés seraient plus à même d'aider leurs enfants à prendre leur autonomie résidentielle, ce qui rejoint les conclusions de Blanc & Wolff (2006). Certes, selon Laferrère (2005), des parents aisés peuvent disposer de logements de qualité qui pourraient dissuader le jeune de partir, mais ils peuvent aussi soutenir financièrement le départ du jeune. Pour les plus défavorisés, continuer à vivre avec ses parents peut également s'expliquer par l'impossibilité d'assumer le coût d'un logement autonome. Un frein supplémentaire pour que les jeunes adultes (actifs ou non) accèdent à un logement indépendant vient du fait que de nombreuses locations sont conditionnées par la possibilité d'avoir un garant ou un cautionnaire<sup>8</sup>. Or les jeunes dont les parents ont de faibles ressources peuvent ne pas avoir de garant qui satisferait les bailleurs.

Bien qu'elle puisse en elle-même apporter une certaine autonomie financière, la décision de travailler du jeune est aussi affectée par son environnement économique et financier. Là encore, les ressources familiales jouent un rôle : des parents propriétaires, le soutien pécuniaire des grands-parents, oncles, tantes, retardent sensiblement l'entrée du jeune dans la vie active. Ces appuis financiers augmentant son salaire de réserve, le jeune adulte peut se révéler plus exigeant sur l'emploi qu'il souhaite occuper et se permettre d'attendre de trouver un poste qui le satisfait davantage. En outre, les transferts financiers de la famille tendent à être d'autant plus élevés que le jeune est étudiant, réduisant ainsi son besoin de travailler pour financer ses études.

Enfin, d'autres sources de revenus sont également susceptibles d'avoir un impact sur les décisions du jeune, en particulier les bourses d'étude. Ainsi, avoir perçu une bourse d'étude l'année précédant l'enquête desserre la contrainte budgétaire du jeune.

L'ensemble des ressources auxquelles le jeune a accès contribue donc au choix d'un investissement en capital humain, mais aussi à la décision de quitter le foyer parental. Malgré les bourses de l'enseignement supérieur, des frais de logement et de transport peuvent augmenter le coût immédiat des études, auquel s'ajoute le coût d'opportunité lié au renoncement d'une activité professionnelle rémunérée. Toutefois, la probabilité de décohabiter s'élève avec le montant de la bourse de l'enseignement supérieur perçue. Celle-ci pourrait donc pallier, en partie, le manque de ressources familiales, notamment pour les jeunes initialement éloignés de leur lieu d'études.

Quant à l'impact des revenus de remplacement et des revenus sociaux, nous observons que la durée de perception des allocations chômage affecte négativement la probabilité de décohabitation. Cette relation avait déjà été mise en avant par Courgeau (2000) sur des données françaises. Nos résultats soutiennent l'intuition que le chômage réduit les possibilités de quitter le foyer parental, les ressources pouvant être insuffisantes pour permettre de vivre dans un logement séparé. Les parents représentent ainsi une assurance de pouvoir disposer d'un logement en cas de non-emploi (Becker *et al.*, 2010). Enfin, la durée de perception du RSA ne semble pas avoir d'influence statistiquement significative sur les décisions des jeunes ; cette absence de significativité peut être due au fait que le nombre de jeunes éligibles au RSA est relativement faible au sein des 18-24 ans.

#### 4.4. Le poids des tensions familiales et de la composition du foyer parental

Les caractéristiques socioprofessionnelles et économiques des parents ne sont pas les seuls facteurs familiaux qui influencent les décisions des jeunes ; notamment, elles peuvent aussi être liées à la qualité des relations qu'ils entretiennent avec leurs parents. Nous observons que la probabilité de décohabitation est moins

8. Les jeunes de moins de 30 ans devant se loger peuvent faire appel au dispositif de garantie Visale pour obtenir un cautionnement gratuit uniquement depuis le 30 septembre 2016.

élevée pour les jeunes qui déclarent des tensions avec au moins l'un de ses parents ou qui sont en complète rupture relationnelle avec l'un d'eux. Ce résultat, plutôt contre-intuitif, peut avoir plusieurs explications. La plus simple est que les jeunes déclarant des tensions avec les parents n'ont pas des moyens suffisants pour quitter le foyer parental. Mais il se peut aussi que ce soit la cohabitation elle-même qui engendre des tensions avec le ou les parent(s) ; en effet, comme l'explique Courgeau (2000), la cohabitation entre deux générations éloignées peut générer des tensions. Les tensions seraient alors endogènes, avec un biais de causalité inverse<sup>9</sup>. Cependant, selon Courgeau (2000), des tensions avec les parents aurait plutôt tendance à précipiter le départ du jeune. L'existence de tensions entre le jeune et au moins l'un de ses parents semble également avoir une influence négative sur la probabilité d'être en cours d'études. De façon logique, la probabilité d'être actif est plus élevée lorsque les relations sont tendues entre le jeune et au moins l'un de ses parents. En effet, s'il y a des tensions, les transferts parentaux peuvent être réduits voire inexistant, augmentant alors les incitations à travailler pour gagner son autonomie, notamment pour financer son logement indépendant.

Enfin, nos résultats montrent que la composition du foyer parental, notamment le nombre d'enfants à charge des parents, module aussi les décisions du jeune. Le jeune peut suivre les comportements de ses frères et sœurs ou s'en inspirer : la probabilité de cohabiter est plus élevée parmi les jeunes si d'autres jeunes de 18 à 24 ans sont présents dans le foyer parental. En revanche, si les autres jeunes de 18-24 ans ont déjà quitté le foyer parental, la probabilité de décohabiter devient plus élevée. Il peut s'agir d'un effet d'imitation, mais cela peut aussi refléter la capacité des parents à soutenir ces départs. Par ailleurs, plus le nombre de jeunes présents dans le foyer est élevé, plus la probabilité que le jeune enquêté poursuive des études est élevée. Vanhée *et al.* (2013) montrent que, dans les familles nombreuses, le soutien scolaire apporté par les frères et sœurs augmente l'éducation de chacun, y compris pour ceux qui le dispensent. De manière similaire, voir ses frères et sœurs quitter le foyer et gagner en indépendance peut inciter le jeune à suivre cette voie plutôt qu'à s'engager dans des études. Pour finir, contrairement aux conclusions de Wolff (2006), nos résultats suggèrent que plus le nombre d'autres jeunes vivant dans le foyer parental augmente, plus la probabilité que le jeune soit incité à travailler diminue. Cela corrobore les résultats discutés précédemment : la présence de

jeunes adultes dans le foyer parental aurait une influence positive sur la probabilité de poursuivre ses études et négative sur la probabilité d'entrer dans la vie active.

\* \*  
\*

En s'inscrivant dans la littérature relative à l'entrée du jeune dans la vie adulte, cette étude met en évidence l'importance de l'environnement familial sur les décisions des jeunes adultes. Pour la première fois sur données françaises (ENRJ 2014), nous étudions simultanément la probabilité de quitter le foyer parental, de travailler et de poursuivre des études. Nos résultats montrent que la probabilité de quitter le foyer parental et également d'étudier est plus élevée parmi les jeunes dont les parents ont des revenus élevés ou appartiennent à une catégorie socio-professionnelle aisée. Par contre, les enfants de cadres, moins contraints financièrement, ont une probabilité plus faible d'intégrer le marché du travail entre 18 et 24 ans que les jeunes issus de familles d'ouvriers ou d'employés.

Mais cette étude permet surtout de mettre en lumière l'influence de déterminants relationnels, encore non étudiée dans le cas de la France. La qualité des relations que le jeune entretient avec ses parents semble avoir une influence non négligeable sur les décisions qu'il prend au cours de la transition vers l'âge adulte. Nos résultats suggèrent que des tensions avec au moins l'un de ses parents sont positivement corrélées avec les probabilités du jeune de devenir actif et de cohabiter et négativement corrélées avec la probabilité de poursuivre des études.

Cette étude ouvre le champ à l'investigation des facteurs des tensions et plus largement du rôle soutien familial dans les choix effectués par les jeunes adultes. Des jeunes ayant des aspirations contraires aux souhaits de leurs parents peuvent, par exemple, se trouver sans soutien financier ou en conflit. Cette situation ajoute une nouvelle contrainte qui peut, au même titre que la contrainte budgétaire, conditionner les choix des jeunes, voire restreindre leur champ des possibles.

9. Les résultats d'estimation excluant les tensions familiales du modèle restent inchangés (seule la variable « Parents séparés » devient statistiquement significative dans les équations de décohabitation et d'études).

Par ses conséquences sur les perspectives de carrière et de rémunération, l'environnement familial influence potentiellement le jeune adulte sur l'ensemble de son cycle de vie. L'intervention publique pourrait alors viser à réduire les influences du contexte familial, de l'origine sociale et des ressources financières pour réduire les disparités entre jeunes et aller vers une égalité des opportunités et des conditions d'accès à l'autonomie. Cette question de l'autonomisation des jeunes reste en discussion et aucune politique faisant consensus n'a encore émergé, comme le montre la variété des interventions menées dans les différents États membres de l'Union européenne. Ainsi, certains États interviennent pour favoriser une autonomie précoce des jeunes adultes tandis que d'autres s'appuient sur la famille comme relai pour accompagner la transition du jeune vers l'autonomie et l'indépendance. Par exemple, au Danemark, des aides sociales généreuses pour engager des études et chercher un travail permettent aux jeunes adultes de gagner plus rapidement en indépendance quel que soit l'environnement familial. À l'inverse, en Espagne, les jeunes perçoivent peu d'aides de l'État, ce dernier laissant les familles accompagner la transition des jeunes. La France quant à elle propose des aides individuelles (telles que les allocations logement) mais également des aides financières transitant par la famille du jeune adulte. C'est le cas, par exemple, des réductions d'impôts du foyer fiscal des parents ou de la majoration des allocations familiales ou du revenu de solidarité active perçu par les parents. Les bourses de l'enseignement supérieur, sont, quant à elles, versées directement au jeune adulte, mais leur montant est conditionné par les revenus familiaux. Ainsi, le modèle français, bien qu'il ne soit pas totalement familialiste, repose en grande

partie sur les solidarités familiales. Ce sujet de préoccupation a été souligné notamment dans le rapport Sirugue (2016) : « le recours plus élevé aux solidarités familiales pénalise les jeunes issus de milieux défavorisés qui rencontrent des difficultés d'insertion et ne peuvent pas compter sur un soutien suffisant de leur famille. »

Pour aller vers un soutien aux jeunes adultes moins dépendant des ressources de leurs familles, l'extension du revenu de solidarité active aux moins de 25 ans pourrait être une option (Vergnat, 2019). Plus largement et marquant une rupture avec le modèle quasi familialiste français, une allocation d'autonomie universelle financée par la branche famille permettrait au jeune de gagner en autonomie même avec un environnement familial peu favorable. Une telle allocation, proche du concept de revenu universel, ciblant directement les jeunes adultes indépendamment de leurs ressources familiales, pourrait prendre diverses formes (Gonzalez & Marc, 2016 ; voir aussi Favrat *et al.* dans ce numéro), par exemple, une aide monétaire mensuelle, le droit à un prêt ou encore un capital perçu en une seule fois. D'autres variantes pourraient la conditionner au fait d'être ou non étudiant ou bien encore de s'intégrer dans un programme d'insertion (proche de l'actuelle Garantie jeunes). Cependant, Gonzalez & Marc (2016) soulignent qu'il est essentiel d'anticiper les effets indirects que pourraient avoir ces politiques et pointent le coût important que représenterait le financement de cette possible allocation dans le contexte d'une transition de plus en plus longue des jeunes vers l'âge adulte. Des recherches futures pourront approfondir la réflexion sur des dispositifs améliorant la situation des jeunes adultes tout en restant viables pour les finances publiques. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Ayllon, S. (2015).** Youth Poverty, Employment, and Leaving the Parental Home in Europe. *The Review of Income and Wealth*, 61(4), 651–676. <https://doi.org/10.1111/roiw.12122>
- Bachmann, A. & Boes, S. (2014).** Private transfers and college students' decision to work. *Economics of Education Review*, 42, 34–42. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2014.05.005>
- Becker, S. O., Bentolila, S., Fernandes, A. & Ichino, A. (2010).** Youth emancipation and perceived job insecurity of parents and children. *Journal of Population Economics*, 23(3), 1047–1071. <https://doi.org/10.1007/s00148-008-0224-5>

- Blanc, D. & Wolff, F.-C. (2006).** Leaving Home in Europe: The Role of Parents' and Children's Incomes. *Review of Economics of the Household*, 4, 53–73. <https://doi.org/10.1007/s11150-005-6697-z>
- Bonnet, C., Garbinti, B. & Solaz, A. (2015).** Les conditions de vie des enfants après le divorce. *Insee Première* N° 1536. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1283568>
- Brinbaum, Y. & Kieffer, A. (2005).** D'une génération à l'autre, les aspirations éducatives des familles immigrées : ambitions et persévérance éducatives. *Éducation et Formations*, 72, 53–75. <http://media.education.gouv.fr/file/90/3/1903.pdf>
- Caille, J.-P. (2007).** Perception du système éducatif et projets d'avenir des enfants d'immigrés. *Éducation et Formations*, 74, 117–142. <https://cache.media.education.gouv.fr/file/05/6/5056.pdf>
- Cappellari, L. & Jenkins, S. P. (2003).** Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood. *The Stata Journal*, 3, 278–294. <https://doi.org/10.1177/1536867X0300300305>
- Castell, L., Missegue, N., Portela, M. & Rivalin, R. (2016).** Les ressources des 18-24 ans en 2014 : de fortes disparités liées à la situation résidentielle et aux parcours d'activité. *Les dossiers de la DREES* N° 8. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dd08.pdf>
- Casteran, B., Driant, J. C. & O'Prey, S. (2006).** Une approche statistique des conditions de logement des jeunes. *Étude pour l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale*. [https://www.cnle.gouv.fr/IMG/pdf/ONPES\\_logement\\_des\\_jeunes.pdf](https://www.cnle.gouv.fr/IMG/pdf/ONPES_logement_des_jeunes.pdf)
- Courgeau, D. (2000).** Le départ de chez les parents : une analyse démographique sur le long terme. *Économie et Statistique*, 337-338, 37–60. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7495>
- Dormont, B. & Dufour-Kippelen, S. (2000).** Insertion professionnelle et autonomie résidentielle : le cas des jeunes peu diplômés. *Économie et Statistique*, 337-338, 97–120. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7498>
- Dustmann, C., Micklewright, J. & Van Soest, A. (2009).** In-school labour supply, parental transfers, and wages. *Empirical Economics*, 37, 201–218. <https://doi.org/10.1007/s00181-008-0230-1>
- Ermish, J. (1999).** Prices, parents, and young people's household formation. *Journal of Urban Economics*, 45(1), 47–71. <https://doi.org/10.1006/juec.1998.2083>
- Ermish, J. & Francesconi, M. (2001a).** Family matters: Impacts of family background on educational attainments. *Economica*, 68(270), 137–156. <https://doi.org/10.1111/1468-0335.00239>
- Ermish, J. & Francesconi, M. (2001b).** Family structure and children's achievements. *Journal of Population Economics*, 14(2), 249–270. <https://doi.org/10.1007/s001480000028>
- Galland, O. (1995).** Une entrée de plus en plus tardive dans la vie adulte. *Économie et Statistique*, 283-284, 33–52. <https://doi.org/10.3406/estat.1995.5961>
- Galland, O. (2000).** Entrer dans la vie adulte : des étapes toujours plus tardives mais resserrées. *Économie et Statistique*, 337-338, 13–36. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7494>
- Giannelli, G. C. & Monfardini, C. (2003).** Joint decisions on household membership and human capital accumulation of youths: the role of expected earnings and local markets. *Journal of Population Economics*, 16(2), 265–285. <https://doi.org/10.1007/s001480200119>
- Gonzalez, L. & Marc, C. (2016).** Les aides publiques aux jeunes majeurs : une allocation d'autonomie universelle est-elle possible ? *Informations sociales*, 195(4), 77–86. <https://doi.org/10.3917/inso.195.0077>
- Gong, T. (2009).** Do Parental Transfers Reduce Youths' Uncentives to Work? *Labour*, 23(4), 653–676. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9914.2009.00465.x>
- Guggemos, F. & Vidalenc, J. (2015).** Une photographie du marché du travail en 2014. *Insee première* N° 1569. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1560271>
- Herpin, N. & Verger, D. (1998).** Les étudiants, les autres jeunes, leur famille et la pauvreté. *Économie et Statistique*, 308-310, 211–227. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2599>
- Insee (2015).** Fiche « Étapes de la vie d'adulte ». *Insee Références – Couples et familles - Édition 2015*, pp. 88–89. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2017528>

**Insee (2017).** Fiche « Confort, qualité et défauts du logement ». *Insee Références – Les conditions de logement en France - Édition 2017*, pp. 140–147. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586024>

**Kalenkoski, C. M. & Pabilonia, S. W. (2010).** Parental transfers, student achievement, and the labor supply of college students. *Journal of Population Economics*, 23, 469–496. <https://doi.org/10.1007/s00148-008-0221-8>

**Kean, M. P. & Wolpin, K. I. (2001).** The Effect of Parental Transfers and Borrowing Constraints on Educational Attainment. *International Economic Review*, 42(4), 1051–1103. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.00146>

**Laferrère, A. (2005).** Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges. *Économie et Statistique*, 381-382, 147–175. <https://doi.org/10.3406/estat.2005.7212>

**Martínez-Granado, M. & Ruiz-Castillo, J. (2002).** The decisions of Spanish youth: A cross-section study. *Journal of Population Economics*, 15(2), 305–330. <https://doi.org/10.1007/s001480100082>

**McElroy, M. (1985).** The Joint Determination of Household Membership and Market Work: The Case of Young Men. *Journal of Labor Economics*, 3(3), 293–316. <https://doi.org/10.1086/298057>

**Modell, J., Furstenberg, F. F. & Hershberg, T. (1976).** Social Change and Transitions to Adulthood in Historical Perspective. *Journal of Family History*, 1(1), 7–32. <https://doi.org/10.1177/036319907600100103>

**Place, D. & Vincent, B. (2009).** L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômés et les compétences. *Économie et Statistique*, 424-425, 125–147. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8034>

**Robette, N. (2020).** Les itinéraires biographiques des jeunes adultes en France : évolutions des différenciations sociale et sexuée sur longue période. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.

**Sirugue, C. (2016).** Repenser les minima sociaux : vers une couverture socle commune. *Rapport au Premier ministre*. [https://www.gouvernement.fr/sites/default/files/document/document/2016/04/18.04.2016\\_rapport\\_de\\_christophe\\_sirugue\\_-\\_repenser\\_les\\_minima\\_sociaux\\_-\\_vers\\_une\\_couverture\\_socle\\_commune.pdf](https://www.gouvernement.fr/sites/default/files/document/document/2016/04/18.04.2016_rapport_de_christophe_sirugue_-_repenser_les_minima_sociaux_-_vers_une_couverture_socle_commune.pdf)

**Solard, J. & Coppoletta, R. (2014).** La décohabitation, privilège des jeunes qui réussissent ? *Économie et Statistique*, 469-470, 61–84. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10424>

**Train, K. (2009).** *Discrete Choice Methods with Simulation*. Upper Saddle River: Cambridge University Press, 2<sup>nd</sup> Edition.

**Thiphaine, B. (2002).** Études supérieures et départ du domicile parental. *La lettre de l'OVE* N° 3. [http://www.ove-national.education.fr/wp-content/uploads/2019/01/oi3\\_oi3.pdf](http://www.ove-national.education.fr/wp-content/uploads/2019/01/oi3_oi3.pdf)

**Van de Velde, C. (2015).** *Sociologie des âges de la vie*. Paris: Armand Colin.

**Vanhée, O., Bois, G., Panabiere, G. H. & Bertrand, J. (2013).** La fratrie comme ressource : le rôle des aînés dans les parcours scolaires des enfants de familles nombreuses. *Politiques Sociales et Familiales*, 111, 5–15. <https://doi.org/10.3406/caf.2013.2743>

**Vergnat, V. (2019).** Lutte contre la pauvreté et incitations à l'emploi : quelle politique pour les jeunes ? *Revue Economique*, 70(4), 539–568. <https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0145>

**Villeneuve-Gokalp, C. (2000).** Les jeunes partent toujours au même âge de chez leurs parents. *Économie et Statistique*, 337-338, 61–80. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7496>

**Walther, A. (2006).** Regimes of youth transitions: Choice, flexibility and security in young people's experiences across different European contexts. *Young: Nordic journal of Youth Research*, 14(2), 119–139. <https://doi.org/10.1177/1103308806062737>

**Wolff, F.-C. (2006).** Parental transfers and the labor supply of children. *Journal of Population Economics*, 19(4), 853–877. <https://doi.org/10.1007/s00148-005-0012-4>

## DESCRIPTION DES VARIABLES EXPLICATIVES

Caractéristiques du jeune	
Âge	Âge au 1 <sup>er</sup> octobre 2014
Sexe	0 : Femme / 1 : Homme
Diplôme	1 : Aucun 2 : Diplôme inférieur au baccalauréat 3 : Baccalauréat ou équivalent 4 : Diplôme supérieur court (deux ans après le baccalauréat) 5 : Diplôme supérieur long (au moins trois ans après le baccalauréat)
Être en couple	0 : Pas en couple / 1 : En couple (vivant sous le même toit ou non)
Enfant(s) à charge	0 : Pas d'enfant à charge / 1 : Au moins un enfant à charge
Être mère	0 : N'est pas mère / 1 : Est mère
État de Santé	0 : Très bon, bon ou assez bon / 1 : Mauvais ou très mauvais
Permis de conduire	0 : N'a pas le permis / 1 : A le permis
Nombre de mois au chômage	Nombre de mois de perception d'allocations chômage avant le mois d'enquête*
Nombre de mois au RSA	Nombre de mois de perception du Revenu de Solidarité Active avant le mois d'enquête*
Nombre de mois allocations familiales	Nombre de mois de perception d'allocations familiales avant le mois d'enquête*
Montant de la bourse scolaire en $t - 1$	Montant de l'ensemble des bourses d'études perçues l'année précédant l'enquête
Relations du jeune avec sa famille	
Statut matrimonial (des parents)	1 : Ses deux parents vivent ensemble 2 : Ses deux parents vivent séparés 3 : Un de ses parents est décédé ou inconnu
Relations avec les parents	1 : Aucune tension avec ses parents (ou son parent si l'un est décédé ou inconnu) 2 : Ressent des tensions avec au moins l'un de ses parents 3 : Est en rupture relationnelle avec l'un de ses parents
Aide de la famille élargie (grands-parents, oncles, tantes)	0 : Ne perçoit aucune aide financière de la famille élargie 1 : Perçoit des aides financières de la famille élargie
Caractéristiques générales des parents du jeune	
CSP des parents (Catégorie socioprofessionnelle la plus élevée des parents du jeune)	1 : Ouvriers, employés, personnels des services directs aux particuliers 2 : Professions intermédiaires, techniciens, contremaîtres, agents de maîtrise 3 : Artisans, commerçants, chefs d'entreprises de plus de dix salariés et agriculteurs exploitants 4 : Professions libérales, intellectuelles et artistiques et cadres
Revenus des parents	Montant total des revenus des parents
Caractéristiques du parent répondant	
Âge parent	Âge atteint dans l'année du parent répondant
Taille de l'unité urbaine du parent	1 : Moins de 9 999 habitants 2 : Entre 10 000 et 99 999 habitants 3 : Entre 100 000 et 199 999 habitants 4 : Entre 200 000 et 1 999 999 habitants 5 : Agglomération parisienne
Situation d'activité du parent (situation principale)	1 : En emploi 2 : Au chômage (inscrit(e) ou non à Pôle Emploi) 3 : Retraité(e), retiré(e) des affaires ou en pré-retraite 4 : Autre
Propriétaire	0 : Locataire ou logé à titre gratuit 1 : Propriétaire ou usufruitier
Né(e) en France	0 : non / 1 : oui
Nombre d'habitants du logement	Nombre d'habitants dans le logement du parent répondant
Nombre d'enfants 18-24 ans dans le foyer parental	Nombre d'enfants âgés de 18 à 24 ans vivant dans le logement du parent répondant
Nombre d'enfants 18-24 ans hors du foyer parental	Nombre d'enfants âgés de 18 à 24 ans ne résidant pas dans le logement du parent répondant

\* Entre le 1<sup>er</sup> janvier 2014 et le 30 septembre 2014.

## ANNEXE 2

## STATISTIQUES DESCRIPTIVES COMPLÉMENTAIRES

Tableau A2-1 – Situation des non-étudiants vis-à-vis des études (%)

	Cohabitant	Non-cohabitant	Actif	Non-actif	Ensemble
Arrêt études raison financière	14.9	16.3	16.5	11.0	15.4
Arrêt études car niveau voulu atteint	48.7	54.8	53.6	39.9	51.0
A l'intention de reprendre des études	28.3	19.6	23.6	31.1	25.0

Source : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes* – 2014. Jeunes non-étudiants.

Tableau A2-2 – Caractéristiques d'emploi des jeunes ayant une activité rémunérée au moment de l'enquête

	Cohabitant	Non-cohabitant	Étudiant	Non-étudiant	Actif	Non-actif	Ensemble
En CDI (%)	36.4	40.0	18.6	46.0	41.5		38.2
Nombre d'heures travaillées	30.4	31.1	22.9	33.9	31.7	19.9*	30.8
Insatisfait de sa situation professionnelle actuelle (%)	19.4	14.8	10.0	19.9	15.2	37.9*	17.1

\* Activité exercée uniquement pendant les vacances ou de manière occasionnelle dans l'année.

Source et champ : DREES-Insee, *Enquête nationale sur les ressources des jeunes* – 2014. Jeunes ayant une activité au moment de l'enquête.



# À quoi rêvent les jeunes salariés ? Qualité du travail, aspirations professionnelles et souhaits de mobilité des moins de 30 ans

## *What do Young Employees Dream of? Quality of Work, Career Aspirations and a Desire for Mobility Among the Under 30s*

Christine Fournier\*, Marion Lambert\* et Isabelle Marion-Vernoux\*

**Résumé** – Les aspirations professionnelles des jeunes salariés, saisies au travers du Dispositif d'enquêtes sur les formations et les itinéraires des salariés (Defis), ne répondent pas, loin de là, à un modèle unique. Pour une part, elles sont orientées par un projet de carrière ou de meilleure adéquation formation-emploi. Pour une autre part, elles répondent au souhait d'un desserrement des contraintes professionnelles pour mieux concilier vie personnelle et professionnelle, ou du lien de subordination pour gagner en autonomie. Les conditions d'emploi restent un déterminant majeur des aspirations des jeunes salariés mais elles ne suffisent pas à en rendre compte. Les projets formulés en début de vie active tiennent largement à l'appréciation portée sur la qualité du travail exercé, tant du point de vue de sa réalisation que des articulations qu'il permet avec les sphères extra-professionnelles.

**Abstract** – *The career aspirations of young employees, recorded via the Defis system (Dispositif d'enquêtes sur les formations et les itinéraires des salariés, a set of surveys on training and employee trajectory), by no means fit one single model. On the one hand, they are guided by a career-trajectory plan or a plan to find a job that best suits their skills and training. On the other hand, however, they reflect a desire for lower professional constraints to provide a better work-life balance or a desire for a more relaxed relationship of subordination allowing employees to gain greater autonomy. Terms of employment remain a major factor in the aspirations of young employees, although they do not paint the whole picture. The plans formulated by young employees when entering working life are largely determined by their assessment of the quality of the work performed, both from the perspective of its actual performance and in terms of the links it gives to networks outside of work.*

Code JEL / JEL Classification : J21, J28, J62, M54

Mots-clés : aspiration, jeune, salarié, emploi, travail

Keywords: aspiration, young, employee, employment, work

\* Céreq ([christine.fournier@cereq.fr](mailto:christine.fournier@cereq.fr) ; [marion.lambert@cereq.fr](mailto:marion.lambert@cereq.fr) ; [isabelle.marion@cereq.fr](mailto:isabelle.marion@cereq.fr))

Nous remercions deux rapporteurs anonymes pour leurs critiques judicieuses et leurs suggestions constructives.

Reçu le 4 octobre 2018, accepté après révisions le 20 septembre 2019.

Citation : Fournier, C., Lambert, M. & Marion-Vernoux, I. (2020). What do Young Employees Dream of? Quality of Work, Career Aspirations and a Desire for Mobility Among the Under 30s. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 113–131. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2007>

Les premières années de la vie professionnelle sont, depuis plusieurs décennies, envisagées comme un temps de transition. Les jeunes chemineraient en début de vie active pour aller vers la situation professionnelle promise par leur diplôme quand elle ne leur est pas donnée dès l'entrée sur le marché du travail, cas de figure minoritaire qui augure souvent par ailleurs de mobilités ultérieures. Cette perspective normative fait toutefois l'objet de discussion. Maria Eugenia Longo souligne que : « *Le [...] risque est la "valorisation idéologique", c'est-à-dire l'évaluation normative des transitions à partir des seuls critères de l'emploi salarié. Avec les nouvelles temporalités biographiques, les parcours ne sont donc pas caractérisés uniquement par des termes classiques utilisés pour les décrire : inclusion, exclusion, stabilisation, réussite, échec ou ascension* » (Longo, 2011, p. 15). Inégalement dotés en qualification à la sortie du système scolaire, les jeunes ont des itinéraires sur le marché du travail très contrastés en termes de temps d'accès à l'emploi, de durée de chômage cumulée, de temps de travail et de rémunération, recensés régulièrement par les nombreux travaux sur l'entrée dans la vie active (Céreq, 2017, 2018). Ces travaux, qui examinent également les évolutions en début de carrière, montrent que les jeunes sont beaucoup plus mobiles que leurs aînés. La mobilité en début de parcours suivrait deux tendances : la mobilité interne concernerait plus particulièrement les jeunes les mieux dotés scolairement qui saisiraient les opportunités d'évolution ouvertes au sein même des entreprises qui les emploient, alors que la mobilité externe concernerait davantage les moins bien dotés qui suivraient des itinéraires plus chahutés (Dupray, 2005 ; Dupray & Recotillet, 2009).

Portela & Signoretto (2017) apportent au débat de nouveaux éléments en analysant les mobilités « volontaires » des jeunes en CDI qui optent pour la démission. À partir des données à dix ans de l'enquête *Génération 98*, ils montrent que la probabilité la plus forte de quitter volontairement un emploi en CDI tient au souhait des jeunes salariés de gagner en rémunération, en autonomie ou en reconnaissance de leur travail. Au cœur de cette approche riche d'enseignements, les auteurs formulent « *l'hypothèse que ce sont les caractéristiques antérieures des emplois, et notamment les aspirations professionnelles comme expression de la satisfaction, qui expliquent les choix de mobilité* » (Portela & Signoretto, 2017, p. 252). Ils avancent en conclusion qu'« *Il convient donc de prolonger ce travail pour prendre en compte,*

*à côté des strictes conditions d'emploi, les conditions de travail ressenties par les salariés et l'organisation du travail mise en place par les entreprises* » (p. 273).

En prolongement de ces travaux, nous cherchons ici à mettre en lumière les aspirations des jeunes en lien avec l'appréciation qu'ils ont de la qualité de leur travail. Nous nous intéressons aux salariés de moins de 30 ans<sup>1</sup>, et nous mobilisons le dispositif d'enquêtes Defis en 2015 (encadré 1). Le champ de définition de l'étude rassemble les salariés de moins de 30 ans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date (N=2 885). Nous proposons dans une première section de caractériser les emplois qu'ils occupent, de donner un aperçu des appréciations qu'ils portent sur leur travail et de leurs souhaits. Dans une deuxième section, la mise en relation de ces appréciations avec les souhaits professionnels formulés par les jeunes permet de souligner le caractère déterminant de la qualité du travail. Une troisième section propose une typologie des aspirations des jeunes salariés qui permet d'identifier cinq modèles de projets professionnels.

## 1. Quelques éléments descriptifs sur l'emploi, le travail et les souhaits des jeunes salariés

Avant d'aborder la question des liens entre la qualité du travail des jeunes et leurs aspirations, au cœur de notre objet, nous caractérisons brièvement notre population avec quelques points de repère sur les niveaux de diplôme et les catégories socioprofessionnelles, la satisfaction de leur emploi et leurs souhaits.

### 1.1. Diplômes et catégories socioprofessionnelles des emplois

Portés par la massification de l'enseignement supérieur, impulsée en 1985 conformément à l'objectif de « 80 % d'une génération au bac », les jeunes salariés sont aujourd'hui très nombreux à détenir un diplôme d'un niveau au moins égal au baccalauréat (Beaud, 2002). Parmi les salariés âgés de moins de 30 ans, 7 % sont dépourvus de tout diplôme, 19 % sont titulaires

1. La frontière des trente ans a été retenue au regard des récents travaux sur l'insertion professionnelle faisant état d'un allongement du processus (Céreq, 2018 ; Castera & Gougain, 2019). Le terme de « salarié » désigne ici une personne salariée du secteur privé.

d'un CAP ou d'un BEP, 23 % du seul baccalauréat et 51 % d'un diplôme de l'enseignement supérieur (tableau 1). Les profils de qualification des plus jeunes sont donc très inégaux au

regard des opportunités offertes par le marché du travail, comme en attestent les nombreux travaux sur l'emploi des entrants dans la vie active (Céreq, 2017, 2018).

#### ENCADRÉ 1 – Le dispositif Defis

Invité à explorer les liens entre la formation continue et les parcours professionnels, le Centre d'études et de recherches sur les qualifications (Céreq) a conçu un dispositif original, le dispositif d'enquêtes sur les formations et itinéraires des salariés (Defis). Initié par le Conseil national d'évaluation de la formation professionnelle et financé par France compétences, ce dispositif conçu par le Céreq met en relation les actions de formation suivies par les salariés du secteur privé et leurs parcours professionnels. 16 000 salariés du secteur privé ont répondu à la première vague du dispositif en 2015 et sont interrogés annuellement par la suite quatre fois jusqu'en 2019. Ce dispositif d'enquêtes couplées se compose de deux volets, un volet « entreprises » et un volet « salariés » panélisé (cinq vagues annuelles). Les entreprises qui les employaient en décembre 2013 ont été enquêtées en 2015 afin de recueillir des informations détaillées sur le contexte dans lequel les salariés se trouvaient au moment de la première interrogation. 4 500 entreprises représentatives du secteur privé ont été interrogées dans le cadre de ce volet « entreprises » du dispositif.

Les échantillons résultent d'un plan de sondage à deux niveaux. L'échantillon entreprises est tiré au sein du fichier SIRENE et l'échantillon « salariés » au sein des DADS.

La pondération de la première vague du volet « salariés » de Defis a suivi trois étapes :

- une double inférence visant à prendre en compte pour les salariés (unités secondaires) les probabilités de répondre à l'enquête et les probabilités de tirage ;
- le poids des entreprises dont sont issus les salariés répondants (unités primaires) ;
- un calage final sur des données DADS.

Le sous-échantillon défini aux fins de notre analyse est composé de salariés âgés de moins de 30 ans qui étaient employés dans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date. Il compte 2 885 individus en première vague (sur les 16 000 salariés répondants) représentant après pondération 2 483 000 salariés de moins de 30 ans.

Tableau 1 – Diplômes et catégories professionnelles des jeunes salariés

	Effectif (en milliers)	Part (%)
Ensemble	2 483	100
Diplôme de formation initiale		
Sans diplôme	173	7
CAP BEP	479	19
Bac	571	23
Bac + 2	445	18
Bac + 3 ou 4	355	14
Bac + 5 et plus	460	19
Catégorie socioprofessionnelle		
Ouvriers non qualifiés	239	10
Ouvriers qualifiés	515	21
Employés non qualifiés*	458	18
Employés qualifiés	553	22
Techniciens / Agents de maîtrise	432	17
Ingénieurs et cadres	285	12

\* Cette catégorie a été définie suivant M. A. Estrade (2008).

Lecture : 7 % des individus âgés de moins de 30 ans, salariés en décembre 2013, ne possèdent aucun diplôme.

Source et champ : Cnefp-Céreq, Defis 2015. Salariés de moins de 30 ans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date (N=2 885).

L'accès au baccalauréat de la majorité d'une génération et la démocratisation de l'enseignement supérieur ne se sont pas faits sans dégâts. De nombreux travaux évoquent le « déclassement » dont seraient victimes les jeunes diplômés d'aujourd'hui (Maurin, 2010 ; Duru-Bellat, 2006 ; Giret, 2005). Ainsi, seul un jeune salarié sur dix occupe un emploi relevant de la catégorie cadre ; 17 % sont techniciens ou agents de maîtrise, 43 % sont employés ou ouvriers qualifiés, 28 % employés ou ouvriers non qualifiés. Si les premiers pas dans l'emploi doivent s'accommoder de la faible, voire de l'absence, d'expérience professionnelle, la pléthore de diplômés, notamment dans certaines spécialités, est aussi à l'origine d'affectations dans l'emploi parfois insatisfaisantes. L'examen des catégories socioprofessionnelles des jeunes salariés par rapport à leurs niveaux de diplôme suggère que certains projets professionnels refléteront des aspirations conformes aux potentialités ouvertes par leurs qualifications scolaires.

## 1.2. Une large majorité de situations professionnelles jugées « globalement satisfaisantes » malgré les difficultés rencontrées

Dans l'ensemble, les jeunes salariés rendent compte d'une relative satisfaction à l'égard de leur travail : sept sur dix jugent leur situation professionnelle « globalement satisfaisante » (tableau 2). On peut faire l'hypothèse que certains d'entre eux ont intégré l'idée qu'ils auront un

chemin à parcourir pour accéder à la situation qui leur semble promise par leur qualification scolaire.

Les jeunes de deux catégories s'écartent significativement de cette moyenne : les ingénieurs et cadres (87 %) et les employés (60 %). Il en va de même des diplômés de niveau Bac + 5 (82 %) et des non diplômés (64 %). Cependant, plus que le seul niveau de diplôme ou la catégorie socioprofessionnelle, nous faisons l'hypothèse que c'est leur association qui présente un intérêt : les jeunes salariés relevant d'une catégorie socioprofessionnelle ne correspondant pas à ce que leur diplôme pouvait leur laisser espérer se déclareraient plus souvent insatisfaits de leur situation professionnelle. Par exemple, parmi les titulaires de diplôme de niveau Bac + 5, neuf sur dix de ceux qui occupent des emplois de cadres se déclarent satisfaits contre sept sur dix de ceux qui occupent des emplois d'employés.

Près de neuf jeunes salariés sur dix déclarent « estimer leur travail intéressant ». La proportion varie entre 80 % (employés, qualifiés ou pas) et 96 % (techniciens ou ingénieurs et cadres). En ce qui concerne le lien entre niveau de diplôme et travail estimé intéressant, des écarts, relativement mineurs, ressortent : respectivement 88 % et 93 % des diplômés au niveau Bac + 2 et Bac + 5 estiment leur travail intéressant contre 84 % des autres jeunes salariés, quel que soit leur niveau de diplôme. Deux propositions témoignent d'une relative insatisfaction tenant respectivement à l'utilisation des compétences

Tableau 2 – Appréciations des jeunes sur leur travail et difficultés rencontrées

	Effectif (en milliers)	Part (%)
Est globalement satisfait de sa situation professionnelle	1 773	71
Juge son travail intéressant	2 151	87
Son travail correspond à ses qualifications	1 724	69
Ne s'ennuie pas	2 083	84
Utilise pleinement ses compétences dans son travail	1 461	59
Compte tenu du travail qu'il réalise est assez payé	1 183	48
A des difficultés à concilier vie personnelle et vie professionnelle	692	28
Est obligé de se dépêcher	1 383	56
Travaille plus de 45 heures par semaine	526	21
A des horaires décalés	1 405	57
Juge son travail pénible	967	39

Lecture : 59 % des individus âgés de moins de 30 ans, salariés en décembre 2013, estiment utiliser pleinement leurs compétences dans l'exercice de leur travail.

Source et champ : Cnefp-Céreq, Defis 2015. Salariés de moins de 30 ans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date (N=2 885).

et à la rémunération : seuls six salariés sur dix déclarent utiliser pleinement leurs compétences et moins de la moitié estiment être suffisamment payés compte tenu du travail réalisé. Les jugements portés en termes de satisfaction au travail sont à mettre en rapport avec les difficultés rencontrées dans le travail dont témoignent les salariés.

La gestion du temps (conciliation, horaires décalés, obligation de se dépêcher, travailler plus de 45 heures) apparaît un facteur majeur d'insatisfaction. Quatre jeunes sur dix jugent que leur « travail est pénible ». L'obligation « de se dépêcher » est avancée par 56 % d'entre eux, les « horaires décalés » par 57 %. Un jeune sur cinq déclare travailler plus de 45 heures par semaine, et 28 % des jeunes estiment que la conciliation de leur vie personnelle et professionnelle pose problème (30 % des jeunes femmes et 26 % des jeunes hommes). Ainsi, 36 % des jeunes déclarant des horaires décalés font état de difficultés à concilier vie personnelle et vie professionnelle (17 % des autres) de même que 47 % des jeunes déclarant travailler plus de 45 heures/semaine (23 % des autres). La question du temps s'annonce comme un élément majeur au cœur des souhaits professionnels des jeunes salariés.

### 1.3. Des souhaits professionnels contrastés selon les caractéristiques des jeunes

On s'intéresse maintenant aux souhaits professionnels des jeunes salariés. 94 % d'entre eux déclarent avoir « un projet professionnel pour les cinq ans à venir ». Plus précisément, à la question « quels sont vos souhaits d'évolution professionnelle dans les cinq prochaines années ? », l'enquête propose aux jeunes salariés les six réponses possibles suivantes : trouver un autre emploi ou changer d'entreprise, changer de métier ou de profession, créer son entreprise, prendre davantage de responsabilité, faire évoluer le contenu de son activité, se laisser plus de temps pour sa vie personnelle.

Le panorama des souhaits formulés par les jeunes met en évidence des différences importantes selon les profils individuels (tableau 3). « faire évoluer le contenu de son activité » (79 %) et « prendre davantage de responsabilités » (73 %) figurent parmi les souhaits les plus fréquemment mis en avant. Ces souhaits sont d'autant plus fréquents que les jeunes ont obtenu un niveau de diplôme élevé ou qu'ils occupent un poste qualifié : parmi les jeunes ayant au moins un

niveau Bac + 5, 89 % souhaitent faire évoluer le contenu de leur activité et 84 % prendre davantage de responsabilités, parmi les ingénieurs et cadres, respectivement 89 % et 83 %. Le contexte de l'entreprise est également décisif. Ainsi, la propension à souhaiter « se laisser plus de temps pour sa vie personnelle » chute à mesure qu'augmente la taille de l'entreprise, passant progressivement de 58 % pour les salariés des entreprises comptant entre 10 et 19 salariés à 44 % pour ceux des entreprises comptant plus de 1 000 salariés<sup>2</sup>. Enfin, le type d'emploi occupé imprime aussi sa marque sur les souhaits formulés. Si 59 % des jeunes salariés envisagent un départ pour une autre entreprise et/ou l'accès à un autre emploi, cette proportion monte à 73 % parmi les employés non qualifiés. Ce souhait est plus fréquent chez les jeunes femmes (66 % contre 54 % des hommes), en raison des caractéristiques de l'emploi des femmes, fortement polarisé sur la catégorie des employés non qualifiés et davantage concerné par le temps partiel (Bel, 2008).

Ces premiers résultats mettent en évidence que les caractéristiques individuelles et les conditions d'emploi affectent l'expression et la nature des souhaits professionnels. Pour autant ces dimensions n'épuisent pas les ressorts des souhaits professionnels des jeunes salariés, loin de là. Au tout début des années 2000, une étude emblématique de Baudelot & Gollac (2003) montre qu'au-delà de conditions d'emploi présumées satisfaisantes (CDI, temps complet, rémunération décente), les conditions de travail (intensité, pénibilité, sentiment d'injustice, etc.) représentent une dimension majeure d'un « rapport heureux ou malheureux à l'activité professionnelle ». Le propos est conforté en 2009 par le Conseil d'orientation de l'emploi qui souligne que : « Parmi les attentes des salariés qui souhaitent vivre une mobilité professionnelle, le fait de pouvoir bénéficier d'une meilleure rémunération constitue la première motivation. L'intérêt du nouveau poste et de meilleures conditions de travail arrivent en deuxième et troisième position. » (COE, 2009, p. 54). Plus récemment, Guillaneuf examine les motivations mises en avant par les salariés souhaitant changer d'emploi. Si 23 % d'entre eux visent une augmentation de leur rémunération et 19 % un emploi plus stable, 16 % souhaitent un travail plus intéressant et 27 % une amélioration de leurs conditions de travail

2. Ce constat fait écho à celui de Charles Raffin qui souligne que, pour les salariés à temps complet, la durée hebdomadaire du travail est plus longue dans les TPE que dans les autres entreprises (Raffin, 2019).

(données de l'enquête *Emploi*, Guillaneuf, 2018). Ces constats signalent que la qualité du travail est tout autant que la qualité de l'emploi au cœur des projets professionnels des actifs occupés. Même si l'étude de Guillaneuf porte sur l'ensemble des actifs occupés et non sur les seuls salariés de moins de 30 ans et si, bien entendu, ces résultats varient selon les situations d'emploi (les personnes qui bénéficient des conditions d'emploi les plus avantageuses mettent davantage en avant le travail), elle souligne avec force la place importante de la qualité du travail dans les souhaits individuels. En attestent également

les travaux de Portela & Signoretto (2017) qui, au terme d'une étude sur les démissions volontaires des jeunes salariés en CDI, soulignent l'importance, en plus de la rémunération, de l'« autonomie » et de la « reconnaissance du travail ».

## 2. Modélisation des souhaits de changement professionnel

Pour analyser maintenant les déterminants des projets professionnels, nous faisons l'hypothèse

Tableau 3 – **Souhaits d'évolution professionnelle des jeunes en fonction des caractéristiques individuelles et d'emploi (%)**

Caractéristiques individuelles et d'emploi	Part de jeunes salariés exprimant le souhait de...					
	Trouver un autre emploi ou changer d'entreprise	Changer de métier ou de profession	Créer son entreprise	Prendre davantage de responsabilités	Faire évoluer le contenu de son activité	Se laisser plus de temps pour sa vie personnelle
Ensemble	59	43	24	73	79	49
Femmes	66	48	19	71	78	51
Hommes	54	39	28	75	79	48
Aucun diplôme	60	52	27	63	69	51
CAP BEP	61	39	25	71	74	48
Bac	59	49	22	71	72	43
Bac + 2	58	42	24	68	82	51
Bac + 3 ou 4	59	42	29	76	83	55
Bac + 5 et plus	57	38	21	84	89	52
Emploi en CDI	58	43	24	75	80	53
Emploi à temps partiel	70	59	25	53	59	41
Ancienneté < 1 an	66	45	30	70	73	45
1 à <2 ans	61	43	23	72	76	47
2 à <4 ans	52	41	23	77	86	52
4 ans et plus	55	42	20	75	82	55
Ouvriers non qualifiés	63	49	27	64	67	50
Ouvriers qualifiés	46	33	28	72	77	44
Employés non qualifiés	73	58	25	71	73	50
Employés qualifiés	61	46	21	73	78	49
Techniciens ou agents de maîtrise	55	34	25	74	85	54
Ingénieurs et cadres	57	39	20	83	89	52
Entreprises de 10 à 19 salariés	61	43	34	75	77	58
De 20 à 49 salariés	56	34	24	62	71	56
De 50 à 249 salariés	62	43	27	75	81	50
De 250 à 499 salariés	71	52	25	71	74	48
De 500 à 999 salariés	58	52	32	82	86	47
De 1 000 salariés ou plus	55	43	18	76	82	44

Lecture : 59 % des jeunes salariés souhaiteraient au cours des 5 années à venir trouver un autre emploi ou changer d'entreprise.  
Source et champ : Cnefp-Céreq, Defis 2015. Salariés de moins de 30 ans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date (N=2 885).

que, au-delà des caractéristiques du salarié et de l'emploi occupé, la qualité du travail est déterminante pour la construction et l'expression d'un projet professionnel. La probabilité d'exprimer chacun des six souhaits d'évolution professionnelle est modélisée afin de mettre en évidence l'influence des conditions d'emploi (statut, type de contrat, quotité de travail, ancienneté) et de la qualité du travail tout en tenant compte des caractéristiques individuelles des jeunes salariés (sexe, diplôme) et de celles des entreprises qui les emploient (taille et secteur d'activité).

