

Mieux comprendre les facteurs de risque de pauvreté en conditions de vie en contrôlant les caractéristiques inobservées fixes

Mathilde Clément *

L'indicateur de pauvreté en conditions de vie repère les personnes dont les conditions d'existence sont les plus défavorables à partir d'une liste de difficultés mesurées dans le dispositif *SRCV*. Entre 2004 et 2009, le taux de pauvreté en conditions de vie des personnes de 16 ans ou plus est de 11 % en moyenne, mais la population affectée se « renouvelle » pour 40 % chaque année. *In fine*, en 6 ans, la pauvreté en conditions de vie a touché près d'une personne sur quatre.

La dimension longitudinale de l'enquête permet d'analyser l'influence de chaque facteur indépendamment des autres sur le risque pour une personne d'être pauvre, en contrôlant à la fois l'hétérogénéité individuelle observée et inobservée. On s'intéresse ici à l'impact des changements de situation personnelle, en termes de situations familiales et d'activité notamment, sur le risque de pauvreté en conditions de vie.

Les résultats des modèles traditionnels, qui ne tiennent compte que des caractéristiques observées, soulignent généralement le risque de pauvreté élevé des familles monoparentales ou des chômeurs en particulier. Contrôler l'hétérogénéité inobservée modifie sensiblement l'appréciation que l'on peut avoir de cette hiérarchie des facteurs de risque. D'une part, après une séparation, la probabilité d'être pauvre augmenterait autant pour le conjoint qui se retrouve isolé que pour celui qui a la garde des enfants. D'autre part, après la perte d'un emploi, l'inactivité conduirait à un risque de pauvreté encore plus élevé que le chômage. Le passage à la retraite n'aurait pas d'impact. Par ailleurs, la naissance d'un 1^{er} enfant semble neutre, l'arrivée du 3^e diminue le risque. Enfin, risque de pauvreté élevé et dégradation de l'état de santé vont de pair.

Rappel :

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

* Insee – DSDS – Unité des études démographiques et sociales

L'auteure remercie Valérie Albouy, Pascale Breuil et Michel Duée pour leurs commentaires sur une première version de ce texte ainsi que les deux rapporteurs de la revue, tout en restant seule responsable des erreurs ou omissions.

Les études longitudinales de la pauvreté en conditions de vie sont encore peu nombreuses en France, notamment parce que l'indicateur actuel de l'Insee n'est mesurable que depuis 2004 dans le dispositif des Statistiques sur les ressources et les conditions de vie des personnes (*SRCV*). Des travaux de 2010 faisant intervenir la dimension longitudinale de *SRCV* entre 2004 et 2007 ont insisté sur l'hétérogénéité des situations de pauvreté en conditions de vie, qui semble notamment déterminer le caractère durable ou transitoire de celle-ci (Clément et Godefroy, 2010). Un article de 2012 exploite également le panel *SRCV* pour étudier conjointement pauvreté en conditions de vie et pauvreté monétaire : il montre que le recouvrement entre les deux formes de pauvreté est plus fort lorsque la pauvreté est durable (Godefroy et Missègue, 2012).

Cet article poursuit les travaux d'exploitation du panel *SRCV* en s'intéressant aux mécanismes qui entrent en jeu dans l'augmentation ou au contraire la diminution du risque de pauvreté en conditions de vie. Il analyse ses déterminants en prenant mieux en compte les spécificités des situations individuelles. Les résultats des modèles économétriques traditionnels « en coupe transversale » supposent qu'une fois contrôlées les caractéristiques observées, les comportements sont identiques. Mais d'autres caractéristiques individuelles inobservées par le statisticien peuvent aussi pour partie expliquer la probabilité d'être pauvre. Il peut s'agir de caractéristiques que les données ne permettent pas de mesurer de façon suffisamment précise : il est souvent impossible statistiquement de travailler à un niveau très fin en termes de diplôme ou de zone d'habitation par exemple. Il peut aussi s'agir de caractéristiques très difficilement observables parce qu'elle relèvent de préférences, de comportements ou d'aptitudes.

Les données longitudinales comme celles du dispositif *SRCV* permettent de neutraliser l'effet de ces caractéristiques inobservées et de voir en quoi ceci modifie l'impact des caractéristiques socio-économiques observées sur la pauvreté. On s'intéressera particulièrement à l'effet des changements dans les situations personnelles sur les trajectoires de pauvreté, qu'il s'agisse de changements en termes de configuration familiale (séparation, mise en couple, naissance), de situation sur le marché du travail (perte ou prise d'un emploi) ou d'état de santé (dégradation ou amélioration) par exemple. On cherchera à distinguer l'effet du changement

à très court terme de celui induit par le fait de rester durablement dans ce nouvel état sur le risque de pauvreté.

L'approche de la pauvreté en conditions de vie

Il est largement admis que la pauvreté est un phénomène multidimensionnel et que, par conséquent, les mesures de la pauvreté peuvent être multiples. En particulier, l'approche traditionnelle de la pauvreté monétaire qui vise à repérer les personnes qui ont les revenus les plus faibles ne peut suffire à saisir l'ensemble des situations de pauvreté. Parce que la pauvreté monétaire se base sur le niveau de vie des personnes, elle ne prend par exemple pas en compte le patrimoine accumulé au cours du cycle de vie (le niveau de vie mesure les revenus perçus à une date donnée : les ressources instantanées), ou, inversement, les remboursements d'emprunt des ménages accédants à la propriété (qui viennent amputer considérablement leurs revenus). Elle ne considère pas non plus l'aide éventuelle de la famille ou du réseau d'amis (qu'il s'agisse d'un soutien financier, d'une aide matérielle pour se loger, etc.), le lieu de vie (notamment les différences entre zones urbaines et rurales en termes de prix du logement, de possibilités de production domestique ou de vétusté de l'habitat), ou même certaines caractéristiques et capacités individuelles difficilement observables statistiquement (la capacité à gérer un budget, à se faire aider, etc.). Il s'agit là d'autant de facteurs qui, en plus des revenus propres, peuvent influencer sur les conditions de vie des personnes et sur leur éventuelle situation de pauvreté.

