



HAL
open science

Les enseignements d'une approche longitudinale de la pauvreté: Le cas de la France au cours des deux premières décennies du XXIème siècle

Pierre Blavier

► To cite this version:

Pierre Blavier. Les enseignements d'une approche longitudinale de la pauvreté: Le cas de la France au cours des deux premières décennies du XXIème siècle. 2023. hal-04203644

HAL Id: hal-04203644

<https://sciencespo.hal.science/hal-04203644>

Preprint submitted on 11 Sep 2023

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

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



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

LIEPP Working Paper
Septembre 2023, n°150

Les enseignements d'une approche longitudinale de la pauvreté. Le cas de la France au cours des deux premières décennies du XXIème siècle

Pierre Blavier
CNRS ; LIEPP, Sciences Po
pierre.blavier@univ-lille.fr



Distributed under a Creative Commons Attribution License.

www.sciencespo.fr/liepp

Comment citer cette publication :

BLAVIER, Pierre, **Les enseignements d'une approche longitudinale de la pauvreté.**

Le cas de la France au cours des deux premières décennies du XXIème siècle, *Sciences Po LIEPP Working Paper* n°150, 2023-09-20.

Les enseignements d'une approche longitudinale de la pauvreté. Le cas de la France au cours des deux premières décennies du XXIème siècle

Résumé

Ce document de travail étudie les trajectoires de pauvreté dans la France des deux premières décennies du XXIème siècle, afin d'élargir l'analyse de la pauvreté au-delà de la disqualification sociale et de l'assistance. En exploitant le volet longitudinal à neuf années de l'enquête SRCV (INSEE, 2004-2019), il montre la pertinence d'une appréhension de la pauvreté en termes de trajectoires, soit un prisme d'analyse qui a jusqu'ici été peu développé, en particulier pour le cas français. Or, cette perspective permet d'abord de relever que pas moins de 30% de la population connaît au moins un épisode de pauvreté monétaire au cours des neuf années de suivi. Elle conduit ensuite à identifier deux grands types de trajectoires : d'une part une pauvreté transitoire marquée par un bref passage dans une situation en dessous du seuil de pauvreté monétaire, et d'autre part une pauvreté chronique qui se traduit par une pauvreté plus durable et profonde. Ces deux formes de pauvreté recouvrent des déterminants différents, que l'article précise : la pauvreté chronique renvoie à des facteurs structurels, tandis que celle transitoire est liée à des évolutions conjoncturelles, en particulier la situation sur le marché de l'emploi. L'approche dynamique de la pauvreté est donc indispensable pour montrer comment cette dernière recouvre des trajectoires et des profils très différents, pour en donner des ordres de grandeur quantifiés, et pour mieux comprendre la pluralité des expériences de pauvreté¹.

Mots clés : pauvreté, longitudinal, chômage, analyse de séquences

¹ Cette recherche a bénéficié des soutiens apportés par l'ANR au titre des investissements d'avenir dans le cadre du Labex LIEPP (ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02) et de l'IdEx Université Paris Cité (ANR-18-IDEX-0001), et de l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale (ONPES). Elle s'est enrichie des discussions lors de sa présentation aux séminaires de l'ONPES (21 janvier 2021), de l'axe Evaluation des politiques socio-fiscales du Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques (LIEPP, Sciences Po, 7 octobre 2022), Économie politique du changement institutionnel (EPCI, Paris-1/PSE, 11 février 2022), Sociologie et économie du travail et de l'emploi (SETE, Université de Lille, 18 janvier 2021), et au congrès de l'Association française de sociologie (AFS, RT 6, Lille, 9 juillet 2021). Nous remercions Nicolas Duvoux, Michèle Lelièvre, et les membres de l'axe Evaluation des politiques socio-fiscales du LIEPP.

Introduction

Un mouvement social comme les « gilets jaunes » de l'automne 2018 soulève un certain nombre de questions de sciences sociales, notamment en sociologie de la pauvreté. Certes, à première vue il s'agissait plus d'une question d'inégalités : les enjeux de redistribution et de fiscalité y occupaient une place centrale, perceptible à travers les revendications exprimées (« contre la taxe sur le carburant », « pour plus de justice sociale », « rendez l'ISF », etc.). Toutefois, à y regarder de plus près, la composition sociologique des protagonistes invitait à plus de nuances, en attirant l'attention sur la question des conditions de vie et de la pauvreté. En effet, elle se caractérisait par l'absence de cadres, un taux de chômage plus élevé que la moyenne nationale, et des niveaux de vie inférieurs à ceux de l'ensemble de la population (Collectif d'enquête, 2019). Surtout, en enquêtant directement sur les ronds-points (Blavier, 2021), il s'est avéré que beaucoup de participants semblaient être ou avoir été affectés par des « accidents » ou des « parcours » de vie qui les avaient déjà amenés à expérimenter, de manière plus ou moins passagère, plus ou moins durable, des difficultés économiques. Pour autant, leurs niveaux de précarité n'étaient pas non plus extrêmes, et la majorité n'appartenait pas aux franges les plus pauvres de la société française.

C'est sans doute en partie pour cette raison qu'il était difficile de qualifier précisément les situations socio-économiques des personnes mobilisées : sans être pauvres à proprement parler au moment des gilets jaunes, la plupart avait néanmoins déjà été confrontés à des épisodes de pauvreté liés à leurs trajectoires familiales (ruptures conjugales) ou professionnelles (expérience du chômage, du temps partiel, de contrats temporaires). Au-delà de la compréhension de ce mouvement social, celui-ci invite donc à s'intéresser à la pluralité des expériences de pauvreté, et en particulier à celles qu'une conception trop statique ne permet pas d'analyser. Cette difficulté met en lumière la nécessité de concevoir la pauvreté de manière plus diachronique, soit une approche qui a jusqu'ici été laissée de côté par la sociologie de la pauvreté en France.

En effet, cette dernière reste très inspirée depuis la fin des années 1980 par des travaux comme ceux de Robert Castel (1995, 2003) ou de Serge Paugam (1991), qui mettent en avant respectivement la désaffiliation et la disqualification sociale. Ils s'attachèrent à étudier la « nouvelle pauvreté » : le chômage de masse et la précarisation plus générale du marché du travail, qui s'installent à partir de la crise économique des années 1970, conduisent à une remise en cause des solidarités et des protections rattachées à l'emploi, ce qui fait émerger de « nouveaux publics » aux guichets d'assistance et mène à la création du RMI (1988) et au développement croissant de politiques d'insertion et d'activation pour contrer la logique de « trappe à pauvreté ». Dans le même temps, le système de retraite jugule la pauvreté des seniors. Cette transformation a structuré jusqu'à aujourd'hui l'analyse sociologique de la pauvreté, en insistant sur l'exclusion, son caractère cumulatif, et la dépendance à l'assistance. Cette grille de lecture a correspondu à un tournant historique et reste assurément pertinente pour comprendre une sorte de « noyau dur » de la pauvreté, mais c'est sa capacité à englober l'ensemble de celle-ci qui est ici remise en question.

S'intéresser à la dimension temporelle de la pauvreté est aussi susceptible d'éclairer sa dimension subjective, dont plusieurs contributions ont pointé l'importance. Dans son essai *La*

peur du déclassement (2009), Éric Maurin avait ainsi mobilisé les enquêtes du Crédoc pour relever que près d'un français sur deux « pensent qu'ils pourraient un jour devenir SDF » (p. 6) alors qu'en réalité moins de 0,5% de la population vit dans la rue. Ce constat plaide pour une meilleure compréhension de la distribution de la pauvreté dans la société française. Plus récemment, Nicolas Duvoux et Adrien Papuchon (2018) ont invité à élargir le périmètre de la pauvreté, en montrant l'intérêt de l'inscrire dans des « trajectoires d'insécurité sociale ». Serge Paugam (2020) a critiqué cette notion dans un débat publié dans la *Revue française de Sociologie*², mais tous les auteurs s'accordent sur le fait que la pauvreté gagnerait à être analysée de manière plus diachronique. Certes, Robert Castel (2003) proposa également une conceptualisation de l'insécurité sociale et pointait une large « zone de vulnérabilité » entre intégrés et désaffiliés, tandis que Serge Paugam avait déjà perçu dans sa thèse (en 1986, à Saint Briec) ou dans l'enquête longitudinale auprès des allocataires du RMI (1991, Centre d'étude des revenus et des coûts) le caractère dynamique de la disqualification sociale et l'intérêt de l'analyser en termes de carrières (Duvoux, Paugam, 2008 : 39-43). Mais les deux auteurs n'avaient pas investigué plus avant cette approche, faute notamment d'exploiter des données de panel.

Par conséquent, la France manque encore de données et de travaux statistiques analysant la temporalité des passages dans la pauvreté, qui permettraient d'élargir la focale à des trajectoires plus variées. Il faut donc mieux étudier les dynamiques d'allers et retours vers et depuis la pauvreté, et les saisir au travers de trajectoires plutôt que de se limiter à un point d'observation dans le temps. Cette perspective est susceptible de jeter un éclairage original sur une multitude de situations d'entre-deux, avec l'idée que la pauvreté touche finalement au-delà du « noyau dur » auquel elle est le plus souvent ramenée dans le sens commun et dans ses représentations médiatiques. Cet article entend pallier ce manque en exploitant de manière systématique et sur le temps long (neuf années) l'ensemble du panel Statistique sur les ressources et les conditions de vie (dorénavant SRCV) avant l'arrivée du Covid (2004-2019). Une approche longitudinale est la seule qui permette de faire ressortir des formes de pauvreté auxquels les indicateurs en coupe sont aveugles et de comprendre la pluralité des expériences de pauvreté. Notre contribution vise donc à réfléchir aux formes de la pauvreté, à leurs fréquences, et surtout à leur caractère transitoire ou persistant. Cette perspective vise à apporter des éléments de clarification sur les franges de la société que la pauvreté concerne intensément ou plus marginalement.

Cet intérêt sociologique pour la temporalité des passages dans la pauvreté se décline sur le plan méthodologique à travers l'articulation entre approches longitudinale ou en coupe. Ces dernières sont en partie reliées par la distinction, classique en épidémiologie, entre incidence (nombre de nouveaux cas par unité de temps) et prévalence (nombre de cas à un moment donné) : la part d'individus connaissant au moins un épisode de pauvreté monétaire au fil des années est logiquement, par construction, plus élevée que celle en coupe, et l'écart entre les deux est d'autant plus élevé que la période d'observation s'accroît. Cette configuration appelle une discussion que nous mènerons dans une première partie au sujet des données mobilisées, des méthodes pour en traiter, et de résultats qui ont pu être établis dans la littérature nationale

² Celui-ci comprend, outre la réaction de S. Paugam, une réponse de N. Duvoux et d'A. Papuchon, ainsi qu'une contribution de L. Lahieyte.

et internationale : l'étude du lien entre pauvreté saisie de manière longitudinale confirme qu'elle touche de plus larges franges de la population que ce que suggère sa mesure simplement en coupe. Nous identifierons ensuite les deux grands types de trajectoires de pauvreté : d'une part une pauvreté que nous appellerons transitoire, comptant pour les deux-tiers des trajectoires et caractérisée par de courts passages par une situation de pauvreté monétaire, et d'autre part une forme plus chronique, comptant pour un tiers des trajectoires mais avec des niveaux de pauvreté plus longs et surtout plus forts, ce qui rejoint ce qu'ont décrit les travaux en termes de disqualification. Enfin, nous nous intéresserons dans une troisième partie aux facteurs de ces deux grands types de pauvreté : celle chronique se caractérise par des déterminants sociaux classiques de la précarité (faible niveau de diplôme, handicap, etc.), tandis que celle transitoire renvoie à des changements conjoncturels de la situation de la personne ou de son ménage, en particulier des changements de la situation sur le marché de l'emploi.