Si la notion de « projet » est abondamment mobilisée, elle est aussi très controversée (Coquelle, 1994 ; Béret, 2002 ; Guillaume, 2009). Ici, nous retiendrons que l'expression d'un projet professionnel, c'est-à-dire ce qu'une personne envisage compte tenu des éléments dont elle dispose, implique une élaboration, une vision des actions à conduire concrètement. Le projet se construit à partir des conditions (de vie et d'emploi) actuelles et espérées. La formulation d'un projet suppose donc les moyens et les termes de cette formulation, soit l'existence d'éléments – objectifs et subjectifs – qui fondent et structurent une espérance. Ainsi, estimer « avoir des chances de promotion », « des chances d'augmentation de salaire » ou « ne pas risquer de perdre son

emploi » sont autant de facteurs qui facilitent, voire autorisent, l'élaboration et l'expression d'un projet professionnel. Dans les modèles que nous estimons, nous introduisons trois variables de contrôle caractérisant la dimension « confiance dans l'avenir » qui correspond à la représentation que chaque salarié donne à entendre, à travers ses déclarations, de son avenir probable. L'encadré 2 présente les modèles estimés et les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 4.

## 2.1. Des conditions d'emploi qui influent sur l'expression des souhaits de changement professionnel

La plupart des travaux s'intéressant aux premières années de la vie active reposent généralement sur deux principes. Le premier pose qu'un jeune est « inséré » dès lors qu'il occupe un emploi « stable », i.e. en contrat à durée indéterminée (CDI ou fonction publique) et à temps complet ; le second que tout jeune cherche à progresser professionnellement, en évoluant sur l'échelle des emplois en termes de qualification et de rémunération. Ce modèle, porté par les performances économiques des « Trente Glorieuses », s'est montré dominant jusqu'à

### ENCADRÉ 2 – Modélisation de la probabilité de souhaiter un changement professionnel

Nous estimons une série de six régressions logistiques où chaque souhait professionnel  $y_{ij}$  est expliqué par des variables relatives aux caractéristiques de l'emploi ( $CarEmpl_{ij}$ ) et à la qualité du travail ( $QualTrav_{ij}$ ) ainsi que des variables de contrôle liées aux caractéristiques des entreprises et des salariés (caractéristiques socio-démographiques et confiance dans l'avenir).

Soit  $y_{ij}$  les chances qu'un salarié  $i$  exprime le projet  $j$  (vs de ne pas l'exprimer), avec  $j$  de 1 à 6 :

$y_{i1}$  : exprime le souhait « trouver un autre emploi ou changer d'entreprise » ;

$y_{i2}$  : exprime le souhait « changer de métier ou de profession » ;

$y_{i3}$  : exprime le souhait « créer son entreprise » ;

$y_{i4}$  : exprime le souhait « prendre davantage de responsabilité » ;

$y_{i5}$  : exprime le souhait « faire évoluer le contenu de son activité » ;

$y_{i6}$  : exprime le souhait « se laisser plus de temps pour sa vie personnelle ».

Pour chaque  $y_{ij}$  nous adoptons la spécification suivante :

$$y_{ij} = \alpha CarEmpl_{ij} + \beta QualTrav_{ij} + \delta ConfAve_{ij} + \lambda CaractEnt_{ij} + \sigma Caractind_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

- Les variables utilisées pour caractériser les conditions d'emploi ( $CarEmpl_{ij}$ ) sont le contrat de travail, le temps de travail, l'ancienneté et la catégorie socioprofessionnelle.

- Les variables utilisées pour caractériser la qualité du travail ( $QualTrav_{ij}$ ) sont d'une part la qualité subjective du travail (estimer que son travail est intéressant, correspond à ses qualifications, est assez bien payé, pénible, rend difficile la conciliation vie personnelle et vie professionnelle) et d'autre part les conditions de travail décrites par trois indicateurs composites (voir encadré 3) : l'indicateur composite d'opportunité de développement personnel, l'indicateur composite d'intensité du travail et l'indicateur composite de liberté de discussion sur le travail.

- Les variables utilisées pour caractériser la confiance dans l'avenir ( $ConfAve_{ij}$ ) sont estimer avoir des chances de promotion, d'augmentation de salaire, de garder son emploi.

- Les variables de contrôle caractérisant les salariés et les entreprises dans lesquelles ils travaillent sont : pour les entreprises ( $CaractEnt_{ij}$ ) la taille et le secteur d'activité et pour les salariés ( $Caractind_{ij}$ ) l'âge, le niveau de diplôme et le sexe.

**Tableau 4 – Estimation de la probabilité de souhaiter un changement professionnel  
(paramètres estimés – Logit)**

Souhait de :	$y_{i1}$	$y_{i2}$	$y_{i3}$	$y_{i4}$	$y_{i5}$	$y_{i6}$
Trouver un autre emploi ou changer d'entreprise						
Changer de métier ou de profession						
Créer son entreprise						
Prendre davantage de responsabilités						
Faire évoluer le contenu de son activité						
Se laisser plus de temps pour sa vie personnelle						
Constante	1.2498***	0.7108**	-0.6788**	0.9530***	1.0030***	-0.2821
<b>Confiance dans l'avenir</b>						
Estime avoir pour l'année qui vient des chances...						
... de promotion	-0.1767*	-0.0327	0.1834*	0.5567***	0.0810	0.1011
... d'augmentation de salaire	0.0139	0.0155	-0.0125	-0.1840*	0.0408	-0.0892
... de garder son emploi	-0.0871	-0.1172	-0.0522	0.0330	0.1286	0.2118**
<b>Caractéristiques de l'emploi</b>						
Est en CDI	0.0651	0.1958*	-0.1130	0.0146	-0.0932	0.1838*
Travaille à temps partiel	-0.1078	0.0858	-0.0521	-0.4604***	-0.4063***	-0.2602**
Ancienneté dans l'entreprise (réf. = moins d'un an)						
1 à <2 ans	0.0933	-0.0255	0.0165	-0.0487	-0.2688*	-0.1902*
2 à <4 ans	-0.3043*	-0.1382	0.0145	0.1653	0.4000**	0.0387
4 ans et plus	-0.0207	0.0967	-0.2288	-0.0250	0.1352	0.1314
PCS (réf. = Ingénieur cadre)						
Ouvrier non qualifié	-0.1063	0.0734	0.0592	-0.2708	-0.4458*	0.2921
Ouvrier qualifié	-0.4243**	-0.4156**	0.2547	-0.0724	-0.1582	-0.1415
Employé non qualifié	0.1336	0.2654	-0.0375	0.3006	0.1739	-0.1679
Employé qualifié	0.0491	0.0111	-0.2001	0.0665	-0.0616	-0.0748
Technicien ou agent de maîtrise	0.1265	-0.1397	0.0952	-0.0321	0.2992	0.0689
<b>Qualité subjective du travail</b>						
Estime que son travail...						
... est intéressant	-0.7343**	-0.6964**	-0.1876	0.3710	0.5590**	-0.1654
... correspond à ses qualifications	-0.5813***	-0.6295***	0.0944	0.00647	-0.1476	0.0648
... est assez bien payé	-0.4380***	-0.1858	-0.5226***	-0.5177***	-0.5108***	-0.3556**
... est pénible	0.2467	0.4105**	-0.1322	-0.3358*	-0.0316	0.2302
... rend difficile la conciliation entre vie personnelle et vie professionnelle	0.3712*	0.2876	0.0560	0.4324**	0.3978**	1.1373***
<b>Indicateurs composites de conditions de travail</b>						
Opportunité de développement personnel	-0.3357***	-0.2730***	-0.2146**	0.0537	-0.00283	-0.0421
Intensité du travail	0.0104	0.1014	-0.0543	0.0137	-0.1338	0.1451*
Liberté de discussion sur le travail	-0.0156	-0.1235	-0.0405	0.0727	0.0246	0.1609**
R2	0.24	0.24	0.11	0.17	0.16	0.20

Note : tous les modèles présentés ci-dessus sont des modèles Logit tenant compte du plan de sondage complexe de l'enquête (procédure « Survey Logistic » dans SAS). Sont indiqués dans le tableau les paramètres estimés ainsi que leur niveau de significativité (\*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* significatif au seuil de 5 %, \* significatif au seuil de 10 %). Les variables de contrôle suivantes sont incluses dans la spécification : âge, niveau de diplôme, sexe, taille de l'entreprise et secteur d'activité. Les résultats complets sont donnés en annexe.  
Source et champ : Cnefp-Céreq, Defis 2015. Salariés de moins de 30 ans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date (N=2 885).

l'aube des années 1980 (Germe *et al.*, 2003 ; Amossé, 2002-2003). Toutefois, les multiples crises économiques qui ont secoué le marché du travail par la suite et la « démocratisation » de l'enseignement supérieur sont venues percuter les perspectives professionnelles des jeunes entrants. Comment évoquent-ils aujourd'hui le souhait de « faire carrière » ? Quelles sont leurs souhaits professionnels ?

L'amélioration de leurs conditions d'emploi reste une composante essentielle des projets mis en avant par les jeunes salariés. Le statut, le temps de travail et la rémunération sont déterminants des conditions de vie (logement, projets familiaux, etc.). En témoignent les travaux menés à partir de l'enquête *Génération* du Céreq (Céreq, 2017) sur les souhaits de mobilité selon les statuts d'emploi<sup>3</sup>.

L'examen des liens entre les conditions d'emploi des jeunes salariés et les souhaits professionnels qu'ils mettent en avant apporte sur ce point un éclairage complémentaire. L'appréciation, toutes choses égales par ailleurs, des probabilités d'exprimer des souhaits d'évolution professionnelle ne montre pas une très forte prégnance des conditions d'emploi (tableau 4). Cependant, certaines caractéristiques relatives à la quotité de travail (pourcentage d'un temps plein de travail), l'ancienneté dans l'entreprise ou la qualification du poste occupé ont une influence notable.

À cet égard, soulignons que le fait d'occuper un poste d'ouvrier qualifié diminue les chances d'exprimer les souhaits de « trouver un autre emploi ou changer d'entreprise » et « changer de métier ou de profession ». C'est sans doute pour ces derniers que formation initiale et qualification du poste occupé sont le plus en correspondance et qu'il existe de véritables opportunités d'évolution de carrière au sein de l'entreprise. En effet, les ouvriers qualifiés sont, parmi les jeunes, ceux qui déclarent le plus utiliser pleinement leurs compétences dans le cadre de leur travail (68 % d'entre eux contre 59 % de l'ensemble des jeunes salariés). Ces résultats vont dans le sens de ceux de Lebeaux (2004) à partir des enquêtes *Génération* du Céreq, qui montrait que les jeunes qualifiés tendent à être plus satisfaits de leur situation et plus optimistes sur leur avenir que les non-qualifiés.

Le souhait de « faire évoluer le contenu de son activité » semble concerner plutôt les jeunes salariés dont l'ancienneté est comprise entre deux et moins de quatre ans. Le temps semble venu d'élargir le champ de leurs compétences.

En deçà de deux ans d'ancienneté, les jeunes salariés estiment peut-être ne pas encore « avoir fait le tour » de leur poste (la probabilité de ne pas souhaiter « faire évoluer le contenu de son activité » est plus élevée parmi les jeunes salariés ayant de un à moins de deux ans d'ancienneté dans l'entreprise).

Enfin, toutes choses égales par ailleurs, « estimer avoir des chances de promotion » joue favorablement sur le souhait de « prendre davantage de responsabilités » et estimer « ne pas avoir de risque de perte d'emploi » semble une condition nécessaire pour souhaiter « se laisser plus de temps pour sa vie personnelle ».

## 2.2. La qualité du travail, composante majeure des souhaits professionnels

La qualité du travail, telle que nous l'envisageons, s'apprécie à travers deux dimensions de nature différente.

La première dimension rassemble les caractéristiques factuelles du travail (« Conditions de travail » dans le modèle). À ce titre, la création d'indicateurs composites, à l'instar d'Asselin (2009), est nécessaire pour synthétiser trois éléments constitutifs : l'opportunité de développement personnel, l'intensité du travail et la liberté de discussion avec l'employeur du travail et de la formation. Chacun de ces éléments est saisi par des variables du dispositif Defis, à partir desquelles les indicateurs composites suivants sont calculés (le calcul est détaillé dans l'encadré 3) :

- l'opportunité de développement personnel intègre les variables : travail non ennuyeux, pas de gestes répétitifs, utiliser pleinement ses compétences, avoir augmenté ses compétences, avoir appris des choses nouvelles ou avoir eu à résoudre de problèmes imprévus ;

- l'intensité du travail intègre les variables : occuper différents postes, travailler régulièrement plus de 45 heures, être obligé de se dépêcher, avoir des horaires décalés, irréguliers, alternés ou travailler de nuit ;

- la liberté de discussion intègre les variables : avoir la possibilité de discuter avec son responsable du contenu du travail, avoir fait des propositions d'amélioration de son poste

3. Parmi les jeunes salariés en 2016, sortis du système scolaire trois ans auparavant, 10 % sont en quête d'un autre emploi : 5 % des fonctionnaires, 8 % des jeunes en CDI, 14 % des intérimaires, 18 % des jeunes en emplois aidés et 12 % des jeunes dans un autre emploi à durée déterminée (Céreq, 2017).

### ENCADRÉ 3 – Méthodologie de la modélisation d'indicateurs composites

Trois approches sont principalement utilisées pour la construction d'indicateurs composites : celle fondée sur la théorie des ensembles flous, l'approche d'entropie et, la plus répandue, celle de l'inertie. C'est elle que nous adoptons pour ce travail. Elle est issue du champ de la mécanique statique et se base sur les techniques d'analyse des données. Le principal avantage de cette approche de l'inertie (Asselin, 2009) est qu'elle permet d'éliminer l'arbitraire dans le calcul d'un indicateur composite. Pour la mettre en œuvre nous utilisons ici l'analyse des correspondances multiples (ACM) qui est la technique d'analyse de données la plus adaptée à notre cas, toutes des variables étant qualitatives et pouvant être codées en 0/1.

La forme fonctionnelle de chaque indicateur composite (IC) est définie comme suit :

Considérons  $m$  l'indice d'un salarié donné et  $C_m$  sa valeur propre pour l'IC, la forme fonctionnelle de IC est alors :

$$C_m = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{j_k} W_{j_k}^k}{K}$$

où  $K$  = le nombre d'indicateurs catégoriels,

$J_k$  = nombre de catégories de l'indicateur  $k$ ,

$W_{j_k}^k$  = le poids (score de premier axe normalisé,  $\frac{\text{score}}{\sqrt{\lambda_1}}$ )

de la catégorie  $j_k$  (le score correspondant à la coordonnée de chaque modalité sur le premier axe factoriel et  $\lambda_1$  la première valeur propre),

$I_{j_k}^k$  = la variable binaire 0/1, prenant la valeur 1 lorsque l'unité a la catégorie  $j_k$ .

Ainsi la valeur de l'indicateur composite pour un salarié est la moyenne des ses poids-catégories correspondant à la moyenne des scores normalisés sur le premier axe factoriel. En d'autres termes, c'est la coordonnée factorielle du salarié sur le premier axe qui classe les salariés en fonction de leur situation de contrainte ou de bien-être.

Les variables retenues pour les indicateurs composites des conditions de travail sont des variables binaires (oui/non). Le tableau ci-dessous en donne la liste et indique le pourcentage de réponses positives.

Variables des indicateurs composites	%
<b>Indicateur composite d'opportunité de développement personnel</b>	
Ne s'ennuie pas dans son travail (ou seulement parfois)	84
Son travail ne consiste pas à répéter continuellement une même série de gestes ou d'activités	42
Peut utiliser pleinement ses compétences dans son travail	59
A augmenté ses compétences au cours des 12 derniers mois	68
Son travail implique d'apprendre des choses nouvelles	73
Son travail implique de résoudre des problèmes imprévus	82
<b>Indicateur composite d'intensité du travail</b>	
Occupe différents postes	45
Travaille régulièrement plus de 45 heures	21
Est obligé de se dépêcher pour faire son travail	
- en permanence	21
- souvent	35
- parfois	32
- jamais	12
A des horaires décalés	43
A des horaires irréguliers ou alternés	41
Travaille de nuit	14
<b>Indicateur composite de liberté de discussion</b>	
Peut discuter avec son responsable du contenu de son travail	79
A fait des propositions pour l'amélioration de son poste de travail	93
A la possibilité de modifier ou de décider de ses horaires de travail	50
A la possibilité de demander une formation	75
Peut refuser une proposition de formation	68
Reçoit des ordres/consignes	
- qu'il applique strictement	49
- mais dans certain cas fait autrement	40
- mais la plupart du temps fait autrement	3
- ne reçoit pas d'ordres	8
Son travail n'est pas contrôlé	45

Source : Cnefp-Céreq, Defis 2015.

de travail, pouvoir modifier ou décider de ses horaires, demander une formation, refuser une proposition de formation, ne pas recevoir d'ordre ou de consigne, ne pas être contrôlé sur son travail.

La seconde dimension rassemble des éléments d'ordre subjectif qui rendent compte du degré de satisfaction lié au travail (« qualité subjective du travail » dans le modèle) : le fait d'estimer que son travail est intéressant, qu'il correspond à ses qualifications, qu'il est assez bien payé, qu'il est pénible ou qu'il rend difficile la conciliation entre vie personnelle et vie professionnelle.

Nos investigations attestent clairement que les souhaits professionnels des jeunes salariés sont intimement liés à la qualité du travail, appréhendée sur la base de caractéristiques factuelles et d'appréciations subjectives. Plusieurs résultats, particulièrement saillants, sont à souligner :

- le défaut d'opportunités de développement personnel et la pénibilité du travail sont massivement associés à un souhait de changement radical : changer de métier ou de profession ;

- lorsqu'est neutralisé l'effet des autres caractéristiques, les motivations pour souhaiter « se laisser plus de temps pour sa vie personnelle » sont fortement liées à l'intensité du travail et aux difficultés de conciliation vie personnelle-vie professionnelle. Notons, sur ce même thème, que la liberté de discussion relative au contenu du travail comme à son organisation réduit la probabilité de juger que le travail occupe une trop large part de l'emploi du temps ;

- les estimations mettent également en évidence le lien dual entre les difficultés à concilier vie professionnelle et personnelle et les souhaits de changement professionnel. Pour certains, la conciliation est envisagée en faveur du travail, en souhaitant « prendre plus de responsabilités » ou « faire évoluer le contenu de leur activité » (notamment des diplômés de niveau Bac + 5 et des cadres). Pour d'autres, l'objectif est de ménager « plus de temps pour sa vie personnelle » (par exemple, les salariés des petites entreprises). Ces résultats font écho à ceux de d'Amossé & Gollac qui mettent en évidence que « l'intensité élevée du travail est liée à un surcroît de mobilité ascendante pour les salariés qui ont les moyens de faire face aux contraintes, de mobilité descendante pour les autres » (Amossé & Gollac, 2008, p. 59) ;

- plus le jeune salarié estime son travail intéressant, plus il est enclin à souhaiter une évolution du contenu de son activité, un travail intéressant

ouvrant sans doute sur un champ d'évolution plus étendu.

En conclusion, la qualité du travail ressort clairement comme un déterminant majeur des projets formulés par les plus jeunes et joue beaucoup plus que d'autres dimensions liées à l'emploi<sup>4</sup>.

### 3. Les projets professionnels des jeunes salariés : cinq types d'aspirations et trois options de mobilité

Ce constat posé, il s'agit à présent de dresser un panorama des aspirations professionnelles des jeunes salariés. Pour ce faire, nous réalisons une typologie basée sur une classification ascendante hiérarchique<sup>5</sup>. De cette opération de mise en relation des souhaits formulés et des appréciations portées sur le travail (qualité subjective du travail telle que définie dans le modèle) résulte une répartition de la population des jeunes salariés en cinq classes indiquant l'orientation de leur projet professionnel.

#### 3.1. Construction de la typologie

Dans une première étape, une analyse factorielle des correspondances multiples a été réalisée à partir de douze variables actives. Sept variables caractérisent les souhaits professionnels des jeunes : prendre davantage de responsabilités ; faire évoluer le contenu de son activité ; changer de métier ou de profession ; trouver un autre emploi, changer d'entreprise, intégrer la fonction publique ; créer une entreprise ; se laisser plus de temps pour sa vie personnelle ou familiale ; se former. Cinq autres variables portent sur leur appréciation de leur travail : il est intéressant ; il correspond à leur qualification ; il est assez payé ; les conditions de travail sont pénibles ; il rend difficile la conciliation de sa vie personnelle et familiale avec sa vie professionnelle.

La figure ci-après représente la projection de ces variables actives et des barycentres des classes sur les axes 1 et 3 qui expliquent à eux

4. Même si les caractéristiques de la qualité du travail qui ressortent diffèrent selon le type de projet.

5. La classification ascendante hiérarchique (CAH) est une technique statistique visant à partitionner une population en différentes classes ou sous-groupes. On cherche à ce que les individus regroupés au sein d'une même classe (homogénéité intra-classe) soient le plus semblables possibles tandis que les classes soient le plus dissemblables entre elles (hétérogénéité inter-classes).

deux près de 30 % de l'inertie totale. L'axe 1 horizontal est principalement expliqué par des variables traduisant une satisfaction vis-à-vis du travail et de l'emploi. L'axe 3 est principalement expliqué par des variables reflétant le souhait d'évolution professionnelle (interne ou externe). La classification ascendante hiérarchique fait ressortir cinq classes qui sont caractérisées dans le tableau 5.

### 3.2. L'orientation des projets professionnels

Pour caractériser les projets professionnels des jeunes salariés, on peut commencer par rappeler que six jeunes sur dix déclarent un souhait de changer d'emploi ou d'entreprise (cf. tableau 3). Mais une proportion encore plus élevée semble envisager plutôt une évolution au sein de leur entreprise. Sous ces souhaits de mobilité ou de changement, la nature des aspirations comme les insatisfactions sur leur situation actuelle sont cependant assez hétérogènes. Il est probable aussi qu'une part des souhaits de mobilité se réaliseront selon les opportunités qui se présenteront<sup>6</sup>. Enfin, un ensemble des jeunes salariés

semblent n'avoir pas vraiment d'aspiration au changement de leur situation.

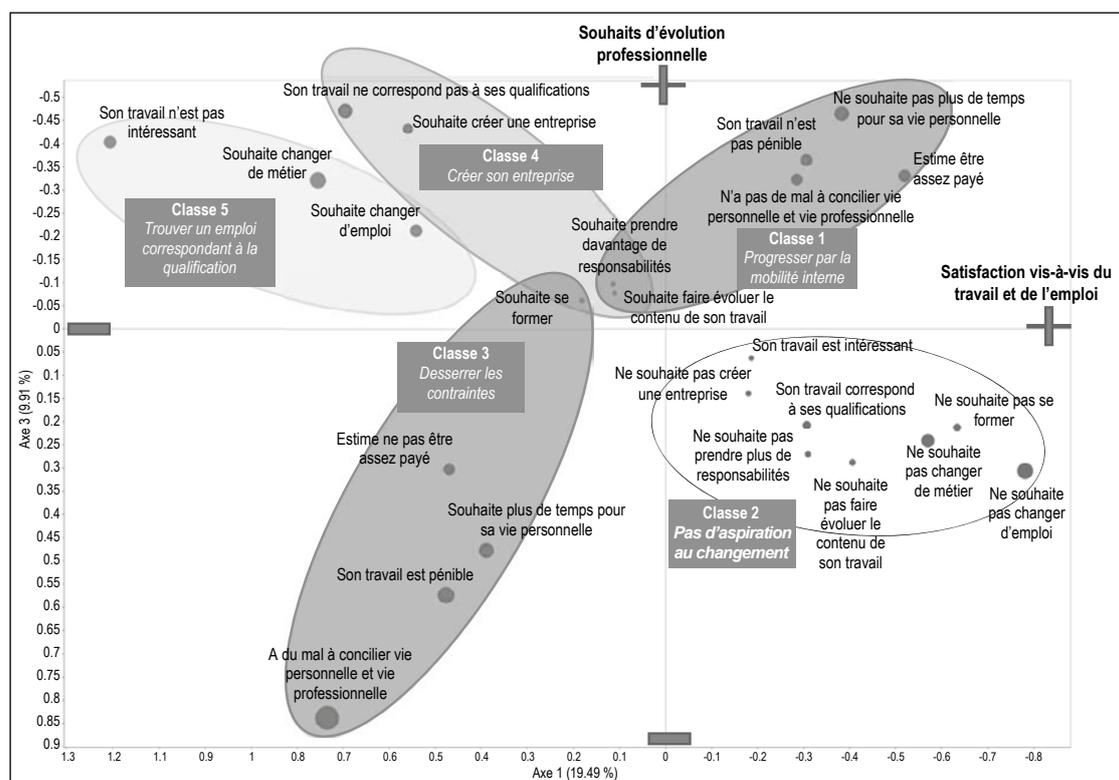
#### 3.2.1. Progresser par la mobilité interne

La première classe de la typologie (cf. figure et tableau 5), regroupant 31 % des jeunes salariés, est dominée par ceux qui envisagent de progresser au sein de l'entreprise qui les emploie. Plus souvent diplômés de l'enseignement supérieur, plus souvent salariés de grandes entreprises (+ de 1 000 salariés), ils occupent logiquement des postes plus qualifiés (ingénieurs et cadres techniques, ouvriers qualifiés de type industriel). C'est, de loin, la classe qui compte le plus de salariés à temps complet : seuls 6 % travaillent à temps complet, contre 12 % en moyenne. Ils ne se différencient cependant pas de l'ensemble en ce qui concerne le type de contrat de travail (78 % sont en CDI, 79 % en moyenne).

Ceux-là sont satisfaits de leur situation professionnelle et de la conciliation qu'elle ménage avec leur vie familiale. Affichant une ancienneté

6. Comme le souligne Amossé (2003) pour l'ensemble des salariés.

Figure – Analyse des correspondances multiples



Source et champ : Cnefp-Céreq, Defis 2015. Salariés de moins de 30 ans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date (N=2 885).

Tableau 5 – Caractérisation des classes de la typologie (%)

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Ensemble
Ensemble	31	15	22	16	16	100
<b>Satisfaction au travail</b>						
Le travail implique d'apprendre des choses nouvelles	86	61	82	73	49	73
Estime son travail intéressant	99	90	99	96	32	87
Estime que son travail correspond à sa qualification	85	76	79	76	12	69
N'éprouve pas d'ennui dans son travail	93	90	89	86	50	84
Utilise pleinement ses compétences dans son travail	73	65	57	59	28	59
Estime être assez payé pour le travail qu'il réalise	73	69	22	36	25	48
Est globalement satisfait de sa situation professionnelle	87	80	72	74	29	71
<b>Confiance dans l'avenir</b>						
Pense avoir des chances de promotion	49	36	39	44	25	40
Pense avoir des chances d'augmentation de salaire	44	29	36	39	22	36
Pense avoir un risque de perdre son emploi	15	20	20	24	28	20
<b>Formation et développement des compétences</b>						
A augmenté ses compétences	76	67	71	67	50	68
A suivi au moins une formation organisée	49	36	50	47	40	46
<b>Entretien professionnel</b>						
A participé à un entretien professionnel avec son supérieur	79	57	72	69	58	69
Y a évoqué ce qu'il apprend dans son travail	83	74	84	82	68	80
Y a évoqué ses perspectives de carrière	90	80	89	84	79	86
Y a évoqué ses besoins en formation	84	74	83	78	65	79
<b>Absence de formation</b>						
Ne s'est pas formé	60	67	60	57	66	61
Ne s'est pas formé et cela lui a manqué	27	54	13	13	31	27
Ne s'est pas formé et cela ne lui a pas manqué	33	13	47	44	35	34
Ne s'est pas formé et a reçu au moins une proposition de formation	19	7	20	9	13	14
Ne s'est pas formé et n'a eu aucune proposition	41	60	40	48	53	47
<b>Difficultés dans le travail</b>						
Pense que certaines compétences lui manquent	56	27	58	59	34	49
Estime que ses conditions de travail sont pénibles	14	42	61	36	57	39
Pour faire son travail est obligé de se dépêcher	42	48	74	53	67	56
A du mal à concilier vie personnelle et professionnelle	5	10	64	27	41	28
A des horaires décalés	45	57	69	49	70	57
Travaille plus de 45 heures par semaine	18	19	36	20	10	21
<b>Souhaite ...</b>						
plus de temps pour sa vie personnelle	29	27	86	62	49	49
se former	82	32	91	89	81	77
davantage de responsabilités	86	13	88	89	67	73
faire évoluer le contenu de son activité	95	9	93	95	74	79
trouver un autre emploi ou changer d'entreprise	36	44	62	78	94	59
changer de métier ou de profession	22	28	40	56	89	43
créer son entreprise	5	16	1	100	24	24
<b>Demande de formation</b>						
A la possibilité de demander une formation	83	66	82	72	64	75
A fait une demande de formation	41	19	45	34	24	35
A fait une demande de formation alors qu'il ne s'est pas formé	14	9	17	13	12	13
Demande de formation alors que pas formé et pas de proposition	11	8	13	11	11	11
Souhaite se former et a fait une demande	36	9	40	32	20	30 →

Tableau 5 (suite)

	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Ensemble
<b>Indicateurs composites de qualité du travail (moyenne)</b>						
Opportunités de développement personnel	0.33	-0.18	0.15	-0.12	-1.09	-0.08
Intensité du travail	-0.40	-0.09	0.34	-0.12	0.15	0.05
Possibilité de discussion	0.25	-0.08	-0.00	-0.06	-0.62	-0.04

Lecture : parmi les jeunes salariés de la classe 1, 99 % estiment que leur travail est intéressant.

Source et champ : Cnefp-Céreq, Defis 2015. Salariés de moins de 30 ans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date (N=2 885).

dans l'entreprise plus élevée que la moyenne et déclarant un faible risque de perdre leur emploi, ils envisagent d'évoluer au sein de l'entreprise qui les emploie.

Les indicateurs composites de qualité du travail calculés pour cette classe rendent compte de conditions avantageuses comparées à l'ensemble : les opportunités de développement personnel sont estimées plus nombreuses, l'intensité du travail beaucoup moins forte et la liberté de discussion, ouvrant des marges de négociation autour du travail réalisé, plus importante.

Les jeunes salariés relevant de ce groupe estiment que leur emploi est à la hauteur de leur qualification et leur permet d'utiliser pleinement leurs compétences. Pour autant, ils ne souhaitent pas s'en tenir là et déclarent vouloir se former pour développer leurs compétences. La perspective d'une mobilité ascendante en interne est soutenue par le développement de leurs compétences (76 % déclarent avoir gagné en compétences au cours des 18 derniers mois). Ce développement s'est appuyé sur des formations organisées : 49 % ont accédé à la formation au cours des 18 derniers mois. Ce groupe semble répondre au profil de carrière porté par la mobilité interne au sein d'une entreprise offrant des opportunités de promotion.

### 3.2.2. Créer son entreprise pour desserrer le lien de subordination et gagner en autonomie

La classe 4 de la typologie regroupe 16 % des jeunes salariés qui tous aspirent à créer leur entreprise. Ce sont plus souvent des hommes, plus souvent non diplômés, plus souvent salariés du secteur du commerce et de la réparation. Ils travaillent plus fréquemment dans de petites entreprises (entre 10 et 19 salariés) ou dans des

grandes (500 à 1 000 salariés). Ceux-ci se disent pour partie satisfaits de l'emploi qu'ils occupent, jugeant leur travail intéressant et correspondant à leur qualification. Pour autant, ils souhaitent massivement (95 %) faire « évoluer le contenu de leur activité » et gagner en responsabilité. Deux tiers d'entre eux ne s'estiment pas assez payés pour le travail réalisé. Ils souhaitent plus de temps pour leur vie personnelle (62 %) tout en gagnant en responsabilités (89 %). Ils soulignent un peu plus fréquemment le risque de perte d'emploi qui les menace (24 % contre 20 % en moyenne).

Les indicateurs composites de qualité du travail calculés pour cette classe rendent compte de conditions proches de la moyenne comparées à l'ensemble : les opportunités de développement personnel sont un peu moins nombreuses et la liberté de discussion conforme à la moyenne générale. L'intensité du travail est moins forte.

L'évolution envisagée appelle de la formation : ils sont relativement plus nombreux qu'en moyenne à estimer que des compétences leur manquent pour mener à bien leur projet et déclarent en conséquence plus souvent que les autres souhaiter se former. Il est vrai que 44 % d'entre eux déclarent n'avoir suivi aucune formation au cours de l'année précédant l'enquête en pointant le manque lié à cette absence de formation<sup>7</sup>.

### 3.2.3. Changer pour un emploi correspondant à la qualification

La classe 5 de la typologie, qui regroupe 16 % des jeunes, est dominée par ceux dont le souhait

7. Ces 44 % correspondent à la part de salariés de la classe 4 à la fois non formés et qui ont répondu négativement à la question : « La formation vous a-t-elle manqué ? » (Cf. tableau 5 « ne s'est pas formé et cela ne lui a pas manqué »).

de changement reflète une insatisfaction liée au décalage, généralement défavorable, entre l'emploi exercé et la qualification acquise. Ils décrivent leur emploi comme pénible (beaucoup rendent compte d'horaires décalés), mal rémunéré, inintéressant, répétitif, peu compatible avec leur vie personnelle (alors même qu'ils travaillent plus souvent à temps partiel, ce qui semble indiquer que l'organisation du temps n'en est pas pour autant facilitée, notamment quand les horaires de travail décalés contrarient la conciliation vie personnelle-vie professionnelle). Nombreux sont ceux qui déclarent que leurs compétences ne se sont pas étendues au cours des derniers mois. Ils ont rarement accédé à une formation au cours des 18 derniers mois, et ont moins que les autres la possibilité d'en demander.

C'est le groupe le plus féminisé, qui rassemble des catégories d'employés, qualifiés ou pas : employés administratifs, de commerce ou encore personnels de services directs aux particuliers. Particulièrement présents dans l'hôtellerie-restauration et le commerce, ces jeunes salariés travaillent souvent dans des entreprises relativement grandes (250 à 500 salariés) ou pour des réseaux d'enseignes.

Les indicateurs composites de qualité du travail calculés pour cette classe rendent compte de conditions très peu avantageuses comparées à l'ensemble : les opportunités de développement personnel sont estimées beaucoup moins nombreuses, l'intensité du travail bien plus forte et la liberté de discussion relativement limitée.

### 3.2.4. *Changer pour mieux concilier vie professionnelle et vie personnelle*

La classe 3 de la typologie, regroupant 22 % des jeunes salariés, est dominée par ceux qui souhaitent mieux concilier leur vie professionnelle et personnelle afin d'améliorer leur qualité de vie. Longtemps, la question de la conciliation des vies professionnelle et personnelle ne semble avoir concerné que les femmes, soumises à un calendrier professionnel dominé par le modèle masculin de carrière, chargé en possibilités de promotion au moment même où les femmes sont le plus souvent investies dans la maternité. Or, les femmes ne sont que légèrement surreprésentées dans cette classe. La question d'une meilleure conciliation a donc gagné les jeunes hommes, au moins une partie d'entre eux. Les salariés relevant de ce groupe sont plus qualifiés et plus diplômés que la moyenne mais, contrairement

à ceux relevant de la classe 1, ils déclarent plus fréquemment que les autres des conditions de travail insatisfaisantes.

Les indicateurs composites de qualité du travail calculés pour cette classe rendent compte de conditions qui peuvent s'avérer problématiques, comparées à l'ensemble. Certes, les opportunités de développement personnel sont meilleures qu'en moyenne, mais l'intensité du travail est bien plus forte et la liberté de discussion relativement limitée.

La difficulté à concilier les vies personnelle et professionnelle tient en grande partie à la gestion du temps. Les jeunes relevant de cette catégorie estiment plus souvent que les autres que leur travail est pénible (61 % contre 39 % en moyenne) en raison d'horaires décalés (69 % contre 57 % en moyenne) ou de la nécessité « de se dépêcher » ou d'un temps de travail supérieur à 45 heures hebdomadaires (36 % contre 21 % en moyenne).

### 3.2.5. *Pas d'aspiration au changement*

Le désir de changement n'anime pas tous les jeunes salariés. Ainsi, la classe 2, qui regroupe 15 % d'entre eux, est dominée par ceux qui n'évoquent aucune perspective d'évolution. Ils se déclarent globalement satisfaits de l'emploi qu'ils occupent et s'estiment suffisamment payés pour le travail, jugé peu pénible, qu'ils réalisent. Leur emploi leur semble correspondre à leur qualification et leur permettre d'utiliser pleinement leurs compétences qu'ils n'envisagent pas de développer. Au demeurant, ils évoluent massivement dans des contextes professionnels peu formateurs, peu soucieux d'organiser la mobilité de leurs salariés. Souvent ouvriers, qualifiés ou pas, ils exercent leur activité dans de petites entreprises, dans les secteurs des transports ou de l'hôtellerie-restauration. Leur inscription sur des métiers « en tension » les protège du chômage. Peut-être n'entrevoient-ils pas de ce fait la nécessité de se former, ou plus largement de gagner en compétences, pour s'en protéger, envisageant de retrouver facilement un emploi en cas de licenciement ou de fin de contrat. En conséquence, malgré un faible accès à la formation (33 % ont suivi une formation au cours des 18 derniers mois) comparé à celui des jeunes salariés des autres groupes, ils en expriment peu le besoin. Quant aux indicateurs composites de qualité du travail calculés pour cette classe, ils rendent compte de conditions proches de la moyenne.

\* \*  
\*

Au terme de nos investigations, quelques constats majeurs ressortent. Les aspirations des jeunes salariés ne répondent pas, loin de là, à un modèle unique. Certes, les souhaits de mobilité professionnelle ascendante, les ajustements entre la qualification acquise et l'emploi occupé, imprègnent bon nombre des perspectives développées par les jeunes salariés mais s'y juxtaposent des projets organisés prioritairement autour d'un desserrement des contraintes professionnelles, pour mieux concilier vie personnelle et professionnelle ou pour gagner en autonomie. Ainsi, les conditions de l'emploi (statut, qualification du poste, temps de travail) restent un déterminant majeur des aspirations mais ne suffisent pas à en rendre compte. La qualité du travail exercé pèse également d'un poids significatif sur les aspirations des jeunes salariés. En conséquence, il s'avère

utile d'appréhender les situations professionnelles des jeunes tout autant du point de vue des caractéristiques des emplois occupés que de la qualité du travail exercé, qui tient à l'activité du salarié ainsi qu'au contexte managérial et organisationnel dans lequel elle prend place (Fournier *et al.*, 2017a ; 2017b).

Dans l'ensemble, les jeunes salariés se déclarent satisfaits de leur situation professionnelle actuelle tout en mettant en avant leur désir de changement, laissant entendre, à travers leurs aspirations, qu'elle représente un épisode dans le parcours espéré. En conclusion, se pose donc la question de la réalisation des aspirations. À ce propos, une loi ambitieuse, promulguée en septembre 2018, annonce dans son intitulé même « la liberté de choisir son avenir professionnel », liberté conditionnelle cependant car il semble que tant l'environnement de travail que l'activité exercée contraignent les projets que les jeunes salariés sont amenés à formuler. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Amossé, T. (2002).** Vingt-cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail. Insee, *Données sociales édition 2002-2003*, pp. 235–242.

**Amossé, T. (2003).** Interne ou externe, deux visages de la mobilité professionnelle. *Insee Première* N° 921. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/handle/1/358>

**Amossé, T. & Gollac, M. (2008).** Intensité du travail et mobilité professionnelle. *Travail et emploi*, 113(1), 59–73. <https://doi.org/10.4000/travailemploi.2307>

**Asselin, L. M. (2009).** *Analysis of Multidimensional Poverty. Theory and Case Studies*. New York : Springer.

**Baudelot, C. & Gollac, M. (2003).** *Travailler pour être heureux ? Le bonheur et le travail en France*. Paris: Fayard.