De nombreux travaux ont ainsi conduit à promouvoir une autre approche de la pauvreté, dite « en conditions de vie ». On citera, au Royaume-Uni, ceux de Townsend (1979) ou Mack et Lansley (1985) et, dans le cas de la France, ceux de Dickès (1994) ou Lollivier et Verger (1997 et 2005, à partir du Panel européen). Cette approche vise à saisir l'absence, due au manque d'argent, d'un ensemble d'éléments que la majorité de la population possède. On définit cet ensemble pour qu'il soit représentatif de ce qui est nécessaire pour avoir des conditions de vie « normales », de sorte à repérer les personnes dont les conditions de vie sont les plus dégradées. Les travaux sur la pauvreté en conditions de vie ont montré qu'elle est corrélée avec la pauvreté monétaire, ce qui démontre que l'on aborde bien le même phénomène. Toutefois, les deux formes de pauvreté ne se recouvrent pas

totalément : par exemple en 2007, en France métropolitaine, 12,2 % des ménages sont pauvres en conditions de vie et 13,1 % au sens monétaire, mais « seulement » 4,3 % sont simultanément pauvres au sens monétaire et en conditions de vie (Godefroy *et al.*, 2010). Néanmoins, plus la pauvreté dure longtemps, plus le risque de cumuler les deux est grand (Godefroy et Missègue, 2012). Ceci conforte l'idée que les deux approches sont complémentaires.

La construction d'un indicateur de pauvreté en condition de vie est loin d'être triviale. De quels

éléments va-t-on choisir de mesurer le manque (ou la « privation ») ? Comment va-t-on en dériver un score de pauvreté ? Quel seuil de pauvreté choisir ? Il est admis que certains critères doivent être respectés (cf. encadré 1). Comme il n'est souvent pas possible de satisfaire intégralement ces critères et comme l'exercice reste forcément normatif, la liste des privations mesurées se doit d'une part de couvrir un champ de conditions de vie aussi étendu que possible et, d'autre part, d'être relativement longue : plus que tel ou tel manque c'est le cumul de difficultés qui va faire sens. C'est aux mêmes types

Encadré 1

CONSTRUIRE UN INDICATEUR DE PAUVRETÉ EN CONDITIONS DE VIE : CONDITIONS NÉCESSAIRES ET DIFFICULTÉS DE L'EXERCICE

Le postulat de départ de l'approche de la pauvreté en conditions de vie implique de sélectionner une liste d'éléments dont on va mesurer le manque (ou la « privation »). Il est admis que ces éléments doivent satisfaire plusieurs conditions :

Ils doivent être habituellement utilisés par une majorité de la population : c'est le « contrôle par la fréquence ». Ceci exclut notamment les pratiques très minoritaires. Ceci exclut également les domaines qui ne concernent de fait que certains ménages : le fait de pouvoir offrir des jouets ne concerne que ceux qui ont des enfants, le fait de ne pas pouvoir payer son loyer ceux qui sont locataires, etc. En pratique, il n'est pas toujours possible d'impliquer de manière égale l'ensemble de la population et on a parfois tendance à s'affranchir de ce critère (les retards de paiement d'impôts, une des difficultés de l'indicateur actuel de l'Insee, peuvent *a priori* concerner plus souvent ceux qui paient l'impôt sur le revenu que ceux qui en sont exonérés et ne paient que des impôts locaux). À l'inverse, on pourrait également exclure les pratiques qui sont quasi-intégralement répandues. On a souvent choisi pour l'instant de conserver certaines de ces pratiques parce qu'elles peuvent permettre à l'intérieur de la population pauvre d'isoler des personnes dans une plus grande précarité (par exemple l'absence de toilettes dans le logement, qui concerne aujourd'hui moins de 1 % des ménages).

Ils doivent être jugés nécessaires par l'ensemble de la population : c'est le « contrôle par le consensus ». Cette condition est rarement vérifiable en pratique avec les données disponibles. Quelques références existent cependant parmi lesquelles l'enquête *Standards de vie*, réalisée par l'Insee en 2006 auprès de 9 000 ménages, dans laquelle on demandait aux enquêtés de désigner, parmi une liste très fournie, quels éléments constituaient pour eux une nécessité. Il en est ressorti un consensus très étroit qui conduirait à ne retenir que des items relevant des nécessités vitales (Accardo et de Saint Pol, 2009). On s'approcherait alors plus d'une mesure de grande exclusion sociale en s'éloignant

de l'objectif de départ : repérer plus largement les personnes dont les conditions de vie peuvent être jugées difficiles, qui sont « mal loties » par rapport à la majorité de la population. C'est pourquoi, dans la pratique, les listes d'items retenus font intervenir un éventail plus large de domaines et s'appuient plus souvent sur l'avis d'experts que sur ce critère de contrôle par le consensus.

Ils ne doivent pas faire intervenir le ressenti et la subjectivité des personnes. Ainsi, on distingue en général les deux approches : pauvreté en conditions de vie et pauvreté subjective (Lollivier et Verger, 2007). L'indicateur de la pauvreté en conditions de vie actuellement utilisé à l'Insee mélange en réalité partiellement les deux approches en intégrant en plus d'items de privations de consommation des questions concernant l'aisance financière, la nécessité de s'endetter, etc. Ceci permet en partie de décrire certaines aptitudes individuelles inobservées : la façon dont les personnes gèrent leurs ressources, adaptent besoins et capacités, et certains auteurs ont critiqué le fait de qualifier ces dimensions de subjectives. Par ailleurs, comme la mesure des privations se fait en général à l'aide d'enquêtes auprès des ménages, il est quasiment impossible de respecter ce critère, les réponses des enquêtés étant forcément en partie subjectives, même pour les privations de consommation. On peut néanmoins travailler sur la formulation des questions pour limiter la subjectivité des réponses.

