

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Varia

TVA, niveau de vie et inégalités - Chômage et comportements à risque - Emploi des jeunes en Italie après la crise de 2008 - Disparités spatiales de l'autonomie résidentielle des jeunes en France - Désynchronisation du sommeil dans les couples

VAT, standard of living and inequality - Unemployment and risky behaviours - Youth employment in Italy after the 2008 crisis - Spatial disparities in young adults early residential independence France - Desynchronisation of sleep within couples

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

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

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Eve CAROLI (Université Paris Dauphine - PSL)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (Banque de France et École d'Économie d'Aix-Marseille)
Yannick L'HORTY (Université de Paris-Est - Marne la Vallée)
Daniel OESCH (LINES et Institut des sciences sociales-Université de Lausanne)
Sophie PONTHEUX (Insee, rédactrice en chef)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
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
et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'Économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise et LIEPP-
Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)
Pauline GIVORD (Dares et Crest)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LELARGE (Université de Paris-Sud, Paris-Saclay et Crest)
Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie de la
Sorbonne et CEPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

Responsable éditorial / Editorial Manager: Pascal GODEFROY

Assistant éditorial / Editorial Assistant: ...

Traductions / Translations: RWS Language Solutions

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

Maquette PAO et impression / CAP and printing: JOUVE

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

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

Directeur Général : Jean-Luc TAVERNIER

Direction Générale : 88, avenue Verdier, CS 70058, 92541 MONTROUGE Cedex

Tél : +33 (0)1 87 69 50 00

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.

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 522-523 – 2021

VARIA

- 5 Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation**
Mathias André et Anne-Lise Biotteau
- 23 Chômage et comportements à risque : quel effet de la perte d'emploi sur la consommation d'alcool et de tabac ?**
Jérôme Ronchetti et Anthony Terriau
- 43 Les perspectives d'emploi des jeunes diplômés en Italie pendant et après la crise de 2008**
Raffaella Cascioli
- 61 Les disparités spatiales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce en France**
Claire Kersuzan et Matthieu Solignac
- 81 Inégalités sociales et désynchronisation du sommeil au sein des couples**
Capucine Rauch

Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation

Medium-Term Effects of a Rise in VAT on Standard of Living and Inequality: a Microsimulation Approach

Mathias André* et Anne-Lise Biotteau**

Résumé – Les effets d'une hausse de la TVA sur le niveau de vie et les inégalités sont à la fois directs et différés. Une telle hausse se traduit l'année même par une augmentation des prix. Dans un second temps, les revenus d'activité et les autres types de revenus s'ajustent partiellement. Par ailleurs, les barèmes des prestations sociales et des impôts directs sont indexés sur l'inflation. Ces travaux proposent une évaluation *ex ante* de ces mécanismes *via* le modèle de microsimulation INES. Trois ans après une hausse de trois points du taux normal de TVA, le niveau de vie corrigé de la TVA et des dépenses de loyer serait inférieur, en moyenne, de 0.6 % en termes réels à ce qu'il aurait été en l'absence de hausse. Cet effet différé correspond à 45 % de l'effet initial. Les 10 % des personnes les plus modestes se distinguent du reste de la population par une perte relative de niveau de vie corrigé près de trois fois plus importante.

Abstract – *A rise in VAT has both direct and delayed effects on standard of living and inequality. Such a rise translates into an increase in prices that same year. Earnings and other types of income are partly adjusted subsequently. The scales for social security benefits and direct taxes are also index-linked to inflation. This work offers an ex-ante evaluation of these mechanisms using the INES microsimulation model. Three years after a three-point rise in the standard rate of VAT, the standard of living, adjusted for VAT and spending on rent, would be 0.6% lower in real terms, on average, than if there had been no rise. This delayed effect equates to 45% of the initial effect. The poorest 10% of people suffer a relative fall in their adjusted standard of living three times greater than the rest of the population.*

Codes JEL / JEL Classification : H23, H24, H31, I32

Mots-clés : TVA, inflation, consommation, inégalités, pauvreté, microsimulation

Keywords: VAT, inflation, consumption, inequality, poverty, microsimulation

*Insee (mathias.andre@insee.fr); **Insee au moment de la rédaction de cet article (anne-lise.biotteau@travail.gouv.fr)

Les auteurs tiennent à remercier Didier Blanchet, Béatrice Boutchenik, Clément Carbonnier, Chantal Cases, Maëlle Fontaine, Laurence Rioux, Sébastien Roux, Jean-Luc Tavernier, Xavier Timbeau, Lionel Wilner pour leurs commentaires et relectures attentives, ainsi que l'équipe du Bureau Redistribution et Évaluation de la Drees, et tous les participants des séminaires de la DSDS (Insee), du D2E (Insee) et de la Drees, ainsi que deux rapporteurs anonymes.

Reçu en mars 2019, accepté en février 2020.

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

Citation: André, M. & Biotteau, A.-L. (2021). Medium-Term Effects of a Rise in VAT on Standard of Living and Inequality: a Microsimulation Approach. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 522-523, 5–21. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.522d.2037>

Le débat public fiscal est parsemé de sujets récurrents, dont l'un des plus symboliques est l'impôt sur le revenu (IR). Depuis trente ans toutefois, l'importance budgétaire de cet impôt s'est réduite : la part de l'IR dans les prélèvements obligatoires est passée de 12 % en 1981 à moins de 7 % au début des années 2000 (André & Guillot, 2014), et oscille entre 6 % et 7 % depuis. Cette diminution s'est accompagnée d'un basculement des recettes fiscales vers la contribution sociale généralisée (CSG), dont la part dans les prélèvements obligatoires (contribution au remboursement de la dette sociale – CRDS – incluse) est passée de 3 % en 1996 à 10 % en 2016 et même 13 % en 2018 suite à la réforme faisant basculer une partie du financement de la protection sociale des cotisations sociales vers la CSG. Mais dans les faits, les recettes fiscales reposent en grande partie sur la taxation indirecte de la consommation, et principalement sur la taxe sur la valeur ajoutée (TVA). Les recettes de la TVA représentent à elles seules environ 16 % des prélèvements obligatoires ; cette proportion est stable depuis les années 1990. Contrairement à l'IR auquel seuls 45 % des foyers fiscaux sont assujettis en 2016, la TVA est un impôt acquitté par l'ensemble de la population qui consomme, y compris par les touristes et les étrangers résidant en France.

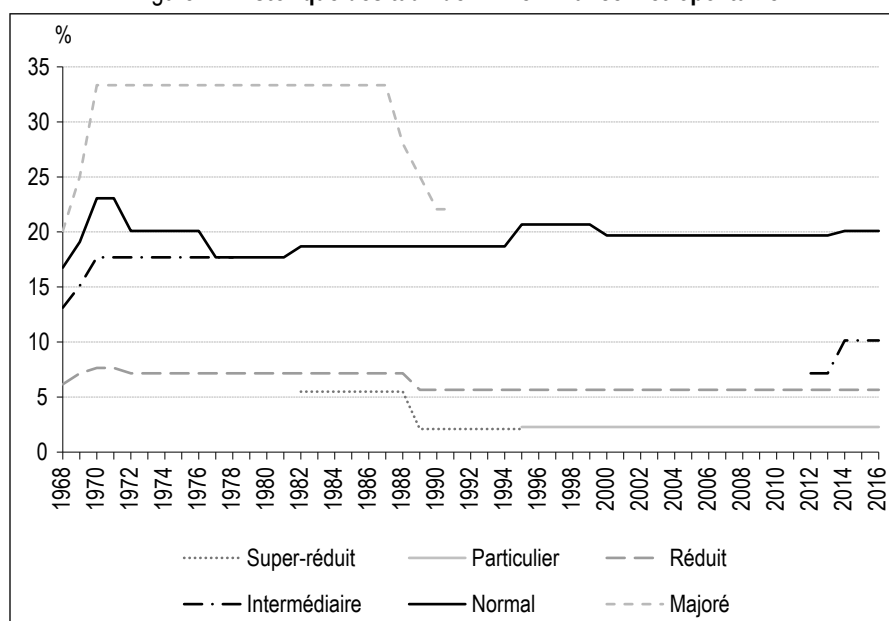
Cette taxe, centrale pour les recettes fiscales, a été créée par Maurice Lauré et instaurée en France en 1954. Depuis, sa structure a évolué à de nombreuses reprises en raison de modifications des taux acquittés, des assiettes ou encore

du nombre de taux distincts (voir la figure I pour l'historique des taux depuis 1968). La dernière modification en date est celle du 1^{er} janvier 2014 ; votée en 2012 dans le cadre de la loi de finances, elle a fait passer le taux intermédiaire de 7 % à 10 % et le taux normal de 19.6 % à 20 %¹. Le taux normal s'applique aux produits ou services pour lesquels aucun autre taux n'est expressément prévu, c'est-à-dire à la majorité des ventes de biens et des prestations de services. Dans l'Union européenne, il diffère selon les pays. En 2016, le taux normal appliqué est compris entre 17 % (au Luxembourg) et 27 % (en Hongrie), la majorité des États-membres ayant un taux compris entre 20 % et 23 %. Le montant des recettes fiscales tirées de la TVA diffère également ; en 2016, il représente en moyenne 6.8 % du PIB des pays de l'OCDE, variant entre 0 % aux États-Unis – où il n'y a pas de TVA à proprement parler mais des taxes locales sur la vente au détail – et 9.4 % en Nouvelle-Zélande. En Allemagne comme en France, les recettes de la TVA correspondent à 6.9 % du PIB.

En outre, au cours de la dernière décennie, des projets de « TVA sociale », qui correspondent à une hausse des taux de la TVA s'accompagnant d'une affectation des recettes à la protection sociale, ont alimenté les débats autour des réformes socio-fiscales (rapport Besson, 2007 ; Fève *et al.*, 2010 ; Carbonnier, 2012). Ensuite, les institutions européennes cherchent à

1. Les recettes supplémentaires attendues étaient évaluées à 5.2 milliards d'euros, voir le *Projet de loi de finances pour 2014 (2013)*.

Figure I – Historique des taux de TVA en France métropolitaine



Source : Gilles & Fauvin (1996) entre 1968 et 1995.

harmoniser les structures de la TVA dans les pays membres, notamment en encadrant le nombre de taux distincts et en fixant un taux minimal pour les taux réduit et normal. Cependant, l'harmonisation des taux par les règles européennes est incomplète et la Cour de justice de l'Union européenne rend régulièrement des arrêts en la matière afin de préciser l'application des directives communautaires (Conseil des prélèvements obligatoires, 2015). Enfin, les hausses récentes de la TVA en Europe montrent que c'est un levier fréquemment utilisé en période de consolidation budgétaire (Gautier & Lalliard, 2013).

Une modification de la structure de la TVA a des conséquences budgétaires et un effet sur le pouvoir d'achat des ménages. Si le caractère redistributif du système socio-fiscal est assuré à la fois par les prélèvements (impôts directs et indirects et cotisations sociales) et les prestations sociales (allocations familiales, aides au logement, minima sociaux, etc.), la définition usuelle du revenu disponible utilisée par l'Insee pour les études sur les inégalités et la redistribution, qui n'est pas net des prélèvements indirects tels que la TVA, se prête mal à leur évaluation².

Une littérature récente a toutefois permis de documenter les effets redistributifs des taxes indirectes, à court terme (Boutchenik, 2015) comme à long terme, c'est-à-dire sur le cycle de vie (Georges-Kot, 2015). En coupe, la TVA est régressive, avec, pour les 10 % des personnes les plus modestes, un taux d'effort (c'est-à-dire un montant de taxe payée rapporté au revenu disponible) de plus de 12 %, contre 5 % pour les 10 % les plus aisés (Boutchenik, 2015), et ce principalement en raison de la croissance du taux d'épargne avec les revenus (Garbinti & Lamarche, 2014). En étudiant les revenus sur l'ensemble du cycle de vie, la régressivité serait moins prononcée, l'épargne étant une consommation différée et donnant ainsi lieu à l'acquittement de la TVA.

Mais à notre connaissance, les effets redistributifs d'une hausse de la TVA à moyen terme n'ont pas encore été étudiés, effets *a priori* ambigus puisque l'effet régressif de court terme est suivi de mécanismes de rattrapage de moyen terme. Dans un premier temps, une hausse des taux de la TVA se répercute sur les prix à la consommation, impliquant d'une part une hausse des montants de TVA acquittés, et d'autre part une augmentation de l'inflation. Dans un second temps, cette hausse générale des prix s'accompagne d'un ajustement des revenus d'activité, en particulier dans le bas de la distribution des salaires, et des barèmes des prestations sociales et des impôts

directs du fait de leur indexation. Ces effets différés transitent par trois canaux principaux :

- l'ajustement des salaires, en raison d'une part de la revalorisation annuelle du Smic directement liée à l'inflation et de sa diffusion aux salaires plus élevés, et d'autre part des négociations salariales ;
- la revalorisation des barèmes sociaux et fiscaux et de certains revenus de remplacement selon des critères légaux ou usuels d'indexation sur l'inflation ;
- les décalages temporels induits par la législation française, puisque l'impôt payé l'année $N+1$ est relatif aux revenus perçus l'année N et certaines prestations perçues l'année $N+2$ sont également conditionnées aux ressources perçues l'année N .

Par conséquent, les ménages ne seront pas affectés de la même façon par une variation des taux de TVA, puisque son effet dépend de la composition de leur revenu disponible et de leur position dans la distribution des niveaux de vie. L'effet anti-redistributif de court terme pourrait ainsi être en partie contrebalancé par certains effets redistributifs de moyen terme.

L'objectif de cet article est de quantifier à la fois les effets directs et certains effets différés, induits par l'ajustement des revenus et l'indexation des barèmes socio-fiscaux au choc d'inflation, qui suivent une hausse de la TVA. Nous mobilisons le modèle de microsimulation INES³, qui s'appuie sur des données représentatives de la population résidant en France métropolitaine en 2016, et en particulier son module de taxation indirecte qui permet d'imputer des dépenses de consommation dans l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* (ERFS) à partir de l'enquête *Budget de famille* (BDF) 2011 et de simuler des hausses de la TVA (André *et al.*, 2016).

La première section revient sur les effets *a priori* attendus d'une hausse de la TVA, à court et à moyen termes. Nous y présentons la littérature sur la transmission des hausses de la TVA aux prix, et sur l'ajustement des salaires et des revenus qui en découle, ainsi que la législation entourant le système socio-fiscal français et l'indexation des barèmes sur l'inflation. La deuxième section est consacrée à la méthode de microsimulation, aux données

2. Voir André *et al.* (2017). *En comptabilité nationale, la fiscalité indirecte est incluse dans les prix et donc prise en compte dans la mesure du pouvoir d'achat du revenu disponible brut.*

3. Le modèle INES simule les effets de la législation sociale et fiscale française, pour une documentation détaillée voir <https://www.insee.fr/fr/information/2021951>

utilisées et à nos principales hypothèses. L'évaluation des effets d'une hausse de la TVA sur les principales composantes du revenu disponible des ménages et du niveau de vie et sur les principaux indicateurs d'inégalités est présentée en troisième section, et l'analyse de la sensibilité des résultats aux hypothèses dans les Annexes en ligne⁴.

1. Les effets d'une hausse de la TVA sont ambigus a priori

1.1. Régressivité de la TVA en coupe

La TVA, rapportée aux revenus, est anti-redistributive : le taux d'effort en TVA décroît avec le niveau de vie. Si les estimations des taux d'effort en TVA selon le niveau de vie diffèrent légèrement en fonction des données mobilisées, des méthodes de calcul et des années considérées, le constat est toujours le même : les individus les plus modestes consacrent une part plus importante de leurs revenus à la TVA que les individus les plus aisés.

Forgeot & Starzec (2003) estiment un taux d'effort en TVA (TVA acquittée rapportée au revenu disponible brut – i.e. avant prélèvements fiscaux) de 8.1 % pour les 10 % les plus modestes et de 3.4 % pour les 10 % les plus aisés, tandis que Trannoy & Ruiz (2008) concluent à des taux d'effort de respectivement 11.5 % et 5.9 %⁵. Sur des données semblables à celles que nous mobilisons, mais sur une année différente, et avec une méthode proche, le rapport du CPO estimait en 2015 que les 10 % les plus modestes consacraient en moyenne 12.5% de leur revenu disponible à la TVA, contre 4.7 % pour les 10 % les plus aisés (Boutchenik, 2015). Nous estimons un taux d'effort en TVA (rapportée au revenu disponible) en 2016 de 13.1 % pour les 10 % de personnes les plus modestes et de 7.4 % pour les 10 % les plus aisées. En coupe, la TVA contribue donc à une moindre progressivité du système socio-fiscal (voir André & Biotteau, 2019a, pour une décomposition du niveau de vie corrigé de la TVA et des dépenses de loyer).

1.2. Transmission de la hausse de TVA aux prix

Une hausse de la fiscalité indirecte, en particulier de la TVA, proportionnelle à la valeur hors taxes des biens et services (taxe dite *ad valorem*), a des effets sur les prix à la consommation. Selon les comportements d'ajustement des prix des détaillants, un changement d'imposition indirecte a souvent un effet significatif sur les prix.

On évalue le taux de transmission d'une hausse de la TVA aux prix, mesuré comme la hausse des prix observée (en contrôlant les autres sources d'évolution des prix) rapportée à la hausse « mécanique » des prix en cas de transmission totale, à une valeur située en moyenne entre 70 % et 80 % (Carare & Danninger, 2008 ; Gautier & Lalliard, 2013). Gautier & Lalliard (2013) estiment ainsi que la création du taux intermédiaire de 7 % pour certains produits en 2012 (contre un taux réduit à 5.5 %) s'est répercutée à 75 % sur les prix à la consommation. Ils prévoient qu'en 2014, la hausse des taux intermédiaire, de 7 % à 10 %, et normal, de 19.6 % à 20 %, sera répercutée à hauteur de 70 % à 80 %. S'agissant de la hausse du taux normal de la TVA de 18.6 % à 20.6 % en août 1995, ils estiment la transmission aux prix à 80 %. Cela rejoint les estimations de Carbonnier (2008), réalisées pour des sous-catégories de biens : le taux de transmission moyen serait de 53 % pour les produits manufacturés et de 86 % pour les produits intensifs en main d'œuvre peu qualifiée.

Par ailleurs, la littérature empirique fait état d'une relative rapidité de ces mécanismes d'ajustement. Lors des changements récents de taux de la TVA en France et en Europe, la vitesse de transmission aux prix est évaluée à environ trois à quatre mois (Carbonnier, 2008), la majorité des ajustements de prix ayant lieu le mois durant lequel le changement de taux se produit (Gautier & Lalliard, 2013).

1.3. Effets de moyen terme : ajustement des revenus et des barèmes socio-fiscaux sur l'inflation, à rebours de l'effet anti-redistributif de court terme

Suite à une hausse des taux de la TVA et à sa transmission partielle aux prix, la hausse du niveau général des prix induit des effets différés, de plusieurs années, sur les revenus mais également sur les prestations perçues et sur les prélèvements acquittés par les ménages.

Un choc d'inflation l'année *N*, induit par une hausse de la TVA, se diffuse, l'année *N* et les années suivantes, aux salaires, aux autres

4. Le lien vers les Annexes en ligne est à la fin de l'article.

5. Si les deux études sont réalisées à partir de l'enquête Budget de famille 2001, les méthodes différentes expliquent l'écart entre les taux d'effort. Forgeot & Starzec (2003) calculent la TVA à un niveau fin de la nomenclature des fonctions de consommation, y compris les dépenses de travaux d'entretien considérées comme de l'investissement au sens de la comptabilité nationale mais soumises à la TVA. Trannoy & Ruiz (2008) calculent la TVA à un niveau plus agrégé de la nomenclature de la consommation et surtout recalent les données de consommation (hors dépenses de travaux d'entretien) sur celles de la comptabilité nationale afin d'obtenir des effets des réformes simulées cohérents en masses financières.

revenus et transferts et aux prélèvements, *via* les canaux de transmission suivants :

- la revalorisation du Smic l'année $N+1$;
- les négociations salariales et l'ajustement du revenu primaire l'année $N+1$;
- l'indexation des barèmes socio-fiscaux entre l'année N et l'année $N+2$.

1.3.1. Les salaires et certains revenus s'ajustent

Le premier canal est celui de la revalorisation du salaire minimum, qui a lieu au 1^{er} janvier de l'année $N+1$. Le Smic est indexé sur une composante de l'inflation et sur la base de la moitié du gain de pouvoir d'achat du salaire horaire brut des ouvriers et employés (SHBOE), mesurées l'année N .

Cette hausse se diffuse le long de l'échelle des salaires, de manière mécanique et par le biais des accords salariaux de branche : les négociations permettent d'ajuster les minima de branches pour être en conformité avec le niveau du Smic, ce qui se répercute ensuite sur les salaires plus élevés de manière à conserver les hiérarchies salariales (Groupe d'experts sur le Smic, 2015 ; Fougère *et al.*, 2016). Sur la période 2000-2005, Koubi & Lhommeau (2007) montrent que ces effets d'une hausse du Smic sur les salaires jouent jusqu'à 1.5 Smic, et donc sur le salaire moyen (Cette *et al.*, 2011). En outre, ces effets sont plus élevés à l'horizon d'un an qu'à l'horizon d'un trimestre (Koubi & Lhommeau, 2007 ; Avouyi-Dovi *et al.*, 2010 ; Cette *et al.*, 2011).

L'inflation peut également se transmettre directement aux salaires, en raison des négociations salariales de branche, d'entreprise et individuelles. Ces négociations ont lieu le plus souvent en fin d'année N ou au début de l'année $N+1$, et se traduisent pour la majorité d'entre elles par une modification des salaires en début d'année $N+1$ (environ 50 % des changements de salaire ont lieu au premier trimestre sur la période 1998-2005, voir Avouyi-Dovi *et al.* (2010), Le Bihan *et al.* (2012), Fougère *et al.* (2016)). Ce second canal peut expliquer que l'inflation modifie les salaires au-delà de 1.5 Smic.

Il est à noter que ces effets de diffusion de l'inflation aux salaires peuvent dépendre du cycle économique au moment des négociations salariales. En période de croissance, les salaires ont une probabilité plus élevée d'être ajustés à la hausse, tandis que les augmentations seront plus limitées en période de stagnation ou de récession. Les effets de diffusion peuvent également

dépendre de l'origine du choc d'inflation. Un choc sur le prix des énergies ou une hausse de la fiscalité indirecte peuvent augmenter les coûts des entreprises et les mener à réduire leur marge. Cela peut *in fine* se traduire par des augmentations de salaires plus limitées.

D'autres revenus que nous considérons comme primaires, notamment les allocations chômage et les pensions de retraite, sont aussi indexés, au moins partiellement, sur l'inflation ou ses composantes. Depuis 2016, les pensions de retraite de base et certaines pensions de retraite complémentaires (pour les non titulaires de la fonction publique et pour la plupart des indépendants) sont revalorisées au 1^{er} octobre, selon l'évolution de la moyenne annuelle des prix à la consommation, hors tabac, calculée à partir des douze derniers indices mensuels des prix (d'août $N-1$ à juillet N). Les pensions de retraite complémentaires des fonctionnaires (RAFP, mise en œuvre depuis 2005) sont revalorisées de manière plus discrétionnaire tandis que celles des salariés du secteur privé (régime Agirc-Arrco) sont indexées sur l'inflation mesurée, diminuée d'un point.

Le principal revenu des chômeurs indemnisés, l'allocation de retour à l'emploi (ARE), voit ses trois composantes (la partie fixe de l'indemnité journalière, le salaire journalier de référence et l'indemnité journalière minimale) revalorisées, en principe, une fois par an sur décision du conseil d'administration de l'Unédic, qui publie le coefficient de revalorisation au 1^{er} juillet de chaque année. Même si ce coefficient est issu d'une négociation entre les partenaires sociaux et est souvent un chiffre arrondi (1 % ou 1.5 % par exemple), le niveau d'inflation est un élément de la négociation.

1.3.2. Les barèmes socio-fiscaux sont indexés

Les revalorisations des barèmes des prestations et prélèvements sont indexées sur l'inflation de l'année courante ou sur celle des années précédentes. Depuis 2016, la majorité des prestations sociales est revalorisée au 1^{er} avril selon l'évolution de la moyenne annuelle des prix à la consommation, hors tabac, calculée sur les douze derniers indices mensuels disponibles en février (de février $N-1$ à janvier N). C'est le cas des montants de prestations familiales à travers la base mensuelle de calcul des allocations familiales (Bmaf), du revenu de solidarité active (RSA), de la prime d'activité (PA), de l'allocation de solidarité spécifique (ASS), de l'allocation de solidarité aux personnes âgées (Aspa) et de l'allocation supplémentaire

d'invalidité (Asi). Une partie des paramètres des aides au logement est revalorisée au 1^{er} octobre depuis 2014, selon le glissement annuel de l'indice de référence des loyers le plus récent, soit celui du deuxième trimestre.

De plus, dans la législation française, jusqu'en 2018, l'IR est acquitté un an après la perception effective des revenus⁶. Les barèmes fiscaux applicables l'année N sur les revenus de l'année $N-1$ (seuils d'entrée des différentes tranches du barème, montants minimal et maximal de la déduction forfaitaire de 10 % pour les frais professionnels, montant des plafonds de revenus pour déterminer les abattements, montant forfaitaire des abattements, etc.) sont revalorisés selon l'inflation prévisionnelle de l'année $N-1$, établie aux environs du mois de septembre de l'année $N-1$ ⁷.

Enfin, certaines prestations sociales sous condition de ressources sont attribuées en fonction des revenus perçus deux ans auparavant. Les plafonds de ressources correspondants sont donc revalorisés uniformément, au 1^{er} janvier de l'année N , selon l'évolution moyenne annuelle des prix à la consommation, hors tabac, de l'année $N-2$. C'est le cas des prestations familiales sous condition de ressources (allocation de base et prime à la naissance de la Prestation d'accueil du jeune enfant (Paje), allocations familiales depuis le 1^{er} juillet 2015) ainsi que des aides au logement (jusqu'en 2021).

2. Une approche par microsimulation rapprochant données socio-fiscales et de consommation

L'article vise à évaluer à la fois les effets directs de la TVA, régressifs, et certains effets différés, liés à l'ajustement des revenus et à l'indexation des barèmes socio-fiscaux, qui peuvent en partie les compenser. Nous cherchons à lever l'ambiguïté quant aux effets de moyen terme d'une hausse de la TVA sur le niveau de vie des ménages et les inégalités. Même si nous nous situons dans un cadre de moyen terme spécifique, notamment sans boucle prix-salaire et à comportements de consommation inchangés, cette approche est à notre connaissance inédite.

L'évaluation des effets redistributifs d'une hausse des taux de la TVA sur trois années repose sur une utilisation spécifique du modèle de microsimulation INES et de son module de taxation indirecte (voir André & Biotteau, 2019a, pour une présentation du modèle et André *et al.*, 2016, pour la méthodologie complète du module). Nous proposons ainsi une innovation méthodologique

afin de quantifier certains effets différés qui ne sont pas usuellement pris en compte.

2.1. Imputation des dépenses de consommation et simulation de la TVA

Les données de consommation à partir desquelles la TVA acquittée par les ménages est calculée proviennent de l'enquête BDF 2011 de l'Insee. Elles sont calées sur les données de la comptabilité nationale (CN), pour compenser la sous-estimation de certains postes de consommation dans l'enquête et pour qu'elles soient conformes à la structure et aux niveaux de consommation de l'année simulée, 2016. Le revenu disponible issu de l'enquête BDF est également calé, par décile de niveau de vie, sur celui simulé grâce au modèle INES afin de conserver un taux d'épargne et des taux d'effort cohérents après le calage de la consommation, et qu'il soit représentatif de celui de l'année simulée⁸. Cette double correction est en effet nécessaire dans la mesure où nous calculons, puis imputons, des parts de consommation, en fonction du revenu disponible, pour 247 postes de consommation de la nomenclature COICOP⁹ (niveau 4).

L'imputation de la structure moyenne de consommation (en pourcentage du revenu disponible) aux ménages de l'échantillon INES est réalisée par strates. Les trois variables utilisées pour constituer ces strates sont le décile de niveau de vie, le type de ménage (en cinq modalités : célibataire, famille monoparentale, couple sans enfant, couple avec enfant(s) et ménage complexe) et le statut d'occupation du logement (en deux modalités : propriétaire non accédant, propriétaire accédant ou locataire). Pour conserver des strates de tailles suffisantes, certaines strates sont regroupées¹⁰. L'imputation s'effectue sur 71 strates.

Les montants annuels de consommation de chaque poste sont ensuite recalculés à partir du revenu disponible de chaque ménage. Si les ménages d'une même strate ont la même

6. Dans le cadre de la mise en place d'un règlement de l'impôt contemporain aux revenus, dit « prélèvement à la source », à partir du premier janvier 2019, ce décalage est supprimé.

7. Il arrive que le Gouvernement décide de « geler » le barème de l'IR. Nous adoptons une convention similaire aux études des effets des réformes produites par l'Insee (André *et al.*, 2017), c'est-à-dire que la situation usuelle est le cas où ce barème est revalorisé selon l'inflation.

8. Le revenu disponible n'est pas calé sur le revenu disponible brut calculé par la CN en raison de concepts difficilement conciliables. En outre, utiliser les données microéconomiques simulées permet de réaliser un calage plus fin selon le niveau de vie.

9. Classification Of Individual Consumption by Purpose, ou classification des fonctions de consommation des ménages.

10. Il s'agit des ménages complexes, qui ne constituent qu'une seule strate, et des familles monoparentales, qui ne sont croisées qu'au décile de niveau de vie (André *et al.*, 2016).

structure de consommation et le même taux d'épargne, ils n'ont donc pas forcément les mêmes montants de dépenses, qui dépendent directement du revenu du ménage.

Enfin, les montants de TVA acquittés sont calculés sur la base des montants annuels de consommation, pour chacun des 247 postes disponibles de la nomenclature COICOP, selon la formule suivante :

$$TVA = conso \times \frac{\tau}{1 + \tau}$$

avec *conso* le montant de dépenses de consommation en euros, taxe comprise, et τ le taux de TVA applicable au poste de consommation considéré.

Les dépenses totales de consommation imputées s'élèvent à près de 907 milliards d'euros pour l'année 2016 et les montants de TVA simulés à 97 milliards d'euros (tableau 1). Compte tenu des différences de champ, ces montants sont cohérents avec les données de la CN. Selon la CN, en 2016, la dépense de consommation finale individuelle de l'ensemble des ménages (hors entrepreneurs individuels) s'élève à 1 165 milliards d'euros¹¹ en France. Dans le modèle INES, les dépenses de consommation sont simulées sur le champ réduit des ménages ordinaires, dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante, hors entrepreneurs individuels et en France métropolitaine. Elles couvrent ainsi 78 % de la consommation individuelle calculée par la CN. Par ailleurs, la dépense de consommation finale individuelle des ménages représentant 67 % de la dépense de consommation finale totale (1 741 milliards d'euros), on peut s'attendre à ce que la part de TVA payée par les ménages soit proche des deux tiers de la TVA totale (154 milliards d'euros en 2016, base 2014, données semi-définitives), ce que confirment nos simulations.

2.2. Microsimulation d'une hausse de TVA : effets sur trois années

L'exercice de microsimulation est réalisé à l'aide du modèle de microsimulation INES, développé conjointement par l'Insee et la Drees. À partir d'un échantillon de ménages ordinaires, représentatif de la population vivant en France métropolitaine, ce modèle simule les différentes prestations auxquelles chaque ménage a droit et les impôts et les prélèvements dont il doit s'acquitter. Il s'appuie sur l'ERFS, qui réunit les informations sociodémographiques de l'enquête *Emploi*, les informations administratives de la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf), la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) et la Caisse centrale de la mutualité sociale agricole (CCMSA) ainsi que le détail des revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'IR. Afin de disposer de trois années consécutives de revenus, utiles pour simuler la législation socio-fiscale française, l'ERFS est vieillie de deux ans grâce à un calage sur marge et une évolution individuelle des revenus.

Pour cette étude, nous utilisons l'ERFS 2014 afin de simuler la législation 2016, fondée sur les revenus de 2014 à 2016. Le modèle INES est statique au sens où les trajectoires individuelles professionnelles ou démographiques sont fixées et où seul le poids des individus peut varier d'une année sur l'autre. Néanmoins, il permet de disposer d'une séquence de trois années et ainsi de prendre en compte de potentiels effets différés d'une hausse de la TVA. Il possède un grand nombre de variables individuelles annuelles permettant de simuler avec précision le niveau de vie des ménages et des réformes socio-fiscales. L'appariement avec des données de consommation permet en outre d'évaluer

11. Données semi-définitives, base 2014.

Tableau 1 – Part des dépenses de consommation et des montants de TVA simulés dans INES par type de taux de TVA en 2016

Taux	Dépenses de consommation (TVA incluse)		Montants de TVA acquittés	
	en millions d'euros	en %	en millions d'euros	en %
Normal (20 %)	473 543	52.2	78 924	81.1
Intermédiaire (10 %)	120 381	13.3	10 944	11.3
Réduit (5.5 %)	139 655	15.4	7 281	7.5
Particulier (2.1 %)	5 430	0.6	112	0.1
Exonérations	167 697	18.5		
Total	906 705	100.0	97 260	100.0

Note : les dépenses de consommation exonérées de TVA regroupent les dépenses de loyer, caution et certaines charges, de consultations et services médicaux, de parking, de services postaux, de jeux de hasard, d'enseignement et de services d'assurance.

Lecture : 97 milliards d'euros de TVA sont simulés dans le module de taxation indirecte d'INES. La TVA à taux normal en constitue plus de 80 %. Source et champ : Insee, ERFS 2014 actualisée 2016, enquête BDF 2011 actualisée 2016, Insee-Drees, modèle INES et module de taxation indirecte ; France métropolitaine, personnes vivant dans un ménage ordinaire dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

ex ante différents scénarios de réforme des taxes indirectes, dont la TVA.

Plus précisément, nous considérons trois situations, ou années « fictives », que nous comparons à l'année 2016 de référence :

- 2016 est l'année N du choc : la hausse de TVA a lieu en 2016 (au 1^{er} janvier) ;
- 2016 est l'année $N+1$ du choc : la hausse de TVA a lieu en 2015 ;
- 2016 est l'année $N+2$ du choc : la hausse de TVA a lieu en 2014.

Ainsi, les années pour lesquelles nous simulons une hausse de la TVA sont comparées à l'année 2016 de référence, correspondant à la simulation de la législation effectivement en vigueur en 2016. Cela implique une légère dépendance des résultats à l'année de législation simulée, mais qui est négligeable en raison de la méthode de calcul par différence. Plus précisément, les effets présentés par la suite sont des effets marginaux, nets des effets mesurés les années précédentes. L'effet N est ainsi la différence entre la situation simulée l'année du choc et la situation de référence ; l'effet $N+1$ est la différence entre la situation contrefactuelle un an après le choc et la situation simulée l'année du choc ; et enfin, l'effet $N+2$ est la différence entre la situation deux ans après le choc et celle simulée un an après le choc. L'effet total à l'issue des trois années correspond à la somme de ces effets marginaux annuels¹².

La hausse des taux de TVA et le choc inflationniste associé sont pris en compte à travers leur effet sur la TVA acquittée, les revenus, les barèmes socio-fiscaux et les dépenses de loyer (voir encadré). Dans le cadre de cette étude, nous utilisons en effet la notion de revenu disponible dit corrigé, défini comme le revenu disponible diminué de la TVA et des dépenses de loyer. Le niveau de vie corrigé est égal au revenu disponible corrigé du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation (UC dans la suite, 1 unité pour le premier adulte du ménage, 0.5 pour les autres personnes de 14 ans ou plus et 0.3 pour les enfants de moins de 14 ans).

2.3. Principales hypothèses de simulation et de transmission

Nous nous plaçons dans un cadre de moyen terme spécifique, qui ne tient pas compte de tous les effets d'ajustement des comportements ou de bouclage macroéconomique (cf. ci-après et Annexe en ligne C1). Nous faisons également des hypothèses sur la transmission de la hausse de la TVA aux prix et de l'inflation aux salaires

et aux autres revenus (voir *infra*, hypothèses de transmissions et Annexe en ligne C2).

2.3.1. Hypothèses de simulation

Les estimations sont réalisées à comportements de consommation inchangés (en termes de quantités consommées), au cours de l'année de changement des taux de la TVA et les deux années suivantes.

Nous supposons que l'inflation mesurée en février de l'année N intègre le choc et que toutes les prestations concernées sont revalorisées en conséquence dès l'année du changement de taux de la TVA. Mais la transmission de la hausse de la TVA aux prix est supposée incomplète.

Nous faisons l'hypothèse que l'effet du choc d'inflation sur les salaires et revenus est différé en $N+1$. Ce retard peut s'expliquer par les différents canaux de transmission (voir Annexe en ligne C2). Nous supposons également que le choc d'inflation en N n'a pas d'effet sur la dynamique des salaires en $N+2$ ni au-delà. En outre, nous faisons l'hypothèse d'absence de spirale inflationniste : la hausse des salaires l'année $N+1$ ne donne pas lieu à une nouvelle hausse des prix l'année $N+1$ ou les années suivantes. En conséquence, il n'y a pas de choc d'inflation supplémentaire les années $N+1$ et $N+2$.

Enfin, en raison du caractère statique du modèle, le choc d'inflation ne donne pas lieu à des effets macroéconomiques comme de potentiels effets récessifs sur l'emploi.

2.3.2. Hypothèses de transmission

Afin d'estimer les effets différés d'une hausse de la TVA, il est nécessaire d'introduire une dimension dynamique, d'abord sur la transmission de la hausse de la TVA aux prix et à l'inflation, puis sur la diffusion de l'inflation aux salaires et autres revenus. L'effet sur le niveau général des prix d'une hausse de la TVA est calculé à partir du poids relatif des consommations imposées aux taux de la TVA modifiés dans l'indice de prix à la consommation, avec une hypothèse de transmission aux prix de 80 %. Les élasticités des salaires horaires par rapport aux prix sont estimées à l'aide d'équations de

12. Cette méthode permet de raisonner toutes choses égales par ailleurs, puisque nous nous intéressons à une même population et à une même législation. Elle permet aussi de calculer les effets totaux en sommant les effets marginaux de chaque année. Une autre approche pourrait consister à simuler un choc d'inflation en 2014, puis à en mesurer les conséquences sur les inégalités de niveau de vie en 2014, 2015 et 2016. Cependant, cette méthode serait inadaptée : sur trois années, la législation ainsi que les éléments conjoncturels et démographiques évoluent, ils se confondraient alors avec les effets de la hausse de TVA simulée.

ENCADRÉ – Méthode de simulation d'une hausse de la TVA sur trois années

Lorsque l'année 2016 est l'année N du choc, les taux de la TVA sont augmentés au 1^{er} janvier de cette année. Selon l'hypothèse de transmission de la TVA aux prix retenue, les prix toutes taxes comprises et ainsi les dépenses de consommation sont ajustés et les montants de TVA sont recalculés, mais les comportements de consommation sont supposés inchangés face à la hausse des prix (voir André & Biotteau, 2019a, annexe 3, pour le détail formel des calculs). Nous en déduisons également le choc d'inflation associé. Puis, en cours d'année N , les montants de la plupart des prestations sociales (RSA, PA, Aspa, Asi, allocation aux adultes handicapés (AAH), allocations calculées en pourcentage de la Bmaf ou aides au logement) sont revalorisés, au 1^{er} avril ou au 1^{er} octobre, selon les mesures d'inflation sur les douze derniers mois, conformément à leur date et à leur critère légal de réindexation. Le choc d'inflation n'a en revanche pas d'effet contemporain sur les revenus avant redistribution (revenus d'activité, du patrimoine ou de remplacement y compris les pensions de retraite et les allocations chômage), ni sur les autres barèmes socio-fiscaux (IR et conditions de ressources pour certaines prestations). Par la suite, l'effet correspondant à cette première année sera qualifié d'effet N .

Lorsque l'année 2016 est l'année $N+1$ après le choc, tout se passe comme si la hausse des taux de la TVA avait eu lieu en 2015. En 2016, les revenus d'activité, de remplacement ou du patrimoine (notamment les revenus fonciers) augmentent, en euros courants, en fonction de leur sensibilité estimée par rapport au niveau des prix, propre à chaque type de revenus (voir Annexe en ligne C2). Cela induit une hausse des cotisations et des contributions sociales dont l'assiette est constituée par les revenus contemporains. En parallèle de l'ajustement des revenus fonciers des ménages propriétaires, les dépenses de loyer des ménages locataires sont revalorisées selon le même critère, afin de prendre en compte le transfert de revenus entre les différents ménages ou institutions. En $N+1$ également, les barèmes fiscaux (paramètres de l'IR payé en 2016 sur les revenus de 2015) sont revalorisés conformément aux critères usuels de réindexation sur l'inflation de l'année N (intégrant donc le choc) ce qui génère une baisse d'IR (les revenus 2015 n'étant pas encore ajustés). En revanche, en ce qui concerne les prestations sous condition de ressources versées en fonction des revenus perçus deux ans plus tôt, ni les plafonds de ressources de la législation 2016, ni les ressources prises en compte ne sont modifiés par le choc d'inflation de 2015. Par la suite, l'effet correspondant à cette année sera qualifié d'effet $N+1$.

Lorsque l'année 2016 est l'année $N+2$ après le choc, la hausse de TVA est alors supposée avoir eu lieu en 2014. L'effet correspondant est appelé effet $N+2$ par la suite. On observe un effet sur l'impôt sur le revenu : la hausse des revenus courants de 2015 ($N+1$), suite au choc d'inflation de 2014 (N), sans ajustement supplémentaire des barèmes, se traduit par une hausse de l'impôt calculé en 2016 ($N+2$) sur la base de ces revenus (ce qui compense la baisse d'IR survenue en $N+1$). En $N+2$ s'ajoute aussi l'effet sur les prestations sous condition de ressources (à l'exception du RSA et de l'Aspa, dont l'évaluation des ressources est trimestrielle). En effet, les paramètres relatifs aux conditions de ressources de certaines prestations sociales s'ajustent sur l'inflation avec un retard de deux ans. La hausse de TVA n'a pas d'autre effet en $N+2$, en raison d'absence d'effet retardé de l'inflation sur les revenus au-delà d'une année et d'une hypothèse d'absence d'effet des salaires sur les prix à moyen terme (boucle prix-salaire). Les revenus, les barèmes socio-fiscaux et les prix ne réagissent donc pas de nouveau au choc. Nous supposons aussi inchangés les comportements de consommation. Un horizon de trois années, à compter du 1^{er} janvier de l'année N semble raisonnable afin d'estimer les effets étudiés. En toute rigueur, il faudrait disposer d'une quatrième année de revenus. Le modèle INES est néanmoins contraint à trois années de revenus par construction.

Phillips augmentées, liant le taux de croissance des salaires négativement au taux de chômage (en niveau et en variation) et positivement à l'inflation, par décile de salaire horaire. Les salaires horaires s'ajustent avec retard sur les prix, aucun effet de l'inflation sur les salaires n'est observé de manière contemporaine, et les effets ne durent pas au-delà de $N+1$. Par ailleurs, les élasticités prix des salaires horaires en $N+1$ diminuent avec le niveau de salaire horaire : unitaires dans le bas de la distribution, elles deviennent non significativement différentes de 0 dans les 20 % du haut (voir Annexe en ligne C2).

Les revenus de remplacement sont indexés en $N+1$ selon les règles de revalorisation usuelles ou légales (voir Annexe en ligne C1 sur l'ajustement des salaires et de certains revenus). Les élasticités des autres revenus par rapport aux prix sont calibrées. Parmi les revenus du

patrimoine, seuls les revenus fonciers et les revenus accessoires (en majorité des revenus de location de logements meublés) réagissent avec une élasticité unitaire à une hausse des prix ; les autres revenus du patrimoine sont supposés ne pas réagir. Enfin, les revenus des indépendants sont supposés s'ajuster, avec une élasticité de 0.5 en $N+1$, à l'exception des revenus agricoles (voir Annexe en ligne C2).

3. À moyen terme, une hausse de la TVA augmente légèrement les inégalités de niveau de vie et la pauvreté

Nous présentons les résultats d'un scénario central, qui correspond à une hausse de 3 points du seul taux normal de TVA, le faisant passer de 20 % à 23 %, avec un taux de transmission aux prix égal à $\alpha = 0.8$, ce qui génère une hausse de l'inflation de 1.07 point supplémentaire.

Nous comparons le revenu disponible corrigé (défini comme l'ensemble des revenus avant redistribution, diminués des prélèvements directs et indirects et des dépenses de loyer et augmentés des prestations sociales) et ses composantes dans la situation de référence, sans hausse de TVA, et dans la situation avec hausse de TVA, sur trois ans. Puis, nous détaillons les effets annuels sur le revenu corrigé moyen et revenons sur les mécanismes de rattrapage et leur calendrier. Enfin, nous présentons l'hétérogénéité des effets, selon le niveau de vie corrigé¹³, et l'évolution des principaux indicateurs d'inégalités.

Afin de tester la sensibilité des résultats à des changements de hausse de la TVA ou d'hypothèses, nous simulons plusieurs scénarios de hausse de la TVA d'ampleur et de composition différentes et croisant les hypothèses d'élasticités des revenus aux prix et de transmission de la hausse de la TVA au niveau général des prix. Nous analysons les principales différences avec le scénario central dans l'Annexe en ligne C4.

3.1. Effets annuels et effet total de moyen terme sur le revenu disponible corrigé et ses composantes

Sous les hypothèses du scénario central, les effets sur le revenu disponible corrigé total et ses composantes sont donnés au tableau 2.

La hausse de la TVA générerait un surplus de recettes fiscales de 11.7 milliards d'euros la première année, sur le champ des ménages ordinaires de France métropolitaine¹⁴. Les revenus et les barèmes des transferts socio-fiscaux s'ajusteraient alors sur l'inflation, en partie cette même année puis les années suivantes. Au total, après trois ans, une fois pris en compte ces effets différés, le revenu disponible corrigé des ménages serait inférieur de 5.0 milliards d'euros en termes réels, à celui qu'il aurait été sans hausse de la TVA. Ainsi, les effets différés de moyen terme compensent environ 55 % du choc initial subi par les ménages.

Les revenus avant redistribution¹⁵ sont *in fine* supérieurs de 6.7 milliards d'euros (la hausse se

13. Voir André & Biotteau (2019b) pour les résultats selon le niveau de vie usuel (c'est-à-dire le revenu disponible – revenus avant redistribution auxquels sont ajoutées les prestations sociales et sont soustraits les impôts directs – par UC, sans prise en compte des impôts indirects et des dépenses de loyer).

14. L'hypothèse de transmission aux prix non complète s'appuie sur une valeur du coefficient α inférieure à 1. Cela correspond à une hypothèse d'incidence non nulle pour les entreprises, c'est-à-dire que le prix hors taxe peut s'ajuster à la baisse (voir André & Biotteau, 2019a).

15. Les revenus avant redistribution, constituant le revenu primaire, comprennent dans cette étude l'ensemble des salaires et traitements, les revenus des indépendants, les revenus du patrimoine mais aussi les pensions alimentaires, les pensions d'invalidité, les pensions de retraite et rentes viagères et les allocations chômage. Ce contour correspond aux revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'IR. Ce sont des grandeurs intégrées au revenu primaire et donc non simulées par le modèle INES.

Tableau 2 – Effets annuels et effet total de moyen terme d'une hausse de 3 points du taux normal de TVA sur les composantes du revenu disponible corrigé des ménages

	En milliards d'euros			
	En N	En N+1	En N+2	Total
Revenu avant redistribution (A)	0.0	6.7	0.0	6.7
Salaires	0.0	3.5	0.0	3.5
Pensions de retraite	0.0	2.2	0.0	2.2
Allocations chômage	0.0	0.2	0.0	0.2
Autres revenus ⁽ⁱ⁾	0.0	0.7	0.0	0.7
Prélèvements (B)	11.7	-0.8	1.1	12.1
Impôt direct	0.0	-1.1	1.1	0.0
Cotisations sociales	0.0	0.1	0.0	0.1
Contributions sociales	0.0	0.2	0.0	0.2
Taxe sur la valeur ajoutée	11.7	0.0	0.0	11.7
Prestations (C)	0.6	0.3	0.2	1.1
Prestations familiales	0.2	0.1	0.1	0.3
Aides au logement	0.1	0.2	0.1	0.3
Minima sociaux et prime d'activité	0.4	0.1	0.0	0.4
Dépenses de loyer (D)	0.0	0.7	0.0	0.7
Revenu disponible corrigé (A - B + C - D)	-11.1	7.1	-0.9	-5.0

⁽ⁱ⁾ Pensions d'invalidité, des rentes et produits financiers, des revenus fonciers et accessoires, perçus à l'étranger et des valeurs mobilières.

Note : les effets en N, N+1 et N+2 sont des effets marginaux, nets des effets mesurés les années précédentes. L'effet N est la différence entre la situation simulée l'année du choc et la situation de référence ; l'effet en N+1 est la différence entre la situation contrefactuelle un an après le choc et la situation simulée l'année du choc ; l'effet en N+2 est la différence entre la situation deux ans après le choc et celle simulée un an après le choc. L'effet total à l'issue des trois années correspond à la somme de ces effets marginaux annuels.

Lecture : au total, après trois ans, le revenu disponible des ménages diminue de 5.0 milliards d'euros en termes réels, résultant d'un gain total de 6.7 milliards d'euros de revenus avant redistribution et de 1.1 milliard d'euros de prestations sociales et d'une perte totale de 12.1 milliards d'euros liée aux prélèvements directs et indirects et de 0.7 milliard d'euros après hausse des dépenses de loyer.

Source et champ : voir tableau 1.

produisant en $N+1$, du fait de l'ajustement des revenus). Cette même année, les dépenses de loyer des locataires augmentent avec l'inflation de 0.7 milliard d'euros, ce qui augmente les revenus fonciers des propriétaires. L'effet total de l'IR est neutre, car les effets en $N+1$ et en $N+2$, pourtant supérieurs à 1 milliard d'euros chacun, se compensent. Enfin, au total, les prestations sociales augmentent de 1.1 milliard d'euros, soit 9 % du choc initial sur le revenu disponible de 11.7 milliards d'euros.

3.2. Ventilation des effets moyens sur le niveau de vie corrigé et ses composantes, par année

Dans les tableaux 3 et 4, nous présentons les effets moyens par année de la hausse de la TVA simulée dans le scénario central, sur chacune des composantes du niveau de vie corrigé. Nous revenons sur l'effet, en pourcentage et en euros, sur chaque composante et sur leur contribution à l'effet total sur le niveau de vie corrigé.

À l'issue de la séquence de trois années, la hausse de la TVA conduit à une baisse de 0.6 % du niveau de vie corrigé moyen en termes réels, soit environ 114 euros par an (par UC). Cette baisse de niveau de vie corrigé s'explique principalement par la hausse des prélèvements indirects, à savoir la TVA. La TVA augmente de 12 %, soit en moyenne de 269 euros par an et par UC, et contribue le plus à la baisse du niveau de vie (-1.4 point de pourcentage¹⁶, tableau 4). Les autres prélèvements directs varient très peu au total. Les prestations sociales évoluent peu (+1.7 % soit 24 euros par an et par UC en

moyenne) et ne compensent pas la baisse du niveau de vie.

Plusieurs dynamiques expliquent cet effet total de moyen terme sur le niveau de vie corrigé. D'abord, c'est l'année N du choc que le niveau de vie se dégrade le plus en termes réels. En effet, la TVA augmente tandis que le revenu primaire nominal ne s'est pas encore ajusté. Côté prestations sociales, les mécanismes de revalorisation sont à l'œuvre pendant les trois quarts de l'année, à partir d'avril, *via* les montants versés de prestations familiales et de minima sociaux (RSA, PA, Aspa, Asi et AAH) et pendant un quart de l'année, à partir d'octobre, *via* les aides au logement. Les minima sociaux et la PA s'ajustent donc davantage (+1.5 %) que les aides au logement (+0.4 %). Cette hausse des prestations de 0.9 % représente en moyenne 13 euros par an et par UC. L'année N du choc, le niveau de vie corrigé diminue de 1.3 % (soit environ 260 euros par an et par UC), soit -1.4 point lié à la hausse de la TVA et +0.1 suite à la revalorisation des prestations.

L'année suivante, en $N+1$, la dynamique des effets de moyen terme entre en jeu et mène à un rebond du niveau de vie moyen d'environ 0.8 %, soit 160 euros par an et par UC, presque intégralement porté par l'ajustement des revenus. Tous les salaires ne s'ajustant pas dans les mêmes proportions et tous les revenus n'étant

16. La hausse initiale est de trois points du taux normal (passant de 20 % à 23 %), soit une hausse d'environ 12 % lorsque la transmission aux prix TTC est de 80 %. La TVA représentant en moyenne 11 % du niveau de vie corrigé, comptés négativement (cf. tableau 1), elle contribue bien à hauteur de -1.4 point de pourcentage à la baisse du niveau de vie.

Tableau 3 – Effets annuels et effet total de moyen terme d'une hausse de 3 points du taux normal de TVA sur les composantes du niveau de vie corrigé moyen

	Effet en euros par UC				Effet en %			
	En N	En $N+1$	En $N+2$	Total	En N	En $N+1$	En $N+2$	Total
Revenu primaire nominal (A)	0	155	0	156	0.0	0.6	0.0	0.6
Prélèvements (B)	269	-18	26	277	4.6	-0.3	0.4	4.8
Impôt direct	0	-25	25	1	0.0	-1.2	1.3	0.0
Cotisations sociales	0	3	0	3	0.0	0.5	0.0	0.5
Contributions sociales	0	4	0	4	0.0	0.4	0.0	0.4
Taxe sur la valeur ajoutée	269	0	0	269	12.1	0.0	0.0	12.1
Prestations (C)	13	7	4	24	0.9	0.5	0.3	1.7
Prestations familiales	4	1	2	7	0.6	0.2	0.4	1.2
Aides au logement	1	4	2	8	0.4	1.2	0.5	2.1
Minima sociaux et prime d'activité	8	2	0	10	1.5	0.3	0.0	1.8
Dépenses de loyer (D)	0	17	0	17	0.0	1.1	0.0	1.1
Niveau de vie corrigé (A - B + C - D)	-256	163	-22	-114	-1.3	0.8	-0.1	-0.6

Note : voir tableau 2.

Lecture : les prestations sociales augmentent en moyenne de 13 euros par UC l'année du choc (soit une hausse de 0.9 %), puis de 7 euros supplémentaires l'année suivante (soit +0.5 %) et de 4 euros supplémentaires la troisième année (soit +0.3 %). Au total, trois ans après la hausse de TVA, suite aux mécanismes de revalorisation, les prestations augmentent donc en moyenne de 1.7 %, soit 24 euros par UC.

Source et champ : voir tableau 1.

Tableau 4 – Contribution aux effets annuels et à l'effet total de moyen terme des composantes du niveau de vie corrigé moyen

	Contribution à l'effet total (en point de %)			
	En N	En N+1	En N+2	Total
Revenu primaire nominal (A)	0.0	0.8	0.0	0.8
Prélèvements (B)	-1.4	0.1	-0.1	-1.4
Prestations (C)	0.1	0.0	0.0	0.1
Dépenses de loyer (D)	0.0	-0.1	0.0	-0.1
Niveau de vie corrigé (A + B + C + D)	-1.3	0.8	-0.1	-0.6

Note : voir tableau 2.

Lecture : la première année, le niveau de vie diminue de 1.3 %. La hausse de TVA y contribue à hauteur de -1.4 point de pourcentage et celle des prestations sociales pour 0.1 point de pourcentage.

Source et champ : voir tableau 1.

pas indexés sur l'inflation, le revenu primaire augmente en moyenne de 0.6 %, soit environ 155 euros par an et par UC. Cela engendre toutefois une hausse des cotisations et contributions sociales (+7 euros par an et par UC en moyenne). Mais l'IR diminue légèrement en raison du décalage d'un an entre la déclaration et la perception de cet impôt : si les barèmes en $N+1$ (définissant notamment les tranches d'imposition) sont indexés sur l'inflation de l'année précédente, donc sur le choc, les revenus pris en compte sont aussi ceux de l'année N et n'ont pas encore été ajustés. Il en résulte un léger gain de niveau de vie, d'environ 25 euros par an et par UC en moyenne. L'effet des revalorisations des montants de prestations sociales s'observe encore en $N+1$, en particulier pour les aides au logement qui augmentent de 1.2 %. Néanmoins, les prestations ayant un poids limité dans le niveau de vie moyen, elles ne contribuent pas à sa hausse. Enfin, les dépenses de loyer s'ajustent en $N+1$, comme les revenus fonciers et accessoires : elles représentent une redistribution partielle au sein des ménages entre propriétaires et locataires¹⁷. Elles augmentent de 1.1 %, l'ampleur du choc d'inflation, et contribuent à la baisse du niveau de vie moyen à hauteur de -0.1 point.

Enfin, en $N+2$, les effets supplémentaires se réduisent et sont liés en grande partie à des décalages d'indexation. Ainsi, l'IR augmente légèrement, puisqu'il est calculé sur les revenus de l'année précédente, désormais ajustés, sans que les barèmes n'aient été de nouveau indexés à un surcroît d'inflation. Les prestations sociales augmentent aussi faiblement (+0.3 %) car les plafonds des prestations sous condition de ressources sont indexés sur le choc d'inflation mais les ressources prises en compte ne le sont pas encore. La troisième année après la hausse de la TVA et le choc sur les prix, le niveau de vie réel diminue marginalement de 0.1 % (soit environ 20 euros par an et par UC), la hausse des prélèvements l'emportant (contribution de

-0.1 point, contre une contribution nulle des autres composantes).

3.3. Hétérogénéité des effets et redistribution

Nous analysons ici les effets différenciés selon la position dans l'échelle des niveaux de vie corrigés. Les mécanismes d'ajustement des revenus et des barèmes socio-fiscaux ainsi que la hausse des prélèvements indirects peuvent en effet jouer différemment, selon la structure des revenus des ménages ou de leur consommation. Les résultats détaillés par composante du niveau de vie corrigé et par année sont présentés dans André & Biotteau (2019a).