**Beaud, S. (2002).** « 80 % au bac »... et après ? *Les enfants de la démocratisation scolaire*. Paris: La Découverte.

**Bel, G. (2008).** Les femmes face au travail à temps partiel. Communication du Conseil économique et social présentée par Mme Geneviève Bel au nom de la délégation aux droits des Femmes et à l'égalité des chances entre hommes et femmes. *Avis et rapports du Conseil économique et social*. [https://www.lecese.fr/sites/default/files/pdf/Avis/2008/2008\\_05\\_genevieve\\_bel.pdf](https://www.lecese.fr/sites/default/files/pdf/Avis/2008/2008_05_genevieve_bel.pdf)

**Béret, P. (2002).** Projets professionnels et emplois ultérieurs : une analyse des mécanismes de l'insertion professionnelle. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 31/2. <https://doi.org/10.4000/osp.4776>

**Castera, D. & Gougain, N. (2019).** Les jeunes et l'avenir du travail. *Avis du Conseil économique, social et environnemental*. [https://www.lecese.fr/sites/default/files/pdf/Avis/2019/2019\\_09\\_jeunes\\_avenir\\_travail.pdf](https://www.lecese.fr/sites/default/files/pdf/Avis/2019/2019_09_jeunes_avenir_travail.pdf)

**Céreq (2017).** Quand l'école est finie, Premiers pas dans la vie active de la Génération 2013. Résultats de l'enquête 2016. *Céreq Enquêtes* N° 1. <https://www.cereq.fr/quand-lecole-est-finie-premiers-pas-dans-la-vie-active-de-la-generation-2013>

- Céreq (2018).** 20 ans d'insertion professionnelle. *Céreq Essentiels* N° 1.  
<https://www.cereq.fr/20-ans-dinsertion-professionnelle-des-jeunes-entre-permanences-et-evolutions>
- Conseil d'orientation pour l'emploi (2009).** *Rapport sur les trajectoires et les mobilités professionnelles*.  
[http://eclairs.fr/wp-content/uploads/2011/09/COERapport\\_trajectoires\\_et\\_mobilites\\_professionnelles\\_160909.pdf](http://eclairs.fr/wp-content/uploads/2011/09/COERapport_trajectoires_et_mobilites_professionnelles_160909.pdf)
- Coquelle, C. (1994).** Attention projet ! *Formation Emploi*, 45, 25–32. <https://doi.org/10.3406/forem.1994.1636>
- Dupray, A. (2005).** Les mobilités en début de vie professionnelle. Externes ou internes aux entreprises, des évolutions aux effets très différents. *Céreq Bref* N° 216.  
<https://www.cereq.fr/les-mobilites-en-debut-de-vie-professionnelle-externes-ou-internes-aux-entreprises-des-evolutions>
- Dupray, A. & Recotillet, I. (2009).** Mobilités professionnelles et cycles de vie. *Économie et Statistique*, 423, 31–58. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377250?sommaire=1377254>
- Duru-Bellat, M. (2006).** *L'inflation scolaire. Les désillusions de la méritocratie*. Paris: Seuil.
- Estrade, M. A. (2008).** Une prospective socio-économique du travail et de l'emploi peu qualifié. *Insee Références – L'emploi, nouveaux enjeux*, pp. 27-39.  
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374393?sommaire=1374407>
- Fournier, C., Lambert, M. & Marion-Vernoux, I. (2017a).** Le travail au cœur des apprentissages en entreprise. *Céreq Bref* N° 353. <https://www.cereq.fr/le-travail-au-coeur-des-apprentissages-en-entreprise>
- Fournier, C., Lambert, M. & Marion-Vernoux, I. (2017b).** Apprentissages informels et « dynamique de travail ». *Sociologies pratiques*, 35(2), 73–81. <https://doi.org/10.3917/sopr.035.0073>
- Galland, O. (2009).** Les âges de la jeunesse. In : Galland, O. (Ed.), *Les jeunes*, pp. 49–77. Paris : La Découverte.
- Germe, J. F., Monchatre, S. & Pottier, F. (2003).** *Les mobilités professionnelles : de l'instabilité dans l'emploi à la gestion des trajectoires*. Paris : La Documentation française.  
<https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/034000060.pdf>
- Giret, J. F., Lopez, A. & Rose, J. (2005).** *Des formations pour quels emplois ?* Paris: La Découverte.  
<https://www.cairn.info/des-formations-pour-quels-emplois--9782707146939.htm>
- Guillaume, J. F. (2009).** Les parcours de vie entre aspirations individuelles et contraintes structurelles. *Informations sociales*, 156(6), 22–30. <https://doi.org/10.3917/inso.156.0022>
- Guillaneuf, J. (2018).** Changer d'emploi : un projet aux motivations diverses mais qui se concrétise peu à court terme. *Insee Références – Emploi, chômage, revenus du travail*, pp. 39-48.  
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3573727?sommaire=3573876>
- Lebeaux, M. O. (2004).** Un emploi non qualifié en début de carrière. Et après ? *Net.Doc* N° 4.  
<https://www.cereq.fr/un-emploi-non-qualifie-en-debut-de-carriere-et-apres>
- Longo, M. E. (2011).** Transitions des jeunes vers la vie adulte : processus d'insertion et rapports à la vie professionnelle. Perspectives pour les programmes d'action. INJEP, *Rapport d'étude*.  
<https://injep.fr/publication/transitions-des-jeunes-vers-la-vie-adulte-processus-dinsertion-et-rapports-a-la-vie-professionnelle/>
- Maurin, É. (2010).** La peur du déclassement, ciment de l'ordre social. *Regards croisés sur l'économie*, 7(1), 87–91. <https://doi.org/10.3917/rce.007.0087>
- Portela, M. & Signoretto, C. (2017).** Qualité de l'emploi et aspirations professionnelles : quels liens avec la mobilité volontaire des jeunes salariés en CDI ? *Revue économique*, 68(2), 249–279.  
<https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0079>
- Raffin, C. (2019).** Le temps de travail dans les TPE. *Dares Résultats* N° 20.  
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-dares-indicateurs-dares-resultats/article/le-temps-de-travail-dans-les-tpe>

**RÉSULTATS COMPLETS DE L'ESTIMATION DE LA PROBABILITÉ DE SOUHAITER  
UN CHANGEMENT PROFESSIONNEL**

Souhait de	$Y_{11}$ trouver un autre emploi ou changer d'entreprise	$Y_{12}$ changer de métier ou de profession	$Y_{13}$ créer son entreprise	$Y_{14}$ prendre davantage de respon- sabilité	$Y_{15}$ faire évoluer le contenu de son activité	$Y_{16}$ se laisser plus de temps pour sa vie personnelle
Constante	1.2498***	0.7108**	-0.6788**	0.9530***	1.0030***	-0.2821
Confiance dans l'avenir						
<i>Estime avoir pour l'année qui vient des chances...</i>						
de promotion	-0.1767*	-0.0327	0.1834*	0.5567***	0.0810	0.1011
d'augmentation de salaire	0.0139	0.0155	-0.0125	-0.1840*	0.0408	-0.0892
de garder son emploi	-0.0871	-0.1172	-0.0522	0.0330	0.1286	0.2118**
Caractéristiques de l'emploi						
Est en CDI	0.0651	0.1958*	-0.1130	0.0146	-0.0932	0.1838*
Travaille à temps partiel	-0.1078	0.0858	-0.0521	-0.4604***	-0.4063***	-0.2602**
<i>Ancienneté dans l'entreprise (réf. = moins d'un an)</i>						
1 à <2 ans	0.0933	-0.0255	0.0165	-0.0487	-0.2688*	-0.1902*
2 à <4 ans	-0.3043*	-0.1382	0.0145	0.1653	0.4000**	0.0387
4 ans et plus	-0.0207	0.0967	-0.2288	-0.0250	0.1352	0.1314
<i>PCS (réf. = Ingénieur cadre)</i>						
Ouvrier non qualifié	-0.1063	0.0734	0.0592	-0.2708	-0.4458*	0.2921
Ouvrier qualifié	-0.4243**	-0.4156**	0.2547	-0.0724	-0.1582	-0.1415
Employé non qualifié	0.1336	0.2654	-0.0375	0.3006	0.1739	-0.1679
Employé qualifié	0.0491	0.0111	-0.2001	0.0665	-0.0616	-0.0748
Technicien ou agent de maîtrise	0.1265	-0.1397	0.0952	-0.0321	0.2992	0.0689
Qualité subjective du travail						
<i>Estime que son travail...</i>						
... est intéressant	-0.7343**	-0.6964**	-0.1876	0.3710	0.5590**	-0.1654
... correspond à ses qualifications	-0.5813***	-0.6295***	0.0944	0.00647	-0.1476	0.0648
... est assez bien payé	-0.4380***	-0.1858	-0.5226***	-0.5177***	-0.5108***	-0.3556**
... est pénible	0.2467	0.4105**	-0.1322	-0.3358*	-0.0316	0.2302
... rend difficile la conciliation entre vie personnelle et vie professionnelle	0.3712*	0.2876	0.0560	0.4324**	0.3978**	1.1373***
Conditions de travail (indicateurs composites)						
Opportunité de développement personnel	-0.3357***	-0.2730 ***	-0.2146**	0.0537	-0.00283	-0.0421
Intensité du travail	0.0104	0.1014	-0.0543	0.0137	-0.1338	0.1451*
Liberté de discussion sur le travail	-0.0156	-0.1235	-0.0405	0.0727	0.0246	0.1609**
Caractéristiques de l'entreprise						
<i>Taille de l'entreprise (réf. = 50 à 249 salariés)</i>						
10 à 19 salariés	0.00574	-0.0184	0.3319*	0.1101	-0.0521	0.3480*
20 à 49 salariés	-0.0951	-0.3972**	-0.0422	-0.5269***	-0.3247*	0.3219**
250 à 499 salariés	0.3339	0.1374	-0.2330	-0.2895	-0.4188*	-0.2066
500 à 999 salariés	-0.1025	0.3640	0.4117*	0.5147**	0.4972**	-0.2279
1 000 salariés ou plus	-0.2005	0.0303	-0.5355***	0.1113	0.1739	-0.1829 →

À quoi rêvent les jeunes salariés ? Qualité du travail, aspirations professionnelles et souhaits de mobilité

Souhait de	$y_{11}$ trouver un autre emploi ou changer d'entreprise	$y_{12}$ changer de métier ou de profession	$y_{13}$ créer son entreprise	$y_{14}$ prendre davantage de respon- sabilité	$y_{15}$ faire évoluer le contenu de son activité	$y_{16}$ se laisser plus de temps pour sa vie personnelle
<i>Secteur d'activité (réf. : Transport)</i>						
Activités scientifiques et techniques	0.4543**	-0.1378	0.1198	0.0686	-0.0397	-0.2542
Enseignement, santé et action sociale	0.1755	-0.3116	-0.1295	-0.5326*	-0.1188	0.1068
Autres activités de services	0.6795	0.7734*	0.7196*	-0.1745	-0.5412	0.1142
Commerce	-0.1911	0.00401	0.3763**	0.0973	-0.1459	-0.2216
Construction	0.2791	0.1005	-0.2379	-0.0596	-0.2744	0.0586
Énergie	-0.4311	0.6495	-0.5942	0.6874	1.5701***	0.6471
Fabrication de denrées alimentaires	-0.4063	-0.8383***	-0.0619	0.3673	-0.2392	0.0710
Fabrication d'équipement électrique ou informatique	-0.7209*	-0.7027	-0.5794	-0.1611	0.9088	-0.5200
Fabrication autres produits industriels	-0.1459	0.1880	0.0127	0.7822**	0.7464**	-0.1186
Fabrication de matériel de transport	-0.5180	-0.0947	-0.3419	0.5851	-0.4687	-0.4957
Finance / Assurance	-0.0107	0.2313	-0.2481	-0.0815	0.0902	0.4655
Activités immobilière	-0.3200	0.6448	1.1114 *	-0.4138	-0.8833	1.5166***
Information / Communication	0.5170*	0.1445	-0.2072	-0.8166**	-0.3090	-0.4418
Hébergement et restauration	0.5754*	-0.3630	-0.0592	-0.2646	-0.5236	-0.0137
Caractéristiques individuelles						
Est une femme	0.1211	0.0718	-0.2897***	0.00176	0.0368	0.0737
<i>Diplôme de formation initiale (réf. : aucun diplôme)</i>						
CAP / BEP	0.0551	-0.2711	-0.1319	0.1050	-0.0505	-0.00114
Bac	0.0879	0.3060*	-0.2390	-0.0855	-0.3393**	-0.1904
Bac + 2	-0.0145	-0.1162	-0.0123	-0.3840**	0.0573	-0.00234
Bac + 3 ou 4	-0.0169	-0.0862	0.2698	0.0330	0.0459	0.0696
Bac + 5 et plus	0.0880	0.0102	0.1252	0.5157**	0.4752	0.0595
R2	0.24	0.24	0.11	0.17	0.16	0.20

Note : tous les modèles présentés ci-dessus sont des modèles Logit tenant compte du plan de sondage complexe de l'enquête (procédure « Survey Logistic » dans SAS). Sont indiqués dans le tableau les paramètres estimés ainsi que leur niveau de significativité (\*\*\*) significatif au seuil de 1 %, \*\* significatif au seuil de 5 %, \* significatif au seuil de 10 %).

Source et champ : Cnefp-Céreq, Defis 2015. Salariés de moins de 30 ans des entreprises de 10 salariés et plus en décembre 2013 et ayant connu une période d'emploi dans les 18 mois qui ont suivi cette date (N=2 885).



# Risque d'exclusion sociale et ressources des jeunes NEET

## *Risk of Social Exclusion and Resources of Young NEETs*

Claire Bonnard, Jean-François Giret et Yann Kossi\*

**Résumé** – La catégorie des jeunes ni en emploi, ni en étude, ni en formation, souvent désignée par l'acronyme NEET, est devenue une cible des politiques publiques visant à lutter contre les difficultés d'insertion des jeunes dans différents pays. Elle reste néanmoins vivement critiquée du fait de l'hétérogénéité des sous-populations qui la composent. Cet article appréhende la diversité des situations de NEET par rapport à leur risque d'exclusion sociale. À partir de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes*, une analyse multidimensionnelle de ce risque d'exclusion est développée en tenant compte de la situation par rapport à l'emploi, la formation, la santé et les relations sociales. Les résultats montrent que les facteurs de risques ne sont pas exactement les mêmes dans chaque dimension, même si l'absence de diplômes s'avère très pénalisante pour les quatre dimensions. Ils soulignent également la difficulté de mettre en perspective les ressources monétaires des jeunes en situation de NEET avec les risques d'exclusion sociale.

**Abstract** – *The category of young people not in employment, education or training, often known by the acronym NEET, has become a target of public policies to combat the integration difficulties faced by young people in different countries. However, the category remains heavily criticised due to the heterogeneity of the sub-populations that comprise it. Using the Enquête nationale sur les ressources des jeunes (National survey on the resources of young adults, ENRJ), this article addresses the diversity of NEET situations in relation to their risk of social exclusion. This risk is analysed through a multidimensional analysis taking into account their situation with regard to employment, training, health and social relations. The results show that the risk factors are not exactly the same in each dimension, even though an absence of educational qualifications is very damaging for all four dimensions. They also underline the difficulty of putting into perspective the monetary resources of young people in NEET situations with the risks of social exclusion.*

Codes JEL / JEL Classification : I32, I24

Mots-clés : NEET, exclusion sociale, sous-ensembles flous, ressources

Keywords: NEET, social exclusion, fuzzy sets approach, resources

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

\* Iredu EA7318, Université de Bourgogne-Franche-Comté, Centre associé Cereq (claire.bonnard@u-bourgogne.fr ; jean-francois.giret@u-bourgogne.fr ; yann.kossi@univ-tours.fr)

Nous remercions les rapporteurs anonymes pour leurs propositions constructives qui nous ont permis d'améliorer la première version de cet article, ainsi que Mickaël Portela, Sébastien Grobon et l'ensemble des participants du groupe d'exploitation de l'enquête ENRJ. Cette recherche a bénéficié d'un financement de l'ANR 15ORAR00501.

Reçu le 29 janvier 2019, accepté après révisions le 7 décembre 2019.

Citation : Bonnard, C., Giret, J.-F. & Kossi, Y. (2020). Risk of Social Exclusion and Resources of Young NEETs. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 133–154. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2010>

La part des jeunes qui appartiennent à la catégorie NEET, ces jeunes qui ne sont ni en cours d'études, ni en emploi, ni en formation (*not in education, employment or training*), est devenue ces dernières années un indicateur central pour étudier les problèmes d'insertion et de précarité des jeunes sur le marché du travail (Carcillo *et al.*, 2015). Cette catégorie est de plus en plus mise en avant dans les discours des responsables politiques au sein de l'Union européenne, y compris en France. Le taux de NEET est un indicateur utilisé dans différentes publications officielles pour comparer l'état du marché du travail des jeunes dans différents pays. En 2017, selon Eurostat, 17.2 % des jeunes de 20 à 34 ans relèvent de la catégorie NEET<sup>1</sup> dans l'Union européenne ; cette proportion varie de 7.8 % en Suède à 29.5 % en Italie, la France étant dans une position intermédiaire avec 18.2 % de NEET. Ce taux varie sensiblement selon la tranche d'âge considérée. Ainsi, pour la France en 2015, Minni & Galtier (2017) montrent que le taux de NEET va de 6.2 % pour les 15-19 ans à 18.1 % pour les 20-24 ans et à 20 % pour les 25-29 ans. De plus, ce taux n'est pas toujours lié directement à l'évolution de la conjoncture car il dépend, du fait de sa construction, du taux de scolarisation des jeunes à différents âges, son augmentation conduisant systématiquement à une baisse du taux de NEET. Ainsi, il peut y avoir entre les pays une déconnexion entre les évolutions du taux de NEET et du taux de chômage des jeunes.

On propose dans cet article de revenir sur la construction de cette catégorie et sur les critiques qui peuvent lui être faites. Les NEET sont pour l'Union européenne « les jeunes les plus difficiles à atteindre » et incluent notamment « des personnes confrontées à la pauvreté, à l'exclusion sociale, au handicap et à la discrimination » (Commission européenne, 2016, p. 1). L'enjeu est de discuter de cette définition en examinant les liens entre NEET, exclusion sociale et pauvreté. La première section présente la genèse de la catégorie NEET, puis les débats qu'elle a suscités depuis sa création en France et en Europe. On se focalise sur une dimension importante qu'occulte en partie la catégorisation de NEET, celle de l'exclusion sociale pour les jeunes, alors qu'elle semble centrale dans l'analyse de leurs difficultés. Dans la deuxième section, nous proposons d'opérationnaliser cette dimension de l'exclusion sociale et de l'appliquer aux jeunes en situation de NEET à partir d'une logique floue et multidimensionnelle. On mobilise pour cela les données de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ) réalisée par la DREES et l'Insee, concernant les

jeunes de 18 à 24 ans. La dernière section explore, à partir de cette même enquête, le lien entre les différentes dimensions de l'exclusion sociale et les ressources des jeunes.

## 1. La construction de la catégorie NEET et ses limites

Développée au Royaume-Uni dans les années 1980, la catégorie NEET visait à remplacer celle des « *status zero* », les personnes qui n'étaient pas bien identifiées par les principales catégories du marché du travail, et devait élargir la catégorie de chômeurs trop dépendante des nomenclatures internationales (Furlong, 2006). Cette catégorie NEET, qui initialement devait permettre de repérer des jeunes en situation de vulnérabilité, s'est néanmoins développée en englobant des situations beaucoup plus hétérogènes si l'on considère l'employabilité des jeunes (Furlong, 2007). Devenue une catégorie administrative, notamment au niveau européen et une population cible pour les politiques publiques, elle aurait vocation à regrouper l'ensemble des jeunes qui n'accumulent pas de capital humain (Mascherini & Ledermaier, 2016). Gautié (2016) suggère néanmoins une problématique sous-jacente : l'emploi, la formation ou l'éducation seraient seuls désignés comme « socialement souhaitables (voire acceptables ?), excluant donc de façon logique le chômage mais aussi l'inactivité volontaire ».

### 1.1. Une catégorie très hétérogène

Il est possible de situer l'intérêt croissant pour cette catégorie dans une question plus générale sur la catégorie de chômeurs comme construction historique et sociale (Baverez *et al.*, 1986). L'invention du chômage dans le cadre du salariat permet alors de regrouper différentes populations sans-emploi. Gautié (2002) s'inquiète d'un « processus symétrique à celui de l'invention du chômage » où les spécificités de chaque population deviendraient centrales : le chômage perdrait de sa force aussi bien en tant que catégorie de représentation de la réalité du marché du travail que comme catégorie d'action des pouvoirs publics. Notons que la catégorie NEET ne permet pas seulement de produire un indicateur de plus sur le marché du travail, mais qu'elle délimite également une population cible pour les jeunes dans le cadre de la Garantie

1. Pour simplifier, on parlera des NEET pour désigner les jeunes qui appartiennent à cette catégorie.

Jeune. Il est précisé que ce dispositif doit viser les « NEET vulnérables »<sup>2</sup> en référence notamment au niveau de ressources financières du jeune, ce qui peut questionner son caractère opératoire dans l'action publique. Un rapport d'Eurofound (2016) préconise d'ailleurs le développement de politiques ciblées sur des sous-groupes de la catégorie NEET pour répondre à leurs besoins spécifiques. Ce fut par exemple le cas du *Youth Contract* qui a été proposé aux jeunes anglais théoriquement en situation de NEET, avec des critères additionnels en termes de niveaux de qualifications plus ou moins restrictifs au niveau national ou au niveau de certaines municipalités (Newton *et al.*, 2014)<sup>3</sup>.

La critique de l'indicateur NEET et le souhait de le faire évoluer, voire de le dépasser, ne sont pas propres à la France (Furlong, 2006, 2007; Thompson, 2011; Maguire, 2015a). Thompson (2011) et Serracant (2014) soulignent qu'en plus d'englober une hétérogénéité de situations de jeunes, cette catégorie invite à l'individualisation des mesures de politiques publiques mises en place vers ces jeunes. La priorité accordée à la formation ou à l'emploi risque d'en faire bénéficier en premier lieu les jeunes NEET les moins vulnérables. Les autres, considérés comme moins employables, peuvent au contraire être relégués au second plan de ces politiques, ce qui accroît leur vulnérabilité. D'où l'intérêt pour Serracant de retenir notamment un indicateur de « NEET *restricted* », où sont pris en compte les jeunes qui ne travaillent et n'étudient pas et qui ne le souhaitent pas. Ces jeunes rejetant le « rôle fonctionnel » de la formation et de la participation au marché du travail présenteraient le plus haut risque d'exclusion sociale.

Cette critique rejoint une réflexion plus générale sur les rapprochements entre chômage et inactivité, dans une déconstruction de la catégorie de chômeur qui n'est pas propre à la France (Lefresne, 2005). Pour Coutrot & Exertier (2001), ce rapprochement serait le symptôme d'un dépérissement du chômage impulsé par la politique de l'emploi britannique – reprise dans la politique européenne de l'emploi. Or les frontières sont encore plus floues chez les jeunes qui bénéficient moins souvent d'une couverture sociale du risque de chômage.

En France, divers travaux qui se sont interrogés sur le flou entre les catégories de chômage et d'inactivité, montrent également la difficulté à classer clairement les jeunes (Guillemot, 1996 ; Gonzales-Demichel & Nauze-Fichet, 2003). La période de transition de l'école au marché du travail est en général caractérisée par un

enchevêtrement de situations plus ou moins bien définies (Vincens, 1997 ; Giret, 2019). Des jeunes peuvent chercher un emploi au cours de leurs études, alors que d'autres, à leur sortie du système éducatif, n'entrent que par intermitte sur le marché du travail. Les décrocheurs, en premier lieu, vont se retrouver aux franges de l'inactivité, de l'éducation et de l'emploi et peuvent même parfois être difficilement repérables par la statistique publique (Bernard, 2011). Pour les jeunes qui n'ont pas le baccalauréat, les basculements entre chômage et inactivité sont parfois liés aux caractéristiques sociales et familiales, notamment pour les jeunes femmes avec un enfant en bas âge (Guergoat-Larivière & Lemièrre, 2018). Dans l'enseignement supérieur, cette porosité des frontières entre les périodes de recherche d'emploi, de formation et d'inactivité touche également les étudiants (Charles, 2016) : les années de césure ou la mobilisation sur un projet humanitaire, culturel, associatif, peuvent les éloigner d'un parcours linéaire entre formation et emploi. L'ensemble de ces travaux indique que l'éloignement de l'emploi ou des études et les difficultés d'accès au marché du travail ne permettent pas seuls de caractériser les jeunes NEET, même si l'absence d'emploi ou de formation peuvent en être une dimension.

## 1.2. Une approche se référant au risque d'exclusion sociale

Parmi les critiques faites à l'indicateur NEET, l'une, récurrente, concerne sa difficulté à appréhender le degré d'exclusion des jeunes. De nombreux travaux insistent sur la nécessité de mobiliser pour les jeunes le cadre de l'exclusion sociale dans une optique multidimensionnelle (Hargie *et al.*, 2011). Il présenterait l'intérêt de se différencier des approches en termes de transition des jeunes vers l'âge d'adulte, qui auraient tendance à homogénéiser des situations dans la cadre d'un processus plus ou moins rapide d'inclusion sociale des jeunes (Silver, 2007a).

### 1.2.1. L'exclusion sociale est multidimensionnelle

La définition de l'exclusion sociale ne fait néanmoins pas consensus et a été l'objet de

2. Une condition de ressources est requise pour prétendre à la garantie jeune. Le jeune ne doit pas recevoir d'aides financières de la part de ses parents et ses ressources ne doivent pas dépasser 492.58 euros (selon le décret n° 2016-1855 du 23 décembre 2016, Ministère du travail).

3. Dans leur évaluation de ce dispositif, Newton *et al.* (2014) soulignent néanmoins que le critère affiché d'être en situation de NEET pour accéder au programme n'était pas toujours respecté.

nombreux débats<sup>4</sup>. Au début des années 1990, dans les travaux académiques notamment européens, Paugam (1998) souligne que l'exclusion sociale se réfère à un « processus multidimensionnel de cumul de handicaps pouvant conduire en particulier à la rupture des liens sociaux ». Cette définition rejoint dans une certaine mesure les cinq aspects identifiés par Silver & Miller (2003) dans la définition de l'exclusion sociale. Premièrement, les auteurs soulignent que l'exclusion sociale fait référence à une dynamique, à un processus. Il n'est pas vraiment possible d'identifier un seuil séparant les « exclus » et les « inclus » mais l'exclusion sociale fait référence à un « *continuum* des positions » entre l'inclusion et l'exclusion. Deuxièmement, l'exclusion sociale est multidimensionnelle. Elle touche à la fois des dimensions au niveau de l'individu et au niveau de la société. Il n'existe néanmoins pas de réel consensus sur les dimensions à prendre en compte, les dimensions identifiées dans la littérature étant généralement en lien avec des désavantages relationnels à la fois économiques et sociaux (Silver, 2007b). Troisièmement, l'exclusion sociale est active dans le sens où elle résulte de comportements d'autres agents (les non exclus) ou encore des institutions. Le quatrième aspect définissant l'exclusion sociale est sa dimension relationnelle. Elle aura comme conséquence un isolement social de l'individu par un manque de réseaux sociaux, de participation à la vie en société ou encore des situations de rejet. Enfin, les auteurs insistent sur le fait que cette notion est fortement dépendante du contexte et de la référence faite à l'inclusion. Elle varie donc dans le temps et l'espace selon les différents pays.

Pour Sen (2000), l'exclusion sociale peut être analysée dans le cadre plus général d'une approche par les capacités. Elle est alors interprétée comme une « privation de capacités ». Elle peut se décliner sous différentes dimensions : participer à la vie sociale, à la vie de la communauté ainsi qu'apparaître en public « sans avoir honte », mais la privation de ces capacités peut également conduire à d'autres privations et limiter les opportunités de l'individu de bénéficier d'une vie décente<sup>5</sup>. Il souligne la dimension à la fois intrinsèque et instrumentale de l'exclusion sociale : être exclu de certains aspects économiques ou sociaux peut ne pas être vécu comme une privation de capacité en soi, mais a de fortes chances d'entraîner par la suite d'autres privations limitant les perspectives et opportunités pour l'individu de bénéficier d'une vie décente. S'il insiste sur l'importance de la composante relationnelle de ce type de

privation, différents événements économiques sont susceptibles d'entraîner l'exclusion sociale. Sen l'illustre avec les conséquences du chômage de long terme sur différentes dimensions pouvant participer à l'exclusion sociale. Le chômage de long terme pourra en effet entraîner une exclusion économique (perte de revenus), du marché du travail (une dévalorisation et une non accumulation de capital humain), sociale (perte de liberté de décision et de participation à la vie de la communauté), et avoir des répercussions sur la santé (difficultés psychologiques, le développement de maladie) et sur la vie familiale. Le chômage de longue durée peut également entraîner un certain découragement concernant les perspectives futures d'emploi et d'insertion dans l'emploi pouvant pousser les chômeurs de longue durée à adopter une attitude passive vis-à-vis du marché du travail. L'ensemble de ces dimensions sont susceptibles d'interagir et de renforcer l'exclusion sociale.

Les conséquences de l'exclusion sociale peuvent être particulièrement élevées chez les jeunes, comme le soulignent Sen (2000) ou Silver (2007a). Différents facteurs sont susceptibles de renforcer ou, au contraire, de protéger les jeunes de l'exclusion sociale. Kieselbach (2003) cherche à déterminer les facteurs de vulnérabilité pouvant contribuer au risque d'exclusion sociale des jeunes chômeurs de longue durée de l'Union européenne. À partir d'une enquête européenne, il identifie plusieurs facteurs de vulnérabilité en lien avec une faible qualification, une certaine passivité sur le marché du travail, une situation financière précaire ou encore de faibles soutiens sociaux et institutionnels. Il montre par ailleurs que les soutiens sociaux dont bénéficie le jeune peuvent être d'importants facteurs de prévention à l'exclusion sociale.

### 1.2.2. Exclusion sociale et pauvreté

Cette approche multidimensionnelle de l'exclusion peut être également mise en rapport avec celle de la pauvreté monétaire. Ainsi, Carcillo *et al.* (2015) montrent qu'en France le taux de NEET

4. La première apparition de ce terme est attribuée à Lenoir dans son ouvrage « Les exclus : un français sur dix » (1974) ; l'auteur plaide pour la mise en place de politiques préventives pour ce qu'il nomme les exclus désignant les handicapés physiques, mentaux et les inadaptés sociaux. L'exclusion sociale a depuis été au centre de nombreuses politiques notamment au niveau de l'Union européenne. Elle a néanmoins fait l'objet de plusieurs interprétations selon les différents pays et les paradigmes dans lesquels elle s'inscrit.

5. Ainsi, Sen (2000, p. 4) précise : « Being excluded from social relations can lead to other deprivation as well, thereby further limiting our living opportunities. [...] Social exclusion can, thus, be constitutively a part of capabilities deprivation as well as instrumentally a cause of diverse capability failures ».

en situation de pauvreté monétaire est environ deux fois plus élevé que celui des jeunes dans d'autres situations. La recherche d'autonomie avec le départ du domicile parental peut dans certains pays accroître les risques d'exclusion sociale et de pauvreté si les politiques publiques ne ciblent pas ces jeunes (France, 2008). Cela est d'autant plus le cas lorsque les ressources familiales sont insuffisantes : Bynner & Parsons (2002) montrent qu'en Angleterre, c'est le principal facteur d'entrée dans la catégorie NEET pour les jeunes filles sans qualification.

Néanmoins, si exclusion sociale et pauvreté monétaire peuvent être étroitement liées, ces deux situations ne se superposent pas toujours. En effet, si la pauvreté peut participer à l'exclusion sociale, les personnes se sentant exclues peuvent ne pas être considérées comme pauvres et inversement. L'exclusion sociale a un aspect dynamique, contrairement à l'indicateur de pauvreté monétaire qui mesure généralement l'état de pauvreté de l'individu à un moment donné (Silver, 2007b). L'indicateur de pauvreté monétaire ne permettrait donc pas de réellement saisir les « mécanismes et relations sociales » (Silver, 2007a) pouvant expliquer l'aspect plus ou moins transitoire de la situation de l'individu. Les indicateurs de pauvreté subjective interrogeant directement la personne sur le ressenti sur sa situation constituent peut-être une mesure plus pertinente de l'exclusion sociale. En effet, comme le soulignent Duvoux & Papuchon (2018), la pauvreté subjective dépend des trajectoires de vie des individus ; ils l'analysent comme « un indicateur d'insécurité sociale durable, associée à un surcroît de pessimisme envers l'avenir ». Par ailleurs, la dynamique de l'exclusion sociale n'est pas forcément linéaire et liée au processus de décohabitation. La vie au domicile parental n'est pas un rempart contre l'exclusion sociale des jeunes qui n'arrivent pas à trouver un emploi, même si elle peut les protéger d'un certain niveau de pauvreté monétaire. De même, les jeunes re-cohabitants, en emploi ou ayant perdu leur emploi, confrontés à des difficultés d'accès au logement (Maunaye, 2016), ne sont pas pour autant concernés par toutes les dimensions de l'exclusion sociale.

Ces différents éclairages soulignent la forte hétérogénéité de la catégorie statistique NEET. Si elle inclut des jeunes en situation d'exclusion sociale et de pauvreté monétaire, elle rassemble des jeunes connaissant des situations sociales et économiques extrêmement variées. Certains d'entre eux semblent très éloignés des cibles des politiques publiques.

Il semble donc important d'appréhender les difficultés en termes de degrés d'exclusion sociale, permettant de lever certaines limites de l'indicateur NEET. Cette approche présente l'intérêt de prendre en considération la diversité des situations de ces jeunes par rapport à l'exclusion sociale en raisonnant en termes du continuum de positions noté par Silver (2007b). Elle transforme la conception individuelle de l'indicateur NEET en repositionnant l'individu au sein d'un ensemble de relations sociales, et peut être également analysée comme le propose Sen (2000) dans un cadre plus général de privation de capacités. Une autre dimension sous-jacente concerne l'absence ou la rareté des ressources monétaires dont sont supposés disposer les jeunes NEET et qui irait de pair avec leur exclusion. L'analyse des ressources des jeunes doit permettre de mieux comprendre comment se conjuguent pauvreté et exclusion sociale pour ces jeunes. Cette question des ressources est d'ailleurs centrale dans les préoccupations des politiques publiques concernant les NEET, soit parce qu'elles ciblent un seuil maximal de ressources pour les bénéficiaires, soit parce qu'elles proposent un revenu aux jeunes dans le cadre d'un programme plus général d'accompagnement. En France, les conditions d'obtention de la Garantie Jeune imposent un niveau maximum de ressources pour en bénéficier d'un peu moins de 500 euros en 2019. Le dispositif propose parallèlement une allocation d'un même montant dans le cadre d'un contrat d'engagement. Dans différents pays, des politiques destinées spécifiquement aux jeunes NEET proposent également des incitations financières afin de remobiliser les jeunes dans un parcours de retour à l'emploi ou à la formation (Mascherini, 2017), les ressources étant alors généralement octroyées sous la condition d'un engagement du jeune.

## **2. Mesurer l'exclusion sociale à partir de la méthode des sous-ensembles flous**

La mesure empirique de l'exclusion sociale est difficile du fait de son caractère multidimensionnel et dynamique. La méthode des sous-ensembles flous permet de prendre en compte ces différents aspects. Cette méthode a été utilisée dans le cadre de la mesure de la pauvreté des jeunes (Vero & Werquin, 1998), de la santé (Alperin, 2016) ou encore du déclassement des jeunes diplômés (Betti *et al.*, 2011). L'intérêt de cette approche est qu'elle permet de dépasser une vision dichotomique (être NEET ou non NEET) et d'avoir une mesure multidimensionnelle et graduelle du risque d'exclusion sociale.

Formellement, chaque item de risque d'exclusion sociale  $x$  est caractérisé par une fonction d'appartenance  $\mu(\cdot)$  comprise dans un intervalle  $[0,1]$ . Lorsque  $\mu(x) = 1$ , le jeune peut être jugé comme exclu. Si  $\mu(x) = 0$ , il peut être considéré comme non exclu. Si  $0 < \mu(x) < 1$ , la fonction devient une mesure du risque d'exclusion sociale selon une intensité allant de 0 à 1.

Dans une première étape, les fonctions d'appartenance de chaque item doivent être calculées. Différentes méthodes permettent de construire la fonction d'appartenance selon le type de variable. L'approche développée par Cheli & Lemmi (1995) a été utilisée ici :

$$\mu(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x = x^1; k = 1 \\ \mu(x^{k-1}) + \frac{F(x^k) - F(x^{k-1})}{1 - F(x^1)} & \text{si } x = x^k; k > 1 \\ 1 & \text{si } x = x^K; k = K \end{cases}$$

avec  $k$  ( $k = 1, \dots, K$ ) les modalités de l'item  $x$  où plus  $k$  est élevé, plus l'intensité de privation de cet item est élevée.  $F(x^k)$  correspond à la fonction de répartition de  $x$  pour la modalité  $k$ . L'avantage de cette méthode est qu'elle ne repose pas sur certains *a priori* du fait que des seuils critiques de privation ne sont pas à déterminer (Martinetti, 2000). Elle est d'ailleurs qualifiée d'approche totalement floue et relative (Cheli & Lemmi, 1995). D'autres méthodes ont été développées dans la littérature, notamment celle de Cerioli & Zani (1990) qualifiée de totalement floue. Le choix de la méthode de Cheli & Lemmi provient du type d'items utilisés et du fait que les modalités ne sont pas équi-distribuées (Martinetti, 2000).

Dans une seconde étape, les différents items sont regroupés au sein de  $k$  dimensions. Le nombre de dimensions retenues et la constitution des items dans chaque dimension ont été confortés à l'aide d'une analyse factorielle. Pour agréger les items par dimension, plusieurs méthodes de pondération peuvent être utilisées. Leurs avantages et limites ont été discutés dans la littérature (Martinetti, 2000). Nous utilisons ici la méthode de pondération développée par Betti & Verma (1999). L'intérêt de cette méthode de pondération est de prendre en compte la fréquence de chaque item dans la dimension tout en limitant l'influence des items qui sont fortement corrélés entre eux (Alperin & Van Kerm, 2009).

Soit  $x_{ij} \in [0,1]$ , l'item de risque d'exclusion sociale  $j \in 1, \dots, M$  de l'individu  $i \in 1, \dots, N$ .

La dimension de risque d'exclusion sociale  $k$  pour l'individu  $i$ , notée  $D_{ik}$  est déterminée par :

$$D_{ik} = \sum_{j=1}^M w_j x_{ij}$$

où  $w_j$  correspond aux poids de pondération de Betti & Verma (1999). Ces poids correspondent au produit de deux composantes (Alperin & Van Kerm, 2009) :

$$w_j = (w_j^a * w_j^b)$$

avec  $w_j^a$  le coefficient de variation de  $x_{ij}$  :

$$w_j^a = \left( \sum_{i=1}^N (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \right)^{1/2} / \bar{x}_j N^{1/2}$$

où  $\bar{x}_j$  la moyenne arithmétique de  $x_{ij}$

et

$$w_j^b = \left[ 1 + \sum_{j'=1}^M \rho_{j,j'} F(\rho_{j,j'} < \rho_H) \right]^{-1} \left[ \sum_{j'=1}^M \rho_{j,j'} F(\rho_{j,j'} \geq \rho_H) \right]$$

avec  $\rho_{j,j'}$  le coefficient de corrélation entre les items de risque d'exclusion sociale  $j$  et  $j'$ ,  $F()$  une fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si la condition dans la parenthèse est réalisée et 0 sinon.  $\rho_H$  est un seuil prédéterminé de corrélation correspondant à l'écart le plus important entre deux coefficients de corrélation ordonnés (Alperin & Van Kerm, 2009).

Ces dimensions peuvent être ensuite agrégées en un indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale. Pour cela, la même méthode de pondération de Betti & Verma (1998) a été appliquée. L'indicateur de risque d'exclusion sociale  $v_i$  pour chaque individu  $i$  se calcule donc de la manière suivante :

$$v_i = \sum_{k=1}^M \varphi_k D_{ik} / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

où  $\varphi_k$  est la pondération de la dimension  $k$  calculée à partir de la formule de Betti & Verma.

L'indicateur de risque d'exclusion sociale  $V_p$  pour l'ensemble de la population peut alors s'écrire (Alperin & Van Kerm, 2009) :

$$V_p = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N v_i$$

Puisque  $v_i$  est une fonction linéaire de  $D_{ik}$ , l'indicateur de risque d'exclusion sociale dans

la population de la dimension  $k$  nommé  $v_k$  peut être déterminé par :

$$v_k = \sum_{i=1}^N D_{ik} n_i / \sum_{i=1}^N n_i$$

L'indicateur de risque d'exclusion sociale de la population peut alors se réécrire :

$$V_p = \sum_{k=1}^M \varphi_k v_k / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

La contribution relative de la dimension  $k$  à l'indicateur de risque d'exclusion sociale est donc donnée par :

$$C_p^k = \varphi_k v_k / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

## 2.1. Les dimensions de l'exclusion sociale

Les données utilisées sont issues de l'ENRJ réalisée en 2014 par la DREES et l'Insee ; 5 800 jeunes français âgés de 18 à 24 ans ont été interrogés. L'enquête permet de connaître la situation du jeune au moment de l'enquête ainsi que son parcours pendant l'année écoulée. Par ailleurs, c'est également l'une des premières enquêtes en France à interroger de manière précise les jeunes et leurs parents sur le type de relations qu'ils entretiennent, ainsi que sur les différentes ressources perçues par le jeune.

Parmi ces jeunes, un échantillon de 907 observations relèvent de la définition usuelle des NEET (soit 19.7 % des jeunes de 18 à 24 ans<sup>6</sup>). Nous excluons de l'analyse ceux qui déclarent avoir trouvé un emploi devant débiter dans un avenir proche (19 % des NEET) ; en effet, il ne leur est pas demandé dans le questionnaire de répondre à un certain nombre de questions en lien avec leur recherche d'emploi. Au total, nous disposons d'un échantillon de 735 jeunes. Pour dresser un rapide portrait de ces jeunes (voir tableau A-1 en annexe), on peut relever qu'il s'agit à part égale d'hommes (50.1 %) et de femmes (49.9 %), dont l'âge moyen est de 21.3 ans. La plupart d'entre eux vivent encore chez leurs parents (74.6 % contre 25.4 % de semi-cohabitants<sup>7</sup> ou non-cohabitants). Ils ont un niveau de diplôme relativement faible, même si une partie d'entre eux (14.1 %) détient un diplôme supérieur au baccalauréat, et 32.1 % sont des sortants sans diplôme de l'enseignement secondaire<sup>8</sup>. Enfin, ils sont majoritairement issus des catégories les moins favorisées : 44.8 % de ces jeunes ont un père qui est ou était ouvrier.

Afin de mesurer les risques d'exclusion sociale, l'une des étapes les plus importantes est la sélection des items pertinents. Plusieurs dimensions ont été proposées dans la littérature, renvoyant généralement à des aspects à la fois économiques et sociaux. Nous avons retenu quatre dimensions comprenant les items suivants :

- l'éloignement au marché du travail comprenant i) le souhait de travailler, ii) la démarche de recherche d'emploi, iii) l'activité exercée durant l'année ;

- l'éloignement aux études et à la formation décrit par i) le fait d'avoir été en étude durant l'année, ii) le fait d'avoir réalisé un stage durant l'année, iii) le souhait de reprendre les études dans l'avenir ;

- l'intégration sociale mesurée par i) le type de relations entretenues avec la mère, ii) le type de relations entretenues avec le père, iii) le fait d'être membre d'une association, iv) le fait d'effectuer des dépenses de loisirs ;

- l'état de santé déterminé par i) l'appréciation subjective de son état de santé, ii) le fait d'avoir une maladie chronique, iii) le fait d'avoir été limité ces derniers mois à cause de problème de santé.

L'ensemble de ces dimensions permet d'évaluer le degré d'exclusion sociale du jeune. Les fonctions d'appartenance ainsi que la distribution de chaque item sont présentées dans le tableau A-2 en annexe. Pour juger de la pertinence de ces dimensions, une analyse factorielle en composantes principales<sup>9</sup> a été réalisée sur ces différents indicateurs. Les résultats présentés en annexe dans le tableau A-3 indiquent qu'une structuration en quatre facteurs est cohérente.

## 2.2. Risque d'exclusion sociale des jeunes NEET

Selon la méthode des sous-ensembles flous, l'indicateur de risque d'exclusion sociale des jeunes NEET est de 0.281, avec de fortes disparités au sein de l'échantillon, l'écart-type étant de 0.157 (voir figure). Une part de ces jeunes a un risque d'exclusion sociale relativement faible (proche

6. Les données ont été pondérées.

7. Dans cette enquête, sont considérés comme semi-cohabitants les jeunes vivant en partie dans le logement de leurs parents et en partie dans un autre logement.

8. Les jeunes sortis sans diplôme de l'enseignement secondaire ont été répartis en fonction du plus haut niveau de formation atteint. Il est distingué les niveaux VI/V bis, V et IV.

9. Puisque les variables sont catégorielles, nous avons réalisé l'analyse factorielle sur la matrice de corrélation polychorique.

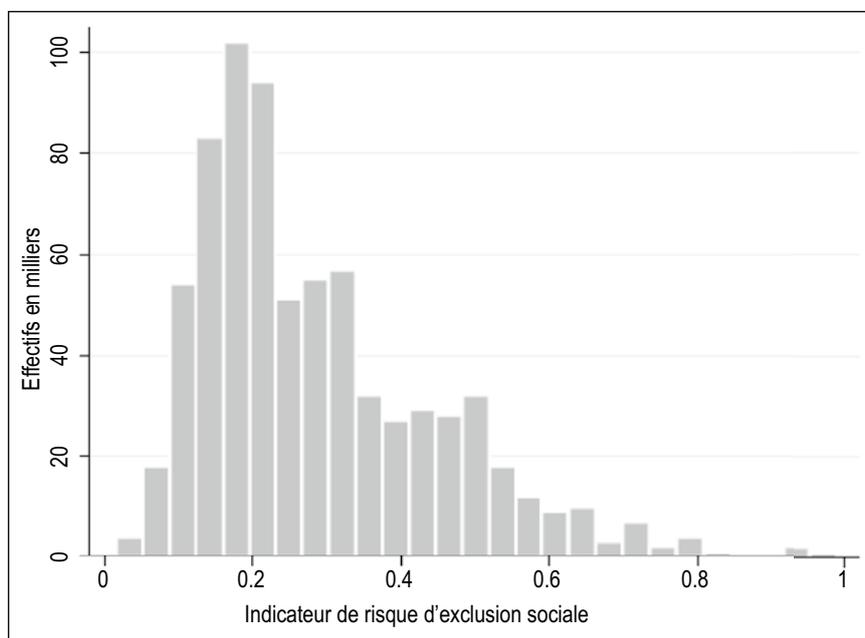
de 0) : 25 % d'entre eux présentent un indicateur d'exclusion inférieur à 0.164. Par ailleurs, 50 % des jeunes NEET ont un indicateur d'exclusion compris entre 0.164 et 0.359, alors que cet indicateur dépasse 0.5 pour 10 % des jeunes, ceux qui peuvent être considérés comme extrêmement vulnérables dans les quatre dimensions définies.

Les deux dimensions qui contribuent le plus à l'indicateur de risque d'exclusion sociale sont l'éloignement aux études (28.4 %) et l'éloignement à l'emploi (27.7 %). L'état de santé contribue à hauteur de 24.1 % et l'intégration sociale de 19.8 % (tableau 1).

L'indicateur de risque d'exclusion sociale peut ensuite être décomposé par sous-groupes de caractéristiques socio-économiques (voir encadré). Cette décomposition permet de déterminer d'une part, les facteurs de vulnérabilité à l'exclusion sociale et d'autre part, les dimensions de l'exclusion susceptibles d'être les plus importantes selon les différents profils des jeunes.

Les femmes apparaissent plus vulnérables que les hommes (l'indicateur est respectivement de 0.305 contre 0.257, voir tableau 2). Cet écart est beaucoup plus marqué pour les jeunes femmes avec enfant (0.393). De plus, chez les femmes,

Figure – Distribution de l'indicateur du risque d'exclusion sociale



Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau 1 – Indicateur multidimensionnel du risque d'exclusion sociale

	Index	Pondération	Indicateur	Part en %
Éloignement à l'emploi	0.249	0.313	0.078	27.7
Éloignement aux études	0.701	0.114	0.080	28.4
Intégration sociale	0.341	0.163	0.056	19.8
Santé	0.165	0.410	0.068	24.1
Total		1	0.281	100

Lecture : l'index correspond à la valeur moyenne de chaque dimension calculée à l'aide des différents items identifiés. La colonne « Pondération » présente la valeur de la pondération de chaque dimension par la méthode de Betti & Verma (1999) permettant le calcul des indicateurs. La colonne « Indicateur » est égale à la valeur de l'index multipliée par la pondération. L'indicateur multidimensionnel, dernière ligne du tableau, est ainsi égal à la somme des indicateurs de chaque dimension. La dernière colonne du tableau permet de déterminer la part relative de chaque dimension dans l'indicateur total. Par exemple, pour la dimension éloignement à l'emploi, sa part relative est de  $0.078/0.281=0.277$ .

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau 2 – Décomposition de l'indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale des NEET

	Éloignement à l'emploi	Éloignement aux études	Intégration sociale	Difficulté de Santé	Indicateur de risque d'exclusion sociale
Ensemble	0.078 (27.7 %)	0.080 (28.4 %)	0.056 (19.8 %)	0.068 (24.1 %)	0.281
Homme	0.064 (24.8 %)	0.080 (31.1 %)	0.053 (20.4 %)	0.061 (23.8 %)	0.258
Femme	0.092 (30.2 %)	0.080 (26.2 %)	0.059 (19.3 %)	0.074 (24.3 %)	0.305
Femme avec enfant(s)	0.139 (34.4 %)	0.092 (23.4 %)	0.077 (19.6 %)	0.085 (21.5 %)	0.393
18-19 ans	0.078 (29 %)	0.070 (26 %)	0.058 (21.6 %)	0.063 (23.4 %)	0.269
20-21 ans	0.085 (30.3 %)	0.077 (27.6 %)	0.054 (19.3 %)	0.064 (22.8 %)	0.280
22-24 ans	0.074 (25.7 %)	0.086 (29.9 %)	0.056 (19.3 %)	0.072 (25 %)	0.287
Nationalité française	0.076 (27.3 %)	0.080 (28.6 %)	0.055 (19.6 %)	0.069 (24.6 %)	0.280
Nationalité étrangère	0.111 (36.9 %)	0.080 (26.4 %)	0.072 (23.7 %)	0.040 (13.1 %)	0.302
<i>Niveau de diplôme</i>					
Non diplômé Niveau VI et Vbis	0.107 (30.3 %)	0.095 (27.0 %)	0.072 (20.3 %)	0.078 (22.3 %)	0.351
Non diplômé Niveau V	0.103 (30.6 %)	0.093 (27.8 %)	0.060 (18.0 %)	0.079 (23.6 %)	0.336
Non diplômé Niveau IV	0.103 (36.5 %)	0.085 (30.3 %)	0.057 (20.2 %)	0.037 (13.0 %)	0.282
CAP ou BEP	0.066 (22.6 %)	0.086 (29.3 %)	0.061 (21 %)	0.080 (27.2 %)	0.294
dont apprenti	0.069 (24.8 %)	0.087 (31.1 %)	0.060 (21.5 %)	0.034 (22.6 %)	0.280
non apprenti	0.064 (21.4 %)	0.086 (28.3 %)	0.062 (20.6 %)	0.089 (29.8 %)	0.302
Bac professionnel	0.060 (24.7 %)	0.069 (28.3 %)	0.052 (21.4 %)	0.063 (25.6 %)	0.244
Bac technologique ou général	0.079 (31.6 %)	0.070 (28 %)	0.048 (19.1 %)	0.053 (21.3 %)	0.250
Supérieur au Bac	0.061 (29.3 %)	0.061 (29.3 %)	0.033 (16 %)	0.053 (25.5 %)	0.208
<i>Expérience sur le marché du travail</i>					
A déjà eu un emploi en CDI	0.050 (20.3 %)	0.091 (36.9 %)	0.050 (20 %)	0.056 (22.8 %)	0.247
A déjà eu un emploi non en CDI	0.064 (24.3 %)	0.077 (29.4 %)	0.054 (20.5 %)	0.068 (25.9 %)	0.268
Aucune	0.114 (34.7 %)	0.080 (24.5 %)	0.061 (18.7 %)	0.072 (22 %)	0.327
<i>Catégorie socioprofessionnelle du père</i>					
Artisan/Agriculteur	0.080 (32.5 %)	0.072 (29.2 %)	0.042 (16.8 %)	0.053 (21.5 %)	0.247
Cadre	0.072 (28.9 %)	0.061 (24.3 %)	0.042 (17 %)	0.044 (29.8 %)	0.249

→

Tableau 2 (suite)

	Éloignement à l'emploi	Éloignement aux études	Intégration sociale	Difficulté de Santé	Indicateur de risque d'exclusion sociale
Profession intermédiaire	0.075 (28.8 %)	0.076 (29.3 %)	0.047 (18.1 %)	0.062 (23.7 %)	0.260
Employé	0.084 (30.1 %)	0.085 (30.6 %)	0.049 (17.7 %)	0.060 (21.7 %)	0.278
Ouvrier	0.073 (25.8 %)	0.084 (29.4 %)	0.055 (19.3 %)	0.072 (25.4 %)	0.284
Père inconnu ou décédé	0.096 (27.6 %)	0.085 (24.5 %)	0.955 (27.4 %)	0.072 (20.6 %)	0.349
Cohabitant	0.072 (27.1 %)	0.078 (29.2 %)	0.053 (19.7 %)	0.064 (24 %)	0.267
Semi-cohabitant ou non-cohabitant	0.094 (29.2 %)	0.086 (26.5 %)	0.065 (20.1 %)	0.078 (24.2 %)	0.323
<i>Taille de l'unité urbaine</i>					
Moins de 20 000 habitants	0.069 (24.7 %)	0.080 (28.6 %)	0.053 (18.9 %)	0.078 (27.9 %)	0.281
De 20 000 à 200 000 habitants	0.075 (25.7 %)	0.080 (27.2 %)	0.065 (22 %)	0.074 (25.1 %)	0.293
Plus de 200 000 habitants	0.077 (28.8 %)	0.080 (29.0 %)	0.052 (19.2 %)	0.060 (22.2 %)	0.269
Agglomération de Paris	0.107 (37.4 %)	0.080 (27.9 %)	0.053 (18.6 %)	0.046 (16.1 %)	0.286

Lecture : le tableau donne la contribution de chaque dimension dans l'indicateur d'exclusion sociale pour chaque sous-groupe. Les chiffres entre parenthèses sont la contribution en pourcentage. Pour les jeunes hommes NEET, l'indicateur d'exclusion sociale est de 0.258. La contribution de l'indicateur d'éloignement à l'emploi est de 0.064. L'éloignement à l'emploi contribue donc à hauteur de 24.8 % à l'indicateur d'exclusion sociale des hommes.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

l'éloignement à l'emploi, notamment si celles qui ont un (ou des) enfant(s), contribue fortement à leur indicateur de risque d'exclusion sociale alors que chez les hommes, la contribution la plus marquée est celle de l'éloignement aux études. Ce résultat peut être mis en perspective avec les résultats de Danner *et al.* (2018) qui montraient un rapprochement du taux de NEET des hommes et des femmes entre la génération de jeunes sortie en 1992 et celle sortie en 2010, mais des durées de la situation de NEET plus longues en début de trajectoires pour les femmes. Le risque de connaître une situation de NEET peut paraître moins inégalitaire, mais les femmes semblent encore faire face à un risque d'exclusion plus important.