Leur privation doit être involontaire, c'est-à-dire qu'elle doit être liée à l'absence de ressources et non pas un goût personnel. Ainsi, on souhaite ne retenir que des éléments dont la privation est corrélée négativement aux revenus. De plus, l'approche de la pauvreté en conditions de vie laisse de côté tous les aspects liés à l'usage du temps et au degré de pénibilité des tâches (les récentes réflexions sur la mesure de la qualité de vie, qui s'appuient en partie sur les réflexions menées sur la pauvreté en conditions de vie, vont plus loin en intégrant ces dimensions dans la qualité de vie). →

de questions que doivent actuellement répondre les statisticiens qui travaillent à construire une mesure de la qualité de vie des personnes¹, avec le même principe de multiplier les items dans toutes les dimensions pertinentes de la qualité de vie (Albouy *et al.*, 2010 ; Amiel *et al.*, 2012).

L'indicateur de pauvreté en conditions de vie retenu par l'Insee, et son suivi longitudinal

L'indicateur de pauvreté en conditions de vie utilisé actuellement par l'Insee retient une liste de

27 privations, recensées annuellement et depuis 2004 dans le dispositif des Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV). Ces 27 items couvrent quatre dimensions des conditions de vie (cf. tableau 1) : les contraintes budgétaires, les retards de paiement, les restrictions de consommation et les difficultés de logement.

1. Les indicateurs de qualité de vie intègrent d'ailleurs les dimensions (voire les items) retenus dans l'indicateur de pauvreté en conditions de vie en terme de logement, de consommation ou de contraintes financières (cf. tableau 1), mais ils ont une visée plus large que celle des conditions de vie et incluent d'autres dimensions : santé, éducation, insécurité économique et physique, relations sociales, etc.

Encadré 1 (suite)

Parce qu'il n'est ainsi souvent pas possible de satisfaire intégralement l'ensemble de ces critères, et parce que le choix des éléments à retenir reste malgré tout un exercice forcément normatif, la liste des privations mesurées se doit :

D'une part, de couvrir un champ le plus étendu possible des conditions de vie. Ainsi, si les premiers travaux, qui visaient à répondre à des questions d'ordre sanitaire, portaient surtout sur les conditions de logement ou les privations alimentaires, le champ couvert est aujourd'hui beaucoup plus large. Il intègre par exemple les retards de paiement, l'habillement, l'équipement du logement ou même certains loisirs (les vacances).

D'autre part, d'être relativement longue. Plus que tel ou tel manque c'est le cumul de difficultés qui va faire sens : l'approche de la pauvreté par les conditions de vie postule ainsi que, si la privation d'un élément ne révèle pas à elle seule des conditions de vie difficiles et peut avoir de multiples explications, l'accumulation de privations n'a qu'une seule raison : la faiblesse durable de ressources. Si le nombre d'items est suffisamment grand, l'indicateur synthétique sera plus satisfaisant.

Une fois la liste des items établie, on construit généralement un score de pauvreté en conditions de vie comme la somme des privations déclarées. Le fait de sommer simplement les items plutôt que de les pondérer est arbitraire et critiquable. Un item révélateur d'une très grande pauvreté ne devrait t'il pas avoir un poids plus élevé ? De plus, si certains domaines peuvent être décrits *via* de nombreux items, d'autres sont souvent appréhendés à travers un ou deux items seulement : cela déséquilibre de fait le poids des domaines dans l'indicateur global. Ce choix d'équipondération ne veut pas dire que toutes les privations se valent. Il traduit plutôt la difficulté de départ, lors de la construction de l'indicateur, de répondre à la question : « les privations les plus graves constituent elles un plus grand pas vers la pauvreté ? ». L'utilisation de données longitudinales peut permettre d'éclairer en partie cette question. Ainsi, pour le cas de l'indicateur actuellement utilisé par l'Insee, on a montré que

« si chacune des privations est plus fréquente dans la population pauvre (entre 1,1 (devoir recourir à ses économies) et 3,7 (ne pas posséder) deux bonnes paires de chaussures) ; elles ne sont pas toutes liées de la même façon au temps passé en pauvreté. Dans la plupart des cas, la part des personnes qui subissent la privation (au moins une fois sur les 4 ans) augmente avec la durée de pauvreté. Cette augmentation est très nette pour l'ensemble des restrictions de consommation, les retards de paiements de factures ou de loyers, ou pour ce qui est de déclarer « c'est difficile, il faut s'endetter pour y arriver » par exemple. En revanche, certaines privations discriminent seulement le fait d'être pauvre mais ne sont pas significativement plus fréquentes lorsque la pauvreté est persistante (être endetté à hauteur de plus d'un tiers de son revenu, habiter un logement bruyant, avoir des retards de versement d'impôts). Enfin, le recours aux économies concerne en moyenne plus souvent les personnes pauvres pendant seulement un an que celles qui demeurent pauvres plus longtemps (qui n'ont pas, ou plus, d'économies) » (Clément et Godefroy, 2010).

Enfin, un seuil de pauvreté doit être défini. En pratique, la distribution du score de privation est plutôt régulière et il n'existe pas vraiment de rupture pouvant légitimer l'existence d'un seuil. Le choix le plus courant est d'isoler au bas de la distribution une proportion de personnes pauvres en conditions de vie proche de celle que l'on obtient par l'approche monétaire. Le seuil de pauvreté monétaire est usuellement défini de manière relative, à 60 % de la médiane des niveaux de vie. En France, cela donne un taux de pauvreté monétaire de l'ordre de 13 à 14 % de la population (et 12 à 13 % des ménages) depuis le début des années 2000. Lors de la construction de l'indicateur de pauvreté en conditions de vie actuellement utilisé par l'Insee, le seuil de pauvreté a donc été fixé à 8 privations (cf. *infra*) pour obtenir un taux de pauvreté en conditions de vie de l'ordre de 14 % des ménages en 2004. Si ce seuil découle du seuil relatif de la pauvreté monétaire, il est en réalité absolu puisqu'il n'est pas réévalué chaque année. À long terme, la baisse tendancielle du taux de pauvreté en conditions de vie pourrait poser la question de la réévaluation de ce seuil.