I. Présentation de la littérature et des données

C'est à l'échelle internationale que la temporalité de la pauvreté a fait l'objet de premières contributions, conditionnées à l'existence de données de panel permettant des analyses longitudinales. Dans le cas de la France, la principale source de ce type est l'enquête SRCV, dont nous allons préciser les caractéristiques, les avantages, ainsi que quelques limites.

Etat de la littérature : un champ d'étude plus international que français

L'étude fondatrice sur la temporalité de la pauvreté est sans doute celle de Bane et Ellwood (1986), qui remonte aux années 1980 : ils élaborent la notion de périodes de pauvreté (« *spells of poverty* ») en exploitant le *Panel study of income dynamics* (PSID) états-unien. Cela s'inscrit plus largement dans un contexte de progressive mise en place de grandes enquêtes de panel, dans certains pays tels que l'Allemagne (GSOEP à partir de 1984), la Grande-Bretagne (BHPS à partir de 1991), puis à l'échelle de l'Europe occidentale avec le *European community household panel* (ECHP) à partir de 1994 (Layte *et al.*, 2001). Ces nouvelles données permettent d'analyser les passages de sortie ou d'entrée dans la pauvreté pour ces pays. Plusieurs revues de la littérature actualisées (Vaalavuo, 2015 ; Smith, Middleton, 2007 ; Pollak, Gazier, 2009) confirment que la mesure longitudinale de la pauvreté se trouve décuplée par rapport à celle en coupe, tandis que d'autres contributions portent sur certains pays en particulier et notamment ceux touchés par la crise de 2008 tels que par exemple la Grèce (Giannitsis, Zografakis, 2015), ou bien adoptent une perspective comparative entre pays européens (Vandecasteele, 2010 ; Andriopoulou, Tsakloglou, 2016).

En revanche, la France est jusqu'ici restée assez largement exclue de ces travaux, même si on dispose de quelques contributions à ce sujet (Labarthe, Lelièvre, 2014 ; Lollivier, Verger, 2005 ; Godefroy, Missègue, 2012 ; Fall *et al.*, 2010), essentiellement le fait de statisticiens de l'INSEE ou de la DREES qui ont exploité certaines vagues de SRCV à des horizons de suivi d'au plus huit années.

Les études sur la temporalité de la pauvreté font plus largement écho à différents travaux ayant montré que les revenus des ménages connaissent d'importantes fluctuations. Celles-ci

s'accroissent en période de crise économique, comme l'ont par exemple noté Giannitsis et Zografakis (*ibid.*) à partir de données fiscales dans le cas de la Grèce dans la grande récession de 2008. Des travaux récents comme ceux de Jacob S. Hacker (2019), de Jonathan Morduch et Rachel Schneider (2017), ou encore de Bruce Western *et al.* (2012) ont souligné que de telles variations s'observaient également aux Etats-Unis, ce qui suggère qu'elles ne concernent pas que les pays en développement, et que leur ampleur dépend avant tout des politiques sociales et du marché du travail. Nous souhaitons examiner dans quelle mesure ces résultats s'appliquent au cas de la France depuis les années 2000, et en particulier pour le bas de la distribution.

Enfin, même si nous nous inscrivons dans la lignée de toutes ces contributions qui s'intéressent plus aux trajectoires qu'aux transitions vers et hors de la pauvreté, nous nous intéresserons néanmoins à ces dernières dans la troisième partie. Celles-ci sont demeurées relativement peu abordées en France hormis quelques études de l'INSEE (Zoyem, 2002 ; Eudeline et al., 2011 ; Beck, Missègue, Ponceau, 2014), mais ont fait l'objet de nombreuses études de cas à l'échelle internationale, allant par exemple de l'Inde (Sahasranaman, 2021) à la Corée du Sud (Younga, 2015), et de la Grande-Bretagne (Cappellari, Jenkins, 2002) à l'Espagne (Ayllón, 2008). Sur cet aspect, la littérature existante délivre deux enseignements principaux. D'une part, elle insiste logiquement sur le poids des facteurs familiaux (naissance, décès, séparation, départ(s) ou arrivée(s) dans le ménage) et surtout des transitions professionnelles. D'autre part, il faut relever la co-existence d'une très large palette de modélisations : chaînes de Markov et autres modèles stochastiques, modèles d'économétrie des données de panel, analyse de classes latentes, modélisations de trajectoires. Cette diversité signale qu'en réalité cette question de méthode reste actuellement ouverte et ne fait pas l'objet d'un consensus. Sans rentrer ici dans une revue de littérature recensant les avantages et inconvénients de chacune de ces méthodes qui à notre connaissance resterait à réaliser, notre ambition est plus modestement de produire une étude empirique sur le cas français contemporain en tirant parti des données du panel SRCV à neuf années qui n'ont jamais fait l'objet d'une exploitation approfondie.

Les données utilisées : le volet longitudinal de l'enquête SRCV

L'enquête Statistique sur les Ressources et les Conditions de Vie (SRCV) de 2004 à 2019 constitue l'édition française de l'enquête *European Union-Survey on Income and Living Conditions* (EU-SILC). Celle-ci est une enquête européenne annuelle commanditée par Eurostat aux Instituts statistiques nationaux. Elle prend la suite de l'enquête *European Community Household Panel* qui fut passée annuellement de 1994 à 2001 (ECHP, restreinte aux pays d'Europe occidentale). Son versant français est donc réalisé par l'INSEE. A titre indicatif, la vague en coupe de 2019, avant la probable rupture de série que constitue la pandémie commencée début 2020, contient N=26484 individus (moins de 16 ans compris), répartis dans N'=11737 ménages. L'échantillon est tiré de manière aléatoire et représentatif après pondération de la population française métropolitaine selon l'âge, le sexe, la composition sociodémographique du ménage, et la région. Toutefois le cahier de code (2016, p. 22) précise que « par construction, ce sont les individus qui sont suivis en panel et non les ménages » (2016, p. 22) et le coefficient de pondération n'est donc calculé qu'au niveau des individus.

Ceux-ci sont interrogés en face à face par passages (parfois répétés) au domicile (certains questionnaires individuels étant néanmoins complétés par téléphone).

Il s'agit donc de l'enquête de référence (Burrinand, Houdré, Vallet, 2014) de la statistique publique française et européenne sur les conditions de vie, documentées en termes d'auto-évaluation (capacité à se payer des vacances, capacité à faire face aux dépenses d'alimentation et de logement, aux remboursements d'emprunts ou paiements de factures, ou aux dépenses imprévues) en reprenant les indicateurs de précarité utilisés au niveau européen, mais aussi de revenus disponibles dans ses différentes composantes (salaires, allocations chômage, revenus du capital, etc.). Les montants ne sont disponibles qu'à l'échelle annuelle et portent sur l'année précédant la collecte (nommée année de référence). Il existe donc un léger décalage avec la composition du ménage, utilisée notamment pour le calcul du revenu par unité de consommation mais qui n'est renseignée qu'au moment de l'enquête. Nous avons respecté cette convention car en adopter une autre (prendre l'année aval pour les deux valeurs) nous conduisait à des résultats très similaires. Enfin, il faut noter que, de manière importante pour notre étude, l'enquête a connu un changement de mesure des revenus à partir de 2008 : avant cela ils étaient renseignés sur une base auto-déclarative, tandis qu'après ils le sont par un appariement avec les données socio-fiscales. Selon l'unique étude d'impact que nous avons pu consulter (Dauphin, 2009), d'une part cette modification n'avait *a priori* pas généré de bouleversement majeur, et d'autre part les résultats et ordres de grandeur présentés sont similaires en n'utilisant que les vagues postérieures à 2008 (soit 2009, 2010, et 2011), mais il faudra garder à l'esprit cette modification tout au long de l'interprétation des résultats.

Sauf indication contraire c'est le versant longitudinal que nous mobilisons ici, qui comprend au total 26 371 individus majeurs répartis dans 15 114 ménages pour les cohortes dont les années initiales s'étalent de 2005 à 2011. A l'échelle européenne, la durée de suivi est de quatre ans (Burrinand, Lorgnet, 2014), mais la particularité de l'enquête française est de l'avoir étendue à neuf années, d'où sa pertinence pour étudier les trajectoires de pauvreté dans un horizon de moyen terme et non plus sur uniquement quelques années.

Cette source a différents avantages par rapport à d'autres données longitudinales administratives telles que celles de la Caisse d'allocations familiales (Auzuret, 2017) ou de l'Echantillon démographique permanent (Olm, 2021). Elles sont d'une part de ne pas avoir de limites d'âges, d'autre part un horizon temporel long (neuf années), et enfin surtout de disposer d'un vaste choix de variables sociodémographiques à l'échelle de l'individu (PCS) comme du ménage (indicateurs de conditions de vie, revenus détaillés selon leur source). Nous avons choisi de travailler principalement à partir de la pauvreté monétaire définie comme un revenu disponible par unité de consommation inférieur à un seuil (à 60% ou 50%) par rapport à la médiane. Cet indicateur ne recoupe qu'imparfaitement celui en conditions de vie (Lollivier, Verger, 1998 ; Pan Ké Shon, 2015 ; Labarthe, Lelièvre, 2014 ; Blasco, Gleizes, 2019). Mais ce dernier dépend de l'évolution exogène des prix de certains biens, à la baisse (accès à une voiture, à des vacances, à un ordinateur ou à un téléphone) ou à la hausse (logement), ce qui le rend moins adapté au moment de considérer un horizon de moyen terme (2004-2019). Le revenu disponible comprend l'ensemble des revenus nets déclarés dont dispose chaque ménage (salaire, revenus du capital, allocation chômage, ...). Certains tels que les revenus des indépendants (en particulier les agriculteurs) sont susceptibles d'être sous-

estimés. Le revenu disponible est ensuite pondéré, de manière à tenir compte de la composition du ménage, par le nombre d'unités de consommation calculé selon l'échelle d'équivalence modifiée de l'OCDE : le premier adulte du ménage compte pour 1, puis chaque membre de moins de 14 ans pour 0,3 et de plus de 14 ans pour 0,5. C'est l'échelle d'équivalence la plus classiquement utilisée, et en adopter une autre comme par exemple la racine carrée du nombre de personnes vivant dans le ménage conduit à des résultats similaires, même si des travaux récents (Martin, Périvier, 2018) suggèrent que cela peut être au prix d'une surestimation du niveau de vie des foyers monoparentaux.