Le risque d'exclusion sociale touche de manière relativement similaire les jeunes de toutes les tranches d'âge. Néanmoins, les dimensions ne contribuent pas de façon identique au risque d'exclusion selon la tranche d'âge : par exemple,

pour les plus jeunes, c'est l'éloignement à l'emploi qui a le poids le plus important alors que, pour la tranche d'âge 22-24 ans, c'est l'état de santé.

L'indicateur de risque d'exclusion sociale est lié au niveau de formation du jeune et surtout à l'absence de diplôme. En effet, les sortants non-diplômés du secondaire présentent un indicateur de risque d'exclusion sociale élevé, de 0.351 pour les non-diplômés de niveau VI ou Vbis, de 0.336 pour les non-diplômés de niveau V et de 0.282 pour les non-diplômés de niveau IV. Pour les détenteurs d'un CAP ou d'un BEP, cet indicateur est de 0.294 mais varie de manière significative selon que le diplôme a été obtenu sous contrat d'apprentissage (0.280) ou par la voie scolaire classique (0.302). Le risque d'exclusion sociale décroît lorsque le niveau diplôme s'élève, celui-ci étant d'environ 0.250 pour les bacheliers et de 0.208 pour les diplômés de l'enseignement du supérieur.

**ENCADRÉ – Décomposition de l'indicateur d'exclusion sociale**

Par certaines de ses propriétés (Alperin, 2016), l'indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale peut être décomposé par sous-groupe ainsi que par dimension.

*Décomposition en sous-groupe*

Si l'on divise la population en  $S$  sous-groupes de taille  $N_s$  ( $s = 1, \dots, S$ ), l'indicateur de risque d'exclusion sociale de l'individu  $i$  appartenant au groupe  $s$  peut s'écrire :

$$v_i^s = \sum_{k=1}^M \varphi_k D_{ik}^s / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

où  $D_{ik}^s$  représente le degré d'appartenance de la dimension  $k$  pour l'individu  $i$  au sein du groupe  $s$ . L'indicateur de risque d'exclusion sociale du sous-groupe  $s$  peut alors s'écrire :

$$v_p^s = \sum_{i=1}^{N_s} v_i^s n_i^s / \sum_{i=1}^{N_s} n_i^s$$

Nous pouvons ainsi réécrire l'indicateur de risque d'exclusion sociale de la population :

$$V_p = \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{N_s} v_i^s n_i^s / \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{N_s} n_i^s$$

La contribution du sous-groupe  $s$  dans l'indicateur de risque d'exclusion sociale de l'ensemble de la population est donc donnée par :

$$C_p^s = \sum_{i=1}^{N_s} v_i^s n_i^s / \sum_{i=1}^N n_i$$

*Décomposition par dimension*

La contribution de la dimension  $k$  à l'indicateur de risque d'exclusion sociale de la population  $p$  est :

$$C_p^k = \varphi_k v_k / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

*Décomposition multidimensionnelle*

L'indicateur de risque d'exclusion sociale de la dimension  $k$  pour le sous-groupe  $s$  peut s'écrire :

$$v_k^s = \sum_{i=1}^{N_s} D_{ik}^s n_i^s / \sum_{i=1}^{N_s} n_i^s$$

L'indicateur de risque d'exclusion sociale du sous-groupe  $s$  peut alors s'écrire :

$$v_p^s = \sum_{k=1}^M \varphi_k v_k^s / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

Nous pouvons ainsi réécrire l'indicateur de risque d'exclusion sociale de la population :

$$V_p = \sum_{s=1}^S \sum_{k=1}^M \varphi_k v_k^s / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

La contribution de la dimension  $k$  dans l'indicateur de risque d'exclusion sociale du sous-groupe  $s$  est donc donnée par :

$$C_s^k = \varphi_k v_k^s / \sum_{k=1}^M \varphi_k$$

La contribution de chacune des quatre dimensions à l'indicateur de risque d'exclusion sociale apparaît également variable selon le diplôme. Ainsi, l'éloignement à l'emploi contribue fortement à l'indicateur de risque d'exclusion sociale pour les jeunes décrocheurs ainsi que pour les jeunes possédant un baccalauréat général ou technologique. Pour les diplômés d'un CAP ou d'un BEP, l'éloignement aux études et les difficultés de santé ont un poids relativement plus déterminant. Enfin, pour les diplômés de l'enseignement supérieur, les difficultés de santé augmentent sensiblement leur risque d'exclusion alors qu'au contraire leur niveau d'intégration sociale les en protège. La situation de NEET semble, pour eux, moins constituer une situation de rupture dans leurs relations familiales et associatives. Certains peuvent, par exemple, se trouver en année de césure.

Un autre facteur de différenciation important est l'expérience sur le marché du travail : pour les jeunes sans expérience sur le marché du travail, l'indicateur est de 0.327, contre 0.247 pour ceux qui ont déjà eu un emploi stable.

Le niveau de risque d'exclusion sociale des jeunes est également dépendant de leur origine sociale. Les jeunes dont le père est cadre affichent un indicateur de risque d'exclusion sociale d'environ 0.249, l'éloignement aux études ayant une influence plus faible sur leur risque d'exclusion. La contribution des difficultés de santé à leur risque d'exclusion sociale est plus importante. Les jeunes dont le père est inconnu ou décédé ont le taux de risque d'exclusion sociale le plus élevé de l'ordre de 0.349 avec un poids important des difficultés d'intégration sociale.

Les jeunes semi ou non-cohabitants présentent un indicateur plus élevé que les jeunes cohabitants. Enfin, alors que l'indicateur est relativement homogène selon la taille d'unité urbaine du lieu de résidence, le risque d'exclusion sociale des jeunes NEET résidant en région parisienne semble dépendre plus de l'éloignement à l'emploi (le poids est de 37.4 %) que dans les autres régions. Cela pourrait refléter que l'éloignement à l'emploi a un impact plus fort sur le risque d'exclusion sociale en région parisienne, où le marché du travail est très dynamique, que dans d'autres régions où les opportunités sont moins nombreuses et où ne pas avoir d'emploi pourrait être un moindre facteur de différenciation.

Ces résultats montrent l'intérêt d'un indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale puisque celui-ci permet de mettre en évidence la diversité des facteurs qui peuvent contribuer à ce risque selon les profils socio-économiques.

### 3. Risque d'exclusion sociale et ressources des jeunes NEET

Cette section propose d'examiner le lien entre l'indicateur de risque d'exclusion sociale et les ressources des jeunes en situation de NEET. La mesure des ressources des jeunes est néanmoins délicate. Pour Herpin & Verger (1998), le niveau des ressources monétaires n'est pas toujours une bonne mesure des difficultés des jeunes et de leur précarité actuelle et future, notamment pour les étudiants par comparaison aux autres actifs. Ce constat vaut sûrement aussi pour les jeunes NEET, du fait de la diversité des ressources privées et publiques qu'ils peuvent recevoir.

Les données de l'ENRJ permettent d'avoir une mesure fine et objective des ressources monétaires des jeunes mais également leur appréciation subjective sur leur situation financière. Cependant, les ressources monétaires des jeunes sont complexes à appréhender notamment du fait qu'une partie d'entre eux vivent encore chez leurs parents, et bénéficient ainsi d'un logement gratuit. Le logement du jeune chez ses parents doit être valorisé financièrement. Plusieurs méthodes ont été proposées dans la littérature. Pour les cohabitants, nous avons choisi d'ajouter aux ressources déclarées par le jeune le loyer fictif du logement de leurs parents que nous divisons par le nombre d'habitants majeurs du logement. Nous sommes conscients que cela repose sur un certain nombre d'hypothèses. Néanmoins, l'intérêt de cette méthode est qu'elle permet d'approcher un niveau de vie du jeune tenant compte du bénéfice du logement parental (sur ce point, voir l'article de Castell & Grobon dans ce numéro).

Nous calculons ensuite l'ensemble des ressources monétaires dont le jeune dispose, comme la somme des revenus sociaux perçus et des aides financières régulières de la part des parents et des autres personnes du ménage durant le mois de l'enquête. Les montants moyens des ressources perçues sont présentés dans le tableau 3 avant et après correction du loyer pour les cohabitants. Les jeunes NEET ont déclaré, en moyenne, 513 euros de ressources monétaires le mois de l'enquête. L'hétérogénéité est très marquée, l'écart-type étant de 408 euros. Les différentes aides publiques perçues représentent en moyenne 30 % des ressources totales des jeunes NEET. Le montant moyen des différentes aides perçues est de 275 euros. Les aides publiques

Tableau 3 – Ressources monétaires des jeunes NEET en euros

	Montant mensuel moyen	Montant mensuel moyen après ajout du loyer fictif
Cohabitant	240 (323)	444 (344)
Semi-cohabitant ou non-cohabitant	709 (499)	709 (499)
Total	363 (430)	513 (408)
Nombre d'observations	695	695

Note : l'écart-type est donné entre parenthèses. L'échantillon comprend 695 jeunes. Il est plus restreint du fait que nous ne disposons pas du loyer fictif des jeunes habitants des DOM.  
Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

sont multiples et témoignent de la diversité des situations : 17 % des jeunes NEET perçoivent l'allocation chômage, 17 % des prestations logement, 14 % des prestations familiales, 9.5 % le RSA et environ 3 % des prestations liées au handicap et à l'invalidité. Les aides financières des familles ont un poids important dans les ressources des jeunes NEET et varient selon la catégorie socioprofessionnelle des parents. En effet, un jeune NEET dont le père est cadre recevra en moyenne 380 euros par mois d'aide financière (comprenant le loyer) de la part de sa famille contre 226 euros pour un jeune dont le père n'est pas cadre.

Dans l'enquête, il était également demandé aux jeunes « de juger leur situation financière » en plusieurs modalités. Cette variable est utilisée ici comme une mesure subjective du niveau de ressources perçu des jeunes NEET. Le tableau 4 indique que 14.2 % des jeunes NEET déclarent ne pas y arriver sans avoir à contracter de dettes et 31.7 % y arrivent difficilement. Ils sont 31.7 %

à déclarer devoir faire attention tandis que 21.3 % estiment leur situation financière satisfaisante.

Les liens entre ressources et exclusion sont présentés dans le tableau 5. Il apparaît une relation non linéaire entre les quartiles de ressources monétaires et l'indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale. Les jeunes NEET du deuxième quartile de ressources monétaires présentent, en moyenne, un indicateur de risque d'exclusion sociale un peu moins élevé que ceux des premier et troisième quartiles. Les jeunes appartenant au quartile le plus élevé de ressources sont ceux qui présentent l'indicateur de risque d'exclusion le plus élevé. En revanche, la relation entre le niveau de difficulté financière ressentie et l'indicateur de risque d'exclusion sociale est fortement croissante.

Afin d'analyser les associations entre risque d'exclusion sociale et ressources monétaires d'une part, situation financière ressentie d'autre part, nous estimons des régressions logistiques

Tableau 4 – Niveau de vie subjectif des jeunes NEET

	Part de jeunes NEET (%)
Vous ne pouvez pas y arriver sans contracter de dettes	14.2
Vous y arrivez difficilement	31.7
C'est juste, il faut faire attention	32.7
Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise	21.3
Nombre d'observations	681

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau 5 – Risque d'exclusion sociale selon les ressources monétaires et le niveau de vie subjectif

	Indicateur de risque d'exclusion sociale
<i>Ressources monétaires mensuelles par quartiles de niveau de vie</i>	
Q1 [0 ; 198 [	0.279
Q2 [198 ; 360[	0.264
Q3 [360 ; 773[	0.278
Q4 [773 ; 2045[	0.310
<i>Niveau de vie subjectif</i>	
Vous ne pouvez pas y arriver sans contracter de dettes	0.351
Vous y arrivez difficilement	0.271
C'est juste, il faut faire attention	0.281
Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise	0.253

Lecture : un quart des jeunes ont des ressources monétaires mensuelles comprises entre 0 et 198 euros. Pour ces jeunes, l'indicateur de risque d'exclusion sociale est de 0.279.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

ordonnées généralisées (Williams, 2006)<sup>10</sup>. La variable dépendante est le niveau de ressources mesuré objectivement ou subjectivement. Galland (2019) montre, par exemple, que les facteurs affectant le niveau ressenti de ressources des étudiants peuvent parfois être contre-intuitifs notamment en ce qui concerne le statut social. Les variables indépendantes se rapportent, dans notre étude, aux caractéristiques individuelles (niveau d'éducation, sexe, caractéristiques socio-économiques, etc.) ainsi qu'à l'indicateur d'exclusion sociale. L'objectif est de mieux

comprendre comment l'exclusion sociale est associée « toutes choses égales par ailleurs » aux niveaux de ressources objectifs ou subjectifs. Les résultats sont présentés dans les tableaux 6 et 7.

10. Par rapport à un modèle de régression logistique ordinaire, ce modèle permet de relâcher l'hypothèse du parallélisme des pentes pour les différentes modalités de la variable dépendante. Dans ce modèle, le coefficient des variables indépendantes peut donc différer selon les différents niveaux de la variable dépendante. Pour chaque variable indépendante, l'hypothèse de parallélisme des pentes est testée et selon que celle-ci soit acceptée ou rejetée, le coefficient de la variable variera ou non en fonction des niveaux de la variable dépendante.

Tableau 6 – Régression logistique ordonnée généralisée des ressources monétaires des jeunes NEET

	Q2-Q4 vs. Q1	Q3-Q4 vs. Q1-Q2	Q4 vs. Q1-Q3
Indicateur de risque d'exclusion sociale	-0.195	-0.195	-0.195
<i>Réf. Femme</i>			
Homme	0.266	0.266	0.266
<i>Réf. Pas d'enfant</i>			
Un ou plusieurs enfants	2.877***	2.435***	1.381***
<i>Réf. Nationalité étrangère</i>			
Nationalité française	0.604*	0.604*	0.604*
<i>Réf. 18-19 ans</i>			
20-21 ans	-0.080	-0.080	-0.080
22-24 ans	-0.274	0.009	0.598
<i>Réf. Non diplômé niveau VI et Vbis</i>			
Non diplômé niveau V	-0.032	-0.032	-0.032
Non diplômé niveau IV	-0.052	-0.052	-0.052
CAP ou BEP	-0.080	-0.080	-0.080
Bac professionnel	-0.144	-0.144	-0.144
Bac technologique ou général	-0.275	-0.275	-0.275
Supérieur au Bac	0.424	0.424	0.424
<i>Réf. Père non cadre</i>			
Père cadre	1.861***	1.276***	-0.346***
Père inconnu ou décédé	0.144	0.150	0.150
<i>Réf. Non-cohabitant</i>			
Cohabitant	0.105	-0.573**	-0.774***
<i>Réf. Plus de 200 000 habitants</i>			
Moins de 20 000 habitants	-0.000	-0.000	-0.000
De 20 000 à 200 000 habitants	0.362*	0.362*	0.362*
<i>Réf. A déjà eu un emploi</i>			
Aucune expérience sur le marché du travail	0.012	-0.462**	-0.839***
Constante	0.042	-0.567	-1.682***
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.112		
Nombre d'observations	695		

Note : les différentes colonnes présentent les résultats en opposant des quartiles les uns aux autres. Ainsi, la première colonne oppose le premier quartile avec les trois autres, la deuxième colonne oppose les quartiles 1 et 2 aux quartiles 3 et 4 et la troisième colonne oppose les trois premiers quartiles au dernier. Un coefficient positif indique qu'une valeur plus élevée de la variable exogène augmente la probabilité que le jeune soit dans un quartile de ressources supérieur au quartile actuel. Inversement, un coefficient négatif accroît la probabilité qu'une valeur de cette variable se trouve dans ce quartile de ressource ou un quartile inférieur. Des coefficients égaux dans les différentes colonnes signifient que l'hypothèse de parallélisme des pentes est acceptée ; l'effet de la variable est constant indépendamment des regroupements de quartiles. Lecture : avoir un enfant accroît la probabilité d'appartenir aux quartiles de ressources monétaires supérieurs au premier quartile. Dans les colonnes suivantes cet effet reste positif mais il est plus faible. Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débuter un emploi dans un avenir proche).

Tableau 7 – Régression logistique ordonnée généralisée de la perception par les jeunes NEET de leur situation financière

	C1	C2	C3
Indicateur de risque d'exclusion sociale	-1.835**	-0.232	-0.555
<i>Réf. Femme</i>			
Homme	-0.029	-0.029	-0.029
<i>Réf. N'a pas d'enfant</i>			
A un ou plusieurs enfants	0.428	0.428	0.428
<i>Réf. Nationalité étrangère</i>			
Nationalité française	-0.354	-0.354	-0.354
<i>Réf. 18-19 ans</i>			
20-21 ans	-0.566**	-0.566**	-0.566**
22-24 ans	-0.241	-0.241	-0.241
<i>Réf. Non diplômé niveau VI et Vbis</i>			
Non diplômé niveau V	0.046	0.046	0.046
Non diplômé niveau IV	-0.067	-0.067	-0.067
CAP ou BEP	0.246	0.246	0.246
Bac professionnel	0.445	0.445	0.445
Bac technologique ou général	0.303	0.303	0.303
Supérieur au Bac	1.268***	1.268***	1.268***
<i>Réf. Père non cadre</i>			
Père cadre	0.357	0.357	0.357
Père inconnu ou décédé	-0.368	-0.368	-0.368
<i>Réf. Non-cohabitant</i>			
Cohabitant	0.463**	0.463**	0.463**
<i>Réf. Plus de 200 000 habitants</i>			
Moins de 20 000 habitants	0.295	0.295	0.295
De 20 000 à 200 000 habitants	-0.161	-0.161	-0.161
<i>Réf. A déjà eu un emploi</i>			
Aucune expérience sur le marché du travail	-0.294	-0.294	-0.294
Constante	2.386***	0.141	-1.354**
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.045		
Nombre d'observations	681		

Note : les différentes colonnes présentent les résultats en opposant les modalités de la variable dépendante (C1 : Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes vs. Vous y arrivez difficilement ou C'est juste, il faut faire attention ou Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise ; C2 : Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes ou Vous y arrivez difficilement vs. C'est juste, il faut faire attention ou Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise ; C3 : Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes ou Vous y arrivez difficilement ou C'est juste, il faut faire attention vs. Ça va / Vous êtes plutôt à l'aise ou très à l'aise). Des coefficients égaux dans les différentes colonnes signifient que l'hypothèse de parallélisme des pentes est acceptée. La lecture des coefficients se fait de la même manière que pour le tableau 6.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débuter un emploi dans un avenir proche).

L'indicateur multidimensionnel de risque d'exclusion sociale ne semble pas être significativement associé avec les ressources monétaires des jeunes lorsque l'ensemble des caractéristiques socio-économiques sont prises en compte (cf. tableau 6). En revanche, les ressources monétaires des jeunes NEET sont fortement liées à l'expérience du jeune sur le marché du travail. Elles sont également significativement déterminées par leur origine sociale : les jeunes dont le père est cadre perçoivent des ressources

significativement plus élevées que les autres jeunes. Cela illustre, comme le souligne Rothé (2018), que le système d'aides aux jeunes en France est fortement conditionné à l'emploi et va ensuite fortement reposer sur la famille, ce qui peut expliquer une certaine déconnexion entre risque d'exclusion et ressources monétaires.

Le modèle qui examine la perception des jeunes NEET sur leur situation financière montre des résultats différents (cf. tableau 7). En effet,

l'indicateur de risque d'exclusion sociale n'est significativement associé à la perception de difficultés financières que pour celles qui sont les plus importantes (« ne pas pouvoir y arriver sans contracter des dettes »). Par ailleurs, le niveau de diplôme ne semble pas avoir d'influence significative sur le niveau de ressources monétaires effectivement perçu. En revanche, les jeunes diplômés de l'enseignement supérieur ont une probabilité plus faible de déclarer des difficultés financières élevées. Ce résultat rejoint l'étude de Solard & Coppoletta (2014) qui montre que, selon leur niveau d'études, les jeunes n'ont pas la même perception de leurs ressources du fait qu'ils n'ont pas les mêmes attentes et envisagent différemment le caractère transitoire ou non de leur situation.

Des éléments d'explication peuvent éclairer la différence des résultats concernant les ressources monétaires objectives et le niveau de vie subjectif. Tout d'abord, comme mentionné auparavant, la mesure objective des ressources est un indicateur à un instant  $t$  qui peut être considéré comme transitoire par le jeune (Silver, 2007b). L'indicateur de risque d'exclusion sociale est une mesure plus permanente et moins volatile dans le temps. Nous pouvons supposer que le jeune qui donne une appréciation subjective sur sa situation financière prend en considération sa situation passée et ses perspectives futures. Il n'évalue donc pas sa situation en fonction de ses seules ressources au moment de l'enquête. Une autre explication peut être liée au fait que l'ensemble des ressources monétaires des jeunes n'est pas totalement repéré dans l'enquête, notamment les aides financières reçues des parents (Solard & Coppoletta, 2014 ; Le Pape *et al.*, 2018).

\* \*  
\*

L'ensemble de nos résultats interroge le ciblage et les modalités de certaines politiques en faveur des jeunes NEET. Si l'on considère leur niveau de risque d'exclusion sociale, leur situation apparaît très hétérogène. Une partie d'entre eux présente un fort risque d'exclusion sociale, pouvant tendre à ce que Van de Velde (2016) qualifie « d'expérience d'impasse sociale ». D'autres, au contraire, dans une logique de « suspension », semblent moins vulnérables,

avec une mise en marge du système beaucoup moins durable ou subie.

Les résultats soulignent également la pluralité des facteurs de vulnérabilité, même si les non-diplômés sont en général les plus désavantagés dans l'ensemble des dimensions de l'exclusion sociale. Les diverses ruptures liées à la phase de décrochage et la période de latence qui en découle (Bernard, 2017) conduisent à fragiliser la situation des jeunes et à les maintenir durablement dans des trajectoires d'éloignement de l'emploi (Guégnard *et al.*, 2017). Une réponse pourrait être d'élever l'âge de la scolarité obligatoire. Cependant, comme le souligne Maguire (2013) dans le cadre d'une politique menée en Angleterre, ce type de mesure, si elle a vocation à cibler les jeunes ayant des risques élevés de devenir NEET, nécessite des moyens pédagogiques innovants ainsi que des ressources financières importantes.

Par ailleurs, l'approche que nous avons privilégiée permet d'insister sur la nature multidimensionnelle de l'exclusion sociale. Se focaliser sur un seul facteur, l'emploi ou la formation comme cela est parfois le cas dans certaines politiques publiques visant les NEET, amène à négliger d'autres risques d'exclusion presque aussi importants si l'on regarde les contributions des quatre dimensions à l'indicateur d'exclusion. Pour Yates *et al.* (2006), le risque d'une politique visant seulement à réduire le nombre de jeunes en situation de NEET est de n'agir que sur certaines dimensions considérées comme les moins pénalisantes, sans intervenir sur les plus exclus. Or, les besoins spécifiques des jeunes en situation de NEET sont souvent multiples et évolutifs, ce qui crée des parcours spécifiques dont doivent tenir compte les dispositifs (Longo & Gallant, 2016). En France, Couronné & Sarfati (2018) soulignent que l'ancrage dans la vulnérabilité sociale et économique pour certains NEET constitue un frein à la stratégie du *work first* dans le cadre de la Garantie Jeune<sup>11</sup>, les conseillers des missions locales devant traiter dans l'urgence des problèmes de différentes natures. À partir de l'évaluation décevante de programmes visant le retour en emploi ou en formation destinés aux NEET en Angleterre, Maguire (2015b) insiste également sur la nécessité d'une pluralité de programmes et d'intervenants, pour répondre à

11. Contrairement à l'accompagnement traditionnel visant à lever en premier lieu les freins à l'emploi, la stratégie du *work first* repose sur une logique de mise en situations professionnelles lors de l'accompagnement.

la diversité des besoins des jeunes en situation de NEET.

Enfin, nous nous sommes focalisés dans cette étude sur le seul groupe des jeunes en situation de NEET, mais ces derniers ne sont pas les seuls concernés par le risque d'exclusion sociale.

Pour Atkinson (1998), l'emploi n'est pas un bouclier suffisant contre l'exclusion sociale. Par ailleurs, des jeunes encore en études sans réelles perspectives d'insertion (Thompson, 2011) ou en situation de précarité, même à l'université (Cordazzo, 2016), peuvent également se retrouver sur une trajectoire d'exclusion. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Alperin, M. N. P. (2016).** A multidimensional approach to measure health. *Economics Bulletin*, 36(3), 1553–1568. <http://www.accessecon.com/Pubs/EB/2016/Volume36/EB-16-V36-I3-P153.pdf>

**Alperin, M. N. P. & Van Kerm, P. (2009).** Mdepriv Synthetic indicators of multiple deprivation. *CEPS/INSTEAD, Esch/Alzette*. <https://a-benini.github.io/mdepriv/reference/mdepriv.html>

**Atkinson, A. B. (1998).** Social exclusion, poverty and unemployment. In: Atkinson, A. B. & Hills, J. (Eds.), *Exclusion, employment and opportunity*, pp. 1–24. London: London School of Economics. <http://sticerd.lse.ac.uk/dps/case/cp/Paper4.pdf>

**Baverez, N., Salais, R. & Reynaud, B. (1986).** *L'Invention du chômage : Histoire et transformations d'une catégorie en France des années 1890 aux années 1980*. Paris: Presses universitaires de France.

**Bernard, P.-Y. (2011).** Le décrochage des élèves du second degré : Diversité des parcours, pluralité des expériences scolaires. *Les Sciences de l'éducation - Pour l'Ere nouvelle*, 44(4), 75–97.

**Bernard, P.-Y. (2017).** *Le décrochage scolaire*. Paris: Presses universitaires de France. <https://www.cairn.info/le-decrochage-scolaire--9782130798484.htm>

**Betti, G. & Verma, V. (1999).** Measuring the Degree Of Poverty in a Dynamic and Comparative Context: A Multi-dimensional Approach Using Fuzzy Set Theory, In: *Proceedings of the ICCS-VI*, 11, 289–301. Lahore, Pakistan, August, 27–31. <http://repec.deps.unisi.it/quaderni/22DMQ.pdf>

**Betti, G., D'Agostino, A. & Neri, L. (2011).** Educational Mismatch of Graduates: A Multidimensional and Fuzzy Indicator. *Social Indicators Research*, 103(3), 465–480. <https://doi.org/10.1007/s11205-010-9712-6>

**Bynner, J. & Parsons, S. (2002).** Social Exclusion and the Transition from School to Work: The Case of Young People Not in Education, Employment, or Training (NEET). *Journal of Vocational Behavior*, 60(2), 289–309. <https://doi.org/10.1006/jvbe.2001.1868>

**Castell, L. & Grobon, S. (2020).** Inégalités de ressources entre jeunes adultes : une approche individualisée. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.

**Carcillo, S., Fernández, R., Königs, S. & Minea, A. (2015).** *NEET Youth in the Aftermath of the Crisis: Challenges and Policies*. <https://doi.org/10.1787/5js6363503f6-en>

**Cerioli, A. & Zani, S. (1990).** A Fuzzy Approach To The Measurement Of Poverty in C. Dagum & M. Zenga (Éds.), *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*, 272–284. Springer. [https://doi.org/10.1007/978-3-642-84250-4\\_18](https://doi.org/10.1007/978-3-642-84250-4_18)

**Charles, N. (2016).** Du public adulte à l'enjeu des parcours non traditionnels. In: Giret, J.-F., Van de Velde, C. & Verley, E. (Eds.), *Les vies étudiantes. Tendances et inégalités*, 263–275. Paris: La Documentation française.

**Cheli, B. & Lemmi, A. (1995).** A « totally » fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty. *Economic Notes : Economic Review of Banca Monte Dei Paschi Di Siena*, 24(1), 115–133.

**Commission européenne (2016).** *La garantie pour la jeunesse et l'initiative pour l'emploi des jeunes, trois ans après*. Communication de la Commission Européenne. <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/HTML/?uri=CELEX:52016DC0646&from=EN>

- Cordazzo, P. (2016).** Les étudiant-e-s vulnérables : Entre renoncements et travail contraint. In: Giret, J.-F., Van de Velde, C. & Verley, E. (Eds.), *Les vies étudiantes. Tendances et inégalités*, 183–193. Paris: La Documentation française.
- Couronné, J. & Sarfati, F. (2018).** Une jeunesse (in)visible : Les « Neets vulnérables » de la Garantie jeunes. *Travail et Emploi*, 153, 41–66. <https://doi.org/10.4000/travailemploi.7905>
- Coutrot, T. & Exertier, G. (2001).** *La loi des grands noms*. Paris: Presses de Sciences Po. <https://www.cairn.info/l-annee-de-la-regulation-n-5-2001-2002--9782724608577-page-256.htm>
- Danner, M., Guégnard, C. & Joseph, O. (2018).** Alice au Pays des NEET : La traversée du miroir sur 20 ans. In: Céreq, *Jeunesse(s) et transitions vers l'âge adulte : Quelles permanences, quelles évolutions depuis 30 ans ? XXIVèmes journées du Longitudinal, Marseille, 7 et 8 juin 2018*, 113–126. <https://www.cereq.fr/sites/default/files/2019-03/37b1790efcd6ca2c6f1b31d00ec127e5.pdf>
- Duvoux, N. & Papuchon, A. (2018).** Qui se sent pauvre en France ? *Revue française de sociologie*, 59(4), 607–647. <https://doi.org/10.3917/rfs.594.0607>
- Eurofound. (2016).** *Exploring the diversity of NEETs*. Publications Office of the European Union.
- France, A. (2008).** From Being to Becoming: The Importance of Tackling Youth Poverty in Transitions To Adulthood. *Social Policy and Society*, 7(4), 495–505. <https://doi.org/10.1017/S1474746408004454>
- Furlong, A. (2006).** Not a very NEET solution: Representing problematic labour market transitions among early school-leavers. *Work, Employment and Society*, 20(3), 553–569. <https://doi.org/10.1177/0950017006067001>
- Furlong, A. (2007).** The zone of precarity and discourses of vulnerability. *Journal of Social Sciences and Humanities*, 381, 101–121. <https://eprints.gla.ac.uk/36831/>
- Galland, O. (2019).** Les revenus étudiants : un poids toujours important de l'aide familiale mais une progression du travail salarié, In: Giret, J.-F., Belghith, F. & Tenret, E., *Regards croisés sur les expériences étudiantes. L'enquête conditions de vie 2016*, pp. 275–291. Paris: La Documentation française.
- Gautié, J. (2002).** De l'invention du chômage à sa déconstruction. *Geneses*, 46(1), 60–76. <https://doi.org/10.3917/gen.046.0060>
- Gautié, J. (2016).** Au-delà des chiffres de l'emploi et du chômage. Problématiques, catégories et indicateurs. *Idées économiques et sociales*, 185(3), 8–18. <https://doi.org/10.3917/idee.185.0008>
- Giret, J. F. (2019).** Classer, quantifier et qualifier les parcours : quelques enseignements issus de 25 années de journées du longitudinal. In: Céreq, *Qualifications et parcours-Qualifications des parcours, XXI<sup>ème</sup> Journées du longitudinal, 20 et 21 juin 2019*, pp. 21–30.
- Gonzalez-Demichel, C. & Nauze-Fichet, E. (2003).** Les contours de la population active : Aux frontières de l'emploi, du chômage et de l'inactivité. *Économie et Statistique*, 362(1), 85–103. <https://doi.org/10.3406/estat.2003.7346>
- Guégnard, C., Giret, J.-F., Joseph, O. & Murdoch, J. (2017).** Les situations de NEET dans les parcours d'insertion des jeunes en France. In: Céreq, *Rendement éducatif, parcours et inégalités dans l'insertion des jeunes. Recueil d'études sur la Génération 2010*, pp. 225–246. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01533225>
- Guergoat-Larivière, M. & Lemièrre, S. (2018).** Convergence des taux de chômage et persistance des inégalités femmes-hommes. *Revue de l'OFCE*, 160(6), 131–159. <https://doi.org/10.3917/reof.160.0131>
- Guillemot, D. (1996).** La population active : Une catégorie statistique difficile à cerner. *Économie et Statistique*, 300(1), 39–53. <https://doi.org/10.3406/estat.1996.6173>
- Hargie, O., O'Donnell, A. & McMullan, C. (2011).** Constructions of Social Exclusion Among Young People From Interface Areas of Northern Ireland. *Youth & Society*, 43(3), 873–899. <https://doi.org/10.1177/0044118X10366950>
- Herpin, N. & Verger, D. (1998).** Les étudiants, les autres jeunes, leur famille et la pauvreté. *Économie et Statistique*, 308(1), 211–227. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2599>

- Kieselbach, T. (2003).** Long-Term Unemployment Among Young People: The Risk of Social Exclusion. *American Journal of Community Psychology*, 32(1), 69–76. <https://doi.org/10.1023/A:1025694823396>
- Lefresne, F. (2005).** Les politiques d'emploi et la transformation des normes : Une comparaison européenne. *Sociologie du travail*, 47(3), 405–420. <https://doi.org/10.4000/sdt.26811>
- Lenoir, R. (1974).** *Les Exclus : Un français sur dix*. Paris: Editions du Seuil.
- Longo, M. E. & Gallant, N. (2016).** Les jeunes ni en emploi, ni aux études, ni en formation (NEEF). Questions sur une catégorie de politiques publiques. *Bulletin observatoire jeunes et société*, 13(2). <http://www.obsjeunes.qc.ca/sites/obsjeunes.qc.ca/files/BulletinNEEF.pdf>
- Maguire, S. (2013).** Will raising the participation age in England solve the NEET problem? *Research in Post-Compulsory Education*, 18(1-2), 61–76. <https://doi.org/10.1080/13596748.2013.755816>
- Maguire, S. (2015a).** NEET, unemployed, inactive or unknown – why does it matter? *Educational Research*, 57(2), 121–132. <https://doi.org/10.1080/00131881.2015.1030850>
- Maguire, S. (2015b).** Young people not in education, employment or training (NEET): Recent policy initiatives in England and their effects. *Research in Comparative and International Education*, 10(4), 525–536. <https://doi.org/10.1177/1745499915612186>
- Martinetti, E. C. (2000).** A multidimensional assessment of well-being based on Sen's functioning approach. *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 108(2), 207–239. <https://doi.org/10.2307/41634742>
- Mascherini, M. (2017).** Good practices in dealing with young people who are NEETs: policy responses at European level. *Towards a Participatory Society: New Roads to Social and Cultural Integration*, 424. <https://www.pass.va/content/scienze-sociali/en/publications/acta/participatory-society/mascherini.html>
- Mascherini, M. & Ledermaier, S. (2016).** *Exploring the diversity of NEETs*. Publications Office of the European Union. <https://www.eurofound.europa.eu/fr/publications/report/2016/labour-market-social-policies/exploring-the-diversity-of-neets>
- Maunaye, E. (2016).** L'accès au logement autonome pour les jeunes, un chemin semé d'embûches. *Informations sociales*, 195(4), 39–47. <https://doi.org/10.3917/inso.195.0039>
- Minni, C. & Galtier, B. (2017).** Emploi et chômage des 15-29 ans en 2015. Un jeune sur dix au chômage. *Dares Résultats*, N° 16. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2017-016.pdf>
- Newton, B., Speckesser, S., Nafilyan, V., Maguire, S., Devins, D., Bickerstaffe, T. & Marvell, R. (2014).** *The Youth Contract for 16-17 year olds not in education, employment or training evaluation*. Department for Education, Research report. [https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/354706/RR318A\\_-\\_The\\_youth\\_contract\\_for\\_16-to\\_17-year-olds\\_not\\_in\\_education\\_employment\\_or\\_training\\_evaluation.pdf](https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/354706/RR318A_-_The_youth_contract_for_16-to_17-year-olds_not_in_education_employment_or_training_evaluation.pdf)
- Le Pape, M.-C., Portela, M. & Tenret, É. (2018).** « Ça n'a pas de sens de compter comme ça ». Difficultés et limites d'une approche comptable des aides financières et matérielles apportées aux jeunes adultes dans la famille. *Sociologie*, 9(4), 417–436. <http://journals.openedition.org/sociologie/3721>
- Paugam, S. (1998).** Les formes contemporaines de la pauvreté et de l'exclusion. Le point de vue sociologique. *Genèses. Sciences sociales et histoire*, 31(1), 138–159. <https://doi.org/10.3406/genes.1998.1516>
- Rothé, C. (2018).** Accompagner les « jeunes en errance » ou adapter les normes de l'insertion. *Formation emploi*, 143(3), 161–182. <https://www.cairn.info/revue-formation-emploi-2018-3-page-161.htm>
- Sen, A. (2000).** *Social Exclusion : Concept, Application, and Scrutiny*. Asian Development Bank. <https://www.adb.org/sites/default/files/publication/29778/social-exclusion.pdf>
- Serracant, P. (2014).** A Brute Indicator for a NEET Case: Genesis and Evolution of a Problematic Concept and Results from an Alternative Indicator. *Social Indicators Research*, 117(2), 401–419. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0352-5>
- Silver, H. (2007a).** *Social exclusion: Comparative analysis of Europe and Middle East youth*. Dubai School of Government. [https://www.meyi.org/uploads/3/2/0/1/32012989/silver\\_-\\_social\\_exclusion-comparative\\_analysis\\_of\\_europe\\_and\\_middle\\_east\\_youth.pdf](https://www.meyi.org/uploads/3/2/0/1/32012989/silver_-_social_exclusion-comparative_analysis_of_europe_and_middle_east_youth.pdf)

- Silver, H. (2007b).** *The Process of Social Exclusion : The Dynamics of an Evolving Concept*. University of Manchester. <http://www.chronicpoverty.org/pubfiles/95Silver.pdf>
- Silver, H. & Miller, S. M. (2003).** Social Exclusion. *Indicators*, 2(2), 5–21. <https://doi.org/10.1080/15357449.2003.11069166>
- Solard, J. & Coppoletta, R. (2014).** La décohabitation, privilège des jeunes qui réussissent ? *Économie et Statistique*, 469-470, 61–84. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2122592/ES469D.pdf>
- Thompson, R. (2011).** Individualisation and social exclusion: The case of young people not in education, employment or training. *Oxford Review of Education*, 37(6), 785–802. <https://doi.org/10.1080/03054985.2011.636507>
- Van de Velde, C. (2016).** Les NEET : une déconstruction sociologique. *Bulletin de l'Observatoire Jeunes et Sociétés*, 13(2), 18–20. <http://inegalitessociales.com/wp-content/uploads/2018/03/2016-Les-NEET-une-de%CC%81construction-sociologique-.pdf>
- Vero, J. & Werquin, P. (1998).** Un réexamen de la mesure de la pauvreté. *Économie et Statistique*, 308(1), 143–158. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2595>
- Vincens, J. (1997).** L'insertion professionnelle des jeunes. À la recherche d'une définition conventionnelle. *Formation Emploi*, 21–36. <https://doi.org/10.3406/forem.1997.2252>
- Williams, R. (2006).** Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 6(1), 58–82. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600104>
- Yates, S. & Payne, M. (2006).** Not so NEET? A Critique of the Use of 'NEET' in Setting Targets for Interventions with Young People. *Journal of Youth Studies*, 9(3), 329–344. <https://doi.org/10.1080/13676260600805671>
-

## ANNEXE

Tableau A-1 – Statistiques descriptives

	%
Homme	50.1
Femme	49.9
Femme avec enfant(s)	14.7
<i>Tranche d'âge</i>	
18-19 ans	21.1
20-21 ans	29.6
22-24 ans	49.3
Nationalité française	95.5
Nationalité étrangère	4.5
<i>Niveau de diplôme</i>	
Non diplômé Niveau VI et Vbis	15.8
Non diplômé Niveau V	12.4
Non diplômé Niveau IV	6.0
CAP ou BEP	26.0
dont apprentis	10.3
dont non apprentis	17.1
Bac professionnel	18.4
Bac technologique ou général	9.4
Supérieur au Bac	14.1
<i>Expérience sur le marché du travail</i>	
A déjà eu un emploi en CDI	13.9
A déjà eu un emploi non en CDI	53.8
Aucune	32.4
<i>Catégorie socioprofessionnelle du père</i>	
Artisan/Agriculteur	8.2
Cadre	8.1
Profession intermédiaire	14.8
Employé	12.5
Ouvrier	44.8
Père inconnu ou décédé	11.6
Cohabitant	74.6
Semi-cohabitant ou non-cohabitant	25.4
<i>Taille de l'unité urbaine</i>	
Moins de 20 000 habitants	33.6
De 20 000 à 200 000 habitants	25.2
Plus de 200 000 habitants	28.1
Agglomération de Paris	13.1
Nombre d'observations	735

Note : échantillon pondéré.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau A-2 – Fonction d'appartenance et distribution des items

Modalité	Fonction d'appartenance	Part dans l'échantillon (%)
Sans emploi, mais souhaite travailler		
Oui	0	87.9
Non	1	12.1
A fait des démarches de recherche d'emploi depuis un mois		
Oui	0	74.4
Non	1	25.6
A été rémunéré pour un travail avec ou sans contrat de travail		
Trois trimestres	0	11.5
Deux trimestres	0.157	13.9
Un trimestre	0.371	19.0
Aucun	1	55.7
A été en stage d'apprenti ou bien en alternance		
Trois trimestres	0	4.6
Deux trimestres	0.063	6,0
Un trimestre	0.142	7.6
Aucun	1	81.8
A été en études, en formation ou en vacances scolaires		
Trois trimestres	0	10.1
Deux trimestres	0.191	17.2
Un trimestre	0.243	4.6
Aucun	1	68.1
Pense reprendre ses études		
Oui, à la rentrée prochaine	0	11.9
Oui, plus tard	0.195	17.1
Ne sait pas pour le moment	0.435	21.2
Non	1	49.8
Relations avec le père		
Il n'y a pas de problème particulier	0	55.6
Il y a de temps en temps des tensions	0.349	15.5
Il y a souvent des tensions	0.438	3.9
Vous n'avez plus de relations avec votre père	0.736	13.2
Père décédé ou inconnu	1	11.7
Relations avec la mère		
Il n'y a pas de problème particulier	0	71.6
Il y a de temps en temps des tensions	0.679	19.3
Il y a souvent des tensions	0.825	4.1
Vous n'avez plus de relations avec votre mère	0.913	2.5
Mère décédée ou inconnue	1	2.5
A des dépenses de loisirs		
Oui	0	53.6
Aucune	1	46.4
Est dans une association		
Oui	0	12.2
Non	1	87.8 →

Tableau A-2 (suite)

Modalité	Fonction d'appartenance	Part dans l'échantillon (%)
Etat de santé		
Très bon	0	47.5
Bon	0.699	36.7
Assez bon	0.927	12
Mauvais	0.984	3
Très mauvais	1	0.9
Maladie ou problème de santé chronique		
Non	0	83.9
Oui	1	16.1
Limité, depuis au moins 6 mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement		
Non, pas limité du tout	0	88
Oui, limité mais pas fortement	0.715	8.6
Oui, fortement limité	1	3.4

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).

Tableau A-3 – Résultat de l'analyse factorielle après rotation

	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4
Souhait de travailler	0.0406	0.9208*	0.0796	0.0130
Démarche de recherche d'emploi	0.0302	0.8738*	0.1436	0.0755
Activité exercée durant l'année	0.0740	0.6074*	-0.3131*	0.2470
Avoir réalisé un stage durant l'année	-0.0339	0.1256	0.8927*	0.0657
Le souhait de reprendre ses études	-0.0987	0.0354	0.3671*	-0.0408
Avoir été en étude durant l'année	0.1245	0.0133	0.9003*	0.1154
Être membre d'une association	-0.1881	0.1534	0.1658	0.663*
Type de relations entretenues avec le père	0.0943	0.0692	0.0543	0.6349*
Type de relations entretenues avec la mère	0.3316*	-0.1328	-0.0397	0.5869*
Effectuer des dépenses dans les loisirs	0.0361	0.2249	0.2759	0.6568*
Sentiment sur son état de santé	0.8516*	0.0817	-0.0466	0.0628
Maladie chronique	0.8924*	-0.1179	0.0076	-0.0489
Limité à cause de problèmes de santé	0.8727*	0.1708	0.1343	0.0604

Note : une étoile indique que le poids factoriel est supérieur à 0.30.

Lecture : les valeurs présentées au sein de ce tableau sont les poids factoriels. Ils peuvent être interprétés comme les corrélations entre les variables et les quatre facteurs.

Source et champ : DREES-Insee, ENRJ 2014 ; jeunes de 18 à 24 ans ni en emploi ni en éducation ni en formation (hors jeunes déclarant débiter un emploi dans un avenir proche).