3.3.1. Effet total selon le niveau de vie corrigé

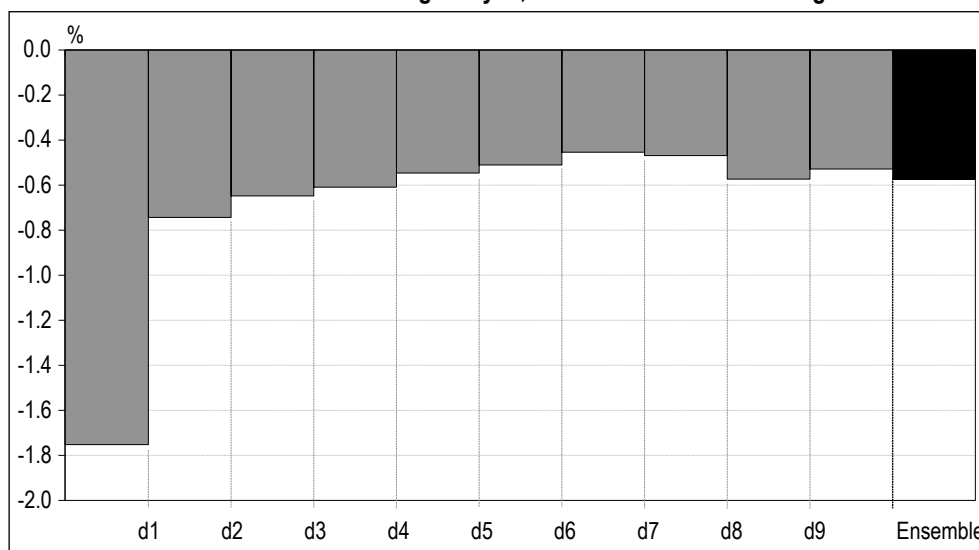
Les hausses de TVA et ses conséquences aboutissent à une diminution du niveau de vie corrigé pour l'ensemble de la population. Cette baisse est toutefois plus prononcée pour les 10 % des personnes les plus modestes : leur niveau de vie corrigé diminue de 1.8 % contre au plus 0.7 % pour le reste de la population (figure II).

Toutefois, même si le niveau de vie de l'ensemble des ménages diminue et dans des proportions proches pour la plupart d'entre eux, les contributions des revenus avant redistribution, des prélèvements directs et indirects, des prestations sociales et des dépenses de loyer diffèrent sensiblement selon le niveau de vie corrigé.

Ainsi, les 10 % des personnes les plus modestes voient leur niveau de vie corrigé diminuer de 86 euros en moyenne (tableau 5), ce qui s'explique en grande partie par la hausse de la TVA (-158 euros par UC). Les 10 % des personnes

17. Il y a certes un transfert entre les ménages locataires et propriétaires mais celui-ci n'est pas neutre. En effet, les ménages percevant des revenus fonciers dans l'échantillon ne sont pas forcément les bailleurs particuliers à qui les locataires versent des loyers, et les locataires de l'échantillon peuvent également verser les loyers à des bailleurs institutionnels, publics ou privés.

Figure II – Effet total de moyen terme d'une hausse de 3 points du taux normal de TVA sur le niveau de vie corrigé moyen, selon le niveau de vie corrigé



Lecture : suite à une hausse du taux normal de TVA de 3 points, le niveau de vie corrigé des 10 % des personnes les plus modestes diminue de près de 1.8 %.

Source et champ : voir tableau 1.

les plus aisées connaissent une perte moyenne de niveau de vie de 273 euros. Les ménages médians perdent environ 88 euros de niveau de vie en moyenne. Tous les ménages sont perdants en première année (-119 euros en deçà de d1, -231 euros entre d4 et d5 et -495 au-delà de d9) et rattrapent une partie de leur perte en deuxième année (+28 euros pour les 10 % les moins aisés et +309 euros pour les 10 % les plus aisés). La troisième année, les gains sont nuls ou négligeables pour la moitié la plus modeste, tandis que les pertes augmentent avec le niveau de vie pour la moitié la plus aisée de la population (tableau 5 et figure II).

Les contributions des composantes du niveau de vie corrigé à sa baisse totale diffèrent selon

les niveaux de vie (figure III). La TVA et les dépenses de loyer contribuent le plus fortement à la perte de niveau de vie pour les 20 % les plus modestes (respectivement -3.2 points et -0.8 point pour les 10 % les plus modestes et -2.0 points et -0.3 point pour les 10 % suivants), car elles ont un poids relatif plus important. En sens opposé, l'indexation des prestations est également déterminante pour ces 20 % les plus modestes (contribution de respectivement +1.4 point et +0.7 point). Au-delà, elle contribue peu à compenser la baisse de niveau de vie, en raison du poids décroissant des prestations dans le niveau de vie. Enfin, la contribution du revenu primaire suit un profil en cloche en fonction du niveau de vie. L'ajustement des revenus est moins

Tableau 5 – Effets annuels et effet total de moyen terme d'une hausse de 3 points du taux normal de TVA sur le niveau de vie corrigé moyen, selon le niveau de vie corrigé

En euros par UC

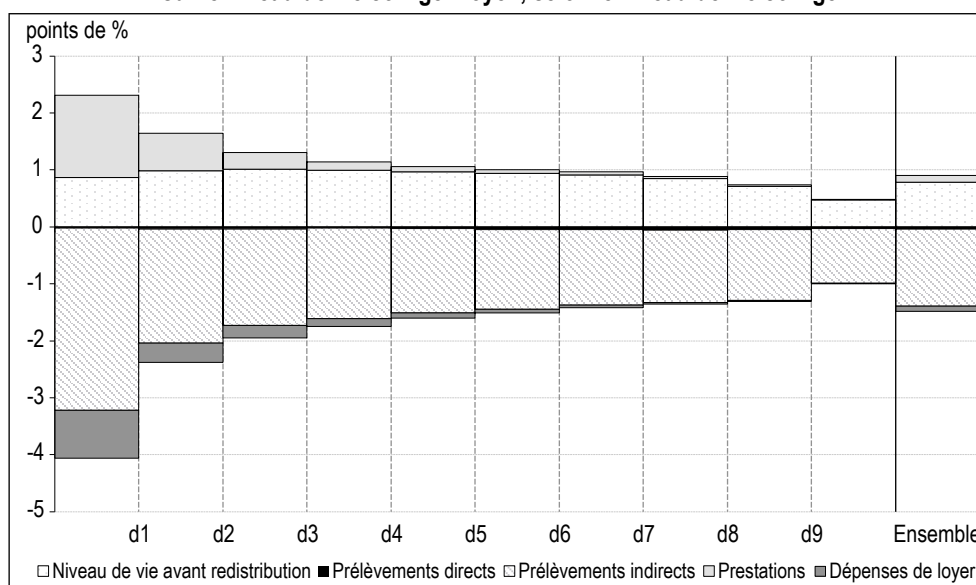
Niveau de vie	En N	En N+1	En N+2	Total
<d1	-119	28	5	-86
d1 à <d2	-146	74	5	-67
d2 à <d3	-178	104	-1	-75
d3 à <d4	-208	126	-3	-84
d4 à <d5	-231	152	-9	-88
d5 à <d6	-254	181	-22	-94
d6 à <d7	-274	208	-30	-96
d7 à <d8	-304	223	-34	-114
d8 à <d9	-363	239	-45	-169
> d9	-495	309	-87	-273
Ensemble	-256	163	-22	-114

Note : voir tableau 2.

Lecture : les 10 % des personnes les plus modestes perdent en moyenne 119 euros de niveau de vie l'année de la hausse de TVA, puis gagnent 28 euros et 5 euros les deux années suivantes, ce qui constitue une perte totale moyenne de niveau de vie de 86 euros.

Source et champ : voir tableau 1.

Figure III – Décomposition de l'effet total de moyen terme d'une hausse de 3 points du taux normal de TVA sur le niveau de vie corrigé moyen, selon le niveau de vie corrigé



Lecture : suite à une hausse du taux normal de TVA de 3 points, les prélèvements indirects contribuent à la variation du niveau de vie corrigé des 10 % des personnes les plus modestes à hauteur de -3.2 points de pourcentage et les prestations à hauteur de +1.4 point.
Source et champ : voir tableau 1.

favorable aux personnes ayant le niveau de vie le plus élevé en raison de la moindre indexation des salaires les plus élevés et de la part croissante des revenus du patrimoine, qui s'ajustent moins que les salaires à la hausse des prix.

Plusieurs mécanismes expliquent l'effet total négatif pour les 10 % les plus modestes. D'abord, la hausse des dépenses de loyer joue pleinement : par construction des déciles de niveau de vie corrigé, les plus modestes sont les personnes au revenu disponible faible, s'acquittant de montants de TVA importants et ayant des dépenses de loyer élevées. En outre, leur revenu primaire ne s'ajuste pas parfaitement car il est en partie composé d'allocations chômage (18 % du revenu primaire contre 3 % en moyenne pour l'ensemble de la population) et des pensions de retraite complémentaires des salariés du privé. Ces deux composantes ne sont pas intégralement indexées sur la hausse des prix. De même, tous les salariés appartenant à cette catégorie de la population ne sont pas nécessairement rémunérés au salaire minimum. Le revenu avant redistribution n'augmente donc que de 0.8 % en moyenne pour un choc d'inflation de 1.1 %. De plus, même si les prestations correspondent à 100 % du revenu disponible corrigé (voir André & Biotteau, 2019a), les règles de calcul du RSA et la PA intègrent les aides au logement et les prestations familiales. Ceci limite en partie les effets de l'indexation en raison de taux marginaux d'imposition élevés dans cette partie de la distribution des revenus. Ainsi, pour les 10 % les plus modestes, l'indexation des prestations

ne rattrape pas totalement la hausse de la TVA et des dépenses de loyer.

Enfin, les ménages les plus modestes en termes de niveau de vie corrigé consacrent une part plus importante de leur revenu disponible corrigé à la TVA (27 % contre 11 % en moyenne). En tenant compte de l'ensemble de leurs dépenses de consommation, le taux d'épargne moyen des 30 % les plus modestes sont négatifs (voir André *et al.*, 2016). L'effet négatif important persiste donc malgré l'ensemble des mécanismes d'indexation et d'ajustement. Il repose en partie sur un comportement de consommation différencié selon le niveau de vie.

3.3.2. Effets sur les indicateurs d'inégalités

Trois ans après une hausse du taux normal de TVA de 3 points, la hausse des prélèvements indirects, associée à la dynamique des revenus et des barèmes socio-fiscaux, contribue à une légère augmentation des inégalités de niveau de vie corrigé. Le tableau 6 présente les effets pour le scénario central.

Tous les indicateurs d'inégalités et de pauvreté augmentent l'année de la hausse de la TVA, car celle-ci touche plus fortement les plus modestes la première année, puis augmentent plus faiblement à moyen terme en raison des effets différés plus ou moins favorables selon le niveau de vie. Ainsi, le rapport interdécile d9/d1 augmente légèrement à moyen terme (+0.3 %) car les effets différés compensent en grande partie les effets initiaux. De même, la hausse initiale

Tableau 6 – Effets annuels et effet total de moyen terme d'une hausse de 3 points du taux normal de TVA sur les principaux indicateurs d'inégalités de niveau de vie corrigé

	En N		En N+1		En N+2		Effet total	
	point	%	point	%	point	%	point	%
Rapport inter-déciles d9/d1	0.03	0.6	0.00	0.0	-0.01	-0.3	0.01	0.3
p95/p5	0.10	1.3	0.01	0.1	-0.02	-0.3	0.08	1.0
Indice de Gini	0.001	0.4	-0.000	-0.1	-0.000	-0.1	0.001	0.2
Taux de pauvreté	0.1	0.3	0.0	0.0	-0.0	-0.1	0.0	0.2
Intensité de la pauvreté	0.1	0.5	0.2	0.9	0.0	0.0	0.4	1.4

Note : voir tableau 2.

Lecture : suite à une hausse du taux normal de TVA de 3 points, le rapport interdécile augmente de 0.03 point la première année (soit +0.6 %), se stabilise la deuxième année puis diminue de 0.01 point la troisième année (soit -0.3 %). Au total, il augmente de 0.01 point (+0.3 %).

Source et champ : voir tableau 1.

de +0.4 % de l'indice de Gini et de +0.3 % du taux de pauvreté passe à +0.2 % à l'issue des trois années analysées, sous les hypothèses du scénario central et les hypothèses d'ajustement des salaires retenues¹⁸. Le rapport interpercentile p95/p5 augmente de manière un peu plus prononcée, la première année (+1.3 %) et à moyen terme (+1.0 %), car les effets différés ne compensent que partiellement les effets initiaux. L'intensité de la pauvreté s'accroît davantage à moyen qu'à court terme (+1.4 %, soit 0.4 point), en raison de la baisse du niveau de vie des 10 % les plus modestes.

D'après les variantes présentées dans Fontaine & Sicsic (2018) et à titre de comparaison, les effets d'une diminution du montant forfaitaire du RSA de 3 % sont les suivants : une baisse mensuelle d'environ 16 euros implique une stabilité du seuil et du taux de pauvreté et de l'indice de Gini et une hausse du rapport interdécile de 0.01 point et de l'intensité de la pauvreté de 0.4 point.

En outre, la comparaison entre l'effet N et l'effet total permet d'isoler le rôle des effets différés. Par exemple, le rapport interpercentile p95/p5 diminue très légèrement entre l'année N et l'effet total, la hausse prononcée de la première année (liée à une baisse du p5 nettement plus accentuée que celle du p95, en raison de la hausse de TVA acquittée relativement plus forte pour les plus modestes) étant peu compensée les deux années qui suivent. L'intensité de la pauvreté à moyen terme (+1.4 %) évolue de façon plus prononcée que la première année (+0.5 %), car sa hausse s'accroît la deuxième année (le niveau de vie corrigé médian des pauvres augmente moins que le seuil de pauvreté, car les effets de la revalorisation des revenus et prestations sociales sont limités par la hausse des dépenses de loyer) et n'est que très partiellement compensée la troisième année. Ainsi, même si les effets différés sont globalement favorables à l'ensemble des ménages, les plus pauvres le restent et sont relativement plus touchés par la hausse de la TVA et des dépenses de loyer.

* *
*

Les résultats de cette étude permettent d'éclairer le débat public et de compléter les travaux existants sur les conséquences de hausses de la TVA en intégrant tant les effets directs que les effets différés de moyen terme : les effets anti-redistributifs de court terme sont en partie contrebalancés par ces effets différés. À moyen terme, une hausse de la TVA augmente légèrement les inégalités de niveau de vie et la pauvreté.

Dans le scénario central, trois ans après une hausse de trois points du taux normal de la TVA, le niveau de vie moyen, corrigé de la TVA et des dépenses de loyer, est inférieur de 0.6 % à celui qu'il aurait été en l'absence de hausse. Cette baisse correspond à environ 45 % de l'effet direct de court terme ; autrement dit, les effets différés de moyen terme compensent environ 55 % du choc initial subi par les ménages. Selon les hypothèses retenues sur la sensibilité des revenus à l'inflation et sur la diffusion du choc de TVA aux prix, cette baisse du niveau de vie moyen s'échelonne entre 0.3 % et 0.8 %, soit une diminution du niveau de vie à moyen terme comprise entre environ 70 et 155 euros.

Cette perte de revenu disponible corrigé diffère peu selon le niveau de vie initial : elle est comprise entre 0.5 % et 0.6 % pour 90 % de la population (au-delà du premier décile de niveau de vie corrigé). Mais elle est principalement liée à la hausse de la TVA et, dans une moindre mesure, aux dépenses de loyers (qui augmentent avec l'inflation), pour les ménages les plus pauvres ; elle est davantage liée à un ajustement insuffisant des revenus avant redistribution pour

18. Dans des simulations alternatives présentées dans l'Annexe en ligne C4 et détaillées dans André & Biotteau (2019a), ces indicateurs peuvent augmenter d'autant plus si la hausse de TVA est plus significative et surtout si les salaires s'ajustent davantage et de manière plus uniforme selon leur niveau.

les ménages les plus aisés. Les 10 % les plus modestes se distinguent du reste de la population avec une perte relative de niveau de vie plus de deux fois plus importante.

À moyen terme, une hausse de la TVA, associée à la dynamique des revenus et des barèmes socio-fiscaux, augmente légèrement les inégalités de niveau de vie corrigé et la pauvreté. L'ampleur de ce diagnostic dépend en partie de l'indicateur retenu. Tous les indicateurs d'inégalité et de pauvreté augmentent l'année de la hausse de TVA. S'agissant du rapport interdécile ($d9/d1$), de l'indice de Gini et du taux de pauvreté, cet effet initial est ensuite presque intégralement compensé par les effets indirects et les indicateurs sont *in fine* presque stables. Le rapport interpercentile $p95/p5$ augmente plus significativement à moyen terme, la hausse de la première année étant peu compensée. Seule l'intensité de la pauvreté augmente davantage à moyen terme qu'à court terme, ce qui est une conséquence de la baisse de niveau de vie des 10 % des personnes les plus modestes, pour lesquelles l'indexation des prestations ne rattrape pas totalement la hausse de la TVA.

Les effets sur la pauvreté et les inégalités présentés dans cette étude n'intègrent pas les éventuelles dépenses publiques rendues possibles par le surplus de recettes fiscales. Des changements redistributifs dans les transferts telles que des hausses de prestations ou des baisses ciblées de prélèvements auraient des effets contraires.

Par ailleurs, ces estimations ne tiennent pas compte non plus des contraintes de crédit qui peuvent être différentes selon le niveau de vie ; or, en première année, une hausse de la TVA affecte relativement plus le niveau de vie des ménages modestes. En raison des décalages entre les ressources prises en compte et le versement de certaines prestations, le temps d'ajustement du niveau de vie peut aller jusqu'à deux ans après la hausse de la TVA pour les ménages les plus modestes.

D'une manière générale, ces résultats sont la conséquence des mécanismes de diffusion aux revenus et aux barèmes socio-fiscaux, fondés sur les règles d'indexation et sur les mécanismes de revalorisation salariale. Ils reposent donc sur les caractéristiques du système socio-fiscal français. En leur absence, les effets inégalitaires de premier tour n'en seraient que plus persistants à moyen terme. Dans le cadre d'un IR prélevé à la source et où les prestations sont versées à partir des revenus contemporains ou avec un décalage temporel réduit, les résultats totaux

de moyen terme seraient identiques, seule la temporalité des effets entre les années N , $N+1$ et $N+2$ serait modifiée.

En outre, ces résultats reposent sur des hypothèses précises, tirées de travaux antérieurs sur la diffusion des hausses de la TVA aux prix et sur l'ajustement des revenus sur l'inflation, et s'appuient sur la microsimulation du modèle INES. Ils ne peuvent pas être appliqués à des situations pourtant proches *a priori*. Ainsi, toute baisse de la TVA, telle que la « TVA restauration » par exemple ou concernant d'autres produits spécifiques, ne peut pas être étudiée à partir de ces résultats. Il en est de même pour une baisse globale du taux normal ou d'autres types de taux : les effets à la baisse ne sont pas symétriques des effets à la hausse étudiés ici. En particulier, les salaires étant souvent rigides à la baisse, l'asymétrie des baisses et des hausses de TVA résulte en partie de ces différences de diffusion de chocs d'inflation aux salaires. Cette asymétrie a été documentée par Benzarti *et al.* (2017) qui montrent empiriquement sur données européennes que les prix s'ajustent entre trois et quatre fois plus à la suite d'une hausse de la TVA qu'à la suite d'une baisse. D'autres mécanismes de rigidité peuvent limiter la diffusion à la baisse : Benzarti & Carloni (2017) montrent ainsi que la baisse dans la restauration a principalement profité aux propriétaires des restaurants et n'a pas eu d'effet notable sur les prix.

L'analyse n'est pas non plus transposable à la hausse des accises sur le tabac instaurée en 2018. Similaire en principe, cette hausse de la fiscalité indirecte des biens de la consommation est pourtant différente dans ces effets, en premier lieu parce que les prix du tabac sont exclus du calcul de l'inflation et donc des critères légaux de revalorisation. En outre, il est peu probable que les négociations salariales intègrent cette hausse d'un bien particulier. De manière analogue, toute hausse de TVA sur un secteur spécifique ou des biens particuliers aura des effets différents que ceux présentés dans cette étude, en l'absence notamment d'effet notable sur l'inflation et donc d'ajustement des revenus et prestations.

En revanche, la méthode présentée dans cet article pourrait être appliquée à un scénario d'alignement du taux intermédiaire sur le taux normal, soit une hausse de dix points du premier. Toutefois il faut rappeler que nos hypothèses n'intègrent pas les adaptations comportementales de consommation, qui pourraient être plus prononcées en cas de doublement du taux intermédiaire. Les effets estimés sur le revenu disponible corrigé total seraient donc d'autant

plus majorés, tandis que ceux sur la distribution de ce revenu et sur les inégalités seraient d'autant plus minorés, en considérant que les ménages les plus aisés ont davantage de marge de manœuvre pour ajuster leur consommation et atténuer ainsi la hausse de TVA.

Un prolongement naturel de cette étude serait alors d'introduire des hypothèses comportementales plus riches, dans lesquelles les

agents ajusteraient leur consommation selon les produits considérés. D'autres extensions consisteraient à renforcer les hypothèses macroéconomiques, en intégrant notamment une boucle prix-salaires, ou en introduisant un niveau supplémentaire de variabilité dans les scénarios *via* une transmission différenciée de la hausse de TVA selon les produits et les taux (Carbonnier, 2008). □

Lien vers l'Annexe en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5347200/ES-522-523_Andre-Biotteau_Annexes_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

André, M., Biotteau, A.-L. & Duval, J. (2016). Module de taxation indirecte du modèle Ines – Hypothèses, principes et aspects pratiques. DREES, *Document de travail, Série sources et méthodes* N° 60. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dt60.pdf>

André, M., Biotteau, A.-L., Fredon, S., Omalek, L. & Schmitt, K. (2017). Les réformes des prestations et prélèvements intervenues en 2016 opèrent une légère redistribution au bénéfice des 20 % les plus modestes. *Insee Références, France, portrait social, édition 2017*, pp. 125–144. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/3197273/FPORSOC17j_D3_mesures-sociales.pdf

André, M. & Biotteau, A.-L. (2019a). Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation. Insee, *Document de travail* N° F1901-G2019/01. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/version-html/3714024/F1901-G2019-01.pdf>

André, M. & Biotteau, A.-L. (2019b). À moyen terme, une hausse de la TVA augmente légèrement les inégalités de niveau de vie et la pauvreté. *Insee Analyses* N° 43. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3713290>

André, M. & Guillot, M. (2014). 1914-2014 : cent ans d'impôt sur le revenu. *Les notes de l'IPP* N° 12. <https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2014/07/n12-notesIPP-juillet2014.pdf>

Avouyi-Dovi, S., Fougère, D. & Gautier, E. (2010). Wage Rigidity, Collective Bargaining and the Minimum Wage: Evidence from French Agreement Data. Banque de France, *Document de travail* N° 287. https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/working-paper_287_2010.pdf

Benzarti, Y. & Carloni, D. (2017). Who Really Benefits from Consumption Tax Cuts? Evidence from a Large VAT Reform in France. NBER, *Working Paper* N° 23848. <https://www.nber.org/papers/w23848.pdf>

Benzarti, Y., Carloni, D., Harju, J. & Kosonen, T. (2017). What Goes Up May Not Come Down: Asymmetric Incidence of Value-Added Taxes. NBER, *Working Paper* N° 23849. <https://www.nber.org/papers/w23849.pdf>

Besson, E. (2007). TVA sociale. Rapport du secrétariat d'état chargé de la prospective et de l'évaluation des politiques publiques. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/074000556.pdf>

Boutchenik, B. (2015). Les effets redistributifs de la taxe sur la valeur ajoutée. Rapport particulier pour le CPO. <https://www.ccomptes.fr/sites/default/files/EzPublish/20151216-rapport-Boutchenik-effets-redistributifs-de-la-TVA-.pdf>

Carare, A. & Danninger, S. (2008). Inflation Smoothing and the Modest Effect of VAT in Germany. IMF, *Working Paper* N° 08/175. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2008/wp08175.pdf>

Carbonnier, C. (2008). Différence des ajustements de prix à des hausses ou baisses de taux de TVA : un examen empirique à partir des réformes françaises de 1995 et 2000. *Économie et Statistique*, 413, 3–20. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1376870/ES413A.pdf>

Carbonnier, C. (2012). La TVA sociale peut-elle relancer l'économie ? LIEPP, *Policy Brief* N° 1. <https://spire.sciencespo.fr/hdl:/2441/7o52iohb7k6srk09n6dh589i4/resources/liepp-pb-1-tva-sociale.pdf>

Cette, G., Challe, É. & Verdugo, G. (2011). Les effets des hausses du Smic sur le salaire moyen. *Économie et Statistique*, 448-449, 3–28. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377686/ES448A.pdf>

Conseil des prélèvements obligatoires (2015). La taxe sur la valeur ajoutée. Rapport. <https://www.ccomptes.fr/sites/default/files/EzPublish/20151216-rapport-TVA.pdf>

- Projet de loi de finances pour 2014 (2013).** Évaluation des voies et moyens – Tome 1 : Recettes. https://www.performance-publique.budget.gouv.fr/sites/performance_publicque/files/farandole/ressources/2014/pap/pdf/VMT1-2014.pdf
- Fève, P., Matheron, J. & Sahuc, J. (2010).** La TVA sociale : bonne ou mauvaise idée ? *Économie & prévision*, 193(2), 1–19. <http://doi.org/10.3917/ecop.193.0001>.
- Fontaine, M. & Sicsic, M. (2018).** L'effet d'une variation du montant de certains transferts du système socio-fiscal sur le niveau de vie : résultats sur 2016 à partir du modèle de microsimulation INES (Cahier de variantes). Insee, *Document de travail* N° F1806. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3604001>
- Forgeot, G. & Starzec, C. (2003).** L'impact redistributif des impôts indirects en France. *Économie publique : Études et recherches*, 13, 165–205. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00268929>
- Fougère, D., Gautier, E. & Roux, S. (2016).** The impact of the national minimum wage on industry-level wage bargaining in France. Banque de France, *Document de travail* N° 587. https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/document-de-travail_587_2016.pdf
- Garbinti, B. & Lamarche, P. (2014).** Les hauts revenus épargnent-ils davantage ? *Économie et Statistique*, 472-473, 49–64. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377765/ES472C.pdf>
- Gautier, E. & Lalliard, A. (2013).** Quels sont les effets sur l'inflation des changements de TVA en France ? *Bulletin de la Banque de France* N° 194. https://www.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/bulletin-de-la-banque-de-france_194_2013-t4.pdf
- Georges-Kot, S. (2015).** Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France. Insee, *Document de travail* N° G 2015/12. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1381136/G2015-12.pdf>
- Gilles, C. & Fauvin, F. (1996).** Du blocage des prix vers la déréglementation : 50 ans de prix à la consommation. *Insee Première* N° 483. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/handle/1/845>
- Groupe d'experts sur le Smic (2015).** Rapport annuel du groupe d'experts Smic. Direction générale du Trésor. <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/284b121f-b187-4280-b327-05f18064c3fa/files/d3c65bb8-144e-4f8d-ab6f-d2da08330ec1>
- Koubi, M. & Lhommeau, B. (2007).** Les effets de diffusion de court terme des hausses du Smic dans les grilles salariales des entreprises de dix salariés ou plus sur la période 2000-2005. *Insee Références, Les salaires en France, édition 2007*, pp. 67–82. <https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/1373191/salfra07ae.pdf>
- Le Bihan, H., Montornès, J. & Heckel, T. (2012).** Sticky Wages: Evidence from Quarterly Microeconomic Data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(3), 1–32. <http://doi.org/10.1257/mac.4.3.1>
- Trannoy, A. & Ruiz, N. (2008).** Le caractère régressif des taxes indirectes: les enseignements d'un modèle de microsimulation. *Économie et Statistique*, 413(1), 21–46. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1376872/ES413B.pdf>
-

Chômage et comportements à risque : quel effet de la perte d'emploi sur la consommation d'alcool et de tabac ?

Unemployment and Risky Behaviours: The Effect of Job Loss on Alcohol and Tobacco Consumption

Jérôme Ronchetti* et Anthony Terriau**

Résumé – Cet article analyse l'impact de l'expérience du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac, et plus particulièrement sur les comportements à risque. Si l'on observe des différences significatives en termes de fréquence et de quantité consommée entre la population des chômeurs et celle des actifs occupés lorsque l'on analyse des données en coupe, ces écarts disparaissent lorsque l'on utilise des données longitudinales et que l'on mobilise une méthode d'estimation en double différence avec appariement sur score de propension afin de réduire le biais de sélection. Nos résultats suggèrent que, dans le cas français, l'expérience du chômage n'engendre pas de hausse significative des comportements à risque.

Abstract – *This article analyses the impact of a transition from employment to unemployment on alcohol and tobacco consumption, and more specifically on risky behaviours. With cross-section data, we observe significant differences between the employed and the unemployed both in terms of frequency and quantity consumed. However, this association between unemployment and risky behaviours disappears when we use longitudinal data and a difference-in-differences propensity score matching approach to reduce the selection bias. Our results suggest that, in the French context, the event of unemployment does not lead to a significant increase in risky behaviours.*

Codes JEL / JEL Classification : C23, I10, I12, I18

Mots-clés : chômage, tabac, alcool, addictions

Keywords: *unemployment, tobacco, alcohol, addictions*

* Magellan, Université Jean Moulin Lyon 3, laelyon School of Management (jerome.ronchetti@univ-lyon3.fr) ; ** GAINS, Le Mans Université (anthony.terriau@univ-lemans.fr)

Les auteurs tiennent à remercier deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques.

Reçu en mars 2019, accepté en janvier 2020.

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

Citation: Ronchetti, J. & Terriau, A. (2021). Unemployment and Risky Behaviours: The Effect of Job Loss on Alcohol and Tobacco Consumption. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 522-523, 23–41. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.522d.2039>

Les interactions entre santé et chômage suscitent un intérêt grandissant depuis plusieurs années, en particulier suite à la hausse du chômage observée après la crise de 2008. Une partie de la littérature, basée sur de simples corrélations, met en évidence une association forte entre chômage et santé. On ne peut toutefois pas en déduire que le chômage a un effet causal négatif sur la santé. Tout d'abord, il y a un biais de sélection : les individus les plus jeunes ont, par exemple, une probabilité plus forte d'entrer au chômage (Gervais *et al.*, 2016). Certains auteurs ont également mis en évidence l'existence d'une causalité inverse : les travailleurs en mauvaise santé ont une probabilité plus importante de perdre leur emploi (Jusot *et al.*, 2008). Par ailleurs, les chômeurs ayant un état de santé dégradé ont plus de difficultés à trouver ou à se maintenir en emploi (Barnay & Defebvre, 2016). Ces éléments peuvent expliquer pourquoi on observe une plus forte proportion d'individus en mauvaise santé au sein de la population des chômeurs, même en l'absence d'effet causal du chômage sur la santé.

Plusieurs méthodes peuvent permettre d'identifier l'effet du chômage sur la santé. Une première méthode consiste à utiliser un événement exogène entraînant une entrée au chômage. Salm (2009) et Schmitz (2011) exploitent les fermetures d'entreprises, respectivement aux États-Unis et en Allemagne, et montrent que l'expérience du chômage n'a pas d'impact significatif sur la santé. En France, les fermetures d'entreprises sont plus rares qu'aux États-Unis et en Allemagne, et plusieurs dispositifs permettent aux firmes de se séparer de leurs travailleurs avant leur fermeture définitive (rupture conventionnelle, licenciement économique, etc.). Par conséquent, cette méthode ne peut pas être utilisée dans le cas français¹. Une seconde approche consiste à utiliser des méthodes d'appariement sur score de propension. Les travaux de Browning *et al.* (2006), Böckerman & Ilmakunnas (2009), Gebel & Voßemer (2014), et Ronchetti & Terriau (2019 ; 2020), menés respectivement au Danemark, en Finlande, en Allemagne et en France, concluent ainsi que l'expérience du chômage n'a pas d'effet significatif sur l'état de santé. Si le chômage ne semble pas avoir d'impact significatif sur la santé à court terme, il est toutefois possible qu'il induise une modification des habitudes de vie et des comportements addictifs pouvant impacter la santé à plus long terme. Les travaux de Marcus (2014), sur données allemandes, montrent que la perte d'emploi incite ceux qui ne fumaient pas à commencer à fumer mais n'accroît pas la consommation de cigarettes des individus qui fumaient initialement.

Plusieurs canaux peuvent influencer la consommation d'alcool et de tabac au cours d'un épisode de chômage. Tout d'abord, si l'alcool et le tabac sont des biens normaux, la baisse de revenu induite par la perte d'emploi devrait entraîner une baisse de la consommation de ces deux biens (Hill, 2003 ; 2014). Néanmoins, Peretti-Watel *et al.* (2009) observent une plus forte prévalence du tabagisme parmi les individus les plus pauvres. Jarvis & Wardle (1999) ont montré que la dégradation du mode de vie parfois observée lors d'un choc négatif s'explique par la nécessité, pour l'individu, de compenser « psychologiquement » les difficultés économiques et sociales de court terme. L'expérience du chômage serait associée à une augmentation du stress, à une plus forte prépondérance des syndromes de somatisation, de dépression et d'anxiété, et plus généralement à une détérioration de la santé mentale (Linn *et al.*, 1985 ; Osipow & Fitzgerald, 1993 ; Bartley & Owen, 1996 ; Thomas *et al.*, 2005 ; Burgard *et al.*, 2007 ; Tefft, 2011 ; Gathergood, 2013 ; Blasco & Brodaty, 2016). Le choc psychologique provoqué par la perte d'emploi pourrait alors entraîner une hausse des comportements à risque, *via* une surconsommation d'alcool, de cigarettes et de substances médicamenteuses (Peck & Plant, 1986 ; Lee *et al.*, 1991 ; Morris *et al.*, 1992 ; Montgomery *et al.*, 1998 ; Falba *et al.*, 2005 ; Kuhn *et al.*, 2009 ; Browning & Heinesen, 2012 ; Classen & Dunn, 2012 ; Ahmed & Peeran, 2016).

Une partie de la littérature s'est intéressée à la relation entre consommation d'alcool et de tabac. Plusieurs études suggèrent l'existence d'une forme de complémentarité entre ces deux biens (Tauchmann, 2013). Les buveurs d'alcool auraient une probabilité plus importante de fumer et les fumeurs une plus forte propension à consommer de l'alcool (Shiffman & Balabanis, 1995 ; Madden & Heath, 2002 ; Falk *et al.*, 2006 ; De Leon *et al.*, 2007). Plusieurs travaux montrent qu'une hausse de prix ou un recul de l'âge légal de consommation de l'un de ces deux biens se traduit par une baisse de la consommation des deux biens (Dee, 1999). Les tests menés en laboratoire tendent à montrer que l'alcool stimule la consommation de tabac (Mintz *et al.*, 1985 ; Mello *et al.*, 1987) tandis que la nicotine pousse à boire davantage d'alcool (Acheson *et al.*, 2006 ; Barrett *et al.*, 2006). Par conséquent, il est nécessaire d'analyser l'effet du chômage à la fois sur la consommation d'alcool et sur la consommation de tabac.

1. L'enquête Emploi permet d'identifier les chômeurs qui ont perdu leur emploi suite à une fermeture d'entreprise et comporte, depuis 2013, des variables sur l'état de santé. Toutefois l'échantillon obtenu est trop faible pour pouvoir être exploité.

L'analyse des effets du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac présente un intérêt de santé publique majeur. Le tabac peut provoquer de nombreuses pathologies et en particulier des cancers, des pathologies pulmonaires, ainsi que des maladies cardio-vasculaires (Sturm, 2002 ; Bjartveit & Tverdal, 2005). L'alcool peut quant à lui engendrer des maladies neurologiques et des troubles cognitifs, et générer des problèmes cardiovasculaires ou digestifs (Anderson *et al.*, 1993 ; Edwards, 1997 ; Nelson *et al.*, 2013 ; Praud *et al.*, 2016 ; Connor, 2017). Il s'agit, selon le Ministère des Solidarités et de la Santé, des deux principales causes de mortalité évitable en France. Plusieurs études estiment que la consommation de tabac serait à l'origine de près de 20 % des décès tandis que la consommation d'alcool serait responsable d'environ 3.5 % des décès dans les pays développés (Peto *et al.*, 1992 ; McGinnis & Foege, 1993 ; Mokdad *et al.*, 2004 ; Danaei *et al.*, 2009 ; Ma *et al.*, 2018). Par ailleurs, une part importante des dépenses de santé est imputable à la consommation de ces deux substances (Xu *et al.*, 2015 ; Miquel *et al.*, 2018). Il apparaît donc essentiel d'analyser si le chômage peut concourir à une hausse de la consommation d'alcool et de tabac et à un développement des comportements à risque. Une telle analyse est d'autant plus importante que les pathologies attribuables à l'alcool et au tabac peuvent survenir plusieurs années après. La plupart des études qui évaluent l'effet du chômage sur la santé se basent sur des indicateurs de santé perçue, des mesures de santé mentale ou encore sur les consommations de soins à court terme. Toutefois, il est possible que certains effets du chômage sur la santé ne puissent s'apprécier que sur le long terme, au-delà des périodes généralement observées dans les enquêtes en France (Blasco & Brodaty, 2016, à partir de l'enquête *Santé et itinéraire professionnel* (Sip) ; Ronchetti & Terriau, 2020, avec l'enquête *Santé et Protection Sociale* (ESPS) ; Ronchetti & Terriau, 2019, avec l'enquête *Emploi*). Une façon d'analyser, dans le cas français, l'impact potentiel du chômage sur la santé au-delà des périodes d'enquêtes (4 ans au maximum pour la plupart des enquêtes longitudinales françaises) consiste à observer la modification ou non, à court terme, des comportements addictifs et à risque, susceptibles d'impacter la santé à plus long terme.

Si le chômage engendre une hausse des comportements à risque en termes de consommation d'alcool et de tabac, les pouvoirs publics doivent prendre en considération les externalités négatives du chômage sur la santé et accroître encore leurs efforts pour lutter contre le chômage. Par

ailleurs, si le chômage entraîne un accroissement des comportements de dépendance, ceux-ci sont susceptibles de perdurer bien au-delà de la période de chômage. En effet, il a été montré qu'une consommation excessive ou régulière d'alcool ou de tabac accroît le risque d'absentéisme et diminue la productivité au travail (Batenburg & Reinken, 1990 ; Halpern *et al.*, 2001 ; Rice *et al.*, 1998 ; Norström, 2006). De plus, l'alcoolisme et le tabagisme sont associés à une probabilité plus faible de trouver un emploi et à un risque accru de chômage (Johansson *et al.*, 2007 ; Mullahy & Sindelar, 1996 ; MacDonald & Shields, 2004). Par conséquent, le coût économique d'une hausse des comportements à risque et des addictions peut être très important et requiert une attention toute particulière.

Enfin, l'environnement économique, social et institutionnel peut influencer de manière significative la relation entre chômage et consommation d'alcool et de tabac. D'un côté, l'alcool et le tabac sont des produits fortement taxés et dont les prix varient de manière importante d'un pays à l'autre. D'un autre côté, le ratio de remplacement net, c'est-à-dire le revenu que perçoit un chômeur en pourcentage de son ancien salaire, dépend du système d'assurance chômage et des mécanismes d'assistance propres à chaque pays. Comme souligné par Ahn *et al.* (2004), ce ratio de remplacement net peut influencer la manière dont l'expérience du chômage est vécue. Il peut affecter la consommation d'alcool et de tabac par le rôle qu'il joue sur le stress et la santé mentale (facteurs précurseurs) mais aussi *via* le choc de revenu induit par la perte d'emploi. Par conséquent, l'impact du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac peut varier fortement en fonction des pays, notamment si l'effet revenu est important. Enfin, si certaines études ont déjà été menées pour examiner les interactions entre chômage et comportements à risque, celles-ci concernaient généralement des pays ayant un taux de chômage et des durées de chômage relativement faibles (Allemagne, États-Unis, pays scandinaves, etc.). En France, où le taux de chômage est plus élevé et où la durée moyenne de chômage est supérieure à un an, l'expérience du chômage peut être vécue de manière sensiblement différente. Ainsi, les effets mesurés dans d'autres pays ne sont pas transposables au cas français.

Dans cet article, nous évaluons l'impact du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac en utilisant les données de l'enquête ESPS sur la période 2010-2014. Nous mobilisons une méthode d'estimation en double différence avec appariement sur score de propension et montrons

que l'expérience du chômage n'engendre pas de modification des comportements à risque. La suite de cet article est organisée de la façon suivante : la section 1 présente de premiers éléments sur les différences de santé et de comportements à risque entre chômeurs et actifs en emploi, puis la section 2 détaille la stratégie économétrique. Les résultats sont donnés dans la section 3 et une analyse de sensibilité est présentée dans la section 4. Puis nous concluons et présentons les extensions envisagées.

1. L'écart entre chômeurs et actifs occupés en termes de santé et de comportements à risque

Afin de motiver cette étude, nous présentons les principales différences d'état de santé et de consommation d'alcool et de tabac entre les chômeurs et les personnes en emploi, observées sur la base de l'ESPS ; l'enquête, l'échantillon et les variables mobilisées sont présentés dans l'encadré 1.

ENCADRÉ 1 – Données, échantillon et variables de résultat

Données

L'enquête *Santé et Protection Sociale* (ESPS) est conduite par l'Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé (IRDES) depuis 1988. Elle recueille un ensemble de données sur la situation professionnelle, l'état de santé et les habitudes de vie. Il s'agit de la première base de données longitudinale permettant de recenser simultanément les trajectoires professionnelles et la consommation d'alcool et de tabac. L'enquête est un panel qui interroge les mêmes ménages tous les 4 ans. L'échantillon a été entièrement renouvelé en 2010 afin de réduire l'attrition entre les différentes vagues de l'enquête. Dans notre étude, nous mobilisons les enquêtes 2010 et 2014, représentatives d'environ 97 % de la population vivant en France métropolitaine.

Échantillon

Notre échantillon est constitué des personnes en emploi en 2010, qui sont soit en emploi soit au chômage en 2014. Nous nous focalisons donc sur les individus ayant un attachement fort au marché du travail. Les étudiants, les retraités et les autres inactifs sont exclus de l'analyse, ce qui aboutit à un échantillon de 1 540 individus. Nous excluons ensuite les individus qui n'appartiennent pas au support commun de la distribution des scores (13 individus). L'échantillon final comporte donc 1 527 individus. Environ 90 % d'entre eux sont en emploi en 2010 et 2014 (groupe de contrôle) et près de 10 % sont en emploi en 2010 mais sans emploi en 2014 (groupe traité).

Variables de résultat

Notre étude examine l'impact de l'expérience du chômage sur la santé à court terme, ainsi que sur des comportements susceptibles de la dégrader à plus long terme. Pour cela nous mobilisons trois séries de variables de résultat. La première série porte sur la santé. Nous utilisons tout d'abord la variable « État de santé déclaré », construite à partir de la réponse à la question suivante : « Comment est votre état de santé en général ? » avec 1 (« Très bon »), 2 (« Bon »), 3 (« Assez bon »), 4 (« Mauvais ») et 5 (« Très mauvais »). Dans l'article, nous renversons cette échelle de manière à ce que 1 soit considéré comme un état de santé « Très mauvais » et 5 comme un état de santé « Très bon ». Nous créons également une variable dichotomique « Mauvaise santé » valant 1 si l'individu déclare un état de santé « Assez bon », « Mauvais » ou « Très mauvais », et valant 0 si l'individu déclare un état de santé « Bon » ou « Très bon ». De manière complémentaire, nous mobilisons une variable binaire « Dépression »^(a) valant 1 si l'individu a déclaré une dépression, et 0 sinon. Nous disposons par conséquent de mesures globales de l'état de santé ainsi que d'une mesure plus spécifique liée à la santé mentale. Une deuxième série de variables de résultat vise à analyser les habitudes de consommation d'alcool. Nous étudions tout d'abord les fréquences de consommation grâce à la variable « Boit tous les jours » (« Boit de manière occasionnelle »), valant 1 si l'individu consomme de l'alcool quotidiennement (ponctuellement), et 0 sinon. Dans une seconde étape, nous analysons les quantités consommées au cours d'une occasion. L'enquête nous permet de savoir si un individu « Boit 3 verres ou plus par occasion » (« Boit 5 verres ou plus par occasion »). Cette variable vaut 1 si l'individu consomme 3 verres (5 verres) ou plus par occasion, et 0 sinon. Nous ajoutons également des variables sur les profils d'alcoolisation tels que définis par l'IRDES (voir annexe). Nous distinguons 3 types de profils : « Consommateur sans risque » prenant la valeur 1 si un homme (une femme) boit 21 verres (14 verres) ou moins par semaine et si il (elle) ne boit jamais 6 verres ou plus en une occasion, « Consommateur à risque ponctuel » prenant la valeur 1 si un homme (une femme) boit 21 verres (14 verres) ou moins par semaine et si il (elle) boit moins de 2 fois par mois 6 verres ou plus en une occasion, et « Consommateur à risque chronique et dépendant » prenant la valeur 1 si un homme (une femme) boit plus de 21 verres (14 verres) par semaine ou si il (elle) boit au moins 1 fois par semaine 6 verres ou plus en une occasion. Enfin, une troisième série de variables de résultat porte sur la consommation de tabac. Nous étudions tout d'abord les fréquences de consommation par le biais de la variable « Fume tous les jours » (« Fume de manière occasionnelle »), valant 1 si l'individu fume quotidiennement (ponctuellement), et 0 sinon. Ensuite, nous observons la quantité consommée chaque jour avec la variable « Nombre de cigarettes fumées ». Toutes ces variables de résultat permettent d'avoir une vision d'ensemble de l'impact de l'expérience du chômage sur la santé et sur les comportements à risque en termes de consommation d'alcool et de tabac.

^(a) Soulignons que cette variable est basée sur la réponse à la question : « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu une dépression ? ». Il est donc possible que la dépression ait précédé l'entrée au chômage. Les résultats obtenus sur la base de cette variable doivent donc être interprétés avec précaution.

La figure I montre que les individus au chômage en 2014 ont un état de santé significativement plus faible (au seuil de 5 %) que les personnes en emploi². Si le pourcentage d'individus buvant de l'alcool tous les jours n'est pas statistiquement différent entre les deux populations, la proportion de fumeurs quotidiens est en revanche significativement plus élevée (au seuil de 5 %) chez les chômeurs. Pour autant, ces différences sont-elles dues au chômage ?

Pour répondre à cette question, il est nécessaire d'utiliser la dimension longitudinale de l'enquête. En effet, la figure II montre que les individus au chômage en 2014 étaient déjà significativement en moins bonne santé en 2010 (au seuil de 5 %), lorsqu'ils étaient en emploi. Il est donc possible que l'association entre chômage et faible état de santé soit liée à une causalité inverse. D'une part, les individus en mauvaise santé peuvent avoir une probabilité plus forte d'entrer au chômage. D'autre part, il est possible, qu'une fois devenus chômeurs, ils se caractérisent par des périodes de chômage relativement plus longues. Ces deux

arguments augmentent la probabilité d'observer des chômeurs en mauvaise santé. Un raisonnement similaire s'applique au lien entre chômage et alcool³ d'une part, et chômage et tabac⁴ d'autre part. La section suivante présente la stratégie économétrique employée pour minimiser le biais de sélection et identifier l'effet du chômage sur la santé et sur les comportements à risque.

2. Stratégie empirique

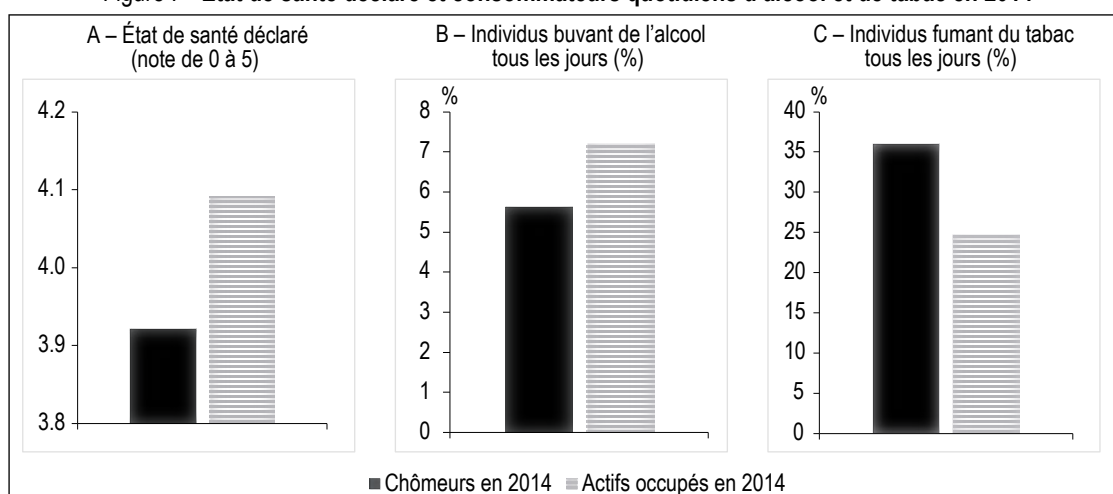
Nous utilisons une méthode d'estimation en double différence avec appariement sur score de propension (encadré 2) afin d'identifier l'impact de l'expérience du chômage sur la santé et sur les comportements à risque. Adaptée à des

2. Tests non reportés ici. Les tests sur les variables observées en 2010 pour ces deux groupes sont présentés dans le tableau 2 (Voir échantillon « Non-apparié »).

3. Les taux de personnes buvant quotidiennement de l'alcool, mesurés en 2010, qu'elles soient en emploi en 2014 ou au chômage à la même date, ne sont pas statistiquement différents (au seuil de 5 %).

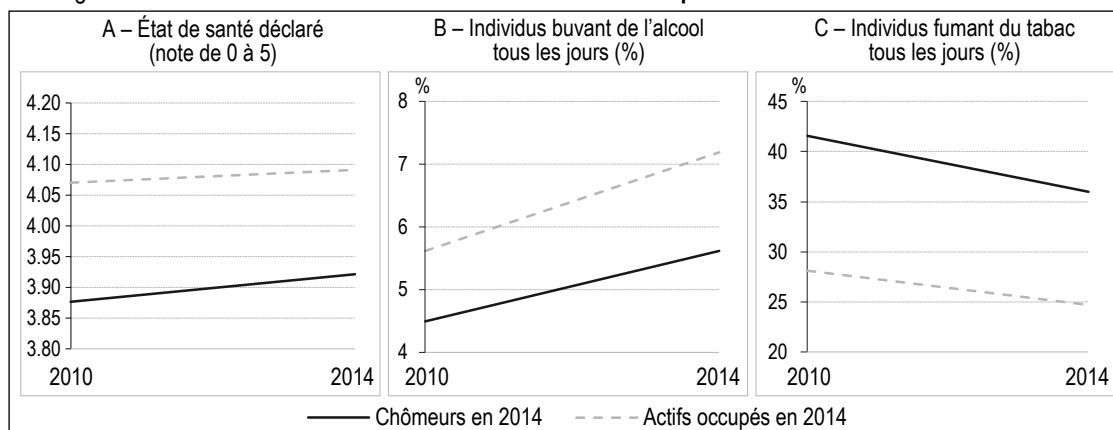
4. Les taux de personnes fumant quotidiennement des cigarettes, mesurés en 2010, qu'elles soient en emploi en 2014 ou au chômage à la même date, ne sont pas statistiquement différents (au seuil de 5 %).

Figure I – État de santé déclaré et consommateurs quotidiens d'alcool et de tabac en 2014



Source : ESPS 2014.

Figure II – État de santé déclaré en 2010 et consommateurs quotidiens d'alcool et de tabac en 2014



Source : ESPS 2010-2014.

échantillons de taille modeste (Pirracchio *et al.*, 2012), cette méthode consiste à appairer des individus du groupe expérimental et du groupe témoin selon leur propension à être traité, puis à comparer l'évolution moyenne de la variable de résultat du groupe traité avec celle du groupe non traité. Plusieurs étapes doivent être respectées afin de rendre l'estimation crédible. Dans un premier temps, il faut déterminer le score

de propension, à partir d'un modèle logit ou probit, en utilisant la participation au traitement comme variable dépendante et l'ensemble des caractéristiques observables pouvant affecter la participation au traitement comme variables indépendantes. Il faut alors s'assurer que les distributions du score de propension des deux groupes disposent d'une zone de support commun suffisamment large. Ensuite, un

ENCADRÉ 2 – Stratégie d'estimation

Notre échantillon est constitué exclusivement d'individus en emploi en 2010. Soit D le traitement avec $D = 0$ si l'individu est en emploi en 2014 et $D = 1$ si l'individu est au chômage. Soit Y la variable de résultat (état de santé, consommation d'alcool ou de tabac) avec Y^1 la variable de résultat pour un membre du groupe de traitement et Y^0 la variable de résultat pour une personne appartenant au groupe de contrôle. Si l'on considère $t = 2010$ et $t + 1 = 2014$, d'après l'approche en double différence (*Difference-in-Differences*, DiD), l'effet moyen du traitement sur les traités (*Average Treatment effect on the Treated*, ATT) se détermine en comparant l'évolution de la variable de résultat entre t et $t + 1$ du groupe de traitement $E(Y_{t+1}^1 - Y_t^1 | D = 1)$ à celle du groupe de contrôle $E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$, soit :

$$ATT = E(Y_{t+1}^1 - Y_t^1 | D = 1) - E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$$

Sous l'hypothèse de tendance commune aux deux groupes qui suppose, qu'en l'absence de traitement, les individus du groupe de traitement et ceux du groupe de contrôle auraient une évolution similaire de leurs variables de résultat, soit :

$$E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 1) = E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$$

L'approche en double différence présente plusieurs avantages. La première différence, constituée d'un côté de $E(Y_{t+1}^1 - Y_t^1 | D = 1)$ et de l'autre côté de $E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$ permet d'éliminer les effets fixes individuels tandis que la deuxième différence $E(Y_{t+1}^1 - Y_t^1 | D = 1) - E(Y_{t+1}^0 - Y_t^0 | D = 0)$ permet d'éliminer les effets temporels communs. Toutefois, il n'est pas possible, dans notre cas, d'appliquer directement l'approche en double différence car l'affectation au traitement n'est pas aléatoire. En effet, le tableau 1 montre par exemple que les individus les plus jeunes, ceux en contrat à durée déterminée ainsi que les personnes en mauvaise santé en 2010 ont une probabilité plus élevée d'être au chômage en 2014. Une stratégie d'identification possible consiste à supposer, qu'étant donné un ensemble de caractéristiques observables X , les variables de résultat sont indépendantes de l'affectation au traitement. Cette hypothèse d'indépendance conditionnelle s'écrit :

$$Y^0, Y^1 \perp D | X$$

Par conséquent, il est possible d'estimer l'ATT en comparant l'évolution des variables de résultat entre t et $t + 1$ des individus traités et des individus non traités ayant les mêmes caractéristiques observables X (Heckman *et al.*, 1998). Afin de réduire le biais de sélection, il est préférable de réaliser l'appariement sur un grand nombre de caractéristiques pouvant affecter la participation au traitement. Toutefois, à mesure que le nombre de caractéristiques déterminant l'accès au traitement augmente, il devient de plus en plus difficile de trouver deux individus ayant exactement les mêmes caractéristiques. Pour résoudre ce problème, Rosenbaum & Rubin (1983) proposent d'appairer les individus traités et non traités selon un résumé de dimension 1, appelé « score de propension » (*propensity score*), correspondant à la probabilité de participer au traitement étant donné un ensemble de caractéristiques observables X . Ils montrent ainsi que, si la variable de résultat Y est indépendante de la participation au traitement D conditionnellement aux caractéristiques observables X , elle est également indépendante de D conditionnellement au score de propension $P(X)$, soit :

$$Y^0, Y^1 \perp D | P(X)$$

sous l'hypothèse de support commun :

$$0 < P(X) < 1$$

Cette condition permet de s'assurer qu'il existe, pour chaque individu traité, au moins un individu non traité ayant le même score de propension (Heckman *et al.*, 1998). Ainsi, en réalisant un appariement sur score de propension (*Propensity Score Matching*, PSM), nous pouvons minimiser le biais de sélection. Sous les hypothèses de tendance commune, d'indépendance conditionnelle et de support commun, nous pouvons ainsi estimer l'ATT pour les individus appartenant au support commun de la distribution des scores, en combinant DiD et PSM, soit :

$$ATT^{DiD-PSM} = \frac{1}{N_{D_1}} \sum_{i \in D_1 \cap S} \left[(Y_{i,t+1}^1 - Y_{i,t}^1) - \sum_{j \in D_0 \cap S} w_{ij} (Y_{j,t+1}^0 - Y_{j,t}^0) \right]$$

Avec D_1 (D_0) le groupe de traitement (contrôle), N le nombre d'individu traité et S la zone de support commun. Le terme w_{ij} représente le poids assigné au membre du groupe de contrôle ayant un score de propension proche à celui de l'individu traité, appelé « voisin ».

algorithme d'appariement doit être choisi pour appairer chaque participant au programme avec le non participant présentant le plus de similarités. Il convient alors de vérifier que le groupe de traitement et le groupe de contrôle présentent des caractéristiques observables moyennes similaires. Si l'appariement permet de rendre les deux groupes comparables, on peut alors estimer l'effet moyen du traitement sur les traités.

2.1. Score de propension

Le score de propension, c'est-à-dire la probabilité de participer au traitement étant donné un ensemble de variables observables X , est déterminé à l'aide d'un modèle probit utilisant la participation au traitement comme variable dépendante (Imbens & Wooldridge, 2009). Afin de rendre l'hypothèse d'indépendance

conditionnelle crédible, il est nécessaire d'inclure dans l'estimation du score de propension toutes les variables pouvant influencer de manière significative la participation au traitement (tableau 1). Les variables explicatives que nous utilisons sont mesurées en 2010, avant l'affectation au traitement, de manière à éviter des problèmes d'endogénéité. Nous retenons ici : l'âge, l'âge au carré, le sexe, le niveau d'éducation, le statut marital, les revenus du ménage, la catégorie socio-professionnelle (CSP), le secteur et l'effectif de l'entreprise, le type de contrat, ainsi que des variables liées à l'état de santé, et à la consommation d'alcool et de tabac. L'estimation du score de propension nous permet de minimiser le biais de sélection tandis que l'inclusion d'une variable dépendante retardée nous permet de traiter le problème de causalité inverse.