Enfin, pour se rendre compte concrètement de la pauvreté dont il est question ici, il faut garder à l'esprit qu'en 2019, d'après nos données, des ménages d'une personne seule ou d'un couple avec un enfant de moins de 14 ans sont définis comme pauvres au seuil de 60% s'ils ont un revenu disponible mensuel net inférieur à respectivement 1128€ et 2030€. Ces valeurs baissent à respectivement 940€ et 1691€ si on adopte un seuil de 50%, et à 752€ et 1353€ avec un seuil à 40%. Ces écarts sont notables, et justifient donc de prendre en compte ces différentes définitions possibles de la pauvreté monétaire, dans la mesure où ils reflètent de véritables différences de niveau de vie. Il s'agit en outre de se prémunir contre de potentiels « effets de seuils » entre ces catégories. Sur la période 2005-2019, ces montants ont évolué annuellement de 0,2% (2010-2011) à 4% (2008-2009), sauf en 2008 où la mise en place de l'appariement avec les données socio-fiscales a généré une variation de 15% dans la médiane comme dans la moyenne de l'ensemble des revenus, qui étaient manifestement sous-estimés auparavant lorsqu'ils étaient renseignés de manière déclarative. A titre de point de comparaison, en 2019 le SMIC net mensuel était de 1204€, soit légèrement supérieur au seuil de pauvreté individuel, et le RSA pour une personne seule sans enfant était de 560€ mensuels, soit inférieur au seuil à 40% (752€).

Les limites du panel SRCV sur la période 2004-2019

L'enquête SRCV n'en comporte pas moins certaines limites. La première est que son échantillon n'inclut pas les personnes habitant en institution, ce qui exclut de fait certaines tranches de la population particulièrement touchées par la pauvreté (immigrés sans papiers, sans domicile fixe). La seconde est qu'elle ne dispose pas d'informations géographiques à un niveau fin, alors que le lieu de résidence est un facteur de pauvreté. La troisième relève de la question, inévitable, de l'attrition au fil des années de suivi et de son caractère sélectif.

En premier lieu il existe des individus « à trou », c'est-à-dire ayant au moins une année intermédiaire intercalée entre leurs années extrêmes d'entrée ou de sortie, pendant laquelle ils n'ont pas été suivis et pour lesquelles on ne dispose donc pas d'information. Ce point ne concerne au plus qu'une seule année d'affilée (au-delà de deux ans de non-réponse à la suite les individus sont exclus du panel), est notifié en tant que tel dans la documentation de l'enquête, et s'explique essentiellement par de la non-réponse (absence du domicile, déménagement, ...). Parmi les individus du panel majeurs lors de la première interrogation et suivis pendant neuf ans, 18% connaissent au moins une année de non-interrogation.

Deuxièmement, pour toutes les cohortes suivies, à la neuvième année la part d'individus restant est d'environ 30%, soit une attrition de 70%, ce qui paraît important mais dans les ordres de grandeur courants pour ce type d'enquête longitudinale. Au final, pour les sept

cohortes commencées chaque année entre 2005 et 2011 (soit 2005-2013, 2006-2014, ..., et 2011-2019), 7750 individus (sur les 26 371 évoqués *supra*) ont donc pu être suivi neuf ans, soit autour de 1100 individus pour chaque année de début de suivi. La cohorte commencée en 2004 faisait figure d'exception avec un taux d'attrition beaucoup plus fort, en lien avec la mise en place initiale de l'enquête, et nous l'avons donc exclue de nos analyses (elle connaît également des problèmes de pondération et de valeurs manquantes). Les taux d'attrition annuels sont assez similaires et réguliers lors des premières années (autour de 10%), puis décroissent légèrement à partir de la sixième année de suivi. Sans pondération, cette attrition est sélective : les individus plus jeunes, pauvres, célibataires, ou chômeurs lors de la première année d'enquête ont plus de chance de sortir du panel. A l'inverse, les ruraux, les individus en couple, et les occupés ont moins de chance. La pondération longitudinale à neuf ans calculée par l'INSEE, qui prend en compte l'âge, le genre, le diplôme, la composition du ménage, la catégorie socioprofessionnelle, et la nationalité, permet de redresser assez largement ces biais.

II. Fréquence et dualité de l'expérience de la pauvreté au fil des trajectoires

Nous cherchons maintenant à estimer la distribution de la pauvreté dès lors qu'elle est considérée de manière diachronique, et à mieux qualifier la diversité des trajectoires de pauvreté. Cette démarche conduit au constat d'une polarisation entre d'un côté des trajectoires de pauvreté que nous qualifions de transitoire, et d'un autre celles qui sont chroniques. Le résultat marquant est que les formes transitoires sont en réalité près de deux fois plus répandues que celles chroniques.

En neuf ans, près de 30% des personnes touchées par au moins une année de pauvreté monétaire

Les données font état d'une très forte volatilité des épisodes de pauvreté : une part significative des individus sont touchés, mais de manière assez intermittente, en particulier pour les individus qui n'en font pas l'expérience en début de période. D'un point de vue quantitatif, il est ainsi remarquable que 30% des individus connaissent au moins une année de pauvreté au cours des neuf années de suivi. Cette part varie de 31% pour les individus suivis entre 2005 et 2013 à 27% pour 2009-2017 – ces fluctuations renvoient à des effets de période et aux effectifs restreints (moins de 2000 individus pour chaque cohorte). Pour autant, aucune évolution claire ne semble se dégager sur la période, ce qui rejoint le constat de Larrimore *et al.* (2020, p. 23) dans le cas des Etats-Unis à partir de données fiscales. Mais cela donne un premier ordre de grandeur significatif, qui atteste du contraste entre d'un côté la pauvreté en coupe et d'un autre celle mesurée de manière longitudinale³.

³ Cette estimation est cohérente avec celle obtenue par Labarthe et Lelièvre (2014) sur le panel de 8 années 2004-2011 : à cet horizon, elles trouvent que 27% de l'ensemble des individus connaissent au moins un épisode de pauvreté monétaire (tableau 2, p. 37), soit un peu moins que les 29% que nous trouvons sur la même période mais avec un suivi de neuf années. C'est néanmoins un peu moins que les 36% de personnes touchées par la

En effet, d'un côté, la pauvreté reste une expérience minoritaire puisqu'elle ne concerne que moins d'un tiers des individus. D'un autre, ce taux de pauvreté longitudinale représente plus du double de celui en coupe (environ 14%), ce qui pointe la fréquence du phénomène bien au-delà d'un simple « noyau dur » de personnes durablement pauvres. Cette statistique, établie ici à partir de cet indicateur objectif qu'est le revenu, peut aider à comprendre l'importance du sentiment subjectif de « peur du déclassement » (Maurin, 2009) ou de « trajectoire sociale descendante » (Duvoux, Papuchon, *ibid.*). Dépasser la convention de mesure en coupe nous ouvre donc à une meilleure évaluation du phénomène, en nuancant les travaux se focalisant sur la pauvreté durable ou profonde (Paugam, *ibid.* ; Castel, *ibid.*). Ce constat suggère surtout qu'il faut approfondir notre compréhension des trajectoires de pauvreté dans la société française.

Pour effectuer des distinctions au sein de ces dernières, nous mettons en œuvre une analyse de séquences par *optimal matching* qui va nous permettre d'identifier ici des classes de trajectoires, dont il s'agira ensuite de décrire les caractéristiques, du point de vue de leur succession d'états et des caractéristiques des individus les ayant vécues. Cette méthode présente deux avantages principaux, qu'elle partage avec d'autres méthodes de classification telles que l'analyse de classes latentes (Vandecasteele, *ibid.*) ou de modèles de trajectoires (Pryor et al., 2019 ; Jones, Nagin, 2013), que nous aurions également pu mobiliser ici. D'une part elle permet de considérer l'ensemble des épisodes qui la composent, ainsi que la potentielle répétition de la pauvreté. Ce n'est pas le cas d'autres méthodes telles que les modèles de durée, qui ne permettent ni de prendre en compte l'ensemble de la trajectoire ni de traiter d'événements répétés. Or, dans notre perspective il s'agit d'inscrire des épisodes de pauvreté potentiellement très passagers par rapport à l'ensemble des situations que les individus connaissent au cours des neuf années de suivi. Cette démarche typologique est précieuse parce qu'elle permet d'inscrire les transitions d'entrées et de sorties dans un horizon plus large (cf. *infra*), et d'estimer des ordres de grandeur chiffrés entre types de trajectoires.

D'autre part, cette technique permet de considérer différents états, et en l'occurrence différentes définitions du seuil de pauvreté : cela est utile pour jauger empiriquement de potentiels effets de seuil et de réels écarts de niveaux de vie (cf. *supra*).