# Inégalités des chances dans le recours aux soins des jeunes adultes en France

## *Inequalities of Opportunity in the Use of Health Care by Young Adults in France*

Doriane Mignon\* et Florence Jusot\*\*

**Résumé** – Alors que la santé des jeunes adultes est un enjeu reconnu de santé publique en France, moins d’attention est accordée à leur recours aux soins. Cet article s’interroge sur l’existence d’inégalité des chances dans le recours aux soins des jeunes adultes à partir des données de l’*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (2014). En mobilisant le cadre de la philosophie de la responsabilité, une distinction est faite entre des inégalités « injustes » liées à des circonstances en dehors du contrôle des jeunes et des inégalités « justes » liées à des caractéristiques relevant de leur responsabilité. Des modèles de probabilité linéaire sont mobilisés pour estimer les associations entre les probabilités de non-recours (non-utilisation et renoncement aux soins) et les caractéristiques parentales (assurance complémentaire santé, activité principale, revenu, situation familiale et statut vital) d’une part et celles du jeune (éducation, activité principale, cohabitation, ressources financières, assurance complémentaire santé) d’autre part, traduisant respectivement l’existence d’inégalités injustes et d’inégalités justes. La décomposition de la variance permet de quantifier ces inégalités et suggère que les inégalités injustes sont plus importantes que les inégalités justes.

**Abstract** – While the health of young adults is a recognised public health issue in France, less attention is paid to their use of healthcare. This article examines the existence of unequal opportunities in the use of healthcare for young adults using data from the National Survey on the Resources of Young Adults (*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* - 2014). Using the framework of the philosophy of responsibility, a distinction is made between “unfair” inequalities linked to circumstances beyond the control of young people – or unequal opportunity, and “fair” inequalities linked to characteristics for which they are responsible. Linear probability models are used to estimate the associations between the probabilities of non-use (non-utilisation and foregone health care) and parental characteristics (complementary health insurance, main activity, income, marital and vital status) on the one hand and those of the young person (education, main activity, whether living in the parental home or not, financial resources, complementary health insurance) on the other, reflecting the existence of unfair and fair inequalities respectively. Variance decomposition makes it possible to quantify these inequalities and suggests that unfair inequalities outweigh fair inequalities.

Codes JEL / JEL Classification : I12, I14

Mots-clefs : jeunes adultes, accès aux soins, inégalités des chances

Keywords: young adults, access to healthcare, inequalities of opportunity

\* Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé (IRDES) (doriane.mignon@dauphine.psl.eu) ; \*\* Université Paris-Dauphine, PSL, LEDa, LEGOS (florence.jusot@dauphine.psl.eu)

Nous remercions les trois rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions qui ont permis d’améliorer cet article. Nous sommes également reconnaissantes à tous les discutants et participants de différentes conférences (Journées doctorales du LIRAES 2018, JESF 2018, JDD 2019, JMA 2019, LAGV 2019, ECINEQ 2019) qui nous ont fait des retours sur des versions préliminaires de cet article. Un remerciement tout particulier à Sandy Tubeuf qui a été présente à nombre de ces conférences et avec qui les discussions ont toujours été fructueuses. Nous remercions finalement le laboratoire d’Économie de Dauphine et en particulier l’équipe du LEGOS pour le soutien matériel et scientifique à cette recherche.

Reçu le 22 octobre 2018 accepté après révisions le 22 janvier 2020.

Citation : Mignon, D. & Jusot, F. (2020). Inequalities of Opportunity in the Use of Health Care by Young Adults in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 155–173. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2014>

D'après le baromètre BVA réalisé par la DREES en 2017, 27 % des Français estiment que les inégalités d'accès aux soins sont les inégalités les moins acceptables, devant les inégalités de logement et de revenu (Antunez & Papuchon, 2018). Cette préoccupation rejoint l'objectif d'équité horizontale dans l'accès aux soins dont s'est doté le système de santé français depuis sa création, conformément à la maxime « à chacun selon ses besoins » (Fleurbaey & Schokkaert, 2011 ; Rochaix & Tubeuf, 2009 ; Wagstaff & van Doorslaer, 2000). Pourtant de nombreux travaux montrent l'existence d'inégalités de recours aux soins à besoins de soins donnés, en France et en Europe (Bago d'Uva & Jones, 2009; Devaux, 2015). De nouvelles recherches apparaissent nécessaires pour comprendre et juger ces inégalités afin d'orienter les politiques publiques pour améliorer l'équité du système de santé.

Les jeunes font partie des populations à risque en matière de santé. Si la santé des jeunes adultes (18-24 ans) a été reconnue comme un enjeu de santé publique au travers du plan « Bien-être et santé des jeunes » de 2016<sup>1</sup>, peu d'attention est accordée dans ce plan à leurs difficultés d'accès aux soins. De plus, alors que de nombreux travaux ont étudié les inégalités de recours aux soins en population générale, le recours aux soins de la population spécifique des jeunes adultes en France a jusqu'ici été peu étudié. Cela est dû au fait que les jeunes vivant en cité universitaire, internat, foyer sont hors champs des enquêtes auprès des ménages ordinaires, et que les étudiants ne sont pas compris dans les enquêtes de santé menées auprès des assurés sociaux des trois grands régimes (CNAMTS, RSI, MSA).

Les quelques travaux réalisés sur la population des jeunes attestent de difficultés d'accès aux soins, de besoins de soins non couverts et apportent des premiers éléments sur les déterminants du recours aux soins des jeunes en France. La non-utilisation et le renoncement aux soins constituent des indicateurs de non-recours aux soins. Ménard & Guignard (2013), à partir du Baromètre Santé 2010, évaluent la part des 15-30 ans renonçant aux soins pour des raisons financières à 8.7 % (avec une surreprésentation des chômeurs) et à 10.5 % chez les 31-75 ans. Ils montrent parmi les 15-30 ans une probabilité moindre des moins diplômés de consulter un médecin généraliste et un gynécologue. Ceci témoigne à la fois d'inégalités financières et sociales. Plus récemment, selon l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ, DREES-Insee, 2014), 3.8 % des 18-24 ans renoncent à consulter un médecin

pour des raisons financières, alors qu'en population générale, le dispositif des *Statistiques sur les ressources et conditions de vie* (SRCV) de 2014, avec un questionnement comparable, évalue cette part à 1.8 %<sup>2</sup>. Castry *et al.* (2019) ont étudié les déterminants du renoncement financier en s'appuyant sur la cohorte d'étudiants i-Share. Leurs résultats mettent en évidence le rôle de déterminants spécifiques tels que la détention d'une bourse, la décohabitation, ou le fait d'avoir une activité rémunérée pendant les études. Ces inégalités de recours aux soins parmi les jeunes ne sont pas propres à la France. Mosquera *et al.* (2017) et Wagenius *et al.* (2018) montrent, dans le nord de la Suède, des inéquités horizontales de recours aux soins selon le revenu disponible chez les jeunes de 16 à 25 ans. Même si ces travaux suggèrent des inégalités de recours aux soins aussi bien sociales que financières et relevant de déterminants spécifiques chez les jeunes adultes, les connaissances sur les origines des inégalités restent parcellaires. D'autant plus que la littérature suggère que les différences de recours aux soins peuvent relever de préférences, c'est-à-dire être choisies et que ces sources d'inégalités n'ont pas été étudiées.

Cet article a pour objectif d'étudier les inégalités de recours aux soins des jeunes adultes en France et questionne l'équité de ces inégalités en s'inscrivant dans le cadre de la philosophie de la responsabilité (Arneson, 1989 ; Cohen, 1989 ; Dworkin, 1981 ; Roemer, 1998). Dans ce cadre, nous étudions les déterminants du recours aux soins des jeunes adultes afin de distinguer les circonstances, les efforts et les besoins de soins. Nous distinguons les inégalités de recours aux soins jugées illégitimes ou « injustes » car liées à des circonstances en dehors du contrôle des jeunes et appelées inégalités des chances, et les inégalités légitimes, ou « justes » car liées à des besoins de soins différents ou à des efforts, c'est-à-dire ce qui relève de leur responsabilité.

Des travaux empiriques assez nombreux ont mobilisé ce cadre d'analyse pour mesurer les inégalités de chances en santé (par exemple : Devaux *et al.*, 2008 ; Jusot *et al.*, 2012). La littérature est en revanche très parcellaire dans le domaine de la consommation de soins (voir Jusot & Tubeuf (2019) pour une revue de littérature).

1. <https://solidarites-sante.gouv.fr/archives/archives-presse/archives-brevs/article/presentation-du-plan-d-action-bien-etre-et-sante-des-jeunes>  
2. Les chiffres de renoncement aux soins varient fortement selon les enquêtes. Cela peut être expliqué par les disparités dans les méthodes d'échantillonnage et la variabilité des questions mobilisées pour recueillir le renoncement aux soins, la sensibilité à la formulation de cette question ayant été démontrée (Legal & Vicard, 2015).

Cette littérature met l'accent sur l'accès aux soins des enfants de moins de cinq ans dans les pays en développement (par exemple : Amara & Jemmali, 2017 ; Ersado & Aran, 2014 ; Saidi & Hamdaoui, 2017 ; Sanoussi, 2018). Rares sont les travaux qui ont étudié d'autres populations que les jeunes enfants. On notera Barbosa & Cookson (2019) qui fournissent des preuves d'inégalités injustes dans les visites chez le médecin au Brésil. L'impact du milieu social et familial d'origine sur l'utilisation des soins est également étudié par Bricard (2013). L'auteur montre une transmission intergénérationnelle des comportements de soins en population générale en France. Mais à notre connaissance, ce cadre n'a jamais été utilisé pour étudier les inégalités injustes et justes dans le recours aux soins des jeunes adultes. Pourtant la question du rôle qui doit être attribué ou non à la responsabilité individuelle dans les systèmes de santé est aujourd'hui largement débattue. Par exemple, au Royaume-Uni, des groupes de commission clinique ont recommandé que les actes chirurgicaux non-urgents soient retardés pour les fumeurs et les obèses jusqu'à ce qu'ils cessent de fumer et perdent du poids (Pillutla *et al.*, 2018).

La période de transition vers l'âge adulte s'accompagne d'une mise à distance de l'environnement familial (Galland, 1996). Cette transition amène les jeunes à formuler leurs premiers choix individuels loin des règles et des normes définies dans le cadre familial. Dans le cadre de la philosophie de la responsabilité, il existe un âge – qualifié de « *age of consent* » – en-dessous duquel les individus ne peuvent être tenus responsables de leurs choix (Arneson, 1989). Au-delà de cet âge en revanche, leurs choix traduisent leurs propres efforts. Dans la suite nous considérons que l'âge de responsabilité est celui de la majorité pénale, et donc qu'à partir de 18 ans, les comportements des jeunes adultes sont « librement » choisis et révèlent leurs préférences. Par ailleurs des travaux ont montré que certaines préférences (l'aversion au risque par exemple) étaient spécifiques aux jeunes (Paulsen *et al.*, 2011 ; Tymula *et al.*, 2012). Ainsi, même au-delà de l'âge de responsabilité, et avec une indépendance, en particulier financière, accrue, on peut se demander si leurs comportements, notamment en matière de recours aux soins, ne restent pas liés aux circonstances.

Nous mobilisons les données de l'ENRJ qui a interrogé les jeunes sur le non-recours aux soins. L'enquête fournit un grand nombre de variables sur les parents, ce qui permet de caractériser le milieu d'origine des jeunes. Elle permet également d'appréhender de manière objective le

non-recours avec la non-utilisation de services de santé, et de manière subjective avec le renoncement aux soins. Les différentes modalités des raisons du renoncement permettent enfin d'identifier si ce choix a été davantage expliqué par des contraintes ou les préférences des jeunes, ce qui permet de statuer sur le caractère juste ou injuste des inégalités qui en découlent. Alors que de nombreux travaux ont étudié les inégalités de recours aux soins en fonction du revenu à l'aide des indices de concentration, nous utilisons ici une méthode de décomposition de la variance afin de distinguer non seulement les inégalités liées aux circonstances mais également celles liées aux besoins et aux efforts. La décomposition de la variance permet de quantifier ces inégalités et suggère que les inégalités injustes sont plus importantes que les inégalités justes.

La suite de l'article présente successivement le cadre d'analyse, les données mobilisées et la méthode retenue, puis les résultats.

## 1. Cadre d'analyse

### 1.1. La demande de soins

La demande individuelle de soins comme décision économique rationnelle dépend de la comparaison entre l'utilité marginale associée à un soin supplémentaire et son coût (Grossman, 1972). Lorsqu'un besoin de soins apparaît, c'est-à-dire lorsque l'état de santé d'un individu se dégrade, l'utilité marginale de la santé augmente, entraînant une augmentation de la demande de soins pour compenser cette dégradation de l'état de santé. La demande de soins dépend donc du besoin de soins de l'individu mais également de ses préférences (dont sa préférence temporelle ou sa préférence pour la santé, c'est-à-dire la valeur accordée à une amélioration de sa santé relativement à la valeur accordée à une consommation supplémentaire), des incitations qu'il a à être en bonne santé sur le marché du travail et de sa contrainte de budget. Celle-ci dépend du revenu, du coût des soins, de l'assurance santé si l'individu en possède une, et du coût d'opportunité du temps d'investissement en santé.

L'arbitrage entre les soins et la consommation d'autres biens (nourriture, logement, vêtements, sorties, etc.) sous la contrainte de budget est en faveur de la demande de soins si l'utilité marginale retirée du soin supplémentaire est supérieure à l'utilité marginale retirée de la consommation d'autres biens. Si l'individu est très contraint budgétairement, sa consommation d'autres biens

est faible. L'utilité marginale retirée des autres biens est donc élevée, ce qui peut conduire à un arbitrage en défaveur de la consommation de soins. Cela est d'autant plus vrai si le niveau de santé reste satisfaisant : l'utilité marginale retirée de la consommation de soins sera peu élevée. Par ailleurs, la capacité à avancer les frais pour se soigner dépend du revenu, du montant des soins à charge et du niveau de couverture de l'assurance santé. Indépendamment de la capacité à payer, une hausse du coût des soins peut inciter à en diminuer la consommation si l'élasticité-prix des soins est suffisamment élevée.

La demande de soins s'exprime donc si l'individu a un besoin, si la contrainte de budget n'empêche pas la demande et que l'arbitrage y est favorable. Si ce n'est pas le cas, il s'agira de renoncement aux soins. L'individu répondra alors à son besoin de santé par d'autres moyens que la consommation de soins et pourra notamment consacrer du temps à son hygiène de vie. On parle donc de recours aux soins, ou d'utilisation des soins, lorsque la demande de soins est exprimée, qu'elle rencontre une offre de soins, et que cette offre de soins satisfait la demande. Au contraire, si la demande n'est pas satisfaite en raison d'une offre insuffisante on parle de renoncement. Cette insuffisance de l'offre peut prendre la forme de délais d'attente trop longs, qui sont à relativiser au regard de la sévérité de la maladie, d'un manque d'information sur l'offre disponible, ou encore de l'éloignement géographique.

Le non-recours, c'est-à-dire la non-utilisation des services de santé, peut donc résulter de l'absence de besoin de soins, mais aussi d'un renoncement. S'il y a un besoin de soins, le renoncement peut à son tour être induit par une contrainte de budget ou une offre insuffisante, mais aussi être délibérément choisi. On distingue ainsi deux types de renoncements : un renoncement qui relève des préférences de l'individu et un autre qui relève des contraintes de l'individu, rejoignant la distinction opérée par Desprès (2013).

## **1.2. Inégalités justes et injustes dans le non-recours**

Le cadre théorique précédent implique une hétérogénéité de la demande de soins des individus expliquée par des différences de leurs besoins, les contraintes auxquelles ils sont confrontés et leurs préférences. On s'attend donc à observer des inégalités de recours et de non-recours aux soins dans la population. Juger de leur caractère juste ou injuste n'est toutefois pas aisé.

Le respect du principe d'équité horizontale conduit tout d'abord à considérer comme justes les inégalités liées aux besoins de soins. Le respect de la dignité humaine exige en effet d'offrir davantage de soins à ceux qui en ont le plus besoin, indépendamment des causes de la dégradation de leur état de santé (Fleurbaey & Schokkaert, 2011 ; Rochaix & Tubeuf, 2009 ; Schokkaert, 2018 ; Wagstaff & van Doorslaer, 2000).

La philosophie de la responsabilité offre ensuite un cadre d'analyse permettant de distinguer les inégalités justes et injustes selon leur source. Les inégalités résultant de comportements librement choisis par les individus sont dites justes car elles relèvent des préférences individuelles. Les individus sont tenus pour responsables des choix qui sont dans leurs sphères de contrôle, communément appelés efforts. Ils ne peuvent en revanche être tenus pour responsables de ce qui est en dehors de leur contrôle, que l'on appelle circonstances. Les inégalités liées aux circonstances sont donc considérées comme injustes et on parle d'inégalités des chances. Dans ce cadre de la philosophie de la responsabilité, il n'y a égalité des chances que si les décisions de non-recours ne sont pas liées aux circonstances et ne correspondent qu'à des choix libres reflétant les préférences individuelles. Ce point de vue normatif rejoint le principe de l'« égalité d'accès informé » (Fleurbaey & Schokkaert, 2009), selon lequel les inégalités de non-recours seront considérées comme justes si les seules sources de variation dans le non-recours aux soins sont les préférences individuelles, les individus étant tenus pour responsables de leurs choix à la condition d'être informés.

L'une des difficultés de la mesure des inégalités des chances provient du fait que les efforts ne sont pas toujours indépendants des circonstances (Roemer & Trannoy, 2016). Il existe plusieurs visions normatives de la corrélation entre efforts et circonstances. Ici nous considérons deux d'entre elles : celle de Roemer et celle de Barry. D'après Roemer (1998), la corrélation entre les efforts et les circonstances doit être considérée comme une source d'inégalités injustes, les individus ne pouvant être tenus pour responsables que des efforts qu'ils ont réellement choisis, indépendamment de toute influence de leurs circonstances. D'après Barry (1989), les individus doivent au contraire être récompensés pour la totalité de leurs efforts, que ces derniers soient ou non influencés par les circonstances. La corrélation entre les efforts et les circonstances doit donc être considérée comme une source d'inégalités justes.

On retrouve un débat similaire concernant les préférences. Selon Dworkin (1981), toutes les préférences doivent être respectées car elles définissent l'identité de la personne. Cohen (1989) nuance ce propos : seules les préférences qui ne sont pas liées aux circonstances doivent être respectées. Or Bricard (2013) a montré que les comportements de soins des individus résultent d'une transmission intergénérationnelle, ce qui suggère la transmission de préférences. Les caractéristiques parentales étant des circonstances dans la mesure où elles ne sont pas choisies, nous considérerons deux scénarios. L'un « à la Barry » où l'ensemble des inégalités liées aux efforts et aux préférences sont considérées comme justes, l'autre « à la Roemer » où seule la part des inégalités liées aux efforts et aux préférences non corrélées aux circonstances est considérée comme juste.

Les contraintes affectant les décisions de recours aux soins peuvent elles aussi être considérées comme des sources d'inégalités de recours justes ou injustes. Dans le cas de la population à laquelle nous nous intéressons, celle des jeunes, leur contrainte budgétaire dépend à la fois du revenu des parents, considéré comme une circonstance puisqu'il est indépendant de la responsabilité du jeune, mais également du revenu du jeune lui-même, qui dépend de sa décision d'offre de travail. Cette décision peut être considérée comme un effort dans la mesure où il s'agit d'un choix du jeune, mais elle peut être influencée par ses circonstances, par exemple une pression parentale ou le milieu d'origine. De même, l'information à la disposition du jeune peut provenir de ses propres efforts pour l'obtenir, ou lui venir de ses parents, eux-mêmes plus ou moins bien informés selon leur niveau de diplôme ou leur revenu. Il s'agit alors d'une circonstance. Il en est de même pour l'existence d'une couverture complémentaire santé du jeune. Si elle est fournie par les parents, c'est une circonstance. Mais si elle résulte d'un choix éclairé du jeune, il convient de la considérer comme un effort et une source d'inégalités justes. Nos mesures empiriques des besoins, des circonstances et des efforts de l'individu seront présentées plus loin.

## 2. Données et méthode

### 2.1. Données

Les données sont extraites de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ) réalisée par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) et

l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), qui a interrogé séparément des jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant en France et leurs parents du 1<sup>er</sup> octobre au 31 décembre 2014. L'enquête représentative à l'échelle nationale est constituée de deux sous-échantillons. Le premier, de 8 857 logements ordinaires, est tiré du recensement national de 2013, où vivrait au moins un jeune de 18 à 24 ans. Le deuxième comprend 198 logements collectifs et provient du recensement communautaire, à l'exclusion des communautés religieuses et pénitentiaires. L'échantillon comporte 5 776 observations pour lesquelles le questionnaire jeune est renseigné, dont 5 197 pour lesquelles on dispose en outre d'au moins un questionnaire parent (il peut y en avoir deux si les parents sont séparés). Nous restreignons notre analyse à ces 5 197 observations afin de disposer de variables parentales nous donnant une mesure des circonstances.

#### 2.1.1. Non-recours aux soins

Afin d'appréhender le non-recours aux soins, nous utilisons deux types de variables :

- quatre variables de non-utilisation de soins. Ces variables correspondent à une réponse négative aux questions sur les visites au cours des douze derniers mois, posées respectivement pour quatre types de médecins : « Depuis les douze derniers mois, avez-vous vu un médecin généraliste / un spécialiste (hors dentiste et gynécologue) / un dentiste / un gynécologue (pour les femmes) au moins une fois pour vous-même ? ». Ces quatre variables traduisent un éloignement du système de soins mais n'indiquent pas dans quelle mesure celui-ci est subi ou choisi en raison d'une absence de besoin ou de préférences particulières ;

- des variables relatives au renoncement aux soins, afin d'appréhender un non-recours ponctuel survenu alors qu'il y avait un besoin perçu. L'indicateur de renoncement est un indicateur subjectif dont les qualités ont été largement démontrées. Il permet d'identifier les besoins de soins non couverts, et est associé à un moindre recours aux soins et à une dégradation de l'état de santé (Allin *et al.*, 2010 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Gibson *et al.*, 2019). Un premier indicateur général de renoncement est obtenu à partir d'une réponse affirmative à au moins l'une des trois questions suivantes : « Depuis les douze derniers mois, avez-vous renoncé à voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux / un dentiste, pour des soins dentaires / à des lunettes, verres, montures, lentilles dont vous aviez besoin ? ». Nous identifions ensuite le type de renoncement

à partir d'une réponse à la question sur les raisons du renoncement. Celles proposées dans l'enquête sont « Vous n'en aviez pas les moyens », « Le délai pour le rendez-vous était trop long », « Le médecin était trop éloigné », « Vous ne connaissiez pas de bon médecin », « Vous n'aviez pas le temps », « Vous avez redouté d'aller voir le médecin ou de faire des examens », « Vous avez préféré attendre de voir si les choses allaient mieux d'elles-mêmes », « Pour d'autres raisons ». Les premières (financières, temps d'attente, distance, manque d'information) peuvent être considérées comme subies et nous parlons de renoncement « barrières ». Les autres sont appelées renoncement « préférences ». Lorsque nous étudions le renoncement barrières nous retirons de l'échantillon d'analyse les individus ayant eu par ailleurs au moins un renoncement préférences afin d'étudier ceux qui ont eu uniquement au moins un renoncement barrières et de les comparer à ceux qui n'ont eu aucun renoncement. Nous procédons de la même façon lorsque nous étudions le renoncement préférences.

Les taux de non-recours aux soins sont présentés dans le tableau 1. Le taux de non-utilisation s'élève à environ 50 % pour le dentiste, le gynécologue et les autres spécialistes, assez proches de ceux observés en population générale pour les 15-64 ans (45.1 % pour le dentiste et 51.4 % pour le spécialiste selon l'*Enquête santé et protection sociale* (ESPS) de 2014). La non-utilisation est moins fréquente pour le généraliste mais le taux s'élève encore à 15 %. Le renoncement aux soins se répartit dans des proportions similaires entre du renoncement barrières et du renoncement préférences.

### 2.1.2. Besoins de soins

Les besoins de soins sont décrits par le sexe, l'âge, et une série de variables de santé : l'état de santé perçu, l'indice de masse corporelle, les limitations dans les activités en raison d'un problème de santé et la maladie chronique. L'état de santé apparaît assez bon, mauvais ou très mauvais pour 12 % des jeunes de l'échantillon ; 8.4 % déclarent être limités dans leurs activités quotidiennes et près de 15 % déclarent avoir une maladie chronique (tableau 2). Par rapport à la population générale, leur état de santé apparaît meilleur : selon la DREES & Santé Publique France (2017), 32 % de la population âgée de 16 ans et plus déclare un état de santé moins que bon, 37 % une maladie chronique et 25 % être limitée.

### 2.1.3. Efforts

Afin de mettre en évidence des inégalités justes de recours, nous choisissons comme mesure des efforts du jeune adulte un ensemble de variables reflétant ses choix. Nous retenons la détention d'une couverture complémentaire santé acquise à titre individuel (et non celle des parents) et une série d'indicatrices identifiant l'activité principale du jeune adulte durant la semaine précédant l'enquête : être en emploi, apprenti, en études, au chômage ou avoir une autre activité. Le plus haut diplôme obtenu par le jeune est utilisé en variable catégorielle : « Sans diplôme, CEP », « Niveau brevet des collèges », « Niveau CAP, BEP et équivalent », « Niveau Baccalauréat », « Niveau Bac + 2 », « Niveau Bac + 3 et Bac + 4 », « Niveau Bac + 5 et plus ».

Tableau 1 – Taux de non-recours aux soins

	Observations	%
<i>Non-utilisation des soins</i>		
de généraliste	759	14.6
de spécialiste (dentiste et gynécologue inclus)	3 957	76.1
de spécialiste (hors gynécologue et dentiste)	2 497	48.1
de dentiste	2 499	48.1
de gynécologue <sup>(a)</sup>	1 308	53.7
<i>Renoncement aux soins</i>		
Au moins un renoncement	786	15.1
Au moins un renoncement barrières <sup>(b)</sup>	351	6.8
Au moins un renoncement préférences <sup>(b)</sup>	381	7.3

<sup>(a)</sup> sur un total de 2 438 femmes ; <sup>(b)</sup> un même individu peut déclarer les deux types de renoncements. Dans ce cas nous l'excluons des décomptes des renoncement barrières et préférences, ce qui explique que l'addition des effectifs d'au moins un renoncement barrières et au moins un renoncement préférences soit inférieure à l'effectif déclarant au moins un renoncement (54 individus ont déclaré les deux types de renoncement).

Source : ENRJ, 2014.

Nous utilisons également le statut de cohabitation avec les parents. Nous calculons les ressources financières individuelles mensuelles du jeune en ajoutant ses revenus déclarés du travail, les revenus sociaux qu'il perçoit et l'aide totale des parents (montant total des aides financières régulières). Ce montant des ressources financières individuelles est introduit en logarithme dans les régressions afin d'éviter que les effets moyens ne soient tirés par les revenus les plus élevés et pour pouvoir interpréter les résultats en termes d'élasticité<sup>3</sup>. Le statut de cohabitation du jeune, son activité principale, ses ressources financières et son éventuelle couverture complémentaire reflètent sa situation économique. Nous attendons ici d'une part une corrélation positive entre le non-recours et le fait d'être non-cohabitant, au chômage, en études, et d'autre part une corrélation négative entre le non-recours et les ressources financières individuelles, la possession d'une couverture complémentaire santé.

La majorité des jeunes de notre échantillon ont moins de 21 ans, sont en études, mais 25 %

sont déjà en emploi. Près de 20 % d'entre eux n'habitent pas chez leurs parents (tableau 2). Le taux de non-couverture par une complémentaire santé, d'environ 5 %, est très proche de celui observé en population générale (ESPS, 2014). Parmi les jeunes couverts, un tiers le sont par une complémentaire acquise à titre individuel, les autres par celle de leurs parents. Les ressources financières du jeune s'élèvent en moyenne à 730 euros par mois. Les variables que nous considérons comme des efforts sont en grande partie corrélées aux circonstances parentales. Par exemple, l'activité du jeune n'est pas seulement le résultat d'un choix du jeune. Il peut être en emploi parce que ses parents ne peuvent pas lui fournir les ressources nécessaires à la poursuite de ses études. Cette corrélation entre les variables d'efforts et les circonstances parentales justifie pleinement une réflexion sur le traitement normatif de cette corrélation.

3. Les ressources financières sont maintenues à zéro pour les 134 jeunes adultes ne déclarant ni revenus du travail, ni aides sociales, ni aide des parents.

Tableau 2 – Statistiques descriptives des variables de besoins et d'efforts

Variables de besoins	Observations	%	Variables d'efforts	Observations	%
<b>Sexe</b>			<i>Activité principale</i>		
Femme	2 438	46.9	En emploi	1 277	24.6
Homme	2 759	53.1	Apprenti	358	6.9
<b>Âge</b>			En études	2 712	52.2
18 ans	1 250	24.1	Au chômage	661	12.7
19 ans	952	18.3	Autre	189	3.6
20 ans	700	13.5	<i>Couverture complémentaire santé</i>		
21 ans	637	12.3	Aucune	239	4.6
22 ans	632	12.3	Individuelle	1 704	32.8
23 ans	538	10.4	Parentale	3 254	62.6
24 ans	488	9.4	<i>Non-cohabitant</i>		
<i>État de santé perçu</i>			Oui	981	18.9
Très bon / Bon	4 580	88.1	Non	4 216	81.1
Très mauvais / Mauvais / Assez bon	617	11.9	<i>Niveau du plus haut diplôme obtenu</i>		
<i>Est limité(e)</i>			Sans diplôme, CEP	310	6.0
Oui	435	8.4	Brevet des collèges	459	8.8
Non	4 762	91.6	CAP, BEP	856	16.5
<i>A une maladie chronique</i>			Bac	2 637	50.7
Oui	773	14.9	Bac + 2	448	8.6
Non	4 424	85.1	Bac + 3 et Bac + 4	339	6.5
<i>IMC</i>			Bac + 5 et plus	148	2.9
Normal / Surpoids (18.5 à 30)	4 494	86.4		Moyenne	Écart-type
Maigre (sous 18.5)	485	9.3	Ressources financières	730.28	7.76
Obésité (30 et plus)	218	4.2	individuelles (en euros)		

Source : ENRJ, 2014.

### 2.1.4. Circonstances

Afin de mettre en évidence l'existence d'inégalités des chances, nous considérons les caractéristiques parentales qui, étant hors de la sphère de contrôle du jeune, peuvent être considérées comme des circonstances. Nous utilisons tout d'abord une indicatrice identifiant le fait que l'un des parents ait au moins le niveau du baccalauréat, puis une série d'indicatrices identifiant l'occupation de chacun des parents : en emploi, au chômage, retraité, inactif ou non renseigné. Nous considérons également le statut marital des parents (en couple marié ou non, ou séparés), leur statut vital (au moins l'un des parents est inconnu ou décédé) et leur lieu de naissance (au moins l'un des parents est né à l'étranger). Ces dernières variables peuvent être des indicateurs de précarité et l'on peut s'attendre à ce qu'elles soient positivement corrélées au non-recours. Nous retenons aussi le fait que le jeune soit couvert par la couverture complémentaire santé de ses parents et le logarithme du niveau de vie des parents. Le revenu disponible des parents provient de l'appariement de la base avec les revenus fiscaux déclarés et les unités de consommation du foyer fiscal sont déterminées en utilisant l'échelle d'équivalence de l'OCDE qui attribue un poids de 1 au premier adulte, de 0.5 aux personnes suivantes âgées de 14 ans et plus et de 0.3 pour celle âgées de moins de 14 ans. Dans le cas où les parents sont séparés, et avec des revenus fiscaux différents, le niveau de vie des parents pour un jeune adulte est calculé en additionnant les revenus des parents et en appliquant l'échelle d'équivalence de l'OCDE à la somme des compositions des ménages des deux parents, les enfants communs n'étant comptés qu'une seule fois. Nous considérons enfin la taille de l'agglomération où vit le jeune adulte (avec ou sans ses parents) comme une circonstance, ce qui est pleinement justifié pour les jeunes vivant chez leurs parents dans la mesure où ce choix relève principalement des parents, mais moins immédiat pour les 19 % de jeunes non-cohabitants. Toutefois, on peut considérer que l'effort est pris en compte avec la décision de ne pas cohabiter avec ses parents. Une fois prise en compte cette décision, certaines caractéristiques de la commune liées à la taille de celle-ci, comme par exemple l'offre de soins, constituent des circonstances affectant le recours aux soins.

La description statistique des circonstances est donnée dans le tableau 3. La majorité des jeunes ont un parent qui occupe un emploi, au moins un parent qui a le niveau du baccalauréat et une majorité relative vit dans une agglomération de

200 000 à 1 999 999 habitants. Un peu plus d'un quart de l'échantillon a des parents séparés et 15 % ont au moins un de leurs parents qui est né à l'étranger.

## 2. 2. Méthode

### 2.2.1. Analyse des inégalités des chances dans le non-recours aux soins

Afin d'analyser les inégalités des chances dans le non-recours aux soins des jeunes, nous considérons que les variables de non-utilisation ou de renoncement ( $Y$ ) sont une fonction d'un vecteur de besoins  $B$ , d'un vecteur de circonstances  $C$ , d'un vecteur de variables d'efforts du jeune adulte  $E$  et d'un terme résiduel  $u$  :

$$Y = f(B, C, E, u) \quad (1)$$

Un premier modèle est estimé pour modéliser la relation définie par l'équation 1. Nous utilisons des modèles de probabilité linéaire pour lesquels les erreurs-types sont corrigées afin de tenir compte d'une hétéroscédasticité liée à la binarité de nos variables expliquées :

Modèle 1 :

$$y_i = \alpha + \sum_j \beta_j b_{j,i} + \sum_k \gamma_k c_{k,i} + \sum_l \delta_l e_{l,i} + u_i \quad (2)$$

où  $y_i$  correspond aux différentes variables de non-recours aux soins pour un jeune adulte  $i$ , les  $j$  variables  $b_j$  aux variables de besoins du jeune adulte, les  $k$  variables  $c_k$  aux variables de circonstances, et  $e_l$  sont les  $l$  variables d'efforts.

L'estimation des coefficients  $\gamma_k$  associés aux circonstances que nous noterons  $\gamma_k$  permet d'identifier par leur significativité l'existence d'inégalités des chances dans le non-recours aux soins. L'existence d'inégalités justes de non-recours aux soins est mise en évidence dès lors que les coefficients  $\hat{\delta}_l$  sont significativement différents de zéro. Dans cette analyse, la part des efforts corrélée aux circonstances est comprise dans le coefficient des efforts. On considère donc implicitement que les inégalités liées à cette corrélation sont justes, ce qui correspond à la vision de Barry (scénario à la Barry).

Nous effectuons une analyse supplémentaire afin de considérer comme injustes les inégalités relevant de la corrélation entre les efforts et les circonstances, suivant la vision de Roemer (1998) pour qui seule la part des efforts non liées aux circonstances est juste. Formellement, cela

Tableau 3 – Statistiques descriptives des variables de circonstances

	Observations	%
<i>Statut vital : au moins un des parents est inconnu ou décédé</i>		
Oui	380	7.3
Non	4 817	92.7
<i>Pays de naissance : au moins un des parents est né à l'étranger</i>		
Oui	779	15.0
Non	4 418	85.0
<i>Statut marital : parents séparés</i>		
Oui	1 404	27.0
Non	3 793	73.0
<i>Diplôme : un parent a au moins le niveau du baccalauréat</i>		
Oui	2 729	52.5
Non	2 468	47.5
<i>Situation vis-à-vis du travail du père</i>		
Occupe un emploi	3 472	66.8
Au chômage	274	5.3
Retraité	387	7.5
Inactif	148	2.9
Non renseignée	916	17.6
<i>Situation vis-à-vis du travail de la mère</i>		
Occupe un emploi	3 687	70.9
Au chômage	413	8.0
Retraîtée	149	2.9
Inactive	751	14.5
Non renseignée	197	3.8
<i>Taille de l'agglomération</i>		
2 000 habitants	906	17.4
2 000 à 4 999 habitants	228	4.4
5 000 à 9 999 habitants	310	6.0
10 000 à 19 999 habitants	256	4.9
20 000 à 49 999 habitants	467	9.0
50 000 à 99 999 habitants	446	8.6
100 000 à 199 999 habitants	403	7.8
200 000 à 1 999 999 habitants	1 537	29.6
Agglomération de Paris	644	12.4
<i>Niveau de vie des parents</i>		
	Moyenne	Écart-type
	1984.3	19.1

Source : ENRJ, 2014.

revient à intégrer dans les circonstances la part des efforts corrélée à celles-ci et à l'enlever des efforts. Nous identifions pour chaque variable d'efforts la corrélation avec l'ensemble des variables de circonstances à partir du modèle 2 :

$$\text{Modèle 2 : } E_i = \alpha + \theta C_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Le résidu  $\varepsilon_i$  donne alors une mesure de l'effort relatif, c'est-à-dire la part du choix indépendante

des circonstances. Les résidus estimés du modèle 2, que nous notons  $\hat{\varepsilon}_i$ , sont les efforts non liés aux circonstances. Le modèle 2 est estimé par modèle de probabilité linéaire pour chaque variable d'efforts (activité principale, niveau de diplôme, décohabitation, couverture santé individuelle, ressources financières individuelles). Les résidus sont obtenus directement et sont ensuite substitués aux variables d'efforts dans l'équation 2. Le modèle 3 permet alors une

modélisation de la probabilité de non-recours en fonction des besoins, des circonstances et des efforts relatifs, en incluant le résidu estimé par le modèle 2 dans le modèle 3 à la place de la variable d'effort :

Modèle 3 :

$$y_i = \alpha + \sum_j \beta_j b_{j,i} + \sum_k \gamma_k^R c_{k,i} + \sum_l \delta_l \hat{\varepsilon}_{l,i} + v_i \quad (4)$$

D'après le théorème de Frisch-Waugh-Lowell :  $\gamma^R = \gamma + \delta \times \theta$ . Le coefficient  $\gamma^R$  intègre bien la partie des efforts qui est corrélée aux circonstances. Cela correspond à la vision de Roemer (scénario à la Roemer). Toujours selon le théorème de Frisch-Waugh-Lowell, les coefficients associés aux efforts relatifs sont les mêmes que dans le modèle 1,  $\hat{\delta}_l$  est inchangé. Les coefficients des variables de besoins ( $\beta_j$ ) ne sont pas impactés et sont donc similaires à ceux du modèle 1. Plus la différence entre  $\gamma^R$  et  $\gamma$  sera grande, plus cela signalera une corrélation forte entre les circonstances et les efforts et un effet indirect des circonstances sur le non-recours aux soins par les efforts.

### 2.2.2. Évaluation de la contribution des circonstances aux inégalités dans le non-recours

Afin de mesurer la contribution des circonstances à l'inégalité dans le non-recours aux soins, nous utilisons la variance comme mesure de l'inégalité<sup>4</sup>. Shorrocks (1982) démontre que la variance est un indicateur de l'inégalité décomposable par sources. Afin d'évaluer la contribution des circonstances aux inégalités et de comparer cette contribution à celle des efforts, nous adaptons la méthode proposée par Jusot *et al.* (2012, 2013) sur les inégalités de santé et nous prédisons la probabilité de non-recours aux soins pour un individu  $i$  à partir du modèle 1 :

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}B_i + \hat{\gamma}C_i + \hat{\delta}E_i \quad (5)$$

où  $Y_B = \hat{\beta}B_i$  est la part expliquée par les besoins,  $Y_C = \hat{\gamma}C_i$  la part expliquée par les circonstances et  $Y_E = \hat{\delta}E_i$  la part expliquée par les efforts.

La variance de la probabilité de non-recours estimée ( $\sigma^2(\hat{\gamma})$ ) peut être décomposée de la manière suivante :

$$\sigma^2(\hat{\gamma}) = cov(Y_B, \hat{\gamma}) + cov(Y_C, \hat{\gamma}) + cov(Y_E, \hat{\gamma}) \quad (6)$$

où chacune des covariances donne la contribution de chaque source à l'inégalité. La covariance

entre le non-recours et les circonstances donne une mesure des inégalités des chances dans le non-recours aux soins. Ce résultat est la décomposition de la variance selon le scénario à la Barry. La procédure est répétée à partir du modèle 3 pour obtenir la décomposition de la variance selon le scénario à la Roemer.

## 3. Analyse du non-recours aux soins

### 3.1. L'inégalité des chances

L'analyse des associations entre le non-recours aux soins et les circonstances permet de mettre en évidence les facteurs à l'œuvre dans la formation des inégalités des chances dans le non-recours aux soins des jeunes. La variable de circonstances la plus significative est le fait d'être couvert par la mutuelle des parents (tableau C1-1 du complément en ligne C1, le lien vers le complément en ligne est donné à la fin de l'article). Être couvert par une complémentaire santé parentale est corrélé négativement à la probabilité de non-recours. La fonction de réduction du coût des soins de la couverture complémentaire santé semble confirmée par le coefficient plus grand pour le renoncement barrières (tableau C1-2 du complément en ligne C1) et pour la non-utilisation du spécialiste et du dentiste, les soins pour lesquels il y a en moyenne le plus de reste à charge.

Étonnamment la variable de niveau de vie des parents n'est pas significativement associée au non-recours. Il est possible que les effets de la situation économique des parents sur le non-recours soient capturés par les variables d'efforts ou par les autres variables de circonstances relatives aux parents (activité des parents, statut vital des parents, statut du couple parental, au moins un parent né à l'étranger). Les associations étant globalement robustes aux deux spécifications, la deuxième explication semble être la plus probable. Cela indique l'existence d'inégalités des chances liées à un effet direct et indirect des circonstances sur le recours aux soins.

4. Une mesure normalisée et mondialement répandue pour mesurer les inégalités horizontales dans l'utilisation des soins selon le revenu est l'indice de concentration (O'Donnell *et al.*, 2007). Cette mesure a l'avantage de proposer un indicateur unique des inégalités de recours aux soins existant tout au long de la distribution des revenus, en considérant toutes les inégalités liées au revenu comme injustes et les inégalités liées aux besoins de soins comme justes. Elle a donc l'inconvénient de ne pas prendre en compte les sources d'inégalités qui ne sont pas corrélées au revenu. Elle ne permet pas non plus d'identifier si les différences d'utilisation observées en fonction du revenu sont liées à des barrières à l'accès aux soins ou si elles sont librement choisies par les individus au regard de leurs préférences. Pour ces raisons et étant donné notre objet d'étude, nous adoptons comme méthode la décomposition de la variance.

Plusieurs variables apparaissent également sources d'inégalités justes. Parmi les variables d'efforts, les variables d'activité du jeune sont significativement associées au non-recours, particulièrement le fait d'être au chômage qui apparaît comme un indicateur de précarité économique. Le niveau de diplôme est négativement corrélé au non-recours, indiquant des inégalités sociales. Avoir une couverture complémentaire santé à titre individuelle par rapport au fait de ne pas en avoir est corrélé significativement et négativement au non-recours. De plus, la variable de non-cohabitation est aussi significativement corrélée à tous les types de recours mais le signe de cette corrélation diffère selon les spécialités.

### 3.2. Décomposition de l'inégalité de non-recours

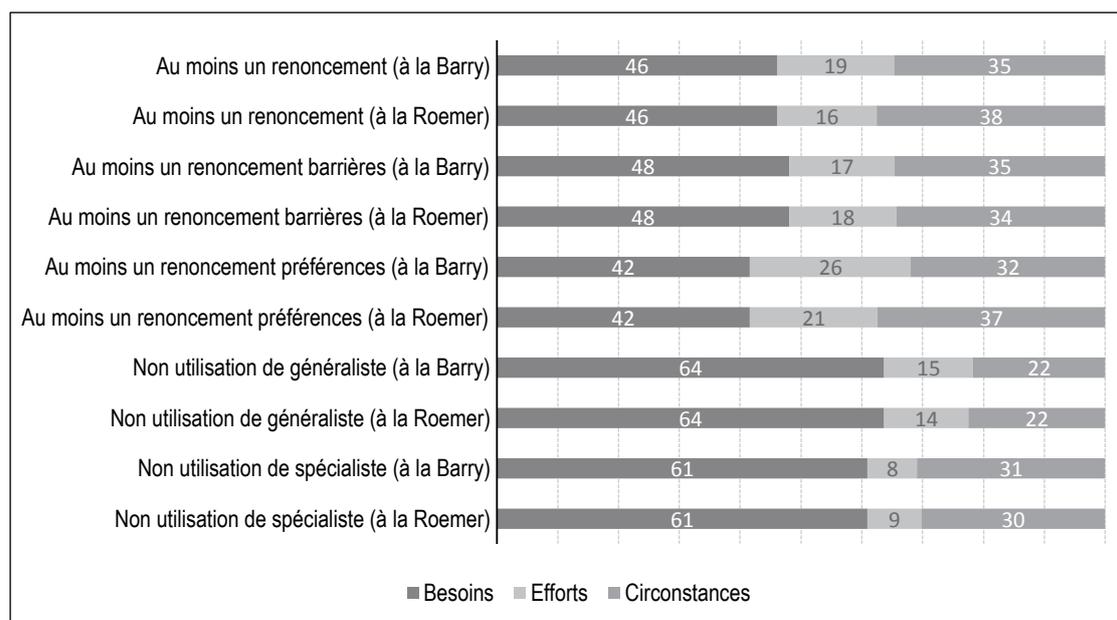
Afin de mesurer l'ampleur des inégalités injustes et des inégalités justes, nous étudions la contribution des circonstances, des efforts et des besoins à la variance prédite par les modèles de probabilité linéaire présentés plus haut, selon les scénarios à la Barry et à la Roemer.

Pour tous nos indicateurs de non-utilisation, les variables contribuant le plus à la variance sont celles se rapportant aux besoins (figure), ce qui

suggère que le système de santé atteint son objectif premier d'équité verticale dans l'accès aux soins, y compris chez les jeunes adultes. Cependant, pour les variables de renoncement, la part de la variance expliquée par les besoins est plus faible que pour les variables de non-utilisation (au maximum 48 % pour le renoncement et au minimum 61 % pour la non-utilisation). Ceci semble provenir de la différence de contribution de la variable sexe dans l'inégalité à la non-utilisation et dans l'inégalité au renoncement (tableaux 4 et 5). On voit par ailleurs que la contribution des besoins varie selon la spécialité (voir figure A-I en annexe).

Les circonstances ont une part plus importante que les efforts, ce qui démontre l'importance d'inégalités injustes par rapport aux inégalités justes. La contribution des circonstances est plus élevée pour les variables de renoncement aux soins que pour les variables de non-utilisation. La contribution des circonstances est la plus importante dans le scénario à la Roemer pour au moins un renoncement (38 %). Dans ce scénario, la prise en compte de la corrélation des circonstances avec les efforts augmente mécaniquement le poids des circonstances pour tous les indicateurs de non-utilisation et de renoncement. La différence entre les deux scénarios est plus ou moins marquée selon la spécialité pour laquelle il y a un non-recours.

Figure – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins (en %)



Lecture : les besoins expliquent 46 % de la variance prédite de la probabilité d'avoir au moins un renoncement aux soins dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).  
Source : ENRJ, 2014.