Tableau 1 – Modèle Probit

	Coefficient	Erreur-standard
Âge	-0.1838***	0.0622
Âge ²	0.0023***	0.0009
Homme (réf. Femme)	-0.2104	0.1287
Niveau d'éducation (réf. Supérieur)		
Primaire	0.0205	0.4404
Collège	-0.0175	0.1687
Lycée	-0.1936	0.1740
Marié (réf. Non marié)	-0.1679	0.1278
Revenus du ménage (réf. 4 600 € et plus)		
Moins de 1 300 €	0.0823	0.2485
Entre 1 300 € et 4 600 €	-0.1109	0.1846
CSP (réf. Cadre)		
Employé/Ouvrier	0.0872	0.2151
Profession intermédiaire	-0.2020	0.2223
Secteur (réf. Autre)		
Agriculture, sylviculture, pêche	-0.1276	0.4198
Industrie	0.2653	0.1793
Construction	0.3123	0.2375
Commerce et services	0.2063	0.1472
Taille de l'entreprise (réf. 20 salariés et plus)		
Moins de 10 salariés	0.5291***	0.1623
Entre 10 et 19 salariés	0.5847***	0.2020
CDI (réf. CDD)	-0.3458**	0.1419
État de santé		
État de santé déclaré	-0.2073***	0.0794
Consommation d'alcool (réf. Aucune)		
Boit tous les jours	-0.1877	0.2768
Boit occasionnellement	-0.3059**	0.1372
Consommation de tabac (réf. Aucune)		
Fume tous les jours	0.2045	0.1256
Fume occasionnellement	0.2225	0.2432
Nombre d'observations	1 540	

Note : toutes les variables sont mesurées en 2010, avant l'affectation au traitement. Seuils de significativité : 10 % (*), 5 % (**), 1 % (***).
Source : IRDES, ESPS 2010.

2.2. Qualité du score de propension

L'emploi du score de propension doit permettre d'équilibrer la distribution de toutes les caractéristiques observables incluses dans l'estimation du score de propension $P(X)$. À l'issue de l'estimation, nous nous assurons que l'équilibre est vérifié : nous divisons la distribution du score de propension en 10 strates et vérifions que, pour chacune des strates, les valeurs moyennes des variables explicatives ne sont pas statistiquement différentes entre les deux groupes.

Par ailleurs, l'utilisation du score de propension n'est adéquate que pour les individus appartenant au support commun de la distribution des scores. La figure III (graphique A) montre, qu'avant appariement, la zone de support commun est relativement large (Lechner, 2002). Nous adoptons la méthode min-max proposée par Dehejia & Wahba (2002) qui consiste à conserver uniquement les individus pour lesquels il existe un contrefactuel. Par conséquent, les individus dont le score est inférieur à la valeur minimale ou supérieur à la valeur maximale du score dans l'autre groupe sont exclus de l'analyse⁵.

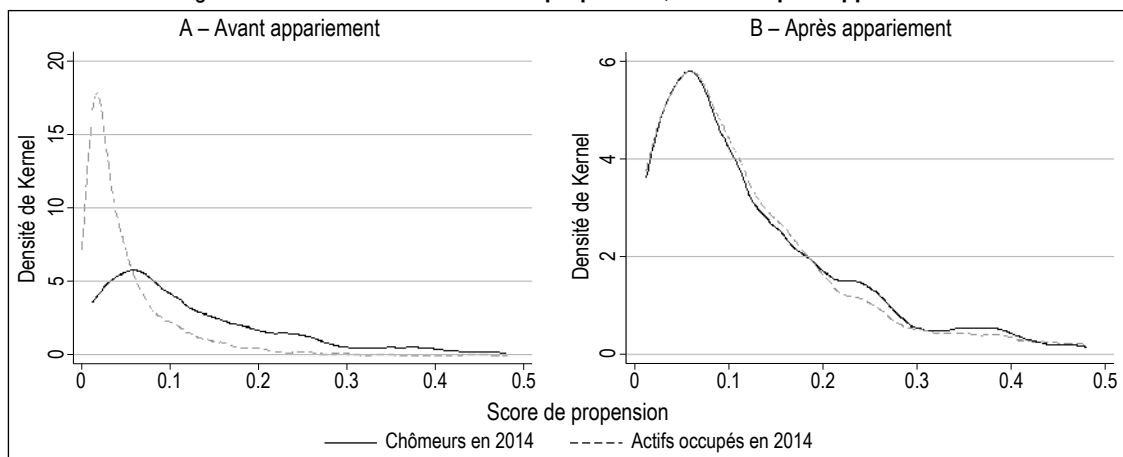
2.3. Appariement

Chaque membre du groupe de traitement est ensuite apparié à un ou plusieurs membres du groupe de contrôle ayant un score de propension proche, appelés « voisins ». Il est possible d'avoir recours à plusieurs méthodes pour réaliser cet appariement. Les algorithmes d'appariement diffèrent non seulement dans la manière de définir le voisinage mais aussi dans le poids assigné à chaque voisin. Nous réalisons tout d'abord un appariement selon la méthode des plus proches voisins (nearest neighbors). Chaque individu traité est alors apparié avec les 5 membres du groupe de contrôle ayant le score

de propension le plus proche. Cette méthode, fréquemment utilisée dans la littérature, peut toutefois engendrer de mauvais appariements, notamment lorsque les plus proches voisins sont relativement éloignés en termes de score de propension. Ce problème peut être résolu en imposant une distance maximale en termes de score de propension, appelée « Caliper ». Les travaux de Baser (2006) et Caliendo & Kopeinig (2008) montrent que l'appariement avec Caliper permet de réduire significativement le biais de sélection. Toutefois, comme Smith & Todd (2005) le soulignent, une limite notable de cette approche réside dans le choix du Caliper. Nous nous appuyons ici sur les travaux d'Austin (2011) pour déterminer la taille optimale de ce dernier. Enfin, nous testons la robustesse de notre appariement en utilisant un estimateur par noyau ou Kernel (Heckman *et al.*, 1998). Chaque individu du groupe de contrôle participe alors à la construction du contrefactuel d'un individu traité, avec un poids qui dépend de la distance entre son score de propension et celui de l'individu considéré. Par conséquent, les individus du groupe de contrôle ayant un score de propension relativement plus proche se voient attribuer un poids plus élevé. Cette méthode permet de réduire la variance puisqu'une plus grande quantité d'information est utilisée. Les estimations des ATT (pour *Average treatment effect on the treated*, effet moyen du traitement sur les traités, voir encadré 2) sont ensuite effectuées pour chacun de ces algorithmes d'appariement (nearest neighbors, Caliper, Kernel).

5. La zone du support commun étant particulièrement large, la méthode mix-max nous conduit à exclure uniquement 13 individus de l'analyse. Notre échantillon final comporte donc 1 527 individus.

Figure III – Distribution du score de propension, avant et après appariement



Source : ESPS 2010-2014.

2.4. Qualité de l'appariement

Une dernière étape consiste à examiner dans quelle mesure l'utilisation du score de propension permet de réduire le biais de sélection. La figure III présente la distribution du score de propension, avant et après appariement, pour les individus devenus chômeurs (groupe de traitement) et ceux toujours en emploi en 2014 (groupe de contrôle). Si le graphique de gauche souligne que les distributions du score étaient sensiblement différentes entre les deux groupes avant appariement, le graphique de droite montre que la répartition du score de propension devient similaire dans les deux groupes après appariement. Autrement dit, l'appariement semble avoir rendu les individus du groupe de traitement et du groupe de contrôle comparables. La qualité de l'appariement peut être évaluée tout d'abord en comparant les caractéristiques moyennes au sein des deux groupes avant et après appariement (Rosenbaum & Rubin, 1985a ; 1985b). Le tableau 2 montre que les différences initialement observées entre individus traités et non traités ne sont plus significatives une fois l'appariement effectué. De manière complémentaire, il est possible de déterminer la réduction du biais observé initialement (Caliendo &

Kopeinig, 2008). Le biais correspond à la différence des moyennes entre individus traités et non traités, divisée par l'écart-type commun de l'échantillon. En comparant le biais calculé sur l'échantillon apparié puis sur l'échantillon non-apparié, on détermine ainsi la réduction du biais. Le tableau 2 montre que l'appariement a permis de réduire considérablement le biais pour l'ensemble des caractéristiques pour lesquelles on observait initialement des différences significatives de moyenne entre les deux groupes.

3. Résultats

Nous comparons maintenant l'évolution des variables de résultat entre t et $t + 1$ des individus du groupe de traitement et de ceux du groupe de contrôle. Nous analysons, dans un premier temps, l'effet du chômage sur la santé puis, dans un second temps, nous examinons l'impact du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac. Ainsi, nous explorons les effets du chômage sur la santé à court terme mais également sur des comportements susceptibles de la dégrader à plus long terme. Pour mesurer l'état de santé, nous mobilisons les trois variables de résultat présentées dans l'encadré 1 : tout d'abord, l'état de santé déclaré sur une échelle

Tableau 2 – Caractéristiques moyennes, mesurées en 2010, des chômeurs et des actifs occupés en 2014, avant et après appariement

	Échantillon	Chômeurs en 2014	En emploi en 2014	Différence	Biais (%)	Réduction du biais (%)
Âge	Non-apparié	35.24	38.57	-3.33***	-38.8	
	Apparié	35.28	35.38	-0.10	-1.2	96.9
Âge ²	Non-apparié	1331	1545	-214***	-34.6	
	Apparié	1334	1329	5	0.9	97.5
Homme (réf. Femme)	Non-apparié	0.4494	0.5017	-0.0523	-10.5	
	Apparié	0.4419	0.4767	-0.0348	-7.0	33.3
Niveau d'éducation (réf. Supérieur)						
Primaire	Non-apparié	0.0225	0.1370	-0.1145	6.6	
	Apparié	0.0233	0.0233	0.0000	0.0	100
Collège	Non-apparié	0.4607	0.3587	0.1020*	20.8	
	Apparié	0.4535	0.5465	-0.0930	-19.0	8.8
Lycée	Non-apparié	0.2360	0.2409	-0.0049	-1.2	
	Apparié	0.2326	0.1977	0.0349	8.2	-601.1
Marié (réf. Non marié)	Non-apparié	0.4607	0.6660	-0.2053***	-42.2	
	Apparié	0.4767	0.5581	-0.0814	-16.7	60.4
Revenus du ménage (réf. 4 600 € et plus)						
Moins de 1 300 €	Non-apparié	0.1512	0.0680	0.0832***	26.8	
	Apparié	0.1512	0.1279	0.0233	7.5	72
Entre 1 300 € et 4 600 €	Non-apparié	0.7326	0.7890	-0.0564	-13.2	
	Apparié	0.7326	0.7093	0.0233	5.4	58.8
CSP (réf. Cadre)						
Employé/Ouvrier	Non-apparié	0.7640	0.5750	0.1890***	40.9	
	Apparié	0.7558	0.7558	0.0000	0.0	100
Profession intermédiaire	Non-apparié	0.1461	0.2663	-0.1202**	-30.0	
	Apparié	0.1512	0.1628	-0.0116	-2.9	90.3 →

Tableau 2 – (suite)

	Échantillon	Chômeurs en 2014	En emploi en 2014	Différence	Biais (%)	Réduction du biais (%)
Secteur (réf. Autre)						
<i>Agriculture, sylviculture, pêche</i>	Non-apparié	0.0225	0.0200	0.0025	1.8	
	Apparié	0.0233	0.0116	0.0117	8.1	-343.4
<i>Industrie</i>	Non-apparié	0.1573	0.1789	-0.0216	-5.7	
	Apparié	0.1628	0.2093	-0.0465	-12.4	-117.9
<i>Construction</i>	Non-apparié	0.1011	0.0623	0.0388	14.2	
	Apparié	0.1047	0.0814	0.0233	8.5	40.1
<i>Commerce et services</i>	Non-apparié	0.4270	0.3381	0.0889	18.3	
	Apparié	0.4186	0.4186	0.0	0.0	100
Taille de l'entreprise (réf. 20 salariés et plus)						
<i>Moins de 10 salariés</i>	Non-apparié	0.2360	0.1027	0.1333***	36.0	
	Apparié	0.2326	0.2093	0.0233	6.3	82.6
<i>Entre 10 et 19 salariés</i>	Non-apparié	0.1236	0.0479	0.0757***	27.2	
	Apparié	0.1279	0.1512	-0.0233	-8.3	69.3
CDI (réf. CDD)	Non-apparié	0.6629	0.8200	-0.1571***	-36.3	
	Apparié	0.6628	0.6861	-0.0233	-5.4	85.2
État de santé						
<i>État de santé déclaré</i>	Non-apparié	3.8764	4.0705	-0.1941**	-24.9	
	Apparié	3.8837	3.8256	0.0581	7.5	70
Consommation d'alcool (réf. Aucune)						
<i>Boit tous les jours</i>	Non-apparié	0.0449	0.0561	-0.0112	-5.1	
	Apparié	0.0465	0.0233	0.0232	10.6	-108
<i>Boit occasionnellement</i>	Non-apparié	0.6742	0.7680	-0.0938*	-21.0	
	Apparié	0.6861	0.6163	0.0698	15.6	25.6
Consommation de tabac (réf. Aucune)						
<i>Fume tous les jours</i>	Non-apparié	0.4157	0.2813	0.1344**	28.4	
	Apparié	0.3954	0.4070	-0.0117	-2.5	91.3
<i>Fume occasionnellement</i>	Non-apparié	0.0674	0.0540	0.0134	5.6	
	Apparié	0.0698	0.1163	-0.0465	-19.4	-248.6
Nombre d'observations		1 527				

Note : voir tableau 1.

Source : IRDES, ESPS 2010-2014.

de 1 à 5 (« 1 » étant l'état de santé le plus faible et « 5 » le plus élevé). Dans la lignée des travaux de Böckerman & Ilmakunnas (2009) et de Gebel & Voßemer (2014), nous considérons que l'état de santé déclaré est une mesure cardinale et estimons l'ATT. Bien qu'il s'agisse d'une mesure subjective de l'état de santé, plusieurs études ont démontré la capacité de cette échelle à refléter l'état de santé objectif des individus, ainsi que sa valeur prédictive en termes de morbidité et de mortalité (Burström & Fredlund, 2001 ; Connelly *et al.*, 1989 ; Franks *et al.*, 2003 ; Grant *et al.*, 1995 ; Idler & Angel, 1990 ; Idler & Benyamini, 1997 ; Idler & Kasl, 1995 ; Lundberg & Manderbacka, 1996 ; McCallum *et al.*, 1994 ; Okun *et al.*, 1984). De manière complémentaire, nous utilisons une variable « Mauvaise santé » valant 1 si l'individu déclare un état de santé « Assez bon », « Mauvais » ou « Très mauvais », et valant 0 si l'individu déclare un état de santé « Bon » ou « Très bon ». Nous mesurons ainsi l'effet du chômage sur l'état de santé déclaré

ainsi que sur la probabilité d'être en mauvaise santé. Par ailleurs, nous mobilisons une troisième variable de résultat « Dépression » valant 1 si l'individu déclare avoir eu une dépression et 0 sinon. Cette dernière variable nous permet d'évaluer l'effet du chômage sur la santé mentale. Quelle que soit la variable de santé utilisée, nos estimations montrent que, dans le cas français, l'expérience du chômage n'a pas d'impact significatif sur la santé, du moins à court terme (tableau 3-A).

Nous examinons ensuite l'impact du chômage sur les comportements de consommation d'alcool et de tabac. La consommation d'alcool peut s'apprécier sous différents angles. Nous estimons tout d'abord l'effet du chômage sur la probabilité de boire de l'alcool, que ce soit de manière quotidienne ou occasionnelle (tableau 3-B). Dans le premier cas, les ATT sont proches de 0 et non significatifs, ce qui implique que l'expérience du chômage n'a pas d'effet sur la probabilité de

consommer de l'alcool quotidiennement. Dans le cas de la consommation occasionnelle, les ATT sont significatifs seulement au seuil de 10 % dans le cas d'un appariement par plus proches voisins ou par Kernel, et au seuil de 5 % si l'on considère un appariement par Caliper.

Si l'expérience du chômage a des effets modérés sur la fréquence de consommation, il est toutefois possible qu'elle induise une modification substantielle du volume consommé à chaque occurrence. Nous examinons si le fait d'être devenu chômeur a eu un impact sur la probabilité

de boire trois verres ou plus, puis sur la probabilité de boire cinq verres ou plus au cours d'une même occasion. Nous n'identifions pas d'effet significatif. Enfin, nous analysons l'impact du chômage sur les profils d'alcoolisation tels que définis par l'IRDES (voir annexe). Nous distinguons ainsi parmi les buveurs d'alcool, les consommateurs sans risque, les consommateurs à risque ponctuel et les consommateurs à risque chronique et dépendant. Nos estimations montrent que le chômage engendre une baisse modérée de la consommation sans risque, seulement significative au seuil de 10 % dans

Tableau 3 – Effet moyen du traitement sur les traités (ATT)

A – Variable de résultat : Santé				
Traitement	Algorithme d'appariement	Variable dépendante		
		État de santé déclaré	Mauvaise santé	Dépression
Chômage en 2014	Nearest neighbor	-0.0349 (0.1288)	0.1047 (0.0757)	0.0233 (0.0506)
	Caliper	-0.0238 (0.1283)	0.1071 (0.0758)	0.0357 (0.0501)
	Kernel	-0.0358 (0.1007)	0.0813 (0.0557)	-0.0026 (0.0362)

B – Variable de résultat : Consommation d'alcool, quantité				
Traitement	Algorithme d'appariement	Variable dépendante		
		Boit tous les jours	Boit de manière occasionnelle	Boit 3 verres ou plus par occasion
Chômage en 2014	Nearest neighbor	-0.0350 (0.0832)	-0.1163* (0.0599)	-0.0814 (0.0643)
	Caliper	-0.0238 (0.0841)	-0.1190** (0.0609)	-0.0833 (0.0652)
	Kernel	-0.0240 (0.0634)	-0.0741* (0.0432)	-0.0389 (0.0436)

C – Variable de résultat : Consommation d'alcool, type de consommateur				
Traitement	Algorithme d'appariement	Variable dépendante		
		Consommateur sans risque	Consommateur à risque ponctuel	Consommateur à risque chronique et dépendant
Chômage en 2014	Nearest neighbor	-0.0814** (0.0775)	-0.0233 (0.0764)	-0.0116 (0.0440)
	Caliper	-0.0833 (0.0788)	-0.0357 (0.0766)	0.0001 (0.0428)
	Kernel	-0.0744 (0.0596)	-0.0640 (0.0561)	0.0471 (0.0300)

D – Variable de résultat : Consommation de tabac				
Traitement	Algorithme d'appariement	Variable dépendante		
		Fume tous les jours	Fume de manière occasionnelle	Nombre de cigarettes fumées
Chômage en 2014	Nearest neighbor	-0.0465 (0.0544)	0.0465 (0.0456)	-1.7209* (0.9412)
	Caliper	-0.0476 (0.0554)	0.0476 (0.0464)	-1.9762** (0.9519)
	Kernel	0.0098 (0.0440)	-0.0235 (0.0347)	-0.2067 (0.7825)

Note : nombre d'observations = 1 527. Les erreurs-standard, entre parenthèses, sont obtenues par bootstrap (100 répliques). Seuils de significativité : 10 % (*), 5 % (**), 1 % (***).
Source : IRDES, ESPS 2010-2014.

le cas de l'estimation par plus proches voisins (tableau 3-C). Si le chômage induit une modification des pratiques de consommation d'alcool, il semble influencer uniquement sur les comportements présentant un risque faible pour la santé.

Nous analysons maintenant l'impact du chômage sur le tabagisme. Cette question est centrale dans notre analyse, d'une part parce que le tabac est la première cause de mortalité prématurée en France et d'autre part parce que nos données non-appariées indiquaient que la proportion de fumeurs quotidiens au sein de la population des chômeurs était significativement plus élevée que dans la population des actifs occupés. Comme précédemment, nous examinons tout d'abord l'impact sur la probabilité de consommer puis sur la quantité consommée. Nos résultats suggèrent que l'expérience du chômage n'a pas d'impact significatif sur la probabilité de fumer tous les jours ou de manière occasionnelle (tableau 3-D). Par ailleurs, le chômage a un effet négatif sur le nombre de cigarettes fumées. Cette réduction de la quantité de tabac consommée pourrait s'expliquer en partie par la baisse de revenu engendrée par la perte d'emploi. Les effets ne sont toutefois pas robustes à un changement d'algorithme d'appariement et sont non significatifs lorsque l'on utilise un estimateur par noyau.

4. Analyse de sensibilité

Comme souligné par Bléhaut & Rathelot (2014), une attention toute particulière doit être portée à l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. En effet, les méthodes d'appariement reposent sur l'hypothèse que les résultats latents et l'affectation au traitement sont indépendants conditionnellement à un ensemble de variables observables X , soit :

$$Y^0, Y^1 \perp D | X$$

Dans cette section, nous proposons d'évaluer la sensibilité de nos estimations à une déviation de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Pour cela, nous suivons la méthode proposée par Ichino *et al.* (2008). Supposons que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle ne soit plus satisfaite, mais qu'elle le serait étant donné un ensemble de variables observables X et une variable binaire inobservée U .

$$Y^0, Y^1 \perp D | (X, U)$$

Dans ce cas, sachant U , il est possible d'estimer l'effet moyen du traitement sur les traités. La distribution de la variable binaire inobservée U est caractérisée en spécifiant les quatre paramètres suivants :

$$\begin{aligned} p_{mn} &= \Pr(U = 1 | D = m, Y = n) \\ &= \Pr(U = 1 | D = m, Y = n, X) \end{aligned}$$

avec $m, n \in \{0, 1\}$, ce qui donne la probabilité que $U = 1$ dans chacun des 4 groupes définis par la variable de traitement D et la variable de résultat Y . Étant donné les paramètres p_{mn} , on attribue une valeur de U à chaque individu selon son groupe d'appartenance. On inclut ensuite U dans l'ensemble des variables permettant de déterminer le score de propension, puis on estime l'ATT par la méthode des plus proches voisins. Cette procédure est répétée 1 000 fois de sorte à déterminer un ATT moyen sur l'ensemble de la distribution de U .

L'effet de U sur la variable de résultat des individus non traités (Y^0) est défini de la manière suivante :

$$\Gamma = \frac{\Pr(Y = 1 | D = 0, U = 1, X)}{\Pr(Y = 0 | D = 0, U = 1, X)} \frac{\Pr(Y = 1 | D = 0, U = 0, X)}{\Pr(Y = 0 | D = 0, U = 0, X)}$$

L'effet de U sur la sélection dans le traitement (D) est déterminé comme suit :

$$\Lambda = \frac{\Pr(D = 1 | U = 1, X)}{\Pr(D = 0 | U = 1, X)} \frac{\Pr(D = 1 | U = 0, X)}{\Pr(D = 0 | U = 0, X)}$$

Notre étude comporte 13 variables de résultat et 3 méthodes d'appariement distinctes. Dans un souci de clarté, nous présentons ici l'analyse de sensibilité conduite sur 2 variables de résultat (« Fume tous les jours » et « Boit tous les jours ») avec une seule méthode d'appariement (Nearest neighbor). Notons que des résultats similaires sont obtenus sur les autres variables de résultat utilisées dans cette étude, y compris lorsque l'on mobilise des méthodes d'appariement alternatives (Caliper, Kernel).

Les résultats de l'analyse de sensibilité sont présentés dans les tableaux 4 et 5. Dans chaque tableau, la première ligne indique l'ATT et l'erreur-standard estimés dans le cas de référence, c'est-à-dire sans facteur confondant simulé. Dans les autres lignes du tableau, on suppose que la distribution de U est comparable à la distribution d'autres variables observables telles que le sexe, l'éducation, le statut marital, les revenus du ménage, la CSP, le secteur, l'effectif de l'entreprise, le type de contrat ainsi que les habitudes de consommation d'alcool et de tabac observés en 2010, c'est-à-dire avant l'affectation

Tableau 4 – Analyse de sensibilité de l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT)
Variable de résultat : « Fume tous les jours » – Algorithme d'appariement : Nearest neighbor

	P_{ij}				ATT	SE	Γ	Λ
	p_{11}	p_{10}	p_{01}	p_{00}				
Sans facteur confondant simulé (Référence)	0	0	0	0	-0.047	0.054	-	-
Homme (réf. Femme)	0.46	0.40	0.50	0.50	-0.047	0.054	1.035	0.816
Niveau d'éducation (réf. Supérieur)								
Primaire	0.03	0.00	0.01	0.02	-0.047	0.054	0.661	1.924
Collège	0.44	0.60	0.36	0.33	-0.047	0.054	1.134	1.567
Lycée	0.24	0.20	0.23	0.33	-0.047	0.054	0.591	0.999
Marié (réf. Non marié)	0.46	0.50	0.67	0.58	-0.047	0.054	1.487	0.448
Revenus du ménage (réf. 4 600 € et plus)								
Moins de 1 300 €	0.14	0.25	0.07	0.07	-0.047	0.054	1.129	2.564
Entre 1 300 € et 4 600 €	0.74	0.63	0.78	0.86	-0.047	0.054	0.607	0.782
CSP (réf. Cadre)								
Employé/Ouvrier	0.77	0.70	0.57	0.68	-0.047	0.054	0.613	2.565
Profession intermédiaire	0.14	0.20	0.27	0.22	-0.047	0.054	1.357	0.447
Secteur (réf. Autre)								
Agriculture, sylviculture, pêche	0.03	0.00	0.02	0.01	-0.047	0.054	1.790	1.451
Industrie	0.15	0.20	0.18	0.19	-0.047	0.054	0.917	0.863
Construction	0.11	0.00	0.06	0.05	-0.047	0.054	1.853	1.782
Commerce et services	0.41	0.60	0.34	0.30	-0.047	0.054	1.255	1.496
Taille de l'entreprise (réf. 20 salariés et plus)								
Moins de 10 salariés	0.22	0.40	0.10	0.11	-0.047	0.054	0.980	2.823
Entre 10 et 19 salariés	0.13	0.10	0.05	0.04	-0.047	0.054	1.922	2.895
CDI (réf. CDD)	0.66	0.70	0.82	0.80	-0.047	0.054	1.183	0.453
Consommation d'alcool (réf. Aucune)								
Boit tous les jours	0.05	0.00	0.05	0.09	-0.047	0.054	0.659	0.793
Boit occasionnellement	0.68	0.60	0.77	0.77	-0.047	0.054	0.986	0.660
Consommation de tabac (réf. Aucune)								
Fume tous les jours	0.34	1.00	0.23	1.00	-0.047	0.054		1.829
Fume occasionnellement	0.08	0.00	0.06	0.00	-0.047	0.054		1.174
Nombre d'observations	1 527							

Note : voir tableau 1.

Source : IRDES, ESPS 2010-2014.

Tableau 5 – Analyse de sensibilité de l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT)
Variable de résultat : « Boit tous les jours » – Algorithme d'appariement : Nearest neighbor

	P_{ij}				ATT	SE	Γ	Λ
	p_{11}	p_{10}	p_{01}	p_{00}				
Sans facteur confondant simulé (Référence)	0	0	0	0	-0.035	0.083	-	-
Homme (réf. Femme)	0.45	0.45	0.48	0.51	-0.035	0.083	0.890	0.867
Niveau d'éducation (réf. Supérieur)								
Primaire	0.00	0.03	0.03	0.01	-0.035	0.083	5.129	1.944
Collège	0.68	0.34	0.42	0.34	-0.035	0.083	1.451	1.561
Lycée	0.23	0.24	0.26	0.23	-0.035	0.083	1.154	0.980
Marié (réf. Non marié)	0.55	0.41	0.63	0.68	-0.035	0.083	0.798	0.439
Revenus du ménage (réf. 4 600 € et plus)								
Moins de 1 300 €	0.10	0.18	0.10	0.06	-0.035	0.083	1.957	2.480
Entre 1 300 € et 4 600 €	0.79	0.70	0.77	0.80	-0.035	0.083	0.882	0.773
CSP (réf. Cadre)								
Employé/Ouvrier	0.81	0.74	0.65	0.55	-0.035	0.083	1.553	2.476
Profession intermédiaire	0.16	0.14	0.23	0.28	-0.035	0.083	0.737	0.466
Secteur (réf. Autre)								
Agriculture, sylviculture, pêche	0.00	0.03	0.02	0.02	-0.035	0.083	0.924	1.364
Industrie	0.16	0.16	0.16	0.18	-0.035	0.083	0.833	0.831
Construction	0.10	0.10	0.08	0.06	-0.035	0.083	1.362	1.682
Commerce et services	0.35	0.47	0.32	0.34	-0.035	0.083	0.908	1.477

→

Tableau 5 – (suite)

	ρ_{ij}				ATT	SE	Γ	Λ
	ρ_{11}	ρ_{10}	ρ_{01}	ρ_{00}				
Taille de l'entreprise (réf. 20 salariés et plus)								
<i>Moins de 10 salariés</i>	0.16	0.28	0.10	0.10	-0.035	0.083	0.946	2.870
<i>Entre 10 et 19 salariés</i>	0.06	0.16	0.05	0.05	-0.035	0.083	0.937	2.712
CDI (réf. CDD)	0.71	0.64	0.82	0.82	-0.035	0.083	1.030	0.443
Consommation d'alcool (réf. Aucune)								
<i>Boit tous les jours</i>	0.13	0.00	0.21	0.00	-0.035	0.083	.	0.841
<i>Boit occasionnellement</i>	0.06	1.00	0.14	1.00	-0.035	0.083	.	0.626
Consommation de tabac (réf. Aucune)								
<i>Fume tous les jours</i>	0.42	0.41	0.32	0.27	-0.035	0.083	1.281	1.844
<i>Fume occasionnellement</i>	0.03	0.09	0.03	0.06	-0.035	0.083	0.457	1.181
Nombre d'observations	1 527							

Note : voir tableau 1.

Source : IRDES, ESPS 2010-2014.

au traitement. Dans toutes les configurations envisagées, l'effet moyen du traitement sur les traités (ATT) et les erreurs-standard (SE) ne diffèrent pas de l'estimation de référence. L'ensemble de ces éléments suggèrent que les résultats présentés dans cette étude sont robustes à une déviation de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle.

* *
*

L'objectif de notre article est d'estimer l'impact de l'expérience du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac des individus, et plus particulièrement sur les comportements à risque. Pour cela, nous utilisons l'enquête ESPS, qui recueille des données de panel à la fois sur la situation professionnelle, l'état de santé et la consommation d'alcool et de tabac, sur la période 2010-2014. Si l'on peut observer une association forte entre chômage et consommation d'alcool et de tabac sur des données en coupe, cette relation disparaît lorsque l'on utilise des données longitudinales et que l'on mobilise une méthode d'estimation en double différence avec appariement sur score de propension permettant de réduire le biais de sélection. Nos résultats suggèrent qu'il est peu probable que le chômage engendre une hausse significative des comportements à risque.

Cet article apporte plusieurs contributions sur l'analyse des interactions entre travail et santé. Tout d'abord, il démontre la nécessité, sur ce champ de recherche, d'utiliser la dimension longitudinale des données pour évaluer des effets causaux. Par ailleurs, il apporte un éclairage nouveau sur l'effet causal du chômage sur l'état de santé et les comportements à risque. Si nos résultats se montrent robustes, certaines limites doivent toutefois être soulignées. En effet, notre étude repose sur deux vagues d'enquêtes, sur un intervalle de 4 ans. Nous ne pouvons donc pas capturer l'ensemble des transitions professionnelles entre ces deux interrogations, et ne pouvons apprécier l'expérience du chômage que sous un angle limité. Il serait par exemple intéressant d'analyser le rôle de la durée du chômage sur la consommation d'alcool et de tabac.

Ces travaux ouvrent la voie à des questions encore peu étudiées en France. En effet, des variables comme l'activité physique ou encore les habitudes alimentaires, non étudiées dans cet article, peuvent être impactées par l'expérience du chômage et affecter la santé à plus long terme. Le développement de nouvelles bases de données longitudinales plus riches et portant sur un horizon plus étendu pourra permettre de mieux appréhender l'effet du chômage sur la santé et d'enrichir les résultats trouvés. □

BIBLIOGRAPHIE

- Acheson, A., Mahler, S. V., Chi, H. & De Wit, H. (2006).** Differential effects of nicotine on alcohol consumption in men and women. *Psychopharmacology*, 186(1), 54. <https://doi.org/10.1007/s00213-006-0338-y>
- Ahmed, F. M. A. & Peeran, S. W. (2016).** Significance and determinants of tobacco use: A brief review. *Dentistry and Medical Research*, 4(2), 33. <https://doi.org/10.4103/2348-1471.184726>
- Ahn, N., García, J. R. & Jimeno, J. F. (2004).** The impact of unemployment on individual well-being in the EU. European Network of Economic Policy Research Institutes, *Working Paper* N° 29. <https://www.ceps.eu/ceps-publications/impact-unemployment-individual-well-being-eu/>
- Anderson, P., Cremona, A., Paton, A., Turner, C. & Wallace, P. (1993).** The risk of alcohol. *Addiction*, 88(11), 1493–1508. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1993.tb03135.x>
- Austin, P. C. (2011).** Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies. *Pharmaceutical Statistics*, 10(2), 150–161. <https://doi.org/10.1002/pst.433>
- Barnay, T. & Defebvre, É. (2016).** L'influence de la santé mentale déclarée sur le maintien en emploi. *Économie et Statistique*, 486-487, 45–78. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2110917?sommaire=2110927>
- Barrett, S. P., Tichauer, M., Leyton, M. & Pihl, R. O. (2006).** Nicotine increases alcohol self-administration in non-dependent male smokers. *Drug and Alcohol Dependence*, 81(2), 197–204. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2005.06.009>
- Bartley, M. & Owen, C. (1996).** Relation between socioeconomic status, employment, and health during economic change, 1973-93. *British Medical Journal*, 313(7055), 445–449. <https://doi.org/10.1136/bmj.313.7055.445>
- Baser, O. (2006).** Too much ado about propensity score models? Comparing methods of propensity score matching. *Value in Health*, 9(6), 377–385. <https://doi.org/10.1111/j.1524-4733.2006.00130.x>
- Batenburg, M. & Reinken, J. A. (1990).** The relationship between sickness absence from work and pattern of cigarette smoking. *The New Zealand Medical Journal*, 103(882), 11–13. <https://europepmc.org/article/med/2360925>
- Bjartveit, K. & Tverdal, A. (2005).** Health consequences of smoking 1–4 cigarettes per day. *Tobacco Control*, 14(5), 315–320. <http://dx.doi.org/10.1136/tc.2005.011932>
- Blasco, S. & Brodaty, T. (2016).** Chômage et santé mentale en France. *Économie et Statistique*, 486, 17–44. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2110915?sommaire=2110927>
- Bléhaut, M. & Rathelot, R. (2014).** Expérimentation contrôlée contre appariement : le cas d'un dispositif d'accompagnement de jeunes diplômés demandeurs d'emploi. *Économie & prévision*, 204-205, 163–181. <https://doi.org/10.3917/ecop.204.0163>
- Böckerman, P. & Ilmakunnas, P. (2009).** Unemployment and self-assessed health: evidence from panel data. *Health Economics*, 18(2), 161–179. <https://doi.org/10.1002/hec.1361>
- Browning, M., Moller Dano, A. & Heinesen, E. (2006).** Job displacement and stress-related health outcomes. *Health Economics*, 15(10), 1061–1075. <https://doi.org/10.1002/hec.1101>
- Browning, M. & Heinesen, E. (2012).** Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization. *Journal of Health Economics*, 31(4), 599–616. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.03.001>
- Burgard, S. A., Brand, J. E. & House, J. S. (2007).** Toward a better estimation of the effect of job loss on health. *Journal of Health and Social Behavior*, 48(4), 369–384. <https://doi.org/10.1177/002214650704800403>
- Burström, B. & Fredlund, P. (2001).** Self-rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes? *Journal of Epidemiology & Community Health*, 55(11), 836–840. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.55.11.836>
- Caliendo, M. & Kopeinig, S. (2008).** Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31–72. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- Classen, T. J. & Dunn, R. A. (2012).** The effect of job loss and unemployment duration on suicide risk in the United States: A new look using mass-layoffs and unemployment duration. *Health Economics*, 21(3), 338–350. <https://doi.org/10.1002/hec.1719>
- Com-Ruelle, L. & Célant, N. (2013).** Évolution de la prévalence des différents profils d'alcoolisation chez les adultes en France de 2002 à 2010. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 16-17, 18. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/alcool/documents/article/evolution-de-la-prevalence-des-differents-profils-d-alcoolisation-chez-les-adultes-en-france-de-2002-a-2010>
- Connelly, J. E., Philbrick, J. T., Smith Jr, G. R., Kaiser, D. L. & Wymer, A. (1989).** Health perceptions of primary care patients and the influence on health care utilization. *Medical Care*, S99-S109. <https://doi.org/10.1097/00005650-198903001-00009>

- Connor, J. (2017).** Alcohol consumption as a cause of cancer. *Addiction*, 112(2), 222–228. <https://doi.org/10.1111/add.13477>
- Danaei, G., Ding, E. L., Mozaffarian, D., Taylor, B., Rehm, J., Murray, C. J. & Ezzati, M. (2009).** The preventable causes of death in the United States: comparative risk assessment of dietary, lifestyle, and metabolic risk factors. *PLoS Medicine*, 6(4), e1000058. <https://doi.org/10.1371/annotation/0ef47acd-9dcc-4296-a897-872d182cde57>
- De Leon, J., Rendon, D. M., Baca-Garcia, E., Aizpuru, F., Gonzalez-Pinto, A., Anitua, C. & Diaz, F. J. (2007).** Association between smoking and alcohol use in the general population: stable and unstable odds ratios across two years in two different countries. *Alcohol and Alcoholism*, 42(3), 252–257. <https://doi.org/10.1093/alcalc/agn029>
- Dee, T. S. (1999).** The complementarity of teen smoking and drinking. *Journal of Health Economics*, 18(6), 769–793. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(99\)00018-1](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(99)00018-1)
- Dehejia, R.H. & Wahba, S. (2002).** Propensity score-matching methods for non-experimental causal studies. *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151–161. <https://doi.org/10.3386/w6829>
- Edwards, G. (1997).** Alcohol policy and the public good. *Addiction*, 92(3s1), 73–80. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1997.tb03399.x>
- Falba, T., Teng, H. M., Sindelar, J. L. & Gallo, W. T. (2005).** The effect of involuntary job loss on smoking intensity and relapse. *Addiction*, 100(9), 1330–1339. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2005.01150.x>
- Falk, D. E., Hsiao-Ye, Y. I. & Hiller-Sturmhöfel, S. (2006).** An epidemiologic analysis of co-occurring alcohol and tobacco use and disorders. *Alcohol Research*, 29(3), 162–171. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6527037/>
- Franks, P., Gold, M. R. & Fiscella, K. (2003).** Sociodemographics, self-rated health, and mortality in the US. *Social Science & Medicine*, 56(12), 2505–2514. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(02\)00281-2](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(02)00281-2)
- Gathergood, J. (2013).** An instrumental variable approach to unemployment, psychological health and social norm effects. *Health Economics*, 22(6), 643–654. <https://doi.org/10.1002/hec.2831>
- Gebel, M. & Voßbemer, J. (2014).** The impact of employment transitions on health in Germany. A difference-in-differences propensity score matching approach. *Social Science & Medicine*, 108, 128–136. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.02.039>
- Gervais, M., Jaimovich, N., Siu, H. E. & Yedid-Levi, Y. (2016).** What should I be when I grow up? Occupations and unemployment over the life cycle. *Journal of Monetary Economics*, 83, 54–70. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.08.003>
- Grant, M. D., Piotrowski, Z. H. & Chappell, R. (1995).** Self-reported health and survival in the Longitudinal Study of Aging, 1984–1986. *Journal of Clinical Epidemiology*, 48(3), 375–387. [https://doi.org/10.1016/0895-4356\(94\)00143-e](https://doi.org/10.1016/0895-4356(94)00143-e)
- Halpern, M. T., Shikiar, R., Rentz, A. M. & Khan, Z. M. (2001).** Impact of smoking status on workplace absenteeism and productivity. *Tobacco Control*, 10(3), 233–238. <http://dx.doi.org/10.1136/tc.10.3.233>
- Heckman, J. J., Ichimura, H. & Todd, P. (1998).** Matching as an econometric evaluation estimator. *The Review of Economic Studies*, 65(2), 261–294. <https://doi.org/10.2307/2971733>
- Hill, C. (2003).** L'augmentation du prix du tabac: une mesure de santé publique. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 22-23. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2003/22_23/beh_22_23_2003.pdf
- Hill, C. (2014).** Impact de l'augmentation des prix sur la consommation de tabac. Paris: Institut Gustave Roussy. https://www.gustaveroussy.fr/sites/default/files/impact_prix_consommation_tabac_2014.pdf
- Ichino, A., Mealli, F. & Nannicini, T. (2008).** From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity? *Journal of Applied Econometrics*, 23(3), 305–327. <https://doi.org/10.1002/jae.998>
- Idler, E. L. & Angel, R. J. (1990).** Self-rated health and mortality in the NHANES-I Epidemiologic Follow-up Study. *American Journal of Public Health*, 80(4), 446–452. <https://doi.org/10.2105/ajph.80.4.446>
- Idler, E. L. & Benyamini, Y. (1997).** Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 21–37. <https://doi.org/10.2307/2955359>
- Idler, E. L. & Kasl, S. V. (1995).** Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability? *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 50(6), S344–S353. <https://doi.org/10.1093/geronb/50b.6.s344>
- Imbens, G. W. & Wooldridge, J. M. (2009).** Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86. <https://doi.org/10.3386/w14251>
- Jarvis, M. J. & Wardle, J. (1999).** Social patterning of individual health behaviours: the case of cigarette smoking. *Social Determinants of Health*, 2, 224–37. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198565895.003.11>

- Johansson, E., Alho, H., Kiiskinen, U. & Poikolainen, K. (2007).** The association of alcohol dependency with employment probability: evidence from the population survey 'Health 2000 in Finland'. *Health Economics*, 16(7), 739–754. <https://doi.org/10.1002/hec.1201>
- Jusot, F., Khat, M., Rochereau, T. & Serme, C. (2008).** Job loss from poor health, smoking and obesity: a national prospective survey in France. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 62(4), 332–337. <https://doi.org/10.1136/jech.2007.060772>
- Kuhn, A., Lalive, R. & Zweimüller, J. (2009).** The public health costs of job loss. *Journal of Health Economics*, 28(6), 1099–1115. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.09.004>
- Lechner, M. (2002).** Program heterogeneity and propensity score matching: An application to the evaluation of active labor market policies. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 205–220. <https://doi.org/10.1162/003465302317411488>
- Lee, A. J., Crombie, I. K., Smith, W. C. & Tunstall-Pedoe, H. D. (1991).** Cigarette smoking and employment status. *Social Science & Medicine*, 33(11), 1309–1312. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(91\)90080-V](https://doi.org/10.1016/0277-9536(91)90080-V)
- Linn, M. W., Sandifer, R. & Stein, S. (1985).** Effects of unemployment on mental and physical health. *American Journal of Public Health*, 75(5), 502–506. <https://doi.org/10.2105/ajph.75.5.502>
- Lundberg, O. & Manderbacka, K. (1996).** Assessing reliability of a measure of self-rated health. *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 24(3), 218–224. <https://doi.org/10.1177/140349489602400314>
- Ma, J., Siegel, R. L., Jacobs, E. J. & Jemal, A. (2018).** Smoking-attributable Mortality by State in 2014, US. *American Journal of Preventive Medicine*, 54(5), 661–670. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2018.01.038>
- MacDonald, Z. & Shields, M. A. (2004).** Does problem drinking affect employment? Evidence from England. *Health Economics*, 13(2), 139–155. <https://doi.org/10.1002/hec.816>
- Madden, P. A. & Heath, A. C. (2002).** Shared genetic vulnerability in alcohol and cigarette use and dependence. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 26(12), 1919–1921. <https://doi.org/10.1111/j.1530-0277.2002.tb02503.x>
- Marcus J (2014).** Does Job Loss Make You Smoke and Gain Weight? *Economica*, 81(324), 626–648. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2020174>
- McCallum, J., Shadbolt, B. & Wang, D. (1994).** Self-rated health and survival: a 7-year follow-up study of Australian elderly. *American Journal of Public Health*, 84(7), 1100–1105. <https://doi.org/10.2105/ajph.84.7.1100>
- McGinnis, J. M. & Foege, W. H. (1993).** Actual causes of death in the United States. *Jama*, 270(18), 2207–2212. <https://doi.org/10.1001/jama.270.18.2207>
- Mello, N. K., Mendelson, J. H., & Palmieri, S. L. (1987).** Cigarette smoking by women: interactions with alcohol use. *Psychopharmacology*, 93(1), 8–15. <https://doi.org/10.1007/bf02439579>
- Mintz, J., Boyd, G., Rose, J. E., Charuvastra, V. C. & Jarvik, M. E. (1985).** Alcohol increases cigarette smoking: a laboratory demonstration. *Addictive Behaviors*, 10(3), 203–207. [https://doi.org/10.1016/0306-4603\(85\)90001-2](https://doi.org/10.1016/0306-4603(85)90001-2)
- Miquel, L., Rehm, J., Shield, K. D., Vela, E., Bustins, M., Segura, L., Colom, J., Anderson, P. & Gual, A. (2018).** Alcohol, tobacco and health care costs: a population-wide cohort study (n= 606 947 patients) of current drinkers based on medical and administrative health records from Catalonia. *European Journal of Public Health*, 28(4), 674–680. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckx236>
- Mokdad, A. H., Marks, J. S., Stroup, D. F. & Gerberding, J. L. (2004).** Actual causes of death in the United States, 2000. *Jama*, 291(10), 1238–1245. <https://doi.org/10.1001/jama.291.10.1238>
- Montgomery, S. M., Cook, D. G., Bartley, M. J. & Wadsworth, M. E. (1998).** Unemployment, cigarette smoking, alcohol consumption and body weight in young British men. *European Journal of Public Health*, 8(1), 21–27. <http://dx.doi.org/10.1093/eurpub/8.1.21>
- Morris, J. K., Cook, D. G. & Shaper, A. G. (1992).** Non-employment and changes in smoking, drinking, and body weight. *British Medical Journal*, 304(6826), 536–541. <https://dx.doi.org/10.1136/bmj.304.6826.536>
- Mullahy, J. & Sindelar, J. (1996).** Employment, unemployment, and problem drinking. *Journal of Health Economics*, 15(4), 409–434. <https://doi.org/10.3386/w5123>
- Nelson, D. E., Jarman, D. W., Rehm, J., Greenfield, T. K., Rey, G., Kerr, W. C., ... & Naimi, T. S. (2013).** Alcohol-attributable cancer deaths and years of potential life lost in the United States. *American Journal of Public Health*, 103(4), 641–648. <https://dx.doi.org/10.2105/AJPH.2012.301199>
- Norström, T. (2006).** Per capita alcohol consumption and sickness absence. *Addiction*, 101(10), 1421–1427. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2006.01446.x>
- Okun, M. A., Stock, W. A., Haring, M. J. & Witter, R. A. (1984).** Health and subjective well-being: A meta-analysis. *The International Journal of Aging and Human Development*, 19(2), 111–132. <https://doi.org/10.2190/QGJN-0N81-5957-HAQD>

- Osipow, S. H. & Fitzgerald, L. F. (1993).** Unemployment and mental health: A neglected relationship. *Applied and Preventive Psychology*, 2(2), 59–63. [https://doi.org/10.1016/S0962-1849\(05\)80112-X](https://doi.org/10.1016/S0962-1849(05)80112-X)
- Peck, D. F. & Plant, M. A. (1986).** Unemployment and illegal drug use: concordant evidence from a prospective study and national trends. *British Medical Journal (Clin Res Ed)*, 293(6552), 929–932. <https://dx.doi.org/10.1136%2Fbmj.293.6552.929>
- Peretti-Watel, P., Constance, J., Seror, V. & Beck, F. (2009).** Cigarettes and social differentiation in France: is tobacco use increasingly concentrated among the poor? *Addiction*, 104(10), 1718–1728. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2009.02682.x>
- Peto, R., Boreham, J., Lopez, A. D., Thun, M. & Heath, C. (1992).** Mortality from tobacco in developed countries: indirect estimation from national vital statistics. *The Lancet*, 339(8804), 1268–1278. [https://doi.org/10.1016/0140-6736\(92\)91600-d](https://doi.org/10.1016/0140-6736(92)91600-d)
- Pirracchio, R., Resche-Rigon, M. & Chevret, S. (2012).** Evaluation of the propensity score methods for estimating marginal odds ratios in case of small sample size. *BMC Medical Research Methodology*, 12(1), 70. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-12-70>
- Praud, D., Rota, M., Rehm, J., Shield, K., Zatoński, W., Hashibe, M., ... & Boffetta, P. (2016).** Cancer incidence and mortality attributable to alcohol consumption. *International Journal of Cancer*, 138(6), 1380–1387. <https://doi.org/10.1002/ijc.29890>
- Rice, N., Carr-Hill, R., Dixon, P., & Sutton, M. (1998).** The influence of households on drinking behaviour: a multilevel analysis. *Social Science & Medicine*, 46(8), 971–979. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(97\)10017-x](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(97)10017-x)
- Ronchetti, J. & Terriau A. (2020).** L'impact du chômage sur l'état de santé. *Revue Économique*, 71(5), 815-839. <https://doi.org/10.3917/reco.715.0815>
- Ronchetti, J. & Terriau A. (2019).** Impact of unemployment on self-perceived health: Evidence from French panel data. *The European Journal of Health Economics*, 20(6), 879–889. <https://doi.org/10.1007/s10198-019-01050-5>
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983).** The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1985).** The bias due to incomplete matching. *ETS Research Report Series*, 1983 (2), 103–116. <https://doi.org/10.1002/j.2330-8516.1983.tb00037.x>
- Rosenbaum, P.R. & Rubin, D.B. (1985).** Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*, 39(1), 33–38. <https://doi.org/10.2307/2683903>
- Salm, M. (2009).** Does job loss cause ill health? *Health Economics*, 18(9), 1075–1089. <https://doi.org/10.1002/hec.1537>
- Schmitz, H. (2011).** Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. *Labour Economics*, 18(1), 71–78. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.08.005>
- Shiffman, S. & Balabanis, M. (1995).** Associations between alcohol and tobacco. In: *Alcohol and tobacco: From basic science to clinical practice*, pp. 17–36. Bethesda, MD: National Institutes of Health, National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism.
- Smith, J. A. & Todd, P. E. (2005).** Does matching overcome LaLonde's critique of non-experimental estimators? *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 305–353. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.04.011>
- Sturm, R. (2002).** The effects of obesity, smoking, and drinking on medical problems and costs. *Health Affairs*, 21(2), 245–253. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.21.2.245>
- Tauchmann, H., Lenz, S., Requate, T. & Schmidt, C. M. (2013).** Tobacco and alcohol: complements or substitutes? *Empirical Economics*, 45(1), 539–566. <https://doi.org/10.1007/s00181-012-0611-3>
- Tefft, N. (2011).** Insights on unemployment, unemployment insurance, and mental health. *Journal of Health Economics*, 30(2), 258–264. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.006>
- Thomas, C., Benzeval, M. & Stansfeld, S. A. (2005).** Employment transitions and mental health: an analysis from the British household panel survey. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 59(3), 243–249. <https://dx.doi.org/10.1136%2Fj.2004.019778>
- Xu, X., Bishop, E. E., Kennedy, S. M., Simpson, S. A. & Pechacek, T. F. (2015).** Annual healthcare spending attributable to cigarette smoking: an update. *American Journal of Preventive Medicine*, 48(3), 326–333. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2014.10.012>

ANNEXE

Profils d'alcoolisation

Volumétrie hebdomadaire en nombre de verres standards*		Consommation de 6 verres ou plus en une occasion		Profil de consommateurs	Pourcentage de personnes concernées
Hommes	0 verre	et	Jamais	Non-consommateurs	15,9
Femmes	0 verre				32,7
Hommes	≤21 verres	et	Jamais	Consommateurs sans risque	38,4
Femmes	≤14 verres				50,0
Hommes	≤21 verres	et	≤1 fois/mois	Consommateurs à risque ponctuel	33,2
Femmes	≤14 verres				14,7
Hommes	≥22 verres	ou	≥1 fois/semaine	Consommateurs à risque chronique	12,5
Femmes	≥15 verres				2,6

Illustration des verres standards d'alcool

Alcool = toute boisson alcoolisée (vin, bière, whisky...)
Verres standards (10 grammes d'alcool) =



Source : Com-Ruelle & Célant (2013).

Les perspectives d'emploi des jeunes diplômés en Italie pendant et après la crise de 2008

The Employment Prospects of Young Graduates in Italy during and after the 2008 Crisis

Raffaella Cascioli*

Résumé – En Italie, la transition des études au travail est particulièrement difficile. Le présent article documente les perspectives d'emploi des jeunes diplômés italiens pendant la récession économique (2008-2014) et pendant la reprise qui a suivi (2015-2017). Notre analyse, basée sur les données de l'enquête européenne sur les forces de travail, se concentre sur le taux d'emploi des diplômés récents dans la tranche des 20-34 ans, un indicateur adopté en Europe pour suivre le passage de l'école au travail. Nous distinguons le travail temporaire et examinons en parallèle les taux d'emploi des diplômés depuis plus de trois ans. L'estimation, avec un modèle logistique, de la probabilité de trouver un emploi, en tenant compte du niveau d'éducation et de l'ancienneté sur le marché du travail, montre, d'une part, que l'ancienneté n'a pas été une protection importante pendant la crise et, d'autre part, que les diplômés du supérieur ont moins souffert de la crise et plus profité de la reprise que ceux du deuxième cycle du secondaire. L'analyse des trajectoires de pseudo-cohortes ne révèle pas de persistance de l'effet des entrées sur le marché du travail pendant la crise, mais, pour les diplômés du second cycle du secondaire seulement, l'évolution des taux d'emploi temporaires évoque des effets de cohorte.

Abstract – *The school-to-work-transition in Italy suffers a number of critical issues. This paper documents the employment prospects of young Italians graduates during the economic recession (2008-2014) and in the subsequent period of recovery (2015-2017). The analysis, based on data from the European Labour Force Survey, focuses on the employment rate of recent graduates in the 20-34 age group, an indicator adopted by Europe to monitor transitions from school to work. We distinguish temporary employment, and examine in parallel the employment rates of those beyond three years after graduation. Logit model estimations of the probability to be employed, accounting for educational attainment and time spent in the labour market, show that seniority did not provide significant protection during the crisis, and that tertiary graduates were less affected by the crisis than upper secondary graduates, and have benefited more from the recovery. An analysis of pseudo-cohorts' trajectories suggests no evidence of a scarring effect but, for upper secondary graduates only, the changes in temporary employment rates evoke cohort effects.*

Codes JEL / JEL Classification : I26, J13, J21, J22, J23, J24

Mots-clés : transitions des études à l'emploi, marché du travail des jeunes, travail temporaire, Italie

Keywords: school-to-work transition, youth labour market, temporary jobs, Italy

* Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) (racascio@istat.it)

L'auteure tient à remercier trois rapporteurs anonymes dont les commentaires et suggestions ont permis d'améliorer cet article.

Reçu en octobre 2018, accepté en décembre 2019. Traduit de l'anglais.

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

Citation : Cascioli, R. (2021). The Employment Prospects of Young Graduates in Italy during and after the 2008 Crisis. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 522-523, 43–59. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.522d.2038>

Certains pays européens parviennent mieux que d'autres à insérer les jeunes sur le marché du travail. L'Italie, où il faut énormément de temps pour obtenir un premier emploi et où le taux d'emploi des jeunes est parmi les plus bas de l'Union européenne, est un exemple extrême des problèmes cruciaux qui affectent le passage des études à l'emploi en Europe du Sud. Les disparités entre pays en matière de perspectives d'emploi après l'obtention du diplôme dépendent du système d'éducation et de formation (programmes d'étude et orientation, flexibilité des parcours, etc.), du degré d'intégration entre le parcours éducatif et le marché du travail (stages, formations, apprentissage, etc.) et des institutions du marché du travail (protection de l'emploi, flexibilité, etc.). Dans toutes ces dimensions, l'Italie présente depuis longtemps des écarts considérables par rapport à de nombreux autres pays de l'UE. Hormis les aspects « structurels » de la transition de l'école au travail, l'emploi des jeunes est très sensible aux tendances économiques et a souffert de la crise économique mondiale de 2008 – mais pas avec la même intensité ni la même durée dans tous les pays. L'économie italienne a été plus durement touchée que celle des autres pays de l'OCDE et la reprise a été plus lente et plus modérée (OCDE, 2019a). En outre, une réforme significative (et sujette à de nombreux débats) du marché du travail a commencé en 2014, donnant lieu à plusieurs actes législatifs regroupés sous l'appellation collective *Jobs Act*. En Italie, les dix dernières années se sont donc caractérisées par une crise, une reprise modérée et une réforme du marché du travail. Comment les perspectives d'emploi des jeunes Italiens ont-elles évolué dans ce contexte ? Est-il possible de distinguer dans cette évolution les effets d'âge, de période et de génération ? Nous nous intéressons à ces questions à partir de l'examen des taux d'emploi des diplômés récents en Italie en période de récession (2008-2014) et en période de reprise (2014-2017).