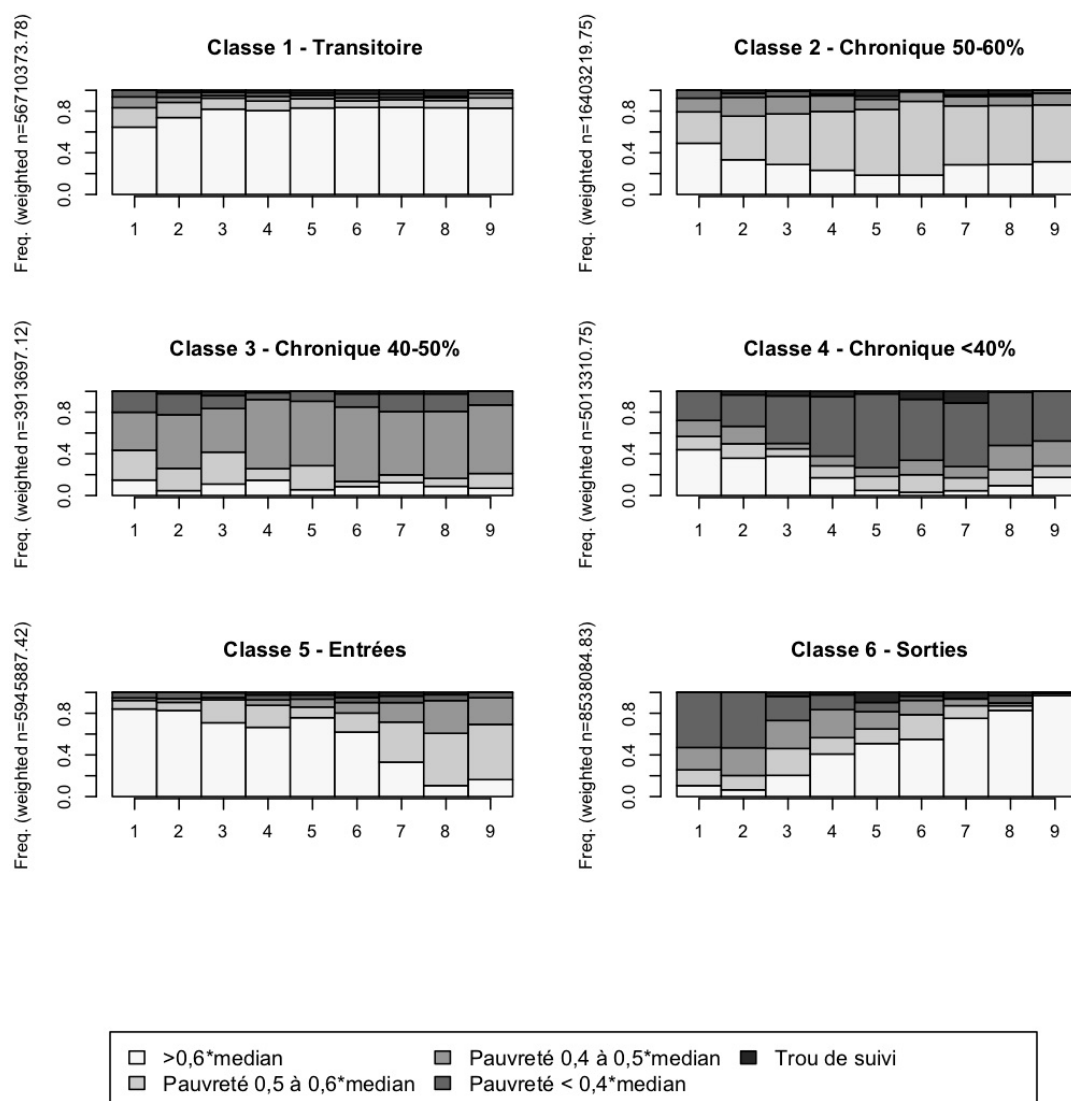
De manière classique, nous avons choisi de fixer le coût des opérations d'insertion et de suppression à un niveau standard de 1, et de calculer les coûts de substitution à partir de la matrice des taux de transition entre états, réellement observés dans l'échantillon : plus une transition entre deux états est rare, plus le coût de substitution entre eux est élevé. Il en résulte une matrice symétrique des coûts de distance entre chaque trajectoire, à laquelle une classification ascendante hiérarchique (CAH) peut être appliquée. Concernant le nombre de classes retenues, tout dépend de l'arbitrage opéré entre description synthétique ou plus détaillée : en l'occurrence le graphique des sauts d'inertie (Annexe, Figure 2) suggère qu'en suivant le « critère du coude » un compromis judicieux (maximisation de l'inertie interclasse, minimisation de celle intraclasse) est de couper à six classes qui peuvent être graphiquement

pauvreté que Godefroy et Missègue (2012) trouvent sur un panel de seulement 5 années (2004-2008), mais cela tient au fait qu'ils considèrent la pauvreté monétaire et/ou en conditions de vie.

représentées (Figure 1) et caractérisées selon plusieurs aspects : les états que connaissent les individus, la durée passée dans chacun d'eux, et leurs enchaînements.

Enfin, dans cette première étape nous nous restreignons aux individus qui connaissent au moins une année de pauvreté, parce que ce sont bien les trajectoires de pauvreté qui nous intéressent et non les individus qui en restent exclus tout au long des neuf années de suivi. Dans un second temps nous comparerons ces derniers avec les différents types de trajectoires identifiés à l'aide d'un modèle multinomial d'appartenances aux classes obtenues, nous permettant d'identifier leurs déterminants sociaux sans pour autant les réifier.

Figure 1 : Tapis de trajectoires par classes



Source : Enquête SRCV, volet longitudinal individuel 9 années, pondération longitudinale, 2005-2013, 2006-2014, ..., 2011-2019, N=2023 individus majeurs.

Champ : Ensemble des individus ayant connu au moins une année de pauvreté monétaire à 60% du revenu médian.

Deux-tiers des personnes connaissant au moins une année de pauvreté dans une pauvreté transitoire, un tiers dans une pauvreté chronique

Le premier résultat de l'analyse de trajectoires est que la première classe compte pour près des deux-tiers (61%) des trajectoires de pauvreté connues au cours des 9 années et que ses individus ne connaissent en moyenne qu'une année et demi de pauvreté (tableau 1), d'où une large majorité d'épisodes hors de la pauvreté visibles en gris clair sur le chronogramme des différentes classes (Figure 1). Autrement dit, ces personnes ne font qu'un passage provisoire dans une situation de pauvreté : 59% d'entre eux ne connaissent qu'un seul épisode de pauvreté au cours des 9 années, et aucun ne connaît plus de cinq années de pauvreté. D'ailleurs ils expérimentent moins d'états différents, de transitions, et donc (mécaniquement) moins de variabilité. Pour qualifier cette classe, plusieurs termes seraient possibles : passager, court, momentané, ponctuel, ou *transitoire*, que nous privilégions ici dans le prolongement de Labarthe et Lelièvre (2014).

Tableau 1 : Statistiques descriptives des classes de trajectoires

Classe de trajectoires	Effectifs absolus	Part de chaque classe (pondération longitudinale)	Durée moyenne en pauvreté <60%
Classe 1 - Transitoire	1239	61%	1,6
Classe 2 - Chronique de 50 à 60%	324	16%	6,2
Classe 3 - Chronique 40-50%	80	4%	8
Classe 4 - Chronique <40%	103	5%	6,9
Classe 5 - Entrées	136	7%	3,8
Classe 6 - Sorties	141	7%	4,3
Ensemble	2023	100%	3,3

Source : Enquête SRCV, volet longitudinal individuel 9 années, pondération longitudinale, 2005-2013, 2006-2014, ..., 2011-2019, N=2023 individus majeurs.

Lecture : Les individus de la classe 1 connaissent en moyenne 1,6 année de pauvreté et comptent pour 61% de l'échantillon.

Néanmoins, il faut se demander dans quelle mesure ces individus sortent effectivement d'une situation de pauvreté : en raison de potentiels effets de seuil, il se pourrait très bien que leur niveau de vie ne soit que très légèrement supérieur à la limite relativement arbitraire de 60% du revenu médian, auquel cas il s'agirait typiquement d'un « effet de seuil ». Pour tester cette hypothèse, nous avons rajouté des niveaux de revenus, respectivement de 60 à 70%, de 70% à 80%, et au-dessus de 80% du revenu médian. Pour avoir un ordre de grandeur, en 2018 le passage de 60% à 70% correspond à une hausse du revenu mensuel disponible de 202 euros pour une personne seule (soit de 1211€ à 1413€). Il s'avère que, en moyenne au fil des 9 années de suivi, au moins la moitié des individus de la classe 1 sont au-dessus du seuil de 80% du revenu médian, ce qui constitue un premier indice du fait qu'ils sont quand même assez

largement au-dessus du seuil de pauvreté. Cela est corroboré par le fait que, lors de leurs épisodes hors de la pauvreté, près de 58% sont dans le quatrième décile. Enfin, lors des années où ils connaissent la pauvreté, le niveau de celle-ci est moins forte que dans les autres classes : lorsqu'elle advient, elle se situe dans des niveaux de revenus entre 50% et 60% du revenu médian par UC. Tous ces éléments attestent qu'il existe une pauvreté transitoire, qui représente près de deux-tiers des individus connaissant au moins une année de pauvreté. Ce résultat nuance l'idée selon laquelle la pauvreté serait exclusivement un phénomène persistant, dans lequel les individus seraient nécessairement pris pour de longues années, suivant une inéluctable dégradation de leur situation et un cumul des difficultés.

Il reste plus d'un tiers de notre échantillon qui connaît des trajectoires différentes : un deuxième ensemble regroupe les classes 2, 3, et 4, et compte pour un quart des individus, qui connaissent des épisodes de pauvreté plus intenses et plus longs, voire *quasi* permanents : nous l'avons appelée pauvreté chronique, parmi d'autres adjectifs envisageables – durable, persistante, stationnaire, continue. En moyenne leurs individus connaissent respectivement 6, 7 et 8 années de pauvreté. Pour eux, celle-ci est donc durablement installée, ce qui contraste singulièrement avec la classe 1 de pauvreté transitoire. Il est frappant que ces classes présentent une sorte de dégradé des niveaux de vie, et que ceux-ci sont approximativement constants au sein des classes, respectivement de 50% à 60% du médian pour la deuxième, de 40% à 50% pour la troisième, et inférieur à 40% pour la quatrième, soit une pauvreté extrême (moins de 800 euros mensuels par UC). Cela corrobore l'hypothèse d'un lien entre niveau et durée de pauvreté, avec un noyau dur d'individus installés durablement dans une pauvreté sévère, bien qu'il soit quantitativement restreint. Ces trois classes correspondent donc à des strates de pauvreté installée, chronique, ce qui correspondrait le plus à la représentation commune de « grande pauvreté » : cela rejoint la représentation collective de la pauvreté et de ce que décrivaient Robert Castel et Serge Paugam dans les années 1990, et nous les regroupons dorénavant en une seule classe synthétique de pauvreté chronique.

Enfin, notre typologie distingue deux classes de trajectoires d'entrées (classe 5) et de sorties (classe 6) vers et depuis la pauvreté, avec à chaque fois des épisodes durables hors ou dans la pauvreté. Mais d'une part leurs effectifs respectifs sont limités à chacune 7% des individus (Tableau 1), et d'autre part on ne peut exclure qu'il s'agit dans les deux cas d'artefacts dus à la censure à droite et à gauche des données. Par conséquent, nous les excluons de la suite de l'analyse.

III. Facteurs structurels et conjoncturels des trajectoires de pauvreté

Une fois établi ce contraste entre trajectoires de pauvreté chronique ou transitoire, nous allons maintenant investiguer les profils que cela recouvre. Notre hypothèse est qu'ils se distinguent en renvoyant à des facteurs de précarité différents. En effet, de manière classique, la pauvreté chronique serait déterminée par des facteurs structurels inhérents aux propriétés sociales des individus qui l'expérimentent : par exemple, disposer d'un faible niveau de diplôme et de qualification, être d'origine immigrée, ou avoir pris sa retraite après une carrière incomplète sont autant de caractéristiques qui, par différents mécanismes, augmentent la probabilité de connaître la pauvreté, réduisent les possibilités d'en sortir, et condamnent donc plus

fréquemment à des situations de pauvreté chronique. En revanche, un tel raisonnement ne peut rendre compte des trajectoires de pauvreté transitoire, puisque par définition elles se marquent par de courts épisodes de pauvreté, donnant consécutivement lieu à une entrée puis une sortie dans et hors de cette situation en dessous du seuil de pauvreté. Si nous avons vu *supra* l'importance quantitative de cette pauvreté transitoire qui ne peut être ramenée à de seuls effets de seuil, ses déterminants ont jusqu'à présent été peu analysés. Nous formulons l'hypothèse selon laquelle ce type de pauvreté relève d'une logique plus conjoncturelle et donc d'événements biographiques, tels que des évolutions de la situation conjugale ou de la composition du ménage, de la position sur le marché du travail, ou de l'état de santé. Pour mettre à l'épreuve empirique ce schéma explicatif binaire, nous mettons en œuvre deux modélisations multivariées différentes. En ce qui concerne le poids des déterminants sociaux sur la pauvreté chronique, nous recourons à une modélisation multinomiale d'appartenance aux différentes classes de trajectoires, en gardant les trajectoires constamment hors de la pauvreté comme point de comparaison. Ensuite nous nous intéressons aux transitions vers et hors de la pauvreté pour chacun des deux configurations de trajectoires, afin de jauger de manière multivariée à quel point les événements qui leur sont significativement corrélés sont similaires ou non.