Ces différences sont associées à des contributions diverses de certaines variables individuelles (tableaux 4 et 5). Parmi les circonstances, la couverture par la mutuelle parentale est souvent, parmi les variables parentales, celle qui contribue le plus à l'explication des inégalités des chances. Vient ensuite la taille de l'agglomération, ce qui suggère le rôle important de l'offre de soins. Parmi les autres circonstances, le fait que les parents soient séparés plutôt qu'en couple et la situation vis-à-vis du travail du père sont celles qui contribuent le plus à l'explication de la variance du non-recours.

Concernant les efforts, la décohabitation est la variable qui contribue le plus à l'inégalité dans le cas du renoncement mais sa contribution est moindre dans le cas de la non-utilisation. Le niveau du diplôme est la source principale d'inégalités justes dans la non-utilisation et le renoncement préférences. Toutefois, c'est la

variable d'effort pour laquelle la contribution diminue le plus dans le scénario à la Roemer. Les circonstances ont donc un fort effet sur le non-recours et cet effet passe principalement par le niveau de diplôme.

On voit des différences selon la spécialité pour laquelle on observe une non-utilisation. En particulier, la nature de l'inégalité de la non-utilisation du gynécologue apparaît très différente de celle observée pour les autres indicateurs (voir tableau A-1 en annexe). La variance semble moins expliquée par les besoins de soins, et ce sont les variables d'efforts qui contribuent le plus à la variance. Une explication possible est que le recours au gynécologue est essentiellement préventif, pour motif de contraception notamment (Cohen *et al.*, 2000). Il serait donc moins lié aux autres problèmes de santé et serait davantage déterminé par les préférences individuelles. Nous voyons que les circonstances jouent néanmoins

Tableau 4 – Contributions des variables de besoins, d'efforts et de circonstances aux inégalités de non-utilisation selon deux scénarios (en % de la variance)

Scénario	Généraliste		Spécialiste	
	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer
Variance expliquée	0.0060	0.0060	0.0069	0.0069
<i>Besoins</i>				
Âge	63.7	63.7	60.9	60.9
Santé perçue	12.0	12.0	17.4	17.4
IMC	5.4	5.4	1.6	1.6
Femme	0.2	0.2	1.3	1.3
A une limitation	33.1	33.1	25.6	25.6
A une maladie chronique	1.9	1.9	5.5	5.5
11.1	11.1	9.5	9.5	
<i>Efforts</i>				
Activité principale du jeune	14.6	13.9	8.1	8.9
Niveau de diplôme du jeune	5.0	4.8	6.2	4.7
Couverture santé individuelle	12.8	11.9	4.0	5.0
Non-cohabitant	-3.9	-3.2	-5.6	-3.5
Ressources financières du jeune	0.3	0.1	0.6	0.4
0.4	0.4	3.0	2.2	
<i>Circonstances</i>				
Couverture santé parentale	21.7	22.4	30.9	30.2
Statut vital des parents	8.1	7.4	12.2	12.3
Lieu de naissance des parents	0.4	1.0	0.1	0.3
Parents séparés	1.0	1.2	3.4	3.7
Niveau de vie des parents	0.1	0.0	0.2	0.3
Diplôme des parents	0.1	0.6	1.3	2.0
Statut d'activité du père	-0.5	-0.2	1.3	0.7
Statut d'activité de la mère	5.5	5.4	3.3	2.2
Taille de l'agglomération	2.0	2.3	5.1	4.7
5.0	4.8	4.0	4.0	

Lecture : l'âge explique 12 % de la variance prédite de la probabilité de ne pas avoir consulté un généraliste dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).  
Source : ENRJ, 2014.

Tableau 5 – Contributions des variables de besoins, d'efforts et de circonstances aux inégalités de renoncement selon deux scénarios (en % de la variance)

Scénario	Au moins un renoncement		Au moins un renoncement barrières		Au moins un renoncement préférences	
	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer
Variance expliquée	0.0078	0.0078	0.0051	0.0051	0.0017	0.0017
<i>Besoins</i>	46.0	46.0	48.0	48.0	41.5	41.5
Âge	10.7	10.7	19.8	19.8	2.8	2.8
Santé perçue	21.0	21.0	13.3	13.3	26.0	26.0
IMC	1.8	1.8	2.1	2.1	0.8	0.8
Femme	1.7	1.7	6.0	6.0	0.5	0.5
A une limitation	3.9	3.9	3.1	3.1	3.9	3.9
A une maladie chronique	6.9	6.9	3.7	3.7	7.4	7.4
<i>Efforts</i>	19.2	16.4	17.3	17.6	26.7	21.1
Activité principale du jeune	6.1	6.0	8.1	8.8	7.6	6.1
Niveau diplôme du jeune	5.2	3.8	3.7	3.1	12.9	10.6
Couverture santé individuelle	-5.7	-3.9	-5.1	-2.4	-1.9	-1.7
Non-cohabitant	13.3	10.2	10.9	8.2	6.5	4.6
Ressources financières du jeune	0.2	0.4	-0.2	-0.1	1.6	1.5
<i>Circonstances</i>	34.8	37.6	34.7	34.3	31.9	37.4
Couverture santé parentale	11.3	13.2	11.9	12.1	6.8	10.4
Statut vital des parents	2.8	3.6	3.1	3.9	0.3	0.6
Lieu de naissance des parents	2.5	1.9	2.7	2.4	0.5	0.2
Parents séparés	4.8	5.5	1.8	2.2	7.5	8.9
Niveau de vie des parents	1.4	1.5	1.0	1.4	0.5	0.4
Diplôme des parents	-0.8	-1.0	1.1	-0.3	0.8	0.5
Statut d'activité du père	5.9	5.1	7.9	6.6	3.0	3.1
Statut d'activité de la mère	0.8	0.8	1.0	0.7	1.6	2.0
Taille de l'agglomération	6.0	7.0	4.1	5.2	10.9	11.4

Lecture : la santé perçue explique 21 % de la variance prédite de la probabilité d'avoir au moins un renoncement aux soins dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).  
Source : ENRJ, 2014.

un rôle non négligeable en contribuant à hauteur de 24 % de la variance dans le scénario à la Barry et de 30 % dans le scénario à la Roemer.

On peut noter que disposer d'une couverture complémentaire individuelle contribue négativement à la variance de la probabilité estimée de non-recours. Par rapport à n'en avoir aucune, avoir une couverture complémentaire diminue la probabilité de non-recours et diminue l'écart à la moyenne de non-recours de l'échantillon. Ces deux effets négatifs entraînent une contribution positive à la variance de la probabilité estimée de non-recours<sup>5</sup>. Cet effet, attendu, est celui constaté pour la complémentaire santé des parents. Toutefois, les jeunes avec une couverture individuelle ont en moyenne plus de non-recours que l'ensemble de l'échantillon, ce qui augmente l'écart à la moyenne de non-recours de l'échantillon. Donc, contrairement à l'effet attendu, la

complémentaire santé individuelle contribue négativement à la variance, ce qui explique le signe négatif de la contribution de la complémentaire santé individuelle.

\* \*  
\*

L'article analyse des inégalités justes et injustes de non-recours aux soins, question sous-étudiée en France pour la population des jeunes adultes.

Les déterminants du recours ne leur sont pas spécifiques, nous retrouvons les résultats mis en évidence dans la littérature pour la population

5. Pour rappel, la contribution d'une variable est le produit du coefficient de la variable dans les modèles expliquant le non-recours et de la covariance de cette variable avec la probabilité estimée de non-recours.

générale : être une femme, avoir une santé dégradée et détenir une couverture complémentaire sont positivement liés au recours. Nos résultats sont en adéquation avec ceux de Ménard & Guignard (2013). Nous retrouvons l'association positive entre le recours au généraliste et le diplôme du jeune. Nous mettons en évidence l'association entre le non-recours et plusieurs variables parentales, ce qui suggère la persistance du rôle des circonstances dans le non-recours, au-delà de la majorité.

Alors que la littérature étudiant les inégalités de recours aux soins se concentre sur les inégalités selon le niveau de vie, de manière surprenante, le niveau de vie des parents et les ressources financières du jeune n'apparaissent pas liés au non-recours, une fois contrôlés les autres déterminants. Une explication serait que l'indicateur de ressources financières du jeune ne rend pas bien compte de sa situation sociale globale en raison de son interdépendance avec sa situation d'emploi. Pour ceux qui ne sont pas en emploi, les ressources financières reflètent l'aide reçue des parents et les aides sociales. Pour ceux qui sont en emploi, la principale ressource financière est le salaire mais les jeunes étant en début de carrière, ce salaire n'est pas stabilisé et ne constitue donc pas non plus un bon indicateur de niveau de vie. Ces résultats montrent donc l'importance de considérer des sources d'inéquités horizontales dans l'accès aux soins, sans se restreindre, comme le font les analyses mobilisant des indices de concentration (Barbosa & Cookson, 2019), aux inégalités de recours le long de la distribution des revenus.

La décomposition par source des inégalités prédites de non-recours aux soins montre que la contribution la plus forte est celle des besoins de soins. Cela suggère qu'il s'agit avant tout d'inégalités justes, qui reflètent un système respectant le principe d'équité vertical dans le recours aux soins. Les efforts, source d'inégalités justes, ont une contribution plus faible que les circonstances, sources d'inégalités injustes. Nos résultats montrent ainsi l'importance des circonstances dans l'explication des inégalités de non-recours aux soins, et l'ampleur des inégalités des chances.

Concernant les facteurs à l'œuvre dans la construction de ces inégalités injustes, le rôle joué par la couverture complémentaire santé des parents est crucial. En réduisant le coût des soins et donc en facilitant l'accès aux soins de ceux qui en bénéficient, elle contribue aux inégalités de non-recours. Au-delà de la non-couverture,

l'hétérogénéité dans la qualité de la couverture proposée par les différents contrats de complémentaire santé pourrait être une source d'inégalités de non-recours aux soins. On peut faire l'hypothèse que la complémentaire santé des parents offre une meilleure couverture que celle souscrite à titre individuel, compte tenu du prix des contrats les plus couvrants.

Les données de l'ENRJ permettent de prendre en compte de nombreuses variables, avec toutefois un nombre plus important de variables de circonstance que de variables d'effort. En particulier, l'enquête ne donne pas d'informations sur les comportements à risque en matière de santé. Cela peut conduire à une surestimation de la part relative des inégalités expliquées par les circonstances, donc à une surestimation des inégalités injustes et au contraire à une sous-estimation des inégalités justes. Par ailleurs, la littérature sur les inégalités des chances a montré l'importance de la reproduction sociale, que celle-ci passe par la transmission intergénérationnelle du niveau d'études ou encore du revenu (voir Ferreira & Peragine, 2015, pour une revue de la littérature). La scolarité n'étant pas achevée pour l'ensemble de notre population d'étude, et le niveau de salaire ou la profession n'étant pas stable au début de la vie active, on peut donc supposer que la corrélation entre les circonstances et les efforts peut être sous-évaluée.

Les données ne nous permettent également pas d'étudier le recours aux soins de santé mentale alors que pourtant des politiques, tels que le Pass Santé Jeunes, ont été mises en place pour améliorer l'accès aux psychologues.

Une autre limite de notre analyse est la faiblesse de la part des inégalités pour laquelle nous apportons une explication, ce qui est fréquent dans l'analyse des inégalités des chances en santé (Jusot & Tubeuf, 2019) et provient de la faiblesse de la variance expliquée par les variables explicatives dans les modèles. C'est une des limites de l'utilisation d'une méthode paramétrique dans l'analyse des inégalités. Cette méthode permet en revanche de décomposer les inégalités.

Dans cette analyse, nous avons fait l'hypothèse que l'âge du consentement a été atteint à la majorité et donc que l'ensemble des préférences (donc des efforts) du jeune majeur doivent être respectées, ce qui est cohérent avec les pratiques médicales : jusqu'à l'âge de 18 ans, les parents doivent donner leur consentement pour des opérations chirurgicales. Il est cependant possible pour un mineur de consulter un

médecin sans que ses parents ne soient mis au courant. Il serait donc envisageable de retenir un âge de consentement inférieur à 18 ans, comme cela a pu être fait dans d'autres études (par exemple Hufe *et al.*, 2017). Cela n'est toutefois pas possible avec l'ENRJ.

Malgré ces limites, les résultats présentés ici démontrent l'importance des circonstances dans l'explication des inégalités de non-recours aux soins chez les jeunes. Ils soulignent l'intérêt de leur prise en compte dans les politiques visant à réduire les inégalités de non-recours. La prise en compte des ressources parentales lors de l'attribution d'aides pour accéder aux soins et la fourniture d'une complémentaire de bonne qualité pour les jeunes qui en ont le plus besoin apparaissent être des pistes possibles pour une

politique de lutte contre les inégalités des chances dans le recours aux soins. Plus généralement, comprendre les inégalités de non-recours aux soins parmi les jeunes adultes peut fournir une explication à la hausse du gradient social de santé observée lors du passage de l'adolescence à l'âge adulte (Currie & Stabile, 2003 ; Sweeting *et al.*, 2016) et par là même un moyen de réduire les inégalités de santé (Marmot *et al.*, 2008 ; White *et al.*, 2009).

En démontrant l'importance des inégalités des chances dans le recours aux soins, cette recherche participe aussi à la compréhension de la construction des inégalités des chances en santé. Dans une optique de lutte des inégalités des chances en santé, cela démontre l'importance de les surveiller tout au long du cycle de vie. □

**Lien vers le complément en ligne :** [https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514417/ES-514-515-516\\_Jusot\\_Mignon\\_Complements.pdf](https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514417/ES-514-515-516_Jusot_Mignon_Complements.pdf)

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Allin, S., Grignon, M. & Le Grand, J. (2010).** Subjective unmet need and utilization of health care services in Canada: what are the equity implications? *Social Science & Medicine*, 70(3), 465–472. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.10.027>
- Amara, M. & Jemmali, H. (2017).** On the Decomposition and Dynamics of Inequality of Opportunities: A Special Focus on Early Childhood Health and Nutrition in Tunisia. Economic Research Forum, *Working paper* N° 1093. <https://erf.org.eg/wp-content/uploads/2017/05/1093.pdf>
- Antunez, K. & Papuchon, A. (2018).** *En 2017, des Français moins inquiets et davantage demandeurs d'intervention publique.* [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/synthese\\_2018\\_resultats\\_barometre\\_drees.pdf](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/synthese_2018_resultats_barometre_drees.pdf)
- Arneson, R. J. (1989).** Equality and Equal Opportunity for Welfare. *Philosophical Studies: An International Journal for Philosophy in the Analytic Tradition*, 56(1), 77–93. <http://www.jstor.org/stable/4320032>
- Bago d'Uva, T. & Jones, A. M. (2009).** Health care utilisation in Europe: New evidence from the ECHP. *Journal of Health Economics*, 28(2), 265–279. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.11.002>
- Barbosa, E. C. & Cookson, R. (2019).** Multiple inequity in health care: An example from Brazil. *Social Science & Medicine*, 228. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2019.02.034>
- Barry, B. (1989).** *Theories of justice: a treatise on social justice*, vol. 16. Los Angeles: University of California Press.
- Bricard, D. (2013).** *Construction des inégalités des chances en santé à travers les modes de vie.* Thèse, Université Paris Dauphine - Paris IX. <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00984626>
- Castray, M., Wittwer, J., Montagni, I. & Tzourio, C. (2019).** Les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières des étudiants – une analyse à partir de l'étude i-Share. *Revue d'économie politique*, 129(4), 467–488. <https://doi.org/10.3917/redp.294.0467>
- Cohen, G. A. (1989).** On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics*, 99(4). <https://doi.org/10.1086/293126>

**Cohen, J., Madelanat, P. & Levy-Toledano, R. (2000).** *Gynécologie et santé des femmes: quel avenir en France ? État des lieux et perspectives en 2020*. Paris : Éditions Eska.

**Currie, J. & Stabile, M. (2003).** Socioeconomic Status and Child Health: Why Is the Relationship Stronger for Older Children? *American Economic Review*, 93(5), 1813–1823.  
<https://doi.org/10.1257/000282803322655563>

**Desprès, C. (2013).** Négocier ses besoins dans un univers contraint. Le renoncement aux soins en situation de précarité. *Anthropologie & Santé*, 6. <https://doi.org/10.4000/anthropologiesante.1078>

**Devaux, M. (2015).** Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected OECD countries. *The European Journal of Health Economics*, 16(1), 21–33.  
<https://doi.org/10.1007/s10198-013-0546-4>

**Devaux, M., Jusot, F., Trannoy, A. & Tubeuf, S. (2008).** La santé des seniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents. *Économie et Statistique*, 411, 25–46. <https://doi.org/10.3406/estat.2008.7047>

**Direction de la recherche des études de l'évaluation et des statistiques et Santé Publique France (2017).** *L'état de santé de la population en France - Rapport 2017*.  
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/esp2017.pdf>

**Dourgnon, P., Jusot, F. & Fantin, R. (2012).** Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé. *Économie Publique/Public Economics*, 28-29, 123–147.  
<http://journals.openedition.org/economiepublique/8851>

**Dworkin, R. (1981).** What is Equality? Part 1: Equality of Welfare. *Philosophy & Public Affairs*, 10(3), 185–246. <http://www.jstor.org/stable/2264894>

**Ersado, L. & Aran, M. (2014).** Inequality of Opportunity among Egyptian Children. *Policy Research Working Papers*. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7026>

**Ferreira, F. H. G. & Peragine, V. (2015).** Equality of Opportunity: Theory and Evidence. *Policy Research Working Papers*. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7217>

**Fleurbaey, M. & Schokkaert, E. (2009).** Unfair inequalities in health and health care. *Journal of Health Economics*, 28(1), 73–90. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.07.016>

**Fleurbaey, M. & Schokkaert, E. (2011).** Equity in health and health care. In: Pauly, M. V., McGuire, T. G. & Barros, P. P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 2, pp. 1003–1092. Amsterdam : Elsevier.  
<https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53592-4.00016-5>

**Galland, O. (1996).** L'entrée dans la vie adulte en France. Bilan et perspectives sociologiques. *Sociologie et société*, 28(1), 37–46. <https://doi.org/10.7202/001280ar>

**Gibson, G., Grignon, M., Hurley, J. & Wang, L. (2019).** Here comes the SUN: Self-assessed unmet need, worsening health outcomes, and health care inequity. *Health Economics*, 28(6), 727–735.  
<https://doi.org/10.1002/hec.3877>

**Grossman, M. (1972).** On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223–255. <https://doi.org/10.1086/259880>

**Hufe, P., Peichl, A., Roemer, J. & Ungerer, M. (2017).** Inequality of income acquisition: the role of childhood circumstances. *Social Choice and Welfare*, 49(3), 499–544. <https://doi.org/10.1007/s00355-017-1044-x>

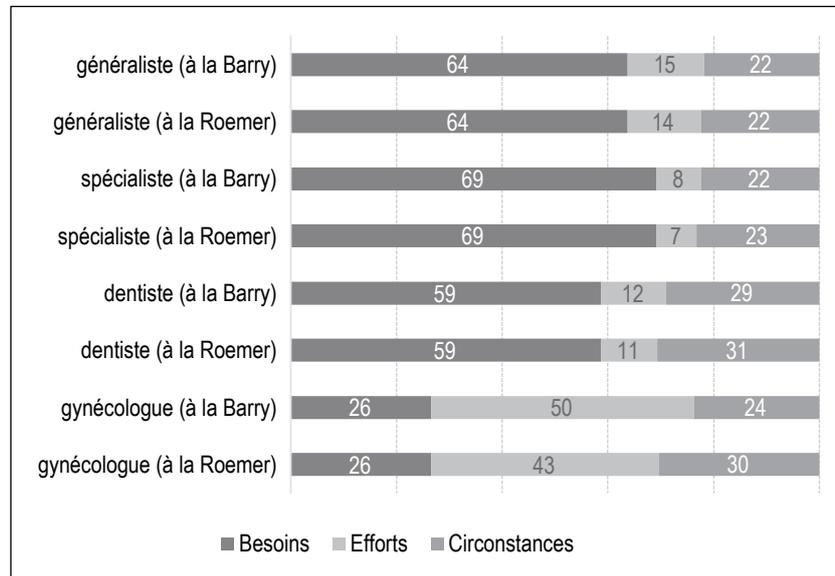
**Jusot, F., Tubeuf, S. & Trannoy, A. (2012).** Les différences d'état de santé en France : inégalités des chances ou reflet des comportements à risques ? *Économie et Statistique*, 455-456, 37–51.  
<https://doi.org/10.3406/estat.2012.10016>

**Jusot, F., Tubeuf, S. & Trannoy, A. (2013).** Circumstances and Efforts: How important is their correlation for the measurement of inequality of opportunity in health? *Health Economics*, 22(12), 1470–1495.  
<https://doi.org/10.1002/hec.2896>

**Jusot, F. & Tubeuf, S. (2019).** Equality of Opportunity in Health and Health care. In: *The Oxford Encyclopedia of Health Economics*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190625979.013.3>

- Legal, R. & Vicard, A. (2015).** Renoncement aux soins pour raisons financières : le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est très sensible à la formulation des questions. *DREES, Dossier Solidarités et Santé*, 66. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dss66.pdf>
- Marmot, M., Friel, S., Bell, R., Houweling, T. A. & Taylor, S. (2008).** Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. *The Lancet*, 372(9650), 1661–1669. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)61690-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)61690-6)
- Ménard, C. & Guignard, R. (2013).** Santé et consommation de soins des 15-30 ans. In: Beck, F. & Richard, J.-B. (Eds.), *Les comportements de santé des jeunes. Analyses du Baromètre santé*, pp. 174–197. Saint-Denis : Inpes éditions.
- Mosquera, P. A., Waenerlund, A.-K., Goicolea, I. & Gustafsson, P. E. (2017).** Equitable health services for the young? A decomposition of income-related inequalities in young adults' utilization of health care in Northern Sweden. *International Journal for Equity in Health*, 16(1), 20. <https://doi.org/10.1186/s12939-017-0520-3>
- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A. & Lindelow, M. (2007).** *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and their Implementation*. Washington: World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6933-3>
- Paulsen, D., Platt, M., Huettel, S. & Brannon, E. (2011).** Decision-Making Under Risk in Children, Adolescents, and Young Adults. *Frontiers in Psychology*, 2. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2011.00072>
- Pillutla, V., Maslen, H. & Savulescu, J. (2018).** Rationing elective surgery for smokers and obese patients: responsibility or prognosis? *BMC Medical Ethics*, 19(1), 28. <https://doi.org/10.1186/s12910-018-0272-7>
- Rochaix, L. & Tubeuf, S. (2009).** Mesures de l'équité en santé. *Revue Économique*, 60(2), 325–344. <https://doi.org/10.3917/reco.602.0325>
- Roemer, J. E. (1998).** *Equality of opportunity*. Cambridge: Harvard University Press.
- Roemer, J. E. & Trannoy, A. (2016).** Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, 54(4), 1288–1332. <https://doi.org/10.1257/jel.20151206>
- Saidi, A. & Hamdaoui, M. (2017).** On measuring and decomposing inequality of opportunity in access to health services among Tunisian children: a new approach for public policy. *Health and Quality of Life Outcomes*, 15(1), 213. <https://doi.org/10.1186/s12955-017-0777-7>
- Sanoussi, Y. (2018).** Health Inequality of Opportunity: A Non-Parametric Approach Analysis. Available at SSRN. <https://ssrn.com/abstract=3100013>
- Schokkaert, E. (2018).** Justice in health: measuring inequality. Paris School of Economics.
- Shorrocks, A. F. (1982).** Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50(1), 193–211. <https://doi.org/10.2307/1912537>
- Sweeting, H., Green, M., Benzeval, M. & West, P. (2016).** The emergence of health inequalities in early adulthood: evidence on timing and mechanisms from a West of Scotland cohort. *BMC Public Health*, 16(1), 41 <https://doi.org/10.1186/s12889-015-2674-5>
- Tymula, A., Rosenberg Belmaker, L. A., Roy, A. K., Ruderman, L., Manson, K., Glimcher, P. W. & Levy, I. (2012).** Adolescents' risk-taking behavior is driven by tolerance to ambiguity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 109(42), 17135–17140. <https://doi.org/10.1073/pnas.1207144109>
- Wagenius, C. M., San Sebastián, M., Gustafsson, P. E. & Goicolea, I. (2018).** Access for all? Assessing vertical and horizontal inequities in healthcare utilization among young people in northern Sweden. *Scandinavian Journal of Public Health*, 47(1), 1– 8. <https://doi.org/10.1177/1403494818774965>
- Wagstaff, A. & van Doorslaer, E. (2000).** Equity in health care finance and delivery. In: Culyer, A. J. & Newhouse, J. P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, pp. 1803–1862. Amsterdam: Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0064\(00\)80047-5](https://doi.org/10.1016/S1574-0064(00)80047-5)
- White, M., Adams, J. & Heywood, P. (2009).** How and why do interventions that increase health overall widen inequalities within populations. In: Babones, S. J. (Ed.), *Social Inequality and Public Health*, pp. 64–81. Bristol: Policy. <https://doi.org/10.1332/policypress/9781847423207.003.0005>

Figure A-I – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-utilisation des soins, selon la spécialité (en %)



Lecture : les besoins expliquent 64 % de la variance prédite de la probabilité de ne pas avoir consulté un généraliste dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).  
Source : ENRJ, 2014

Tableau A-1 – Contributions des variables de besoins, d'efforts et de circonstances aux inégalités de non-utilisation selon deux scénarios (en % de la variance)

Scénario	Généraliste		Spécialiste		Dentiste		Gynécologue	
	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer
Variance expliquée	0.0060	0.0060	0.0165	0.0165	0.0081	0.0081	0.0145	0.0145
<i>Besoins</i>	63.7	63.7	69.2	69.2	58.8	58.8	26.3	26.3
Âge	12.0	12.0	6.3	6.3	50.2	50.2	25.1	25.1
Santé perçue	5.4	5.4	9.9	9.9	0.1	0.1	0.0	0.0
IMC	0.2	0.2	0.5	0.5	3.1	3.1	-0.1	-0.1
Femme	33.1	33.1	16.5	16.5	4.4	4.4		
A une limitation	1.9	1.9	14.3	14.3	0.1	0.1	1.2	1.2
A une maladie chronique	11.1	11.1	21.6	21.6	0.8	0.8	0.2	0.2
<i>Efforts</i>	14.6	13.9	8.4	7.5	12.1	10.5	50.0	43.3
Activité principale de jeune	5.0	4.8	6.8	5.5	7.5	6.6	8.7	8.7
Niveau de diplôme du jeune	12.8	11.9	4.8	4.1	2.2	3.0	7.0	5.9
Couverture santé individuelle	-3.9	-3.2	-6.0	-3.8	-7.5	-6.6	15.7	15.5
Non-cohabitant	0.3	0.1	2.2	1.2	8.7	5.7	7.1	4.9
Ressources financières du jeune	0.4	0.4	0.5	0.4	1.3	1.7	11.4	8.2
<i>Circonstances</i>	21.7	22.4	22.4	23.3	29.1	30.7	23.7	30.4
Couverture santé parentale	8.1	7.4	12.0	12.6	16.6	17.8	-9.0	-4.8
Statut vital des parents	0.4	1.0	0.1	0.3	2.1	2.4	0.2	0.3
Lieu de naissance des parents	1.0	1.2	0.3	0.3	-0.2	-0.2	4.2	5.3
Parents séparés	0.1	0.0	0.6	0.9	1.8	2.1	4.0	3.7
Niveau de vie des parents	0.1	0.6	0.9	1.5	0.1	0.2	7.0	9.4
Diplôme des parents	-0.5	-0.2	2.4	2.5	0.9	0.5	0.4	-0.3
Statut d'activité du père	5.5	5.4	1.2	0.7	-1.1	-1.3	2.8	2.9
Statut d'activité de la mère	2.0	2.3	2.5	2.2	1.0	1.1	7.7	7.7
Taille de l'agglomération	5.0	4.8	2.5	2.3	7.8	8.1	6.5	6.3

Lecture : l'IMC explique 0.2 % de la variance prédite de la probabilité de ne pas avoir consulté un généraliste dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).  
Source : ENRJ, 2014.



# Les opinions des jeunes adultes sur le rôle social de l'État ont-elles changé depuis la crise de 2008 ?

## *Have Young Adults' Opinions on the Social Role of the State Changed since the 2008 Economic Crisis?*

Adrien Papuchon\*

**Résumé** – La crise économique de 2008, qui a fortement affecté l'entrée des jeunes adultes dans la vie active, a pu modifier leurs opinions sur les politiques et les dépenses sociales. Les données du programme international d'enquêtes sociales (ISSP, 2006, 2016) permettent d'analyser et de comparer ces opinions et leur évolution dans 12 pays européens, ainsi qu'aux États-Unis et en Nouvelle-Zélande. Nous examinons aussi les différences entre les opinions des jeunes adultes et celles des autres adultes et leur évolution. Pour tenir compte des différences de contextes nationaux, nous nous appuyons sur la typologie standard des régimes d'État-providence. Le soutien des jeunes adultes à l'intervention publique en matière sociale a progressé entre 2006 et 2016, sauf dans les pays scandinaves. Les divergences d'opinion avec leurs aînés se sont accrues dans les pays libéraux et se sont réduites dans les pays conservateurs, tandis que le souhait d'une protection sociale accrue reste élevé dans les pays où la protection sociale était la moins développée.

**Abstract** – *The 2008 economic crisis, which has had a significant impact on young adults' entry into the labour market, may have changed their opinions on social policies and expenditure. Data from the International Social Survey Programme (ISSP, 2006, 2016) allow analysis and comparison of these opinions and their evolution in 12 European countries, as well as in the United States and New Zealand. We also examine the differences between the opinions of young adults and other adults and their evolution over time. In order to take into account differences in national contexts, we use the standard typology of welfare state regimes. Young adults' support for public intervention in social issues increased between 2006 and 2016, except in the Scandinavian countries. Differences of opinion with their elders have increased in liberal countries and decreased in conservative countries, while the desire for increased social welfare remains high in countries where social welfare was least developed.*

Codes JEL / JEL Classification : C11, H51, H53, H55, I38

Mots-clés : régimes de protection sociale, jeunes adultes, comparaison internationale, opinion, politiques sociales, rôle de l'État, dépenses sociales, crise économique

Keywords: *welfare state, young adults, international comparison, public opinion, social policy, social expenditure, economic crisis*

\* DREES (Adrien.PAPUCHON@sante.gouv.fr)

L'auteur remercie Laura Castell, Emmanuelle Nauze-Fichet et Lucie Gonzalez pour les nombreux échanges sur les premières versions de cette étude, les rapporteurs dont les remarques et suggestions ont largement contribué à la mise au point de cet article.

Reçu le 25 janvier 2019, accepté après révisions le 13 mars 2020.

Citation : Papuchon, A. (2020). Have Young Adults' Opinions on the Social Role of the State Changed since the 2008 Economic Crisis? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 175–198. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2013>

La « jeunesse » constitue une phase du cycle de vie caractérisée par un processus d'autonomisation vis-à-vis des parents, qui s'appuie en premier lieu sur l'acquisition progressive d'une indépendance financière pour laquelle l'accès à l'emploi est crucial. La crise économique enclenchée en 2008 a pu fortement affecter cette transition. D'une part, nouveaux entrants – et derniers entrés – sur le marché du travail, les jeunes ont subi, dans de nombreux pays, une dégradation de leur situation marquée par une forte hausse de leur taux de chômage. D'autre part, ils ont pu voir le support dont ils bénéficiaient au cours de cette transition (pour financer des études, passer le permis de conduire, louer ou acquérir un logement, etc.) s'amincir, qu'il s'agisse des transferts publics soumis à des réductions ou des aides reçues de leurs familles, elles-mêmes potentiellement affectées par la crise. Comment cette expérience de la crise a-t-elle affecté leurs opinions sur le rôle de l'État ? C'est la question à laquelle nous proposons d'apporter quelques réponses dans cet article.

Plus précisément, nous nous intéressons à l'évolution des opinions de jeunes adultes de plusieurs pays sur les domaines dans lesquels l'État doit intervenir et sur l'évolution souhaitable des dépenses sociales. Nous nous intéressons aussi aux différences entre les opinions des jeunes adultes et celles des autres adultes et à leur évolution : les divergences d'opinion sur le rôle de l'État selon l'âge se sont-elles creusées dans les années qui ont suivi la crise ?

Pour cela, les données issues du programme international d'enquêtes sociales (ISSP), dont les vagues de 2006 et 2016 ont été consacrées au rôle de l'État, apportent un éclairage appréciable. Elles permettent d'analyser l'opinion des jeunes adultes – une question sur laquelle les travaux restent peu fréquents (Chevalier, 2018b ; Garritzmann *et al.*, 2018) – et leur évolution au cours de cette période traversée par la crise. Les données que nous mobilisons ici couvrent 14 pays : la France, l'Allemagne, l'Espagne, la Finlande, la Suède, la Norvège, les États-Unis, le Royaume-Uni, la Nouvelle-Zélande, la Suisse, la Hongrie, la République tchèque, la Slovaquie et la Lettonie.

Comparer plusieurs pays impose de tenir compte de la diversité des contextes nationaux. Il y a d'une part celui de la situation des jeunes sur les marchés du travail. Dans quasiment tous les pays étudiés, le taux de chômage des 20-29 ans a ainsi nettement augmenté dans les années qui ont suivi

2008, avec à un extrême l'Allemagne, qui fait figure d'exception avec un taux de chômage qui a poursuivi sa tendance à la baisse, et à l'autre extrême l'Espagne où sa hausse a été d'une ampleur exceptionnelle atteignant jusqu'à 40 % en 2013 (figure I). En 2016, le taux de chômage des 20-29 ans restait dans la plupart des cas supérieur à son niveau de 2008 ou à peine inférieur. Cette dégradation de l'entrée sur le marché du travail ne tient en outre pas compte des jeunes qui auraient reporté leur entrée dans la vie active du fait de la conjoncture. Ces évolutions rappellent celles mises en évidence par Chauvel (1998), pour la France de la fin des années 1990, et dans d'autres travaux sur les précédentes récessions (Oreopoulos *et al.*, 2012). Les dernières données disponibles montrent également que le salaire moyen des 15-29 ans restait inférieur en 2013 à son niveau de 2008 dans cinq pays (Hongrie, République tchèque, Espagne, Royaume-Uni, États-Unis), ce qui relativise les conclusions rassurantes qui pourraient être tirées des faibles taux de chômage dans des pays comme le Royaume-Uni ou les États-Unis<sup>1</sup>. Ces évolutions sont d'autant plus inquiétantes que la dégradation des conditions d'entrée sur le marché du travail pèse sur les trajectoires ultérieures : en 2012, le taux d'emploi de la cohorte entrée sur le marché du travail en 2008 restait inférieur à celui de la cohorte entrée avant la crise (OCDE, 2016, pp. 106–107).

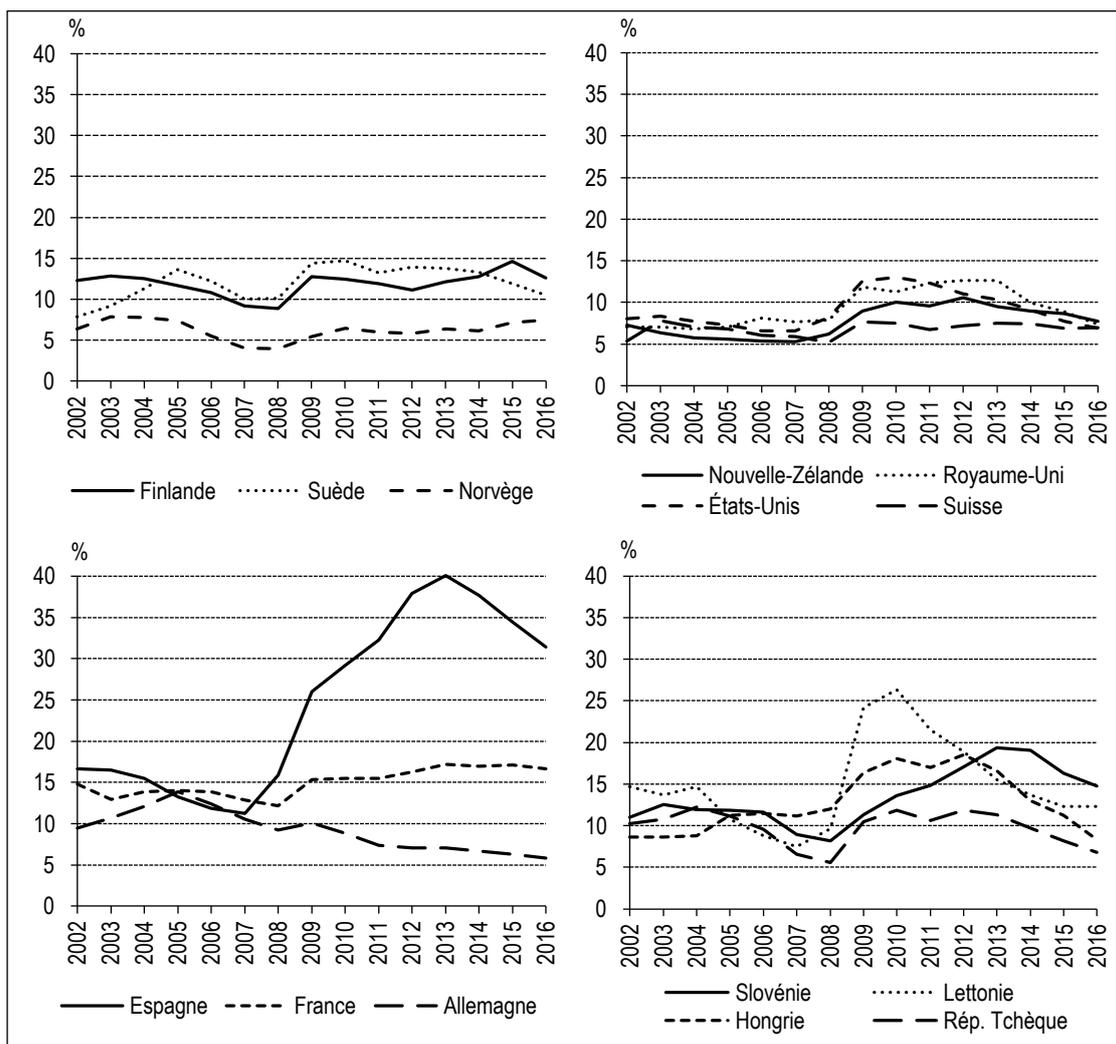
D'autre part, la diversité des contextes nationaux concerne aussi, et en particulier, celle des régimes de protection sociale. Pour en tenir compte, nous distinguerons les pays étudiés sur la base de la typologie, devenue standard, des régimes d'État-providence définis par Esping-Andersen (1990). La typologie initiale distingue trois régimes caractérisés par un degré de « démarchandisation »<sup>2</sup>, une articulation différente des rôles de l'État, du marché et de la famille dans l'allocation des ressources sociales et, du point de vue institutionnel, des définitions spécifiques du droit à la solidarité collective (Arts & Gelissen, 2001)<sup>3</sup>. Le régime « social-démocrate » (caractéristique des pays scandinaves) est dit « universaliste » dans la mesure où les droits qu'il garantit doivent bénéficier à l'ensemble des citoyens. Le modèle « libéral » (États-Unis, Royaume-Uni, etc.) repose notamment sur un filet

1. Données OCDE. Informations indisponibles pour la Slovaquie, la Lettonie, la Nouvelle-Zélande et la Suisse.

2. Degré auquel les individus ou les familles peuvent maintenir un niveau de vie socialement acceptable en dehors d'une participation au marché.

3. Par la suite, des dimensions supplémentaires ont été prises en compte comme le degré de « défamilialisation » (McLaughlin & Glendinning, 1996) et de nombreux débats ont vu le jour concernant la portée des évolutions connues par ces différents systèmes (Pierson, 2002).

Figure 1 – Taux de chômage des 20-29 ans



Source et champ : OCDE ; 20-29 ans résidant dans les pays mentionnés ; calculs de l'auteur.

de sécurité minimal – c'est pourquoi ce modèle est également appelé « résiduel »<sup>4</sup> – destiné aux membres de la société jugés incapables de subvenir à leurs besoins fondamentaux par leur participation au marché. Enfin, un troisième modèle dit « conservateur » ou « bismarckien », auquel la France, l'Allemagne, la Belgique ou l'Autriche sont généralement rattachées, repose davantage sur le maintien du revenu par un système d'assurance sociale obligatoire. Des travaux ultérieurs (par exemple Ferrera, 1996 ; Katrougalos, 1996) ont introduit un modèle supplémentaire caractéristique des pays du sud de l'Europe, dit « méditerranéen » ou « familialiste », dans lesquels – entre autres – les transferts familiaux jouent un rôle plus déterminant.

La suite de l'article s'organise ainsi : dans la première section, nous discutons de la façon dont la crise a pu affecter la vision des jeunes

adultes sur le rôle de l'État et les politiques sociales, et nous posons nos principales hypothèses. La deuxième section, après un point sur les données mobilisées, présente des premiers résultats descriptifs. La troisième section propose une analyse statistique visant notamment à dégager les effets d'âge, de pays et de période. Enfin la dernière section distingue les évolutions observées selon le régime de protection sociale.

4. Associés au modèle libéral par Esping-Andersen en raison du rôle limité des politiques sociales et de la prégnance des dispositifs sous condition de ressources, certains travaux ont souligné les spécificités des systèmes australiens et néo-zélandais (seuils moins restrictifs, inégalités avant transferts plus modérées). Néanmoins, la plupart des articles répertoriés par Arts & Gelissen (2002) classent la Nouvelle-Zélande parmi les régimes libéraux.

## 1. L'impact potentiel de la crise de 2008 sur l'opinion des jeunes adultes sur les politiques sociales et le rôle de l'État

S'il est vraisemblable que l'expérience de la crise ait eu un impact sur l'appréciation que les jeunes portent sur l'intervention publique et les politiques de protection sociale, il est toutefois difficile d'en anticiper la tendance – surtout à l'échelle internationale – en raison du nombre et de l'instabilité des facteurs en jeu.

En général, les opinions et les attitudes à l'égard du système de protection sociale peuvent être guidées par le fait que les individus s'en perçoivent comme plus ou moins bénéficiaires ou contributeurs (Svallfors, 1997). Les groupes pour lesquels le risque de chômage est le plus grand – comme les jeunes – soutiendraient alors plus largement son indemnisation publique, puisqu'ils connaissent davantage de risques d'en devenir bénéficiaires et que cette protection consolide leur situation sociale actuelle relativement plus que celle des catégories les moins exposées. Une dégradation de la situation des jeunes sur le marché du travail, le renchérissement des études ou une compression notable des ressources familiales pourraient conduire un plus grand nombre d'entre eux à prendre position en faveur d'une intervention publique étendue.

L'opinion d'une personne peut également être affectée par le fait que beaucoup de monde ou de plus en plus de monde soit concerné par un risque. C'est alors l'appréciation des phénomènes sociaux sur lesquelles portent les politiques publiques qui évolue. Par exemple, plus le risque de chômage est élevé, moins les chômeurs seraient vus comme individuellement responsables de leur situation et plus la couverture collective du risque de chômage apparaîtrait légitime aux yeux de la population (Blekesaune, 2007 ; Blekesaune & Quadagno, 2003 ; Pfeifer, 2009).

Enfin, les individus ne tiennent pas uniquement compte de leur situation actuelle, mais aussi de l'évolution probable de leurs besoins et de leurs droits à la protection sociale au cours de leur vie : les jeunes pourraient, par exemple, avoir une attitude proche de celle des plus âgés concernant les retraites ou les dépenses de santé s'ils estiment que ces dispositifs finiront par leur bénéficier, ou au contraire avoir des avis opposés s'ils jugent plutôt que ces droits disparaîtront au cours des prochaines décennies. Par exemple, la crise de 2008 a vraisemblablement ébranlé la confiance

dans la pérennité du système de protection sociale en France (Grislain-Letrémy & Papuchon, 2017), provoquant une baisse importante mais momentanée du soutien à l'universalité de la couverture sociale (Papuchon, 2018b).

Par ailleurs, les opinions peuvent également être conditionnées par le contexte national en matière de protection sociale. Le régime social-démocrate serait associé à une plus grande aversion aux inégalités de revenus et favoriserait une vision extensive du rôle de l'État. Au contraire, la justification méritocratique des inégalités serait plus répandue dans les régimes libéraux que dans les autres contextes nationaux, tout comme la conception d'une protection sociale publique ne devant intervenir qu'en dernier ressort. Le régime bismarckien, qui promeut un principe dit « d'équité » en légitimant le lien entre prestation et contribution, conduirait à une vision assez large du rôle de l'État, mais à une plus grande légitimité des inégalités économiques que dans les pays scandinaves (Arts & Gelissen, 2001 ; Svallfors, 1997).

Toutefois, les écarts d'opinions entre pays se sont souvent montrés moins « mécaniques » et finalement difficiles à expliquer par le type de régime de protection sociale (Blekesaune, 2007 ; Blekesaune & Quadagno, 2003 ; Jaeger, 2006). Un consensus semble se dessiner sur la nécessité de tenir compte, en plus du type de régime de protection sociale et des caractéristiques individuelles, du niveau des dépenses sociales (Jakobsen, 2011), de l'hétérogénéité interne des régimes et des risques couverts (Pfeifer, 2009 ; Shaw, 2009) et de l'évolution du contexte économique et social.

En articulant le financement et la distribution des prestations autour de définitions particulières des objectifs du système de protection sociale et de ses bénéficiaires, les politiques de protection sociale ne font pas que contribuer à la diffusion de définitions spécifiques du droit à la solidarité collective dans la population. Les politiques sociales contribuent aussi fortement à la manière dont se déroule la transition vers l'âge adulte, à la façon dont les jeunes et leur entourage la vivent et à la place respective des dispositifs publics, de la famille ou du marché dans ce processus (Gaviria, 2005 ; Van de Velde, 2008 ; Thévenon, 2015 ; Chevalier, 2018a). Ces phénomènes devraient, dans une certaine mesure, se traduire dans les conceptions des jeunes adultes des politiques de protection sociale et du rôle de l'État, d'autant que l'intensité de la crise et l'impact engendré sur les modèles d'accès à l'âge adulte varient

suivant les pays (Papuchon, 2014 ; Van de Velde, 2015). Concrètement, dans cette perspective, les forts liens entre régimes de protection sociale et modèles de transition vers l'âge adulte devraient conduire à ce que les conceptions des jeunes se révèlent proches de celles de leurs parents, aux effets de leurs caractéristiques individuelles près.

La question des rapports entre classes d'âge ou entre générations est devenue emblématique des discussions concernant l'opportunité et la pérennité des dispositifs de protection sociale, en s'incarnant dans l'opposition entre jeunes actifs et retraités. La condition salariale tend à varier d'une cohorte à l'autre, en raison de la transformation de la structure des emplois, du degré de continuité des carrières, de l'évolution des salaires et du niveau de précarité et, puisque la situation économique à l'entrée dans la vie adulte marque l'ensemble de la trajectoire des individus (*scaring effect*), sa détérioration se traduit par des inégalités entre générations : dans tous les pays, à âge donné, les cohortes entrées sur le marché du travail avant 1975 ont des revenus supérieurs à la moyenne, surtout dans les régimes dits « conservateurs » et « méditerranéens » (Chauvel & Schröder, 2014). On peut donc s'attendre à ce que les opinions des jeunes adultes sur le système de protection sociale diffèrent davantage de celles de leurs aînés dans ces deux types de contextes nationaux, ainsi qu'en Europe centrale et orientale, où le tournant vers l'économie de marché s'est opéré par le biais d'une « politique générationnelle » consistant notamment à limiter les coûts politiques de la dérégulation par la mise en place de transferts ou le maintien de certaines protections pour les plus âgés des actifs (Vanhuysse 2006 ; Cerami & Vanhuysse, 2009).