Les difficultés connues par les jeunes qui arrivent sur le marché du travail sont bien connues et peuvent se résumer comme suit. Premièrement, et indépendamment de la situation générale du marché du travail, les jeunes diplômés, malgré leur niveau d'éducation en moyenne plus élevé que celui de la population déjà en emploi, souffrent d'un « déficit d'expérience », terme proposé, entre autres, par Pastore (2015). Bell et Blanchflower (2015) remarquent que ce manque d'expérience professionnelle peut engendrer un « piège de l'expérience » si les entreprises

cherchent en priorité des travailleurs expérimentés, empêchant donc les jeunes d'acquérir l'expérience professionnelle que ces mêmes entreprises exigent. Deuxièmement, parce qu'ils ont plus souvent un emploi temporaire ou parce qu'ils sont les « derniers arrivés », les jeunes sont plus susceptibles d'être les premiers licenciés en cas de ralentissement de l'économie. Pour ces raisons, l'emploi des jeunes est considéré comme le segment le plus vulnérable du marché du travail dans de nombreux pays européens (Brada & Signorelli, 2012). S'agissant des conditions de l'entrée sur le marché, la contribution respective de l'articulation études-emploi et des institutions du marché du travail à l'insertion des jeunes sur le marché a fait l'objet d'analyses approfondies (par exemple Ryan, 2001 ; Quintini *et al.*, 2007 ; Quintini & Manfredi, 2009 ; Van der Velden & Wolbers, 2008 ; Barbieri *et al.*, 2018). Ryan (2001) a notamment examiné l'impact relatif de la protection de l'emploi et des programmes spéciaux dédiés aux jeunes. Il en conclut que la déréglementation pourrait permettre d'atténuer les inégalités en matière de répartition du chômage, tandis que des programmes spécifiques pourraient se traduire par le remplacement des emplois réguliers par des emplois précaires, ce qui aggraverait *in fine* la situation pour les jeunes travailleurs. D'autres aspects des institutions du marché du travail ont fait l'objet de nombreux débats. L'un d'entre eux concerne le travail temporaire, mis en avant depuis les années 1990 comme une façon pour les jeunes d'acquérir l'expérience professionnelle dont ils ont besoin et de raccourcir la durée moyenne du chômage (OCDE, 1994 ; Krugman, 1994). Toutefois, les contrats temporaires ne permettent pas aux jeunes d'acquérir un capital humain spécifique et leur impact sur le taux d'emploi des jeunes diffère selon le contexte, comme le montre une comparaison entre l'Europe et les États-Unis (Quintini & Manfredi, 2009). De façon plus générale, plusieurs études montrent que la déréglementation du travail temporaire ne fait pas diminuer le chômage (Noelke, 2016), ou qu'elle le fait mais au prix d'une moindre qualité des emplois (Goffette & Véro, 2015) ou encore d'une instabilité accrue de l'emploi (par exemple en Espagne, voir Ianelli & Soro-Bonmati, 2003). Les débats ont également porté sur la possibilité que les contrats temporaires constituent un marche-pied vers l'emploi stable (Booth *et al.*, 2002 ; Scherer, 2004), certains travaux soulignant un risque d'enfermement dans cette catégorie de travail (Barbieri *et al.*, 2019). Pour certains auteurs toutefois, une réduction de la protection des travailleurs permanents

– insiders – contribuerait à la réduction des inégalités entre les personnes qui ont déjà un emploi et celles qui en cherchent un – outsiders – (Gebel & Giesecke, 2016 ; Passaretta & Wolbers, 2016). Pour finir, un autre courant de littérature s'est attaché plus précisément à étudier l'impact des récessions sur les résultats obtenus par les jeunes sur le marché du travail et les conséquences à long terme d'une entrée sur le marché du travail dans des conditions défavorables, soulignant les risques d'« effet cicatrice » pour les « générations perdues » (par exemple Scarpetta *et al.*, 2010 ; Gaini *et al.*, 2013)¹.

Les perspectives d'emploi des jeunes peuvent être analysées à partir de divers indicateurs : le taux de chômage, le taux d'emploi, le taux de NEET (jeunes qui ne sont pas en emploi, ni en études ou en formation) et le rapport entre le chômage des jeunes et celui des adultes. Dans le présent article, nous nous concentrons sur le taux d'emploi des diplômés récents qui ne suivent ni études ni formation. Ce taux est l'un des huit critères de référence du Cadre stratégique pour la coopération européenne dans le domaine de l'éducation et de la formation (ET2020²), qui définit quatre objectifs stratégiques dont « Améliorer la qualité et l'efficacité de l'éducation et de la formation » (Conseil de l'Union européenne, 2009). Le taux d'emploi des diplômés récents a été conçu en tant qu'indicateur de l'employabilité des jeunes (pour des analyses de cet indicateur, voir Garrouste, 2011 ; Boeteng *et al.*, 2011 ; Arjona Perez *et al.*, 2010a ; 2010b).

Plus précisément, cet indicateur, fondé sur les données de l'Enquête européenne sur les forces de travail (EU-LFS), mesure la part des diplômés du second cycle de l'enseignement secondaire et de l'enseignement supérieur (âgés de 20 à 34 ans) ayant un emploi parmi les diplômés qui ont terminé leurs études ou leur formation de un à trois ans avant l'année de référence et qui ne sont inscrits à aucun autre programme d'enseignement ou de formation. L'objectif fixé pour 2020 était de 82 %³ (Conseil de l'Union européenne, 2012). Cet indicateur a notamment été utilisé pour analyser les déterminants de l'employabilité des jeunes diplômés en Europe (Garrouste & Rodrigues, 2012 ; 2014), puis dans le cadre d'analyses visant à définir le futur objectif de référence pour l'indicateur européen dans le cadre de l'ET2025 (Suta *et al.*, 2018)⁴.

L'analyse de cet indicateur est particulièrement intéressante pour l'Italie, où la part des jeunes qui ne travaillent pas et ne suivent ni études ni formation (taux de NEET) est de plus en plus

inquiétante (ISTAT, 2018 ; 2010). Nous utiliserons cet indicateur tout au long du présent article.

En complément, nous appliquerons le même indicateur aux diplômés moins récents, c'est-à-dire qui détiennent leur diplôme depuis plus de trois ans (dans la même tranche d'âge)⁵. Ainsi, nous pourrions prendre en compte plusieurs cohortes de diplômés et, en utilisant l'indicateur à la fois pour les diplômés récents et les diplômés moins récents, observer la totalité du groupe de jeunes qui ne suivent plus d'études ou de formation. Nous isolons également le travail temporaire, d'autant plus que, durant la période observée, l'Italie a entamé une réforme du marché du travail (*infra*) susceptible d'avoir un impact significatif sur cette catégorie.

À partir de ces indicateurs, nous documentons les évolutions de l'emploi des jeunes diplômés du deuxième cycle du secondaire et du supérieur pendant la crise afin de voir si leur ancienneté sur le marché du travail les a protégés ou pénalisés durant la récession. Nous examinons aussi la tendance du travail temporaire par rapport à l'introduction des *Jobs Act* en 2014. Nous tentons également, avec une analyse basée sur pseudo-panels, de vérifier s'il existe un effet de cicatrice associé aux conditions économiques défavorables au moment de l'entrée sur le marché du travail.

1. Durant la crise économique, les débats sur « l'effet cicatrice » et les inquiétudes exprimées à ce sujet ont poussé le Conseil de l'Union européenne à émettre une recommandation, demandant aux États membres de mettre en place des mesures visant à favoriser l'insertion des jeunes générations sur le marché du travail, une initiative dénommée « garantie pour la jeunesse » (voir le Conseil de l'Union européenne, avril 2013).

2. Voir <https://ec.europa.eu/eurostat/fr/web/education-and-training/eu-benchmarks>.

3. « D'ici 2020, la part des diplômés employés (20-34 ans) ayant terminé leurs études ou leur formation trois ans au plus avant l'année de référence devrait se chiffrer à au moins 82 % (contre 76,5 % en 2010). » – Conseil de l'Union européenne, 2012. L'indicateur fait partie des principales statistiques présentées dans le rapport annuel de la Commission européenne sur le suivi de l'éducation et de la formation (https://ec.europa.eu/education/policy/strategic-framework/et-monitor_fr). Il a également été analysé à intervalles périodiques par l'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT, 2019c ; 2018 ; 2014 ; 2013).

4. D'autres comparaisons des transitions études-emploi en Europe ont utilisé les données longitudinales de l'EU-SILC (Berloffa *et al.*, 2015 ; Carcillo *et al.*, 2015). Toutefois, l'utilisation de ces données pour l'analyse de cohortes de diplômés sur le marché du travail est limitée par la trop petite taille de l'échantillon. D'autres études ont utilisé les données de deux enquêtes ad hoc effectuées dans le cadre de l'Enquête européenne sur les forces de travail en 2000 et en 2009 (Kogan & Muller, 2003 ; Passaretta & Wolbers, 2016).

5. Dans cette tranche d'âge (20-34 ans), la part des diplômés ayant terminé leurs études depuis plus de trois ans est beaucoup plus élevée parmi ceux du deuxième cycle du secondaire que parmi ceux du supérieur (85,0 % contre 59,9 %). Une autre part correspond aux jeunes diplômés du second cycle du secondaire et du supérieur ayant terminé leurs études de 1 à 3 ans plus tôt : 14,2 % et 33,8 % respectivement. La part restante comprend les diplômés depuis moins d'un an : 0,9 % et 6,3 % respectivement. En Italie, parmi les jeunes diplômés, moins d'un sur trois suivait encore des études ou une formation en 2017 : 30,6 % de ceux ayant un diplôme du deuxième cycle de l'enseignement secondaire et 31,7 % de ceux ayant un diplôme de l'enseignement supérieur.

La suite de l'article commence par un bref aperçu du contexte italien s'agissant de la transition études-emploi, de la réforme du marché du travail introduite en 2014 et de l'écart entre l'Italie et l'UE en matière d'emploi des jeunes sur la période analysée. La deuxième section analyse les variations des taux d'emploi des jeunes diplômés. La troisième section examine l'évolution des trajectoires des différentes générations de diplômés entre 2005 et 2017.

1. Le cas italien

La crise financière de 2008 a eu un impact considérable sur l'économie italienne, se traduisant notamment par une réduction du produit intérieur brut (PIB), des pertes d'emploi et une diminution de la capacité de production. Sur la période observée, le PIB italien a diminué d'environ 7.1 % et la capacité de production du pays a chuté de 25 % (OCDE, 2019b). Dans le même temps, le taux de chômage a quasiment doublé, passant de 6.7 % en 2008 à 12.7 % en 2014. S'agissant du passage de l'école au travail, les études comparatives mettent depuis longtemps l'Italie à part au sein d'un noyau méditerranéen caractérisé par de faibles taux d'emploi et d'activité des jeunes, un taux de chômage particulièrement élevé et un délai prolongé pour obtenir un premier emploi. Malgré une grande réforme du marché du travail introduite en 2014 (*Jobs Act*), le taux d'emploi des jeunes diplômés italiens est toujours le plus bas des 28 pays de l'UE (juste après la Grèce) et reste inférieur à celui de 2008. Cette section présente brièvement ce contexte.

1.1. Passage des études à l'emploi

L'Italie illustre parfaitement les problèmes cruciaux des transitions de l'école au travail en Europe du Sud. La période de transition est très longue (Pastore, 2017), et non seulement elle est plus longue que la moyenne européenne (Eurostat, 2012) mais en plus elle augmente : d'environ 3.5 ans en 2006, la durée moyenne des transitions a atteint environ 5.5 ans en 2017 (Pastore *et al.*, 2020). Par rapport aux pays Européens non méditerranéens, l'Italie se caractérise par une part historiquement faible (quoique croissante) des diplômés de l'enseignement supérieur (-16 points de pourcentage, voir OCDE, 2017), des écarts régionaux significatifs, un rôle majeur de la structure familiale dans le soutien aux jeunes (modèle de la « famiglia lunga », voir Cicchelli & Merico, 2007, ainsi que Barbieri *et al.*, 2015 et Berfolla *et al.*, 2016) et un système éducatif rigide peu synchronisé avec le marché du travail. Le système peine à offrir

aux jeunes l'expérience professionnelle dont ils ont besoin et à développer leurs compétences générales ou spécifiques, et prolonge le délai avant l'entrée sur le marché du travail pour un grand nombre de jeunes inscrits à l'université. D'autre part, la part des diplômés du supérieur dans la tranche des 30-34 ans est d'environ 25 %, largement en deçà de la moyenne dans l'UE (environ 40 %). Le système d'éducation et de formation ne permet l'acquisition d'une expérience de travail qu'après l'obtention du diplôme, quasiment à l'opposé du système « dual » qui favorise l'emploi tôt après les études (Muller & Gangl, 2003) et permet de mieux articuler l'éducation et la demande de travail sur le marché (Ryan, 2001 – qui note également que les effets sur le taux d'emploi sont moins évidents à long terme)⁶.

Le passage des études à l'emploi est également affecté par un marché du travail où les travailleurs permanents bénéficient d'une protection importante, par le biais de conventions collectives nationales, et où les employés temporaires sont peu protégés (OCDE, 2010). Différentes formes de contrats flexibles et divers régimes salariaux ont vu le jour depuis le début des années 1990, visant à promouvoir à la fois la compétitivité de l'industrie italienne et l'entrée des jeunes sur le marché du travail (Pastore, 2017). Néanmoins, les indicateurs du marché du travail des jeunes en Italie ne se sont pas beaucoup améliorés : par rapport à d'autres pays européens, les taux d'emploi et d'activité des jeunes sont restés faibles et leur taux de chômage s'est maintenu à des niveaux très élevés (Iannelli & Soro-Bonmati, 2003). Le pourcentage des jeunes qui ne travaillent pas et ne suivent ni études ni formation est considérable et cette situation apparaît très persistante (Quintini *et al.*, 2007). En outre, la reprise qui a suivi la crise de 2008 a été moins prononcée en Italie que dans d'autres pays européens et a eu un impact différent sur les transitions études-emploi (ISTAT, 2019a ; Cascioli, 2016).

1.2. La réforme du marché du travail : le *Jobs Act*

À la suite d'autres réformes du marché du travail (la précédente étant la réforme « Fornero » de 2012 – voir Tiraboschi, 2012), le gouvernement italien a lancé une autre grande réforme en 2014, visant à faire augmenter l'emploi,

6. En 2015, une réforme du système d'éducation et de formation (loi 107-2015 dite « La Buona Scuola » – la bonne école) a ravivé le système « *Alternanza scuola lavoro* » (*alternance entre l'école et le travail*), qui permet d'alterner l'école et une expérience professionnelle pratique.

relancer la croissance et réduire le dualisme du marché du travail entre les travailleurs ayant un contrat à durée indéterminée et ceux ayant un contrat « atypique », en encourageant les employeurs à offrir des emplois permanents.

La réforme a donné lieu à plusieurs actes législatifs regroupés sous l'appellation collective *Jobs Act*⁷. Le décret-loi n° 34 du 20 mars 2014 (décret *Poletti*) forme la première partie de la loi *Jobs Act*. Il révisé le cadre législatif régissant les contrats de travail temporaire et l'apprentissage. Il permet d'augmenter le nombre de renouvellements d'un contrat de travail, ainsi que la durée globale maximale de ces contrats, et réduit le nombre de motifs nécessaires (*causalità*) pour justifier le recours à un contrat temporaire. La loi n° 183/2014, adoptée en décembre 2014, a fait suite. Elle modifie le cadre juridique de la protection des emplois permanents et de l'utilisation de contrats atypiques. Cette loi a donné lieu à huit décrets, adoptés en septembre 2015, dont le décret n° 23 du 4 mars 2015 abrogeant les droits de réintégration des travailleurs (article 18 du Statut des travailleurs) en cas de licenciement sans motif valable au sein d'entreprises de plus de 15 employés et introduisant un nouveau type de contrat de travail permanent (applicable uniquement aux nouvelles recrues) caractérisé par une hausse des coûts de licenciement en fonction de l'ancienneté de l'employé, ainsi que le décret n° 81 du 15 juin 2015 limitant l'utilisation de contrats atypiques et éliminant une partie d'entre eux (comme le *contratto di collaborazione coordinata e continuativa a progetto*, un type de contrat de travail lié à un projet spécifique – et donc temporaire).

Le gouvernement a complété ces réformes par des incitations fiscales visant à encourager les employeurs à offrir de nouveaux contrats de travail permanent, au moyen d'une baisse temporaire et décroissante des cotisations sociales : une exemption totale de trois ans (loi budgétaire *Legge di Stabilità 2015*) puis une exemption de 40 % pendant deux ans en vertu de la loi *Legge di Stabilità 2016* puis limitée à certaines régions définies par un programme territorial dénommé « Emploi pour le Sud » en vertu de la *Legge di Stabilità 2017*.

1.3. Écart entre les taux d'emploi des jeunes diplômés en Italie et en Europe

L'écart entre les taux d'emploi des jeunes en Italie et en Europe était déjà important avant la crise de 2008 : le taux d'emploi des diplômés récents (ayant terminé leurs études ou leur formation depuis un à trois ans) était d'environ

65 % en Italie en 2008, inférieur de 17 points à la moyenne européenne et légèrement supérieur à son niveau du début des années 2000. Avec la récession, ce taux a diminué de 20 points en six ans, de sorte que l'écart avec l'UE a quasiment doublé (figure I). La tendance s'est retournée après 2014 et le taux d'emploi des diplômés récents a augmenté d'environ 10 points, sans pour autant retrouver le niveau d'avant la crise. L'écart est moins prononcé pour les diplômés ayant plus d'ancienneté sur le marché du travail (c'est-à-dire détenant leur diplôme depuis plus de trois ans).

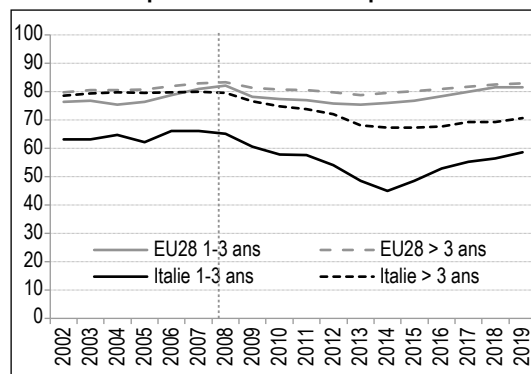
Cette comparaison montre également que la transition études-emploi peut être considérée comme achevée en trois ans après la fin des études dans l'UE en moyenne, alors qu'elle est beaucoup plus longue en Italie. Par niveau d'éducation, la baisse du taux d'emploi des jeunes s'observe en Italie pour les diplômés récents (1-3 ans), aussi bien ceux du deuxième cycle du secondaire que ceux du supérieur (figure II-A). La crise a également creusé l'écart entre les taux d'emploi des diplômés du deuxième cycle du secondaire et ceux du supérieur, et cet écart reste très éloigné de son niveau d'avant la crise alors qu'il n'a quasiment pas changé dans l'UE.

S'agissant des jeunes diplômés moins récents, les écarts initiaux entre les taux d'emploi en Italie et en Europe sont beaucoup moins prononcés mais, là aussi, la crise économique a eu un impact plus important en Italie et la reprise n'a quasiment rien changé pour les diplômés du second cycle du secondaire (figure II-B).

Globalement, qu'il s'agisse des diplômés récents ou moins récents, ou des diplômés du deuxième cycle du secondaire ou de l'enseignement

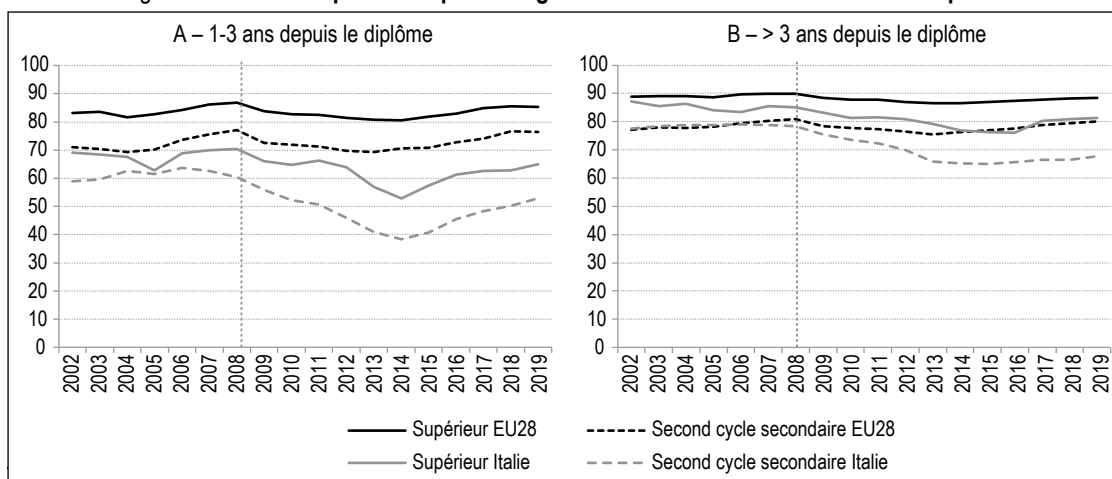
7. Tous les documents sont disponibles sur le site du ministère du Travail italien : <http://www.jobsact.lavoro.gov.it/documentazione/Pagine/default.aspx>.

Figure I – Taux d'emploi des diplômés âgés de 20 à 34 ans selon le nombre d'années depuis l'obtention du diplôme



Source : EU LFS.

Figure II – Taux d'emploi des diplômés âgés de 20 à 34 ans selon le niveau de diplôme



Source : EU LFS.

supérieur, on observe ainsi que les écarts de taux d'emploi des jeunes en Italie et en Europe, déjà importants en 2008, se sont creusés davantage et se maintiennent à des niveaux plus élevés qu'avant la crise.

2. Analyse empirique des variations des perspectives d'emploi des jeunes diplômés

Dans cette section, nous nous concentrons sur l'impact de la période durant laquelle les diplômés entrent sur le marché du travail (crise/reprise) sur leurs perspectives d'emploi, selon le temps écoulé depuis l'obtention de leur diplôme (c'est-à-dire leur ancienneté sur le marché du travail, représentée par ce laps de temps).

Nous utilisons des modèles logistiques pour estimer la distribution conditionnelle de la probabilité d'emploi des diplômés du deuxième cycle du secondaire et du supérieur. Nous tenons compte du sexe, de la région (Nord, centre et Sud) et de la nationalité (italienne ou étrangère), ainsi que du type de diplôme dans le deuxième cycle du secondaire (général, technique, professionnel, qualification professionnelle en trois ans) et du principal domaine d'étude dans l'enseignement supérieur (sciences humaines, sciences sociales, droit, études techniques/scientifiques). Les modèles sont estimés pour des sous-groupes de diplômés constitués en fonction du nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme, c'est-à-dire de présence (ou d'ancienneté) sur le marché du travail : jusqu'à trois ans, plus de trois ans, ce dernier groupe étant lui-même divisé en trois sous-groupes d'ancienneté (4-6 ans, 7-9 ans et plus de 9 ans). Nous considérons l'ensemble des personnes ayant obtenu leur diplôme entre 2008 et 2014 ou entre 2014 et 2017 puis estimons les

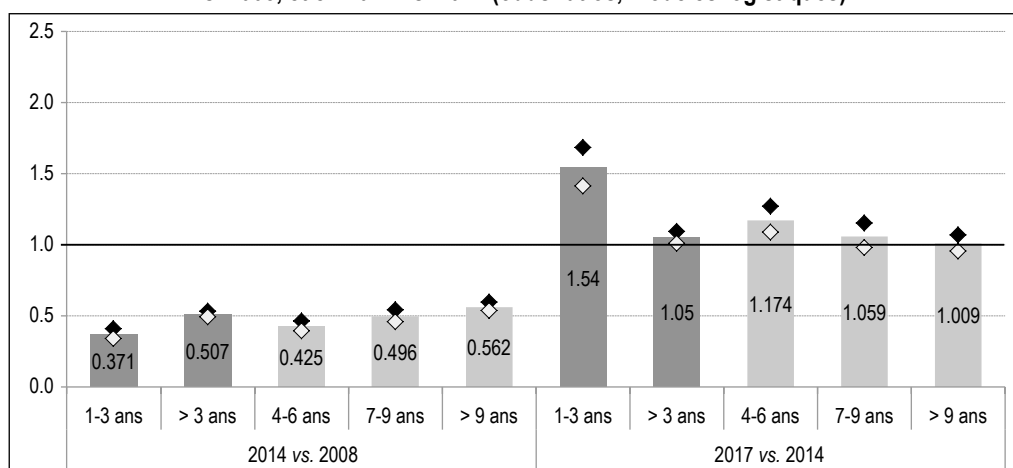
odds ratio (OR ensuite) de l'emploi et du travail temporaire en 2014 par rapport à 2008 (crise), puis en 2017 par rapport à 2014 (reprise).

Parmi les récents diplômés du deuxième cycle du secondaire, les probabilités d'emploi estimées en 2014 représentaient environ un tiers (OR : 0.371) de celles de 2008 (figure III). Parmi les diplômés ayant terminé leurs études depuis plus de trois ans, les perspectives d'emploi n'ont diminué « que » de moitié (OR : 0.507). Cela confirme que les diplômés récents sont les plus pénalisés en période de ralentissement cyclique. Toutefois, l'impact de la crise sur les perspectives d'emploi n'a été que légèrement inférieur pour ceux qui avaient le plus d'ancienneté sur le marché du travail. Cela est également vrai pour les jeunes observés en 2014 qui avaient terminé leurs études depuis quatre à six ans et dont la transition études-emploi avait commencé pendant la crise économique, ainsi que pour ceux qui, en 2014, avaient terminé leurs études depuis plus de six ans et avaient été exposés pendant un certain temps aux conditions économiques positives d'avant la crise (figure III). Cela suggère que l'ancienneté sur le marché du travail n'a pas beaucoup protégé les jeunes contre l'impact négatif de la crise⁸.

Les facteurs expliquant la plus grande « réactivité » de la probabilité pour les jeunes de trouver un emploi incluent le volume important de contrats de travail temporaire (le nombre d'employés peut être réduit tout simplement en ne renouvelant pas ces contrats à leur expiration). Ainsi, la plus forte sensibilité au cycle

8. Dans d'autres pays, la sensibilité au cycle économique diminue plus rapidement à mesure que l'ancienneté sur le marché du travail augmente. En France, par exemple, elle devient relativement faible à partir de la cinquième année d'ancienneté (Fondeur & Minni, 2004).

Figure III – Diplômés du second cycle du secondaire (20-34 ans). Probabilité d'être en emploi en 2014 vs. 2008, et en 2017 vs. 2014 (odds ratios, modèles logistiques)



Nombre d'observations pour chacun des 10 modèles (de gauche à droite) : 9 628, 61 964, 12 795, 13 433, 35 736, 8 830, 51 062, 11 543, 11 577, 27 942.

Note : les losanges noirs et blancs représentent, respectivement, les bornes haute et basse de l'intervalle de confiance à 95 % de Wald.

Source : ISTAT, enquête sur les forces de travail.

économique observée parmi les jeunes diplômés italiens ayant plus d'ancienneté sur le marché du travail découlerait également de la transition plus lente entre les contrats temporaires et les contrats permanents qui caractérise l'emploi en Italie⁹.

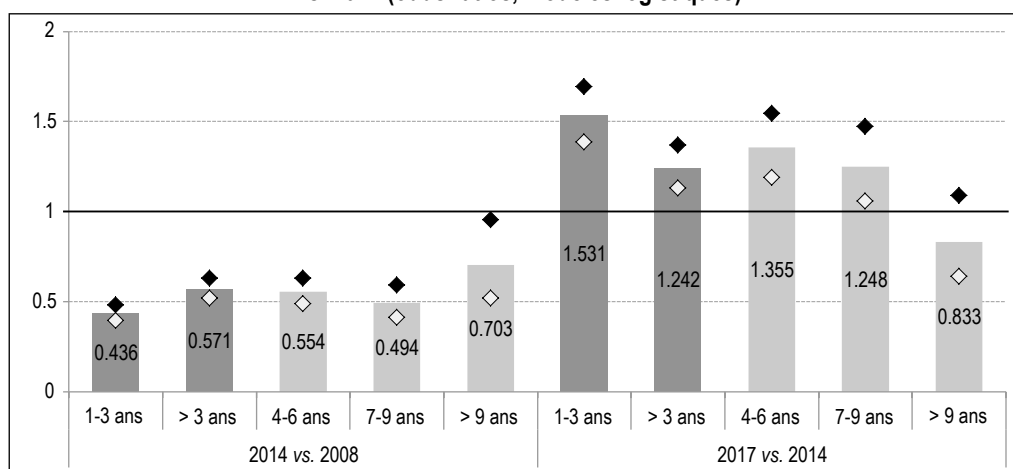
La reprise économique a eu un impact positif considérable sur les perspectives d'emploi des récents diplômés du deuxième cycle du secondaire, qui ont augmenté de 50 % (OR : 1.54) par rapport à celles des diplômés de 2014. Même les diplômés ayant terminé leurs études depuis quatre à six ans avaient plus de chances de trouver un emploi que leurs pairs ayant la même ancienneté en 2014 (figure IV). En effet, bien qu'ils soient entrés sur le marché du travail peu avant 2014 – moment le plus critique en

termes d'entrée sur le marché (voir également la figure VII ci-dessous) – ils ont profité de la reprise économique et leurs perspectives d'emploi, quatre à six ans après l'obtention de leur diplôme, étaient supérieures à celles de leurs pairs entrés sur le marché aux alentours de 2011. En revanche, en 2017, les perspectives d'emploi des diplômés qui avaient terminé leurs études depuis plus de six ans étaient semblables à celles des diplômés ayant la même ancienneté

9. OCDE, 2008.

10. En Italie, l'incidence globale du travail temporaire est supérieure à celle calculée uniquement en fonction des employés. Cela s'explique par le phénomène courant de « l'emploi indépendant caché » parmi les jeunes, c'est-à-dire les travailleurs indépendants qui fournissent des services à un même client de façon continue, pouvant ainsi être considérés comme des employés de facto (OCDE, 2010). De plus, les contrats qui régissent habituellement ces relations professionnelles tendent à avoir une durée déterminée.

Figure IV – Diplômés du supérieur (20-34 ans). Probabilité d'être en emploi en 2014 vs. 2008, et en 2017 vs. 2014 (odds ratios, modèles logistiques)



Nombre d'observations pour chacun des 10 modèles (de gauche à droite) : 7 705, 11 975, 6 142, 4 245, 1 588, 7 140, 11 607, 5 490, 4 256, 1 861.

Note : cf. figure III.

Source : ISTAT, enquête sur les forces de travail.

en 2014¹¹. Ce résultat montre, une fois de plus, que la crise a eu le plus gros impact sur les jeunes diplômés ayant moins d'ancienneté sur le marché du travail, mais que ce sont eux qui ont le plus profité de la reprise économique qui a suivi. La dynamique constatée pendant la reprise, fortement corrélée à l'ancienneté sur le marché du travail, est différente de celle constatée pendant la crise, durant laquelle les variations ont été plus homogènes parmi les diplômés du deuxième cycle du secondaire, indépendamment du temps écoulé depuis l'obtention du diplôme.

Les résultats montrent également une diminution soudaine et importante des perspectives d'emploi des diplômés du supérieur : entre le début de la crise et 2014, les probabilités d'emploi ont diminué de plus de moitié (OR : 0.436) pour les diplômés récents mais d'un peu moins de la moitié (OR : 0.571) pour les diplômés moins récents.

Dans la dernière période de trois ans examinée ci-dessus, ceux qui ont le plus profité de la reprise ont été les diplômés du supérieur les plus récents, avec une hausse de 50 % de la probabilité de trouver un emploi, semblable à celle estimée pour les diplômés du deuxième cycle du secondaire. En revanche, contrairement aux diplômés du deuxième cycle du secondaire, les diplômés moins récents bénéficiaient également de meilleures perspectives d'emploi en 2017 qu'en 2014. Cela concerne tout particulièrement ceux qui avaient quitté l'université depuis quatre à six ans (OR : 1.355) et depuis sept à neuf ans (OR : 1.288)¹². En conséquence, la reprise économique a touché les diplômés du supérieur de façon plus homogène, indépendamment de leur ancienneté sur le marché du travail. En règle générale, et notamment pour ceux qui ont plus d'ancienneté, les diplômés du supérieur semblent avoir été relativement plus protégés pendant la crise et plus favorisés pendant la reprise que ceux du deuxième cycle du secondaire.

Les générations plus jeunes sont les plus concernées par le travail temporaire (contrats à durée déterminée et contrats de projet). En 2017, parmi les jeunes qui ne suivaient plus d'études ou de formation, 28.5 % des diplômés du deuxième cycle du secondaire et 29.5 % des diplômés du supérieur avaient un contrat de travail temporaire. En outre, bien que l'incidence du travail temporaire tende à diminuer dans le temps, la proportion des jeunes employés avec ce type de contrat reste importante même après plusieurs années¹³.

Une comparaison de cohortes de jeunes ayant la même ancienneté sur le marché du travail,

pendant la crise et en période de reprise économique, fournit des indications sur l'évolution du travail temporaire dans le temps. La part du travail temporaire parmi les diplômés du deuxième cycle du secondaire ayant terminé leurs études depuis un à trois ans a fortement augmenté entre 2008 et 2014 : la probabilité de trouver un travail temporaire a presque doublé durant cette période (OR : 1.858) (figure V). L'augmentation des emplois temporaires a été plus faible mais néanmoins importante parmi les jeunes ayant terminé leurs études depuis plus longtemps ; elle est estimée à environ 50 % (OR : 1.495). Cela semble avoir affecté particulièrement ceux qui détiennent leur diplôme depuis quatre à six ans. Comme nous l'avons déjà noté, ceux qui, en 2014, avaient terminé leurs études depuis quatre à six ans sont entrés sur le marché du travail en période de crise, au même moment que ceux qui avaient obtenu leur diplôme plus récemment.

La faiblesse persistante de la demande de main-d'œuvre, ainsi que les incertitudes liées à la longue crise économique, ont inévitablement fait augmenter le nombre de personnes embauchées sur des contrats de travail temporaire. De plus, en raison de la législation régissant le renouvellement et la durée maximale de ces contrats, les jeunes présents sur le marché du travail pendant moins longtemps étaient les plus susceptibles d'obtenir un contrat de travail temporaire.

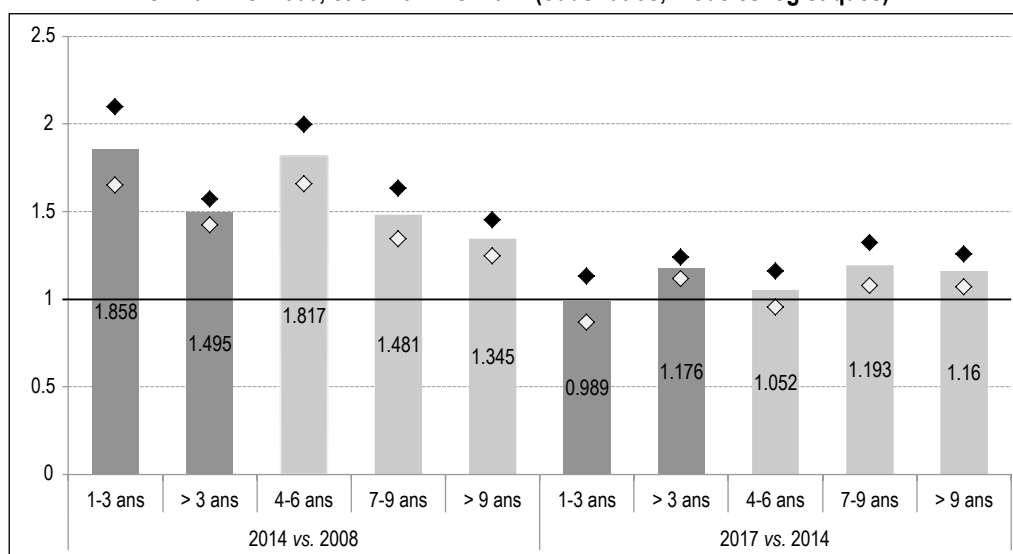
Durant la période 2015-2017, la forte hausse de la probabilité pour les diplômés récents du deuxième cycle du secondaire et pour les diplômés moins récents (ayant terminé leurs études depuis quatre à six ans) de trouver un emploi ne s'est pas accompagnée d'une hausse du travail temporaire. Ce résultat est inattendu : en règle générale, les contrats de travail temporaire sont le moyen le plus rapide de répondre à une hausse de la demande de main-d'œuvre. Ainsi, le facteur travail peut être adapté aux variations de la production, mais cela illustre également une certaine incertitude sur le caractère durable de la reprise. Or, comme nous l'avons noté plus haut, la contraction de l'activité économique ne s'est que partiellement retournée entre 2014 et

11. La reprise économique a toutefois eu un impact positif sur les jeunes ayant plus d'ancienneté sur le marché du travail. De fait, certains des diplômés observés en 2017 qui avaient terminé leurs études depuis plus de six ans sont entrés sur le marché du travail pendant la crise économique – lorsque les taux de premier emploi étaient très bas – tandis que leurs pairs observés en 2014 ont profité des conditions de travail d'avant la crise, lorsque les taux d'emploi étaient plus élevés.

12. Les résultats relatifs aux diplômés de l'enseignement supérieur détenant leur diplôme depuis plus de neuf ans ne sont pas très fiables en raison du nombre limité de tels cas.

13. Voir ci-dessus : trajectoires des générations de nouveaux arrivants sur le marché du travail.

Figure V – Diplômés du second cycle du secondaire (20-34 ans) en emploi. Probabilité d'emploi temporaire en 2014 vs. 2008, et en 2017 vs. 2014 (odds ratios, modèles logistiques)



Nombre d'observations pour chacun des 10 modèles (de gauche à droite) : 4 854, 44 364, 8 232, 9 407, 26 725, 3 896, 33 216, 6 632, 7 274, 19 310.

Note : cf. figure III.

Source : ISTAT, enquête sur les forces de travail.

2017. Dans ces conditions, les entreprises sont habituellement très prudentes, et offrent plutôt des contrats de courte durée faciles à résilier, le temps de déterminer si la reprise est durable ou s'il ne s'agit que d'une amélioration temporaire (Dell'Aringa *et al.*, 2018). Par ailleurs, le premier décret de la loi *Jobs Act* (décret-loi n° 34 du 20 mars 2014) visait à encourager les embauches temporaires en simplifiant les règles en vigueur. Cependant, d'autres parties de la loi *Jobs Act* introduisant une résiliation flexible des contrats de travail permanent et des incitations poussant les employeurs à offrir un travail permanent – au moyen d'une baisse des cotisations sociales des employeurs¹⁴ – ont eu un effet dominant.

Cette analyse est dans la ligne de récents rapports indiquant que les réformes censées promouvoir l'utilisation de contrats de travail permanent ont eu un impact significatif à la fois sur la conversion des contrats et sur les nouvelles embauches (Sestito & Viviano, 2016 ; Leonardi & Nannicini, 2016). Pourtant, elles ont eu un impact plus important sur l'embauche de jeunes en contrats de travail permanent dans le cadre d'un premier emploi que sur la conversion de contrats temporaires en contrats permanents (INPS, 2016).

Les diplômés du deuxième cycle du secondaire les moins récents (ceux ayant terminé leurs études depuis plus de six ans) sont une exception notable : en 2017, leurs perspectives d'emploi étaient semblables à celles de leurs pairs de 2014, mais avec une plus grande part de travail

temporaire. Il semble donc que la loi *Jobs Act* et la réduction des cotisations des employeurs n'aient pas engendré d'augmentation du nombre de contrats de travail permanents proposés à ces jeunes. Sachant que les diplômés du supérieur n'ont pas été pénalisés de la même façon (tant en termes de quantité que de qualité de l'emploi), la dynamique particulière de l'emploi des diplômés du deuxième cycle du secondaire peut être considérée comme une conséquence et un signe de l'obsolescence rapide (et du manque d'attrait qui en découle) des qualifications du second cycle du secondaire. Cela suggère également un effet d'enfermement dans le « mal-emploi » sur le marché secondaire d'un marché du travail segmenté où les flux entre les deux secteurs sont plus restreints pour les diplômés du deuxième cycle du secondaire.

Parmi les diplômés du supérieur, le travail temporaire a moins augmenté pendant la crise, ne touchant généralement que ceux entrés sur

14. Un article récent, qui analyse les données de l'Istituto nazionale della previdenza sociale (INPS, qui gère les cotisations sociales), estime que la loi *Jobs Act* et les incitations fiscales associées expliquent la forte hausse du nombre de nouveaux contrats de travail permanent, découlant en partie de la conversion de précédents contrats de travail temporaire et en partie de la décision des entreprises d'embaucher de nouveaux employés à l'avance afin de pouvoir bénéficier de ces incitations (Leonardi & Nannicini, 2016). Une autre étude, disponible sur le site Web de l'INPS, estime un impact positif spécifique du nouveau type de contrat de travail permanent, qui fait augmenter les coûts de licenciement proportionnellement à l'ancienneté, introduit par la loi *Jobs Act*, en soulignant que l'augmentation attendue du nombre d'embauches était supérieure à l'augmentation du nombre de licenciements (Boeri & Garibaldi, 2018). Une étude récente semble indiquer que l'augmentation du nombre de contrats de travail permanent découle non pas de la flexibilité introduite par la loi *Jobs Act* (réduction des coûts de licenciement et moindre incertitude liée à ces contrats) mais plutôt de la réduction des cotisations (Sestito, 2016).

le marché le plus récemment (rapport des cotes de 1.292) (figure VI). Entre 2014 et 2017, tant les récents diplômés du supérieur que ceux détenant leur diplôme depuis plus longtemps (dont les perspectives d'emploi avaient fortement augmenté, comme vu ci-dessus) ont bénéficié d'une légère diminution du risque de travail temporaire. La loi *Jobs Act*, ainsi que la réduction des cotisations des employeurs durant la période 2005-2016 visant à promouvoir les emplois permanents, ont certainement joué un rôle. L'impact de l'éducation sur les perspectives d'emploi est lui aussi très clair. Les diplômés du supérieur ont été mieux protégés pendant la crise et plus favorisés lors de la reprise. La demande de main-d'œuvre, également alimentée par les changements récemment apportés au système de production, semble indiquer que, désormais, les employeurs s'intéressent davantage aux jeunes diplômés du supérieur et leur offrent plus souvent des contrats de travail permanent.

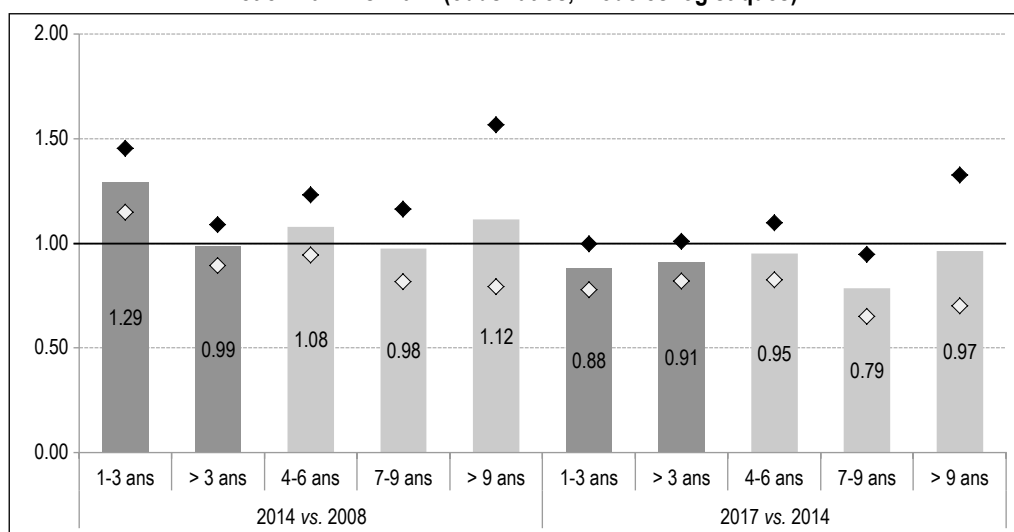
Cela peut s'expliquer par la polarisation accrue du marché du travail en Italie (et dans plusieurs autres pays), liée au progrès technologique et à la mondialisation, qui ne favorise pas les emplois moyennement qualifiés¹⁵. Toutefois, la polarisation observée en Italie ne ressemble pas à celle observée dans d'autres pays, car le segment des emplois hautement qualifiés y croît plus lentement (OCDE, 2019c). Compte tenu de l'expansion de l'enseignement supérieur en Italie ces dernières décennies (ISTAT, 2018), il est possible que ce que nous observons soit le résultat d'une concurrence inévitable entre des diplômés de différents niveaux d'éducation. Notamment, compte tenu d'une offre restreinte

d'emplois hautement qualifiés, les postes destinés à des diplômés du deuxième cycle du secondaire peuvent être occupés par des personnes ayant un niveau d'éducation supérieur, de sorte que les personnes les moins qualifiées sont évincées et se réorientent vers des emplois instables ou vers un travail moins qualifié, ou se retrouvent au chômage¹⁶. Cela peut alors engendrer un problème de déclassement professionnel : bien que les plus qualifiés semblent accéder plus facilement aux emplois permanents, ces emplois peuvent ne pas correspondre à leur niveau d'éducation (voir ISTAT, 2019b).

Pour finir, la tendance des contrats de travail temporaire affiche une absence totale de continuité sur les trois dernières années : après avoir fortement diminué en 2015-2016 (-4.6 et -7.7 points respectivement), la part du travail temporaire parmi les diplômés du deuxième cycle du secondaire et du supérieur a augmenté en 2017 (+4.7 et +4.2 respectivement)¹⁷. Une tendance similaire mais moins prononcée a été observée parmi les diplômés moins récents. Il serait difficile de ne pas établir de lien entre cette tendance et la fin des réductions des cotisations pour les contrats de travail permanent. Les prévisions d'introduction de nouveaux avantages

15. La part des emplois moyennement qualifiés a fortement diminué par rapport à celle des emplois fortement et faiblement qualifiés (OCDE, 2019c).
 16. Voir Iannelli & Soro-Bonmati (2003). L'article compare le passage de l'école au travail en Italie et en Espagne il y a environ vingt ans. Les difficultés connues par les jeunes faiblement qualifiés sont plus importantes en Espagne qu'en Italie, ce que les auteurs expliquent par l'expansion plus rapide de l'enseignement supérieur en Espagne pendant cette période.
 17. En 2017, s'agissant du taux d'emploi des diplômés récents (ayant terminé leurs études depuis un à trois ans), cette tendance positive s'est légèrement détériorée après deux ans de croissance soutenue (voir la figure II).

Figure VI – Diplômés du supérieur (20-34 ans) en emploi. Probabilité d'emploi temporaire en 2014 vs. 2008, et en 2017 vs. 2014 (odds ratios, modèles logistiques)



Nombre d'observations pour chacun des 10 modèles (de gauche à droite) : 4 654, 9 538, 4 738, 3 469, 1 331, 4 015, 8 903, 4 035, 3 365, 1 503.
 Note : cf. figure III.
 Source : ISTAT, enquête sur les forces de travail.

pour l'emploi permanent des jeunes dans la loi budgétaire de 2018 ont également joué un rôle¹⁸. Cela semble suggérer que le récent réexamen du cadre législatif régissant les emplois permanents n'a pas du tout réduit l'utilisation des contrats de travail temporaire, car la suppression des incitations proposées aux entreprises pour offrir des contrats permanents ou convertir les contrats temporaires en contrats permanents a de nouveau engendré une recrudescence du travail temporaire.

3. Trajectoire des générations de nouveaux arrivants sur le marché du travail

Nous passons maintenant à une analyse des trajectoires des diplômés, à partir du taux d'emploi de pseudo-cohortes dans le temps : la cohorte « 2008 », âgée de 20 à 34 ans et dans la 1ère à 3ème année après l'obtention du diplôme en 2008, est âgée de 21 à 35 ans et dans sa 2ème à 4ème année après l'obtention du diplôme en 2009, etc, et nous répétons cette construction pour les cohortes précédentes et suivantes (avec évidemment un intervalle d'observation plus court pour les suivantes). Les trajectoires, en termes de taux d'emploi, sont représentées à l'aide d'un diagramme de Lexis, qui permet de mettre en évidence des effets de période et de génération ou de cohorte, c'est-à-dire les effets découlant de la survenance des mêmes événements au même moment après la fin des études¹⁹. Comme plus haut, nous distinguons les diplômés du deuxième cycle du secondaire et ceux du supérieur et nous examinons également le taux d'emploi temporaire.

La figure VII-A représente les taux d'emploi de chaque cohorte de diplômés récents du deuxième cycle du secondaire entre 2005 et 2017, ainsi que leur évolution durant les années suivantes. Les courbes montrent une forte variabilité du taux d'emploi au moment de l'entrée sur le marché du travail, ainsi qu'une forte sensibilité au cycle économique durant cette phase. Elles indiquent une hausse plus ou moins rapide des taux d'emploi, en fonction des conditions économiques connues par chaque cohorte au moment de l'entrée sur le marché du travail et durant les années suivantes. Notamment, la figure montre que, de 2008 à 2014 – période durant laquelle les conditions économiques étaient défavorables – les taux d'emploi des cohortes de diplômés du deuxième cycle du secondaire ont progressivement diminué (de 60 % à 38 %) : les courbes indiquent une augmentation très lente, voire une diminution dans certains cas. Même plusieurs années après – également en raison de la durée

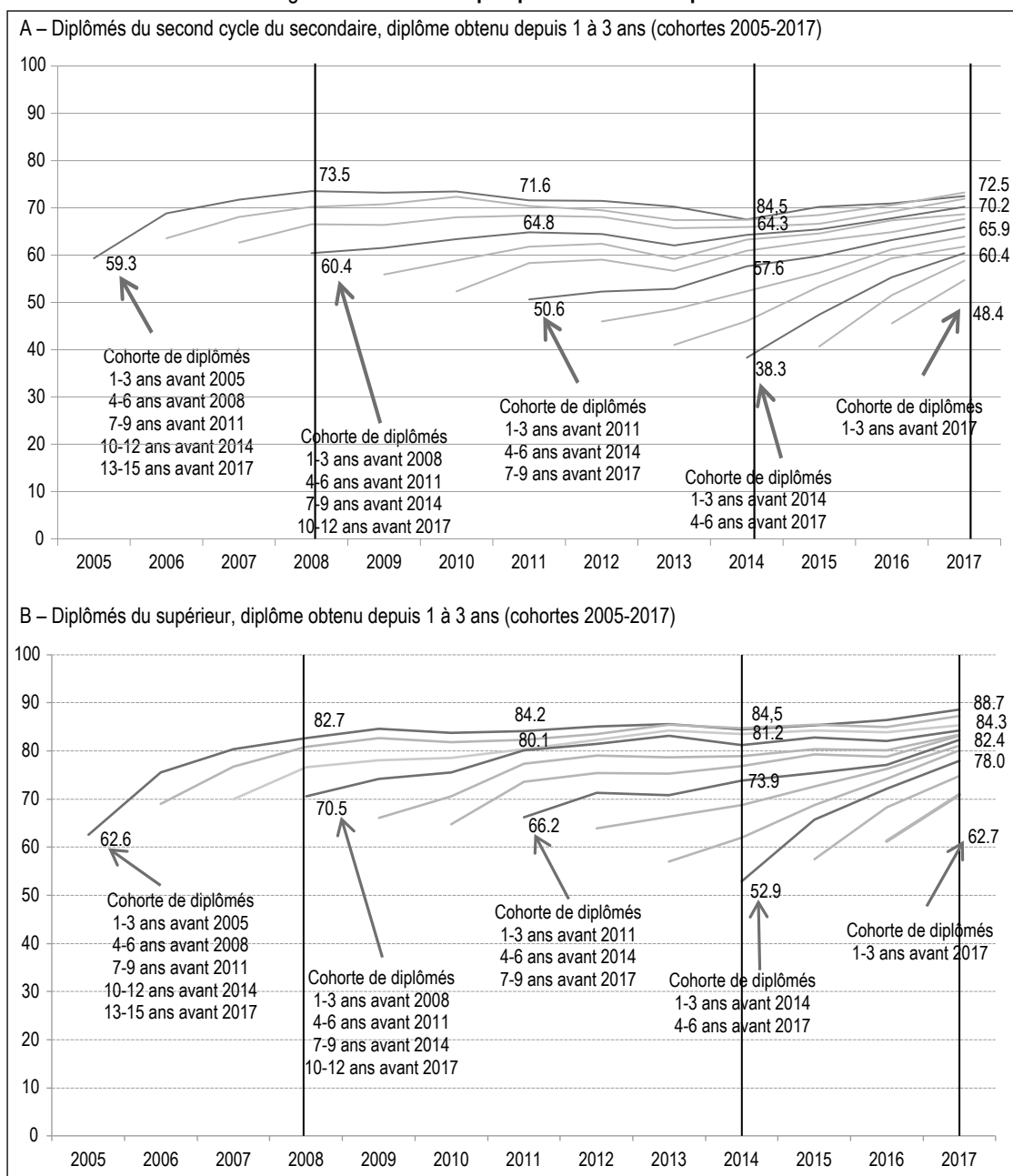
de la crise économique – une différence persiste entre les courbes des cohortes entrées sur le marché du travail avant la crise et celles entrées pendant la récession. Toutefois, ces dernières années, dans un contexte de reprise économique, les taux d'emploi ont eux aussi rapidement augmenté pour les cohortes plus anciennes. Pour cette raison, en plus d'un effet de période clair, il semble également y avoir un effet de cohorte, mais seulement pour les catégories ayant moins d'ancienneté. Les pires conditions en vigueur sur le marché du travail au moment de l'entrée et/ou durant les années suivant immédiatement l'entrée ne semblent pas avoir pénalisé les trajectoires d'emploi des jeunes diplômés sur le long terme. Ainsi, la possibilité d'un « effet cicatrice » dû à des conditions économiques défavorables au moment de l'entrée sur le marché du travail n'est pas corroborée par les données analysées.

La situation est légèrement différente pour les diplômés du supérieur (figure VII-B). Pour les cohortes entrant sur le marché du travail pendant la crise économique, les courbes ne font que se rapprocher de celles des diplômés qui avaient déjà terminé leurs études avant la crise (c'est-à-dire environ sept à neuf ans après l'obtention du diplôme). Durant les dernières années, les courbes du taux d'emploi par génération tendent à une plus grande convergence, ce qui suggère que la reprise économique a permis de réduire davantage les difficultés initialement subies par les diplômés entrant sur le marché du travail pendant la crise. Pour résumer : il ne semble y avoir qu'un effet de période et rien ne suggère un effet de cohorte ou un « effet cicatrice ». Ces résultats sont semblables à ceux de Junot et Minni (2018), qui analysent la même période économique en France. Des différences existent toutefois entre les deux pays : lorsque la situation économique s'améliore, les trajectoires des générations de jeunes français convergent tandis que celles des générations italiennes ne font que se rapprocher, ce qui suggère que la sensibilité au ralentissement économique diminue moins rapidement à mesure que l'ancienneté sur le marché du travail augmente en Italie.

18. Les chiffres de l'emploi total (ISTAT, 2019) semblent eux aussi confirmer cette tendance, avec une forte baisse des contrats de travail permanent en 2017 et une croissance correspondante du nombre de personnes embauchées sur des contrats de travail temporaire.

19. Cette approche, fondée sur la construction de pseudo-panels, a été utilisée, entre autres, par Fondeur & Minni (2004) et par Jugnot & Minni (2018). Fondeur et Minni, analysant l'emploi des jeunes en France sur une longue période (1975-2001), ont conclu que le cycle économique affecte l'insertion des jeunes sur le marché du travail en tant qu'effet de période mais ne crée pas d'effet de génération.

Figure VII – Taux d'emploi par cohortes de diplômés



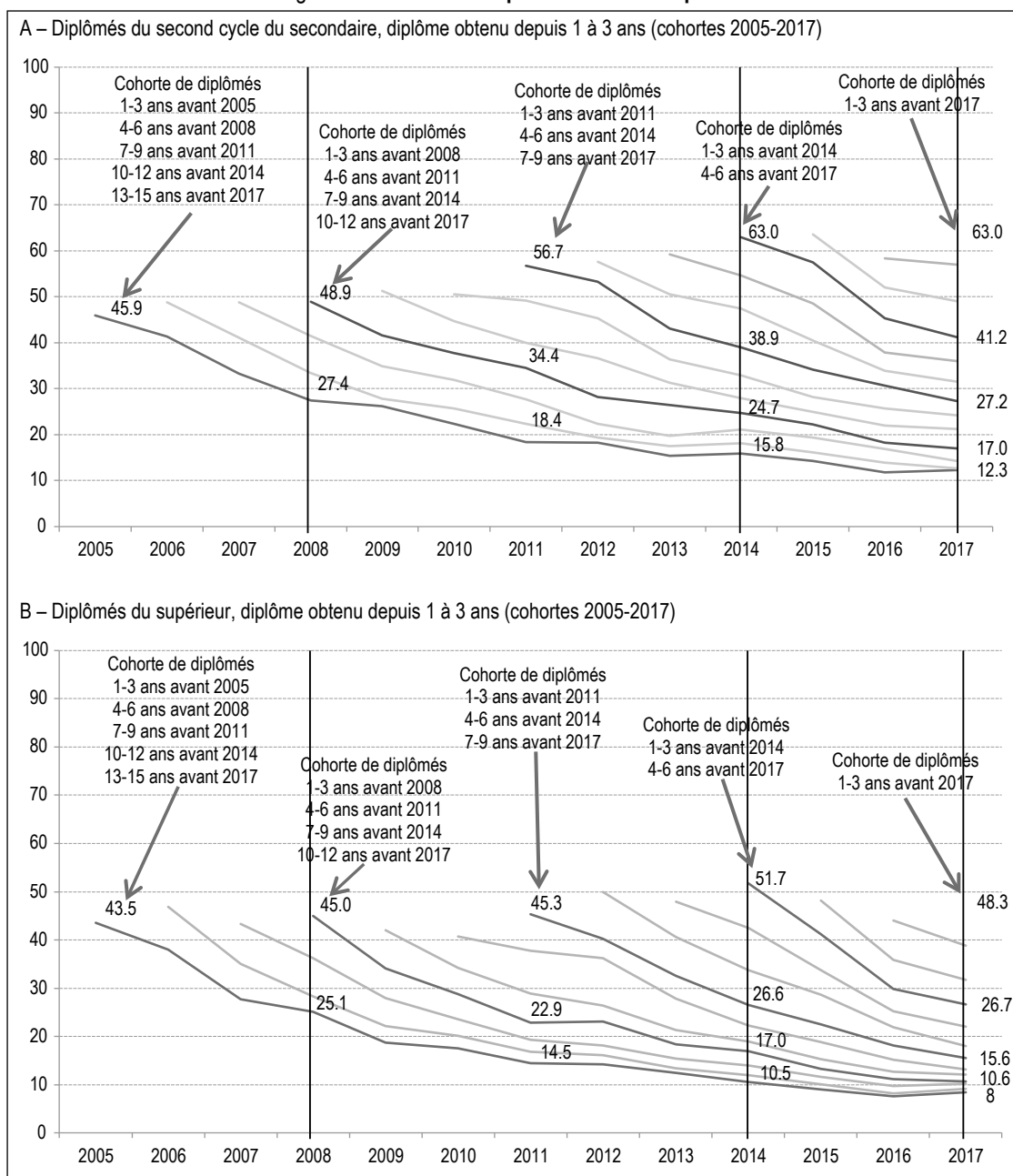
Source : ISTAT, enquête sur les forces de travail.