On a retenu pour seuil de pauvreté 8 privations au moins parmi les 27, afin d'approcher une proportion de personnes pauvres équivalente à celle obtenue pour la pauvreté monétaire (cf. encadré 1).

Le présent travail utilise les 6 premières vagues du panel *SRCV*, de 2004 à 2009. L'ensemble des personnes qui répondent au questionnaire individuel (celles âgées de 16 ans ou plus) sont suivies pendant une à six années. On s'intéresse

donc à des personnes et on étudie leur pauvreté individuellement. La pauvreté en conditions de vie est certes traditionnellement établie dans *SRCV* au niveau du ménage, puisque les questions sur les privations sont quasi exclusivement posées à une seule personne du ménage, le répondant au questionnaire « ménage » (qui par ailleurs est susceptible de changer entre les vagues). Mais les ménages ne sont pas stables, ils se transforment en raison des séparations, des mises en couple, des naissances ou

Tableau 1
Les 27 items de l'indicateur de pauvreté en condition de vie de l'Insee (retenus dans *SRCV*)

<p>Contraintes budgétaires (6 items) :</p> <ul style="list-style-type: none"> - Part du revenu consacrée au remboursement de l'ensemble des emprunts supérieure à un tiers ; - Avoir eu au moins une fois par mois depuis un an des découverts bancaires ; - Le revenu ne suffit pas en général à couvrir les dépenses courantes ; - N'avoir aucune épargne à disposition ; - Avoir puisé dans ses économies pour équilibrer son budget au cours des 12 derniers mois ; - Opinion sur le niveau de vie « financièrement c'est difficile » ou « il faut s'endetter pour y arriver ».
<p>Retards de paiement (3 items), en raison de problèmes d'argent, impossibilité de payer à temps à plusieurs reprises au cours des 12 derniers mois :</p> <ul style="list-style-type: none"> - Des factures d'électricité, de gaz, d'eau ou de téléphone ; - Des loyers de la résidence principale ; - Des versements d'impôts (sur le revenu, impôts locaux).
<p>Restrictions de consommation (9 items), les moyens financiers du ménage ne permettent pas (ou ne permettraient pas si vous en éprouviez le besoin, si vous n'étiez pas contraint par ailleurs) de :</p> <ul style="list-style-type: none"> - Maintenir le logement à bonne température ; - Payer une semaine de vacances en dehors du domicile une fois par an ; - Remplacer des meubles hors d'usage ; - Acheter des vêtements neufs ; - Manger de la viande/poisson/équivalent végétarien tous les deux jours ; - Recevoir des parents ou amis pour boire un verre ou pour un repas au moins une fois par mois ; - Offrir des cadeaux à la famille ou aux amis une fois par an ; - Posséder deux paires de bonnes chaussures ; - Absence de repas complet pendant au moins une journée au cours des deux dernières semaines par manque d'argent.
<p>Difficultés de logement (9 items) :</p> <ul style="list-style-type: none"> - Surpeuplement important ou modéré (1) ; - Absence de baignoire ou douche à l'intérieur du logement ; - Absence de WC avec chasse d'eau à l'intérieur du logement ; - Absence d'eau chaude courante ; - Absence de système de chauffage central ou électrique ; + <i>Critiques du logement (sans considération financière) :</i> - Logement trop petit ou n'ayant pas assez de pièces ; - Logement trop difficile ou trop coûteux à chauffer ; - Logement humide, moisissures ou toit percé ; - Logement bruyant (trafic routier, industries ou voisins).
<p>1. Le surpeuplement est calculé selon la définition usuellement retenue par l'Insee en fonction de la composition (taille, âge, situation familiale) du ménage. On attribue une pièce de séjour au ménage, une pièce à chaque couple et une pièce à chaque célibataire de 19 ans ou plus. Pour les célibataires de moins de 19 ans, on attribue une pièce pour deux enfants s'ils sont de même sexe ou s'ils ont moins de 7 ans, sinon une pièce par enfant. Un logement est dit surpeuplé s'il comporte moins de pièces que cette norme ; le surpeuplement est modéré si une pièce manque, important si au moins deux pièces manquent.</p>

du départ des jeunes adultes du foyer parental pour fonder leur propre ménage. C'est pourquoi l'unité pertinente d'un suivi longitudinal est l'individu, en particulier pour cette étude où l'on s'intéresse justement à l'impact des changements de situations, notamment familiale, sur le risque de pauvreté. On suit donc bien des individus, tout en étant contraint de faire l'hypothèse que, à un instant donné, tous les membres d'un même ménage ont la même situation de pauvreté et sont touchés par les mêmes difficultés. La validité de ce postulat sera évidemment variable d'un item à l'autre : il paraît parfaitement tenable pour les difficultés qui concernent le logement par exemple, il pourra l'être moins nettement pour les restrictions de consommation².

On rappellera par ailleurs que la très grande pauvreté échappe à cet indicateur : le dispositif *SRCV* est une enquête auprès des ménages « ordinaires »³, il ne permet donc pas d'interroger les personnes qui vivent en établissement, et encore moins les personnes sans domicile.

Chaque année, 4 % des personnes non pauvres entrent en pauvreté, 40 % des personnes pauvres en sortent

En moyenne sur l'ensemble des personnes de 16 ans ou plus⁴ interrogées dans *SRCV* au moins une fois entre 2004 et 2009, le taux de pauvreté en conditions de vie est de 11 % (cf. tableau 2). 4 % des personnes non pauvres une année deviennent pauvres l'année suivante et 40 % des personnes pauvres une année ne le sont plus l'année suivante⁵. La population pauvre en condition de vie se « renouvelle » ainsi pour un peu moins de la moitié chaque année : il ne s'agit pas d'un phénomène rare qui ne toucherait qu'une population isolée et facilement identifiable. Ce *turnover* important est un résultat classique des travaux sur la pauvreté (Maurin et Chambaz, 1996, sur la pauvreté monétaire). Toutefois, ces taux d'entrée et de sortie de pauvreté peuvent être considérés comme biaisés à la hausse par des phénomènes d'aller/retour dans la pauvreté : entrer en pauvreté ou en sortir semble parfois plus lié à un effet de seuil (oscillations autour du seuil fixé à huit privations) qu'à une dégradation brutale ou une amélioration nette des conditions d'existence, et certaines sorties de pauvreté sont suivies d'une nouvelle entrée en pauvreté. *In fine*, sur plusieurs années, la part des personnes concernées est beaucoup plus élevée que ne pouvait le laisser croire le taux

de pauvreté instantané : en 6 ans, la pauvreté en conditions de vie a touché près d'une personne sur quatre (cf. encadré 2).