Quoi qu'il en soit, dans la mesure où la crise de 2008 a touché les jeunes adultes plus fortement que les retraités, elle devrait avoir provoqué des changements plus importants dans les opinions des jeunes que dans celles de leurs aînés. Un faisceau d'études portant sur la période antérieure concluent cependant à l'existence d'un phénomène « d'évolution parallèle » des mouvements d'opinion dans divers groupes de population (Page & Shapiro, 1992), et une tendance commune à l'ensemble des groupes sociaux semble se dégager entre 1990 et 2008 dans 23 pays européens : au tournant du siècle, « tout se passe comme si les Européens interrogés exprimaient une défiance grandissante à l'égard de l'économie de marché comme mode d'allocation optimale des richesses » (Gonthier, 2015). Une autre étude récente sur la France

conclue également à une évolution parallèle des conceptions du système de protection sociale au cours de la période 2010-2014 (Grislain-Letrémy & Papuchon, 2017).

Nous retenons de cette rapide revue de littérature quatre grandes hypothèses :

- [H1] sur l'effet du régime de protection sociale : le rôle perçu de l'État est le plus étendu dans le régime social-démocrate (pays scandinaves) et plus restreint dans les pays libéraux, les pays conservateurs et familialistes se situant en position intermédiaire.

- [H2] sur l'effet des caractéristiques individuelles : l'adhésion aux dépenses de protection sociale dépend des coûts et des bénéfices immédiats des politiques concernées pour les individus.

- [H3] sur l'effet de la crise : la crise provoque une hausse de l'adhésion à l'intervention publique entre 2016 et 2006, et cette hausse est plus marquée chez les jeunes adultes que chez leurs aînés.

- [H4] sur les trajectoires d'évolution des opinions (publics parallèles) : l'opinion des jeunes adultes et celle des personnes de 65 ans ou plus évoluent selon une trajectoire parallèle.

## 2. Données, indicateurs et premier panorama statistique

### 2.1. Les données et indicateurs

Les données mobilisées sont issues du programme international d'enquêtes sociales (ISSP), qui constitue, avec les enquêtes « Valeurs » (*European Values Survey, World Values Survey*) et les *Eurobaromètres*, une des trois grandes traditions d'enquête de comparaison internationale sur les représentations et les attitudes (Bréchon, 2002). Ces enquêtes recueillent des données comparatives sur les attitudes et les opinions dans les pays industrialisés depuis le milieu des années 1980, une vague d'enquête thématique ayant lieu chaque année, avec une nouvelle itération tous les 10 ans.

Les échantillons nationaux (1 000 individus minimum) sont construits via une procédure aléatoire<sup>5</sup> (Faaß *et al.* 2008 ; ISSP, 2018). Ils sont représentatifs de la population qui réside dans des logements ordinaires, sauf en Norvège et en Nouvelle-Zélande, où leur champ inclut les

5. Des variables de stratification ont été utilisées, sauf en France, en Norvège et en Suède (ainsi qu'en Nouvelle-Zélande en 2006).

personnes qui vivent en institution. Le contexte de passation peut varier davantage d'un pays à l'autre, même si l'auto-administration par écrit est la plus fréquente<sup>6</sup>. Cette diversité peut affecter la qualité des comparaisons entre pays, mais apparaît moins problématique lorsque l'analyse porte sur les dynamiques observables au sein de chaque contexte national.

Nous nous basons ici essentiellement sur les données recueillies au cours des deux dernières itérations du module « Rôle du gouvernement » en 2006 et en 2016<sup>7</sup>. Les 14 pays retenus<sup>8</sup> sont les pays européens et nord-américains pour lesquels on dispose de données et d'éléments de littérature concernant les régimes de protection sociale et la stratification sociale, ainsi que la Nouvelle-Zélande. Les vagues 2005 et 2015 de l'ISSP (« Sens du travail ») seront ponctuellement mobilisées pour éclairer certains résultats. Afin de disposer de limites claires et adaptées

à la comparaison de contextes nationaux variés comme aux tailles d'échantillon, les jeunes adultes sont considérés comme les enquêtés âgés de moins de 31 ans, la distinction entre les plus jeunes et les plus âgés de cette tranche d'âge – dont les profils sociaux diffèrent entre eux et d'un pays à l'autre – devant être renvoyée à des travaux ultérieurs.

6. En République tchèque, en Allemagne (en 2006 : auto-administration avec présence de l'enquêteur), en Hongrie, en Lettonie, en Espagne, en Suisse et aux États-Unis, le questionnaire est administré en face-à-face. À l'exception de l'Allemagne, le mode d'administration du questionnaire est similaire en 2006 et 2016.

7. Références des bases de données utilisées : ISSP Research Group (2018), *Role of Government V - ISSP 2016*. <https://doi.org/10.4232/1.12994> ; ISSP Research Group (2008), *Role of Government IV - ISSP 2006*. <https://doi.org/10.4232/1.4700> ; ISSP Research Group (2017), *Work Orientations IV - ISSP 2015*. <https://doi.org/10.4232/1.12848> ; ISSP Research Group (2013), *Work Orientation III - ISSP 2005*. <https://doi.org/10.4232/1.11648>.

8. Voir annexe 1 pour les effectifs par pays. L'Italie n'a pas pu être incluse dans l'analyse, n'ayant pas participé à la vague 2006 de l'ISSP. Le Danemark est écarté en raison du codage de la variable « âge ».

#### ENCADRÉ – Questions sur le rôle de l'État et l'évolution souhaitée des dépenses de protection sociale et construction des scores

La question sur les dépenses sociales est formulée comme suit :

« Pour chacun des secteurs suivants, pouvez-vous me dire si vous souhaiteriez que le gouvernement dépense plus ou moins ? N'oubliez pas que dépenser « beaucoup plus » peut entraîner une augmentation des impôts, taxes ou cotisation sociales. ».

Quatre grands secteurs de dépense sont retenus dans l'analyse :

- la santé ;
- l'éducation ;
- les retraites ;
- les allocations chômage.

Les réponses proposées constituent une échelle en cinq modalités : Dépenser beaucoup plus / Dépenser plus / Maintenir les dépenses actuelles / Dépenser moins / Dépenser beaucoup moins.

La question sur le rôle de l'État est posée ainsi :

« Globalement, dans quelle mesure le gouvernement devrait-il assurer, ou non, les responsabilités suivantes ? ».

Les domaines d'intervention analysés ici sont au nombre de six :

- garantir un emploi à toutes les personnes qui souhaitent travailler ;
- assurer les soins de santé ;
- donner un niveau de vie décent aux personnes âgées ;
- donner un niveau de vie décent aux chômeurs ;

- réduire les écarts de revenu entre les riches et les pauvres ;
- donner une aide financière aux étudiants de familles défavorisées.

Quatre réponses étaient proposées : Le gouvernement devrait absolument en être responsable / Le gouvernement devrait en être responsable / Le gouvernement ne devrait pas en être responsable / Le gouvernement ne devrait absolument pas en être responsable.

Construction des deux scores :

Pour les souhaits sur l'évolution des dépenses (score de dépense sociale), chaque réponse « il faut beaucoup augmenter » les dépenses compte 2 points, chaque réponse « augmenter les dépenses » compte 1 point ; 2 points sont retirés pour les réponses « réduire fortement les dépenses » et 1 point pour « dépenser moins » ; les réponses « maintenir les dépenses actuelles » valent 0.

Pour les interventions de l'État (score de rôle de l'État), le principe est le même : 2 points pour les réponses « le gouvernement devrait en être absolument responsable », 1 point pour « le gouvernement devrait en être responsable » ; 2 points sont retirés pour les réponses « le gouvernement ne devrait absolument pas en être responsable », et 1 point pour chaque réponse « le gouvernement ne devrait pas en être responsable ».

Un score négatif indique donc un souhait de restreindre les dépenses sociales ou une vision peu interventionniste de l'État.

La distribution des scores pour l'ensemble des adultes en 2006 et en 2016 est représentée dans l'annexe 2.

L'ISSP ouvre donc non seulement la possibilité de comparer l'opinion des jeunes et les écarts entre les jeunes adultes et leurs aînés dans de nombreux pays, mais permet aussi de saisir la façon dont leurs opinions ont évolué dans la décennie qui a suivi le déclenchement de la crise de 2008. La question de l'impact de la position sociale des jeunes au sein de leur cohorte, quoiqu'importante dans le cadre du problème posé (Irwin, 1996 ; Reeskens & Wim van Oorschot, 2012 ; Papuchon, 2018a), devra être renvoyée à des développements ultérieurs, en raison de la taille limitée des échantillons disponibles dans chaque pays (voir annexe 1).

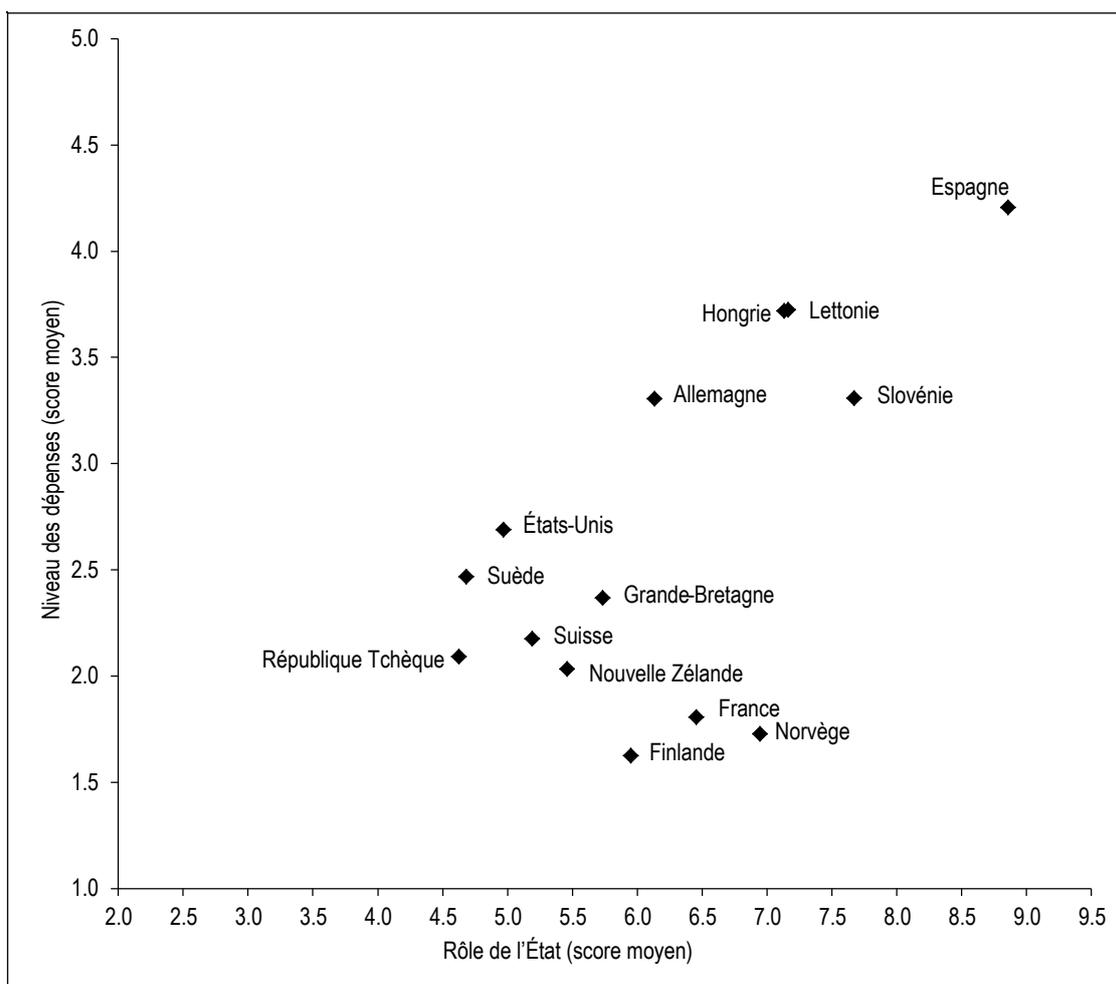
Nous mobilisons principalement deux séries de questions : la première porte sur l'évolution souhaitée du niveau des dépenses de l'État et la seconde sur l'étendue du rôle qu'il doit jouer en matière de protection sociale et de redistribution. Les réponses permettent de calculer deux scores de soutien à l'intervention de l'État : l'un sur les

« dépenses sociales », dont la valeur dépend du souhait d'une hausse des dépenses de santé, d'éducation, de retraites et d'indemnisation du chômage, l'autre sur le « rôle de l'État », dont la valeur dépend de l'opinion sur le rôle que devrait assumer l'État dans divers domaines d'intervention (voir encadré). Ces scores sont ensuite utilisés pour définir un espace des opinions à l'égard de l'intervention publique, dans lequel situer les opinions moyennes des jeunes adultes ou des « seniors » (65 ans et plus) en 2016, et pour analyser les évolutions entre 2006 et 2016 dans les différents pays considérés.

## 2.2. Les jeunes adultes et l'intervention publique : première approche descriptive

Dans l'espace des opinions en 2016 (figure II), les pays où les jeunes adultes ont la vision la plus restrictive du rôle de l'État sont la République tchèque, la Suède et les pays libéraux (États-Unis, Grande-Bretagne,

Figure II – L'appréciation du rôle de l'État et des dépenses sociales par les jeunes en 2016



Source et champ : ISSP 2016 ; 18-30 ans.

Nouvelle-Zélande, Suisse). Au pôle opposé, on trouve l'Espagne, puis les pays d'Europe centrale et orientale (hors République tchèque). Dans l'ensemble des pays considérés, les réponses penchent en faveur d'une augmentation des dépenses sociales, avec une demande nettement plus forte en Espagne et dans les pays d'Europe centrale et orientale. L'Allemagne, la France, la Finlande et la Norvège se situent en position intermédiaire sur le rôle du gouvernement ; c'est néanmoins dans ces trois derniers pays que le souhait d'une hausse des dépenses sociales est le moins prononcé (la France et la Finlande sont les premier et troisième pays de l'UE-15 du point de vue de la part de PIB consacrée à financer les prestations sociales) tandis que l'Allemagne se positionne plutôt parmi les pays où la demande de plus de dépenses sociales est la plus forte.

Comme escompté (H1), les responsabilités de l'État sont perçues de façon plus restreinte dans les pays libéraux et intermédiaires dans les pays conservateurs. En revanche, la position de l'Espagne et des pays scandinaves est assez inattendue. C'est tout particulièrement le cas en Espagne, où le score de rôle de l'État est très élevé et en Suède, où celui-ci est plutôt faible, tout comme le soutien à l'augmentation des dépenses sociales.

La crise de 2008 s'est-elle traduite par une évolution des opinions sur l'intervention publique qui serait spécifique aux jeunes adultes ? Une première série d'éléments de réponse peut être apportée en comparant les scores des 18-30 ans en 2006 et en 2016 dans chaque contexte national et en confrontant cette évolution aux dynamiques qui affectent les opinions de leurs aînés âgés d'au moins 65 ans (figure III).

Entre 2006 et 2016, l'opinion des jeunes évolue pratiquement partout en faveur d'un élargissement de l'intervention de l'État et d'une hausse des dépenses sociales. Cette tendance est très prononcée en France pour les deux scores et dans les pays libéraux pour l'intervention de l'État. Cette progression ne s'inscrit pas dans le cadre d'une tendance antérieure à la crise : la précédente vague du module « Rôle du gouvernement » (ISSP 1996) montre que, sauf dans le cas de l'Allemagne, de l'Espagne (augmentation des dépenses) ou de la Suède (restriction du rôle du gouvernement), il n'y pas de continuité des tendances observées entre 1996 et 2016 (voir annexe 3). Les exceptions à la tendance générale proviennent des pays scandinaves : en Finlande et en Norvège, le souhait d'une augmentation des dépenses sociales recule, tandis qu'en Suède,

c'est la conception de l'intervention de l'État qui est devenue plus restreinte entre 2006 et 2016.

Parmi les personnes de 65 ans ou plus, les évolutions sont plus contrastées entre les pays et ont conduit dans la plupart des cas à un rapprochement entre les opinions des jeunes adultes et celles de leurs aînés. Cette fois, c'est dans les pays libéraux que se dessine une situation spécifique, avec des opinions des deux classes d'âge sur le rôle du gouvernement qui se sont nettement éloignées entre 2006 et 2016.

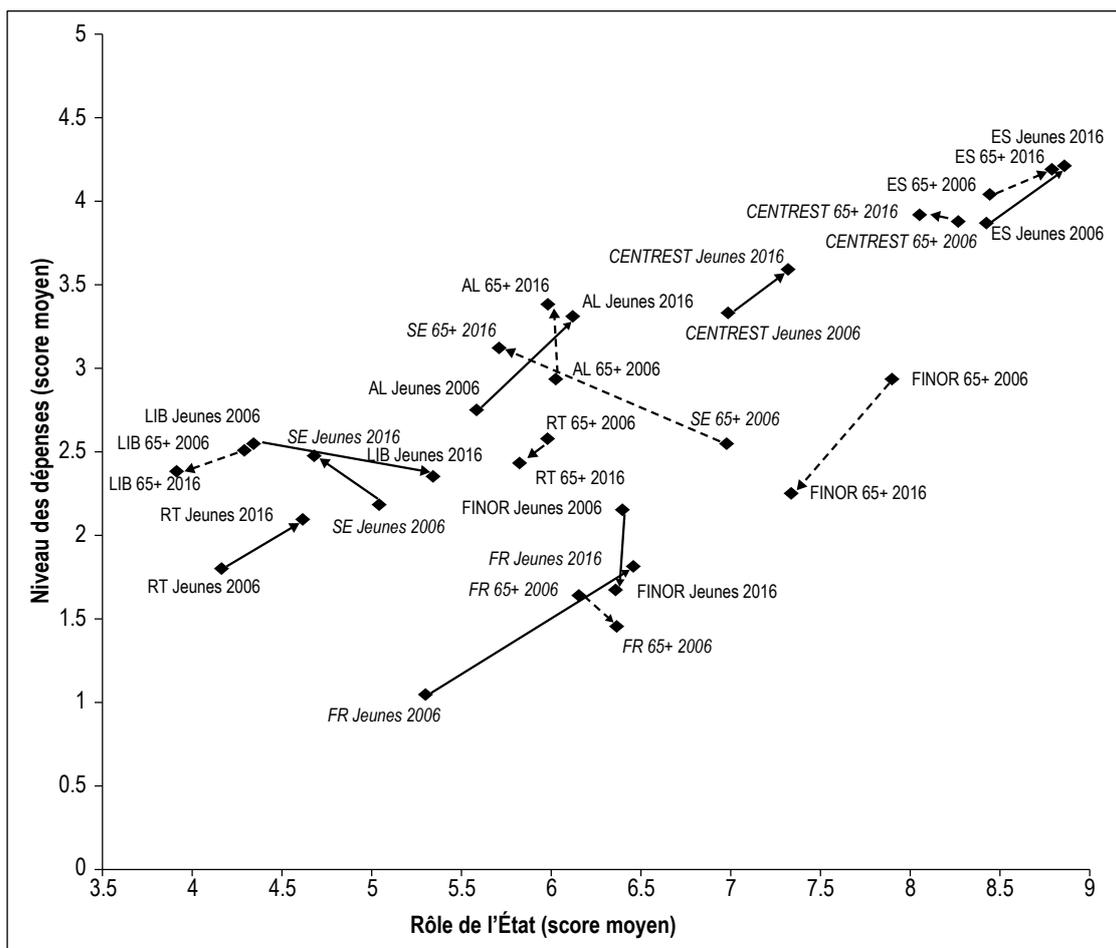
Ainsi, conformément à l'effet escompté de la crise (H3), on constate un mouvement d'adhésion accrue des jeunes à l'intervention de l'État, sauf dans les pays scandinaves. En revanche, du fait des évolutions très disparates d'un pays à l'autre pour les seniors, l'hypothèse d'évolution parallèle des opinions (H4), n'est globalement pas vérifiée (elle n'est observée que pour la Suède).

Les résultats observés pour les pays scandinaves font écho à la littérature qui souligne la progression des conceptions libérales dans ces pays au cours des années 1980 et 1990 (Chenu & Herpin, 2006). En outre, les nouvelles générations sont désormais socialisées dans un contexte social et politique bien différent de celui connu par les générations nées après-guerre. Beaucoup de jeunes de 25 ans interrogés en 2016 sont nés de parents ayant eux-mêmes été jeunes adultes au cours des années 1990 : ils représentent donc la première génération d'après-crise du « régime social-démocrate ». Finalement, si ces jeunes scandinaves se distinguent aujourd'hui des autres jeunes sur le plan de leur conception du rôle de l'État, c'est surtout du point de vue du déclin de leur adhésion à l'intervention publique<sup>9</sup>.

L'incompatibilité avec l'hypothèse des publics parallèles, pourtant validée par des travaux antérieurs, peut s'expliquer par la différence des variables utilisées dans chaque étude et par l'interprétation trop générale donnée aux résultats précédents. Il est également possible que le reflux du choc causé par l'éclatement de la crise financière sur les attitudes à l'égard du système de protection sociale (Grislain-Létrémy & Papuchon, 2017) laisse émerger l'effet spécifique de la dégradation des conditions d'entrée dans la vie adulte et de l'inquiétude pour la suite de leur trajectoire sociale.

9. Cependant, on observe en Suède une adhésion croissante à l'augmentation des dépenses, qui marque peut-être un premier signe de rupture avec la poussée du libéralisme constatée au sein des pays scandinaves.

Figure III – L'évolution des scores d'appréciation du rôle de l'État et des dépenses sociales



Note : LIB : États-Unis, Grande-Bretagne, Nouvelle-Zélande, Suisse. CENTREST : Hongrie, Lettonie, Slovaquie. FINOR : Finlande et Norvège. AL : Allemagne ; ES : Espagne ; FR : France ; SE : Suède ; RT : République tchèque. Source et champ : ISSP 2006, 2016 ; 18-30 ans et 65 ans et plus.

Enfin, les résultats exposés indiquent que les lectures qui postulent un conflit intergénérationnel reposent sur une vision trop schématisée des rapports entre générations et de leurs « intérêts » respectifs, la notion même d'intérêt de génération étant sujette à caution<sup>10</sup>. Les opinions respectives des deux classes d'âge étudiées ne correspondent pas à l'orientation supposément plus ou moins favorable à certaines classes d'âge des différents systèmes de protection sociale, les systèmes scandinaves étant souvent présentés comme relativement plus favorables aux jeunes et les systèmes conservateurs ou de l'ex-Europe de l'Est comme plutôt plus protecteurs pour les retraités que pour les jeunes actifs.

### 3. Effets d'âge, de pays et de période

Être un jeune adulte a-t-il un effet statistiquement robuste sur la perception du rôle de l'État et de

ses dépenses en matière de politique sociale ? Cet effet est-il plus prononcé en 2016 qu'en 2006 ?

Pour répondre à ces questions, nous nous appuyons sur un test d'effets d'interaction intégrés à des modèles de régression linéaire estimés par les moindres carrés ordinaires plutôt que des modèles multiniveaux. Les limites de ces derniers pour les comparaisons internationales sont en effet de plus en plus souvent soulignées dans la littérature récente (faible nombre de pays disponibles, caractère non aléatoire de leur sélection)<sup>11</sup>. Plus précisément, on s'appuie

10. Sur la construction de la question des rapports intergénérationnels comme un « problème intergénérationnel », voir par exemple les travaux de Hummel & Hugentobler (2007).

11. Dans les cas où le nombre d'unités de niveau 2 est faible (inférieur à 25, 30 voire 50), les estimations réalisées par les modèles multiniveaux classiques sont peu fiables, notamment à propos des paramètres aléatoires (Browne & Draper, 2006 ; Bryan & Jenkins, 2016 ; Stegmueller, 2013). L'estimation de tels types de modèle, réalisée selon des méthodes fréquentistes ou bayésiennes, conduit néanmoins à des résultats similaires à ceux présentés dans cet article.

sur deux séries de modèles dont les variables dépendantes sont les deux scores synthétiques étudiés et dans lesquels sont introduits les variables indépendantes suivantes : la classe d'âge, le sexe, la durée des études, le statut d'emploi (en emploi ou non), l'année d'enquête. Concernant la variable pays, c'est l'Allemagne qui est choisie comme référence, en tant que pays de position intermédiaire et dont les résultats descriptifs apparaissent proches pour les jeunes adultes et les personnes d'au moins 65 ans (cf. figure III). Le premier couple de modèles ne contient aucun terme d'interaction. Le second vise à tester l'interaction entre l'effet de l'année d'enquête et celui de la classe d'âge. Le troisième couple de modèles met en évidence l'interaction entre la classe d'âge et le pays de résidence.

### **3.1. La crise et l'intervention de l'État : plus d'impact sur l'opinion des jeunes que chez leurs aînés**

Le soutien à l'intervention de l'État (score de « rôle de l'État ») apparaît significativement plus élevé pour les jeunes adultes que pour les 65 ans ou plus, toutes choses égales par ailleurs (tableau 1). Au contraire, être un jeune adulte plutôt qu'un « senior » n'a pas d'effet significatif sur l'adhésion à une hausse des dépenses sociales. L'effet estimé d'être jeune adulte diverge donc de ce que suggéraient les résultats descriptifs, où les scores moyens des jeunes étaient en général inférieurs à ceux des 65 ans ou plus en 2016 et plus encore en 2006 (cf. figure II et III). Si, toutes choses égales par ailleurs, il est de la responsabilité de l'État d'intervenir dans davantage de domaines pour les jeunes plus que pour leurs aînés devenus inactifs, c'est probablement en raison de la plus grande diversité des risques sociaux auxquels sont confrontés les jeunes ou de la relativement plus faible protection publique dont ils bénéficient actuellement dans de nombreux pays (indemnisation du chômage, accès aux minima sociaux, etc.).

Comparés aux autres adultes d'âge actif, les jeunes adultes sont significativement moins favorables à la hausse des dépenses sociales, mais cette différence n'est pas significative concernant le rôle de l'État une fois le statut d'emploi pris en compte. Ce résultat souligne l'importance de la phase d'entrée sur le marché du travail pour les jeunes, la survenue des premières expériences de travail pouvant s'avérer déterminante dans l'évolution de la perception des inégalités et du

système de protection sociale chez les jeunes (Amadiou & Clément, 2016 ; Papuchon, 2018). Il est toutefois difficile d'interpréter de façon tranchée l'effet de la classe d'âge sur le score de souhaits d'évolution des dépenses.

La différence entre les effets d'âge apparents dans les statistiques descriptives (cf. la figure 1 qui faisait apparaître que les scores moyens des jeunes tendent à être inférieurs ou égaux à ceux des personnes âgées d'au moins 65 ans) et ceux des résultats de la modélisation pourrait s'expliquer par divers effets de composition : en particulier, les jeunes adultes ont un plus haut niveau d'études (dont l'effet est négatif), et les seniors sont plus souvent des femmes que des hommes (or être une femme est associé à des scores supérieurs).

Avoir un emploi et un niveau d'études élevé, marqueurs de positions sociales plus valorisées, sont quant à eux associés à des opinions plutôt moins favorables à l'extension de l'intervention publique en matière sociale, tant du point de vue de l'étendue des interventions que des dépenses souhaitables. Ces résultats tendent à valider l'hypothèse selon laquelle les personnes en situation plus favorable, qui bénéficient moins de l'intervention de l'État, soutiennent moins cette intervention [H2].

Enfin, les opinions sont plus favorables à l'intervention publique en 2016 qu'en 2006, notamment en ce qui concerne le principe de l'intervention, ce qui valide l'hypothèse selon laquelle la crise a conduit à une demande croissante d'intervention publique [H3]. L'introduction d'une interaction entre l'année d'enquête et la classe d'âge permet de vérifier que, pour le rôle de l'État, cet effet est plus important chez les jeunes adultes que chez les seniors (tableau 2). Il ne se réduit pas, par exemple, à la moindre probabilité d'être en emploi, contrôlée dans le modèle.

### **3.2. Un effet d'âge variable suivant le pays**

Les différences entre pays de résidence ne semblent négligeables pour aucun des deux scores (tableau 1), confirmant l'idée selon laquelle l'opinion sur le rôle du gouvernement et le montant de ses dépenses sociales dépendent du contexte national. Cependant, les résultats des estimations ne correspondent que partiellement à l'hypothèse correspondante [H1]. Concernant le rôle de l'État, ils sont conformes aux attentes pour les pays libéraux (coefficients négatifs) ainsi que pour la Norvège et la Finlande (coefficients

Tableau 1 – Modèles de régression linéaire

	Modèle sans interaction	
	Rôle de l'État	Dépenses
Jeune adulte	0.48***	-0.02 (ns)
31-64 ans	0.40***	0.18***
65 ans ou plus	Réf.	Réf.
Homme	Réf.	Réf.
Femme	0.64***	0.33***
Nombre d'années d'études (variable numérique)	-0.13***	-0.05***
Pas en emploi	Réf.	Réf.
En emploi	-0.82***	-0.33***
2006	Réf.	Réf.
2016	0.23***	0.07***
Allemagne	Réf.	Réf.
République tchèque	-0.74***	-0.85***
Finlande	0.55***	-0.71***
France	0.40***	-1.44***
Hongrie	1.53***	0.85***
Nouvelle-Zélande	-1.65***	-0.83***
Norvège	1.89***	-0.73***
Slovénie	2.57***	0.12 (ns)
Espagne	2.82***	1.07***
Suède	-0.53***	-0.36***
Suisse	-1.51***	-0.92***
Grande-Bretagne	-0.88***	-0.56***
États-Unis	-1.92***	0.01 (ns)
Lettonie	1.05***	0.81***
R2 ajusté	0.17	0.13

Note : \*\*\* coefficient significatif au seuil de 0.001 ; \*\* coefficient significatif au seuil de 0.01 ; \* coefficient significatif au seuil de 0.05 ; (ns) coefficient non significatif au seuil de 0.05.

Source et champ : ISSP 2006, 2016, personnes d'au moins 18 ans.

Tableau 2 – Interaction de l'effet de la classe d'âge et de l'année

	Interaction année*âge	
	Rôle de l'État	Dépenses
<i>Effet d'être en 2016 plutôt qu'en 2006...</i>		
pour les 65 ans ou plus	0.06 (ns)	0.01 (ns)
pour les jeunes adultes, par rapport à l'effet pour les 65 ans ou plus	0.47***	0.10 (ns)
pour les 31-64 ans, par rapport à l'effet pour les 65 ans ou plus	0.14 (ns)	0.07 (ns)
R2 ajusté	0.17	0.13

Notes : les variables de contrôle sont les mêmes que celles introduites dans les modèles du tableau 1 (résultats disponibles auprès de l'auteur). \*\*\* coefficient significatif au seuil de 0.001 ; \*\* coefficient significatif au seuil de 0.01 ; \* coefficient significatif au seuil de 0.05 ; (ns) coefficient non significatif au seuil de 0.05.

Source et champ : ISSP 2006, 2016, personnes d'au moins 18 ans.

positifs) ou l'Allemagne et la France (position intermédiaire), mais pas pour la plupart des pays d'Europe centrale et orientale (coefficients positifs sauf pour la République tchèque), pour

l'Espagne (coefficient positif) ou pour la Suède (coefficient négatif). Le modèle cherchant à expliquer l'opinion sur l'évolution à donner aux dépenses sociales conduit aussi à des conclusions

qui divergent par rapport aux résultats attendus (cf. tableau 1) : relativement à l'Allemagne, les opinions sont plus favorables en Espagne, et elles le sont moins dans les pays scandinaves et surtout en France.

Au-delà de ces variations moyennes des scores, l'effet de l'âge diffère lui aussi d'un pays à l'autre – surtout à propos du rôle de l'État – même à caractéristiques sociales identiques, comme l'indiquent les tests de l'effet d'interaction entre la classe d'âge et le pays (voir tableau 3). Par rapport à l'Allemagne, pays dans lequel les réponses moyennes des jeunes adultes et celles des 65 ans et plus sont très proches pour chaque vague d'enquête (y compris après contrôle des variables introduites dans le modèle)<sup>12</sup>, cet effet d'interaction est significatif dans 9 pays sur 13 pour le rôle de l'État et dans 4 cas sur 13 pour les dépenses. Avoir 30 ans ou moins plutôt que 65 ans ou plus a un effet positif sur le score de rôle de l'État visiblement très prononcé dans les pays libéraux (hors Grande-Bretagne), et un effet négatif dans les pays scandinaves, en République tchèque et en Lettonie. Dans le cas du score de dépense souhaitée, si l'effet d'être jeune adulte plutôt qu'un senior n'est pas significatif au niveau de l'ensemble de l'échantillon (cf. tableau 1), l'effet d'interaction entre âge et pays se révèle néanmoins significatif du fait de la

Finlande, de la Suède et de la République tchèque d'une part (coefficient négatif) et des États-Unis d'autre part (coefficient positif) (tableau 3).

Ce faisceau de résultats tend ainsi à confirmer que l'écart d'opinions entre classes d'âge varie en fonction du contexte national, mais pas dans le sens suggéré par l'approche en termes de régime de protection sociale, selon laquelle les écarts devraient être faibles dans les régimes socio-démocrates et libéraux, et forts dans les autres. Ces estimations sont cohérentes avec les résultats descriptifs présentés dans la figure III.

L'effet lié au fait d'être jeune adulte varie donc en fonction du contexte national et il est plus élevé en 2016 qu'au seuil de la crise, du moins à propos de ce qui relève de la responsabilité de l'État. Toutes choses égales par ailleurs, les jeunes adultes ne sont pas moins favorables à l'intervention publique que les seniors. La détérioration des conditions d'entrée dans la vie adulte et son effet sur les trajectoires sociales escomptées semble ainsi avoir provoqué un élargissement du périmètre souhaité de

12. Voir les résultats descriptifs présentés dans le graphique 3 et les coefficients non significatifs au seuil de 0.05 exposés dans la première ligne du tableau 3.

Tableau 3 – Interaction entre l'effet de la classe d'âge et le pays de résidence

	Interaction pays*âge	
	Rôle de l'État	Dépenses
Effet d'être jeune adulte plutôt que d'avoir 65 ans ou plus en Allemagne	0.42	0.06
<i>Par rapport à l'Allemagne</i>		
République Tchèque	-1.30***	-0.45*
Finlande	-0.70*	-0.65**
France	-0.32	-0.08
Hongrie	0.22	-0.27
Nouvelle-Zélande	0.79*	-0.33
Norvège	-0.93**	-0.31
Slovénie	-0.60	0.03
Espagne	0.82**	0.26
Suède	-0.73*	-0.43*
Suisse	1.57***	0.37
Grande-Bretagne	0.34	0.16
États-Unis	2.19***	0.57**
Lettonie	-1.00**	-0.35
R2 ajusté	0.17	0.14

Notes : les variables de contrôle sont les mêmes que celles introduites dans les modèles du tableau 1 (résultats disponibles auprès de l'auteur). \*\*\* coefficient significatif au seuil de 0.001 ; \*\* coefficient significatif au seuil de 0.01 ; \* coefficient significatif au seuil de 0.05 ; (ns) coefficient non significatif au seuil de 0.05.

Source et champ : ISSP 2006, 2016, personnes d'au moins 18 ans.

l'intervention publique dans le domaine des politiques sociales.

Cependant, les variations analysées proviennent-elles des mêmes domaines de politique sociale dans tous les pays ? Sur quoi repose cette répartition inattendue des écarts au niveau international entre les opinions émises par les jeunes et leurs aînés ? Comment comprendre la contre-tendance décrite pour les pays scandinaves et qu'en est-il du clivage intergénérationnel tant rebattu à propos des pays conservateurs au sens d'Esping-Andersen ? C'est à ces questions qu'est consacrée la dernière partie de l'article.

#### 4. Régimes d'État-providence et évolution des opinions des jeunes adultes

Pour rester dans le cadre de l'article, on se concentre ici sur la situation des pays libéraux, des pays scandinaves et de trois pays conservateurs et méditerranéens qui ont fait l'objet de la plupart des travaux récents sur les jeunes adultes : l'Allemagne, l'Espagne et la France.

##### 4.1. Une poussée de la demande de réduction des inégalités économiques dans les pays libéraux

En 2016, les jeunes sont plus favorables que les seniors au développement du rôle de l'État dans

les pays libéraux (voir annexe 4)<sup>13</sup>. Cet écart s'est nettement accru en dix ans aux États-Unis et en Suisse. En 2006, c'étaient même les plus âgés qui présentaient les moyennes les plus élevées en Nouvelle-Zélande et en Grande-Bretagne.

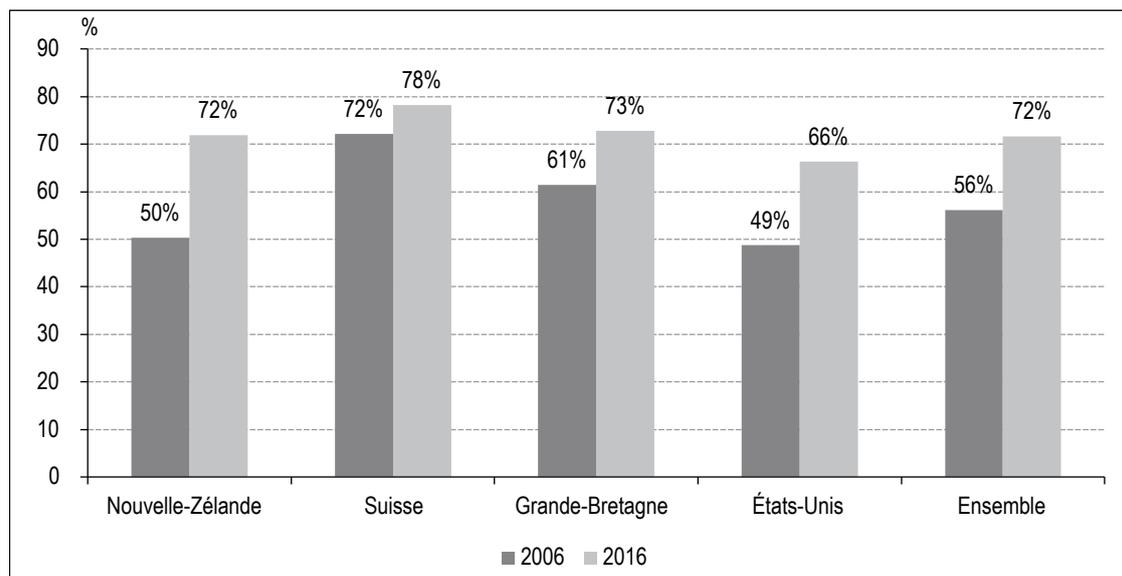
Cette demande croissante d'intervention publique chez les jeunes repose sur une forte hausse de l'aspiration à la réduction des inégalités, qui contribue pour moitié à la hausse du score global. En 2006, 56 % d'entre eux considéraient que l'État devait intervenir pour réduire les différences entre les riches et les pauvres contre 72 % en 2016 (figure IV), 23 % étant « absolument » de cet avis en 2006 contre 31 % dix ans plus tard.

Cette évolution provient principalement des jeunes dont la durée des études est supérieure à la médiane : la part des enquêtés « absolument d'accord » y augmente de 11 points, tandis que l'ensemble de ceux qui y sont favorables progresse de 22 points<sup>14</sup>. La hausse est très notable parmi les jeunes qui ne sont pas en emploi au moment de l'enquête (+21 points), même si elle est également nette chez ceux qui occupent un emploi (+13 points).

13. En revanche, les opinions concernant le niveau des dépenses ont eu tendance à converger.

14. Les écarts chez ceux qui ont fait des études plus courtes, respectivement de 5 points et 7 points, ne sont pas significatifs.

Figure IV – Réduire les différences entre les riches et les pauvres : une responsabilité de l'État selon les jeunes adultes



Source et champ : ISSP 2006, 2016 ; 18-30 ans aux États-Unis, en Grande-Bretagne, en Nouvelle-Zélande et en Suisse.

L'autre forte hausse concerne la nécessité d'assurer un niveau de vie minimum aux chômeurs. Elle contribue à hauteur d'un tiers à l'augmentation du score moyen de rôle de l'État des jeunes, tandis qu'aucun changement n'est observé à ce sujet parmi les personnes de 65 ans ou plus. Chez les jeunes adultes, les avis favorables à ce type d'intervention passent de 53 % à 65 % entre 2006 et 2016, une progression similaire qu'ils aient ou non un emploi, ou qu'ils aient fait des études plutôt longues ou non. En revanche, les écarts entre jeunes à propos de la nécessité que le gouvernement assure un emploi à tous se sont accrus sur la période. Cette idée est désormais soutenue par deux tiers de ceux qui ont accompli les études les moins longues (+9 points), contre la moitié de ceux dont la durée d'études est supérieure à la médiane (stable)<sup>15</sup>.

Dans le contexte des régimes libéraux, où les trajectoires de chaque génération semblent plus proches qu'ailleurs, avec toutefois des inégalités fortes entre personnes du même âge et aussi entre classes d'âge (Chauvel & Schröder, 2014 ; Hausermann & Schwander, 2013), la crise se manifeste donc par des effets importants sur l'opinion des jeunes adultes. La dégradation de leur situation (baisse du taux d'emploi, augmentation de l'endettement étudiant), l'expansion de la précarité et le développement des inégalités intragénérationnelles se traduit chez les jeunes par un basculement des attitudes en faveur de la réduction des inégalités, mais aussi – surtout parmi les moins diplômés – en faveur de l'emploi public et du soutien aux chômeurs. La hausse considérable de l'adhésion à l'objectif de réduction des inégalités chez ceux qui ont accompli des études longues pourrait signaler un désajustement particulièrement marqué entre les espoirs fondés sur leur cursus – et les investissements personnels et familiaux induits – et les conditions rencontrées en début de vie active. Les réponses des moins diplômés soulignent aussi les difficultés que rencontrent ces derniers sur le marché du travail.

#### **4.2. Un recul du rôle attendu de l'État en Finlande et Norvège, mais pas en Suède**

La situation des pays scandinaves apparaît bien différente de celle des pays libéraux, pas tant en raison du niveau des scores – ceux des jeunes scandinaves et anglo-saxons ne sont pas si éloignés – que de leurs dynamiques respectives, avec des évolutions moins homogènes dans les pays scandinaves et sans progression du score du rôle de l'État (figure V). En Finlande et en Norvège, c'est le score de « dépenses sociales »

des seniors qui recule le plus entre 2006 et 2016. Sa baisse est néanmoins également statistiquement significative chez les jeunes (-0.3 point), les deux tiers provenant de l'opinion sur les dépenses d'indemnisation du chômage. En 2016, ils sont plus souvent favorables à leur diminution qu'en 2006 (37 % contre 26 %), surtout ceux qui occupent d'un emploi.

Remarquons que, sur la base des données du module « Sens du travail » de l'ISSP 2015, les jeunes des pays scandinaves, moins exposés au risque de chômage que les jeunes dans d'autres pays, le sont davantage au risque de devoir cumuler deux emplois : 3 jeunes sur 10 ont été dans ce cas au moins une fois au cours des douze mois précédant l'enquête, soit le double de la proportion observée pour les 31-60 ans (figure VI), un niveau et des écarts du même ordre que ceux observés pour les pays libéraux ou la République tchèque. On ne peut ainsi interpréter l'évolution des opinions sur les dépenses pour la prise en charge du chômage comme une moindre inquiétude des jeunes générations sur leur situation. Au contraire, la perception des jeunes des pays scandinaves sur leur position dans l'échelle sociale se dégrade<sup>16</sup> : la part des jeunes qui se situent dans la moitié inférieure de l'échelle sociale passe de 37 % à 47 % entre 2006 et 2016, tandis que la part de ceux qui se positionnent dans le tiers supérieur recule de 17 % à 10 %.

La Suède se démarque néanmoins de la Finlande et de la Norvège par une progression des opinions en faveur de l'augmentation des dépenses sociales. Du point de vue des politiques publiques en direction des jeunes adultes, les travaux de Thévenon (2015) distinguaient plutôt deux sous-ensembles constitués par la Finlande et le Danemark d'une part, la Suède et la Norvège d'autre part. Mais la divergence sur le plan des opinions rejoint un certain nombre de spécificités du profil de la Suède : c'est le seul de ces quatre pays dont les dépenses sociales en part du PIB n'ont pas nettement augmenté au cours de la crise<sup>17</sup>, malgré la hausse du chômage des jeunes ; c'est aussi le pays où, en 2015, l'indicateur de stress au travail de l'OCDE<sup>18</sup> était le plus élevé

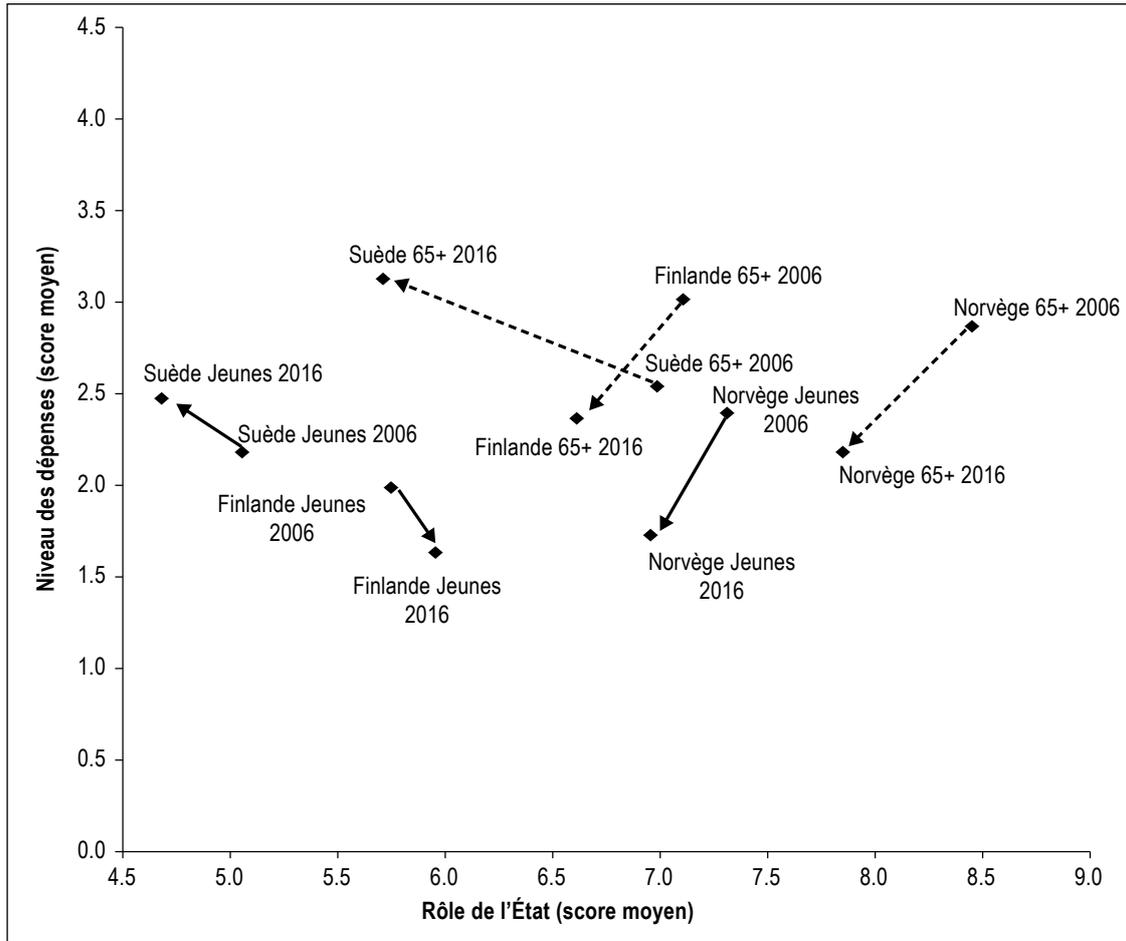
15. Les premiers sont deux fois plus nombreux que les seconds à adhérer fortement à cet objectif (25 % contre 13 %).