S'agissant des diplômés du deuxième cycle du secondaire, la part des nouveaux arrivants (un à trois ans après avoir terminé leurs études) occupant des emplois temporaires a augmenté au fil des ans, la seule diminution étant celle de 2016 (figure VIII). La pente des courbes varie d'une cohorte à l'autre en raison de la forte sensibilité du travail temporaire au cycle économique. Toutefois, les courbes de chaque génération montrent également un ralentissement structurel évident. De fait, contrairement à ce qui a été observé pour le taux d'emploi, les différences entre générations persistent tout au long de la période d'observation : les courbes

ne se chevauchent pas et la part de travail stable de chaque génération est inférieure à celle de la génération précédente. Il semble y avoir un effet indépendant du cycle économique, les nouvelles cohortes conservant un travail temporaire dans une plus grande mesure que les cohortes précédentes au fil du temps²⁰. Pour cette raison, nous ne pouvons pas parler d'« effet cicatrice », car la situation semble refléter non pas les conséquences durables d'un ralentissement

20. Selon Fondeur & Minni (2004), l'évolution des normes de travail a également détérioré les conditions d'emploi des jeunes et amplifié la persistance du travail temporaire en France.

Figure VIII – Part de l'emploi en contrat temporaire



Source : ISTAT, enquête sur les forces de travail.

économique sur les trajectoires d'emploi mais plutôt les variations structurelles du marché du travail. Cela évoque donc un effet de cohorte, ainsi qu'un « effet d'enfermement » (Barbieri & Scherer, 2009 ; Barbieri *et al.*, 2019).

Contrairement aux courbes des diplômés du deuxième cycle du secondaire, celles des diplômés du supérieur montrent un effet de période beaucoup moins évident et aucun effet de cohorte clair. Par exemple, sept à neuf ans après la fin des études (respectivement en 2011, 2014 et 2017), la part des jeunes des cohortes de 2005, 2008 et 2011 dans des emplois temporaires

reste plus ou moins la même : 15 %, 17.0 % et 16 % respectivement (figure VIII-B).

Globalement, un effet de période est évident pour toutes les catégories, mais tout particulièrement pour les diplômés du deuxième cycle du secondaire. Il s'accompagne d'un effet temporel, uniquement pour ces derniers, lié à l'évolution structurelle du marché du travail et notamment à la modification des normes d'emploi au fil des années. Ces effets semblent associés à des effets de cohorte uniquement pour les diplômés du deuxième cycle du secondaire, avec les taux d'emploi qui restent à de bas niveaux et la

persistance des emplois temporaires parmi les nouvelles cohortes.

* *
*

Le taux d'emploi des jeunes est très sensible à la situation économique. Les jeunes sont surreprésentés dans les embauches et les licenciements. Il y a deux raisons principales à cela : le nombre élevé de nouveaux diplômés recherchant leur premier emploi chaque année et la part importante du travail temporaire au moment de l'entrée sur le marché du travail.

Dans cet article, nous examinons l'évolution des perspectives d'emploi des jeunes italiens dans un contexte de crise, de reprise et de réforme du marché du travail. Trois types d'effets contribuent à leurs possibilités d'emploi (permanent ou temporaire) : des effets d'âge (liés à l'ancienneté sur le marché du travail), des effets de période (liés à la crise économique et à la reprise qui a suivi, même si elle a été faible) et des effets de cohorte (liés à l'année d'entrée sur le marché du travail). En l'absence de données de panel, il est difficile de séparer ces effets les uns des autres et nous nous concentrons donc sur une dimension à la fois. La première partie de l'analyse (analyse des odds ratios) fournit des indications sur les variations liées aux effets d'ancienneté. La deuxième partie se concentre sur les effets de cohorte, et plus précisément sur l'effet combiné de l'âge et de la période sur la trajectoire des jeunes d'une cohorte.

Notre analyse confirme tout d'abord la sensibilité des taux d'emploi des jeunes diplômés italiens aux ralentissements économiques, ceux ayant obtenu leur diplôme le plus récemment étant les plus pénalisés. Toutefois, les diplômés moins récents ont eux aussi subi les effets de la crise. Les perspectives d'emploi des diplômés récents se sont améliorées après 2014, ce qui confirme également que le marché du travail des jeunes réagit de façon plus prononcée aux cycles économiques. De fait, la hausse du taux d'emploi a été moins marquée parmi ceux ayant terminé leurs études depuis plus de trois ans, notamment pour les diplômés du deuxième cycle du secondaire. Toutefois, la dynamique constatée pendant la reprise, fortement corrélée à l'ancienneté sur le marché du travail, est différente de celle constatée pendant la crise, qui était plus uniforme parmi les diplômés, indépendamment de leur ancienneté sur le marché du travail. Néanmoins, la reprise économique post-2014 ne s'est pas accompagnée d'une augmentation

du travail temporaire (sauf parmi les diplômés du deuxième cycle du secondaire ayant obtenu leur diplôme depuis plus de six ans). Au contraire, la part du travail temporaire parmi les diplômés du supérieur a légèrement diminué pendant cette période. Ce résultat est inattendu dans la mesure où, en règle générale, le début d'une reprise économique est fréquemment marqué par une augmentation du travail temporaire, tant que la solidité de la reprise est encore incertaine. Par ailleurs, le premier décret de la loi *Jobs Act* (décret-loi n° 34 de 2014), qui facilitait l'utilisation de contrats de travail temporaire par les employeurs, aurait dû encourager les embauches temporaires²¹. En conséquence, d'autres parties de la loi *Jobs Act*, qui donnaient plus de flexibilité pour mettre fin aux contrats permanents et offraient des incitations fiscales favorisant ce type de contrat (introduites en 2015 et en 2016) ont indéniablement eu un impact positif sur ces tendances²². L'analyse confirme également la différence qui existe entre les niveaux d'éducation : les diplômés du supérieur sont généralement moins touchés que ceux du deuxième cycle du secondaire et connaissent une reprise plus homogène, indépendamment de leur ancienneté sur le marché du travail. D'après l'analyse des cohortes, il existe un effet de période clair et aucun « effet cicatrice ». Parallèlement, et uniquement pour les diplômés du deuxième cycle du secondaire, les variations du travail temporaire évoquent des effets de cohorte (la part de travail stable de chaque génération de diplômés est inférieure à celle de la génération précédente) et un effet d'enfermement (les cohortes plus récentes restent dans des emplois temporaires pendant plus longtemps).

Ces résultats apportent des éléments nouveaux. Premièrement, les difficultés importantes de la transition des études à l'emploi des jeunes italiens doivent être résolues en réduisant les barrières à l'offre de travail, en améliorant la qualité de l'éducation, en investissant dans les secteurs éducatifs les plus rentables en termes d'employabilité et en renforçant les synergies entre le système éducatif et le marché du travail, y compris les dépenses publiques consacrées à l'éducation²³. Deuxièmement, les politiques du marché du travail peuvent influencer les

21. Globalement, bien que le décret législatif n° 81 du 15 juin 2015 ait restreint l'utilisation de certains contrats temporaires, la réforme semble avoir facilité l'utilisation du travail temporaire (voir Ludovico, 2017).

22. De fait, en 2017, avec la suppression du régime de réduction des cotisations pour les contrats de travail permanent et les prévisions d'introduction de nouveaux avantages pour l'emploi permanent dans la loi budgétaire de 2018, le taux d'emploi temporaire a de nouveau augmenté.

23. L'Italie consacre environ 3,6 % de son produit intérieur brut à l'éducation, de l'école primaire à l'université, soit moins que les pays de l'OCDE qui consacrent 5 % de leur produit intérieur brut en moyenne (OCDE, 2019d).

tendances de l'emploi et de la qualité des emplois, mais les incitations temporaires sont en réalité inefficaces si elles ne sont pas appuyées par des mesures structurelles visant à stimuler la demande en main-d'œuvre qualifiée²⁴.

La crise sanitaire née de la pandémie de Covid-19 que nous traversons actuellement va certainement remettre l'analyse de l'emploi des jeunes en lumière. Pour l'OCDE (2020), « les jeunes sont confrontés à un marché du travail difficile qui pourrait compromettre leur avenir ». Il est probable que l'impact de la pandémie sur l'emploi des jeunes soit différent de l'impact de la crise de 2008, ne serait-ce que par son ampleur. Plus précisément, la crise de la Covid-19 pourrait affecter la durée de la transition études-emploi de façon plus générale en raison de la diminution des possibilités d'emploi,

et le confinement pourrait avoir aggravé les inégalités entre les diplômés du supérieur et ceux du deuxième cycle du secondaire. Il sera donc particulièrement intéressant de comparer les effets de ces deux crises et l'impact des mesures prises pour y répondre – et peut-être de répondre aux inquiétudes mentionnées par Suta *et al.* (2019, p. 30, traduit de l'anglais) dans un débat sur la stratégie de l'ET2025 : « [...] si une nouvelle crise survenait, il n'est pas certain que les diplômés récents soient aujourd'hui mieux armés pour avoir de meilleures perspectives que pendant la crise précédente ». □

24. La faiblesse structurelle de la demande de main-d'œuvre constatée en Italie avant la crise s'explique par la faiblesse du système de production (petite taille des entreprises et capacité d'innovation insuffisante) et par le développement limité des services publics (éducation, santé et services sociaux), qui nécessitent habituellement un grand nombre de travailleurs qualifiés (voir Reyneri, 2017).

BIBLIOGRAPHIE

- Arjona Perez, E., Garrouste, C. & Kozovska, K. (2010a).** Towards a Benchmark on the Contribution of Education and Training to Employability: a discussion note. EUR24147 EN. *Publications Office of the European Union*, Luxembourg. JRC57362.
<https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/e448a780-7f71-48fe-bcd4-7acc8ef2289d/language-en>
- Arjona Perez, E., Garrouste, C. & Kozovska, K. (2010b).** Towards a benchmark on the contribution of Education and Training to Employability: In-depth analysis of key issues. EUR 24624 EN. *Publications Office of the European Union*, Luxembourg. JRC60799.
<https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/0d85ae5c-9f41-4b92-b3bc-711f7b208586/language-en>
- Barbieri, P. & Scherer, S. (2009).** Labour Market Flexibilization and its Consequences in Italy. *European Sociological Review*, 25, 677–692. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp009>
- Barbieri, P., Cutuli, G. & Passaretta, G. (2018).** Institutions and the school-to-work transition: disentangling the role of the macro-institutional context. *Socio-Economic Review*, 16(1), 161–183.
<https://doi.org/10.1093/ser/mww019>
- Barbieri, P., Cutuli, G., Luijckx, R., Mari, G. & Scherer, S. (2019).** Substitution, entrapment, and inefficiency? Cohort inequalities in a two-tier labour market. *Socio-Economic Review*, 17(2), 409–431 (preprint 2016). <https://doi.org/10.1093/ser/mww035>
- Bell, D.N.F. and D.G. Blanchflower (2015).** Youth Unemployment in Greece: Measuring the Challenge. *IZA Journal of European Labor Studies*. <https://doi.org/10.1186/2193-9012-4-1>
- Berloffo, G., Matteazzi, E., Mazzolini, G., Sandor, A. & Villa, P. (2015).** Youth School-To-Work Transitions: from entry jobs to career employment. STYLE *Working Papers* WP10.2. CROME, University of Brighton.
<http://www.style-research.eu/publications/working-papers/>
- Boateng, S.K., Garrouste, C. & Jouhette, S. (2011).** Measuring Transition from School to Work in the EU: Role of the data source. International Conference *Catch the Train: Skills, Education and Jobs*, Brussels, June 20-21.
<https://www.semanticscholar.org/paper/Measuring-Transition-from-School-to-Work-in-the-EU/7d1aef55124ae49f89ea24a76ee319cac4a1fe6b>
- Boeri, T. & Garibaldi, P. (2018).** Graded Security and Labor Market Mobility. Clean Evidence from the Italian Jobs Act. INPS *Working Paper* N°10.
<https://www.sipotra.it/wp-content/uploads/2018/05/Graded-Security-and-Labor-Market-Mobility-Clean-Evidence-from-the-Italian-Jobs-Act.pdf>
- Booth, A., Francesconi, M. & Frank, J. (2002).** Temporary jobs: Stepping stones or dead ends? *The Economic Journal*, 112, 189–213. <https://www.jstor.org/stable/798372>

- Brada, J. C., & Signorelli, M. (2012).** Comparing Labor Market Performance: Some Stylized Facts and Key Findings. *Comparative Economic Studies*, 54, 231–250. <https://doi.org/10.1057/ces.2012.20>
- Carcillo, S., Fernandez, R., Königs, S. & Minea, A. (2015).** NEET Youth in the Aftermath of the Crisis: Challenges and Policies. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* N°164. <http://dx.doi.org/10.1787/5js6363503f6-en>
- Cascioli, R. (2016).** Le prospettive occupazionali dei giovani al termine dei percorsi di istruzione e formazione in Italia e in Europa alla luce dell'indicatore europeo sulla transizione scuola-lavoro. *Politiche Sociali* N°2/2016, pp. 287–310. <https://doi.org/10.7389/84005>
- Cicchelli, V. & Merico, M. (2007).** Le passage tardif à l'âge adulte des Italiens : entre maintien du modèle traditionnel et individualisation des trajectoires biographiques. *Horizons stratégiques*, 2(4), 70–87. <https://www.cairn.info/revue-horizons-strategiques-2007-2-page-70.htm>
- Council of the European Union, (2013).** Council recommendation of 22 April 2013 on establishing a Youth Guarantee. *Official journal of the European Union*, C120/01. [https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:32013H0426\(01\)&from=EN](https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:32013H0426(01)&from=EN)
- Council of the European Union, (2012).** Council conclusions of 11 May 2012 on the employability of graduates from education and training. *Official journal of the European Union*, C169/04. http://csdle.lex.unict.it/Archive/LW/EU%20social%20law/EU%20political%20addresses/Council%20of%20the%20EU%20conclusions/20120622-120952_2012_169_04enpdf.pdf
- Council of the European Union, (2009).** Council conclusions of 12 May 2009 on a strategic framework for European cooperation in education and training (ET 2020), C 119/02. [https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:52009XG0528\(01\)&from=EN](https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:52009XG0528(01)&from=EN)
- Dell'Aringa C., De Novellis, F., Barbini, M. & Comegna, V. (2018).** L'esplosione dei lavori temporanei: fattori ciclici o strutturali? Monografia AREL. <https://www.arel.it/ricerche/monografie/lesplisione-dei-lavori-temporanei-fattori-ciclici-o-strutturali>
- European Commission (2017).** Education and Training Monitor. Luxembourg: Publications Office of the European Union. https://ec.europa.eu/education/content/summary_it
- Eurofound (2012).** NEET's – Young people not in employment, education or training: Characteristics, costs, and policy responses in Europe. Luxembourg: Publications Office of the European Union. <https://www.eurofound.europa.eu/fr/publications/report/2012/labour-market-social-policies/neets-young-people-not-in-employment-education-or-training-characteristics-costs-and-policy>
- EUROSTAT (2012).** School-to-work transition statistics. *Statistics explained*. https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Archive:School-to-work_transition_statistics
- Fondeur, Y. & Minni, C. (2004).** L'emploi des jeunes au cœur des dynamiques du marché du travail. *Economie et Statistique*, 378-379, 85–104. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1376673/es378-379e.pdf>
- Gaini, M., Leduc, A. & Vicard, A., (2013).** Peut-on parler de « générations sacrifiées » ? Entrer sur le marché du travail dans une période de mauvaise conjoncture économique. *Economie et Statistique*, 461-463, 5–23. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377802/ES462A.pdf>
- Garrouste, C. (2011).** Towards a benchmark on the contribution of Education and Training to Employability: Methodological Note. EUR 24616 EN. Luxembourg: Publications Office of the European Union. JRC61736. <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/37153/>
- Garrouste, C. & Rodrigues, M. (2014).** Employability of young graduates in Europe. *International Journal of Manpower*, 35(4), 425–447. <https://doi.org/10.1108/IJM-05-2013-0106>
- Garrouste, C. & Rodrigues, M. (2012).** The employability of young graduates in Europe: Analysis of the ET2020 benchmark. Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO), European Commission Joint Research Center. <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/49919/>
- Gebel, M. & Giesecke, J. (2016).** Does Deregulation Help? The Impact of Employment Protection Reforms on Youths' Unemployment and Temporary Employment Risks in Europe. *European Sociological Review*, 32(4), 486–500. <https://doi.org/10.1093/esr/jew022>
- Goffette C. & Vero J. (2015).** Youth unemployment and job quality in times of crisis: a European overview. *Training and Employment*, 115, 1–4. <https://www.cereq.fr/en/youth-unemployment-and-job-quality-times-crisis-european-overview>
- Iannelli C. & Soro-Bonmati, A. (2003).** Transition Pathways in Italy and Spain: Different Patterns, Similar Vulnerability? In: W. Muller and M. Gangl (eds). *Transitions from Education to Work in Europe: The Integration of Youth into EU Labour Markets*, Ch. 8, pp.212–250. Oxford University Press.
- INPS (2017).** Le imprese e i lavoratori beneficiari della decontribuzione. XV Rapporto annuale. <https://www.inps.it/nuovoportaleinps/default.aspx?itemdir=46888>

- ISTAT (2019a).** Il mercato del lavoro: un bilancio degli ultimi dieci anni. *Il mercato del lavoro 2018. Verso una lettura integrata*, Ch.1. <https://www.istat.it/it/archivio/227606>
- ISTAT (2019b).** Il sottoutilizzo del lavoro in Italia. Domanda di lavoro delle imprese e disallineamento formativo, *Il mercato del lavoro 2018. Verso una lettura integrata*, Ch. 2 & 3. <https://www.istat.it/it/archivio/227606>
- ISTAT (2019, 2018).** Livelli di istruzione della popolazione e ritorni occupazionali: i principali indicatori. *Statistica Report*.
- ISTAT (2014).** Il mercato del lavoro negli anni della crisi: dinamiche e divari Prf. 3.4.1. I giovani tra difficoltà di ingresso e scarse opportunità in Italia e in Europa. *Rapporto Annuale - La situazione del Paese nel 2013*, Ch.3.
- ISTAT (2013).** Il mercato del lavoro tra minori opportunità e maggiore partecipazione. Prf. 3.4.1. Opportunità di occupazione dei giovani diplomati e laureati. *Rapporto Annuale - La situazione del Paese nel 2012*, Ch.3.
- ISTAT (2010).** La crisi e la sostenibilità. Prf. 4.3.2.2.I giovani che non lavorano e non studiano: un fenomeno in crescita. *Rapporto Annuale - La situazione del Paese nel 2009*, Ch. 4.
- Jugnot, S. & Minni, C. (2018).** Quelques trimestres de mauvaise conjoncture à l'entrée du marché du travail ne suffisent pas à dégrader durablement les conditions d'insertion des jeunes. In: *Couppié T. et al. (eds). 20 ans d'insertion professionnelle des jeunes : entre permanences et évolutions*, pp. 33–40. Céreq Essentiels. <https://www.cereq.fr/20-ans-dinsertion-professionnelle-des-jeunes-entre-permanences-et-evolutions>
- Kogan, I. & Muller, W. (Eds.). (2003).** School-to-Work Transitions in Europe: Analyses of the EU LFS 2000 Ad Hoc Module. MZES, Mannheim. http://www.mzes.uni-mannheim.de/publications/books/school_to_work_2ed.pdf
- Krugman, P. (1994).** Past and prospective causes of high unemployment. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, IV(1), 23–43. <http://www.kc.frb.org/publicat/econrev/pdf/4q94krug.pdf>
- Leonardi, M. & Nannicini, T. (2016).** I primi risultati del Jobs Act. *L'Unità*, 17 febbraio.
- Ludovico, G. (2017).** Contratto a tempo determinato versus contratto a tutele crescenti. ADAPT University Press, *Working paper* N°14. https://moodle.adaptland.it/pluginfile.php/30566/mod_resource/content/0/wp_14_2017_ludovico.pdf
- Müller, M. & Gangl, W. (2003).** *Transitions from Education to Work in Europe: the Integration of Youth into EU Labour Markets*. Oxford: Oxford University Press.
- Noelke, C. (2016).** Employment Protection Legislation and the Youth Labour Market. *European Sociological Review*, 32(4), 471–485. <https://doi.org/10.1093/esr/jcv088>
- OECD (2020).** Employment Outlook – Facing the Jobs Crisis. Paris: OECD Publishing. <http://www.oecd.org/employment-outlook/2020/>
- OECD (2019b).** Economic Surveys: Italy 2019. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/369ec0f2-en>
- OECD (2019a).** Recent trends in the Italian Labour Market. In: *Strengthening Active Labour Market Policies in Italy*. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/575fd92c-en>
- OECD (2019c).** Employment Outlook. Ch. 2. Paris: OECD Publishing. https://www.oecd-ilibrary.org/employment/oecd-employment-outlook-2019_9ee00155-en
- OECD (2019d).** Education at a Glance. Paris: OECD Publishing. https://www.oecd-ilibrary.org/education/education-at-a-glance-2019_f8d7880d-en
- OECD (2010).** Off a good start? Jobs for Youth. Ch. 3. Paris: OECD Publishing. https://www.oecd-ilibrary.org/fr/off-to-a-good-start-jobs-for-youth_5km63dte5q43.pdf?itemId=%2Fcontent%2Fpublication%2F9789264096127-en&mimeType=pdf
- OECD (2008).** Employment Outlook. Ch. 1. Paris: OECD Publishing. https://www.oecd-ilibrary.org/employment/oecd-employment-outlook-2008_empl_outlook-2008-en
- OECD (2000).** From Initial Education to Working Life. Making Transitions Work. Paris: OECD Publishing. https://www.oecd-ilibrary.org/education/from-initial-education-to-working-life_9789264181816-en
- OECD (1994).** The OECD Jobs Study. Paris: OECD Publishing. <https://www.worldcat.org/title/oecd-jobs-study-evidence-and-explanations/oclc/31389050?referer=di&ht=edition>
- Passaretta, G. & Wolbers, M. (2016).** Temporary employment at labour market entry in Europe: Labour market dualism, transitions to secure employment and upward mobility. *Economic and Industrial Democracy*, June 2016. <https://doi.org/10.1177/0143831X16652946>
- Pastore, F. (2017).** Why so slow? The School-to-Work Transition in Italy. *GLO Discussion Paper* No. 65. <http://hdl.handle.net/10419/157538>
- Pastore, F. (2015).** *The Youth Experience Gap. Explaining National Differences in the School-to-Work Transition*. Heidelberg: Physica Verlag.
- Pastore, F., Quintano, C. & Rocca, A. (2020).** Stuck at a Crossroads? The Duration of the Italian School-To-Work Transition. *IZA Discussion Paper* N°13462. <http://ftp.iza.org/dp13462.pdf>

- Quintini, G., Martin, J.P. & Martin, S. (2007).** The Changing Nature of the School-to-Work Transition Process in OECD Countries. *IZA Discussion Paper* N°2582. <http://ftp.iza.org/dp2582.pdf>
- Quintini, G. & Manfredi, T. (2009).** Going Separate Ways? School-to-Work Transitions in the United States and Europe. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* N°90. <https://doi.org/10.1787/221717700447>.
- Ryan, P. (2001).** The school-to-Work Transition: A Cross-national Perspective. *Journal of Economic Literature*, 39(1), 34–92. <https://www.jstor.org/stable/2698454>
- Reyneri, E. (2017).** Occupazione in ripresa. Però di bassa qualità. *Lavoce.info*. <https://www.lavoce.info/archives/48649/occupazione-ripresa-la-qualita-bassa/>
- Scarpetta, S., Sonnet, A. & Manfredi, T. (2010).** Rising youth unemployment during the crisis: How to prevent negative long-term consequences on a generation? *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* N° 106. <https://doi.org/10.1787/5kmh79zb2mmv-en>
- Scherer, S. (2004).** Stepping-stones or traps? The consequences of labour market entry positions on future career in West Germany, Great Britain and Italy. *Work, Employment and Society*, 18(2), 369–394. <https://doi.org/10.1177/09500172004042774>
- Sestito, P. & Viviano, E. (2016).** Hiring incentives and/or firing cost reduction? Evaluating the impact of the 2015 policies on the Italian labour market. *Collana Questioni di economia e finanza – Occasional papers, Banca d'Italia*, 325. https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/qef/2016-0325/QEF_325_16.pdf?language_id=1
- Suta, C., Barbieri, L. & May-Gillings, M. (2019).** Recent graduates in employment – Understanding EU targets and drivers. ROA Workshop on Dynamics of Skills Supply and Demand, Maastricht 17-18 Nov. 2018. Brussels: Cambridge Econometrics. <https://www.camecon.com/what/our-work/recent-graduates-in-employment-understanding-eu-targets-and-drivers/>
- Tiraboschi, M. (2012).** Italian Labour Law after the so-called Monti-Fornero Reform (Law No. 92/2012). ADAPT University Press, *E-Journal of International and Comparative Labour Studies*, 1(3-4). [https://www.semanticscholar.org/paper/Italian-Labour-Law-after-the-So-Called-Reform-\(Law-Tiraboschi/793fe045e0e3fbc1818a7d23238e4cd6831fd44](https://www.semanticscholar.org/paper/Italian-Labour-Law-after-the-So-Called-Reform-(Law-Tiraboschi/793fe045e0e3fbc1818a7d23238e4cd6831fd44)
- van der Velden, R.K.W. & Wolbers, M.H. (2008).** A Framework for Monitoring Transition Systems. *OECD Education Working Papers* N° 20. <https://doi.org/10.1787/221381866820>
-

Les disparités spatiales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce en France

Spatial Disparities in Young Adults' Early Residential Independence in France

Claire Kersuzan* et Matthieu Solignac**

Résumé – Le départ du domicile parental est relativement précoce en France mais ses variations spatiales demeurent méconnues. Mené à partir des données de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (DREES-Insee), ce travail analyse les différences d'accès à un logement autonome entre 18 et 24 ans selon le lieu de résidence des parents. Se produisant en grande majorité durant les études, les décohabitations sont nettement plus rapides hors des grandes agglomérations : 80 % des jeunes issus des territoires ruraux ou des petites agglomérations ont décohabité avant l'âge de 25 ans contre 40 % des jeunes parisiens. Les parents des premiers accompagnent plus fréquemment les décohabitations, notamment sur le plan financier. Si les montants moyens d'aide régulière varient peu selon le territoire d'origine des parents, ils correspondent néanmoins à des taux d'efforts nettement supérieurs pour les parents vivant hors des grandes unités urbaines, notamment pour des jeunes encore en étude, et couvrent des postes de dépenses différents.

Abstract – *Leaving the parental home happens at a relatively young age in France but not much is known about spatial variations in this. Using data from the DREES-Insee Enquête nationale sur les ressources des jeunes (ENRJ, national survey on the resources of young adults), this work analyses the differences in accessing independent accommodation between the age of 18 and 24 according to parental home location. Young adults leave home considerably sooner outside large towns and cities, in the large majority of cases when pursuing studies: 80% of young people from rural areas or small towns have left home before the age of 25, compared with 40% of young Parisians. The former's parents more commonly support them in leaving home, in particular with financial assistance. While there is little variation in the average amount of regular support provided according to parental area of origin, this nevertheless equates to a significantly higher burden-to-income ratio for parents living outside large Urban Units, in particular for young adults still studying, and the amounts given cover different items of expenditure.*

Codes JEL / JEL Classification : J13, R23, D64, Z13

Mots-clés : décohabitation, inégalités spatiales, passage à l'âge adulte, jeune, logement, parent, transferts inter-générationnels

Keywords: *leaving home, spatial inequalities, transition to adulthood, young adult, housing, accommodation, parent, intergenerational transfers*

* Université de Bordeaux, CNRS, Comptrasec, UMR 5114, (claire.kersuzan@u-bordeaux.fr) ; ** Université de Bordeaux, CNRS, Comptrasec, UMR 5114, et Institut national d'études démographiques (INED)

Ce travail a bénéficié d'une aide, au titre du programme Investissements d'avenir ANR-10-EQPX-17 (CASD) et ANR-16-CE41-0007-01 (projet Big_Stat), d'un soutien de l'IdEx Bordeaux (ANR-10-IDEX-03-02) et du LabEx iPOPs (ANR-10-LABX-0089) et d'une aide de la région Nouvelle-Aquitaine. L'accès au distancier Metric (MEsure des TRajets Inter-Communes/Carreaux) a été fourni par le réseau Quételet (Quetelet-Progedo Diffusion, référence APF-0004).

Nous remercions Jérôme Fabre et Émilie Pawlowski (Insee, Pôle Emploi-population) d'avoir partagé leur typologie de l'offre de formation des territoires infra-académiques. Nos remerciements enfin aux deux rapporteurs anonymes dont les remarques constructives nous ont permis d'améliorer l'article.

Matthieu Solignac nous a quittés en décembre 2020. Matthieu était un démographe brillant, un collègue précieux et un ami ; il laisse un grand vide.

Reçu en octobre 2018, accepté en octobre 2020.

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

Citation: Kersuzan, C. & Solignac, M. (2021). Spatial Disparities in Young Adults' Early Residential Independence in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 522-523, 61–80. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.522d.2036>

Malgré le prolongement de la durée des études et de l'accès à un emploi stable, l'aspiration et l'injonction sociale à l'autonomie précoce demeurent particulièrement fortes pour les jeunes français (Cichelli, 2015 ; Van de Velde, 2012). Parmi les marqueurs de cette émancipation, le départ du domicile parental qui implique l'accès à un logement autonome constitue un événement significatif et socialement valorisé (Mulder, 2009 ; Van de Velde, 2008 ; Amsellem-Mainguy, 2016). Or l'âge à la décohabitation et ses modalités peuvent différer grandement selon les territoires d'origine des jeunes. L'éloignement du domicile parental des pôles d'enseignement et d'activité est susceptible de favoriser la décohabitation précoce des jeunes avec une mobilité géographique vers des espaces urbains mieux dotés. Des départs à moindre distance peuvent aussi être favorisés par des prix immobiliers plus accessibles, notamment dans des pratiques d'installation en couple et d'entrée dans la vie active plus précoces. L'hétérogénéité des parcours de transition vers l'âge adulte peut se révéler par la dimension spatiale de l'accès à l'autonomie résidentielle.

L'ampleur des variations spatiales infranationales dans les processus de décohabitation demeure cependant mal connue. La littérature sur le sujet reste très fragmentée, la plupart des travaux étant restreints à certains espaces particuliers (Renahy, 2005 ; Gambino & Desmesure, 2014 ; Thissen *et al.*, 2010), focalisés sur une catégorie spécifique de jeunes (Lemistre & Magrini, 2010 ; Fabre & Pawloski, 2019 ; Dufour-Kippelen, 2001), ou centrés sur un type particulier de mobilité, en particulier celle incluant un franchissement de frontière administrative (Dumartin, 1995). Tout en laissant entrevoir une grande diversité des pratiques selon les territoires, les spécificités propres à chaque approche rendent les résultats difficilement comparables. D'où l'intérêt d'offrir un panorama harmonisé des variations spatiales des pratiques de décohabitation précoce en France selon le territoire de départ.

Appréhender la dimension spatiale de l'accès à l'autonomie résidentielle passe par une analyse s'appuyant sur des données représentatives de l'ensemble des jeunes et de leurs parents sur tout le territoire français. Le premier objectif de ce travail est de dresser un tableau statistique précis de l'association entre la localisation du domicile parental et un calendrier, des motifs et des conditions d'accès à l'autonomie résidentielle des jeunes. Le second objectif est d'étudier les conséquences de ces disparités spatiales d'accès

à l'autonomie résidentielle sur les parents de chaque territoire, en matière de prise en charge de la période d'insertion des jeunes.

L'analyse, qui s'appuie sur les données de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ, DREES-Insee) porte sur les jeunes âgés de 18 à 24 ans en 2014. Ces premières années d'entrée dans la vie adulte sont une période d'intense mobilité résidentielle qui contribue à redessiner la composition sociodémographique locale (Dumartin, 1995 ; Bergouignan, 2009) en opérant un tri spatial des jeunes (Berck *et al.*, 2016). Tout en étant associé à des décisions essentielles de vie (domaine et durée des études, entrée sur le marché du travail, mise en couple, etc.), l'accès des jeunes à un logement autonome est largement conditionné par le niveau des transferts familiaux en raison de la faiblesse de leurs revenus propres et du caractère familialiste du système social français (Déchaux, 2007). À la localisation de la résidence parentale sont ainsi associés des enjeux spécifiques relatifs à la décohabitation précoce et à son accompagnement matériel et financier par les parents.

Se produisant en grande majorité durant les études, les décohabitations avant 25 ans sont plus fréquentes hors des grandes agglomérations : elles concernent 80 % des jeunes issus des territoires ruraux ou des petites agglomérations contre 40 % des jeunes de l'agglomération parisienne. Ces disparités selon la commune de la résidence parentale peuvent s'expliquer par des facteurs sociodémographiques et/ou par certaines caractéristiques du lieu de la résidence parentale telles que la distance aux universités pour ce qui concerne la décohabitation longue distance et le coût du logement pour la décohabitation de proximité. L'introduction de ces caractéristiques laisse néanmoins les probabilités de décohabitation dans l'unité urbaine parisienne à des niveaux deux à trois fois moindre que dans les autres espaces. Ces variations spatiales s'assortissent d'une sollicitation inégale des parents, ceux des espaces ruraux accompagnant plus fréquemment les décohabitations, notamment sur le plan financier. Si le montant de l'aide régulière apportée par les parents est similaire quel que soit leur territoire de résidence, cette aide représente un effort plus important pour les parents vivant hors des grandes unités urbaines, notamment lorsqu'elle concerne les jeunes encore en études, et correspond à des postes de dépenses différents.

La première section met en perspective la contribution de cet article avec la littérature sur la décohabitation. Une deuxième section est

consacrée aux données de l'ENRJ. La troisième section examine les disparités territoriales du calendrier et des modalités du premier départ du domicile parental et la quatrième section met en relation ces disparités territoriales avec les différences d'implication des parents dans ce processus.

1. La décohabitation : état des lieux et perspectives spatiales

1.1. Le départ du domicile parental

L'âge médian au premier départ du domicile parental des jeunes français se situe autour de 23 ans, ce qui est assez précoce par rapport aux jeunes d'Europe du Sud et d'Irlande (27-28 ans) mais plus tardif que les jeunes européens nordiques et britanniques (20-21 ans) (Van de Velde, 2008 ; Amsellem-Mainguy, 2016). Contrairement à une idée répandue, cet âge est demeuré relativement stable au cours des quarante dernières années (Galland, 2000 ; Régnier-Loilier, 2006). En revanche, sous l'effet de changements économiques et sociaux¹, les modèles d'accès à l'indépendance résidentielle se sont transformés (Robette, 2020). Le modèle du départ définitif financé sur ressources propres, souvent lié à l'accès au premier emploi pour les hommes et au mariage pour les femmes, ne va plus nécessairement de soi. L'accès à l'indépendance résidentielle est devenu un processus de durée et de formes variables qui se réalise fréquemment par étapes, et qui bien souvent ne coupe pas la dépendance économique des jeunes vis-à-vis de leurs parents (Villeneuve-Gokalp, 1997).

Au cours des dernières décennies, les études consacrées à la décohabitation en France ont révélé de profondes disparités dans le calendrier et les conditions du départ du domicile parental selon diverses caractéristiques socio-économiques et familiales des jeunes comme de leurs parents. Ces travaux révèlent qu'à âge et à niveau d'études identiques, les jeunes femmes vivent moins souvent chez leurs parents et davantage en couple que les jeunes hommes (Castell *et al.*, 2016). Les salariés en contrat à durée indéterminée sont davantage non cohabitants tandis que le chômage et l'inactivité réduisent la probabilité de décohabitation, mais l'insertion professionnelle ne serait pas un des moteurs principaux du départ du foyer parental (*ibid* ; Dormont & Dufour-Kippelen, 2000 ; Mora *et al.*, 2008 ; Portela & Dezenaire, 2014). En outre, l'accès à un logement autonome est fréquent chez les jeunes qui poursuivent des études supérieures (Castell *et al.*, 2016 ; Menard & Vergnat, 2020), caractérisant ainsi « le privilège de ceux qui

réussissent » (Solard & Coppoletta, 2014). Du point de vue des facteurs familiaux, le décès ou la séparation des parents ainsi que la présence d'un beau-parent avancent le départ (Bellidenty, 2018 ; Laferrère, 2005 ; Bozon & Villeneuve-Gokalp, 1995) tandis que l'accroissement de la taille de la fratrie augmente la probabilité de décohabitation (Castell *et al.*, 2016 ; Despalins & de Saint Pol, 2012). Les revenus parentaux peuvent avoir des effets contradictoires voire paradoxaux (Laferrère, 2005) : si les hauts revenus peuvent financer la décohabitation, ils peuvent aussi la retarder en offrant des conditions de logement favorables au prolongement de la cohabitation avec les parents. Toutefois les jeunes étudiants issus d'un milieu modeste décohabitent moins souvent pendant leurs études (Herpin & Verger, 1997 ; Robert-Bobée, 2002). Lorsqu'elle survient, la décohabitation est à plus courte distance pour les jeunes d'origine populaire et de faible niveau de formation, et elle est souvent liée à la mise en couple (Fabre & Pawlowski, 2019 ; Margirier, 2004).

1.2. Dimension spatiale de la décohabitation et mobilité des jeunes

De nombreux travaux ont abordé les questions de localisation et de mobilité résidentielle. À la suite de Sjaastad (1962), la mobilité résidentielle est appréhendée comme une forme d'investissement dans le capital humain, les coûts de migration devant être compensés par les avantages qu'elle va générer : la migration doit notamment permettre l'accès à des marchés locaux d'emploi plus favorables. L'accès aux formations initiales permettant d'escompter un niveau de vie plus élevé participe de la même logique pour les jeunes encore inactifs. Le champ de l'économie urbaine s'est notamment développé autour des effets d'agglomération des villes (Behrens *et al.*, 2015 ; Combes & Gobillon, 2015), mettant en évidence différents mécanismes de tri spatial des individus selon la taille des villes. Ce tri peut notamment s'opérer *via* les choix de localisation des parents, faisant du lieu de naissance un déterminant des salaires (Bosquet & Overman, 2019). À la suite de Rosen (1974) et de Roback (1982), les modèles d'équilibre général développés intègrent les aménités propres à chaque ville qui contribuent à la détermination des salaires et des loyers. Parmi ces caractéristiques, l'offre éducative au niveau supérieur peut affecter le niveau de vie, par les compétences générées localement,

1. Allongement de la durée des études et de la période d'insertion professionnelle, évolution des relations familiales et, plus récemment, augmentation du coût du logement.

les interactions et la sélection des individus s'installant et demeurant dans les plus grandes villes (Diamond, 2016). Les caractéristiques du logement et les attributs des lieux (aménités naturelles telles que le paysage ou le climat, offre de services en matière de transport, de loisirs ou de culture, etc.) peuvent jouer de la même manière. Détang-Dessendre & Piguët (2017) montrent que contrairement aux personnes plus âgées, les jeunes, en particulier les plus diplômés, fondent davantage leur choix de mobilité sur les caractéristiques des marchés locaux de formation et d'emploi que sur les commodités et aménités naturelles offertes par les territoires. Eyméoud & Wasmer (2016) pointent néanmoins la difficulté qu'ont les jeunes à accéder aux zones les plus dynamiques en matière de formation et d'emploi qui présentent aussi les marchés immobiliers les plus tendus. Si l'attractivité des villes est mise en évidence, elle apparaît moindre parmi les jeunes moins diplômés qui restent plus souvent dans les territoires ruraux (Détang-Dessendre *et al.*, 2008). Cette littérature économique est par ailleurs très focalisée sur le lien entre migration et marché du travail, se restreignant généralement aux individus déjà actifs (Gobillon, 2001) et occultant souvent les territoires ruraux.

Tout en montrant que la mobilité géographique des jeunes est plus élevée que celle des autres classes d'âge (Baccaïni, 2009 ; Delance & Vignolles, 2017), l'analyse des flux de mobilité interne en France tend à confirmer l'attrait des jeunes pour les zones les mieux dotées en formation et emploi. Ainsi, la mobilité des jeunes, qui se distingue aussi par des distances de déplacement plus élevées que celle des autres classes d'âge (Baccaïni, 2001), les conduit à s'installer principalement dans les grandes agglomérations, notamment les capitales régionales (Baccaïni, 2007 ; Couet, 2006). Ces travaux soulignent aussi l'importance du territoire d'origine. Au cours de la période 1990-1999, la mobilité résidentielle est plus forte pour les 18-24 ans issus des unités urbaines de moins de 100 000 habitants que pour ceux des unités urbaines plus grandes, en particulier s'agissant des déménagements au-delà du département. Les changements de résidence des jeunes issus des communes rurales sont moins fréquents et généralement de plus courte distance, à l'intérieur de la commune ou du département (Couet, 2006). D'autres études portant sur le cas des jeunes bacheliers ou des primo-entrants sur le marché du travail vont également dans le sens d'un effet important des caractéristiques du lieu d'origine sur les trajectoires d'insertion et de

mobilité (Fabre & Pawlowski, 2019 ; Margirier, 2004). Mais si ces études pointent le rôle crucial qu'exerce le territoire d'origine sur la mobilité résidentielle des jeunes, leur caractère agrégé mêle des mouvements de nature très variée : déménagement avec les parents, premiers départs, déménagements subséquents liés aux mises en couple ou aux naissances, retours au domicile parental, etc. Les résultats obtenus sont également sensibles à la trame spatiale retenue pour l'analyse (*modifiable areal unit problem*). En particulier, dans le cas où la mobilité est définie comme un changement d'unité administrative de résidence, tous les cas de décohabitation se produisant au sein de la même d'unité administrative vont être assimilés à de l'immobilité. Une partie de la décohabitation de courte distance, particulièrement fréquente dans les espaces ruraux, est ainsi susceptible d'être occultée.

Peu de travaux fournissent une analyse détaillée de l'accès à l'autonomie résidentielle précoce en lien avec la localisation du domicile parental (Mulder, 2009). Les variations spatiales n'ont souvent été considérées que dans le cadre de comparaisons entre pays. Il s'agit alors de mettre en lumière des forces structurelles des systèmes nationaux qui orientent l'accès des jeunes à un logement autonome (Van de Velde, 2008 ; Gavrira, 2005 ; Cavalli *et al.*, 2008). Il existe toutefois quelques exceptions.

Enfin, les rares études qui ont envisagé la localisation de la résidence parentale comme un déterminant majeur de la transition vers l'âge adulte sont en général circonscrites à un type d'espace particulier, notamment le milieu rural. À origine sociale et niveau scolaire comparables, les jeunes des territoires ruraux privilégient davantage que les urbains les études courtes à visée professionnelle, ces dernières étant surreprésentées au sein de l'offre éducative disponible en milieu rural (Cereq, 2011 ; Coquard, 2015 ; Arrighi, 2004). Parmi les explications avancées figurent le surcoût, tant financier que psychologique, associé à l'exigence de mobilité résidentielle pour la poursuite d'études et la force de leur attachement au territoire (Bouquet, 2018). D'autres travaux nuancent cependant l'image d'une immobilité sociogéographique des jeunes issus de ces espaces, en soulignant la diffusion de l'impératif de poursuite d'études longues auprès des jeunes des territoires ruraux (Alpe, 2018 ; Orange & Renard, 2018). À l'inverse, Laferrère (2005) nuance la mobilité des jeunes des zones urbaines : un logement parental spacieux situé en zone urbaine favorise la cohabitation.

1.3. Dimension spatiale de la décohabitation et soutien parental

Le rôle du soutien financier familial dans l'accès à un logement personnel revêt une importance particulière en France où l'existence d'une norme d'autonomie précoce contraste avec la faiblesse des appuis publics destinés à la soutenir. À la différence de l'approche universaliste des aides à la jeunesse des social-démocraties scandinaves, les politiques publiques françaises sont majoritairement organisées sur un principe de familialisation de la prise en charge de la période de formation et d'insertion. De fait, les aides publiques sont plutôt destinées aux parents tandis que les jeunes de moins de 25 ans demeurent largement exclus de l'accès aux minima sociaux (Magord, 2016).

Certes, les jeunes âgés de 18-24 ans peuvent recevoir directement certains transferts sociaux. Ainsi, le statut d'étudiant donne accès à des bourses qui restent toutefois sous condition de ressources parentales, tout en prenant en compte de façon accessoire la distance entre le domicile parental et le lieu des études. Ces bourses n'ont cependant pas vocation à remplacer l'aide parentale, leur montant demeurant bien souvent insuffisant pour couvrir l'ensemble des frais liés à l'indépendance résidentielle (Chevalier, 2018). Par ailleurs, l'attribution d'allocations logement ouverte à tous à partir de 18 ans (Van de Velde, 2014) distingue la France des logiques de familialisation extrême des États providence des pays d'Europe du Sud, où les valeurs et la force des liens familiaux encouragent peu les départs précoces (Holdsworth, 2004). Même si l'aide personnalisée au logement (APL) semble avoir facilité la décohabitation des étudiants (Laferrère & Le Blanc, 2004), sa légitimité est fréquemment contestée (Fack, 2005).

Dans un contexte d'allongement de la durée des études, de difficultés d'insertion professionnelle et de tensions croissantes sur le marché du logement, les ressources parentales et le soutien intergénérationnel constituent des facteurs de plus en plus décisifs pour l'installation des jeunes dans un logement personnel (Vanoni, 2013 ; Maunaye, 2016). Plusieurs auteurs soulignent les dérives de cette familialisation des aides publiques qui favoriseraient le creusement des inégalités sociales (Herpin & Déchaux, 2004 ; Majamaa, 2013 ; Castell *et al.*, 2016 ; Déchaux, 2007 ; Grobon, 2018). Néanmoins, malgré l'influence attendue de la localisation de la résidence parentale sur les trajectoires résidentielles des jeunes, peu de travaux ont interrogé la variabilité territoriale de l'aide parentale.

2. Les données de l'Enquête nationale sur les ressources des jeunes

Les données utilisées dans ce travail sont celles de l'Enquête nationale sur les ressources des jeunes (ENRJ) réalisée par la DREES et l'Insee en octobre 2014 auprès de 5 776 jeunes âgés de 18 à 24 ans, vivant en ménage ordinaire ou en collectivité, et de leurs parents². Cette enquête est représentative de l'ensemble des jeunes en France, qu'ils vivent chez leurs parents ou dans un logement autonome, ce qui permet de s'affranchir d'effets de sélection. L'enquête présente également l'avantage de collecter des informations à la fois auprès des jeunes et de leurs parents. Elle fournit ainsi des informations détaillées à la fois sur le type de commune de la résidence parentale, sur l'éventuel premier départ des jeunes du domicile parental et sur les différentes aides fournies par les parents, notamment pour l'installation dans un logement autonome. L'ENRJ permet donc d'aller au-delà de la seule situation résidentielle du jeune observée au moment de l'enquête, et de reconstituer sa trajectoire de décohabitation à partir du départ du domicile parental.

2.1. Caractérisation du lieu de la résidence parentale

La localisation de la résidence parentale³ est appréhendée par la catégorie de taille de l'unité urbaine⁴ à laquelle elle appartient. Ce choix s'explique par la taille limitée de l'échantillon d'étude, dont la représentativité est assurée au niveau national mais pas à des niveaux géographiques plus fins. Afin de faciliter la lecture des résultats et de disposer d'effectifs suffisants au sein de chaque catégorie, les neuf classes d'unités urbaines ont été agrégées de manière à distinguer l'espace rural, les petites agglomérations urbaines (unités urbaines de 2 000 à 19 999 habitants), les agglomérations urbaines de taille moyenne (unités urbaines de 20 000 à 199 999 habitants), les grandes agglomérations urbaines (unités urbaines de 200 000 à 1 999 999 habitants) et l'unité urbaine

2. Dans tout l'article, l'expression « leurs parents » est utilisée par commodité, que les parents vivent ensemble, ou qu'ils soient séparés ou seuls. On précisera plus loin comment le cas des parents séparés est traité.

3. Cette localisation n'est connue qu'au moment de l'interrogation. Néanmoins, l'écart médian entre la première autonomie résidentielle et la date de l'enquête étant limité à un an, cette localisation peut être assimilée à la commune de résidence parentale avant le premier départ sans risque de distorsion majeure.

4. Selon sa définition par l'Insee, l'unité urbaine est « une commune ou ensemble de communes qui comporte sur son territoire une zone bâtie d'au moins 2 000 habitants où aucune habitation n'est séparée de la plus proche de 200 mètres. En outre, chaque commune concernée possède plus de la moitié de sa population dans cette zone bâtie ». Sont considérées comme rurales les communes qui ne rentrent pas dans la constitution d'une unité urbaine.

de Paris. Pour certaines analyses, un regroupement en trois ensembles est opéré, isolant l'unité urbaine parisienne et les grandes agglomérations urbaines, les petites et moyennes agglomérations urbaines, et les communes rurales.

2.2. Identification du premier départ du domicile parental

On dispose de l'âge du jeune lors de son éventuelle première installation dans un logement différent de celui de ses parents, que ce logement soit autofinancé ou non, que le jeune alterne ou n'alterne pas entre ce logement et celui des parents. Les jeunes fournissent également des informations sur la cause principale de ce premier départ et sur la distance entre ce premier logement et celui des parents⁵. Par ailleurs, à l'exception de certains événements (rupture du couple parental, premier emploi, première relation amoureuse stable), la plupart des caractéristiques des jeunes et de leurs parents sont mesurées à la date de l'enquête. Il n'est donc pas possible de mettre en relation l'histoire résidentielle des jeunes avec l'ensemble des caractéristiques antérieures.

2.3. La mesure de l'aide matérielle et pratique fournie par les parents

Les jeunes ayant connu une première expérience d'autonomie résidentielle sont interrogés sur le type d'aide qu'ils avaient éventuellement reçue de leurs parents pour s'installer : aide à la recherche du logement, à son aménagement, ou au paiement du loyer. Les montants et les formes détaillées de l'aide (cautionnement, paiement du montant de garantie, paiement partiel ou total du loyer, montant de l'aide à l'installation) ne sont fournis que par les parents, et seulement si le jeune réside habituellement (c'est-à-dire au moins un mois dans l'année) dans un logement personnel au moment de l'enquête⁶. De même, le montant global annuel de l'aide versée par les parents, que le jeune ait décohabité ou non, est connu au moment de l'enquête. Il est donc possible que ces informations ne reflètent pas exactement l'aide octroyée lors du premier départ du domicile parental.

Notre unité de référence est le jeune, à la différence de Grobon (2018) qui raisonne à l'échelle des ménages de parents. Le revenu parental correspond à la somme des revenus individuels de chacun des parents⁷ plutôt qu'au revenu disponible du ménage qui pourrait englober celui du jeune. Le type et le montant de l'aide reçue par le jeune sont ceux qu'il a déclarés à l'enquête. En cela l'approche se distingue de celle adoptée par Castell *et al.* (2016) qui

privilégie les déclarations des jeunes, même en cas de différences avec celles des parents.

3. Des disparités d'accès à l'autonomie résidentielle précoce selon la catégorie d'unité urbaine de la résidence parentale

3.1. Une décohabitation précoce dans les campagnes et les petites villes, tardive dans les grandes agglomérations

L'accès précoce des jeunes à un premier logement autonome varie de façon substantielle selon les lieux de transition vers l'âge adulte. Avant l'âge de 25 ans, environ 4 jeunes sur 10 originaires de l'unité urbaine parisienne ont occupé un logement différent de celui de leurs parents contre presque 8 sur 10 parmi ceux des communes rurales et des petites unités urbaines (figure I)⁸. Quand il survient, le premier départ est en moyenne plus tardif parmi les jeunes originaires de la capitale et des grandes agglomérations urbaines (22-23 ans) que parmi les autres jeunes (20-21 ans). La moitié des premiers départs des jeunes des territoires ruraux ou des petites et moyennes agglomérations urbaines ont lieu au moment de la majorité tandis qu'ils sont plus fréquents après 21 ans pour les jeunes des plus grandes agglomérations.

3.2. La plupart des décohabitations sont liées aux études

Avant 25 ans, l'essentiel des différences d'accès à l'autonomie résidentielle entre les jeunes urbains et les autres s'explique par la mobilité liée à la poursuite d'études (figure II). Environ la moitié des jeunes issus de communes rurales et des petites et moyennes agglomérations urbaines quittent une première fois le domicile parental avant 25 ans pour suivre des études, souvent lors de l'entrée dans l'enseignement supérieur (18-19 ans). Parmi les jeunes des plus grandes agglomérations, moins de 3 sur 10 partent une première fois pour les études, et plus tardivement. Quitter une première fois le foyer parental

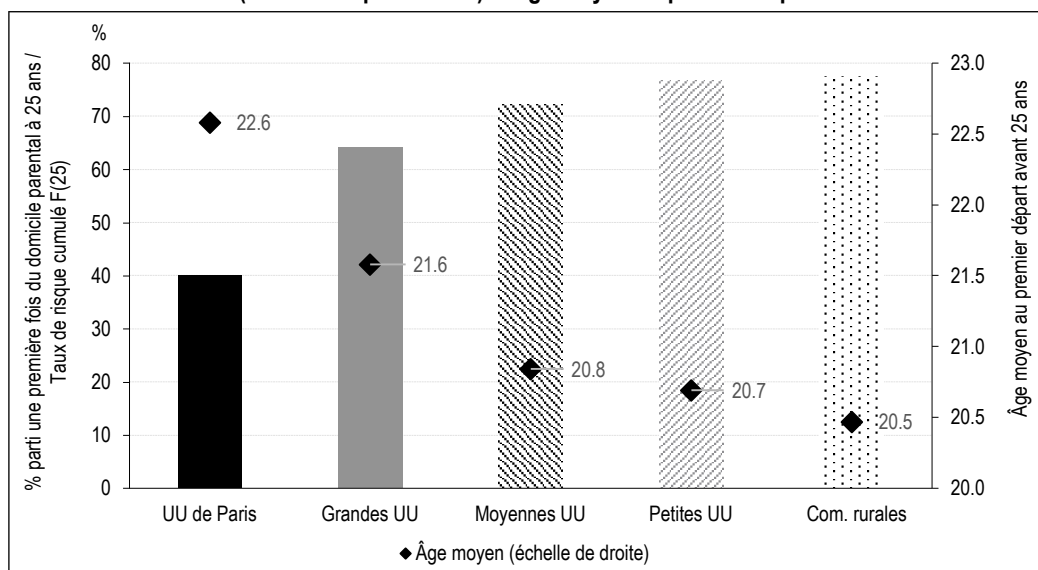
5. Le lieu d'installation n'est cependant pas plus précisément connu.

6. À noter que la somme versée mensuellement aux jeunes sans affectation préalable ne permet pas de mesurer précisément le montant de l'aide consacrée au paiement du loyer.

7. En cas de séparation des parents, le couple parental est reconstitué. Quand les parents du jeune adulte sont en couple à l'enquête (67 %) ou que l'un d'eux est décédé (8 %), l'information sur l'aide reçue par le jeune est tirée de la déclaration d'un parent sur l'aide apportée par son ménage. Quand les parents du jeune sont séparés, l'aide fournie au jeune est calculée soit à partir de la déclaration de ses deux parents (12 %), soit à partir de celle du seul parent retrouvé à l'enquête (14 %). Dans la moitié des cas où un des parents séparés n'a pu être enquêté, le jeune n'avait plus de relation avec ce parent.

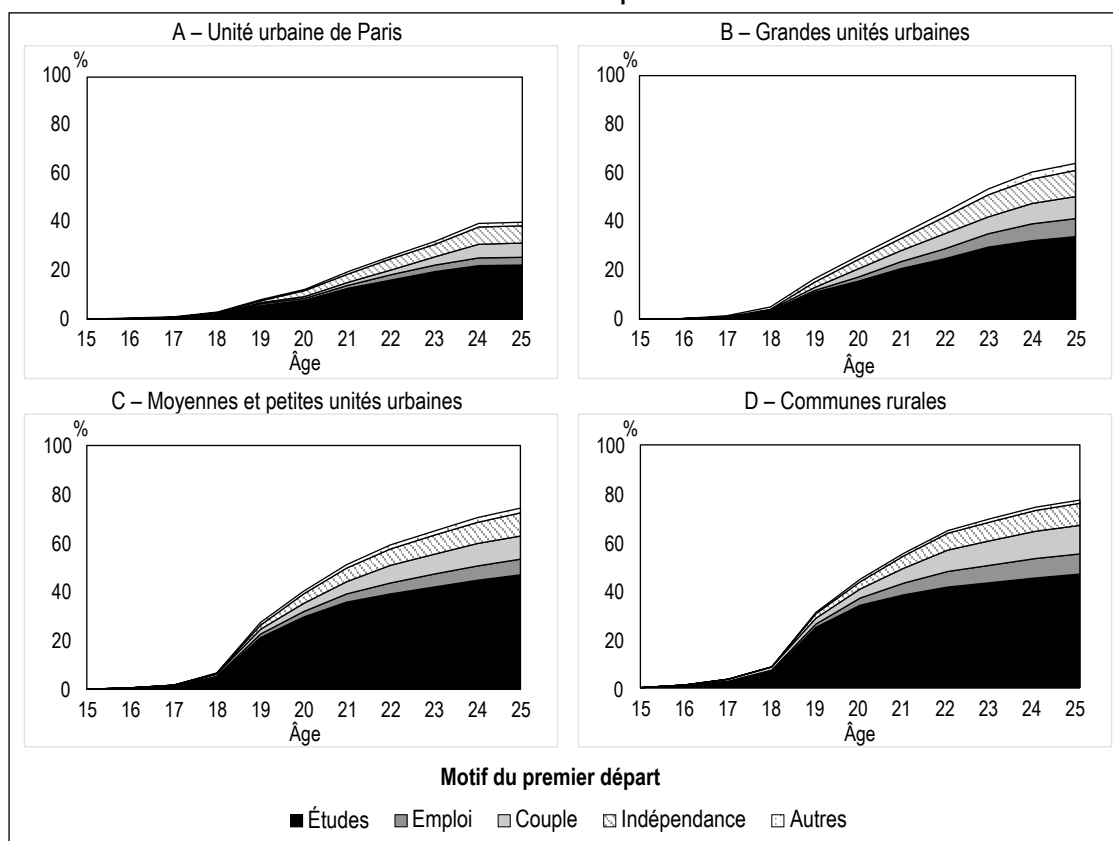
8. En supposant que le rythme d'accès à la première autonomie résidentielle varie peu au fil des sept cohortes enquêtées à l'ENRJ.