Les femmes sont un peu plus souvent pauvres en conditions de vie que les hommes (respectivement 12 % et 10 %). Les plus jeunes sont plus touchés que leurs aînés : 16 % des moins de 16-25 ans sont pauvres en conditions de vie. Toutefois, si le taux d'entrée en pauvreté diminue avec l'âge, le taux de sortie baisse également un peu. On retrouve un autre résultat classique des études sur la pauvreté, quelle que soit l'approche retenue : les jeunes adultes sont plus touchés que leurs aînés, mais il s'agit plus souvent d'une pauvreté transitoire. Les personnes nées à l'étranger sont nettement plus souvent pauvres (21 %). Par ailleurs, le diplôme est un facteur de protection contre la pauvreté en conditions de vie : 5 % des personnes ayant un diplôme de l'enseignement supérieur sont pauvres contre 16 % des personnes sans diplôme ou ayant au plus le brevet des collèges⁶ et 12 % des personnes ayant un autre diplôme inférieur au baccalauréat. De plus, le taux d'entrée en pauvreté des non-diplômés est élevé et leur taux de sortie faible, synonyme d'une pauvreté plus durable. De même, les ouvriers ou employés sont nettement plus souvent pauvres que leurs homologues cadres ou professions intermédiaires. Enfin, près d'un quart des personnes qui se déclarent en mauvaise ou très mauvaise santé sont pauvres, et leur taux de sortie est très faible (27 %).

Si on s'intéresse aux caractéristiques de la personne de référence du ménage, c'est à dire celle qui apporte le plus de revenus, plutôt qu'à celles

2. Si le « répondant ménage » répond que ces moyens financiers ne lui permettent pas d'acheter des vêtements neufs, est ce le cas aussi pour les vêtements des enfants du ménage par exemple ? Ainsi, depuis 2009, les deux items concernant les vêtements et les chaussures ont été intégrés au questionnaire individuel de *SRCV* et sont posés à chaque personne du ménage.

3. Qui vivent en logement « ordinaire », par opposition à un logement en résidence offrant des services spécifiques (résidences pour personnes âgées, pour étudiants, etc.).

4. Cf. *supra* : on suit les répondants au questionnaire individuel de *SRCV* qui sont âgés de 16 ans minimum. Dans toute la suite de l'article, les résultats portent donc sur les personnes de 16 ans ou plus et dès que l'on suit les personnes sur plusieurs années, il s'agit de personnes âgées de 16 ans ou plus à leur première année d'observation.

5. Ces chiffres sont très proches de ceux que l'on obtient sur le panel cylindre 2004-2009 pondéré : taux de pauvreté de 11 %, taux d'entrée de 4 %, taux de sortie de 41 %. Mais les effectifs de ce panel cylindre ne sont pas suffisants pour permettre l'étude détaillée selon les caractéristiques présentée dans la suite de l'article (cf. encadré 2).

6. Il n'y a pas ici d'effet « pauvreté des enfants » : seules les personnes de 16 ans ou plus sont dans le champ de l'étude (et ont donc atteint l'âge du brevet des collèges). Les résultats sur le diplôme de la personne de référence du ménage, sensiblement identiques, l'attestent.

de la personne elle-même, on obtient des résultats très proches pour les variables ci-dessus, sauf pour le sexe. Le taux de pauvreté des personnes qui vivent dans un ménage dont la personne de référence est une femme est de 16 % (contre 12 % pour le taux de pauvreté des femmes) : on devine dans ce résultat l'effet des familles monoparentales, communément plus touchées par la pauvreté (cf. *infra*), et à la tête desquelles les femmes sont largement majoritaires.

De même, en ce qui concerne la situation d'activité, il apparaît plus discriminant d'étudier les caractéristiques de la personne de référence. C'est elle qui apporte le plus de revenus dans le ménage ; par conséquent, sa situation d'activité a plus de chance d'être meilleure que celle des autres membres du ménage, et d'être un déterminant plus important de leur situation vis-à-vis de la pauvreté. Lorsque la personne de référence est en emploi, les per-

Tableau 2
Taux de pauvreté en conditions de vie et taux d'entrée/sortie de pauvreté selon les principales caractéristiques sociodémographiques observées

A-Selon les caractéristiques de la personne		En %		
	Taux de pauvreté	Taux d'entrée	Taux de sortie	
TOTAL	11	4	40	
Sexe				
Homme	10	4	42	
Femme	12	5	39	
Âge				
Moins de 26 ans	16	7	41	
26-35 ans	13	5	41	
36-45 ans	12	5	40	
46-55 ans	11	4	38	
56-65 ans	9	3	41	
65 ans ou plus	8	3	40	
Lieu de naissance				
France	10	4	42	
Pays étranger	21	8	34	
Niveau de diplôme				
Aucun, CEP, brevet	16	6	36	
CAP, BEP, autre diplôme < bac	12	5	40	
Bac	9	4	50	
Supérieur au bac	5	2	52	
Catégorie socioprofessionnelle				
Agriculteur	9	3	41	
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	9	4	49	
Cadre, profession intermédiaire	5	2	52	
Ouvrier, employé	15	6	41	
Autre (inactif non retraité)	19	8	35	
État de santé déclaré				
Bon ou très bon	9	4	46	
Moyen	13	5	38	
Mauvais ou très mauvais	24	8	27	
Situation d'activité				
En emploi	8	4	49	
CDI temps plein	7	3	53	
CDI temps partiel	10	4	44	
CDD	12	5	46	
Au chômage	35	14	26	
Retraité	7	3	42	
Étudiant	14	6	42	
Autre inactif	21	7	31	→