Le poids des déterminants sociaux comme facteurs de pauvreté chronique

L'enquête SRCV dispose d'un certain nombre de variables permettant de caractériser les individus de chacune des trois classes de trajectoires : sans aucun épisode de pauvreté, pauvreté transitoire, et pauvreté chronique. Avant d'estimer le modèle multinomial, le tableau 2 en présente des statistiques descriptives.

Les individus connaissant une pauvreté chronique partagent de nombreux points communs, qui recourent très clairement les facteurs de pauvreté en coupe : il s'agit pour pratiquement les deux-tiers de femmes (61% contre 53% dans l'échantillon) et de personnes sans diplôme (59% contre 34%), plus souvent immigrées (26% contre 10%), habitant plus fréquemment en logement social ou gratuit, et vivant seules. Elles sont également plus éloignées du marché du travail avec seulement un cinquième d'actifs occupés en début de trajectoire, et plus fréquemment au foyer. Il s'agit entre autres de retraités avec des « petites retraites » (839€ mensuels en moyenne, contre 1576€ pour l'ensemble de l'échantillon), après des carrières professionnelles incomplètes de femmes ou d'immigrés – ce qui fait penser au père immigré de Yacine dans le roman de Nicolas Mathieu *Leurs enfants après eux*, qui habite seul en HLM. Nous retrouvons également un cumul de facteurs lourds traditionnellement rattachés à la pauvreté : plus de personnes ayant des problèmes de santé voire en incapacité permanente de travailler (invalides), d'immigrés, et de chômeurs et bénéficiaires du RSA en fin de trajectoire (22% contre 4% dans l'échantillon). Par conséquent, tous ces éléments rejoignent l'analyse classique de la pauvreté comme cumul de difficultés, telle qu'elle a déjà pu être formulée dans les travaux de Serge Paugam ou Robert Castel.

Tableau 2 : Déterminants structurels d'appartenance aux classes de trajectoires

		Pauvreté transitoire (classe 1)	Pauvreté chronique (classes 2, 3, 4)	Aucune année de pauvreté	Ensemble du panel
Variables socio-démographiques au début de la trajectoire : sexe, âge, diplôme, nationalité	Part de femmes	53%	61%	52%	53%
	Âge moyen	45	50	50	48
	Taux de sans diplôme	40%	59%	30%	34%
	Taux de diplômés de Bac+5	10%	5%	18%	16%
	Immigrés	12%	26%	7%	10%
	Mauvais état de santé en début de trajectoire	8%	14%	6%	7%
Variables de logement et de composition familiale	Taux de propriétaires (en propre ou accédants)	54%	40%	71%	65%
	Locataires	21%	22%	12%	14%
	Logement social ou logé à titre gratuit	25%	36%	17%	20%
	Composition du ménage : personne seule	23%	27%	18%	19%
	Ménage monoparental	10%	11%	5%	7%
	Couple sans enfant	39%	33%	39%	38%
Variables de statut d'activité au début ou fin de la trajectoire	Activité au début de la trajectoire : occupés à temps plein	36%	20%	48%	44%
	Chômeurs	8%	15%	3%	5%
	Retraités	22%	26%	33%	30%
	Montant de la pension de retraite pour les personnes concernées en fin de trajectoire (mensuel, €)	1245	839	1709	1576
	Étudiants	10%	3%	3%	5%
	Au foyer	4%	12%	2%	3%
	Touche le RSA en fin de trajectoire	7%	22%	1%	4%

Source : Enquête SRCV, volet longitudinal individuel 9 années, pondération longitudinale, 2005-2013, 2006-2014, ..., 2011-2019, N=7473 individus majeurs.

Lecture : Parmi les individus dans la classe de pauvreté chronique, 26% sont des immigrés alors que cette part est de 7% parmi ceux ne connaissant aucune année de pauvreté et de 10% pour l'ensemble de l'échantillon.

La classe de pauvreté transitoire apparaît quant à elle dans une situation d'entre-deux par rapport à cette pauvreté chronique et ceux qui ne connaissent aucun épisode de pauvreté. Par rapport à ceux en pauvreté chronique, ils sont plus diplômés, beaucoup moins fréquemment immigrés, moins souvent en mauvaise santé, plus fréquemment propriétaires de leur logement et en emploi à temps plein au début de leur trajectoire. Ils se distinguent donc de la pauvreté chronique du fait qu'ils disposent manifestement de plus de capitaux et de protections susceptibles de les protéger de la pauvreté. En revanche, ils sont tout de même un peu moins

dotés que ceux qui ne connaissent aucune année de pauvreté. Par rapport aux deux autres classes, ceux-ci sont les plus diplômés, les moins souvent immigrés, le plus fréquemment propriétaires et en emploi à temps plein au début de trajectoire ou en retraite avec une pension de retraite moyenne de 1709€ mensuels.

Autrement dit, nous observons une situation de gradation allant d'une pauvreté chronique associée à des déterminants classiques de la pauvreté à des trajectoires continûment hors pauvreté avec des individus plus favorisés. La pauvreté transitoire se trouve dans une situation intermédiaire entre ces deux pôles. Cette configuration invite à ne pas réifier l'appartenance aux trois classes, qui sont bien distinctes mais dont les bornes peuvent être sujettes à caution. Pour tester leurs différences, nous mettons en œuvre un modèle multinomial d'appartenance à chaque classe, en mettant la pauvreté transitoire comme modalité de référence afin de pouvoir jauger sa position intermédiaire de manière multivariée (Tableau 3). La classe de trajectoire ne connaissant aucun épisode de pauvreté joue un rôle de contrefactuel par rapport au fait d'avoir connu au moins un épisode de pauvreté comme c'est le cas dans les autres trajectoires. Nous prenons comme variables explicatives les caractéristiques socio-démographiques mobilisées précédemment, auxquelles nous ajoutons l'occurrence au cours des neuf années de suivi d'événements biographiques d'ego ou de son ménage. Ceux-ci constituent une étape vers l'analyse que nous conduirons ensuite des transitions vers et hors de la pauvreté, en particulier pour les individus connaissant une pauvreté transitoire. Enfin, l'année de première interrogation a été introduite comme variable de contrôle mais sans qu'une tendance claire ne s'en dégage, et elle ne figure donc pas dans le tableau 3.

Tableau 3 : Modèle multinomial d'appartenance aux classes de trajectoires de pauvreté

Type de variables	Modalités	N'avoir connu aucun épisode de pauvreté (1) versus pauvreté transitoire (0)	P-valeur	Connaître une pauvreté chronique (2) versus pauvreté transitoire (0)	P-valeur
Caractéristiques socio-démographiques en début de trajectoire	Sexe : Homme	<i>ref.</i>		<i>ref.</i>	
	Femme	0,11	22%	0,04	76%
	Diplôme le plus élevé : Aucun diplôme	<i>ref.</i>		<i>ref.</i>	
	Diplôme professionnel (CAP, BEP, bac technique)	0,31	0%	-0,27	9%
	Bac général	0,37	2%	-0,76	1%
	Bac+2	0,89	0%	-0,59	8%
	Bac+5	0,83	0%	-0,58	4%
	Taille de la commune de résidence : < 5000 hab.	<i>ref.</i>		<i>ref.</i>	
	De 2000 à 50000 hab.	0,30	1%	-0,34	12%
	De 50 000 à 200 000 hab.	0,57	0%	-0,02	94%
	>200 000 hab.	0,54	0%	-0,38	2%
	Âge en début de trajectoire	0,00	67%	0,01	40%
	Etat de santé en début de trajectoire : bon	<i>ref.</i>		<i>ref.</i>	
	Mauvais état de santé	0,16	38%	0,06	81%
	Statut d'activité en début de trajectoire : emploi à plein temps	<i>ref.</i>		<i>ref.</i>	
	Emploi à temps partiel	-0,57	0%	0,56	1%
	Recherche d'emploi	-0,97	0%	1,20	0%

	Retraité	0,00	98%	0,36	17%
	Étudiant	-1,24	0%	-0,01	98%
	Au foyer	-0,95	0%	1,35	0%
	Autre	-1,31	0%	0,76	1%
	Nationalité : française de naissance	ref.		ref.	
	Française par naturalisation	0,14	57%	0,66	5%
	Étrangère	-0,95	0%	0,94	0%
	Statut d'occupation du logement : propriétaire	ref.		ref.	
	Locataire	-0,55	0%	0,49	1%
	Locataire du parc social ou logé à titre gratuit	-0,36	0%	0,64	0%
	Composition du ménage : personne seule	ref.		ref.	
	Ménage monoparental	0,21	26%	0,22	39%
	Couple sans enfant(s)	0,67	0%	-0,20	33%
	Couple avec enfant(s)	0,70	0%	0,17	43%
	Autre	-0,01	98%	0,48	21%
Événements biographiques d'ego ou de son ménage	Avoir connu une séparation	-0,81	0%	0,19	42%
	Avoir connu une transition du temps plein vers chômage ou foyer	-0,33	10%	0,55	5%
	Avoir connu une transition du chômage ou foyer vers temps plein	-0,05	80%	-0,48	13%
	Avoir connu une détérioration de sa santé	-0,08	66%	0,17	50%
	Avoir connu une amélioration de sa santé	-0,30	15%	-0,17	52%
	Baisse du ratio d'intensité laborieuse	0,24	3%	-0,39	4%
	Hausse du ratio d'intensité laborieuse	-0,21	8%	-0,65	0%
	Hausse du ratio d'épisodes de chômage ou foyer	-0,42	0%	0,29	15%
	Baisse du ratio d'épisodes de chômage ou foyer	-0,29	2%	-0,09	62%
	Constante	0,75	1%	-1,82	0%
	Effectifs	6966		1746	

Source : Enquête SRCV, volet longitudinal individuel 9 années, pondération longitudinale, 2005-2013, 2006-2014, ..., 2011-2019. Champ : Ensemble des individus majeurs du panel à neuf années, N=7447.