Figure I – Pourcentage de jeunes partis une première fois du domicile parental à 25 ans (taux de risque cumulé) et âge moyen au premier départ



Note : le taux de risque cumulé à 25 ans F(25) correspond à la probabilité estimée qu'un jeune ait quitté une première fois le domicile parental avant son vingt-cinquième anniversaire. Il est obtenu par cumul des probabilités instantanées de décohabitation calculées sur chaque année d'âge de 15 à 24 ans révolus. La probabilité instantanée de décohabitation sur un intervalle d'âge t_i est la probabilité conditionnelle qu'un jeune quitte le domicile parental pour la première fois sur cet intervalle sachant qu'il n'a pas encore décohabité jusqu'à t_i .
 Lecture : à 25 ans, 40 % des jeunes originaires de l'unité urbaine de Paris ont quitté une première fois le domicile parental contre un peu moins de 80 % des jeunes dont les parents habitent une commune rurale. À la première décohabitation, les jeunes originaires de l'agglomération parisienne avaient en moyenne 22.6 ans et les jeunes issus d'une commune rurale 20.5 ans.
 Source et champ : DREES-Insee, *enquête nationale sur les ressources des jeunes 2014* ; 4 950 jeunes âgés de 18-24 ans en 2014 (26 298 jeunes-années).

Figure II – Répartition des motifs du premier départ selon l'âge au départ et le type de commune de résidence des parents



Lecture : à 25 ans, 47 % des jeunes originaires d'une commune rurale ont quitté une première fois le domicile parental pour suivre des études, 8 % sont partis pour l'emploi, 12 % pour la formation d'un couple, 9 % pour la recherche d'indépendance et 2 % pour une autre raison.
 Source et champ : DREES-Insee, *enquête nationale sur les ressources des jeunes 2014* ; 4 950 jeunes âgés de 18-24 ans en 2014 (26 298 jeunes-années).

pour l'emploi ou pour se mettre en couple est relativement peu fréquent avant 25 ans (respectivement 7 % et 9 % des jeunes). Toutefois, ces départs concernent davantage les jeunes issus des communes rurales (20 %) que ceux issus de l'unité urbaine parisienne ou des grandes unités urbaines (12 %).

Ces résultats soulignent le rôle de l'offre locale de formation et d'emploi, qui permet plus facilement aux jeunes des grandes agglomérations de poursuivre leurs études et de s'insérer professionnellement sans quitter le domicile parental. À l'inverse, les jeunes issus d'espaces offrant peu de possibilités de poursuivre les études sont plus contraints au départ. Mais d'autres facteurs tels que le coût du logement ou les normes territoriales en matière de transition vers l'âge adulte peuvent aussi contribuer à ces écarts.

3.3. Une distance de départ plus élevée dans les grandes agglomérations

Plus de la moitié des jeunes qui accèdent à l'autonomie résidentielle avant 25 ans s'installent à plus de 50 km de la résidence de leurs parents (tableau 1). Cette distance s'explique avant tout par la poursuite d'études qui implique un rayon de déplacement en moyenne plus étendu que les autres motifs de première décohabitation. Lorsque la première mobilité résidentielle est associée à l'emploi ou aux études, la distance à

la résidence parentale est plus importante pour les jeunes originaires des plus grandes unités urbaines : 2/3 d'entre eux s'installent à plus de 100 km du domicile parental contre moins de la moitié des jeunes originaires des autres espaces. Dans les plus grandes unités urbaines, la diversité de l'offre d'enseignement supérieur et de l'offre de transport limitent l'exigence de mobilité résidentielle pour les études à quelques fins de cursus très spécialisés. À l'inverse, les jeunes issus des communes rurales et des petites et moyennes agglomérations urbaines sont davantage contraints à la mobilité résidentielle dès les premières années dans l'enseignement supérieur. L'accès à un premier logement pour vivre en couple ou accéder à une forme d'indépendance est par contre associé à une mobilité nettement plus circonscrite, quel que soit le type de commune de la résidence parentale.

3.4. Des différences spatiales marquées selon le sexe et le milieu social

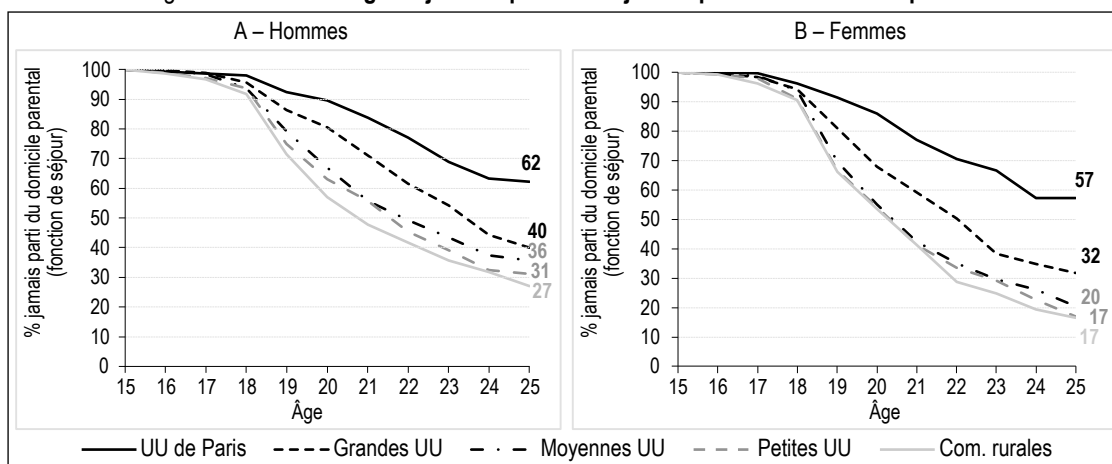
Quel que soit le territoire d'origine, les jeunes femmes quittent plus précocement le domicile parental que les jeunes hommes (figure III). Cette différence vient principalement des départs pour des motifs autres que les études. Bien que les départs précoces liés à l'emploi soient un peu moins répandus parmi les femmes (-5 points de pourcentage), elles quittent plus souvent que les

Tableau 1 – Distribution des premiers départs selon leur distance (en km) au domicile parental, par cause de départ

	Catégorie de la commune du domicile parental			
	UU de Paris / Grandes UU	Moyennes / Petites UU	Com. rurales	Ensemble
Départ toutes causes confondues				
<10	20.9	14.9	12.4	16.0
[10-49]	20.7	25.6	27.9	24.8
[50-99]	10.4	22.7	25.9	20.0
100 et plus	48.0	36.9	33.7	39.2
Ensemble	100.0	100.0	100.0	100.0
Départ pour les études ou pour l'emploi				
<10	3.0	2.1	1.6	2.2
[10-49]	16.5	21.9	21.2	20.3
[50-99]	14.1	29.7	34.0	26.7
100 et plus	66.4	46.4	43.3	50.9
Ensemble	100.0	100.0	100.0	100.0
Autres causes de départ				
<10	53.1	47.3	39.3	47.2
[10-49]	28.3	34.8	44.6	35.1
[50-99]	3.9	5.1	6.0	4.9
100 et plus	14.8	12.8	10.7	12.8
Ensemble	100.0	100.0	100.0	100.0

Lecture : les jeunes décohabitants originaires de l'unité urbaine de Paris ou d'une grande unité urbaine sont 20.9 % à s'être installés à moins de 10 km du domicile parental.
Source et champ : DREES-Insee, *enquête nationale sur les ressources des jeunes 2014* ; 2 836 jeunes âgés de 18-24 ans en 2014 ayant décohabité une première fois.

Figure III – Pourcentage de jeunes qui ne sont jamais partis de chez leurs parents



Note : la fonction de séjour notée $S(t)$ est une fonction du temps t (exprimé ici en année d'âge) qui quantifie la proportion estimée de jeunes qui n'ont pas encore décohabité à un âge t , depuis l'âge de 15 ans (t_0). La probabilité de ne pas avoir décohabité au temps t , est ainsi la probabilité de ne pas avoir quitté le domicile parental avant t , multipliée par la probabilité conditionnelle de ne pas avoir décohabité au temps t .

Lecture : à 25 ans, 62 % des jeunes hommes et 57 % des jeunes femmes originaires de l'unité urbaine de Paris ne sont jamais partis de chez leurs parents contre respectivement 27 % et 17 % des jeunes hommes et femmes issus d'une commune rurale.

Source et champ : DREES-Insee, *enquête nationale sur les ressources des jeunes 2014* ; 4 950 jeunes âgés de 18-24 ans en 2014 (26 298 jeunes-années).

jeunes hommes leurs parents avant 25 ans pour vivre en couple (+ 9 points) et, dans une moindre mesure, pour accéder à une forme d'indépendance (+ 5 points). Cet écart entre les hommes et les femmes s'observe quel que soit le type de commune de la résidence parentale, mais il est moins net dans l'unité urbaine parisienne où les départs avant 25 ans liés à la formation d'un couple sont plus rares. Les jeunes femmes qui décohabitent pour vivre en couple restent davantage dans la proximité géographique du lieu de résidence parentale. Mais à motif identique de premier départ, la distance associée à la mobilité distingue peu les femmes des hommes.

Les départs précoces liés à la constitution d'un couple sont avant tout le fait des jeunes femmes des milieux populaires⁹ : ils concernent 20 % d'entre elles contre 5 % des jeunes femmes d'origine favorisée. Ce « mouvement d'émancipation conjugale » (Bloss, 2008) est par ailleurs plus fréquent lorsque la résidence parentale est située dans une commune rurale ou dans une petite agglomération urbaine. Un quart des jeunes femmes d'origine populaire dont les parents habitent une commune rurale ont ainsi quitté le domicile parental pour former un couple, contre 11 % de celles dont les parents vivent dans l'unité urbaine parisienne ou une grande agglomération urbaine (figure IV). La poursuite d'études demeure cependant la principale raison de la première décohabitation précoce, quels que soit le sexe, le type de commune de la résidence parentale ou l'origine sociale. L'autonomie résidentielle précoce pour suivre des études est néanmoins largement plus répandue parmi les jeunes issus des milieux favorisés, en particulier

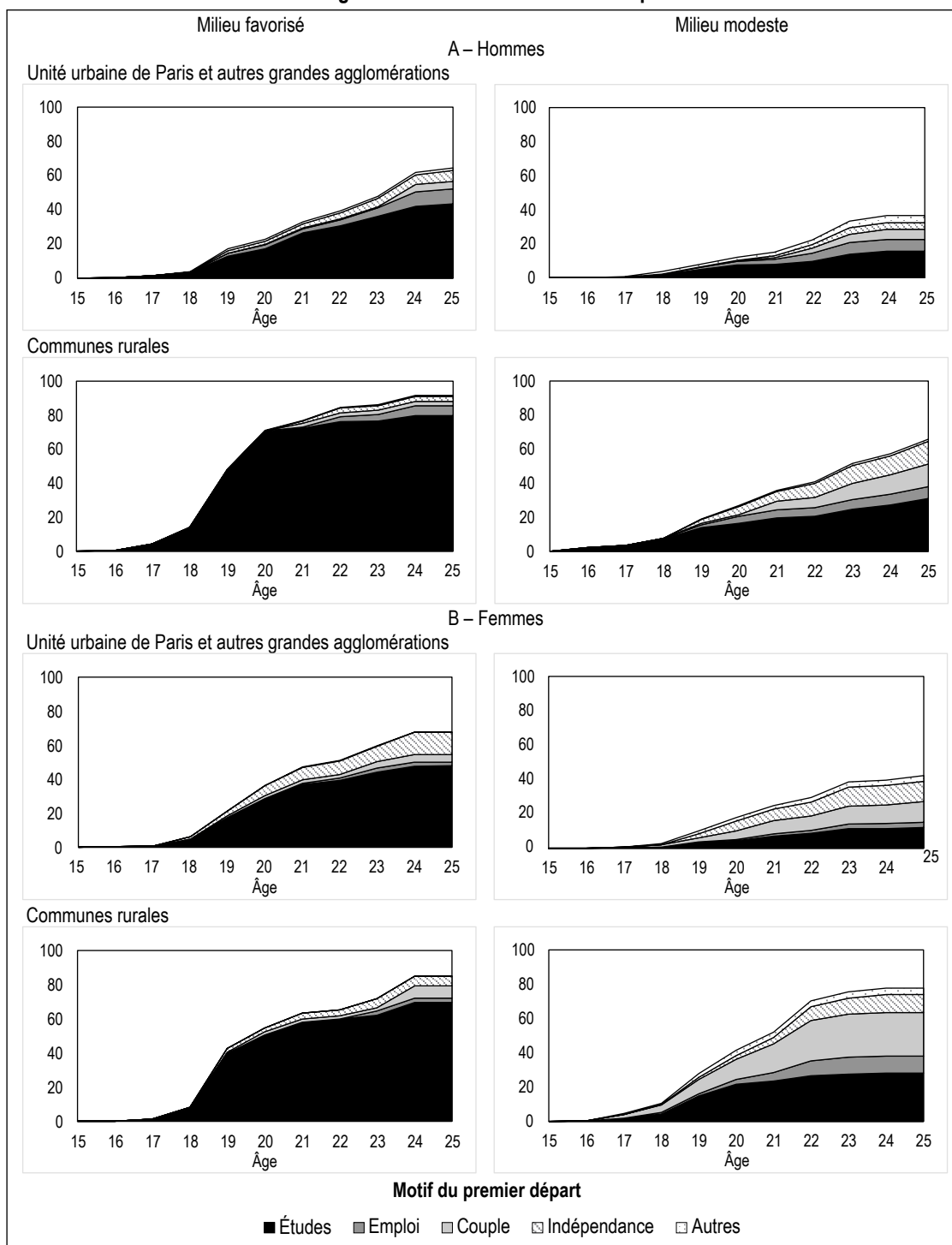
parmi ceux qui viennent d'une commune rurale ou une petite agglomération urbaine. Lorsque les parents habitent une commune rurale, 8 jeunes hommes sur 10 et 7 jeunes femmes sur 10 d'origine favorisée ont quitté une première fois la résidence parentale pour suivre des études ; parmi les jeunes d'origine populaire, c'est le cas de seulement 3 jeunes (hommes comme femmes) sur 10. Les différences sociales d'accès précoce à l'autonomie résidentielle sont liées aux écarts sociaux de départ pour les études ; par rapport aux jeunes des catégories sociales favorisées, ceux des milieux modestes quittent nettement moins souvent le domicile parental avant 25 ans. Une exception concerne toutefois les jeunes femmes des milieux populaires ruraux qui, en raison de la fréquence des départs liés à la vie de couple, sont aussi nombreuses que celles des milieux favorisés à avoir accédé à l'autonomie résidentielle à 25 ans.

3.5. Un départ précoce qui augmente avec l'éloignement des universités et des zones immobilières tendues

L'influence de la taille de l'unité urbaine du domicile parental sur la décision de quitter précocement ce domicile peut être attribuée à des effets de composition (les individus qui composent chacun des espaces ont des caractéristiques différentes) ou à des effets de contexte (propriétés particulières de l'environnement local). La mise en évidence de l'importance de

9. Le milieu populaire (ou défavorisé) est défini par l'appartenance des parents aux catégories socio-professionnelles ouvrier, employé ou inactif, par opposition au milieu favorisé où les parents appartiennent aux catégories cadre ou professions intermédiaires.

Figure IV – Répartition des motifs de premier départ selon l'âge au départ, l'origine sociale et la catégorie de la commune du domicile parental



Lecture : à 25 ans, 80 % des jeunes hommes issus de milieu favorisé et d'une commune rurale ont quitté une première fois le domicile parental pour suivre des études, 6 % sont partis pour l'emploi, 3 % pour la recherche d'indépendance, 3 % pour la formation d'un couple.

Source et champ : DREES-Insee, *enquête nationale sur les ressources des jeunes 2014* ; 2 619 jeunes hommes et 2 331 jeunes femmes âgés de 18-24 ans en 2014 (14 156 jeunes hommes-années et 12 242 jeunes-femmes années).

chacune de ces dimensions est rendue complexe par la multitude des facteurs susceptibles de peser sur les décisions de mobilité et leurs interactions potentielles.

Afin d'estimer le poids des variables individuelles et des variables contextuelles sur les

disparités territoriales de décohabitation précoce, on modélise le premier départ du foyer parental en appliquant un modèle de durée à risque concurrent à temps discret. Ce type de modèle permet de contrôler l'effet des censures à droite liées à l'utilisation de données d'enquête rétrospective : à la date de l'enquête, une partie des

jeunes de 18 à 24 ans ne sont pas encore partis de chez leurs parents. Il permet également de prendre en compte l'évolution de la situation des individus au cours du temps, *via* le changement de modalité de certaines variables.

La variable dépendante du modèle distingue deux types de départ en fonction de la distance de mobilité : moins de 50 km du domicile parental ou 50 km et plus. La catégorie de référence est celle des jeunes qui ne sont jamais partis de chez leurs parents. Par rapport à une approche qui considérerait les trois modalités comme ordonnées, la modélisation permet de s'affranchir de l'hypothèse d'égalité des pentes ou de « proportionnalité des odds » (qui n'est pas respectée).

La modélisation du temps de façon discrète se justifie par l'enregistrement de l'événement d'intérêt (le premier départ) sur une unité de temps relativement longue (année d'âge). Un grand nombre de jeunes quittent ainsi le domicile parental au cours d'un même intervalle d'âge, ce qui est susceptible d'engendrer des biais dans le cadre d'une estimation en temps continu (Cox, 1972 ; Yamaguchi, 1991). Nous supposons que le processus de décohabitation commence à l'âge de 15 ans et prend fin lorsqu'un jeune quitte le foyer parental pour la première fois. Un individu est censuré lorsqu'il vit encore chez ses parents en 2014, la dernière année observée. Les paramètres estimés par les modèles ont été corrigés du regroupement des observations personnes-années pour un même jeune.

On étudie les facteurs qui pourraient expliquer le lien entre la tranche de taille de l'unité urbaine à laquelle appartient la commune de résidence des parents et la probabilité de décohabiter précocement. Trois versions du modèle sont estimées, chacune incluant des variables explicatives supplémentaires par rapport à la précédente, les

jeunes originaires de chaque type de territoire présentant notamment des caractéristiques individuelles et familiales différentes¹⁰.

À partir d'un modèle vide incluant uniquement la catégorie de taille de l'unité urbaine de résidence des parents et la période de temps (modèle 1), on introduit progressivement des variables de niveau individuel et relatives à l'origine socio-économique et familiale du jeune (modèle 2) puis trois variables contextuelles, caractérisant la commune de domicile parental, qui pourraient affecter directement ou indirectement le premier départ (modèle 3). On examine ainsi l'effet de l'ajout successif des groupes de variables explicatives dans le modèle de durée à risque concurrent sur les valeurs des odds ratios estimés par le modèle vide. Les variables intégrées dans chaque modèle (1, 2 et 3) sont détaillées dans l'encadré. Les résultats obtenus par chacun des modèles sont présentés sur la figure V.

Le modèle 1 confirme le lien statistiquement significatif entre la taille de l'unité urbaine à laquelle appartient la résidence parentale et la probabilité de la quitter précocement : la probabilité de décohabiter avant 25 ans est d'autant plus forte que la taille de l'unité urbaine d'origine est petite. Ce lien est similaire pour les mobilités de courte distance (moins de 50 km) et pour celles de plus longue distance (50 km et plus). Les jeunes provenant de l'unité urbaine de Paris ont des probabilités de s'installer dans un logement autonome situé à moins de 50 km et à 50 km et plus du domicile parental inférieures de plus de 70 % à celles des jeunes issus des communes rurales. L'introduction dans le modèle des caractéristiques individuelles et

10. Les statistiques descriptives pour l'ensemble de la population, selon la localisation et en fonction des valeurs de la variable dépendante sont fournies dans les Annexes en ligne, tableaux C1-1 et C2-1. Le lien vers les Annexes en ligne est à la fin de l'article.

ENCADRÉ – Spécifications des modèles de durée à temps discret avec des risques concurrents

La première version du modèle (modèle 1) inclut uniquement la variable d'intérêt principal (catégorie de taille de l'unité urbaine de la commune de résidence des parents) et la période de temps parmi les variables explicatives.

Dans le modèle 2, les variables additionnelles sont d'une part relatives à l'origine socio-économique et familiale du jeune : la localisation de la commune de résidence parentale dans le département de naissance du jeune, l'origine sociale (mesurée par la PCS combinée des parents du jeune), le revenu des parents (quartile de la somme des revenus individuels des parents), le diplôme le plus élevé possédé par les parents (<CAP/BEP, CAP/BEP, BAC, BAC+2 et au-delà), le statut d'occupation du logement des parents (les parents sont propriétaires de leur logement), le nombre de membres de la fratrie du jeune et une variable indépendante fonction du temps qui enregistre l'expérience de la séparation ou celle du décès d'un parent. D'autre part, on intègre les variables relatives aux caractéristiques individuelles du jeune. Dans ce cas et à l'exception du sexe du jeune, des caractéristiques dépendantes du temps ont été privilégiées afin de limiter les problèmes d'endogénéité dus à l'effet de la décohabitation sur les variables explicatives. Il s'agit de la situation par rapport aux études et à l'emploi, de l'expérience d'une première relation amoureuse stable, du niveau de diplôme (baccalauréat). En outre, l'absence d'information rétrospective détaillée sur le revenu du jeune n'a pas permis de considérer cette information dans la modélisation. →

ENCADRÉ (suite)

La troisième version du modèle (modèle 3) inclut trois variables caractérisant le territoire de départ qui pourraient affecter directement ou indirectement le premier départ : la distance entre la résidence parentale et l'université la plus proche, le taux de chômage dans la commune de résidence parentale et une variable caractérisant la situation du marché du logement dans la commune de résidence parentale. Ces trois variables ont été sélectionnées au regard des résultats de la littérature qui montrent une influence plus importante des caractéristiques des marchés locaux de formation et d'emploi que des commodités et aménités naturelles offertes par les territoires sur les décisions de mobilité des jeunes (Détang-Dessendre *et al.*, 2002). Nous avons donc choisi d'intégrer dans notre modèle deux variables contextuelles permettant d'appréhender la situation du territoire d'origine du jeune en matière d'accès à la formation et à l'emploi. La première correspond à la distance séparant la commune de résidence parentale de l'université centrale la plus proche. La localisation communale des centres d'enseignement supérieur est tirée des données du Ministère de l'enseignement supérieur, de la recherche et de l'innovation sur la localisation des implantations des établissements d'enseignement supérieur publics, disponibles en libre accès sur le site data.gouv.fr. La seconde concerne le taux de chômage en 2014 des jeunes âgés de 18-24 ans dans la commune de résidence parentale (calculé à partir des enquêtes annuelles de recensement). Le marché du logement joue toutefois certainement un rôle sur les possibilités de décohabitation des jeunes. Nous avons donc ajouté une variable continue permettant de saisir la situation locale qui correspond à la transformation logarithmique du prix moyen au m² des biens immobiliers vendus dans la commune de la résidence parentale entre 2014 et 2018. Cet indicateur a été obtenu à l'aide des données de la base Demande de Valeurs Foncières (DVF), disponible sur le site data.gouv.fr, qui recense à l'échelle des communes l'ensemble des ventes de biens fonciers réalisées au cours d'une période de cinq années. Pour chaque commune, le prix moyen des biens au m² a été calculé en rapportant la somme des valeurs foncières des appartements et/ou maisons vendus entre 2014 et 2018 à la valeur agrégée de leur surface bâtie. Pour plus de cohérence, nous avons exclu de ce calcul les biens immobiliers comprenant un local commercial, industriel ou assimilé ainsi que ceux dont le logarithme du prix au m² était supérieur ou inférieur à 1.5 fois l'écart interquartile du prix au m² des biens de même type (appartement ou maison) de la même commune. En outre, le logarithme du prix moyen au m² n'a pas été calculé pour les communes au sein desquelles le nombre de biens vendus est inférieur à 5 ainsi que pour celles situées dans les départements du Bas-Rhin, du Haut-Rhin et de la Moselle, communes pour lesquelles les données DVF ne sont pas disponibles. Ces exclusions concernent 7.5 % des jeunes de notre échantillon. D'autres variables ont été considérées à l'échelle communale ou à celle de la zone d'emploi (taux de chômage des adultes, proportion de NEET âgés de 18-24 ans, pourcentage de jeunes habitant leur commune de naissance, pourcentage de jeunes de 18-24 ans vivant en couple) mais les résultats n'étaient pas concluants. Il en a été de même de la typologie de l'offre de formation construite par Fabre & Pawlowski (2019) distinguant les territoires infra-académiques en fonction de leur offre de formation.

familiales observables (modèle 2) modifie peu ces résultats¹¹. Néanmoins, une fois contrôlés les effets de la surreprésentation des étudiants et des jeunes d'origine favorisée dans l'unité urbaine parisienne, les différences associées à la catégorie d'unité urbaine s'accroissent pour les décohabitations de longue distance. Ainsi, après l'introduction des variables de contrôle, les jeunes issus de l'agglomération parisienne ont une probabilité de s'installer à 50 km et plus du domicile parental inférieure de près de 85 % à celle des jeunes issus des communes rurales.

Enfin, les variables introduites dans le modèle 3 fournissent des éléments sur l'influence du type de commune de la résidence parentale sur la décohabitation précoce¹². Les difficultés locales d'accès au marché du travail, mesurées ici par le taux de chômage des jeunes de 18-24 ans dans la commune de résidence des parents, ne semblent pas liées à une première décohabitation précoce. En revanche, l'éloignement d'une université est associé à l'accès à un logement autonome éloigné de 50 km et plus du foyer parental, mais sans lien avec une mobilité de plus courte distance. La probabilité de s'installer à 50 km et plus du domicile parental (par rapport à celle de ne jamais avoir décohabité) augmente à

mesure que la distance de la commune d'origine à une université s'accroît. La mobilité de courte distance semble quant à elle davantage liée aux tensions sur le marché immobilier local. Ainsi, la probabilité d'accéder à un premier logement autonome à moins de 50 km de la résidence des parents (par rapport à celle de ne jamais avoir quitté le domicile parental) est d'autant plus élevée que la commune de départ se trouve dans une zone immobilière peu tendue¹³.

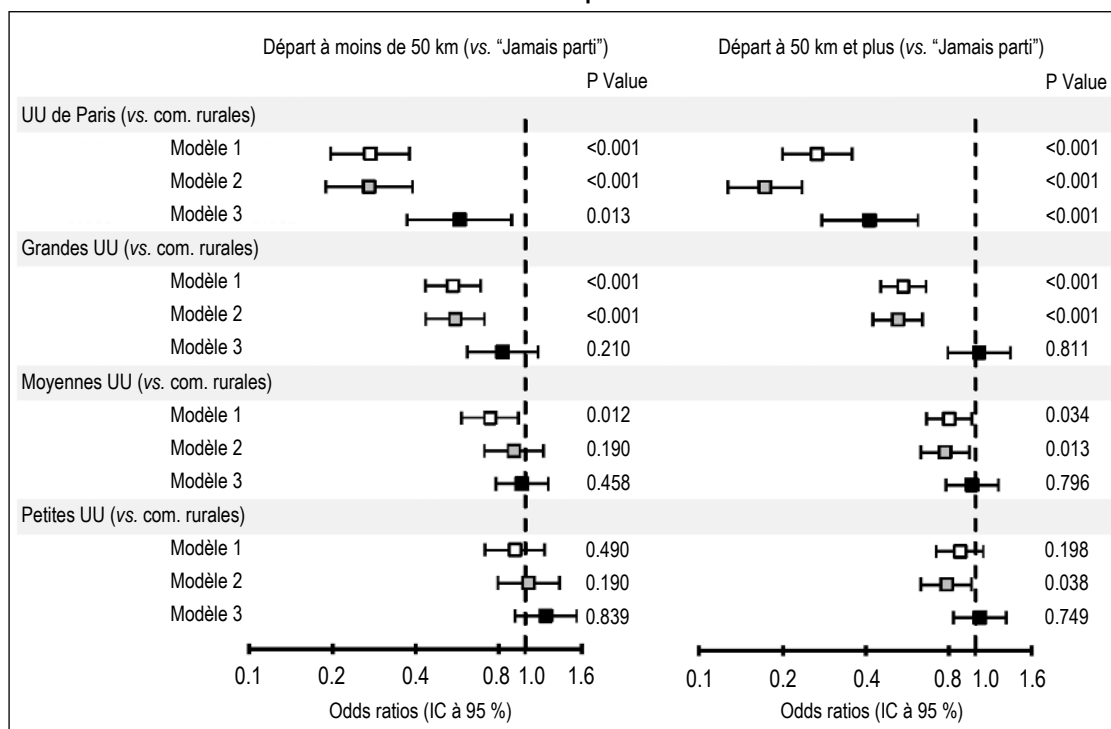
Finalement, l'introduction des variables contextuelles (modèle 3) atténue sensiblement les différences de mobilité à longue distance et, dans une moindre mesure, à courte distance, entre les jeunes originaires des grandes unités urbaines, des moyennes unités urbaines, des petites unités urbaines et des communes rurales (figure V).

11. L'effet de ces caractéristiques ne constituent pas l'objet principal de ce travail et les coefficients associés ne sont donc pas détaillés ici ; ils sont disponibles auprès des auteurs. Notons cependant que les filles, les jeunes ayant déjà eu une relation amoureuse stable, les étudiants ayant eu une première expérience professionnelle décohabitent plus précocement, et que les jeunes d'origine défavorisée quittent plus tard le domicile parental. En outre, la probabilité d'une première décohabitation à moins de 50 km de la résidence parentale est plus élevée pour les jeunes des fratries nombreuses, pour ceux qui ont connu la séparation ou le décès d'un parent ainsi que pour les actifs avec une situation professionnelle stable.

12. Les coefficients sont disponibles en Annexe en ligne C3-1.

13. C'est-à-dire une commune où le logarithme du prix moyen au m² des biens immobiliers vendus entre 2014 et 2018 est bas.

Figure V – Lien entre la catégorie de la commune du domicile parental et la probabilité de quitter le domicile parental



Note : sont représentés ici les rapports des chances relatives (ou odds ratios) avec leur intervalle de confiance à 95 % estimés pour la localisation de la résidence parentale par les différents modèles (1, 2 et 3).

Lecture : dans le modèle vide (modèle 1), la probabilité pour un jeune originaire de l'unité urbaine de Paris de décohabiter une première fois à 50 km et plus du domicile parental par rapport à celle de rester chez ses parents représente 0.27 fois celle d'un jeune du même âge issu d'une commune rurale. Ce rapport passe à 0.17 une fois contrôlés les effets des différences de composition sociodémographiques et familiales entre les jeunes des différents espaces (modèle 2). Enfin, après avoir introduit des variables contextuelles caractérisant la commune de départ en matière de situation du marché immobilier et de distance au centre universitaire (et de taux de chômage des jeunes), ce même rapport reste significatif mais n'est plus que de 0.41.

Source et champ : DREES-Insee, *enquête nationale sur les ressources des jeunes 2014*, 4 950 jeune chez leurs parents ou partis une première fois du foyer parental à 15 ans ou au-delà.

Les écarts de mobilité entre les jeunes originaires de ces quatre types d'espace et ceux provenant de l'agglomération parisienne demeurent cependant significatifs. Le maintien de cette disparité peut traduire l'imparfaite prise en compte des temps de transport ou de la distance aux formations les plus sélectives parmi les variables considérées dans le modèle final.

4. Des parents sollicités différemment selon les territoires

Si l'accompagnement parental du passage à l'âge adulte peut prendre plusieurs formes, l'accès des jeunes à un logement personnel peut néanmoins impliquer une charge particulièrement importante. Les disparités territoriales d'accès à l'autonomie résidentielle s'accompagnent ainsi d'une sollicitation différente des parents selon leur territoire de résidence.

4.1. Aide parentale à la première décohabitation

Près de huit parents sur dix ont apporté au moins une aide lors de la première installation du jeune

dans un logement personnel, qu'il s'agisse d'une aide au loyer, à l'aménagement ou à la recherche du logement¹⁴. Les parents accompagnent presque systématiquement un premier départ pour suivre des études, en particulier sous une forme financière (80 % ont aidé au financement du loyer contre 20 % des parents des autres jeunes autonomes). L'éloignement géographique modifie peu les contours de l'aide parentale, si ce n'est pour l'aménagement du premier logement lors d'un départ hors motif d'études. De même, le territoire d'origine affecte peu les modalités de l'aide parentale aux jeunes lors de l'accès à leur premier logement autonome. Les parents résidant dans les territoires ruraux accompagnent toutefois plus les décohabitations associées à la mise en couple : 70 % ont apporté au moins une aide contre moins d'un tiers des parents des grandes agglomérations.

En revanche, les disparités territoriales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce se traduisent

14. Respectivement plus de la moitié, deux tiers, et plus de la moitié des parents.

par des écarts importants dans la proportion de parents qui, au sein de chaque unité urbaine, sont mis à contribution pour accompagner l'installation du jeune. Moins de 30 % des parents résidant dans l'agglomération parisienne et environ la moitié de ceux des grandes agglomérations ont apporté au moins une aide pour l'accès du jeune à l'autonomie résidentielle contre près de 70 % des parents des communes rurales et 65 % de ceux qui résident dans les petites ou moyennes agglomérations urbaines. S'agissant de la seule participation au loyer, elle concerne moins de 20 % des parents de l'agglomération parisienne, 30 % de ceux habitant une grande agglomération urbaine et plus de 40 % des parents résidant dans une commune rurale ou une petite ou moyenne agglomération urbaine. Ces écarts de participation des parents selon le type de lieu de résidence sont les plus grands aux âges proches de la majorité (18-19 ans) puis s'atténuent ensuite à mesure que l'âge du jeune augmente. Ces différences de fréquence de contribution parentale selon le type de lieu de résidence ne sont pas modifiées par l'origine sociale.

Ces disparités spatiales de participation parentale peuvent refléter des différences durables de prise en charge de la période d'insertion, accroissant d'autant les différences cumulées en matière de sollicitation parentale. Tout d'abord, l'implication des parents dans l'accompagnement du premier départ est d'autant plus fréquente que la décohabitation est précoce¹⁵. Elle a ensuite vocation à se maintenir tout au long de la durée des études. Dès lors, la décohabitation plus précoce des jeunes originaires des communes rurales et des petites agglomérations est susceptible d'impliquer un effort parental non seulement plus fréquent mais aussi plus long.

4.2. Une sollicitation financière plus fréquente des parents résidant dans les communes rurales

Au cours des deux premières années d'enseignement supérieur (jusqu'au niveau Bac+2), la proportion de parents résidant dans les communes rurales ou les petites et moyennes agglomérations urbaines et assumant la charge financière du loyer d'un jeune est de près de 40 %, soit plus de quatre fois supérieure à celle des parents franciliens, et environ deux fois supérieure à celle des parents des autres grandes agglomérations urbaines¹⁶ (tableau 2). Pendant les deux premières années des études supérieures, la part des parents qui ont aidé le jeune d'une façon ou d'une autre dans sa première installation (42 %) est huit fois plus élevée parmi les parents habitant une commune rurale

que parmi les parents habitant l'unité urbaine de Paris (5 %), et plus de deux fois plus élevée que parmi les parents habitant dans une grande ville de plus de 200 000 habitants (16 %). L'octroi d'une aide financière à l'installation aux jeunes sortis du système éducatif est également plus fréquent chez les parents qui vivent dans une petite agglomération ou une commune rurale : 16 % des jeunes en emploi et 5 % des jeunes inactifs ou au chômage dont les parents vivent en milieu rural ont reçu ce type d'aide contre moins de 2 % des jeunes de l'unité urbaine parisienne sortis du système éducatif.

Se constituer garant d'un logement et financer la caution constituent deux autres charges qui sont plus fréquemment supportées par les parents résidant hors des zones urbaines. Chacune de ces charges concerne environ 20 % des parents habitant une commune rurale contre moins de 10 % des parents habitant dans une grande agglomération (respectivement 40 % et 15 % pour les jeunes en étude). Enfin, en 2014, près d'un quart des parents habitant une commune rurale ont également été sollicités pour participer aux autres charges associées à l'entrée dans un logement (frais d'agence, de déménagement ou d'ameublement), cette contribution étant de l'ordre de 1 000 euros en moyenne. Pour les jeunes en études, ce montant est un peu plus faible (900 euros), mais supérieur d'environ 150 euros au montant octroyé par les parents habitant l'unité urbaine parisienne.

4.3. Parmi les jeunes aidés, des montants peu sensibles à la localisation du domicile parental

Les disparités spatiales de décohabitation précoce, couplées à l'effort financier plus important des parents lorsque le jeune ne réside plus avec eux¹⁷, pourraient suggérer d'importantes différences du montant d'aide perçu par les jeunes selon le domicile parental. Or le montant global de l'aide perçue par les jeunes qui reçoivent des versements réguliers de leurs parents (qu'ils résident ou non avec eux) varie peu en fonction du type de commune des parents. Ainsi, ces jeunes perçoivent en moyenne environ 3 900 euros par an, quel que soit le lieu

15. La participation au financement du logement concerne 2/3 des jeunes qui ont quitté le domicile parental à 18-19 ans contre environ 20 % de ceux qui sont partis à 22-24 ans (respectivement 80 % et 50 % pour les jeunes qui ont décohabité pour études).

16. À noter que le montant moyen du loyer des jeunes autonomes est plus élevé (de l'ordre de 100 euros mensuel) lorsqu'ils sont originaires de l'unité urbaine de Paris plutôt que de communes rurales. Les données ne permettent toutefois pas de déterminer précisément le budget que consacrent les parents au financement du loyer des jeunes.

17. Voir notamment l'exploitation des données ENRJ par Grobon (2018).

Tableau 2 – Proportion de parents apportant de l'aide à l'accès ou au maintien du jeune dans un logement autonome, par type d'aide

	Catégorie de la commune de la résidence parentale				Ensemble
	UU de Paris	Grandes UU	Moyennes / Petites UU	Com. rurales	
Paiement partiel ou total d'un loyer pour un jeune (montant moyen du loyer d'un jeune autonome en euros)					
Ensemble	6.4 (553)	10.5 (493)	16.0 (443)	16.5 (446)	13.2 (450)
En cours d'études	10.1 (552)	17.9 (493)	32.1 (435)	35.5 (427)	24.9 (449)
<i>dont</i> Jusqu'à BAC+2	7.9 (527)	19.6 (450)	36.9 (425)	40.9 (405)	28.5 (424)
<i>Bac+3 et au-delà</i>	13.4 (606)	24.2 (507)	40.5 (475)	44.9 (491)	30.3 (496)
En emploi	0.0	0.8	0.4	1.0	0.6
Au chômage ou inactif	0.9	4.1	1.7	1.3	2.1
Paiement de la caution d'un logement d'un jeune					
Ensemble	4.7	13.1	19.6	20.4	15.8
En cours d'études	7.5	20.5	35.0	37.4	26.4
<i>dont</i> Jusqu'à BAC+2	7.1	19.8	39.7	44.0	30.1
<i>Bac+3 et au-delà</i>	9.5	28.6	47.2	54.4	34.2
En emploi	0.0	4.2	6.2	7.0	5.2
Au chômage ou inactif	0.9	4.1	6.0	5.6	4.5
Se porter caution du logement d'un jeune					
Ensemble	3.8	13.2	20.7	21.1	16.2
En cours d'études	5.9	20.3	34.1	36.6	25.6
<i>dont</i> Jusqu'à BAC+2	3.3	18.4	36.9	42.6	27.7
<i>Bac+3 et au-delà</i>	8.9	29.1	48.5	54.9	34.7
En emploi	0.2	7.1	10.1	10.8	8.3
Au chômage ou inactif	0.9	4.0	5.9	4.2	4.5
Aide financière pour l'installation dans le logement d'un jeune (montant moyen de l'aide apportée en euros)					
Ensemble	4.8 (1 007)	13.5 (1 130)	20.9 (971)	23.4 (1 107)	17.0 (1 044)
En cours d'études	7.2 (732)	19.4 (1 000)	35.6 (919)	37.6 (900)	26.3 (919)
<i>dont</i> Jusqu'à BAC+2	5.0 (670)	15.9 (816)	40.2 (853)	42.0 (768)	28.6 (815)
<i>Bac+3 et au-delà</i>	10.7 (732)	29.6 (1 130)	48.1 (988)	55.3 (1 045)	35.3 (1 013)
En emploi	0.6	7.4	9.1	15.5	9.4
Au chômage ou inactif	1.5	7.1	4.6	5.2	5.0

Lecture : en 2014, 6.4 % des parents originaires de l'unité urbaine parisienne payent, partiellement ou totalement, un loyer pour leur jeune. Le coût moyen du loyer des jeunes autonomes issus d'Ile-de-France est de 553 euros. Par ailleurs, 4.8 % des parents ont fourni une aide financière pour l'installation de leur jeune dans un logement autonome, aide dont le montant moyen s'élève à 1 007 euros.

Source et champ : DREES-Insee, *enquête nationale sur les ressources des jeunes 2014* ; 4 950 parents de jeunes âgés de 18-24 ans en 2014.

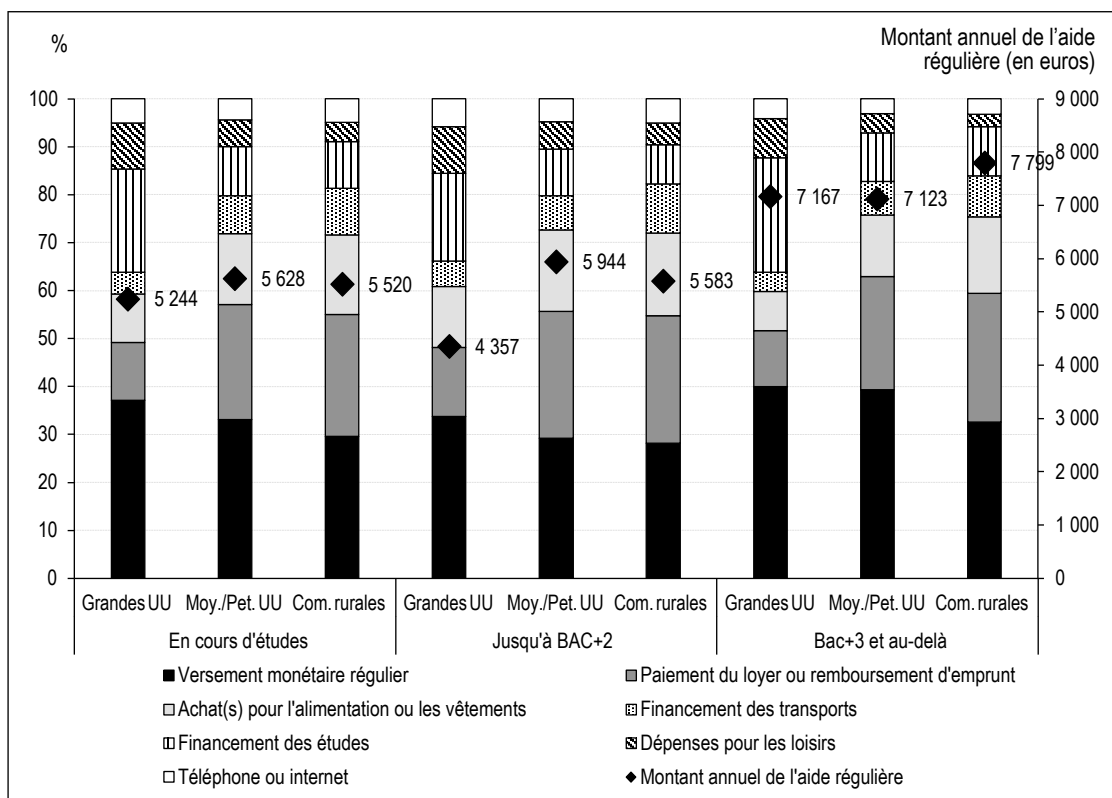
de résidence de leurs parents. Ce montant représente toutefois une part un peu plus élevée du revenu des parents vivant dans une commune rurale ou dans une petite ou moyenne agglomération (10 % contre 8 % pour les autres).

Cette situation s'explique en partie par des différences structurelles : la poursuite d'études, qui va avec les montants d'aide parentale les plus élevés, est plus fréquente pour les jeunes originaires des zones urbaines. Ainsi, parmi les jeunes étudiants aidés qui possèdent un logement autonome au moment de l'enquête, la somme annuelle moyenne versée par les parents est de l'ordre de 9 500 euros pour ceux originaires d'une grande agglomération urbaine, contre moins de 8 000 euros pour les autres (soit respectivement, 12 % et 14 % du revenu des parents). À même situation au regard des études et de l'emploi, les jeunes originaires d'une commune rurale et, dans une moindre

mesure, ceux venant d'une petite ou moyenne agglomération, reçoivent des montants annuels d'aide un peu plus élevés, qui correspondent à des taux d'effort des parents nettement supérieurs. Parmi les jeunes en Master 2, doctorat ou grandes écoles, ceux venus d'une grande agglomération urbaine reçoivent un montant d'aide équivalent à 10 % du revenu de leurs parents contre 14 % pour les jeunes originaires d'une petite ou moyenne agglomération urbaine et 16 % pour ceux venant d'une commune rurale.

Au-delà des différences éventuelles liées aux montants des loyers, l'ampleur de l'aide octroyée par les parents des grandes unités urbaines s'explique par la prise en charge d'autres frais (figure VI). Ainsi, la somme annuelle reçue par les jeunes étudiants originaires d'une zone urbaine pour financer les frais d'études (1 130 euros) représente quasiment le double de celle reçue par les jeunes venant des autres espaces. Ces

Figure VI – Répartition de la somme annuelle versée par les parents aidant régulièrement le jeune en fonction de son niveau de formation



Lecture : les parents habitant l'unité urbaine de Paris ou une autre grande unité urbaine qui aident régulièrement le jeune, lui versent en moyenne 5 244 euros par an. Les versements monétaires réguliers sans affectation préalable représentent 37 % de cette somme.
Source et champ : DREES-Insee, *enquête nationale sur les ressources des jeunes 2014* ; 4 950 jeunes âgés de 18-24 ans en 2014.

écarts se retrouvent quel que soit le niveau de la formation supérieure suivie par le jeune. Les différences sont par ailleurs plus accusées pour les jeunes qui disposent d'un logement autonome au moment de l'enquête, probablement parce que ceux issus d'une zone urbaine qui accèdent à un logement autonome sont ceux qui suivent les filières les plus coûteuses.

* *
*

L'étude du départ du domicile parental dans les premières années de la vie adulte met en évidence d'importantes disparités selon le territoire d'origine. Intervenant majoritairement dans le cadre de la poursuite des études, la décohabitation est nettement plus précoce hors des grandes agglomérations, avec une implication plus prononcée des parents. Les différences marquées reflètent notamment la concentration des établissements d'enseignement supérieur dans les grands centres urbains, une situation qui contraste avec celle d'autres pays européens au maillage universitaire plus dispersé.

La dimension spatiale apparaît être un principe structurant de la différenciation sociale du

calendrier et des modes de décohabitation. Ainsi, la persistance d'un modèle « traditionnel » d'entrée dans la vie adulte caractérisé par une installation précoce en couple concerne principalement les jeunes femmes d'origine populaire issues des territoires ruraux. Le modèle d'autonomisation précoce lié aux études s'applique principalement aux jeunes issus de milieux favorisés dont les parents résident dans une commune rurale ou dans une petite ou moyenne agglomération. Il est associé à une plus grande distance entre le logement du jeune et celui des parents.

Ces disparités spatiales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce sont associées à une sollicitation, notamment financière, plus fréquente des parents qui résident dans les communes rurales ou dans les petites agglomérations. Si les montants moyens d'aide régulière varient pourtant peu selon le territoire de résidence des parents, ils correspondent néanmoins à des taux d'efforts nettement supérieurs pour les parents vivant hors des grandes unités urbaines, notamment pour des jeunes encore en étude. D'autre part, les parents qui résident dans les grandes agglomérations destinent l'aide davantage au financement des études et des loisirs qu'au financement du logement.

Ce panorama descriptif permet de mettre en lumière d'importantes disparités spatiales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce en France. Le recours à une définition plus restrictive de l'autonomie résidentielle ne change pas fondamentalement les résultats (voir Annexe en ligne, figure C4-I). Une analyse plus poussée du rôle de l'aide parentale dans la décohabitation se heurte à l'absence d'information sur le niveau de soutien dont auraient pu bénéficier ceux qui n'ont pas décohabité. D'autre part, la dimension

cumulative de l'aide parentale tout au long de la période de transition vers l'âge adulte ne peut être qu'imparfaitement saisie. Enfin, l'analyse des disparités spatiales mériterait d'être approfondie à un niveau géographique plus fin. Des données biographiques retraçant l'intégralité des changements de domicile du jeune et l'aide parentale associée à chacun d'eux permettraient de mieux appréhender la façon dont la dimension spatiale structure les trajectoires juvéniles vers l'indépendance résidentielle. □

Lien vers les Annexes en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5347206/ES-522-523_Kersuzan-Solignac_Annexes_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Alpe, Y. (2018). Des « effets de territoire » sur les trajectoires scolaires des élèves ruraux ? Un bilan de 20 ans de recherches. In : Cayouette-Remblière, J., Jedlicki, F. & Moulin, L. (Dir.). *Comment se fabriquent des offres scolaires inégales ?* Ined, Document de travail N° 241, pp. 82–95. <https://www.ined.fr/fr/publications/editions/document-travail/comment-se-fabrique-des-offres-scolaires-inegales/>

Amsellem-Mainguy, Y. (2016). L'accès à l'âge adulte pour les jeunes en France. *Informations sociales*, 195(4), 9–13. <https://doi.org/10.3917/inso.195.0009>

Arrighi, J.-J. (2004). Les jeunes dans l'espace rural : une entrée précoce sur le marché du travail ou une migration probable. *Formation Emploi*, 87, 63–78. <https://doi.org/10.3406/forem.2004.1671>

Baccaïni, B. (2001). Les migrations internes en France de 1990 à 1999 : l'appel de l'Ouest. *Économie et Statistique*, 344, 39–79. <https://doi.org/10.3406/estat.2001.7450>

Baccaïni, B. (2007). Les flux migratoires interrégionaux en France depuis cinquante ans. *Population*, 62(1), 143–160. <https://doi.org/10.3917/popu.701.0143>

Baccaïni, B. (2009). Recensement de la population de 2006. Les migrations entre départements : le Sud et l'Ouest toujours très attractifs. *Insee Première* N°1248. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/695/1/ip1248.pdf>

Behrens, K., Tano, S. & Robert-Nicoud, F. (2015). Agglomeration Theory with Heterogenous Agents. In: Duranton, G., Henderson, J. V. & Strange, W. C. (Ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, 5(1), 172–245. UK: Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59517-1.00004-0>

Bellidenty, J. (2018). Études, travail, logement : comment les enfants de parents séparés entrent dans l'âge adulte ? *Études et résultats* N° 1071. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er1071.pdf>

Berck, P., Tano, S. & Westerlund, O. (2016). Regional Sorting of Human Capital: The choice of Location among Young Adults in Sweden. *Regional Studies*, 50(5), 757–770. <https://doi.org/10.1080/00343404.2014.931935>

Bergouignan, C. (2009). L'impact des migrations sur les compositions par âge des populations locales : typologie cantonale pour une analyse rétrospective et prospective. *Espace populations sociétés*, (1), 45–65. <https://doi.org/10.4000/eps.3580>

Bloss, T. (2008). Première mise en couple et temporalités biographiques de classe. In : Cavalli, A., Cicchelli, V. & Galland, O. (Ed.), *Deux pays, deux jeunesse ? La condition juvénile en France et en Italie*, 61–69. Rennes : Presses universitaires de Rennes.

Bouquet, B. (2018). Place des jeunes dans les territoires ruraux : avis du Cese, 2017. *Vie sociale*, 22(2), 157–162. <https://doi.org/10.3917/vsoc.182.0157>

Bosquet, C. & Overman, H. (2019). Why does birthplace matter so much? *Journal of Urban Economics*, 110(C), 26–34. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.01.003>

Bozon, M. & Villeneuve-Gokalp, C. (1995). L'art et la manière de quitter ses parents. *Population et Sociétés* N° 297. https://www.ined.fr/fichier/s_rubrique/18713/pop_et_soc_francais_297.fr.pdf

- Castell, L., Rivalin, R. & Thouilleux, C. (2016).** L'accès à l'autonomie résidentielle pour les 18-24 ans : un processus socialement différencié. *In* : Insee, *France Portrait Social*, 11–25. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2503441?sommaire=2492313>
- Cavalli, A., Cicchelli, V. & Galland, O. (2008).** Deux variantes d'un même modèle. *In* : Cavalli, A. & Cicchelli, V. & Galland, O. (Ed.), *Deux pays, deux jeunesses ? La condition juvénile en France et en Italie*, 255–262. Rennes : Presses universitaires de Rennes.
- Cereq (2011).** La course d'orientation des jeunes ruraux. *Bref du Céreq* N° 292. <https://www.cereq.fr/la-course-dorientation-des-jeunes-ruraux>
- Chevalier, T. (2018).** *La jeunesse dans tous ses États*. Paris : PUF.
- Cichelli, V. (2013).** *L'autonomie des jeunes. Questions politiques et sociologiques sur les mondes étudiants*. Paris : La Documentation Française.
- Combes, P.-P. & Gobillon, L. (2015).** The Empirics of Agglomeration Economies. *In*: Duranton, G., Henderson, J. V. & Strange, W. C. (ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, 5(1), 247–348. UK:Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59517-1.00004-0>.
- Coquart, B. (2015).** *Que sait-on des jeunes ruraux ? Revue de littérature*. Rapport d'études pour l'Institut national de la jeunesse et de l'éducation populaire. <https://injep.fr/wp-content/uploads/2018/09/rapport-2015-03.pdf>
- Couet, C. (2006).** La mobilité résidentielle des jeunes. *In: Données Sociales – La société française*, 495–504, Paris : Insee.
- Cox, D.R. (1972).** Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 34(2), 187–220. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.x>
- 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>
- Delance, P. & Vignolles, B. (2017).** Ça déménage ? La mobilité résidentielle et ses déterminants. *Insee Références – Les conditions de logement en France*, 55–77. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586010?sommaire=2586377>
- Despalins, R. & de Saint Pol, T. (2012).** L'entrée dans la vie adulte des bacheliers sous l'angle du logement. *Études et résultats*, N° 813. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er813.pdf>
- Détang-Dessendre, C., Pigué, V. & Schmitt, B. (2002).** Les déterminants micro-économiques des migrations urbain-rural : leur variabilité en fonction de la position dans le cycle de vie. *Population*, 57(1), 35–62. <https://doi.org/10.2307/1534785>
- Détang-Dessendre, C., Goffette-Nagot, F & Pigué, V. (2008).** Life Cycle and Migration to Urban and Rural Areas: Estimation of a Mixed Logit Model on French Data. *Journal of Regional Science*, 48(4), 789–824. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9787.2008.00571.x>
- Détang-Dessendre, C. & Pigué, V. (2017).** Graduates and Migration in France: Between Urban Labour-Market Attraction and Interest in Amenities. *In*: Corcoran, J. & Faggian, A. (Eds.), *Graduate migration and regional development: an international perspective*, 139–158. UK/USA: Edward Elgar Publishing.
- Diamond, J. (2016).** The Determinants and Welfare Implications of US Workers diverging Location Choices by Skill: 1980-2000. *American Economic Review*, 106(3), 479–524. <https://doi.org/10.1257/aer.20131706>
- 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>
- Dufour-Kippelen, S. (2001).** Les déterminants des trajectoires de décohabitation et d'accès à l'emploi des jeunes peu diplômés. *Revue des politiques sociales et familiales*, 65, 73–89. <https://doi.org/10.3406/caf.2001.966>
- Dumartin, S. (1995).** Mobilité géographique et insertion professionnelle des jeunes. *Économie et Statistique*, 283-284, 97–110. <https://doi.org/10.3406/estat.1995.5965>
- Eyémoud, J.B. & Wasmer E. (2016).** *Vers une société de mobilité. Les jeunes, l'emploi et le logement*. Paris: Presses de Sciences Po.
- Fabre, J. & Pawlowski, E. (2019).** Aller étudier ailleurs après le baccalauréat : entre effets de la géographie et de l'offre de formation. *Insee Première* N° 1727. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3688229>
- Fack, G. (2005).** Pourquoi les ménages pauvres paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? L'incidence des aides au logement en France (1973-2002). *Économie et Statistique*, 381-382, 17–40. <https://doi.org/10.3406/estat.2005.7207>
- 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>
- Gambino, M. & Desmesure, O. (2014).** Habiter les espaces ruraux : les enjeux des formes de mobilité des jeunes. *Regards interdisciplinaires. Norois*, 233(4), 25–35. <https://doi.org/10.4000/norois.5401>

- Gavria, S. (2005).** *Quitter ses parents. Devenir adulte en Espagne et en France, un processus divergent.* Rennes : Presses Universitaires de Rennes.
- Gobillon, L. (2001).** Emploi, Logement et Mobilité Résidentielle. *Économie et Statistique*, 349-350, 77–98. <https://doi.org/10.3406/estat.2001.7415>
- Grobon, S. (2018).** Combien coûte un jeune adulte à ses parents? *Insee Références- Les revenus et le patrimoine des ménages*, 65–79. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3559099?sommaire=3549502>
- 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, 221–227. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2599>
- Holdsworth, C. (2004).** Family Support During the Transition Out of the Parental Home in Britain, Spain and Norway. *Sociology*, 38(5), 909–926. <https://doi.org/10.1177/0038038504047179>
- 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>
- Laferrère, A. & Le Blanc, D. (2004).** Gone with the Windfall: How do Housing Allowance Affect Student co-Residence? *CESifo Economic Studies*, 50(3), 451–477. <https://doi.org/10.1093/cesifo/50.3.451>
- Lemistre, P. & Magrini, M. (2010).** Mobilité géographique des jeunes : du système éducatif à l'emploi. Une approche coûts/bénéfices des distances parcourues. *Formation Emploi*, 110(2), 63–78. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.3051>
- Magord, C. (2016).** Du RMI jeunes à la Garantie jeunes : les débats sur le soutien à l'autonomie des jeunes adultes. *Informations sociales*, 195(4), 66–75. <https://doi.org/10.3917/inso.195.0066>
- Majamaa, K. (2013).** The effect of socio-economic factors on parental financial support from the perspectives of the givers and the receivers. *European Societies*, 15, 57–81. <https://doi.org/10.1080/14616696.2012.721891>
- Margirier, G. (2004).** Quelles mobilités géographiques en début de vie active ? *Formation Emploi*, 87, 15–27. <https://doi.org/10.3406/forem.2004.1668>
- 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>
- 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>
- Mora, V., Sulzer, E., Goffette, C. & Joseph O. (2008).** *Insertion professionnelle et autonomie résidentielle des jeunes.* Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion Sociale (Ed.). Paris : La Documentation française. <https://onpes.gouv.fr/IMG/pdf/Cereq3.pdf>
- Mulder, C. H. (2009).** Leaving the Parental Home in Young Adulthood. In: A. Furlong (Ed.), *Handbook of youth and young adulthood: New perspectives and agendas*, 203–210. London: Routledge.
- Orange, S. & Renard, F. (2018).** *Au bonheur des dames. Attachement local et relations d'obligations dans l'accès à l'âge adulte des jeunes femmes d'origine populaire et rurale.* Rapport final post-enquête RURELLES, Insee/DREES. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/acces_age_adulte_femmes_cens_gresco.pdf
- Portela, M. & Dezenaire, F. (2014).** Quitter le foyer familial : les jeunes adultes confrontés à la crise économique. *Études et résultats* N° 887. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er887.pdf>
- Regnier-Loilier, A. (2006).** À quelle fréquence voit-on ses parents ? *Population & Sociétés* N° 427. https://www.ined.fr/fichier/s_rubrique/19095/pop_et_soc_francais_427.fr.pdf
- Renahy, N. (2005).** *Les gars du coin. Enquête sur une jeunesse rurale.* Paris: La Découverte.
- Roback, J. (1982).** Wages, Rents, and the Quality of Life. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257–1278. <https://doi.org/10.1086/261120>
- 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>
- 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/bitstream/1/464/1/ip826.pdf>
- Rosen, S. (1974).** Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55. <https://doi.org/10.1086/260169>
- Sjaastad, L. A. (1962).** The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy*, 70(5), 80–93. <https://doi.org/10.1086/258726>
- 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>

- Thissen, F., Fortuijn, J. D., Strijker, D. & Haarsten, D., 2010.** Migration intentions of rural youth in the westhoek, flanders, Belgium and the Veenkoloniën, The Netherlands. *Journal of Rural Studies*, 26(4), 428–436. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2010.05.001>
- Van de Velde, C. (2008).** *Devenir adulte. Sociologie comparée de la jeunesse en Europe*. Paris: Presses Universitaires de France.
- Van de Velde, C. (2012).** Soutenir l'autonomie des jeunes majeurs : puissance et impuissance du politique. In: V. Becquet (éd.), *Politiques de jeunesse : le grand malentendu*, pp. 53–64. Nîmes: Champ social. <https://doi.org/10.3917/chaso.becqu.2012.01.0053>
- Van de Velde, C. (2014).** Une génération « indignée »? Les jeunes face à la crise en Europe. *Cahiers de sociologie économique et culturelle*, (56), 13–31. https://www.researchgate.net/publication/342504057_Une_generation_indignee_Les_jeunes_face_a_la_crise_en_Europe
- Vanoni, D. (2013).** Comment la crise du logement fragilise depuis dix ans une société déjà déstabilisée. *Recherche sociale*, 207(3), 6–27. <https://doi.org/10.3917/recsoc.207.0006>
- 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>
- Yamaguchi, K. (1991).** *Event History Analysis*. Californie: Sage Publications.
-

Inégalités sociales et désynchronisation du sommeil au sein des couples

Social Inequalities and the Desynchronisation of Sleep Within Couples

Capucine Rauch*

Résumé – Dans la majorité des couples, les conjoints synchronisent leur sommeil, mais la synchronie n'est pas identique dans toutes les classes sociales ; le sommeil des couples d'employés et d'ouvriers est le plus désynchronisé. À partir des enquêtes *Emploi du temps* 1986, 1999 et 2010 nous réalisons une typologie de l'organisation du sommeil au sein des couples, afin d'étudier les facteurs de désynchronisation et leurs évolutions entre le milieu des années 1980 et la fin des années 2000. Entre ces deux dates, la désynchronisation augmente dans la quasi-totalité des classes sociales, en raison d'un allongement du temps d'écoute de la télévision. Toutefois, les inégalités face aux horaires de travail restent le principal facteur explicatif des différences de synchronisation du sommeil. La désynchronisation du sommeil reflète également les inégalités de genre dans la division du travail au sein des couples, femmes et hommes ne réalisant pas les mêmes activités pendant le sommeil de leur conjoint ou de leur conjointe.