Tableau 2 (suite)

B-Selon les caractéristiques du ménage d'appartenance (et de la personne de référence de celui-ci (PR))

	Taux de pauvreté	Taux d'entrée	Taux de sortie
TOTAL	11	4	40
Sexe de la PR			
Homme	9	4	44
Femme	16	6	35
Âge de la PR			
Moins de 30 ans	16	7	40
30-39 ans	13	5	42
40-49 ans	13	5	39
50-59 ans	11	4	39
60-69 ans	8	3	42
70 ans ou plus	9	3	38
Lieu de naissance de la PR			
France	10	4	42
Pays étranger	20	8	35
Niveau de diplôme de la PR			
Aucun, CEP, brevet	17	7	35
CAP, BEP, autre diplôme < bac	12	5	41
Bac	9	4	48
Supérieur au bac	5	2	52
Catégorie socioprofessionnelle de la PR			
Agriculteur	8	3	45
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	8	4	51
Cadre, profession intermédiaire	5	2	53
Ouvrier, employé	18	7	40
Autre (inactif non retraité)	33	13	24
État de santé déclaré de la PR			
Bon ou très bon	8	4	47
Moyen	14	5	37
Mauvais ou très mauvais	27	7	30
Situation d'activité de la PR			
En emploi	10	4	47
CDI temps plein	7	4	50
CDI temps partiel	15	6	34
CDD	11	5	45
Au chômage	44	19	22
Retraité	8	3	41
Étudiant	19	13	41
Autre inactif	38	14	24
Situation d'activité du conjoint éventuel			
En emploi	5	3	56
Au chômage	24	9	32
Retraité	4	2	50
Étudiant	10	7	65
Autre inactif	17	7	35
Nombre d'enfants à charge			
0	9	3	42
1	12	5	42
2	11	4	45
3 ou plus	20	8	32
Situation familiale			
Personne seule	15	6	38
Famille monoparentale	27	11	33
Couple sans enfant	5	2	47

→

sonnes du ménage sont moins souvent pauvres en conditions de vie, mais l'emploi n'est pas une protection absolue. En particulier, 15 % des personnes vivant dans un ménage dont la personne de référence est en CDI mais à temps partiel sont pauvres, probablement de nouveau en raison du poids des femmes à la tête de familles monoparentales et dans l'emploi à temps partiel. Lorsque la personne de référence est sans emploi (hors retraités), le taux de pauvreté est nettement plus élevé. 44 % des personnes vivant dans un « ménage au chômage » sont pauvres, leur taux d'entrée est très fort (19 %) tandis que leur taux de sortie est nettement plus faible que la moyenne (22 %). Dans les « ménages inactifs », le taux de pauvreté est de 38 %, les taux d'entrée et de sortie respectivement de 14 % et 24 %. Ainsi, l'éloignement du marché du travail est plus souvent synonyme de pauvreté durable. Dans une moindre mesure, mais dans une ampleur encore considérable, 1/5^{ème} des personnes des « ménages étudiants » sont pauvres. Toutefois, on retrouve le résultat obtenu sur les plus jeunes : leur taux de sortie est élevé, signe d'une pauvreté plutôt transitoire.

Le nombre d'enfants à charge du ménage joue peu jusqu'à deux enfants, mais ensuite,

le taux de pauvreté en conditions de vie augmente plus rapidement : 20 % des personnes vivant dans un ménage de trois enfants ou plus sont pauvres. Ce constat existe également pour la pauvreté monétaire : à partir de trois enfants, le taux de pauvreté est plus élevé (Houdré *et al.*, 2013). Les couples sans enfants sont moins souvent pauvres (en partie car plus âgés). En revanche, les personnes seules, et surtout les personnes vivant dans une famille monoparentale, sont plus touchées par la pauvreté (respectivement 15 % et 27 %), et connaissent plus des situations de pauvreté durable, ayant des taux de sortie de pauvreté relativement plus faibles que la moyenne (respectivement 38 % et 33 %).

La pauvreté en conditions de vie semble toucher plus souvent les personnes qui vivent dans de grands espaces urbains (plus de 1 million d'habitants) ou bien en zone rurale que celles vivant dans des espaces urbains de taille moyenne. Les personnes vivant dans un ménage propriétaire de son logement sont moins souvent pauvres (dans une moindre mesure pour les propriétaires accédants que pour ceux qui ont fini de rembourser leur emprunt), les locataires du

Tableau 2 (suite)

	Taux de pauvreté	Taux d'entrée	Taux de sortie
Couple avec enfants	11	4	43
Zone d'habitation			
Espace rural	11	4	42
Espace urbain <1 million d'hab.	9	4	42
Espace urbain entre 1 et 10 millions d'hab.	13	5	39
Espace urbain de Paris	11	5	41
Statut d'occupation du logement			
Propriétaire	6	2	50
Non accédant	4	2	50
Accédant	7	3	50
Locataire	24	10	35
Secteur privé	20	8	38
Secteur social	27	11	33
Pauvreté monétaire	35	14	29
Ménage allocataire du RMI	61	29	19

Lecture : on entend par personne de référence du ménage celle qui apporte le plus de revenus. Pour les taux d'entrée et de sortie en pauvreté, les caractéristiques sont celles à la deuxième date, c'est à dire à la date où la personne est pauvre pour le taux d'entrée, et à la date où elle n'est plus pauvre pour le taux de sortie. En moyenne entre 2004 et 2009, 11 % des hommes de 16 ans ou plus sont pauvres en conditions de vie, 4 % des hommes non pauvres une année sont entrés en pauvreté l'année suivante, 42 % des hommes pauvres une année sont sortis de pauvreté l'année suivante. En comparaison, 9 % des personnes de 16 ans ou plus qui vivent dans un ménage dont la personne de référence est un homme sont pauvres.