16. Échelle graduée de 1 à 10 : « Dans notre société, il y a des groupes qui sont plutôt au sommet de la société et d'autres qui sont plutôt en bas. Voici une échelle qui va du sommet au bas. Où vous classeriez-vous sur cette échelle ? »

17. Base de données sur les dépenses sociales de l'OCDE (SOCX).

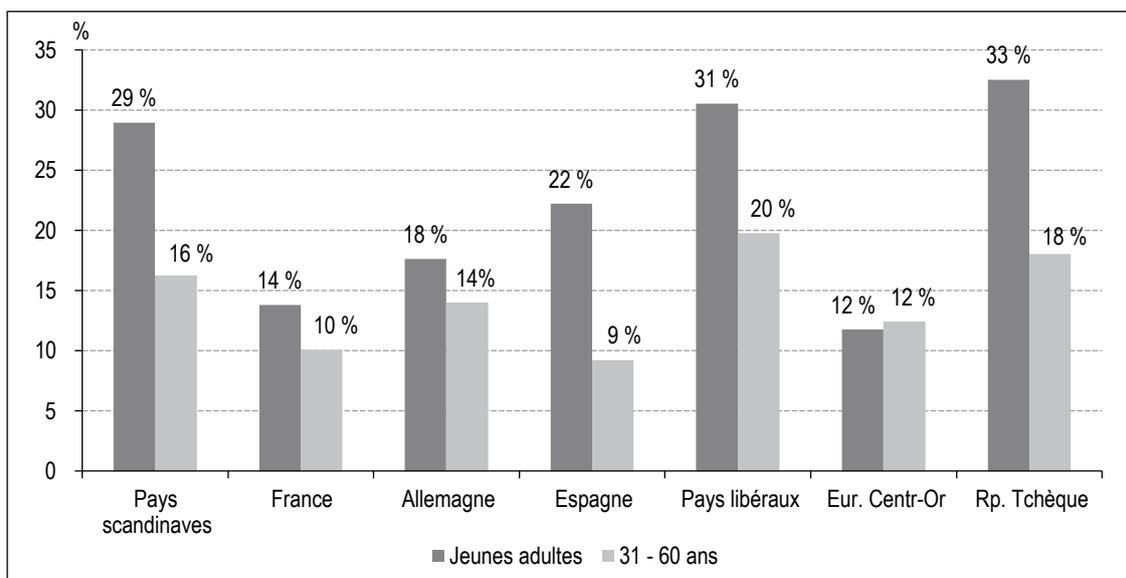
18. Un emploi est considéré comme facteur de stress quand le travailleur fait face à des demandes qui dépassent les ressources à sa disposition (OCDE, 2013, chapitre V).

Figure V – Espace des scores dans les pays scandinaves



Source et champ : ISSP 2006, 2016 ; 18-30 ans et 65 ans et plus.

Figure VI – Part des personnes qui ont eu un deuxième emploi au cours des douze derniers mois



Source et champ : ISSP 2015 ; 18-30 ans et 31-60 ans.

parmi les 15-29 ans dans l'ensemble des pays étudiés (après l'Espagne). Thévenon souligne aussi que la Suède est le pays scandinave où le taux de jeunes sans emploi ayant quitté le système éducatif sans bénéficier d'aucune aide publique est le plus élevé (Thévenon, 2015).

Les opinions des jeunes pourraient également être affectées par la hausse des inégalités et de la pauvreté, plus forte au cours des vingt dernières années en Suède qu'en Finlande ou en Norvège. Entre 1995 et 2016, le coefficient de Gini a augmenté d'un tiers en Suède, tandis que le taux de pauvreté (au seuil de 50 %) des personnes de 65 ans ou plus triplait (OCDE, 2019, pp. 187-189). L'érosion de la position sociale subjective des jeunes scandinaves observée entre 2006 et 2016 fait écho à la « démoynisation » de la société qui semble s'opérer dans les pays du régime social-démocrate depuis le milieu des années 1990.

### 4.3. Pays conservateurs et méditerranéens : un clivage intergénérationnel qui s'estompe

D'opinions relativement proches concernant le rôle de l'État, les Allemands et les Français se distinguent à propos de l'évolution souhaitable des dépenses sociales (cf. figure III), les premiers étant nettement plus favorables à leur augmentation. Ces deux pays ont néanmoins en commun une hausse nette du soutien des jeunes adultes à l'intervention publique, tant du point de vue du rôle de l'État que de ses dépenses. Elle repose principalement sur l'évolution des opinions à l'égard des domaines dont ils bénéficient, à première vue, le moins directement : les politiques de retraite et de santé, avec des hausses de 10 à 20 points pour les modalités « Absolument » (tableaux 4 et 5). La question des dépenses de santé en Allemagne mise à part, les réponses des personnes de 65 ans ou plus se révèlent relativement stables d'une vague d'enquête à l'autre, et l'opinion des jeunes a eu tendance à rejoindre celle de leurs aînés entre 2006 et 2016.

Tableau 4 – Opinion sur les politiques de santé et en direction des personnes âgées en France

(En %)

	30 ans ou moins		65 ans ou plus	
	2006	2016	2006	2016
C'est de la responsabilité de l'État...				
<i>D'assurer un niveau de vie décent aux personnes âgées</i>				
Absolument	36	55	65	63
Oui	54	40	32	34
Non	8	6	3	3
Absolument pas	2	0	3	2
<i>D'assurer les soins aux malades</i>				
Absolument	48	60	60	60
Oui	42	37	32	34
Non	7	2	7	5
Absolument pas	4	1	2	1
L'État devrait dépenser plus ou moins...				
<i>Pour les retraites</i>				
Dépenser beaucoup plus	9	15	19	21
Dépenser plus	32	43	36	32
Maintenir les dépenses actuelles	48	36	42	42
Dépenser moins	9	5	2	4
Dépenser beaucoup moins	3	2	1	1
<i>Pour la santé</i>				
Dépenser beaucoup plus	11	16	25	21
Dépenser plus	35	45	38	37
Maintenir les dépenses actuelles	45	34	32	34
Dépenser moins	6	5	5	8
Dépenser beaucoup moins	3	0	0	1

Source et champ : ISSP 2006, 2016, personnes de 18-30 ans et 65 ans ou plus résidant en France métropolitaine.

Tableau 5 – Opinion sur les politiques de santé et en direction des personnes âgées en Allemagne

(En %)

	30 ans ou moins		65 ans ou plus	
	2006	2016	2006	2016
C'est de la responsabilité de l'État...				
<i>D'assurer un niveau de vie décent aux personnes âgées</i>				
Absolument	40	52	52	57
Oui	53	43	43	38
Non	6	5	4	5
Absolument pas	1	0	1	0
<i>D'assurer les soins aux malades</i>				
Absolument	47	61	59	59
Oui	50	38	37	37
Non	3	1	3	3
Absolument pas	0	0	1	1
L'État devrait dépenser plus ou moins...				
<i>Pour les retraites</i>				
Dépenser beaucoup plus	18	28	21	25
Dépenser plus	33	46	40	40
Maintenir les dépenses actuelles	40	23	37	34
Dépenser moins	8	3	2	1
Dépenser beaucoup moins	2	0	0	0
<i>Pour la santé</i>				
Dépenser beaucoup plus	20	26	21	32
Dépenser plus	48	46	46	45
Maintenir les dépenses actuelles	24	27	28	22
Dépenser moins	8	1	4	1
Dépenser beaucoup moins	1	0	0	0

Source et champ : ISSP 2006, 2016, personnes de 18-30 ans et 65 ans ou plus résidant en Allemagne.

L'idée selon laquelle il existerait un clivage entre les jeunes adultes et les plus âgés concernant les politiques de protection sociale dans des pays bismarckiens ou « conservateurs » paraît donc de moins en moins valide empiriquement. Il est possible que ce rapprochement entre classes d'âge provienne d'une modification générale de la façon dont les jeunes jugent le niveau de vie ou la situation sociale des retraités. En France, par exemple, la part des jeunes adultes qui estiment que le niveau de vie moyen des retraités est moins bon que celui de l'ensemble de la population est passée de 33 % en 2006 à 63 % en 2016 tandis que cette appréciation progressait à un rythme bien moindre – de 40 % à 47 % – chez les 65 ans ou plus<sup>19</sup>.

Les jeunes français se différencient aujourd'hui des jeunes allemands aussi par la position qu'ils occupent sur le marché du travail. Les vagues 2005 et 2015 de l'ISSP montrent qu'en France l'inquiétude à l'idée de perdre son emploi et

l'opinion selon laquelle il serait difficile d'en retrouver un de niveau équivalent ont nettement augmenté en dix ans avec la dégradation de la situation des jeunes sur le marché du travail. Au contraire, en Allemagne, la difficulté à trouver un travail a notablement diminué, que l'on se fie à ces indicateurs subjectifs ou au taux de chômage des jeunes. Le taux de pauvreté des jeunes a cependant fortement augmenté en Allemagne depuis 2010 et atteint aujourd'hui des niveaux nettement supérieurs aux taux observés en France. Il semble également que la part des jeunes travaillant plus de 40 heures et de ceux travaillant moins de 20 heures ait augmenté en Allemagne entre 2005 et 2015 (ISSP). La faiblesse des tailles d'échantillons rend toutefois très difficile d'étudier la façon dont ces inégalités se répercutent sur les opinions des jeunes adultes.

19. Baromètre d'opinion de la DREES, 2006-2016.

L'Espagne – où les politiques sociales sont peu orientées vers les jeunes – se démarque par des scores élevés et par la proximité des résultats des jeunes adultes et des personnes d'au moins 65 ans. Quoique le choc économique et social causé par la crise y ait été particulièrement sévère, les indicateurs utilisés ne permettent pas d'en saisir un impact sur l'opinion à propos des politiques de protection sociale. Les vagues de 2005 et 2015 (« Sens du travail ») apparaissent plus pertinentes de ce point de vue : la part des jeunes en emploi qui jugent qu'il serait difficile pour eux de retrouver un emploi comparable au leur est passée de 28 % en 2005 – niveau le plus bas des pays étudiés – à 60 % en 2015 – niveau le plus élevé – tandis que la part des jeunes qui se pensent dans le tiers inférieur de l'échelle sociale est passée de 3 % à 13 %.

\* \*  
\*

Cet article étudie pour la première fois l'opinion des jeunes adultes sur les politiques sociales – le rôle de l'État et le niveau de ses dépenses – en Europe et dans les pays libéraux ainsi que les écarts d'opinion entre ceux-ci et leurs aînés, et leur évolution dans une période marquée par la crise de 2008.

L'analyse des données de l'ISSP révèle que les années de crise se sont traduites par une progression du soutien des jeunes adultes à l'intervention publique en matière de protection sociale ainsi qu'une tendance au rapprochement de leurs opinions d'un pays à l'autre, pays scandinaves mis à part. Cette hausse est interprétée comme un effet de la dégradation des conditions d'entrée des jeunes dans la vie adulte et de leurs perspectives, qui se produit selon des modalités différentes selon les contextes nationaux. En touchant au premier chef ceux dont l'entrée sur le marché du travail est la plus récente ou qui se préparent à y entrer, la crise s'est traduite par une hausse du soutien à l'intervention publique plus prononcée chez les jeunes adultes que chez les autres adultes d'âge actif ou que chez leurs aînés.

Ni l'hypothèse des publics parallèles ni les déductions tirées d'une lecture des typologies classiques de régimes de protection sociale selon le prisme générationnel ne sont validées par les résultats présentés. De fortes divergences sont observées dans des pays habituellement considérés comme proches : entre la France et l'Allemagne, entre la

République tchèque et les autres pays d'Europe centrale et orientale, ou encore entre la Suède et la Finlande ou la Norvège. Dans les pays dits « libéraux », les jeunes tendent à être nettement plus favorables à l'extension du rôle de l'État que les personnes âgées de 65 ans ou plus, surtout après la crise de 2008.

D'un point de vue dynamique, les écarts entre les jeunes et leurs aînés s'accroissent dans les pays libéraux et se réduisent dans les pays conservateurs, tandis que le souhait d'une protection sociale accrue reste élevé dans les pays où elle était relativement moins développée (Espagne, Europe centrale et orientale). On observe en revanche un phénomène d'évolution parallèle des opinions des jeunes adultes et des seniors en Suède et en Norvège, qui s'inscrit dans une tendance antérieure plutôt moins favorable qu'ailleurs au développement de l'intervention publique.

Quelques limites découlant des contraintes imposées par les données sont toutefois à souligner. La faible taille des échantillons empêche de distinguer étudiants, salariés, étudiants salariés et, globalement, la position de classe des jeunes, réduisant les possibilités d'appréhender les trajectoires dans lesquelles ils sont susceptibles de s'inscrire. L'impossibilité de tenir compte de la co-résidence des jeunes adultes qui vivent toujours chez leurs parents est aussi un inconvénient notable, car cette forme de transfert familial varie fortement d'un pays à l'autre ; l'impact des rapports rapprochés avec les parents induits par ces situations sur les opinions politiques et sociales des jeunes reste, à notre connaissance, peu étudié. Enfin, les variables de contrôle disponibles restent trop frustes pour pouvoir approcher avec une précision satisfaisante la situation économique des jeunes adultes. Les ressources dont ils disposent sont particulièrement difficiles à appréhender comme le soulignent régulièrement les travaux sur cette population.

Ces résultats suggèrent diverses pistes de recherche future, par exemple sur la jeunesse des pays libéraux ou sur la perte d'efficacité de la « rhétorique des générations » (Hummel & Hugentobler, 2007) dans les pays conservateurs. Des travaux complémentaires pourraient aussi s'attacher à tenir compte plus précisément des décisions politiques prises à la suite de cette crise, afin de distinguer l'effet des réformes adoptées des autres manifestations de la dégradation des conditions d'accès des jeunes à l'âge adulte. Les résultats présentés invitent également, en creux, à se pencher sur l'étude des différenciations de classe dans les voies d'accès à l'âge adulte et leur

traduction subjective : une nouvelle diversité mais peut-être aussi de nouveaux rapprochements entre jeunes des différents pays pourraient ainsi être mis au jour, qui échappent à une sociologie qui tend

trop souvent à considérer la jeunesse comme un tout homogène essentiellement construit par l'interaction des politiques publiques et des modèles nationaux de transferts intrafamiliaux. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Amadiou, T. & Clément, C. (2016).** Passage à l'âge adulte et sentiments d'injustice. *Agora débats/jeunesses*, 74(3), 7–24. <https://doi.org/10.3917/agora.074.0007>

**Arts, W. & Gelissen, J. (2001).** Welfare States, solidarity and justice principles: does the type really matter. *Acta Sociologica*, 44(4), 283–299. <https://doi.org/10.1177%2F000169930104400401>

**Arts, W. & Gelissen, J. (2002).** Three worlds of welfare capitalism or more. A state-of-the-art report. *Journal of European Social Policy*, 12(2), 137–158. <https://doi.org/10.1177%2F0952872002012002114>

**Bréchon, P. (2002).** Les grandes enquêtes internationales (eurobaromètres, valeurs, ISSP) : apports et limites. *L'année sociologique*, 52(1), 105–130. DOI 10.3917/anso.021.0105.

**Browne, W.J. & Draper, D. (2006).** A comparison of Bayesian and likelihood-based methods for fitting multilevel models. *Bayesian Analysis*, 1, 473–514. <https://doi.org/10.1214/06-BA117>

**Bryan, M.L. & Jenkin, S.P. (2016).** Multilevel Modelling of Country Effects: A Cautionary Tale. *European Sociological Review*, 32(1), 3–22. <https://doi.org/10.1093/esr/jcv059>

**Cerami, A. & Vanhuyse, P. (2009).** Introduction: Social Policy Pathways, Twenty Years after the Fall of the Berlin Wall. In: A. Cerami & P. Vanhuyse (Eds.), *Post-Communist Welfare Pathways: Theorizing Social Policy Transformations in Central and Eastern Europe*, pp. 1–14. Chippenham and Eastbourne: Palgrave Macmillan.

**Chauvel, L. (1998).** *Le destin des générations : structure sociale et cohortes en France au 20<sup>e</sup> siècle*. Paris: PUF.

**Chauvel, L. & Schröder, M. (2014).** Generational Inequalities and Welfare Regimes. *Social Forces*, 92(4), 1259–1283. <https://doi.org/10.1093/sf/sot156>

**Chenu, A. & Herpin, N. (2006).** Le libéralisme économique gagne les pays Nordiques, la France résiste. In: Lagrange, H. (Ed.), *L'épreuve des inégalités*, pp. 41–66. Paris: PUF.

**Chevalier, T. (2018a).** *La jeunesse dans tous ses États*. Paris: PUF.

**Chevalier, T. (2018b).** Young people, between policies and politics. *French politics*, 17(1), 92–109. <https://link.springer.com/article/10.1057/s41253-018-0076-7>

**Esping-Andersen, G. (1990).** *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.

**Faaß, T., Harkness, J., Heller, M. & Scholz, E. (2008).** *ISSP Study monitoring 2006*. GESIS, *GESIS-Methodenberichte* N° 11.

**Ferrera, M. (1996).** The “Southern Model” of Welfare in Social Europe. *Journal of European Social Policy*, 6(1), 17–37. <https://doi.org/10.1177/095892879600600102>

**Garritzmann, J., Busemeyer, M. & Neimanns, E. (2018).** Public demand for social investment: New supporting coalitions for welfare state reform in Western Europe? *Journal of European Public Policy*, 25(6), 844–861. <https://doi.org/10.1080/13501763.2017.1401107>

**Gaviria, S. (2005).** De la juventud hacia la edad adulta en Francia y España. *Revista de estudios de juventud*, 71, 31–41. [https://www.researchgate.net/publication/28110311\\_De\\_la\\_juventud\\_hacia\\_la\\_edad\\_adulta\\_en\\_Francia\\_y\\_en\\_Espana\\_Sandra\\_Gaviria](https://www.researchgate.net/publication/28110311_De_la_juventud_hacia_la_edad_adulta_en_Francia_y_en_Espana_Sandra_Gaviria)

- Gonthier, F. (2015).** La montée et les bases sociales de l'interventionnisme dans l'Union européenne. *Revue française de sociologie*, 56(1), 7–46. <https://doi.org/10.3917/rfs.561.0007>
- Grislain-Letrémy, C. & Papuchon, A. (2017).** La diminution du soutien aux transferts universels en France : les conceptions du système de protection sociale ébranlées par la crise de 2008. *Revue française des affaires sociales*, 1, 205–229. <https://doi.org/10.3917/rfas.171.0205>
- Hummel, C. & Hugentobler, V. (2007).** La construction sociale du « problème » intergénérationnel. *Gérontologie et société*, 123(4), pp. 71–84. <https://doi.org/10.3917/g.s.123.0071>
- Irwin, S. (1996).** Age Related Distributive Justice and Claims on Resources. *The British Journal of Sociology*, 47(1), 68–92. <https://doi.org/10.2307/591117>
- Joye, D. & Sapin, M. (2018).** International Social Survey Programme ISSP 2016 – Role of Government V: Study Monitoring Report. GESIS.
- Katrougalos, G.S. (1996).** The South European Welfare Model: The Greek Welfare State in Search of an Identity. *Journal of European Social Policy*, 6(1), 39–60. <https://doi.org/10.1177/095892879600600103>
- McLaughlin, E. & Glendinning, C. (1996).** Paying for Care in Europe: Is There a Feminist Approach. In: Hantrais, L. & Mangen, S.P. (Eds), *Family Policy and the Welfare of Women*, pp. 52–69. Loughborough: University of Loughborough.
- OCDE (2013).** *How's life 2013: Measuring Well-being*. OECD Publishing. <http://www.oecd.org/sdd/3013071e.pdf>
- OCDE (2016).** *Society at a Glance 2016: OECD Social Indicators*. Paris: OCDE. [https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/society-at-a-glance-2016\\_9789264261488-en](https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/society-at-a-glance-2016_9789264261488-en)
- OCDE (2019).** *Pensions at a Glance 2019 : OECD and G20 Indicators*. Paris: OCDE. <https://doi.org/10.1787/b6d3dcfc-en>
- Oreopoulos, P., von Wachter, T. & Heisz, A. (2012).** The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1), 1–29. <https://doi.org/10.1257/app.4.1.1>
- Page, B. & Shapiro, B. (1992).** *The Rational Public: Fifty Years of Trends in Americans' Policy Preferences*. Chicago: University of Chicago Press.
- Papuchon, A. (2014).** Les transferts familiaux vers les jeunes adultes en temps de crise : le charme discret de l'injustice distributive. *Revue française des affaires sociales*, 1, 120–143. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/app.4.1.1>
- Papuchon, A. (2018a).** Les jeunes adultes : des points de vue hétérogènes sur le système de protection sociale. *Informations sociales*, 196-197(1), 144–154. <https://doi.org/10.3917/inso.196.0144>
- Papuchon, A. (2018b).** Un recul du sentiment que la protection sociale représente une charge excessive. In: Gonzalez, L., Roussel, R., Héam, J. C., Mikou, M. & Ferretti, C. (Eds.). *La protection sociale en France et en Europe en 2016 - Résultats des comptes de la protection sociale*, pp. 134–140, Paris: DREES.
- Pierson, P. (2002).** Coping with permanent austerity: Welfare State restructuring in affluent democracies. *Revue française de sociologie*, 43(2), 369–406. <https://doi.org/10.2307/3322510>
- Reeskens, T. & van Oorschot, W. (2012).** Those who are in the gutter look at the stars? Explaining perceptions of labour market opportunities among European young adults. *Work, employment and society*, 26(3), 379–395. <https://doi.org/10.1177/0950017012438575>
- Stegmueller, D. (2013).** How Many Countries for Multilevel Modeling? A Comparison of Frequentist and Bayesian Approaches. *American Journal of Political Science*, 57, 748–761. <https://www.jstor.org/stable/23496651>
- Svallfors, S. (1997).** Worlds of Welfare and Attitudes to Redistribution: A Comparison of Eight Western Nations. *European Sociological Review*, 13(3), 283–304. <https://www.jstor.org/stable/522616>
- Thévenon, O. (2015).** Politiques d'aide pour les jeunes en Europe et dans les pays de l'OCDE. INED, Working paper. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.2207.3841>

**Vanhuysse, P. (2006).** Czech Excepcionalism? A Comparative Political Economy Interpretation of Post-Communist Policy Pathways, 1989-2004. *Czech Sociological Review*, 42(6), 1115–1136.  
<https://ssrn.com/abstract=1019038>

**Van de Velde, C. (2008).** *Devenir adulte : sociologie comparée de la jeunesse en Europe*. Paris: PUF.

**Van de Velde, C. (2015).** Les voies de l'autonomie : les jeunes face à la crise en Europe. *Regards*, 2(48), 81–93.  
<https://doi.org/10.3917/regar.048.0081>

---

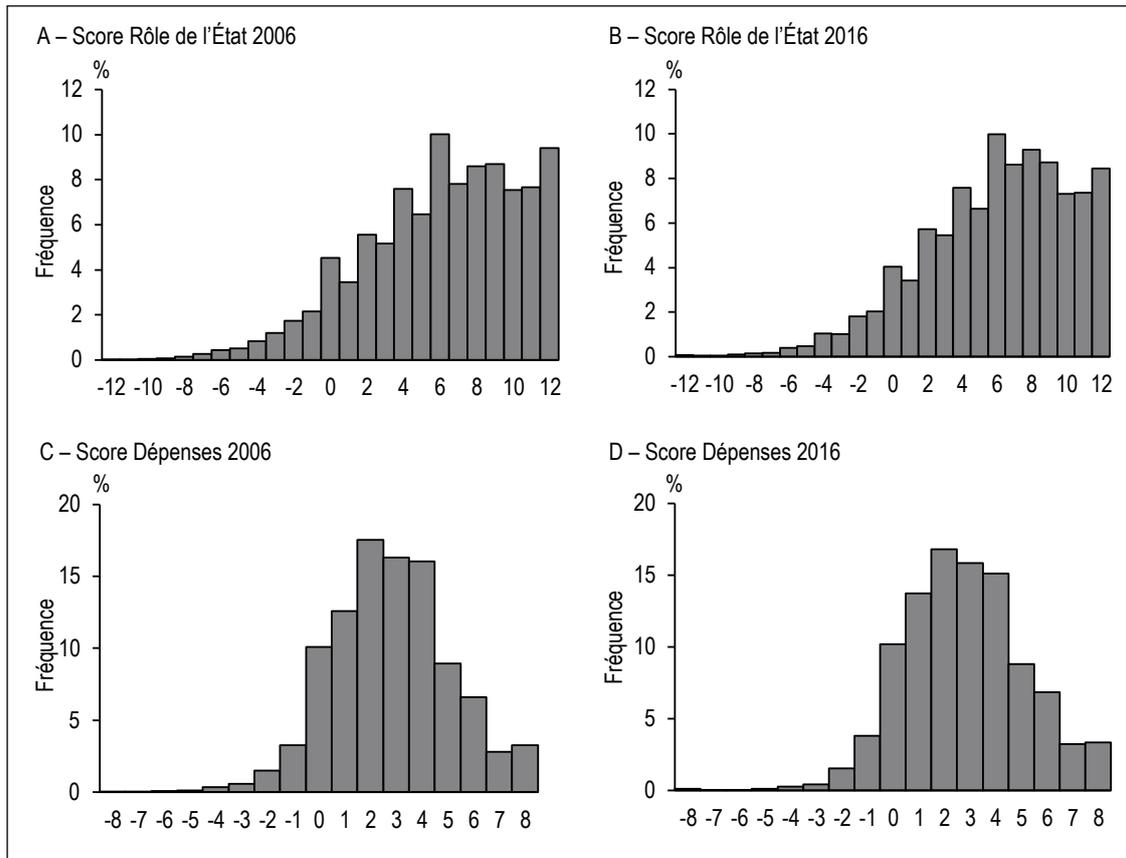
## OBSERVATIONS PAR ANNÉE ET PAYS

	18 - 30 ans		65 ans ou plus	
	2006	2016	2006	2016
Finlande	280	255	169	247
Norvège	230	213	214	270
<i>Total Finlande - Norvège</i>	510	468	383	517
Suède	204	141	215	365
États-Unis	263	267	235	310
Grande-Bretagne	171	194	196	480
Nouvelle-Zélande	193	257	281	363
Suisse	137	187	245	225
<i>Total régimes libéraux</i>	764	905	957	1378
Hongrie	196	122	231	182
Lettonie	279	212	170	165
Slovénie	244	186	190	265
<i>Total Europe centrale et orientale</i>	719	520	591	612
République tchèque	214	209	258	305
Allemagne	267	259	385	425
France	201	137	477	513
Espagne	526	282	507	419
Total	3 405	2 921	3 773	4 534

Source : ISSP 2006, 2016.

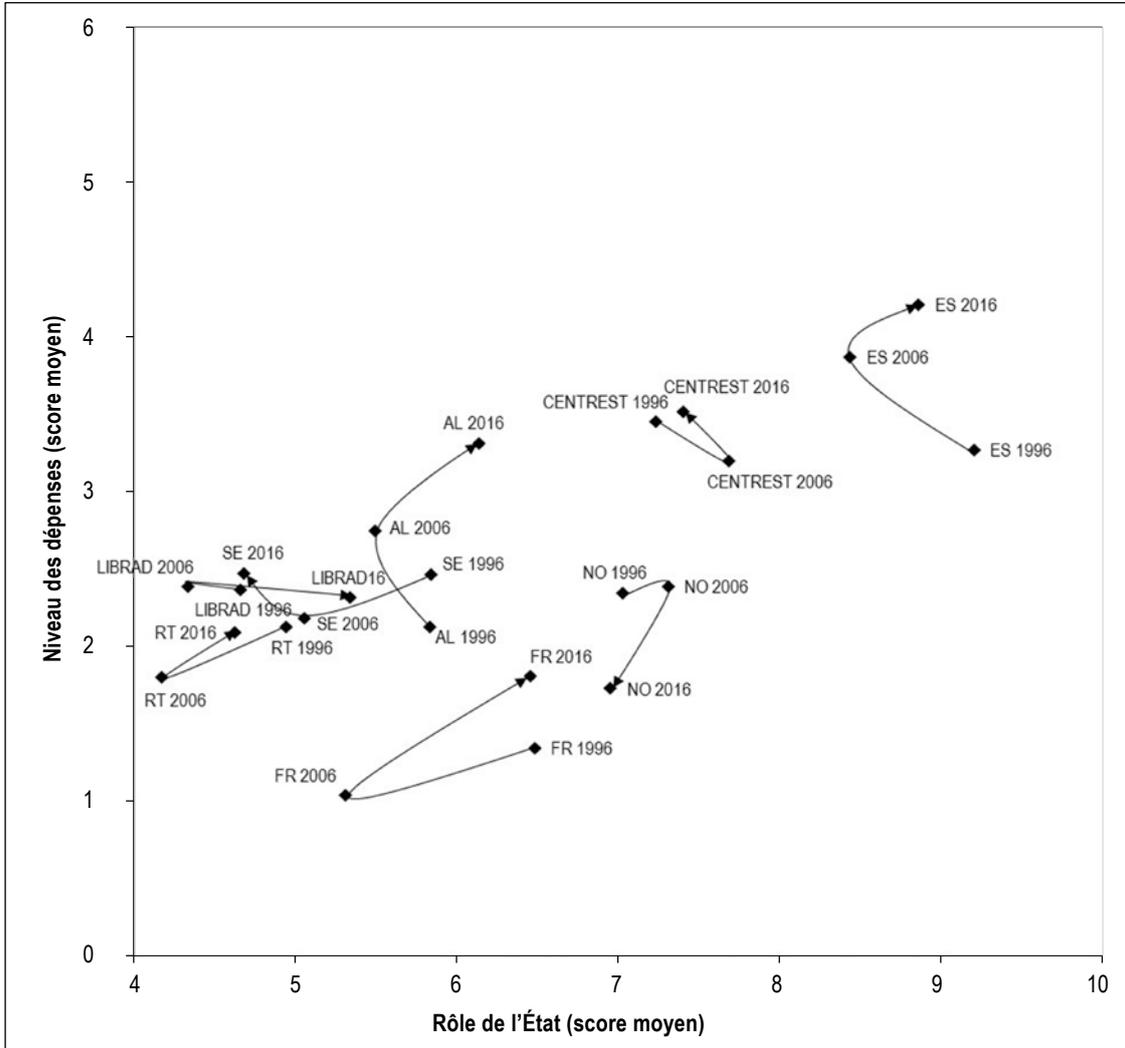
ANNEXE 2

DISTRIBUTION DES SCORES SYNTHÉTIQUES, PAR VAGUE D'ENQUÊTE



Source et champ : ISSP 2006, 2016 ; 18 ans et plus.

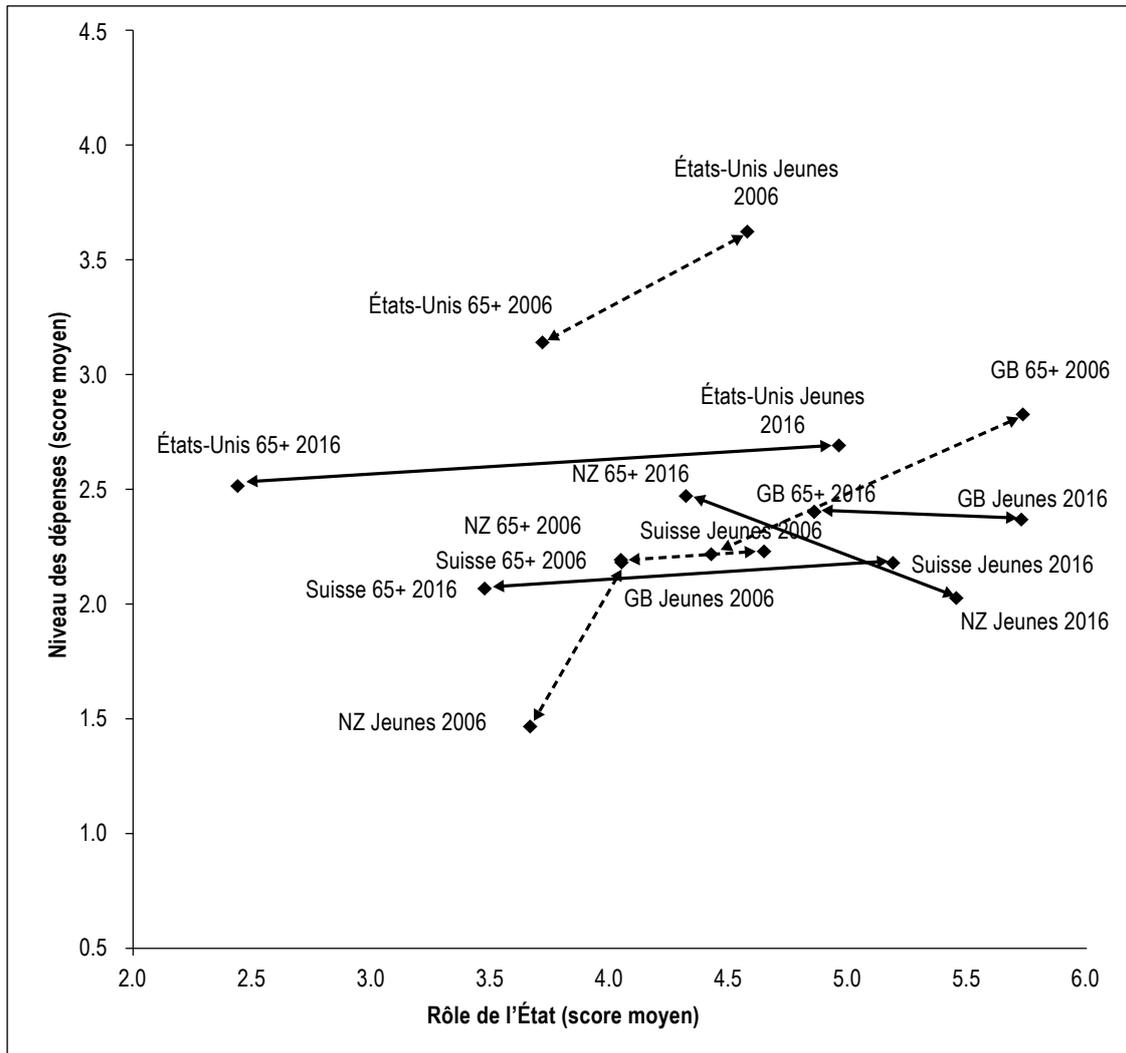
ÉVOLUTION DE L'APPRÉCIATION DES JEUNES SUR LE RÔLE DE L'ÉTAT ET DES DÉPENSES SOCIALES  
ENTRE 1996 ET 2016



Note : LIBRAD : États-Unis, Grande-Bretagne, Nouvelle-Zélande, Suisse. CENTREST : Hongrie, Lettonie, Slovaquie. NO : Norvège. AL : Allemagne ; ES : Espagne ; FR : France ; SE : Suède ; RT : République tchèque.  
Source et champ : ISSP 1996, 2006 et 2016 ; 18 - 30 ans.

ANNEXE 4

ESPACE DES SCORES : PAYS À PROTECTION SOCIALE RÉSIDUELLE



Source et champ : ISSP 2006, 2016 ; 18-30 ans et 65 ans et plus aux États-Unis, en Grande-Bretagne, en Nouvelle-Zélande et en Suisse.



N° 513 (2019) – **VARIA**

- Les supporters français de football sont-ils sensibles à l'incertitude du résultat ? / *Are French Football Fans Sensitive to Outcome Uncertainty?* – Luc Arrondel & Richard Duhautois
- Les discriminations dans l'accès au logement en France : un testing sur les aires urbaines métropolitaines / *Discriminations in Access to Housing: A Test on Urban Areas in Metropolitan France* – Julie Le Gallo, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet & Pascale Petit
- Les liens entre taux d'épargne, revenu et incertitude : une analyse à partir de l'enquête Budget de famille 2011 / *The Links between Saving Rates, Income and Uncertainty: An Analysis based on the 2011 Household Budget Survey* – Céline Antonin
- Quatre décennies d'achats alimentaires : évolutions des inégalités de qualité nutritionnelle en France, 1971-2010 / *Four Decades of Household Food Purchases: Changes in Inequalities of Nutritional Quality in France, 1971-2010* – France Caillavet, Nicole Darmon, Flavie Létoile & Véronique Nichèle
- L'élasticité-prix de la demande d'électricité en France / *Price Elasticity of Electricity Demand in France* – Stéphane Auray, Vincenzo Caponi & Benoît Ravel

N° 510-511-512 (2019) – **NUMÉRO SPÉCIAL 50<sup>ème</sup> ANNIVERSAIRE / 50<sup>th</sup> ANNIVERSARY SPECIAL ISSUE**

- Éditorial / *Editorial* – Jean-Luc Tavernier
- Cinquante ans de résumés d'Economie et Statistique / *Fifty Years of Abstracts in the Journal Economie et Statistique* – Julie Djiriguian & François Sémécurbe
- Préface – Les temps ont changé / *Preface – Times Have Changed* – Daniel Cohen
- Évolutions de la part du travail dans les pays de l'OCDE au cours des deux dernières décennies / *Labour Share Developments in OECD Countries Over the Past Two Decades* – Mathilde Pak, Pierre-Alain Pionnier & Cyrille Schwelnus
- La part du travail sur le long terme : un déclin ? / *The Labor Share in the Long Term: A Decline?* – Gilbert Cette, Lorraine Koehl & Thomas Philippon
- Croissance économique et pouvoir d'achat des ménages en France : les principales évolutions depuis 1960 / *Economic Growth and Household Purchasing Power in France: Key Changes Since 1960* – Didier Blanchet & Fabrice Lenseigne
- Inégalités de revenus et de richesse en France : évolutions et liens sur longue période / *Income and Wealth Inequality in France: Developments and Links over the Long Term* – Bertrand Garbinti & Jonathan Goupille-Lebret
- Les grandes transformations du marché du travail en France depuis le début des années 1960 / *The Major Transformations of the French Labour Market Since the Early 1960s* – Olivier Marchand & Claude Minni
- Égalité professionnelle entre les femmes et les hommes en France : une lente convergence freinée par les maternités / *Gender Equality on the Labour Market in France: A Slow Convergence Hampered by Motherhood* – Dominique Meurs & Pierre Pora
- Quarante ans d'évolution de l'offre et de la demande de travail par qualification – Progrès technique, coût du travail et transformation sociale / *Forty Years of Change in Labour Supply and Demand by Skill Level – Technical Progress, Labour Costs and Social Change* – Dominique Goux & Éric Maurin
- Intelligence artificielle, croissance et emploi : le rôle des politiques / *Artificial Intelligence, Growth and Employment: The Role of Policy* – Philippe Aghion, Céline Antonin & Simon Bunel
- Quelle valeur donner à l'action pour le climat ? / *What Value Do We Attach to Climate Action?* – Alain Quinet
- Inférence causale et évaluation d'impact / *Causal Inference and Impact Evaluation* – Denis Fougère & Nicolas Jacquemet
- L'émergence et la consolidation des modèles de microsimulation en France / *The Emergence and Consolidation of Microsimulation Methods in France* – François Legendre

N° 509 (2019) – **BIG DATA ET STATISTIQUES 2<sup>ème</sup> PARTIE / BIG DATA AND STATISTICS PART 2**

- Introduction – La chaîne de valeur des données de caisse et des données moissonnées sur le Web / *Introduction – The Value Chain of Scanner and Web Scraped Data* – Jens Mehrhoff
- Les données de caisse : avancées méthodologiques et nouveaux enjeux pour le calcul d'un indice des prix à la consommation / *Scanner Data: Advances in Methodology and New Challenges for Computing Consumer Price Indices* – Marie Leclair, Isabelle Léonard, Guillaume Rateau, Patrick Sillard, Gaëtan Varlet & Pierre Vernédal
- Mesure de l'inflation avec des données de caisse et un panier fixe évolutif / *Inflation Measurement with Scanner Data and an Ever Changing Fixed Basket* – Can Tongur
- Comparaison des indices de prix des vêtements et des chaussures à partir de données de caisse et de données moissonnées sur le Web / *Comparing Price Indices of Clothing and Footwear for Scanner Data and Web Scraped Data* – Antonio G. Chessa & Robert Griffioen
- Écarts spatiaux de niveaux de prix entre régions et villes françaises avec des données de caisse / *Spatial Differences in Price Levels between French Regions* – Isabelle Léonard, Patrick Sillard, Gaëtan Varlet & Jean-Paul-Zoyem

N° 507-508 (2019) – **VARIA**

- Financer sa perte d'autonomie : rôle potentiel du revenu, du patrimoine et des prêts viagers hypothécaires / *Private Financing of Long Term Care: Income, Savings and Reverse Mortgages* – Carole Bonnet, Sandrine Juin & Anne Laferrère
- Commentaire – L'auto assurance du risque dépendance est elle une solution ? / *Comment – Is Self Insurance for Long Term Care Risk a Solution?* – Jérôme Wittwer
- L'impact distributif de la fiscalité locale sur les ménages en France / *The Distributional Impact of Local Taxation on Households in France* – Clément Carbonnier
- Les allocations logement ne peuvent à elles seules empêcher les arriérés de loyer / *Housing Allowances Alone Cannot Prevent Rent Arrears* – Véronique Flambard
- Le sentiment d'insécurité de l'emploi en France : entre déterminants individuels et pratiques managériales / *The Perception of Job Insecurity in France: Between Individual Determinants and Managerial Practices* – Stéphanie Moullet & Zinaïda Salibekyan
- L'impact du dispositif Scellier sur les prix des terrains à bâtir / *The Impact of the 'Scellier' Income Tax Relief on Building Land Prices in France* – Pierre Henri Bono & Alain Trannoy
- Croissance de la productivité et réallocation des ressources en France : le processus de destruction création / *Productivity Growth and Resource Reallocation in France: The Process of Creative Destruction* – Haithem Ben Hassine

N° 505-506 (2018) – **BIG DATA ET STATISTIQUES 1<sup>ère</sup> PARTIE / BIG DATA AND STATISTICS PART 1**

- Introduction – Les apports des Big Data / *Introduction – The Contributions of Big Data* – Philippe Tassi
- Prévoir la croissance du PIB en lisant le journal / *Nowcasting GDP Growth by Reading Newspapers* – Clément Bortoli, Stéphanie Combes & Thomas Renault
- Utilisation de Google Trends dans les enquêtes mensuelles sur le Commerce de Détail de la Banque de France / *Use of Google Trends Data in Banque de France Monthly Retail Trade Surveys* – François Robin
- L'apport des Big Data pour les prévisions macroéconomiques à court terme et en « temps réel » : une revue critique / *Nowcasting and the Use of Big Data in Short Term Macroeconomic Forecasting: A Critical Review* – Pete Richardson
- Les données de téléphonie mobile peuvent-elles améliorer la mesure du tourisme international en France ? / *Can Mobile Phone Data Improve the Measurement of International Tourism in France?* – Guillaume Cousin & Fabrice Hillaireau
- Estimer la population résidente à partir de données de téléphonie mobile, une première exploration / *Estimating the Residential Population from Mobile Phone Data, an Initial Exploration* – Benjamin Sakarovich, Marie-Pierre de Bellefon, Pauline Givord & Maarten Vanhoof
- Big Data et mesure d'audience : un mariage de raison ? / *Big Data and Audience Measurement: A Marriage of Convenience?* – Lorie Dudoignon, Fabienne Le Sager & Aurélie Vanheuverzwyn
- Économétrie et Machine Learning / *Econometrics and Machine Learning* – Arthur Charpentier, Emmanuel Flachaire & Antoine Ly
- Données numériques de masse, « données citoyennes », et confiance dans la statistique publique / *Citizen Data and Trust in Official Statistics* – Evelyn Ruppert, Francisca Grommé, Funda Ustek-Spilda & Baki Cakici

N° 503-504 (2018) – **VARIA**

- Introduction – Incitations socio-fiscales et retour en emploi : un point d'étape / *Introduction – Socio-Fiscal Incentives to Work: Taking Stock and New Research* – Olivier Bargain
- Les incitations monétaires au travail en France entre 1998 et 2014 / *Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014* – Michaël Sicsic
- Allocations logement et incitations financières au travail : simulations pour la France / *Housing Benefits and Monetary Incentives to Work: Simulations for France* – Antoine Ferey
- L'extinction des droits à l'indemnisation chômage : quelle incidence sur la satisfaction pour les emplois retrouvés ? / *Expiry of Unemployment Benefits: What Impact on Post-Unemployment Job Satisfaction?* – Damien Euzénat
- Nouveaux effets de la mondialisation. Introduction à une sélection d'articles du 66<sup>e</sup> Congrès de l'AFSE – *New Impacts of Globalization – Introduction to selected articles from the 66<sup>th</sup> Congress of the AFSE* – Flora Bellone
- L'évolution de l'emploi dans les secteurs exposés et abrités en France / *The Evolution of Tradable and Non-Tradable Employment: Evidence from France* – Philippe Frocraïn & Pierre-Noël Giraud
- Incidence de la législation protectrice de l'emploi sur la composition du capital et des qualifications / *Employment Protection Legislation Impacts on Capital and Skills Composition* – Gilbert Cette, Jimmy Lopez & Jacques Mairesse
- Transferts de fonds des migrants et croissance économique : le rôle du développement financier et de la qualité institutionnelle / *Migrant Remittances and Economic Growth: The Role of Financial Development and Institutional Quality* – Imad El Hamma
- Les facteurs de l'endettement du secteur privé non financier dans les pays émergents / *What Drives Private Non-Financial Sector Borrowing in Emerging Market Economies?* – Ramona Jimborean

# Economie et Statistique / Economics and Statistics

## Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

## Soumissions

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuels compléments en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

## Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

---

## Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

## Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 11,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, list of references, but not counting online complements if any). Manuscripts of more than 12,500 words will not be considered.

Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

## Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

# Economie Statistique **ET**

# Economics **AND** Statistics

Prochain numéro :  
Économie immatérielle,  
globalisation, croissance inclusive :  
trois enjeux majeurs  
pour la comptabilité nationale

Next issue:  
Intangible Economy, Globalisation  
and Inclusive Growth:  
Three Major Issues  
for National Accounting