Abstract – *In the majority of couples, the partners synchronise their sleep; however, synchrony is not the same across all social classes: the sleep of white-collar and blue-collar couples is the most out of sync. Based on the Time Use Surveys conducted in 1986, 1999 and 2010, we are creating a sleep organisation typology for couples in order to study the factors behind desynchronisation and the ways in which they have changed between the mid-1980s and the late 2000s. Between these two dates, an increase in desynchronisation has been observed in almost all social classes due to an increase in the amount of time spent watching television. However, inequality with regard to working hours remains the principal factor behind the differences in sleep synchronisation. Sleep desynchronisation also reflects gender inequalities in the division of work between couples, with men and women undertaking different activities while their partner is sleeping.*

Codes JEL / JEL Classification : Z13, J16, J12

Mots-clés : sommeil, emploi du temps, inégalités sociales, inégalités de genre

Keywords: sleep, time use, social inequalities, gender inequalities

*Institut national d'études démographiques (INED); Sciences Po, Observatoire sociologique du changement (OSC) CNRS (capucine.rauch@ined.fr)
Je remercie tout particulièrement Laurent Lesnard et Jeanne Ganault, ainsi que Nicolas Robette. Je remercie également deux rapporteurs anonymes dont les remarques et suggestions ont contribué à améliorer cet article.

Reçu en juillet 2019, accepté en mai 2020.

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

Citation: Rauch, C. (2021). Social Inequalities and the Desynchronisation of Sleep Within Couples. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 522-523, 81–104. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.522d.2040>

Une journée ayant une durée limitée, les individus sont contraints de faire des choix entre différentes activités, choix qui dépendent notamment de leurs préférences et de leurs contraintes temporelles. De ce fait, les usages du temps diffèrent entre individus. Par exemple, les actifs et les catégories supérieures ont tendance à privilégier les activités dites « actives » (activités professionnelles, sportives, associatives ou culturelles par exemple) au détriment des activités dites « passives » comme le sommeil et la télévision, alors que les individus les moins bien dotés et les inactifs y consacrent davantage de temps (Degenne *et al.*, 2002). Les hommes auraient également davantage tendance à considérer le sommeil comme une « nécessité malheureuse » car demandant du temps qui pourrait être alloué à la réalisation d'autres activités, professionnelles notamment (Degenne *et al.*, 2002; Meadows *et al.*, 2008).

Ces exemples pointent le fait que le sommeil n'occupe pas la même place dans les préférences des individus et dans leur organisation temporelle. Comme leurs autres activités, les individus organisent leur sommeil. La locution *to do sleep* utilisée par certains chercheurs anglo-saxons pour traduire le verbe dormir reflète bien que le sommeil n'est pas un état uniquement subi, mais un comportement chargé de significations sociales (Taylor, 1993), qui serait à concevoir à travers l'*habitus* et l'*hexis* corporelle des individus (Williams, 2002). Dans *Les techniques du corps*, Mauss souligne déjà que le sommeil est un phénomène culturel qui s'apprend (Mauss, 1936), et s'endormir le fruit d'un processus culturel, enseigné dès l'enfance (Aubert & White, 1959a ; 1959b). Au sein d'une communauté, la coordination du sommeil est une condition permettant l'organisation de la vie collective ; les individus dorment en même temps parce qu'ils ont besoin les uns des autres lorsqu'ils sont éveillés (Schwartz, 1970). Le sommeil et son organisation sociale sont des prérequis fonctionnels d'une société (Williams, 2002), ce sont aussi des enjeux de santé publique, comme le souligne un récent rapport de la fondation Terra Nova (Léger *et al.*, 2016). Le sommeil n'est donc pas uniquement déterminé par des nécessités biologiques, mais répond aussi à des normes et des valeurs, et est un exemple paradigmatique de l'interaction entre les processus biologiques et sociaux (Williams, 2002).

Le sommeil est donc une activité qui s'organise. Biddle & Hamermesh (1990) intègrent le sommeil dans un modèle d'allocation optimale du temps et concluent qu'il peut être considéré

comme étant en concurrence avec d'autres activités de plus grande valeur ; il serait ainsi soumis au choix du consommateur, et affecté par les mêmes variables économiques que celles qui président aux autres choix temporels. Une étude qualitative sur les étudiants en emploi et les travailleurs aux États-Unis souligne également les efforts de négociation, de gestion, et de planification du sommeil de la part de ces individus (Coveney, 2014).

De plus, Chatzitheochari & Arber (2009) mettent en évidence que les travailleurs britanniques ne sont pas tous égaux face au risque d'avoir une faible durée de sommeil, et décrivent le sommeil comme un nouvel élément à prendre en compte dans la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale. Par ailleurs, cette dernière est indissociable de l'étude de la division du travail au sein des couples, et des inégalités de genre qui lui sont associées. Des comparaisons internationales remarquent que les inégalités de temps de sommeil selon le genre ne vont pas dans le même sens dans toutes les sociétés¹. Une étude réalisée à partir de l'enquête états-unienne sur les emplois du temps souligne que, quelle que soit la position dans le cycle de vie, les femmes états-uniennes dorment plus longtemps que les hommes (Burgard & Ailshire, 2013), alors qu'en Corée du Sud, elles dorment en moyenne moins longtemps (Fisher & Robinson, 2010). L'essentiel de ces différences s'expliquerait par des disparités de responsabilités professionnelles et familiales, et d'usage du temps². Les spécificités socioculturelles sont donc à prendre en compte dans l'analyse des habitudes de sommeil, puisqu'elles sont susceptibles d'affecter de manière particulière les hommes et les femmes (Cha & Eun, 2014). Une comparaison européenne (Maume *et al.*, 2018) suggère également que les inégalités de genre sont associées à un sommeil non réparateur, et qu'en moyenne, dans les pays où elles sont faibles, les femmes et les hommes dorment mieux. Hommes et femmes auraient ainsi un sommeil de durée et de qualité inégales, ce qui contribuerait au maintien et au renforcement des inégalités de genre.

Toutefois, les quelques études qualitatives mises à part³, les analyses liant usages du temps et inégalités de sommeil entre hommes et femmes se placent surtout au niveau individuel. Ricoch (2012) présente une première analyse

1. Voir par exemple Fisher & Robinson, 2010 ; Robinson & Michelson, 2010.

2. Voir notamment Cha & Eun, 2014 ; 2018 ; Hislop & Arber, 2003 ; Maume *et al.*, 2018 ; Maume *et al.*, 2009 ; 2010 ; Venn *et al.*, 2008.

3. Notamment Hislop & Arber, 2003 ; Maume *et al.*, 2009 ; Venn *et al.*, 2008.

de la synchronisation du sommeil au sein des couples, réalisée à partir de l'enquête *Emploi du temps* de l'Insee, mais effectuée une typologie des nuits (22h00-8h00) au niveau individuel et croise ensuite les classes d'appartenance des deux conjoints. Cependant, rester à ce niveau d'analyse ne permet de saisir que partiellement l'influence potentiellement différenciée des responsabilités familiales et professionnelles sur les hommes et les femmes. En effet, ces raisonnements font implicitement référence aux inégalités de genre au sein des couples, mais ne permettent pas de les étudier directement car analysent séparément les hommes et les femmes. Raisonner au niveau du couple permet de prendre directement en compte les interactions entre conjoints plutôt que de les reconstruire *a posteriori*. Dans leur conclusion, Maume *et al.* (2018) soulignent ainsi la nécessité de mener des recherches quantitatives au niveau du couple, afin d'étudier la manière dont les obligations professionnelles et familiales ont un impact sur la possibilité pour les conjoints d'avoir un sommeil réparateur quand ils en ont besoin.

Par ailleurs, Méda (2001) note que, dans la division traditionnelle du travail, dans les couples où seul l'homme exerce une activité professionnelle la femme joue le rôle de « réservoir de temps », prenant en charge la coordination entre les différents temps sociaux. Avec la généralisation des couples biactifs, cette spécialisation s'estompe. Au sein de ces couples, la synchronisation du temps des conjoints doit prendre en compte non plus une, mais deux contraintes professionnelles. Lesnard (2008) souligne que la désynchronisation des horaires de travail, fortement liée à la position sociale, concerne de plus en plus de couples biactifs, et que ce manque de synchronisation est dommageable pour les temps familiaux. Ceux qui en ont la possibilité font d'ailleurs plus souvent le choix d'avoir une journée de travail standard et synchronisée. Qu'en est-il dans le choix des horaires de sommeil ? Si Ricoch (2012) constate que plus les horaires de sommeil sont atypiques, moins ils sont partagés au sein des couples, elle ne développe néanmoins pas cette analyse.

Étudier l'organisation du sommeil au niveau du couple permet donc d'étudier les inégalités qui lui ont trait à deux niveaux : au sein du couple en comparant la situation des conjoints, et entre les couples en comparant leurs situations respectives, en étudiant le caractère régulier ou atypique de certaines organisations temporelles. C'est ce que nous proposons de faire en étudiant la synchronisation du sommeil dans les couples à l'aide des enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986,

1998-1999 et 2009-2010. L'article est organisé de la façon suivante : dans une première section, nous présentons les données utilisées et les formes de (dé)synchronisation du sommeil au sein des couples. La deuxième section décrit la structuration de la désynchronisation du sommeil dans les couples et la troisième section le lien entre désynchronisation du sommeil et inégalités sociales.

1. Synchronisation et désynchronisation du sommeil

1.1. Données et définition du sommeil des couples

1.1.1. Harmonisation des enquêtes *Emploi du temps et population retenue*

Les trois dernières enquêtes *Emploi du temps* réalisées par l'Insee (1985-1986, 1998-1999 et 2009-2010) permettent d'analyser de manière assez fine la gestion du temps des individus et celle de leur éventuel conjoint. En effet, il est demandé aux enquêtés de remplir un carnet, indiquant dans leurs propres termes l'ensemble des activités réalisées dans la journée. En combinant les carnets des conjoints, il est donc possible d'étudier l'organisation du sommeil au sein des couples.

En 1985-1986 et 1998-1999, les individus n'ont à remplir qu'un seul carnet, tandis qu'en 2009-2010 ils en remplissent deux, un durant un jour de semaine et l'autre un jour de week-end (sauf ceux répondant au module *Décisions dans les couples*, qui n'en remplissent qu'un seul). Cela entraîne donc une surreprésentation des journées-couple issues de l'enquête 2009-2010, et parmi elles, des journées des couples inactifs ou dont les deux conjoints sont étudiants, ainsi que des couples dont les enfants sont actifs et cohabitent avec leurs parents, ou des couples formés il y a moins d'un an.

Pour corriger ces répartitions asymétriques, nous affectons un poids de 2 aux couples qui n'ont rempli qu'un seul carnet en 2009-2010, puis ajustons le poids des journées-couple de 1985-1986 et 1998-1999 de manière à ce que chaque enquête soit également représentée au sein de l'échantillon.

En 1985-1986, le pas des activités est de 5 minutes, alors qu'il est de 10 minutes dans les enquêtes suivantes. Pour toutes, les activités sont retranscrites de minuit à minuit (l'enquête de 2009-2010 rend également compte des activités réalisées la veille entre 21h et minuit, que nous laissons de côté). Aussi, il faut garder à l'esprit que, dans la grande majorité, le sommeil

que nous observons correspond à deux nuits différentes, de minuit à l'heure du lever pour la première, puis de l'heure du coucher à minuit pour la deuxième, éventuellement entrecoupées par un ou plusieurs épisodes de sieste (parmi les carnets des plus de 15 ans résidant en France métropolitaine toutes années confondues, 12 % comportent un épisode de sommeil, 52 % en comportent deux, 25 % en comportent trois, 8 % en comportent quatre et 3 % en comportent au moins cinq). Afin d'uniformiser le pas des emplois du temps, nous dupliquons chacune des 144 pages de 10 minutes des enquêtes 1998-1999 et 2009-2010 pour obtenir artificiellement 288 pages de 5 minutes.

Nous retenons uniquement les couples hétérosexuels cohabitants dont les deux conjoints ont rempli un carnet, et ce le même jour. Les couples homosexuels ne sont pas pris en compte car ils ne représentent qu'une part très faible de l'échantillon et nous souhaitons pouvoir étudier les éventuels effets de genre dans l'organisation conjugale du sommeil. Nous excluons les couples n'ayant pas rempli de questionnaire individuel, pour lesquels nous ne possédons pas d'informations sociodémographiques, ainsi que ceux n'ayant déclaré aucun épisode de sommeil. L'échantillon final se compose de 19 076 journées-couple, dont 5 644 en 1985, 4 570 en 1998 et 8 862 en 2009.

1.1.2. Le sommeil dans les enquêtes Emploi du temps

Afin que les carnets puissent être comparés, les activités décrites par les enquêtés sont regroupées en différentes modalités. Cependant, le codage n'est pas uniforme entre les enquêtes : le sommeil est décliné en quatre modalités en 1985-1986, en trois en 2009-2010 et n'en désigne qu'une seule en 1998-1999. De plus, « conformément aux recommandations européennes, les périodes de repos (siestes par exemple) de moins de 3 heures ont été codées dans l'enquête 2010 dans le code 'ne rien faire'. Auparavant, cette activité était codée dans le code 'sommeil'. » (Insee, 2017).

Dans un souci de cohérence, nous considérons pour chaque enquête les modalités correspondant à 'ne rien faire' ou 'se détendre' comme étant assimilées au sommeil. Par conséquent, le temps désigné ici par 'sommeil' ne rend pas compte du sommeil effectif, mais du temps alloué au sommeil (ou à une activité assimilée). Par ailleurs, rares étant les individus les reportant explicitement dans leur carnet, le sommeil peut également inclure les relations sexuelles (toutes années confondues, seuls 1.6 % des carnets remplis par les plus de 15 ans résidant en France

métropolitaine contiennent au moins un épisode d'activités privées', modalité regroupant, entre autres, les relations sexuelles).

Les activités assimilées au sommeil sont les suivantes :

-1985-1986 : sommeil nocturne (essentiel) y compris le sommeil de jour pour ceux qui travaillent la nuit ; sommeil diurne (accidentel, par exemple : personne malade) ; repos au réveil ; sieste ou repos ; se détendre, réfléchir, penser, faire des projets, ne rien faire, sans activité visible ; fumer, siffler.

-1998-1999 : sommeil ; se détendre, réfléchir, fumer.

-2009-2010 : sommeil ; alité, malade ; temps autour du sommeil (insomnies, grasses matinées, etc.) ; ne rien faire, flâner, réfléchir, fumer, se détendre, se reposer, etc.

Les durées moyennes des activités pour les individus de plus de 15 ans résidant en France métropolitaine ainsi que les taux de participation et les durées moyennes des activités pour les participants sont indiqués dans le tableau C-1 en Annexe en ligne (lien vers Annexes en ligne à la fin de l'article). Une analyse sur les enquêtes de 1985 et 1998 adoptant une définition plus restrictive du sommeil confirme les résultats présentés par la suite.

1.1.3. Des carnets des conjoints au carnet du couple

La combinaison des carnets journaliers remplis par les conjoints permet de construire des emplois du temps au niveau du couple, chaque séquence représentant alors la combinaison 'activité de l'homme/activité de la femme'. L'analyse ne prend en compte que les activités principales de chacun des conjoints (F et H), regroupées en *sommeil* ou *autre*. Une fois combinées, on obtient quatre modalités au niveau du couple pour une plage horaire donnée : *sommeil couple* (F *sommeil* et H *sommeil*), *sommeil H uniquement* (H *sommeil* et F *autre*), *sommeil F uniquement* (F *sommeil* et H *autre*), *couple autre* (F *autre* et H *autre*).

La synchronie (ou le taux de synchronisation) du sommeil est définie de la manière suivante :
taux de synchronisation = sommeil couple / (sommeil H uniquement + sommeil F uniquement + sommeil couple)

1.2. Le sommeil, une activité fortement synchronisée ?

L'organisation de la vie collective nécessite une coordination des horaires de sommeil (Schwartz,

1970) et comme les repas (de Saint Pol, 2006), le sommeil est une activité très synchronisée. D'après l'enquête *Emploi du temps* 2009, entre 1h00 et 6h00, neuf individus sur dix dorment. À titre de comparaison, si l'on s'intéresse uniquement aux individus ayant travaillé le jour de l'enquête, au maximum 80 % de cette population travaillent simultanément, et ce pendant une heure seulement (entre 10h00 et 11h00).

De plus, au sein des couples, les conjoints cherchent à coordonner leurs emplois du temps pour pouvoir passer du temps ensemble (Hamermesh, 2002), ce qui se traduit par un renforcement de la synchronisation de leur sommeil. Quelle que soit l'année considérée, la synchronie du sommeil des couples est supérieure de 10 points à celle de pseudo-couples – composés d'un appariement aléatoire d'un homme et d'une femme⁴ (voir Annexe en ligne, figure C-I). Cette différence confirme l'existence d'une tendance à la synchronisation du sommeil au sein des couples, mise en évidence par Ricroch (2012), tendance qui perdure sur l'ensemble de la période étudiée. Compte tenu de cette stabilité de la synchronie et pour avoir des effectifs permettant des analyses assez fines, nous agrégeons par la suite les trois enquêtes.

La synchronie du sommeil n'est pas identique dans toutes les classes sociales (tableau 1) : 82 % du sommeil des couples de cadres homogames⁵ est synchronisé quand ce n'est le cas que de 73 % du sommeil des couples d'ouvriers homogames par exemple. De prime abord cette différence de 10 points peut sembler faible, mais au regard de la forte synchronisation du

sommeil de la population française, elle n'est pas anodine ; elle est d'ailleurs de même ampleur que l'écart de synchronie entre les couples et les pseudo-couples.

La part de sommeil discordant entre conjoints ne renseigne cependant que partiellement sur l'ampleur de la désynchronisation⁶ et doit être mise en relation avec leur durée de sommeil, qui diffère selon la catégorie sociale.

Les femmes ouvrières homogames dorment en moyenne 20 minutes de plus que les femmes cadres homogames, les ouvriers homogames une demi-heure de plus que les hommes cadres homogames. En revanche, le temps de sommeil commun aux conjoints ne diffère pas significativement entre ces deux catégories de couple. Le supplément de sommeil des ouvriers par rapport aux cadres résulte donc surtout dans un allongement de la durée de sommeil solitaire des conjoints : la désynchronisation des cadres homogames dure en moyenne 1h45, quand celle des employés homogames dure en moyenne 2h45 et celle des ouvriers homogames 3h00 (figure I).

Cependant, ces seuls indicateurs statiques que sont la synchronie et la durée de (dé)synchronisation des couples ne permettent de

4. Dans un souci de cohérence avec la population étudiée, composée uniquement de couples hétérosexuels, les couples aléatoires sont également uniquement hétérosexuels.

5. Les PCS de couple sont définies en annexe 1.

6. Dans la suite de l'article et sauf mention contraire, la (dé)synchronisation fait référence à la (dé)synchronisation du sommeil, tout comme la synchronie fait référence à la synchronie du sommeil.

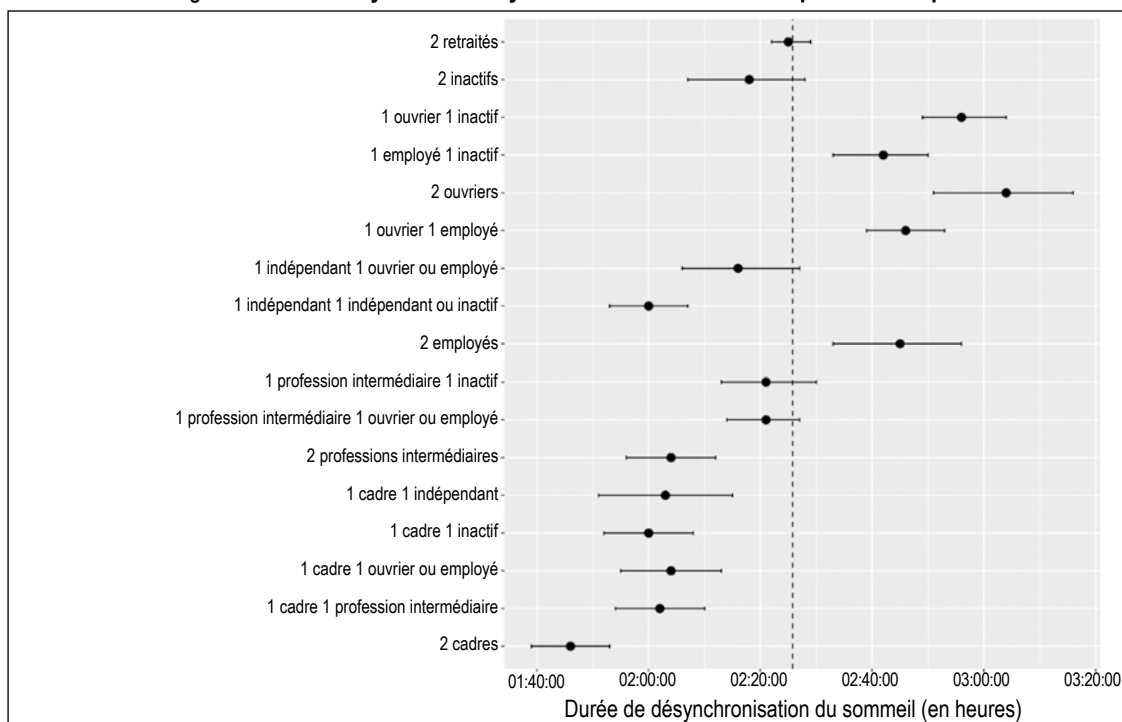
Tableau 1 – Synchronie du sommeil par catégorie sociale (%) du couple

	Synchronie
2 cadres	81.9
1 cadre et 1 profession intermédiaire	79.8
1 cadre et 1 employé ou ouvrier	79.7
1 cadre et 1 inactif	80.3
1 profession intermédiaire ou cadre et 1 indépendant	79.7
2 professions intermédiaires	80.0
1 profession intermédiaire et 1 employé ou 1 ouvrier	78.0
1 profession intermédiaire et 1 inactif	77.7
2 employés	74.6
1 indépendant et 1 indépendant ou 1 inactif	80.3
1 indépendant et 1 ouvrier ou 1 employé	79.2
1 ouvrier et 1 employé	74.8
2 ouvriers	72.9
1 employé et 1 inactif	75.4
1 ouvrier et 1 inactif	74.0
2 inactifs	79.6
2 retraités	79.2
Ensemble	78.1

Lecture : en moyenne, 79.2 % du sommeil des couples de retraités est synchronisé.

Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

Figure I – Durée moyenne de désynchronisation du sommeil par PCS-couple



Note : le trait vertical en pointillé représente la durée moyenne de désynchronisation dans l'ensemble de l'échantillon. Les segments représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Lecture : la durée de désynchronisation moyenne au sein des couples combinant un conjoint cadre et l'autre inactif est de deux heures.

Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

saisir que partiellement la gestion du sommeil, laissant de côté la chronologie de l'organisation conjugale du sommeil. Or, une synchronie du sommeil identique peut masquer des organisations du sommeil différentes, résultant de préférences pour une organisation particulière ou de contraintes, notamment professionnelles, pesant sur la gestion temporelle du couple. Tous les couples ne sont pas égaux face au temps, ils ont une plus ou moins grande souplesse dans la gestion de leur emploi du temps, en fonction du statut d'activité des conjoints, de la liberté dont ils disposent quant à la détermination de leurs horaires de travail (Lesnard, 2008). La (dé) synchronisation du sommeil au sein des couples pourrait donc refléter ces inégalités sociales.

1.3. Une typologie de la (dé)synchronisation du sommeil au sein des couples

Afin d'étudier plus précisément les facteurs de désynchronisation et leur évolution entre le milieu des années 1980 et la fin des années 2000, nous réalisons une typologie de l'organisation du sommeil au sein des couples grâce à de l'analyse de séquence (encadré et figure II). Trois grands types d'organisation se dégagent : le sommeil synchronisé, le sommeil partiellement désynchronisé et le sommeil largement désynchronisé.

1.3.1. Le sommeil synchronisé

Les trois types d'organisation les plus synchrones avec un taux de synchronisation du sommeil aux alentours de 80 % sont les *nuits synchro longues*, les *nuits synchro courtes* et les *conjointes couche-tard* (tableau 2). Le sommeil synchronisé représente trois journées-couple sur quatre (tableau 3). La moitié des individus appartenant aux *nuits synchro longues* et *nuits synchro courtes* sont couchés à 22h40 (tableau 4)⁷. Ces deux classes se distinguent par l'heure de lever : au sein des *nuits synchro courtes*, le lever médian est à 6h50, tandis qu'au sein des *nuits synchro longues*, la moitié des individus dorment encore à 8h00. La sieste est également plus présente dans les *nuits synchro longues*. Les *conjointes couche-tard* sont également très synchronisés, mais plus tardifs que les classes précédentes. Cette grande synchronie a pour résultat un temps de sommeil quasiment identique entre les conjoints.

1.3.2. Le sommeil partiellement désynchronisé

Les couples *F lève-tôt*, *H lève-tôt* et *H couche-tard* représentent un quart de l'échantillon. Environ deux tiers du sommeil des couples

7. La différence avec l'heure de coucher médian des femmes des nuits courtes n'est pas significative.

ENCADRÉ – Construction de la typologie de l'organisation temporelle du sommeil au sein des couples

Les carnets des couples peuvent être considérés comme des séquences d'activités, constituées de 288 plages de 5 minutes. À l'aide d'une analyse de ces séquences, il est possible de comparer les emplois du temps des couples (voir sous-section 1.1.3.) entre eux, puis de construire une typologie de l'organisation du sommeil au sein des couples. L'analyse se fait en deux étapes : la définition d'une matrice de distance entre les emplois du temps des couples, puis leur regroupement au sein de classes les plus homogènes possibles.

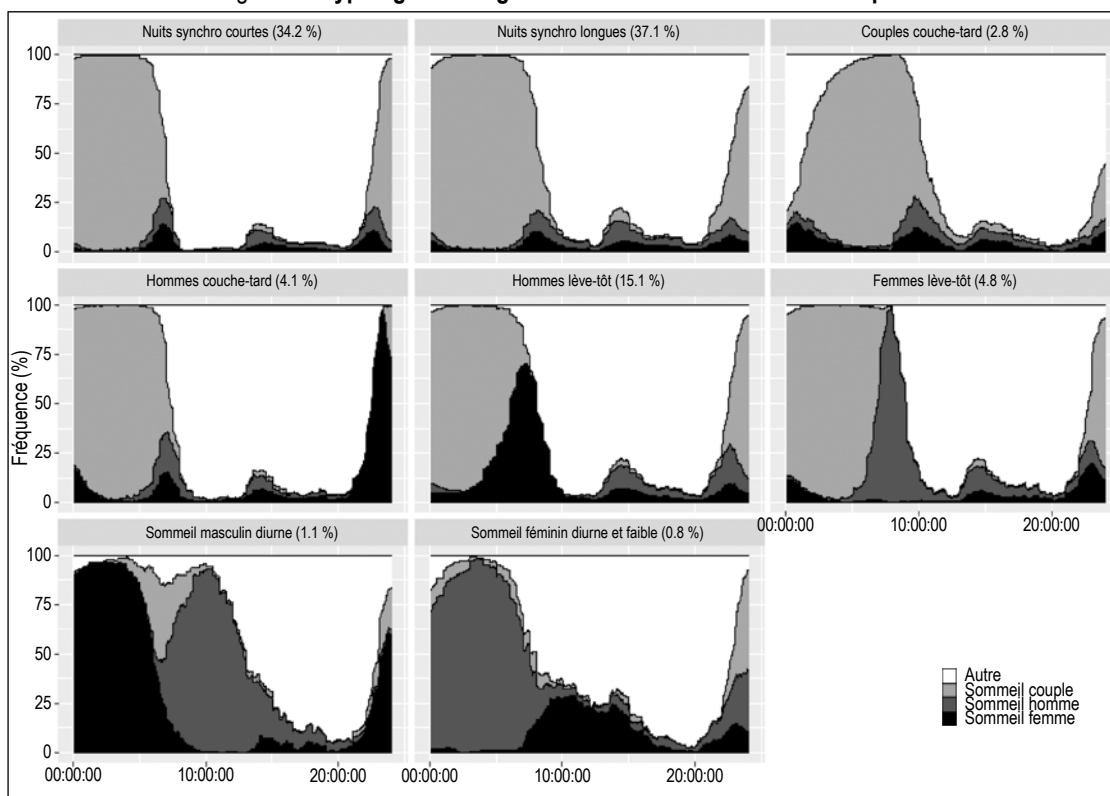
La définition de la distance entre les emplois du temps se fait par la méthode de *Dynamic Hamming* (Lesnard, 2010) qui permet de conserver la structure temporelle de l'emploi du temps et de prendre en compte le fait que dormir plutôt que de faire autre chose n'a pas les mêmes conséquences selon les moments de la journée.

Nous réalisons ensuite une classification sur la matrice de distance obtenue à l'aide de la méthode PAM (*Partition Around Medoids*). Cette méthode permet d'identifier k parangons (*medoids*) puis d'assigner chaque observation au parangon le plus proche. L'objectif est de trouver les k parangons qui minimisent la distance entre les observations et ces parangons.

Après avoir défini 15 classes grâce à l'algorithme PAM, nous faisons manuellement les regroupements pertinents à l'aide des chronogrammes de chaque classe et des emplois du temps des parangons, en comparant leur structure. Nous obtenons ainsi 8 classes ^(a).

^(a) la typologie initiale en 15 classes ainsi que le tableau de correspondance sont présentés dans les Annexes en ligne (respectivement figures C-II et C-III, et tableau C-2). La construction, à partir de l'enquête de 2009, d'une typologie sur les activités réalisées de 21h à 21h donne des résultats très similaires.

Figure II – Typologie de l'organisation du sommeil dans les couples



Lecture : au sein des couples du type *H lève-tôt*, à 8h30, la femme dort seule dans 30 % des couples.

Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

y est synchronisé. Dans les couples *F lève-tôt*, le coucher médian est identique entre hommes et femmes. En revanche, le lever médian des femmes (6h50) précède de deux heures celui des hommes (9h00). La différence médiane de temps de sommeil entre conjoints est de deux heures en faveur des hommes.

Les couples *H lève-tôt* présentent la situation inverse, les conjoints se couchent à des horaires similaires, mais la moitié des hommes sont debout à 6h00 quand la moitié des femmes dorment encore à 8h00. La différence médiane de temps de sommeil entre conjoints est de 1h50 en faveur des femmes.

Tableau 2 – Caractéristiques du sommeil par type d'organisation

	Durée de sommeil (en heures)		Durée de désynchronisation (en heures)	Synchronie (%)
	Femmes	Hommes		
Nuits synchro longues	9h44	9h56	1h53	83.9
Nuits synchro courtes	8h12	8h20	1h31	84.2
Conjoints couche-tard	9h16	9h08	2h12	79.8
F lève-tôt	8h07	10h30	4h07	65.1
H lève-tôt	9h35	7h36	4h01	63.1
H couche-tard	8h57	7h27	3h10	68.7
Sommeil masculin diurne	8h38	7h18	12h44	11.2
Sommeil féminin diurne et faible	3h39	8h49	9h54	11.6

Lecture : les femmes des couples *nuits synchro longues* dorment en moyenne 9h44.

Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

Tableau 3 – Composition des types d'organisation du sommeil (%)

	Nuits synchro longues	Nuits synchro courtes	Conjoints couche-tard	F lève-tôt	H lève-tôt	H couche-tard	Sommeil masculin diurne	Sommeil féminin diurne et faible	Ensemble
Ensemble	37.1	34.2	2.8	4.8	15.1	4.1	1.1	0.8	100.0
Année									
1985	35.8	37.8	1.9	4.5	14.7	3.4	1.3	0.6	100.0
1998	37.5	34.3	2.7	4.6	15.6	4	0.9	0.3	100.0
2009	37.8	30.6	3.9	5.3	14.9	4.9	1.2	1.4	100.0
Age moyen du couple									
< 25 ans	36.2	20.7	11.8	5.0	20.6	2.3	3.1	0.2	100.0
25-34 ans	33.7	31.4	5.2	5.5	17.4	4.1	1.9	0.8	100.0
35-44 ans	29.6	38.9	3.1	4.5	16.0	5.4	1.6	0.9	100.0
45-54 ans	29.4	40.0	2.1	5.0	17.5	4.3	1.1	0.6	100.0
55-64 ans	41.4	34.5	1.1	4.8	12.6	4.3	0.3	0.9	100.0
65 ans et +	54.2	28.0	0.6	3.9	10.0	2.5	0.0	0.7	100.0
Statut d'activité du couple									
Inactif	53.7	27.3	1.3	4.3	9.7	3.0	0.1	0.6	100.0
Biactif	28.5	40.7	3.7	4.7	15.3	4.7	1.6	0.8	100.0
Femme monoactive	36.4	33.5	2.9	11.7	8.4	5.5	0.2	1.4	100.0
Homme monoactif	32.5	30.1	3.1	3.2	24.6	3.9	2.0	0.6	100.0
Type de journée de travail									
Non travaillée	55.4	22.1	4.4	4.8	9.6	2.9	0.1	0.6	100.0
Travaillée par les deux conjoints	14.9	59.4	0.7	2.5	13.8	6.0	1.8	0.9	100.0
Travaillée par la femme seulement	26.8	38.9	2.0	18.6	5.0	6.1	0.4	2.2	100.0
Travaillée par l'homme seulement	19.7	34.3	1.7	1.9	34.4	4.1	3.2	0.6	100.0

Lecture : 53.7 % des couples inactifs appartiennent aux *nuits synchro longues*.

Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

Dans les couples *H couche-tard*, les femmes commencent leur nuit seules : la moitié sont couchées à 22h30 quand la moitié des hommes sont encore debout à minuit. En revanche, la fin de la nuit n'est pas aussi désynchronisée ; le lever médian est identique entre hommes et femmes (7h00). Cette désynchronisation partielle résulte en une différence médiane de temps de sommeil de 1h20 en faveur des femmes.

1.3.3. Le sommeil largement désynchronisé

Les types *sommeil masculin diurne* et *sommeil féminin diurne et faible* rendent compte d'organisation du sommeil très discordantes : 90 %

du sommeil du couple est désynchronisé. Le *sommeil masculin diurne* correspond à une situation dans laquelle la femme dort la nuit et son conjoint le jour. À nouveau, cette désynchronisation se traduit par une différence médiane de temps de sommeil de 1h10 en faveur des femmes. Le *sommeil féminin diurne et faible* rend compte de la situation inverse, l'homme dort la nuit et la femme le jour. Cependant, l'organisation du sommeil de cette classe laisse supposer que certaines femmes n'ont quasiment pas dormi, ce qui explique l'importante différence de temps de sommeil entre conjoints (médiane de 6h00 en faveur des hommes).

Tableau 4 – Horaires de sommeil par type d'organisation

	Coucher médian		Écart médian dans les horaires de coucher	Lever médian		Écart médian dans les horaires de lever
	Femmes	Hommes		Femmes	Hommes	
Nuits synchro longues	22h40	22h40	0h10	08h00	08h00	0h30
Nuits synchro courtes	22h45	22h40	0h15	06h50	06h50	0h30
Conjoints couche-tard	01h35	01h50	0h10	10h00	10h00	0h30
F lève-tôt	23h00	23h00	0h30	06h50	09h00	2h10
H lève-tôt	22h40	22h30	0h25	08h00	06h00	2h05
H couche-tard	22h30	24h00	1h30	07h00	07h00	0h40
Sommeil masculin diurne	22h45	07h00	6h40	07h15	13h02	6h00
Sommeil féminin diurne et faible ^a		22h50			07h30	

^(a) en raison de l'observation du sommeil sur deux demi-nuits, et du caractère moins atypique de l'organisation du sommeil dans la deuxième demi-nuit, les horaires de lever et de coucher médian des femmes de cette catégorie ne sont pas interprétables.

Note : les heures de lever et de coucher sont calculées pour les périodes de sommeil nocturne (diurne pour les individus travaillant de nuit) ; heure de coucher : première plage de sommeil à partir de 20h, à l'exception des *conjoints couche-tard* pour lesquels l'heure de coucher correspond à la première plage de sommeil après minuit ; heure de lever : dernière plage de sommeil avant midi à l'exception des *i*) hommes et femmes des *conjoints couche-tard* : dernière plage de sommeil avant 14h ; *ii*) hommes du *sommeil masculin diurne* et femmes du *sommeil féminin diurne* : dernière plage de sommeil avant 16h. Coucher (lever) médian : heure à laquelle la moitié des individus sont couchés (levés). Écart de coucher (lever) médian : écart médian dans les horaires de coucher (lever) des conjoints.

Lecture : la moitié des femmes du type *nuits synchro longues* sont couchées à 22h40.

Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

Ainsi, dans un quart des journées-couples étudiées, au moins un tiers du sommeil du couple est désynchronisé. À l'exception des organisations dans lesquelles un des conjoints dort le jour, la désynchronisation du sommeil se fait surtout au moment du lever ou du coucher seulement, le retard d'un des conjoints n'étant que partiellement reporté. Un coucher plus tardif d'un des conjoints n'entraîne pas nécessairement un lever d'autant plus tardif, et inversement. Par exemple, chez les couples *F lève-tôt* et *H lève-tôt*, la désynchronisation médiane des horaires de coucher est d'environ une demi-heure, alors que celle des horaires de lever est d'un peu plus de deux heures. Cette désynchronisation partielle des horaires de coucher se traduit donc par des durées de sommeil différentes entre conjoints.

1.4. Le gradient social de la synchronisation du sommeil

L'organisation temporelle du sommeil diffère d'une catégorie sociale à l'autre, comme l'illustre l'analyse factorielle des correspondances (AFC) réalisée sur la typologie de la (dé)synchronisation du sommeil et les professions et catégories socioprofessionnelles au niveau des couples. Le premier axe de l'AFC est fortement polarisé par les couples retraités⁸, qui s'opposent à tous les autres couples, à l'exception des inactifs et des cadres homogames. En ce qui concerne le sommeil, les *nuits synchro longues* s'opposent à l'ensemble des autres types d'organisation. En raison de la forte polarisation de ce premier axe et du fait que les couples retraités agrègent l'ensemble des retraités, présentant la particularité de ne plus exercer d'activité professionnelle,

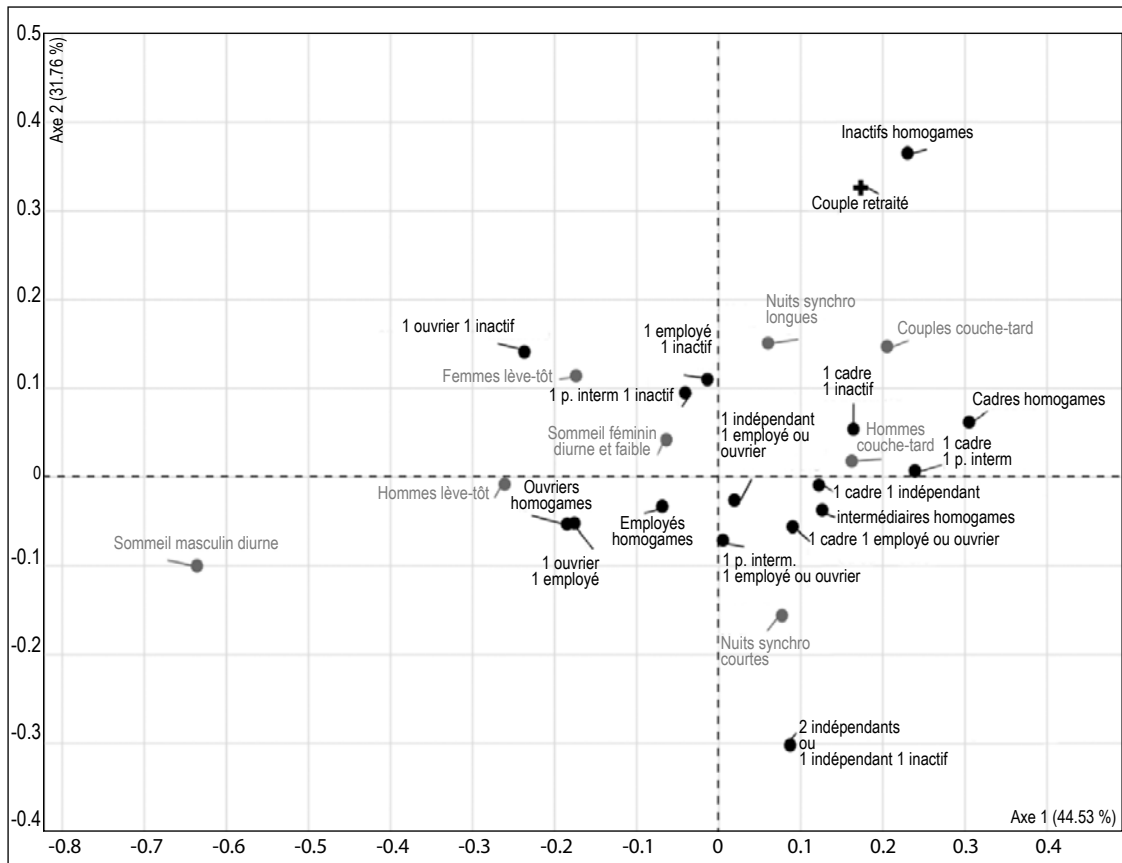
nous réalisons une seconde AFC en plaçant les couples retraités en modalité supplémentaire.

Le premier axe de cette nouvelle AFC (figure III) met en avant une opposition entre les couples inactifs ou à dominante cadre et ceux à dominante ouvrière. Les premiers sont associés à un sommeil synchronisé, les derniers aux organisations désynchronisées (hors couples *H couche-tard*). Le deuxième axe oppose deux organisations synchronisées aux durées différentes, les *nuits synchro longues* et les *nuits synchro courtes*. Ces dernières sont associées aux couples d'indépendants homogames ou combinant un conjoint indépendant et l'autre inactif, tandis que les *nuits synchro longues* sont associées aux couples de deux inactifs ou combinant un conjoint inactif et l'autre employé ou ouvrier.

L'organisation conjugale du sommeil s'inscrit donc dans l'espace social. Les couples de retraités, d'inactifs de moins de 60 ans, et les couples actifs les plus favorisés sont associés à un sommeil synchronisé, tandis que ceux occupant les places les moins favorisées ont un sommeil plus désynchronisé. Cette différence relève-t-elle de préférences différentes quant à la synchronisation du sommeil ou, au contraire, de contraintes temporelles différentes, en particulier liées à l'activité professionnelle ? Les individus les moins bien dotés ont plus souvent des horaires décalés ce qui, au niveau du couple, se traduit par une désynchronisation des horaires de travail, tandis que les couples dont la position

8. Les couples retraités contribuent pour 60 % à la variance du positionnement des PCS-couple sur le premier axe.

Figure III – Espace social de l'organisation du sommeil



Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

dans l'espace social est plus favorable ont plus de possibilité d'avoir des journées de travail synchrones (Lesnard, 2008). La désynchronisation des horaires de travail entre conjoints pourrait également se traduire par une désynchronisation des horaires de sommeil. Aussi nous intéressons-nous maintenant à la composition de la désynchronisation, afin de déterminer dans quelle mesure les activités parallèles au sommeil sont contraintes ou choisies.

2. Structuration de la désynchronisation du sommeil au sein des couples

2.1. Une diminution de la synchronisation du sommeil entre conjoints

Compte tenu de la stabilité de la synchronisation moyenne entre les trois enquêtes, notre typologie est construite sur l'ensemble des enquêtes. Cependant, en l'étudiant de plus près, cette stabilité masque en fait des évolutions qui s'annulent lorsque l'on considère seulement les tendances moyennes sur 25 ans.

Entre le milieu des années 1980 et la fin des années 2000 la structure de la population des individus en couple évolue. Les couples vieillissent : la part des couples de moins de 25 ans

diminue entre le milieu des années 1980 et la fin des années 1990, mais reste ensuite stable jusqu'à la fin des années 2000 ; la part des plus de 60 ans augmente, en raison de l'augmentation de l'espérance de vie aux grands âges (Daguet & Niel, 2010⁹).

Par ce vieillissement des couples et la progression de l'emploi des femmes, la répartition des couples par statut d'activité se modifie également. En 2009, les couples inactifs représentent un tiers des couples, alors qu'ils n'en représentaient qu'un quart en 1985. Au sein des couples dans lesquels au moins un des conjoints exerce une activité professionnelle ou étudiante, les couples biactifs progressent, passant de 60 % à 66 % des couples entre 1985 et 2009. Inversement, la part des hommes monoactifs recule, passant d'un tiers à un cinquième.

Ainsi, on observe une progression des couples dont la tendance à la synchronisation est la plus forte. Cependant, entre le milieu des années 1980 et la fin des années 2000, la synchronie moyenne du sommeil diminue. En 2009, les

9. Notons que notre analyse est menée au niveau du couple, en considérant l'âge moyen des conjoints, alors que Daguet & Niel raisonnent au niveau individuel.

conjointes dorment en moyenne 7h35 ensemble, soit 13 minutes de moins qu'en 1998 et 1985. Cette moindre synchronisation s'observe dans la quasi-totalité des classes sociales¹⁰.

Parallèlement, le paysage de l'organisation du sommeil se recompose partiellement (cf. tableau 4). Les organisations les plus synchronisées concernent 72 % des journées-couple en 2009 contre 76 % en 1985. Toutefois, l'évolution des nuits synchronisées n'est pas uniforme : si la part des *nuits synchro courtes* diminue de 20 %, les *conjointes couche-tard* sont deux fois plus fréquents en 2009 qu'en 1985 et la part des *nuits synchro longues* reste relativement stable.

Au sein des couples dont la désynchronisation résulte d'un décalage des horaires de sommeil des hommes, seuls les couples *H couche-tard* sont plus fréquents, augmentant de 40 %. La désynchronisation résultant d'un décalage dans les horaires de sommeil des femmes connaît une augmentation plus importante : les couples *F lève-tôt* augmentent de 18 % et les couples *sommeil féminin diurne et faible*, bien que restant un type marginal, concerne 2.3 fois plus de couples en 2009 qu'en 1985, soit autant que les couples *sommeil masculin diurne*. La configuration *sommeil féminin diurne* augmente surtout entre 1998 et 2009, ce qui pourrait s'expliquer par la progression du travail de nuit des femmes, plus rapide que celui des hommes (Bué, 2005). La moindre synchronisation des couples pourrait donc en partie être due à une recomposition des horaires de travail. Cependant, cette dernière ne peut expliquer la diminution de la synchronisation des couples de retraités.

2.2. Une augmentation de la désynchronisation liée à un allongement de la durée d'écoute de la télévision

La diminution de la synchronisation du sommeil entre le milieu des années 1980 et la fin des années 2000 ne se traduit pas par une augmentation proportionnelle de chacune des activités réalisées en parallèle du sommeil. Elle résulte avant tout d'une augmentation du temps passé devant la télévision pendant le sommeil de l'autre : d'un quart d'heure en 1985, la télévision représente une demi-heure de désynchronisation en 2009. Cette recomposition s'observe dans toutes les organisations du sommeil et dans toutes les classes sociales, exception faite des couples de cadres homogames, et des couples combinant un conjoint indépendant et l'autre cadre ou exerçant une profession intermédiaire.

En revanche, la durée moyenne de travail parallèle au sommeil reste stable. Quelle que soit l'année considérée, l'activité professionnelle¹¹ représente en moyenne une demi-heure de désynchronisation. Cette stabilité se retrouve au sein de chaque type d'organisation et de chaque catégorie sociale, les évolutions entre les enquêtes n'étant pas significatives. Le supplément de désynchronisation observé entre 1998 et 2009 semble donc davantage résulter d'une désynchronisation choisie, pour réaliser une activité de loisir, que d'une désynchronisation subie par un alourdissement des contraintes temporelles. Toutefois, les différences entre classes sociales persistent. La recomposition de la désynchronisation concernant la quasi-totalité des types d'organisation du sommeil et des classes sociales, nous raisonnons par la suite sur les trois enquêtes simultanément afin d'identifier les activités qui différencient les types d'organisations du sommeil.

2.3. L'organisation de la désynchronisation

Toutes années et types d'organisation confondus, les activités occupant la majeure partie du temps désynchronisé sont le travail rémunéré, et les trajets associés (31 minutes), la télévision (23 min), les activités d'hygiène (22 min), les tâches ménagères (21 min) et les repas ordinaires (12 min).

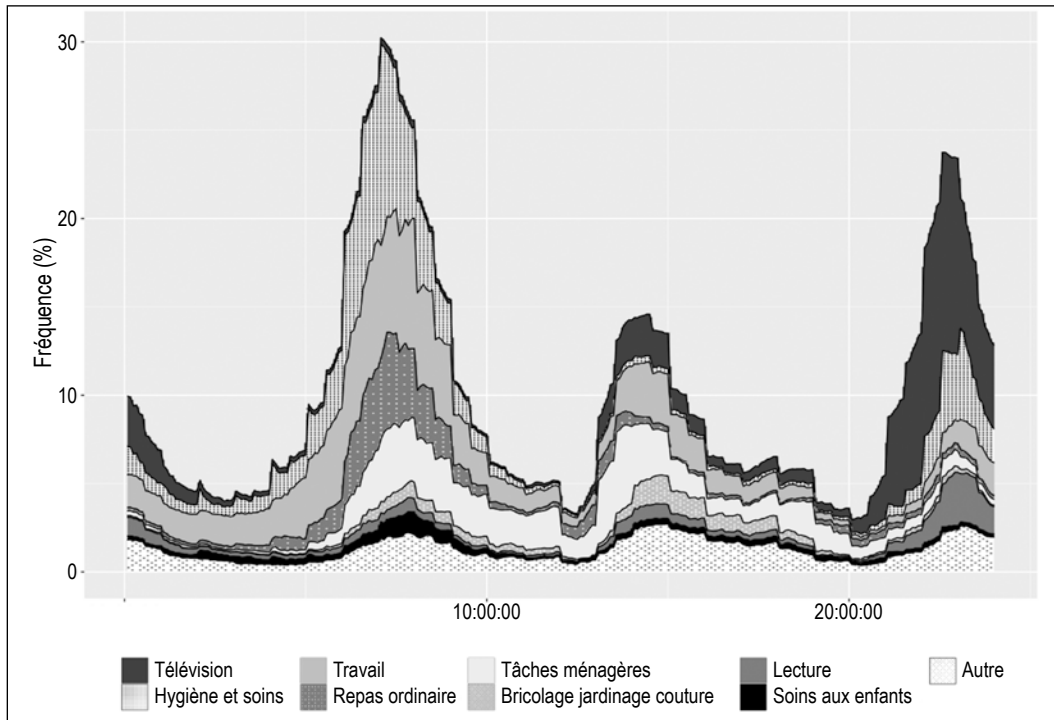
La fréquence des activités parallèles au sommeil n'est cependant pas uniforme tout au long de la journée (figure IV), et la désynchronisation du lever est plus importante que celle du coucher : la différence médiane entre les horaires de coucher est de 20 minutes, elle est deux fois plus longue entre les horaires de lever.

La désynchronisation matinale est en grande partie composée de travail, rémunéré ou non, de repas et d'activités d'hygiène. En revanche, celle du soir est principalement composée de télévision. On y trouve également de la lecture, quasiment absente le matin. La désynchronisation matinale est donc avant tout liée à des activités nécessaires ou contraintes, tandis que la désynchronisation vespérale comporte davantage d'activités de loisirs. Ainsi, la désynchronisation du début et de la fin de journée se distinguent par leur nature. La discordance du lever serait davantage subie, en particulier du

10. La désynchronisation reste stable pour les couples de cadres homogames, les couples combinant un conjoint indépendant et l'autre employé ou ouvrier, les couples de retraités et ceux combinant un conjoint ouvrier et l'autre inactif.

11. Nous considérons comme travail l'ensemble des activités professionnelles, les études des étudiants, ainsi que les trajets associés à ces activités, contraintes temporelles indissociables.

Figure IV – Composition de la désynchronisation



Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

fait de l'activité professionnelle, tandis que celle du coucher semble, dans la majorité des cas, davantage résulter d'un comportement choisi, pour allonger la durée consacrée à la télévision notamment.

La désynchronisation du début d'après-midi se singularise aussi par sa composition : absence d'activités d'hygiène, mais présence à la fois de travail, rémunéré ou domestique, de loisirs et de semi-loisirs. Cette composition, intermédiaire entre celles des désynchronisations matinale et vespérale, peut s'expliquer par l'origine particulière de ce sommeil désynchronisé : il correspond à la sieste, qui, d'après la typologie de l'organisation du sommeil au sein des couples, est plus solitaire que les autres formes de sommeil.