Champ : France métropolitaine, personnes âgées de 16 ans ou plus vivant en ménages ordinaires, interrogées dans SRCV au moins un an entre 2004 et 2009 pour le taux de pauvreté, au moins deux ans de suite pour les taux d'entrée/sortie.

Source : Insee, SRCV 2004-2009.

Encadré 2

LE SUIVI D'UNE COHORTE DANS SRCV EST LIMITÉ PAR LA DIMINUTION DE LA TAILLE DE LA POPULATION D'ÉTUDE

De précédents travaux ont utilisé la dimension longitudinale de SRCV pour étudier l'hétérogénéité des situations de pauvreté en conditions de vie, qui semble notamment déterminer le caractère durable ou transitoire de celle-ci (Clément et Godefroy, 2010). L'approche retenue consistait à suivre une cohorte de personnes sur les 4 années alors disponibles dans l'enquête (2004 à 2007). On « cylindrait » donc le panel SRCV pour ne retenir que les personnes ayant répondu à toutes les vagues d'enquête. Cet encadré revient dans un premier temps sur les principaux résultats de cette étude en conservant une approche similaire mais avec une période d'observation plus longue de deux ans (6 vagues du panel SRCV 2004-2009 au lieu de 4 vagues 2004-2007). On cherche à savoir comment les résultats des travaux précédents sont modifiés et s'il est possible de les préciser. Dans un second temps, on présente l'approche retenue ici, dans cet article : ne pas cylindrer le panel SRCV mais suivre l'ensemble des personnes interrogées par l'enquête, afin de s'affranchir du problème de diminution des effectifs posé par l'échantillonnage tournant dans SRCV.

En six ans, la pauvreté en conditions de vie a touché près d'une personne sur quatre

24 % des personnes qui avaient 16 ans ou plus en 2004 ont été pauvres en conditions de vie au moins une année sur les six entre 2004 et 2009. C'est un peu plus que ce que l'on obtenait sur quatre ans (22 %), mais on retrouve une distribution du temps de pauvreté assez proche de celle alors obtenue. Ainsi, le nombre de personnes concernées diminue nettement dès que l'on s'intéresse aux personnes pauvres au moins deux ans sur les six (15 %), puis la baisse est moins forte : 10 % sont pauvres trois années ou plus, 7 % au moins 4 ans, 5 % au moins 5 ans et 3 % sont pauvres les 6 années couvertes par la période d'observation.

Plus le temps passé en pauvreté est long, plus le nombre de difficultés est grand

Entrer en pauvreté ou en sortir semble dans certains cas plus lié à un effet de seuil (oscillations autour du seuil fixé à huit privations) qu'à une dégradation brutale ou une amélioration nette des conditions d'existence. Ce constat est un peu plus net sur six années d'observation : pour les personnes qui connaissent à la fois des années de pauvreté et des années hors de la pauvreté entre 2004 et 2009, les années de pauvreté ne sont pas toujours consécutives et plus de la moitié sont sorties puis entrées à nouveau en pauvreté. Comme dans l'article de 2010, cela représente *in fine* 7 % de l'ensemble des personnes.

La pauvreté durable est associée à des conditions d'existence très dégradées, tandis que la pauvreté transitoire apparaît beaucoup moins profonde, ce constat établi sur quatre années d'observation est un peu plus net sur six années (cf. figure). Par exemple, 88 % des personnes pauvres sur toute la période

d'observation (6 ans) ont un score de pauvreté supérieur à 10 en moyenne, pour plus de la moitié il est même supérieur à 12, et un quart rencontre au moins 14 difficultés. En comparaison, seules un quart des personnes pauvres une seule année ont un score de pauvreté supérieur à 10 cette année là. De plus, même les années où elles ne sont pas pauvres, les personnes qui connaissent la pauvreté à un moment sur la période ont rencontré plusieurs difficultés. C'est d'autant plus vrai quand le temps passé en pauvreté est long (ce qui souligne encore la fragilité des sorties de pauvreté) : seules 28 % des personnes pauvres cinq ans ont un score de pauvreté inférieur à 4 l'année où elles ne sont pas pauvres, contre 69 % en moyenne pour les personnes pauvres seulement 1 an, et la quasi totalité des personnes qui ne sont jamais pauvres entre 2004 et 2009.

Trois configurations de pauvreté en conditions de vie

On retrouve également les résultats des travaux précédents concernant la caractérisation de certains types de pauvreté en conditions de vie, liés à des difficultés précises et des situations personnelles différentes (via des méthodes de classification), mais sans qu'il soit possible de préciser ces caractérisations. On isole ainsi 3 groupes de poids relativement proches.

Le 1^{er} groupe se distingue par une pauvreté durable, associée à des conditions de vie très dégradées dans toutes les dimensions, et touchant des personnes qui cumulent les désavantages sociaux : pauvreté monétaire, précarité vis-à-vis du marché du travail, difficultés de santé. Les caractéristiques sociodémographiques de ces personnes restent assez diverses même si les facteurs de risque traditionnels se distinguent (les non diplômés, les familles monoparentales ou nombreuses par exemple sont plus touchés par ce type de pauvreté).

La pauvreté transitoire concerne les deux autres groupes :

- des ménages jeunes, soumis à des contraintes budgétaires élevées mais passagères : leurs dépenses évoluent beaucoup en raison des charges familiales ou de crédit immobilier par exemple, elles ont du mal à équilibrer leur budget et sont dans une situation budgétaire délicate ;
- des personnes âgées qui se privent ponctuellement : souvent sans charges familiales ou de logement mais avec un faible budget, elles ajustent leurs dépenses en limitant ponctuellement leur consommation.