Lecture (chiffres soulignés dans le tableau) : Habiter dans un ménage constitué d'un couple avec enfant(s) plutôt que d'une personne seule augmente de manière significative au seuil de 1% et toutes choses égales par ailleurs la probabilité d'appartenir à la classe de trajectoires n'ayant connu aucun épisode de pauvreté plutôt que de pauvreté transitoire. Inversement, avoir un diplôme de niveau bac+5 réduit de manière significative au seuil de 5% et toutes choses égales par ailleurs la probabilité d'appartenir à la classe de trajectoires de pauvreté structurelle plutôt que de pauvreté transitoire. En gras, les coefficients significatifs au seuil de 10%. (*) : L'intensité laborieuse est le nombre de mois en emploi à temps plein (ou respectivement au chômage et au foyer), sur le nombre de mois maximal possible à l'échelle du ménage, soit douze fois le nombre d'adultes en âge de travailler.

Le modèle multinomial corrobore donc les constats effectués précédemment de manière bivariée, et confirme la place intermédiaire des trajectoires de pauvreté transitoire que ce soit en termes de diplôme, de nationalité, de statut d'activité en début de trajectoire, ou de statut d'occupation du logement. Ainsi les individus n'ayant aucun épisode de pauvreté apparaissent systématiquement plus favorisés alors que c'est l'inverse pour la pauvreté chronique : tous les coefficients significatifs de ces deux catégories sont systématiquement opposés par rapport à la pauvreté transitoire. Un résultat notable est que le sexe des personnes ou leur état de santé ne sont pas significativement liés toutes choses égales par ailleurs à l'appartenance à l'une ou

l'autre des classes. La composition du ménage n'est significative que pour distinguer l'absence de pauvreté, plus souvent le fait d'individus en couple avec ou sans enfant.

Enfin, les coefficients de plusieurs types de transitions biographiques familiaux ou professionnels apparaissent significatifs, mais sans donner lieu à une tendance claire sauf dans les cas des séparations dont les personnes hors de la pauvreté font moins l'expérience (coefficient négatif significatif de -0,81), et de la hausse du ratio d'intensité laborieuse qui est positivement associée à la pauvreté transitoire. Ce dernier constat va dans le sens d'une forte corrélation des transitions professionnelles avec les transitions vers la pauvreté transitoire, que nous allons tester maintenant.

Modéliser la pauvreté transitoire : les événements qui font connaître la pauvreté

Nous allons donc modéliser la probabilité de transition vers ou hors de la pauvreté en fonction de l'occurrence de différents événements biographiques. Les individus, au sens statistique du terme, sont donc dorénavant des années*individus. Nous nous concentrons sur la concomitance entre d'un côté l'occurrence de ces derniers et d'un autre l'expérience d'un épisode de pauvreté, dans les cas de la pauvreté transitoire et chronique. En toute rigueur, cette démarche ne permet pas de conclure à l'existence d'une causalité à proprement parler, mais elle atteste d'une corrélation. Nous considérons ici les transitions de non-pauvreté vers non-pauvreté *versus* non-pauvreté vers pauvreté (et de même symétriquement pour les sorties), autrement dit nous laissons de côté les transitions de maintien dans la pauvreté pour bien nous focaliser sur les événements susceptibles d'être véritablement « déclencheurs » de l'entrée (respectivement sortie) dans la pauvreté. Pour que notre hypothèse de facteurs de pauvreté longitudinale différenciés soit pleinement validée, les coefficients associés aux événements biographiques devraient être significativement liés aux transitions d'entrées et sorties de la pauvreté dans le cas des individus connaissant une pauvreté transitoire, alors qu'ils seraient non-significatifs pour ceux en pauvreté chronique.

En termes de variables explicatives, les liens avec trois grands ensembles de facteurs conjoncturels peuvent être testés à partir des événements biographiques documentés dans le volet longitudinal de l'enquête SRCV. Le premier concerne les événements familiaux qui affectent la composition du ménage : rupture conjugale, mais aussi remise en couple, départs ou retours d'enfant(s) au foyer parental. La seconde porte sur la situation sur le marché du travail, à la fois d'ego mais aussi plus largement des autres membres du ménage. Enfin, on peut formuler l'hypothèse selon laquelle l'état de santé, et en particulier sa détérioration, peut être synonyme d'entrée dans la pauvreté. Enfin, les caractéristiques socio-démographiques précédemment mobilisées sont incluses dans le modèle en tant que variables de contrôle.

Le tableau 4 présente des statistiques descriptives sur l'existence de liens significatifs, à l'aune du test du chi-2, pour les transitions d'entrées et de sorties dans les cas respectifs de la pauvreté transitoire puis chronique. Un premier enseignement de ces statistiques bivariées est que les effectifs varient beaucoup selon la classe de trajectoire considérée et le type de transition. Pour les entrées vers la pauvreté, nous disposons ainsi de 6739 transitions dans le cas de la pauvreté transitoire, mais uniquement de 763 pour celle chronique (tableau 4). Le rapport s'inverse dans le cas des sorties, qui sont au nombre de 1287 pour la pauvreté transitoire, mais de 2597 pour celle chronique. Ceci reflète bien entendu le poids des classes que nous avons décrit plus

haut, mais aussi les fréquences de ces deux événements au sein de ces deux classes. Ainsi les entrées sont beaucoup plus rares pour les individus en pauvreté chronique du fait justement qu'ils passent la majorité de leurs trajectoires en situation de pauvreté, alors que c'est le contraire dans le cas de celle transitoire. Cette distorsion est aussi due au fait que, par exemple dans le cas des sorties, on ne considère que les transitions de pauvreté vers pauvreté *versus* pauvreté vers hors pauvreté. Ceci explique notamment que les pourcentages de référence pour l'ensemble des transitions ne soient pas les mêmes : ainsi 65% et 19% des transitions d'individus en pauvreté chronique sont respectivement des entrées et sorties de pauvreté, alors qu'inversement c'est le cas de respectivement 13% et 76% de ceux en pauvreté transitoire (tableau 4).

Tableau 4 : Les entrées et sorties selon les classes et différents événements

Transitions d'entrée dans la pauvreté							
	Champ	Ensemble		Pauvreté transitoire (classe 1)		Pauvreté chronique (classes 2, 3, 4)	
		%	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs
	Ensemble - transitions d'entrée dans la pauvreté	18%	7502	13%	6739	65%	763
Événements familiaux	Séparation	24%	115	16%	99	81%	16
	Naissance d'un enfant	21%	231	17%	207	56%	24
Événements connus par ego	Transition d'égo du temps plein au chômage ou au foyer	34%***	162	29%***	140	73%	22
	Baisse de salaire (mais maintien d'un salaire)	24%***	1602	19%***	1420	63%	182
	Détérioration de l'état de santé	23,8%**	328	14%	283	78%	45
Intensité laborieuse à l'échelle du ménage	Hausse du chômage ou foyer	27%***	1219	23%***	1057	65%	162
	Baisse du ratio temps plein	30%***	1303	25%***	1155	63%	148
Transitions de sortie de la pauvreté							
	Champ	Ensemble		Pauvreté transitoire (classe 1)		Pauvreté chronique (classes 2, 3, 4)	
		%	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs
	Ensemble - transitions de sortie de la pauvreté	36%	3884	76%	1287	19%	2597
Événements familiaux	Départ d'enfant	40%	190	79%	71	19%	119
Événements connus par ego	Transition d'égo du chômage ou foyer à un emploi à temps plein	55%	73	84%	39	24%	34
	Hausse de salaire (mais maintien d'un salaire)	55%***	915	82%***	452	29%***	463
	Amélioration de l'état de santé	35%	232	71%	68	18%	164
Intensité laborieuse à l'échelle du ménage	Baisse du chômage ou foyer	48%***	808	83%***	327	25%***	481
	Hausse du ratio temps plein	64%***	569	88%***	289	33%***	280

Source : Enquête SRCV, volet longitudinal 9 années pondéré, 2005-2013, 2006-2014, ..., 2010-2019, N=2023 individus majeurs. Champ : Ensemble des transitions des classes de pauvreté chronique ou transitoire dans ou hors de la pauvreté.

Lecture (chiffres soulignés dans le tableau) : Parmi les individus de la classe de pauvreté transitoire dont l'intensité laborieuse du ménage a augmenté (n=289), 88% ont connu une sortie de la pauvreté, soit plus que la moyenne qui est de 76% et cet écart reflète un test du chi-2 significatif au seuil de 1%. Ce constat est également vrai pour l'ensemble de l'échantillon, mais ne se vérifie pas pour les individus connaissant une trajectoire de pauvreté chronique. Significativité (test du chi-deux) : * p<0.1, **p<0.5, ***p<0.01. En gras, les pourcentages significatifs au seuil de 10%.

Deuxièmement, le tableau 4 montre que certains événements ne sont jamais significatifs, comme les naissances d'enfant(s) ou, de manière plus étonnante, les séparations conjugales et les variations de l'état de santé. Pour les premières, cela peut s'expliquer de différentes manières, outre d'une part les faibles effectifs et d'autre part les politiques sociales de compensation des revenus qui peuvent se mettre en place lors de cet événement (pension alimentaire, recalcul des aides sociales au vu de la nouvelle composition du ménage, etc.). Il est très vraisemblable que ces séparations aient des effets très différenciés pour les hommes ou pour les femmes, comme c'est le cas pour le patrimoine (Bessière, Gollac, 2020). Or il n'a pas été possible ici d'évaluer cette hypothèse d'effets distincts des séparations conjugales selon le genre du fait des faibles effectifs. Deuxièmement, cette non-significativité du test du Chi-2 peut-être liée au fait que les événements sont ici considérés de manière concomitante : en l'occurrence pour un passage dans la pauvreté et une séparation conjugale, les deux événements ont lieu entre l'année n et $n+1$, ce qui semble la modélisation la plus logique mais ne prend pas en compte d'éventuels effets décalés à plus long terme. D'autres spécifications avec effets de retard d'une ou deux années ont été essayées, sans que les résultats diffèrent. Quant à l'absence de liens significatif pour l'état de santé, il pourrait résulter de l'imprécision de cette information dans la mesure où la question posée demeure vague (« Quel est votre état de santé général ? »). Sinon, ces premiers croisements descriptifs vont globalement dans le sens de notre hypothèse : la plupart des événements, en particulier professionnels qui concernent ego et/ou son ménage, ne sont significativement liés à la transition que dans le cas de la pauvreté transitoire (tableau 4). A l'inverse, les liens ne sont pas significatifs dans le cas de la pauvreté chronique, ce qui corrobore notre hypothèse selon laquelle la modélisation en termes d'événement est inadaptée pour cette classe de trajectoires, car leurs individus connaissent très peu d'épisodes hors de la pauvreté. Ce constat connaît toutefois une exception notable : dans le cas des sorties de la pauvreté, les ratios d'intensité laborieuse à l'échelle du ménage, que ce soit en termes de hausse de l'emploi à temps plein ou inversement de baisse du chômage ou de périodes au foyer, sont significatifs.

Nous allons maintenant examiner dans quelle mesure ces résultats sont vérifiés toutes choses égales par ailleurs. Le tableau 5 présente ainsi un modèle logistique de transition vers et hors de la pauvreté pour chacune des deux classes de trajectoires de pauvreté, chronique ou transitoire. Chaque individu est suivi durant neuf années, mais connaît sept transitions, puisque les années aux deux extrémités de la trajectoire ne peuvent être prises en compte faute de disposer de toutes les variables expliquées (transitions) ou explicatives. Les observations sont donc ici non plus des individus, mais bien des individus*années dont les effectifs sont indiqués au bas du tableau.