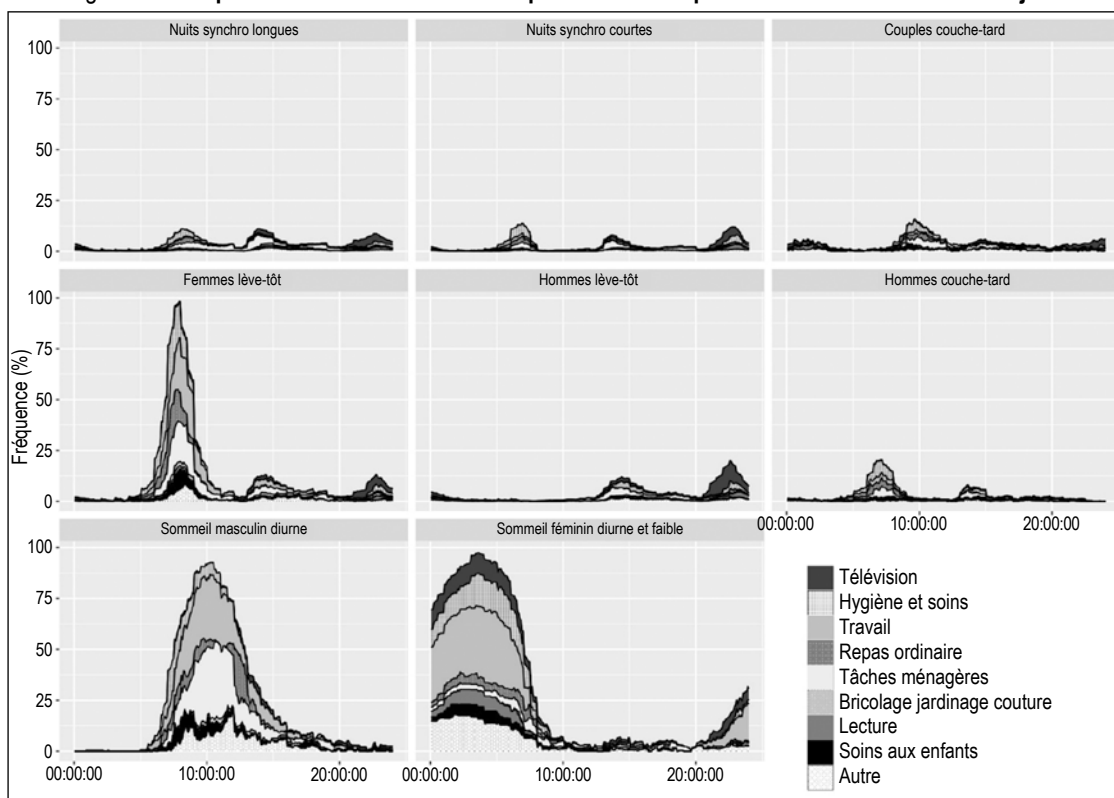
De la même manière, la structure de la désynchronisation diffère selon le type d'organisation conjugale du sommeil (figures V et VI). Une base de désynchronisation formée par les tâches ménagères, les activités d'hygiène, les repas et, dans une moindre mesure, la télévision est présente dans chaque organisation, mais la fréquence de ces activités varie entre les classes. Les types désynchronisés se singularisent surtout par la présence de travail rémunéré. Pour les couples *F lève-tôt*, le travail occupe 56 minutes, soit 20 % du temps désynchronisé, pour les couples *sommeil masculin diurne*, l'activité professionnelle occupe 7h30, soit 60 % du temps désynchronisé. En revanche, le travail

rémunéré est quasiment absent des organisations très synchronisées, qui en comportent moins d'un quart d'heure. Les couples *H couche-tard* ont un profil un peu particulier puisque la télévision occupe une part importante de la désynchronisation.

3. La désynchronisation du sommeil, fruit des inégalités sociales

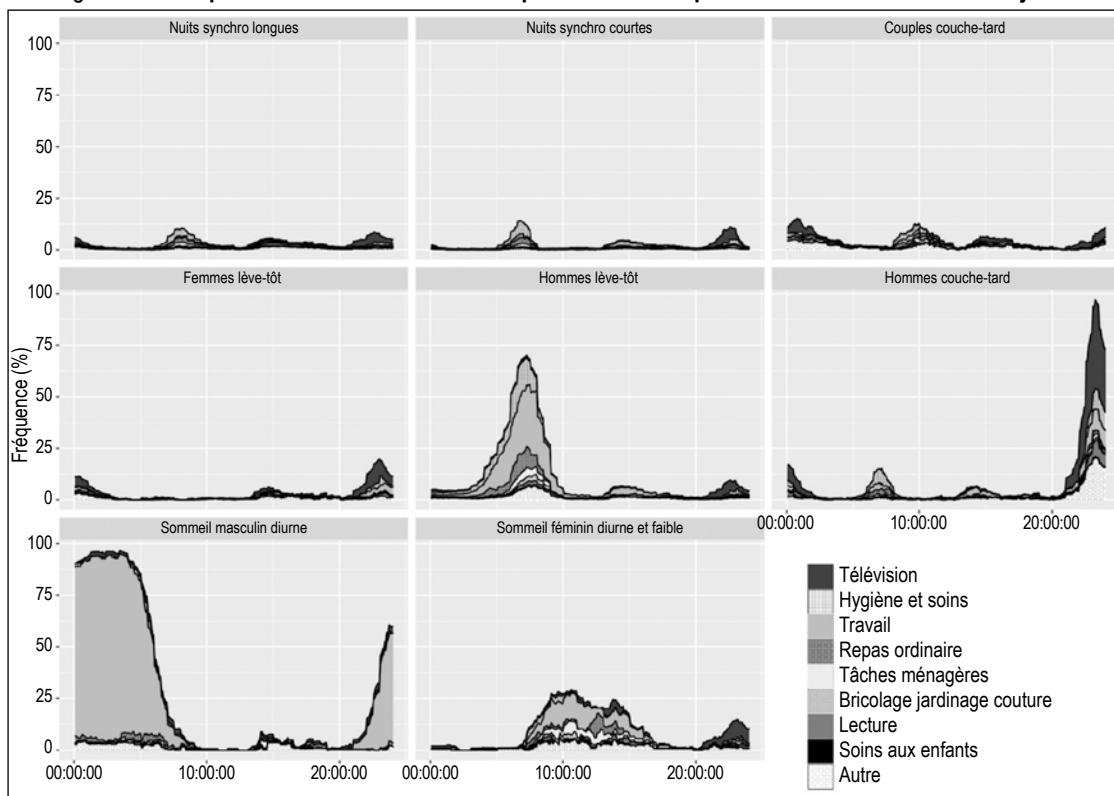
L'organisation du sommeil étant très liée à la position sociale, l'ampleur de la désynchronisation diffère selon la classe sociale, et sa composition aussi : la durée consacrée à chaque activité parallèle n'est pas proportionnelle à la durée totale de désynchronisation. Autrement dit, la part de ces activités n'est pas stable entre les classes sociales (Annexe en ligne, tableau C-3) : l'écoute de la télévision occupe en moyenne 12 minutes de la désynchronisation des couples de cadres (soit 9 % de leur désynchronisation), 20 minutes de celle des employés homogames (soit 14 %) et 25 minutes de celle des couples dont un conjoint est employé et l'autre ouvrier (soit 15 %). Quant à l'activité professionnelle, elle représente 11 % de la désynchronisation des cadres homogames, mais 23 % de celle des couples homogames d'employés ou d'ouvriers, ou de couples dont un conjoint est employé et l'autre ouvrier. En comparant les durées allouées aux activités désynchronisées entre catégories socioprofessionnelles, la différence

Figure V – Fréquence des activités réalisées par les femmes pendant le sommeil de leur conjoint



Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

Figure VI – Fréquence des activités réalisées par les hommes pendant le sommeil de leur conjointe



Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 19 076 couples hétérosexuels, France métropolitaine.

entre ces couples apparaît renforcée. L'activité professionnelle représente en moyenne un quart d'heure de désynchronisation chez les couples de cadres homogames, mais une heure chez les employés ou ouvriers homogames ou les couples combinant un conjoint ouvrier et l'autre employé.

Néanmoins, il faut garder à l'esprit que la durée de travail mesurée ici ne rend compte que de l'activité professionnelle effectivement réalisée pendant le sommeil de l'un des conjoints. L'influence du travail sur la désynchronisation du sommeil est en réalité plus importante. En effet, un individu ne se met pas à travailler au saut du lit. Il effectue *a minima* les activités routinières du début de la journée que sont les activités d'hygiène ou le petit-déjeuner (pour les individus qui ne sautent pas ce repas). Il faut donc prendre en compte ces habitudes, qui anticipent davantage la fin de la nuit des individus.

Ainsi, l'inégale synchronisation entre classes sociales se traduit moins par un ajustement proportionnel de la durée des activités parallèles au sommeil que par une divergence dans la durée consacrée à deux activités en particulier : la télévision et, encore plus, l'activité professionnelle.

Les différences majeures de synchronisation entre types d'organisation et classes sociales sont donc engendrées par l'exercice d'une activité professionnelle parallèle au sommeil de l'un des conjoints, suggérant que la discordance des horaires de sommeil résulte plus souvent de contraintes pesant sur l'organisation temporelle que d'un choix d'horaires décalés. Aussi, dans la sous-section suivante, nous analysons plus précisément le lien entre l'organisation conjugale du sommeil et les contraintes professionnelles.

3.1. Désynchronisation du travail, désynchronisation du sommeil

3.1.1. Contraintes professionnelles et synchronisation du sommeil

Comme le suggérait la position des couples de retraités dans l'espace social de l'organisation du sommeil, les couples les plus synchronisés sont ceux dans lesquels personne n'exerce d'activité professionnelle. Cependant, plus que le statut d'activité du couple, c'est le type de journée qui influe surtout sur la synchronisation des conjoints : le paysage de l'organisation conjugale du sommeil diffère selon que le jour de l'enquête a été travaillé par les deux conjoints, par un seul, ou non travaillé.

Le sommeil est le plus synchronisé pendant les journées non travaillées avec une synchronie moyenne de 80 %. Quatre journées-couple non travaillées sur cinq appartiennent aux trois classes les plus synchronisées ; la moitié aux *nuits synchro longues*. En position intermédiaire se trouvent les journées pendant lesquelles les deux conjoints travaillent, les trois quarts appartenant aux organisations les plus synchronisées. Enfin, les plus désynchronisées sont celles qui ne sont travaillées que par un seul des conjoints, en particulier celles où seul l'homme travaille. La synchronie moyenne de ces journées est de 73 % et un tiers appartiennent aux couples *H lève-tôt*. Les *F lève-tôt* sont également quatre fois plus présentes parmi les journées uniquement travaillées par les femmes que dans l'ensemble de l'échantillon.

Toutefois, le seul constat d'une corrélation entre l'organisation du sommeil et le fait d'avoir travaillé ou non n'informe que peu sur la manière dont l'activité professionnelle peut peser sur le sommeil. Les horaires de début et de fin de journée de travail fournissent une première indication de l'influence qu'elle peut avoir sur l'organisation conjugale du sommeil. La moitié des couples *H lève-tôt* ayant travaillé ont commencé leur journée de travail à 6h50 ou avant, soit 45 minutes avant leurs homologues des couples *nuits synchro courtes* et deux heures avant ceux des couples *nuits synchro longues* (tableau A2-1 en annexe). Les hommes appartenant aux couples *sommeil masculin diurne* ont également des horaires de début et de fin de journées de travail médian correspondant à du travail nocturne. De plus, si l'on ne s'intéresse qu'aux couples dans lesquels les deux conjoints ont travaillé, la durée médiane séparant le début de la journée de travail des conjoints est de trois heures chez les couples *H lève-tôt*, alors qu'elle n'est que de 40 minutes chez les couples *nuits synchro longues*¹². Ces différences entre types d'organisation du sommeil suggèrent que des débuts de journées de travail matinaux anticipent l'heure de lever des individus.

3.1.2. Dites-moi comment vous dormez, je vous dirai comment vous travaillez

Les résultats précédents suggèrent que les horaires de sommeil des conjoints et les possibilités qu'ils ont de les coordonner sont fortement associés à l'organisation de leurs

12. La différence médiane dans les horaires de lever des conjoints ayant travaillé est de 2h10 chez les couples *H lève-tôt* et de 20 minutes chez les couples *nuits synchro courtes*.

journées professionnelles. Afin d'analyser plus précisément l'influence de l'activité professionnelle sur la synchronisation du sommeil, nous étudions dans quelle mesure les couples ayant une organisation du sommeil similaire ont également une organisation professionnelle similaire.

Pour ce faire, en restreignant notre analyse aux couples biactifs¹³, nous croisons la typologie de l'organisation du sommeil avec une typologie des journées de travail des couples, construite selon la même méthode : les activités de chacun des conjoints sont dichotomisées en *travail* et *non travail* puis les activités du couple sont codées en *travail de la femme*, *travail de l'homme*, *travail du couple*, *non travail*. Elle comprend 13 types de journées (voir annexe 2, figure A2). Nous réalisons une analyse factorielle des correspondances (AFC) sur le tableau croisant les types d'organisation du sommeil et les types de journées de travail.

Le premier axe de l'AFC représente la moitié de l'inertie du nuage de point, associant le *sommeil masculin diurne* à l'organisation du travail *NUIT HOMME-JOURNÉE FEMME*. Ces organisations très

spécifiques du travail et du sommeil s'opposent à toutes les autres et soulignent l'inversion du rythme de vie engendrée par le travail nocturne. Le sommeil est normalement une activité nocturne et ne devient diurne que sous la contrainte d'une activité professionnelle nocturne.

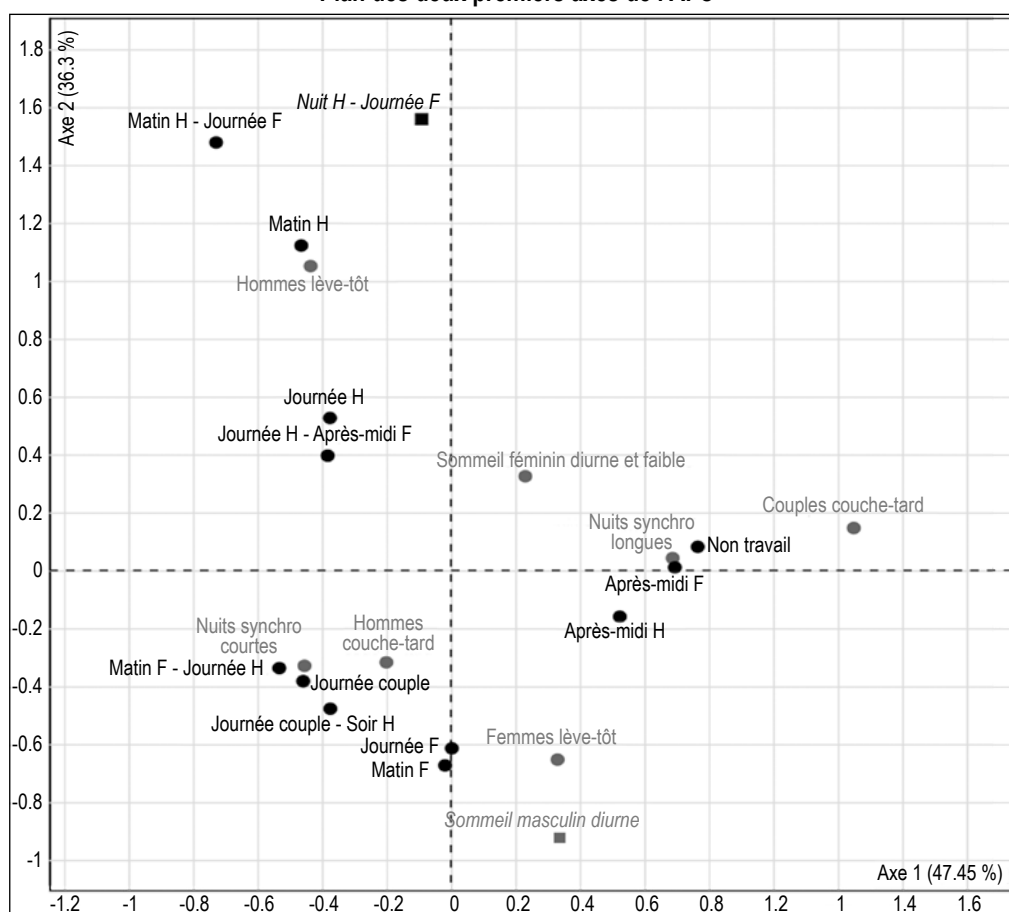
Afin de mieux différencier les autres types d'organisation, nous réalisons une seconde AFC (figures VII et VIII) en plaçant le *sommeil masculin diurne* et l'organisation du travail *NUIT HOMME-JOURNÉE FEMME* en variables supplémentaires¹⁴.

Le premier axe différencie les journées travaillées synchronisées et les journées non travaillées. Ces dernières sont associées aux *nuits synchro longues* et aux *conjoints couche-tard*, quand les journées travaillées sont associées aux *nuits synchro courtes*. Cet axe différencie deux types

13. Les couples biactifs sont définis ici comme les couples dans lesquels les deux conjoints exercent un emploi ou sont étudiants. Nous conservons tous les couples satisfaisant cette condition, qu'ils aient travaillé ou non le jour de l'enquête.

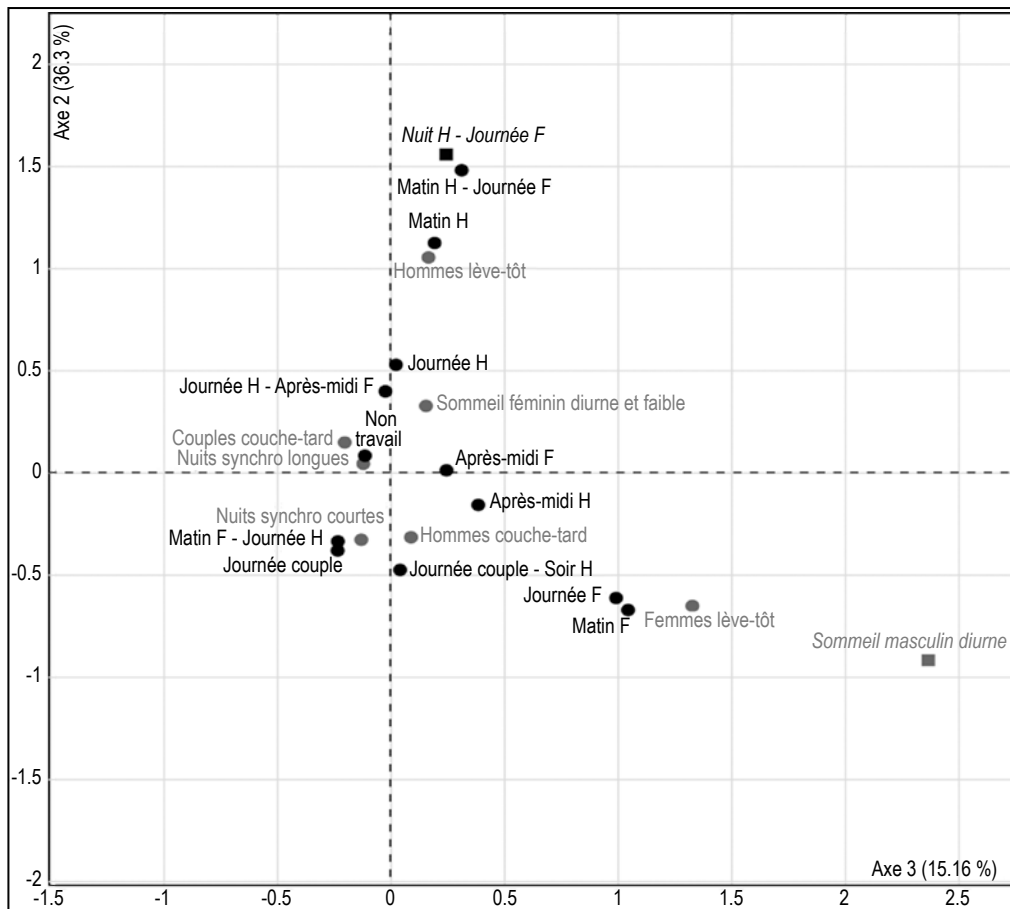
14. Nous retenons les trois premiers axes qui représentent respectivement 47.4 %, 36.3 % et 15.2 % de l'inertie totale.

Figure VII – Espace de l'organisation du sommeil et du travail
 Plan des deux premiers axes de l'AFC



Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 8 762 couples hétérosexuels dont les deux conjoints sont actifs occupés ou étudiants, France métropolitaine.

Figure VIII – Espace de l'organisation du sommeil et du travail
Plan des axes 2 et 3 de l'AFC



Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 8 762 couples hétérosexuels dont les deux conjoints sont actifs occupés ou étudiants, France métropolitaine.

de synchronisation du travail : par les horaires de travail (relativement) synchrones des conjoints ou par l'absence commune de travail. Les deux sont associées à un sommeil synchrone, mais dont les horaires diffèrent.

Le deuxième axe rend compte de l'influence d'une désynchronisation des journées de travail induite par les horaires de travail de l'homme sur l'organisation conjugale du sommeil. Les journées pendant lesquelles l'homme commence sa journée de travail très tôt ou travaille seul, associées aux couples *H lève-tôt*, s'opposent aux journées de travail plus synchronisées (*journées couple*), associées aux couples *nuits synchro courtes* et aux couples *F lève-tôt*. Le troisième axe rend compte de la situation inverse, caractérisant la désynchronisation induite par les horaires de travail des femmes. Les journées pendant lesquelles seule la femme travaille, associées aux couples *F lève-tôt*, s'opposent aux journées de travail les plus synchronisées (*journées couple*).

L'AFC met ainsi en évidence une cohérence entre les organisations conjugales du sommeil

et du travail. La tendance à la synchronisation du sommeil est mise à mal lorsque les horaires de travail des conjoints sont trop désynchronisés ou atypiques : une trop grande discordance dans les journées de travail se traduit par une discordance dans les horaires de sommeil. Plus le travail est désynchronisé, plus le sommeil l'est aussi¹⁵. En imposant ses horaires, l'activité professionnelle contraint les individus dans l'organisation de leurs activités quotidiennes et, *a fortiori*, de leur sommeil.

Plus les conjoints sont libres dans la détermination de leurs horaires de travail, plus leur sommeil est synchronisé (tableau A2-2 en annexe). Parmi les couples dont les deux conjoints ont travaillé, 86 % de ceux qui sont libres dans la détermination de leurs horaires de travail ont une nuit de sommeil synchronisée, contre 72 % de ceux qui subissent une double

15. Au sein des couples biactifs ayant travaillé le jour de l'enquête, le coefficient de détermination entre taux de synchronisation du sommeil et taux de synchronisation du travail est de 0.52, autrement dit, la moitié de la variance du taux de synchronisation du sommeil est expliquée par sa corrélation avec la synchronisation du travail.

contrainte. La synchronisation du sommeil au sein des couples reflète donc l'organisation des journées de travail : moins les horaires de travail concordent, moins les conjoints passent de temps ensemble (Lesnard, 2008) et moins ils peuvent coordonner le sommeil. Tout comme la synchronisation des horaires de travail, celle du sommeil reflète les inégalités individuelles sur le marché du travail. Les individus les moins qualifiés ont plus souvent des horaires de travail discordant avec ceux de leur partenaire et il en va de même de leurs horaires de sommeil.

3.2. Le genre de la désynchronisation

La désynchronisation du sommeil reflète un autre type d'inégalité : les inégalités de genre concernant la division du travail au sein des couples. En effet, la composition de la désynchronisation varie selon le sexe de la personne éveillée. Les hommes exercent plus leur activité professionnelle que les femmes, tandis que ces dernières réalisent davantage de tâches ménagères. Tous types d'organisation confondus, les femmes consacrent en moyenne 20 minutes aux tâches ménagères pendant le sommeil de leur conjoint, soit une durée quatre fois plus longue que celle qui y est consacrée par les hommes pendant le sommeil de leur conjointe. En revanche, les hommes travaillent en moyenne 22 minutes et les femmes 9 minutes pendant le sommeil de leur partenaire. Cette différence genrée dans la composition des activités désynchronisées est stable entre les trois enquêtes, alors même que l'écart entre hommes et femmes pour ces deux activités se réduit (Brousse, 2015).

C'est à travers les deux types de désynchronisation matinale (couples *F lève-tôt* et couples *H lève-tôt*) que les inégalités de genre dans la désynchronisation sont les plus visibles. Ces organisations sont très similaires, un conjoint terminant sa nuit seul, mais cette quasi-symétrie dans l'organisation du sommeil ne se retrouve pas dans l'espace de l'organisation du sommeil et du travail. Si les couples *H lève-tôt* sont surtout associés aux journées pendant lesquelles seul l'homme travaille, les couples *F lève-tôt* sont associés à la fois aux journées travaillées par les femmes et aux journées de travail synchronisées. L'activité professionnelle ne semble donc pas le seul déterminant du lever anticipé des femmes, contrairement aux hommes.

En différenciant la durée des activités selon le genre, les femmes appartenant aux couples *F lève-tôt* réalisent 48 minutes de travail rémunéré et 54 minutes de tâches ménagères alors que les hommes des couples *H lève-tôt* réalisent

1h18 de travail rémunéré et 12 minutes de tâches ménagères. Hommes et femmes ne se lèvent donc pas plus tôt que leur partenaire pour les mêmes raisons.

Afin de comparer la part qu'occupent les activités personnelles par rapport aux activités à visée collective dans le temps désynchronisé, nous calculons un ratio mesurant la personnalisation du temps désynchronisé éveillé entre minuit et midi :

$$\frac{(\text{travail} + \text{hygiène} + \text{repas} + \text{lecture} + \text{télévision})}{(\text{travail} + \text{hygiène} + \text{repas} + \text{lecture} + \text{télévision} + \text{tâches ménagères} + \text{soins aux enfants})}$$

Seule la durée des activités qui est réalisée pendant le sommeil du conjoint ou de la conjointe est prise en compte dans le calcul du ratio. Plus ce ratio est élevé, plus la part des activités personnelles dans le temps désynchronisé éveillé est élevée. Nous comparons la personnalisation des activités dans les couples *H lève-tôt* à celles des couples *F lève-tôt*.

Entre minuit et midi, 90 % des activités désynchronisées réalisées dans les couples *H lève-tôt* n'ont pas de visée directement collective quand c'est le cas de seulement deux tiers de celles réalisées dans les couples *F lève-tôt*. La part des activités personnelles dans le temps désynchronisé éveillé est 1.4 fois plus importante chez les hommes que chez les femmes.

Cependant, les journées des couples *F lève-tôt* et *H lève-tôt* ne sont pas parfaitement comparables : la moitié des journées des femmes des couples *F lève-tôt* ne sont pas travaillées, contre un tiers des journées des femmes des couples *H lève-tôt*. La moindre fréquence de l'activité professionnelle chez les femmes des couples *F lève-tôt* pourrait donc mécaniquement faire baisser l'individualisation de leurs activités. Aussi, pour mesurer l'effet propre du sexe sur

Tableau 5 – Régression linéaire multiple modélisant l'individualisation du temps éveillé solitaire

Constante	0.887 ***
Homme	0.071 ***
Journée non travaillée	-0.277 ***
Au moins un enfant de moins de 7 ans	-0.226 ***
Homme×journée non travaillée	0.154 ***
Homme×au moins un enfant de moins de 7 ans	0.202 ***
R ²	0.327
R ² ajusté	0.327

Lecture : un jour non travaillé et pour les individus sans enfant, être un homme plutôt qu'une femme augmente l'individualisation du temps éveillé de 7 points de pourcentage. Significativité : *** < 0.001. Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 4 300 individus appartenant aux couples *H lève-tôt* et *F lève-tôt*.

l'individualisation du temps éveillé, nous réalisons un modèle de régression linéaire multiple avec un effet d'interaction entre le sexe et le type de journée (travaillée ou non) et un effet d'interaction entre le sexe et la présence d'au moins un enfant de moins de 7 ans dans le ménage (tableau 5).

L'effet d'interaction entre le sexe et le type de journée est significatif, ce qui souligne que ce n'est pas uniquement l'activité professionnelle qui détermine la composition de la désynchronisation ; le sexe du conjoint éveillé l'influence également. Nous raisonnons maintenant sur les prédictions moyennes ajustées, obtenues en fixant les modalités de certaines variables et en prenant les valeurs moyennes observées pour les autres variables, dont l'appréhension est plus aisée que celle des coefficients d'interaction.

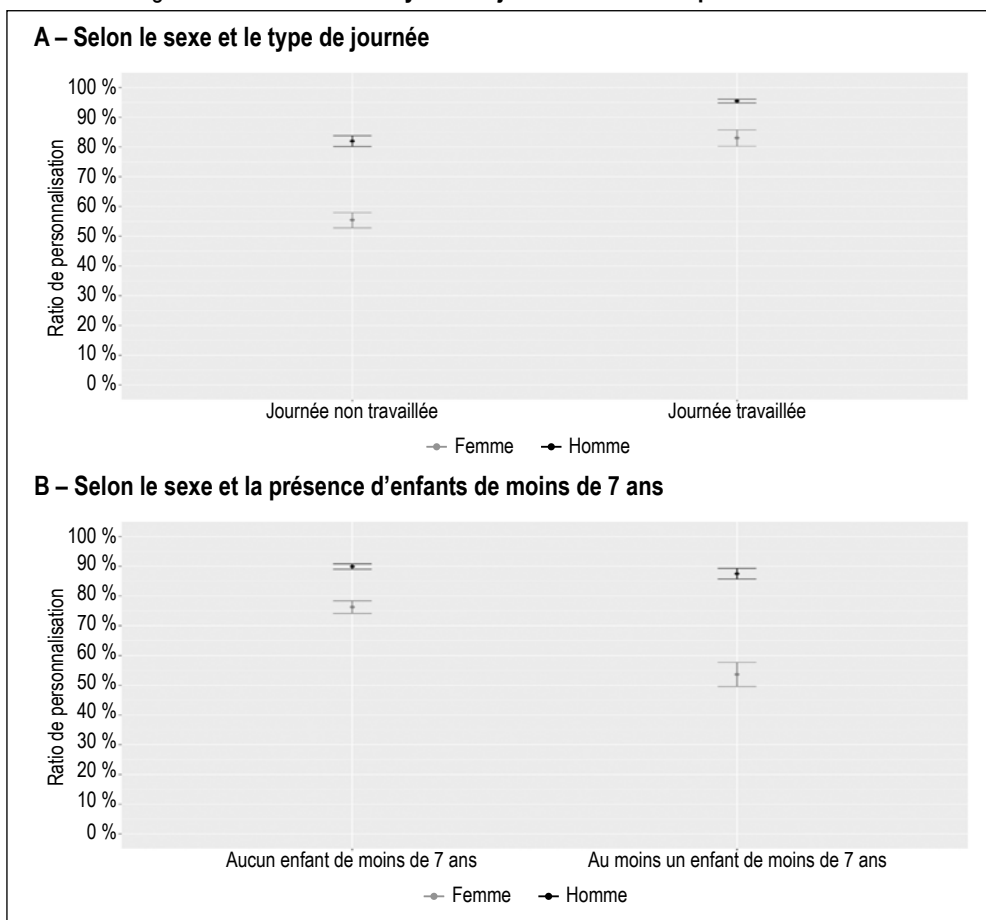
Le ratio de personnalisation prédit pour les femmes est systématiquement plus faible que celui des hommes et ses variations sont de plus grande ampleur (figure IX-A). L'absence d'activité professionnelle un jour donné n'entraîne pas une réallocation identique du temps chez

les hommes et chez les femmes et la différence dans les activités réalisées est accrue les jours non travaillés. Le taux de personnalisation des activités des hommes un jour non travaillé ne diffère pas significativement du taux de personnalisation des femmes un jour travaillé. Même si elles travaillent le jour de l'enquête, les femmes allouent une part plus grande de leur temps éveillé solitaire aux travaux domestiques que les hommes.

La présence de jeunes enfants interagit aussi avec le sexe de l'individu qui se lève tôt. Avoir au moins un enfant de moins de 7 ans diminue fortement la personnalisation des activités des femmes mais n'influence pas significativement celle des hommes (figure IX-B), renforçant donc les inégalités de genre dans la composition des activités désynchronisées.

La composition de la désynchronisation au sein des couples dans lesquels un des conjoints se lève significativement plus tôt que l'autre reflète ainsi les inégalités de genre dans la division du travail au sein des couples. Si hommes et femmes se lèvent plus tôt pour aller travailler,

Figure IX – Prédictions moyennes ajustées du ratio de personnalisation



Lecture : le ratio de personnalisation prédit pour les femmes sans enfant de moins de 7 ans est de 76 %.
 Source et champ : enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 (Insee) ; 4 300 individus appartenant aux types *hommes lève-tôt* et *femmes lève-tôt*.

les femmes anticipent également leur lever pour accomplir du travail domestique.

* *
*

Très synchronisé à l'échelle de la population française, le sommeil a tendance à l'être encore davantage à l'échelle du couple. Toutefois, tous ne jouissent pas de la même liberté dans l'harmonisation de leurs horaires et la typologie de l'organisation conjugale du sommeil permet de mettre en évidence les manières dont le sommeil des conjoints se désaccorde. Aux nuits synchronisées s'opposent des organisations plus désaccordées, dans lesquelles le coucher d'un des conjoints est plus tardif ou son lever anticipé, voire complètement discordantes quand l'un dort la nuit et l'autre le jour.

Entre les couples, l'activité professionnelle est la principale responsable des inégales possibilités de synchronisation des horaires de sommeil entre conjoints. En imposant ses horaires, elle contraint les individus dans l'organisation de leur sommeil. Au niveau du couple, une trop grande discordance dans les journées de travail

se traduit par une désynchronisation du sommeil. Ainsi, la désynchronisation des horaires de sommeil reflète celle des horaires de travail, offrant une nouvelle traduction au niveau du couple des inégalités individuelles dans le système économique.

Au sein des couples, la discordance des horaires de sommeil reflète également les inégalités dans la division du travail rémunéré et du travail domestique. Hommes et femmes n'ont pas les mêmes activités pendant le sommeil de leur partenaire : plus de temps consacré aux tâches ménagères pour les femmes, plus de temps consacré à l'activité professionnelle pour les hommes. Les différences d'usages du temps entre hommes et femmes se reflètent ainsi dans les organisations du sommeil au niveau individuel.

Ce sont toutefois les inégalités de position sur le marché du travail qui, au niveau des couples, produisent les inégalités les plus importantes quant à la synchronisation du sommeil. Plus la situation dans l'emploi est favorable, plus les individus ont la possibilité d'accorder leurs horaires de travail à ceux de leur partenaire, et plus le couple a la possibilité d'avoir un sommeil synchronisé. □

Lien vers l'Annexe en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5347208/ES-522-523_Rauch_Annexes_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Amossé, T. (2019).** Rénovation de la PCS - 2018-2019 – Propositions du Groupe de travail du Cnis – Document provisoire présenté lors de la réunion de la Commission Emploi Revenu. https://www.cnis.fr/wp-content/uploads/2019/01/DPR_2019_1re-reunion_ComEmploi_R%C3%A9novation-PCS-2018-2019_Note-d%C3%A9tail%C3%A9e.pdf
- Aubert, V. & White, H. (1959a).** Sleep: A Sociological Interpretation. I. *Acta Sociologica*, 4(2), 46–54. <https://doi.org/10.1177/000169935900400207>
- Aubert, V. & White, H. (1959b).** Sleep: A Sociological Interpretation. II. *Acta Sociologica*, 4(3), 1–16. <https://doi.org/10.1177/000169935900400301>
- Biddle, J. E. & Hamermesh, D. S. (1990).** Sleep and the Allocation of Time. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 1), 922–943. <https://doi.org/10.1086/261713>
- Brousse, C. (2015).** La vie quotidienne en France depuis 1974. Les enseignements de l'enquête Emploi du temps. *Économie et statistique*, 478(1), 79–117. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10559>
- Bué, J. (2005).** Travail de nuit et du soir depuis dix ans: une progression plus rapide pour les femmes que pour les hommes. *Premières informations et premières synthèses*, 40(2). <http://www.epsilon.insee.fr:80/jspui/handle/1/3985>
- Burgard, S. A. & Ailshire, J. A. (2013).** Gender and Time for Sleep among U.S. Adults. *American Sociological Review*, 78(1), 51–69. <https://doi.org/10.1177/0003122412472048>
- Cha, S.-E. & Eun, K.-S. (2014).** Gender Difference in Sleep Problems: Focused on Time Use in Daily Life of Korea. *Social Indicators Research*, 119(3), 1447–1465. <https://doi.org/10.1007/s11205-013-0550-1>

- Cha, S.-E. & Eun, K.-S. (2018).** Convergence in Sleep Time Accomplished? Gender Gap in Sleep Time for Middle-Aged Adults in Korea. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15(4), 803. <https://doi.org/10.3390/ijerph15040803>
- Chatzitheochari, S. & Arber, S. (2009).** Lack of sleep, work and the long hours culture: Evidence from the UK Time Use Survey. *Work, Employment and Society*, 23(1), 30–48. <https://doi.org/10.1177/0950017008099776>
- Coveney, C. M. (2014).** Managing sleep and wakefulness in a 24-hour world. *Sociology of Health & Illness*, 36(1), 123–136. <https://doi.org/10.1111/1467-9566.12046>
- Daguet, F. & Niel, X. (2010).** Vivre en couple. La proportion de jeunes en couple se stabilise. *Insee Première*, (1281).
- de Saint Pol, T. (2006).** Le dîner des français : Un synchronisme alimentaire qui se maintient. *Économie et statistique*, 400(1), 45–69. <https://doi.org/10.3406/estat.2006.7111>
- Degenne, A., Lebeaux, M.-O. & Marry, C. (2002).** Les usages du temps : Cumuls d'activités et rythmes de vie. *Économie et Statistique*, 352(1), 81–99. <https://doi.org/10.3406/estat.2002.7394>
- Emploi du temps (EDT) – 1985-1986**, Insee (producteur), ADISP (diffuseur)
- Emploi du temps (EDT) – 1998-1999**, Insee (producteur), ADISP (diffuseur)
- Emploi du temps (EDT) – 2009-2010**, Insee (producteur), ADISP (diffuseur)
- Fisher, K. & Robinson, J. P. (2010).** Daily Routines in 22 Countries: Diary Evidence of Average Daily Time Spent in Thirty Activities. Centre for Time Use Research.
- Hamermesh, D. S. (2002).** Timing, togetherness and time windfalls. *Journal of Population Economics*, 15(4), 601–623.
- Hislop, J. & Arber, S. (2003).** Sleepers Wake! the Gendered Nature of Sleep Disruption among Mid-life Women. *Sociology*, 37(4), 695–711. <https://doi.org/10.1177/00380385030374004>
- Insee (2017).** Enquête Emploi du temps et Décisions dans les couples 2009-2010 – Dictionnaire des codes.
- Lesnard, L. (2008).** Off-Scheduling within Dual-Earner Couples: An Unequal and Negative Externality for Family Time. *American Journal of Sociology*, 114(2), 447–490. <https://doi.org/10.1086/590648>
- Lesnard, L. (2010).** Setting Cost in Optimal Matching to Uncover Contemporaneous Socio-Temporal Patterns. *Sociological Methods & Research*, 38(3), 389–419. <https://doi.org/10.1177/0049124110362526>
- Maume, D. J., Hewitt, B. & Ruppner, L. (2018).** Gender Equality and Restless Sleep Among Partnered Europeans: Gender Equality and Restless Sleep. *Journal of Marriage and Family*, 80(4), 1040–1058. <https://doi.org/10.1111/jomf.12488>
- Maume, D. J., Sebastian, R. A. & Bardo, A. R. (2009).** Gender Differences in Sleep Disruption among Retail Food Workers. *American Sociological Review*, 74(6), 989–1007. <https://doi.org/10.1177/000312240907400607>
- Maume, D. J., Sebastian, R. A. & Bardo, A. R. (2010).** Gender, Work-Family Responsibilities, and Sleep. *Gender & Society*, 24(6), 746–768. <https://doi.org/10.1177/0891243210386949>
- Mauss, M. (1936).** Les techniques du corps. *Journal de psychologie*, 32(3-4), 271–293.
- Meadows, R., Arber, S., Venn, S. & Hislop, J. (2008).** Engaging with sleep: Male definitions, understandings and attitudes. *Sociology of Health & Illness*, 30(5), 696–710. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9566.2008.01088.x>
- Méda, D. (2001).** Centralité du travail, plein emploi de qualité et développement humain. *Cités*, 4(8), 21–33.
- Ricroch, L. (2012).** En 25 ans, le temps passé à dormir la nuit a diminué de 18 minutes. In: *Insee Références. France, portrait social 2012* (107–118).
- Robinson, J. P. & Michelson, W. (2010).** Sleep as a victim of the « time crunch » – A multinational analysis. *Electronic International Journal of Time Use Research*, 7(1), 61–72. <https://doi.org/10.13085/eIJTUR.7.1.61-72>
- Schwartz, B. (1970).** Notes on the Sociology of Sleep. *The Sociological Quarterly*, 11(4), 485–499. <https://doi.org/10.1111/j.1533-8525.1970.tb01320.x>
- Taylor, B. (1993).** Unconsciousness and society: The sociology of sleep. *International Journal of Politics, Culture and Society*, 6(3), 463–471. <https://doi.org/10.1007/BF01415970>
- Venn, S., Arber, S., Meadows, R. & Hislop, J. (2008).** The fourth shift: Exploring the gendered nature of sleep disruption among couples with children. *The British Journal of Sociology*, 59(1), 79–97. <https://doi.org/10.1111/j.1468-4446.2007.00183.x>
- Williams, S. J. (2002).** Sleep and Health: Sociological reflections on the dormant society. *Health: An Interdisciplinary Journal for the Social Study of Health, Illness and Medicine*, 6(2), 173–200. <https://doi.org/10.1177/136345930200600203>
- Léger, D., Giordanella, J.-P., Frioux, D., Hardy, A., Hebel, P., Fatoux, F. & de Saint Pol, T. (2016).** *Retrouver le sommeil, une affaire publique*. Terra Nova.

ANNEXE 1

**CONSTRUCTION DES PROFESSIONS ET CATÉGORIES SOCIO-PROFESSIONNELLES AU NIVEAU DU COUPLE
(PCS COUPLE)**

Pour construire notre nomenclature des PCS au niveau des couples, nous nous appuyons sur celle des PCS ménage construite par le groupe de travail Rénovation de la nomenclature des professions et catégories socio-professionnelles (PCS, 2018-2019) du Cnis (Amossé, 2019). Contrairement à la nomenclature construite par le groupe de travail, les retraités ne sont pas intégrés à leur ancien groupe social car nous souhaitons étudier l'organisation du sommeil en lien avec les spécificités de la situation professionnelle des couples.

Tableau A1 – PCS couple

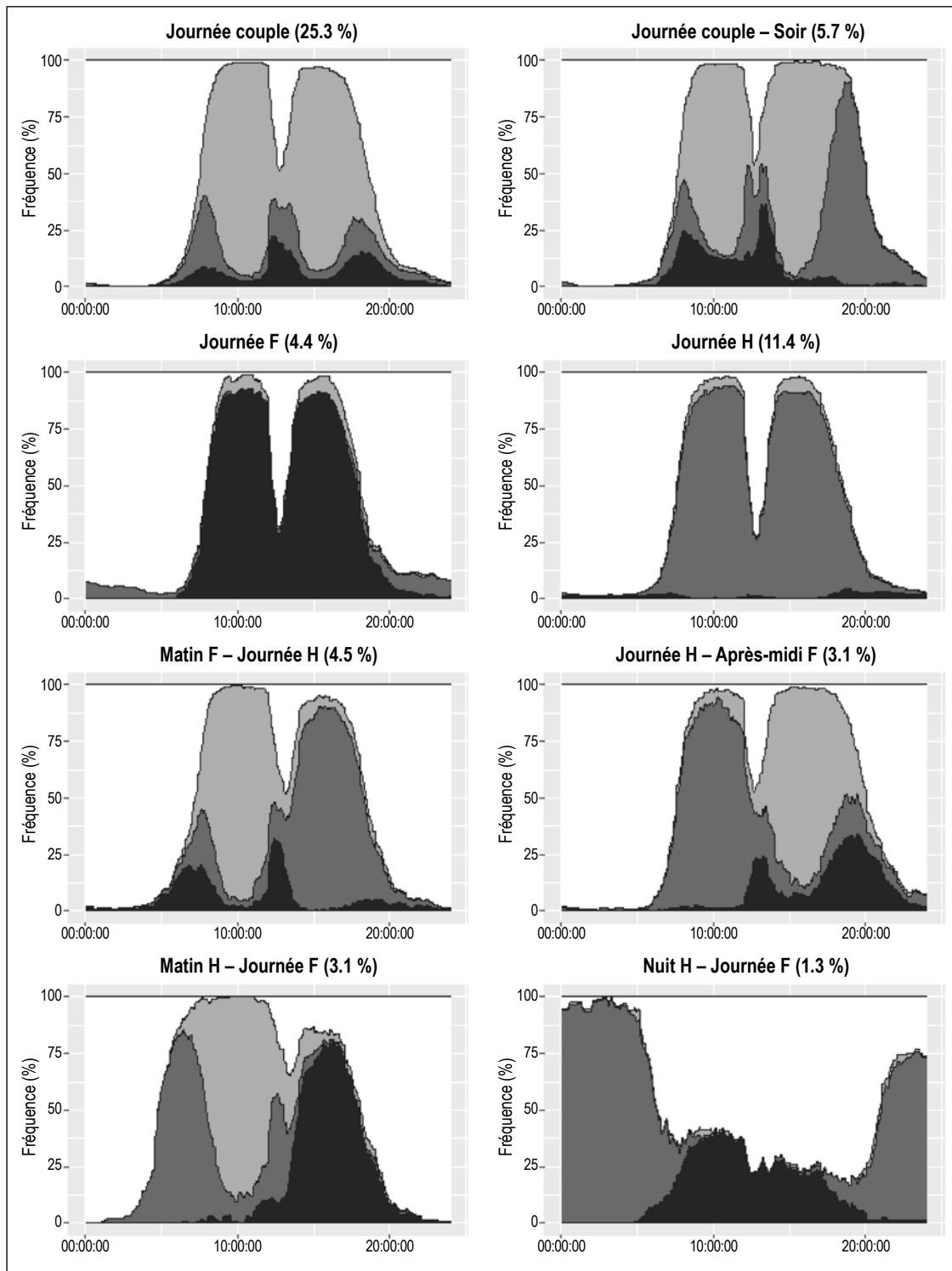
PCS d'ordre 1	PCS d'ordre 2
Couples à dominante cadre	Cadres homogames Cadre et profession intermédiaire
Couples à dominante profession intermédiaire et cadre	Cadre et employé ou ouvrier Cadre et inactif ^a Profession intermédiaire ou cadre et indépendant Professions intermédiaires homogames
Couples à dominante employée et profession intermédiaire	Profession intermédiaire et employé ou ouvrier Profession intermédiaire et inactif ^a Employés homogames
Couples à dominante indépendante	Indépendants homogames ou indépendant et inactif ^a Indépendant et ouvrier ou employé
Couples à dominante ouvrière	Ouvrier et employé Ouvriers homogames
Employé ou ouvrier et inactif ou inactifs homogames	Employé et inactif ^a Ouvrier et inactif ^a Inactifs homogames ^b
Couples de retraités	Couples de retraités

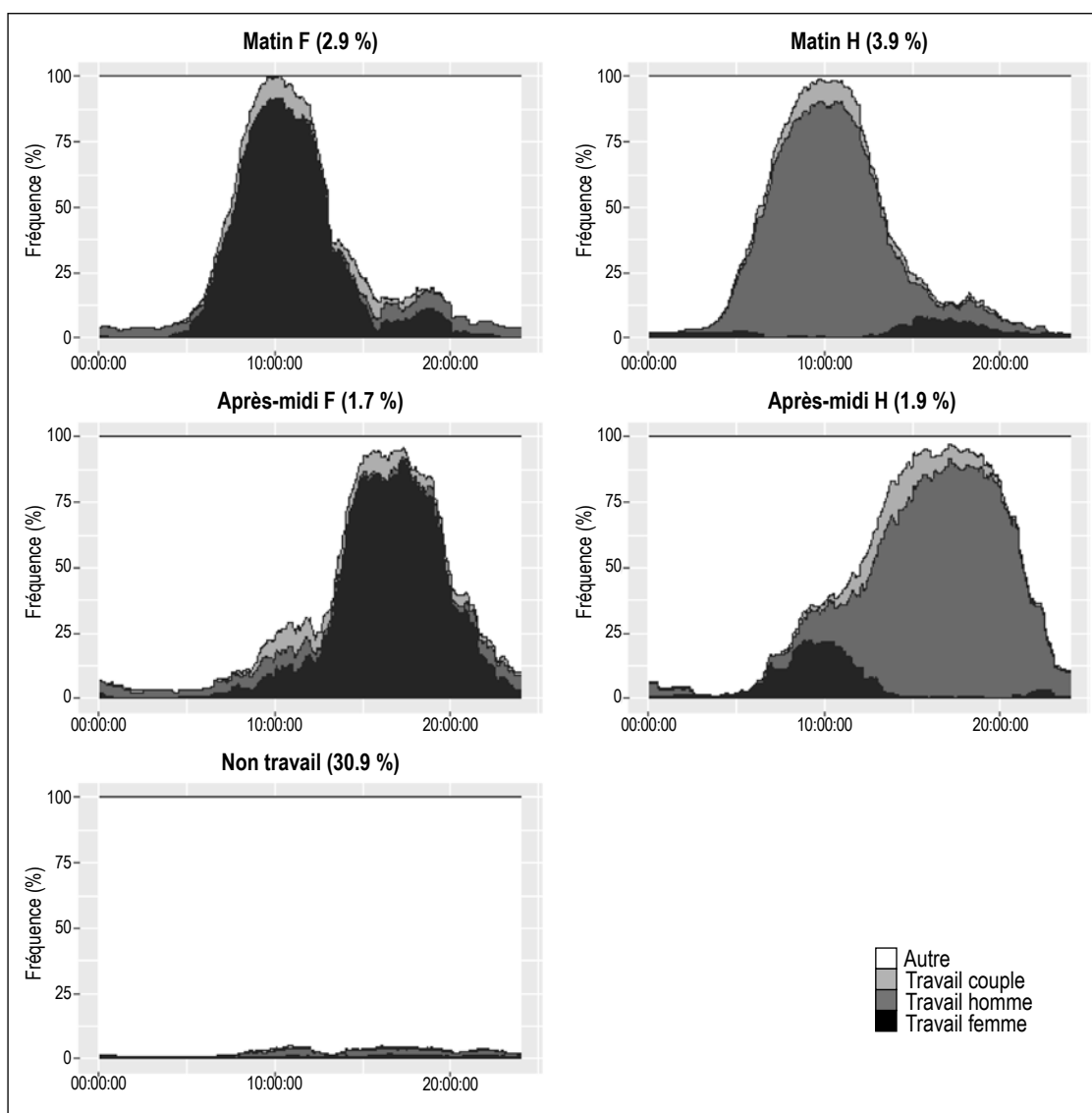
^(a) inactif ou retraité

^(b) de moins de 60 ans

TYPOLOGIE DES JOURNÉES DE TRAVAIL DES COUPLES BIACTIFS ET STATISTIQUES COMPLÉMENTAIRES

Figure A2 – Typologie des journées de travail des couples biactifs





Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 8 762 couples hétérosexuels dont les deux conjoints sont actifs occupés ou étudiants, France métropolitaine.

Tableau A2-1 – Horaires de travail par types d'organisation du sommeil

	Début du travail médian		Fin du travail médiane	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
Nuits synchro longues	09h05	08h55	18h12	18h40
Nuits synchro courtes	08h00	07h35	17h50	18h20
Conjoints couche-tard	14h13	12h32	20h00	20h00
F lève-tôt	07h50	11h35	17h40	20h00
H lève-tôt	09h05	06h50	18h05	17h40
H couche-tard	08h05	08h05	17h40	19h08
Sommeil masculin diurne	08h05	20h49	17h20	05h55
Sommeil féminin diurne et faible	20h12	08h05	07h45	18h30

Lecture : au sein des *nuits synchro courtes*, la moitié des femmes commencent de travailler à 8h00.

Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 5 691 femmes et 7 812 hommes ayant travaillé le jour de l'enquête, France métropolitaine.

Tableau A2-2 – Répartition des types d'organisation selon la liberté de détermination des horaires (%)

	Nuits synchro longues	Nuits synchro courtes	Conjoints couche-tard	F lève-tôt	H lève-tôt	H couche-tard	Sommeil masculin diurne	Sommeil féminin diurne et faible	Total
Libres pour les deux	20.6	65.0	0.6	0.6	6.7	5.3	0.4	0.7	100
Imposés pour l'un, libres pour l'autre	15.0	59.7	0.6	2.2	13.6	6.4	1.5	1.1	100
Imposés pour les deux	11.2	60.3	0.3	2.6	16.3	5.2	2.6	1.5	100
Ensemble	14.2	61.1	0.5	2.1	13.6	5.6	1.8	1.2	100

Lecture : 65 % des couples qui sont libres dans la détermination de leurs horaires de travail appartiennent aux *nuits synchro courtes*.
 Source et champ : Insee, enquêtes *Emploi du temps* 1985-1986, 1998-1999, 2009-2010 ; 4 127 couples hétérosexuels dont les deux conjoints ont travaillé le jour de l'enquête, France métropolitaine.

N° 520-521 (2020) – **VARIA**

- Introduction au dossier thématique projections de population / *Introduction to the Thematic Section on Population Projections* – Laurent Toulemon, Gilles Pison & Isabelle Robert Bobée
- Perspectives de population mondiale – Une vision sur le long terme / *World Population Prospects: A Long View* – Thomas Buettner
- Projections probabilistes bayésiennes de population pour la France / *Bayesian Probabilistic Population Projections for France* – Vianney Costemalle
- Évaluer les prévisions probabilistes de population / *Evaluating Probabilistic Population Forecasts* – Nico Keilman
- Le vieillissement de la population française est-il inéluctable ? / *Is the Ageing of the French Population Unavoidable?* – Nathalie Blanpain
- Les dimensions dans les projections mondiales : un état des lieux / *Dimensions in Global Projections: An Overview* – Anne Goujon
- L'accumulation de liquidités par les sociétés non financières en France : l'effet des besoins de couverture et de la baisse des coûts de financement / *Cash Accumulation by Non Financial Corporations: New Evidence of the Role of Hedging Needs and Lower Financing Costs in France* – Marie Baïanne Khder & Simon Ray
- Pouvoir de marché et part du travail / *Market Power and Labor Share* – Arthur Bauer & Jocelyn Boussard

N° 517-518-519 (2020) – **AU-DELÀ ET AUTOUR DU PIB : QUESTIONS A LA COMPTABILITÉ NATIONALE / BEYOND AND AROUND GDP: QUESTIONS TO NATIONAL ACCOUNTING**

- Préface – Comptabilité nationale : retour sur des questions anciennes, plus quelques nouvelles / *Preface – National Accounting: Old Questions Revisited, Plus Some New Ones* – Diane Coyle
- Construire des indicateurs de la croissance inclusive et de sa soutenabilité : que peuvent offrir les comptes nationaux et comment les compléter ? / *Building Indicators for Inclusive Growth and its Sustainability: What Can the National Accounts Offer and How Can They Be Supplemented?* – Didier Blanchet & Marc Fleurbaey
- Compléter le PIB : quelques contributions récentes de la statistique sociale / *Supplementing GDP: Some Recent Contributions from Official Social Statistics* – Jérôme Accardo
- Vers un système de comptes nationaux distributifs : méthodes et estimations des inégalités mondiales avec les données WID.world / *Towards a System of Distributional National Accounts: Methods and Global Inequality Estimates from WID.world* – Facundo Alvaredo, Lucas Chancel, Thomas Piketty, Emmanuel Saez & Gabriel Zucman
- Pourquoi et comment mesurer le capital humain dans la comptabilité nationale ? / *Why and How Should Human Capital be Measured in National Accounts?* – Nicolas Canry
- Coût social du réchauffement climatique et indicateurs de soutenabilité : les enseignements d'une application à la France / *The Social Cost of Global Warming and Sustainability Indicators: Lessons from an Application to France* – Jean-Marc Germain & Thomas Lellouch
- Une comparaison de déflateurs pour les services de télécommunications / *A Comparison of Deflators for Telecommunications Services Output* – Mo Abdirahman, Diane Coyle, Richard Heys & Will Stewart
- La mesure du numérique explique-t-elle le ralentissement de la productivité ? Le cas de l'Australie / *Does Measurement of Digital Activities Explain Productivity Slowdown? The Case for Australia* – Derek Burnell & Amani Elnasri
- L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ? L'expérience française / *Does the Digital Economy Distort the Volume-Price Split of GDP? The French Experience* – Lorraine Aeberhardt, Florian Hatier, Marie Leclair, Benoît Pentinat & Jean-Denis Zafar
- Les services gratuits issus de l'économie numérique : faut-il, et comment, les valoriser ? / *Free Services from the Digital Economy: Do We Need to Measure Their Value and How?* – Alexandre Bourgeois
- L'énigme de la croissance du PIB irlandais en 2015 : tentatives de réponse / *Irish GDP Growth in 2015: A Puzzle and Propositions for a Solution* – Marie-Baïanne Khder, Jérémie Montornès & Nicolas Ragache
- La cohérence dans une économie mondialisée : harmonisation du traitement de la R&D dans les comptes nationaux et la balance des paiements en Irlande / *Consistency in a Globalised Economy: Aligning the Treatment of R&D in the Irish National Accounts and Balance of Payments* – Niamh Holton, Margaret Kinsella, Oisín Mangan, Shaun McLaughlin & Patrick Quill
- Quelle signification pour le concept de produit intérieur dans des économies mondialisées ? / *What Should the Concept of Domestic Production Mean in Globalized Economies?* – Didier Blanchet

N° 514-515-516 (2020) – **JEUNES ET TRANSITIONS VERS L'ÂGE ADULTE / YOUTH AND TRANSITIONS TO ADULTHOOD**

- Introduction – En transition vers l'âge adulte / *In Transition to Adulthood* – Olivier Galland
- 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
- Inégalités de niveau de vie entre jeunes adultes – Une approche individualisée / *Inequality of Resources among Young Adults: An Individualised Approach* – Laura Castell & Sébastien Grobon

- 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 & Muriel Pucci
- 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 & Élise Tenret
- 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: Influence of Family Factors* – Audrey Rose Menard & Vincent Vergnat
- 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 Desire for Mobility among the Under 30s* – Christine Fournier, Marion Lambert & Isabelle Marion-Vernoux
- Risque d'exclusion sociale et ressources des jeunes NEET / *Risk of Social Exclusion and Resources of Young NEETs* – Claire Bonnard, Jean-Francois Giret & Yann Kossi
- 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 & Florence Jusot
- Les opinions des jeunes adultes sur le rôle social de l'État ont-elles changé depuis la crise de 2008 ? / *Did the 2008 Crisis Change Young Adults' Views on the Social Role of the State?* – Adrien Papuchon

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 Caillaud, 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^{ème} ANNIVERSAIRE / 50th 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 Schweltnus
- 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

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 en français, y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuels compléments en ligne. Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 000 pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if any, tables and figures, appendices, list of references, but not counting online complements if any). Manuscripts of more than 11,000 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 / Next Issue

Varia