Dans le prolongement des statistiques bivariées, le modèle multivarié confirme qu'aucun des événements biographiques connu par ego n'est significativement lié toutes choses égales par ailleurs au seuil de 10% (tableau 5) aux transitions d'entrées et de sorties, qu'il s'agisse des séparations, de changements du statut d'activité, ou d'une évolution de l'état de santé. En revanche, les évolutions de l'activité professionnelle à l'échelle de l'ensemble du ménage apparaissent bien plus déterminantes, mais de manière effectivement différenciée selon le type de trajectoires, transitoire ou chronique, et de transitions, vers ou hors de la pauvreté. En effet, dans le cas de la pauvreté transitoire, notre hypothèse est vérifiée : les baisses d'intensité laborieuse sont bien significativement associées à une plus forte probabilité d'entrée en

pauvreté, tout comme le sont de manière symétrique les hausses avec les sorties. Mais, pour la pauvreté chronique, elle n'est que partiellement validée. D'un côté, les baisses d'intensité laborieuse ne sont pas significativement liées à une plus forte probabilité d'entrer la pauvreté, ce qui est conforme à notre hypothèse selon laquelle ces trajectoires de pauvreté chronique ne peuvent s'expliquer par des changements conjoncturels. Ainsi dans le cas des entrées, les changements de statut d'activité à l'échelle du ménage ne sont significativement liés aux transitions vers et hors de la pauvreté que pour les individus en pauvreté transitoire. D'un autre côté, les hausses d'intensité laborieuse sont positivement et significativement liées à une plus forte probabilité de sortie de la pauvreté : ce résultat indique que l'insertion dans l'emploi reste également pertinente pour les individus en pauvreté chronique, ce qui nuance notre hypothèse de déterminants complètement différenciés entre les deux types de trajectoires. Par conséquent, notre schéma explicatif n'est que partiellement validé, mais ces résultats soulignent à quel point l'insertion professionnelle reste déterminante pour comprendre la pauvreté, dans une logique de *Workfare*.

Tableau 5 : Modélisation logistique des transitions vers et hors de la pauvreté

Type de variables	Modalités	Entrées dans la pauvreté				Sorties de la pauvreté			
		Pauvreté transitoire		Pauvreté chronique		Pauvreté transitoire		Pauvreté chronique	
		Coefficients odds-ratio	P-valeur	Coefficients odds-ratio	P-valeur	Coefficients odds-ratio	P-valeur	Coefficients odds-ratio	P-valeur
Événements biographiques d'ego ou de son ménage	Avoir connu une séparation	1,21	61%	2,33	22%	-	-	-	-
	Avoir connu une transition du temps plein vers chômage ou foyer	1,45	13%	1,40	54%	-	-	-	-
	Avoir connu une transition du chômage ou foyer vers temps plein	-	-	-	-	1,00	100%	0,64	37%
	Avoir connu une détérioration de sa santé	1,12	57%	1,58	29%	-	-	-	-
	Avoir connu une amélioration de sa santé	-	-	-	-	0,90	77%	1,00	100%
	Baisse du ratio d'intensité laborieuse	2,16	0%	0,84	54%	-	-	-	-
	Hausse du ratio d'intensité laborieuse	-	-	-	-	3,93	0%	2,00	0%
	Hausse du ratio d'épisodes de chômage ou foyer	1,24	10%	1,34	26%	-	-	-	-
	Baisse du ratio d'épisodes de chômage ou foyer	-	-	-	-	1,53	7%	1,43	4%
Caractéristiques socio-démographiques en début de trajectoire	Sexe : Homme	ref.	-	ref.	-	-	-	-	-
	Femme	1,11	28%	1,27	27%	1,04	82%	1,13	38%
	Diplôme le plus élevé : Aucun diplôme	ref.	-	ref.	-	ref.	-	ref.	-
	Diplôme professionnel (CAP, BEP, bac technique)	1,16	18%	0,83	40%	1,25	28%	1,03	83%
	Bac général	1,00	100%	0,50	15%	2,95	1%	0,85	61%
	Bac+2	1,30	19%	0,72	43%	0,93	85%	1,24	47%
	Bac+5	1,00	98%	0,66	36%	1,82	15%	0,69	21%
	Taille de la commune de résidence : < 5000 hab.	ref.	-	ref.	-	ref.	-	ref.	-
	De 2000 à 50000 hab.	0,82	13%	0,66	15%	1,04	89%	0,40	0%
	De 50 000 à 200 000 hab.	0,85	31%	1,28	38%	1,35	35%	0,76	16%
	>200 000 hab.	0,99	90%	1,18	51%	1,03	91%	1,13	43%
	Âge en début de trajectoire	1,01	22%	1,00	66%	1,01	10%	1,00	49%
	Etat de santé en début de trajectoire : bon	ref.	-	ref.	-	ref.	-	ref.	-
Mauvais état de santé	1,32	9%	1,55	12%	0,98	94%	1,22	29%	

Statut d'activité en début de trajectoire : emploi à plein temps	ref.		ref.		ref.		ref.	
Emploi à temps partiel	0,99	94%	0,81	49%	0,92	76%	0,98	91%
Recherche d'emploi	0,86	38%	1,72	11%	0,65	15%	0,62	2%
Retraité	0,86	39%	1,10	82%	0,92	81%	0,79	34%
Étudiant	1,15	53%	1,69	30%	0,54	15%	1,68	12%
Au foyer	0,78	30%	0,59	16%	0,68	31%	0,45	0%
Autre	0,71	7%	1,42	36%	0,64	21%	0,58	2%
Nationalité : française de naissance	ref.		ref.		ref.		ref.	
Française par naturalisation	1,10	71%	0,95	92%	0,78	63%	0,65	17%
Étrangère	1,37	11%	1,28	37%	0,55	7%	1,36	7%
Statut d'occupation du logement : propriétaire	ref.		ref.		ref.		ref.	
Locataire	0,97	86%	0,91	74%	0,80	33%	0,79	23%
Locataire du parc social ou logé à titre gratuit	1,04	77%	0,94	80%	1,06	77%	0,73	6%
Composition du ménage : personne seule	ref.		ref.		ref.		ref.	
Ménage monoparental	1,49	2%	0,68	29%	0,78	43%	1,72	2%
Couple sans enfant(s)	1,18	26%	0,67	18%	1,23	46%	1,27	20%
Couple avec enfant(s)	1,23	15%	1,11	73%	0,76	28%	1,03	90%
Autre	1,04	90%	0,60	32%	1,25	67%	0,49	2%
Constante	0,09	0%	0,93	93%	0,61	46%	0,44	29%
Effectifs	6671		760		1319		2582	

Source : Enquête SRCV, volet longitudinal individuel 9 années, pondération longitudinale, 2005-2013, 2006-2014, ..., 2011-2019.

Lecture : Avoir connu une baisse d'intensité laborieuse au moment de la transition augmente de manière significative au seuil de 1% et toutes choses égales par ailleurs de 2,16 fois la probabilité d'avoir connu concomitamment une entrée dans la pauvreté.

Conclusion

Notre étude montre la pertinence d'une approche de la pauvreté en termes de trajectoires. En termes de quantification, cela permet avant tout de mieux en mesurer la fréquence : en France à l'époque contemporaine, de l'ordre de 30% des individus connaissent un épisode de pauvreté sur une durée de neuf années, ce qui est considérable. Ce constat n'implique sans doute pas une refonte de toutes les politiques publiques en la matière, puisque cette part diminue lorsqu'elle est considérée en coupe, mais cela attire tout de même l'attention sur ce ratio non-négligeable de pauvreté transitoire qui est moins l'objet de politiques publiques alors qu'elle a probablement des incidences socio-politiques, soulevées notamment à l'occasion des gilets jaunes.

Cela nous conduit ensuite à distinguer des trajectoires de pauvreté soit chronique soit beaucoup plus transitoire : parmi les personnes connaissant au moins un épisode de pauvreté lors des neuf années de suivi, un tiers ne le sont que pour une année et demi en moyenne. Autrement dit, la pauvreté contemporaine des deux dernières décennies ne se résume pas aux formes les plus critiques et durables, sur lesquelles les travaux académiques et le débat public ont eu tendance à mettre l'accent lors des années 1980 et 1990, dans des périodes de crises comme celles de 2008, ou suite à l'épidémie de Covid-19. Ces ordres de grandeur n'avaient

jamais été établis pour le cas français. L'analyse des trajectoires de pauvreté vient ainsi utilement compléter l'approche statique, en donnant à voir un périmètre plus large.

Nous avons alors pu préciser les facteurs de ces formes chroniques ou transitoires. Les premières s'expliquent clairement par des déterminants sociaux classiques (faible diplôme, origine immigrée, etc.), c'est-à-dire des facteurs structurels et qui avaient déjà été identifiés en analysant la pauvreté en coupe. En revanche, nous avons vu que la distinction avec la pauvreté transitoire demeure plus difficile à identifier, et cet aspect mériterait donc des travaux ultérieurs. En effet, au-delà de potentiels effets de seuil dont nous avons montré qu'ils étaient ici restreints, la pertinence de différents événements biographiques (perte d'emploi, changements de composition du ménage, dégradation de l'état de santé) n'est que partiellement établie. Ainsi une partie non-négligeable des transitions restent inexplicables à partir des événements disponibles dans l'enquête SRCV et que nous avons mobilisés ici. D'une part, la majorité d'entre eux ne semble pas particulièrement corrélés aux transitions vers ou hors de la pauvreté, hormis l'insertion d'ego et de son ménage sur le marché du travail. D'autre part, si celle-ci est bien significative dans le cas de la pauvreté transitoire, elle l'est aussi en partie pour la pauvreté chronique, du moins pour les transitions de sorties de la pauvreté. Ceci suggère la nécessité de poursuivre les investigations pour mieux comprendre ces transitions.

Les résultats mitigés à cet égard nous conduisent aussi à deux réflexions finales. Premièrement, on peut s'interroger sur le pas de temps d'une année qu'impose l'enquête SRCV pour la mesure des revenus : des enquêtes de terrain (Le Méner, dir., 2016) suggèrent que ce pas de temps n'est pas toujours le plus approprié pour les personnes pauvres dont les trajectoires ont un caractère fragmenté, et des évolutions annuelles masquent probablement des évolutions mensuelles ou trimestrielles que la mesure considérée ici a tendance à lisser (par exemple la baisse des revenus salariaux qui peut être liée à différentes raisons : perte ou changement d'emploi, passages à temps partiel, à l'indépendance, baisse du salaire proprement dit, ...). Deuxièmement, de futures avancées consisteraient à exploiter des panels d'encore plus longue durée, comme l'EDP permettra probablement de le faire à l'avenir, modéliser les liens entre trajectoires d'activité et de pauvreté, et affiner pour cette dernière le pas de temps annuel que nous avons été contraints d'utiliser ici. Il serait également utile de poursuivre des enquêtes de budget permettant de mieux articuler modes de vie et budget familial (en particulier le logement) pour comprendre les transitions vers et hors de la pauvreté.

Bibliographie

- ANDRIOPOULOU E., TSAKLOGLOU P., 2016, « Mobility into and out of poverty in Europe in the 1990s and the Pre-crisis period: the role of Income, Demographic and Labour Market events », *IZA Paper*. Auteur, 2021
- AUZURET C, 2017, *Analyse des processus de sortie de la pauvreté*, Thèse de doctorat, Université de Nantes, 578 pages.
- AYLLÓN S, 2008, «Modelling poverty transitions in Spain: do attrition and initial conditions really matter? », *IRISS Working Paper Series*
- BANE MJ, ELLWOOD DT, 1986, « Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells ». *Journal of Human Resources* 21:1-23.
- BECK S, MISSEGUE N, PONCEAU J, 2014, « Les facteurs qui protègent de la pauvreté n'aident pas forcément à en sortir », *Les revenus et le patrimoine des ménages*, INSEE, p. 39-50
- BESSIERE C, GOLLAC S, 2020, *Le genre du capital*, La Découverte.
- BLASCO J, GLEIZES F, 2019, « Qui est pauvre en Europe ? Deux figures différentes de la pauvreté, par l'approche monétaire ou par la privation matérielle et sociale », *INSEE Références*.
- BLAVIER P, 2021, *Gilets jaunes, la révolte des budgets contraints*, PUF, Paris.
- BOURGUIGNON F (dir.), 2016, *Salaire minimum interprofessionnel de croissance*, Rapport du groupe d'experts.
- BURRICAND C, LORGNET J-P, 2014, « L'attrition dans l'enquête SRCV : déterminants et effets sur la mesure des variables monétaires », *Économie et statistique*, N°469-470.
- BURRICAND C, HOUDRE C, VALLET L-A, 2014, « EU-SILC/SRCV, ambition et apport d'une approche longitudinale et transversale des revenus et des conditions de vie, en France et en Europe », *Économie et statistique*, N°469-470.
- CAPPELLARI L, JENKINS S, 2002, «Modelling low-income transitions», *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19, no. 5, p. 593-610.
- CASTEL R, 1995, *Les métamorphoses de la question sociale*, Paris, Fayard.
- CASTEL R, 2019, *L'insécurité sociale. Qu'est-ce qu'être protégé ?*, Seuil, 2003. Collectif d'enquête, « Enquêter in situ par questionnaire sur une mobilisation », *Revue française de science politique*, Vol. 69, 5-6.
- DAUPHIN L, 2009, « La qualité des données sur les revenus : enquête versus fichier administratif », *Mémoire d'étude formation continue diplômante des attachés*.
- DUVOUX N, PAPUCHON A, 2018, « Qui se sent pauvre en France ? », *Revue française de sociologie*, Vol. 59, p. 607-647.

EUDELIN J.-F, GARBINTI B, LAMARCHE P, ROUCHER D et TOMASINI M, 2011, « L'effet d'une naissance sur le niveau de vie du ménage », in *Les revenus et le patrimoine des ménages*, coll. « Insee Références ».

FALL M, LORNET J-P, MISSEGUE N, 2010, « Trajectoires individuelles et pauvreté », *Les revenus et le patrimoine des ménages*, INSEE.

GIANNITSIS T, ZOGRAFAKIS S, 2015, « Greece: solidarity and adjustment in times of crisis », *IMK-Study*.

GODEFROY P, MISSEGUE N, 2012, « Pauvretés monétaire et en termes de condition de vie : sur cinq années, un tiers de la population a été confrontée à la pauvreté », *Les revenus et le patrimoine des ménages*, INSEE.

HACKER J. S, 2019[2006], *The great risk shift*, Oxford University press.

JONES B. L, NAGIN D. S, 2013, «A note on a Stata plugin for estimating Group-based Trajectory Models», *Sociological Methods & Research*, 42(4), p. 608-613.

LABARTHE J, LELIEVRE M, 2014, « Les conditions de vie des personnes aux revenus modestes et leurs trajectoires de niveau de vie », *Minima sociaux et prestations sociales*, DREES.

LAE J-F, MURARD N, 2011[1985], *Deux générations dans la débâcle. Enquête dans la pauvreté ouvrière*, Paris, Bayard.

LARRIMORE J, MORTENSON J, SPLINTER D, 2020, «Presence and persistence of poverty in U.S. tax data», *NBER Working Paper*, 40 pages.

LAYTE R, MAÎTRE B, NOLAN B, WHELAN C. T, 2001, «Persistent and consistent poverty in the 1994 and 1995 waves of the European community household panel survey», *Review of Income and wealth*, Series 47, 4.

LE MENER E (dir.), 2016, « Joindre les deux bouts », *Politique sociale et familiale*, n°123.

LOLLIVIER S, VERGER D, 1998, « Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes », *Economie et statistique*, 308-310.

LOLLIVIER S, VERGER D, 2005, « Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté », *Economie et statistique*, n°383-384.

MARTIN H, PERIVIER H, 2018, « Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales », *Revue économique*, Vol. 69, p. 303-334.

MAURIN É, 2009, *La peur du déclassement*, La République des idées, Seuil.

MORDUCH J, SCHNEIDER R, 2017, *The Financial Diaries: How American Families cope in a world of Uncertainty*, Princeton University Press.

OLM C, 2021, « Etude sur les dynamiques de pauvreté à partir de l'échantillon démographique permanent (EDP) », Séminaire ONPES.

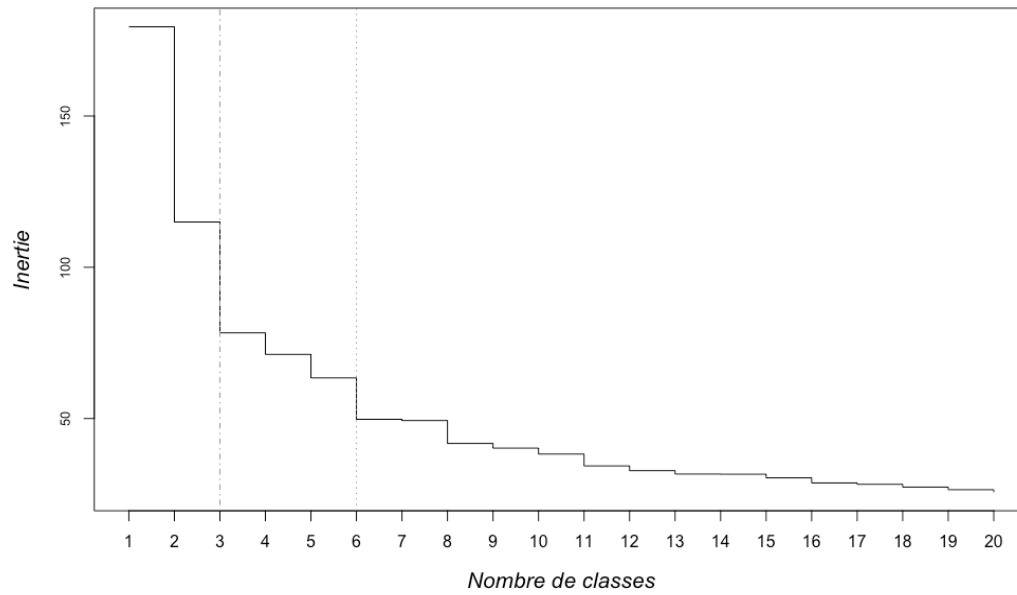
PAN KE SHON J-L, 2015, « Pourquoi l'indicateur de pauvreté en conditions de vie baisse malgré la crise ouverte en 2008 ? », Document de travail INSEE, 63 pages.

PAUGAM S, 1991, *La disqualification sociale*, Paris, Puf.

- PAUGAM S, 2020, « Se sentir pauvre », *Revue française de sociologie*, Vol. 61, p. 281-292.
- PIKETTY T, 2019, *Capital et idéologie*, Seuil ; Spire A. (2019), *Résistances à l'impôt, attachement à l'Etat*, Paris, Seuil.
- POLLAK C, GAZIER B, 2009, « L'apport des analyses longitudinales dans la connaissance des phénomènes de pauvreté et d'exclusion sociale : un survey de la littérature étrangère », *Document de travail*.
- PRYOR L, STRANDBERG-LARSEN K, NYBO ANDERSEN A-M, HULVEJ ROD N, MELCHIOR M, 2019, «Trajectories of family poverty and children's mental health: results from the Danish National Birth Cohort», *Social Science & Medicine*, 220, p. 371-378.
- SAHASRANAMAN A, 2021, «Long-term dynamics of poverty transitions in India», *Asian development Review*, Vol. 38, No. 2, p. 213-235.
- SMITH N, MIDDLETON S, 2007, «A review of poverty dynamics research in the UK», Joseph Rowntree foundation.
- VAALAVUO M, 2015, «Poverty dynamics in Europe: from what to why», *Working paper*.
- VANDECASTEELE L, 2010, «Poverty trajectories after risky life course events in different european welfare regimes», 12:2, *European Societies*, p. 257-278.
- WESTERN B, BLOOME D, SOSNAUD B, TACH L, 2012, «Economic insecurity and social stratification», *Annual review of sociology*, Vol. 38, p. 341-359.
- YOUNGA K, 2015, «Changes in precarious employment among south Korean Women», *Mathematical Population studies*, 22, p. 101-123.
- ZOYEM J-P, 2002, « La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté », INSEE, Document de travail, 33 pages.

Annexe

Figure 2 : Graphique des sauts d'inertie en fonction du nombre de classes





Le LIEPP (Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques) est un laboratoire d'excellence (Labex) distingué par le jury scientifique international désigné par l'Agence nationale de la recherche (ANR). Il est financé dans le cadre des investissements d'avenir de l'IdEx Université Paris Cité (ANR-18-IDEX-0001).

www.sciencespo.fr/liepp

A propos de la publication

Procédure de soumission :

Rédigé par un ou plusieurs chercheurs sur un projet en cours, le *Working paper* vise à susciter la discussion scientifique et à faire progresser la connaissance sur le sujet étudié. Il est destiné à être publié dans des revues à comité de lecture (peer review) et à ce titre répond aux exigences académiques. Les textes proposés peuvent être en français ou en anglais. En début de texte doivent figurer : les auteurs et leur affiliation institutionnelle, un résumé et des mots clefs.

Le manuscrit sera adressé à : liepp@sciencespo.fr

Les opinions exprimées dans les articles ou reproduites dans les analyses n'engagent que leurs auteurs.

Directrice de publication :

Anne Revillard

Comité de rédaction :

Ariane Lacaze, Andreana Khristova

Sciences Po - LIEPP
27 rue Saint Guillaume
75007 Paris - France
+33(0)1.45.49.83.61
liepp@sciencespo.fr