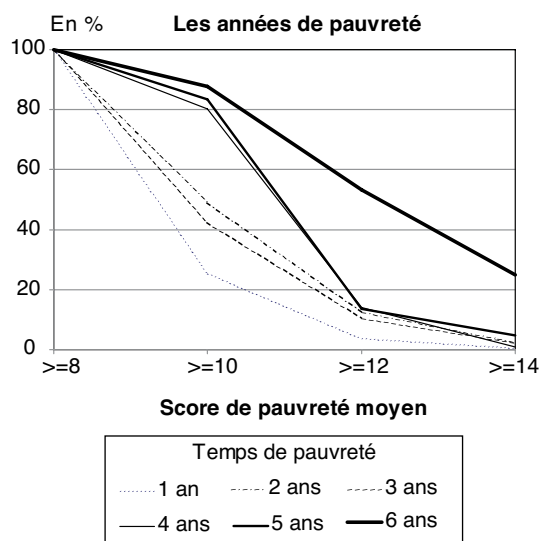
La taille de la cohorte diminue rapidement avec un panel cylindré sur échantillon tournant

Ainsi, ce travail d'actualisation, avec des données qui permettent de suivre les personnes pendant deux années de plus que les travaux précédents, valide tous les principaux résultats alors obtenus mais ne

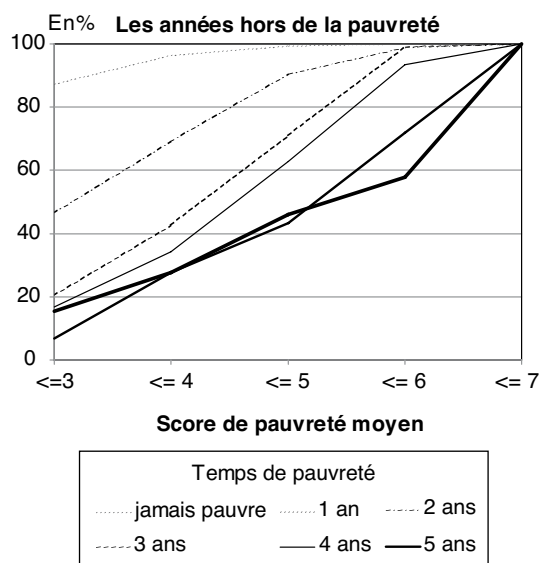


Figure
Distribution du score de pauvreté moyen, selon le temps de pauvreté entre 2004 et 2009

A - Les années de pauvreté



B - Les années hors de la pauvreté



Champ : France métropolitaine, personnes âgées de 16 ans ou plus en 2004, vivant en ménages ordinaires, interrogées dans SRCV pendant les 6 vagues d'enquêtes 2004-2009.
Source : Insee, SRCV 2004-2009, données pondérées.

permet pas d'apporter réellement plus d'information. Avec l'allongement de la période d'observation, cette approche de suivi d'une cohorte de personnes se confronte à un problème de diminution de la population d'étude, en raison principalement de l'échantillonnage tournant dans SRCV (les personnes sont interrogées 8 années de suite, un huitième de l'échantillon étant renouvelé chaque année), et dans une moindre mesure, de l'attrition (attrition qui augmente néanmoins au delà de la 4^e vague d'interroga-

tion puisque seules les vagues 1 à 4 sont annoncées comme obligatoires aux répondants tandis que les vagues 5 à 8 sont facultatives). La question de l'intérêt de suivre aussi longtemps les mêmes individus dans SRCV pourrait alors se poser : un échantillonnage tournant sur moins d'interrogations (quatre ou cinq est souvent jugé optimal dans la littérature) fournirait des effectifs plus élevés sur panel cylindrique qui serait plus intéressant pour beaucoup d'exploitations statistiques.



secteur social sont plus touchés que ceux du secteur privé⁷.

Enfin, les résultats confirment que la pauvreté monétaire est corrélée à la pauvreté en conditions de vie : sur le champ de cet article, 35 % des personnes pauvres au sens monétaire sont pauvres au sens des conditions de vie. Par ailleurs, le taux de sortie de pauvreté en conditions de vie des personnes pauvres monétaires est bas (29 %), ce qui suggère que le recouvrement des deux formes de pauvreté augmente rapidement avec le temps passé en pauvreté en conditions de vie. Être allocataire du RMI est également très discriminant et est associé à une pauvreté durable : le taux de pauvreté de ces ménages est très fort (61 %), et ils ont un taux d'entrée

encore plus élevé que leur taux de sortie (29 % et 19 %).

Une prise en compte simultanée des caractéristiques observées et inobservées

Les statistiques descriptives que l'on vient de présenter dessinent dans les grandes lignes un portrait de la population des personnes

7. Un modèle Logit qui prend en compte cette variable (non présenté ici) montre que cet écart s'explique intégralement par des caractéristiques observées et que, toutes choses égales par ailleurs, les locataires du secteur social sont en réalité dans une position un peu moins défavorable vis-à-vis de la pauvreté en conditions de vie que leurs homologues du secteur privé.

Encadré 2 (suite)

Le choix retenu dans cet article : panel SRCV non cylindré et individus présents 2 ou 3 années de suite

Afin de s'affranchir de ce problème, on a ici choisi de ne pas cylindrer le panel et de nous intéresser à toutes les personnes de 16 ans ou plus interrogées au moins une fois dans SRCV entre 2004 et 2009, ce qui fournit une population d'étude de taille relativement élevée : 38 200 personnes au lieu de 4 000 lorsqu'on ne conserve que les personnes interrogées 6 années de suite (cf. tableau). Parmi elles, près de 30 000 personnes répondent au questionnaire individuel au moins deux années de suite, soit un grand nombre de transitions potentielles observées entre des situations de non-pauvreté et des situations de pauvreté. Dans les résultats du modèle économétrique à effets

fixes, seules les personnes répondantes au moins trois années de suite (car il faut au moins deux observations par personne pour pouvoir estimer un effet fixe individuel, donc trois années puisqu'on utilise des variables de changement de situation personnelle), et qui changent de situation de pauvreté sur leur période d'observation (cf. encadré 3), interviennent dans l'estimation (soit 2 700 individus observés à 9 500 dates). Aucune pondération longitudinale n'est disponible sur ces différents champs. Dans un objectif d'étude de « comportements », analyser individuellement l'impact des situations des personnes sur le risque de pauvreté, on considère que ce n'est pas un obstacle. Ceci permet de conserver une taille bien plus grande de la population d'étude, indispensable à l'analyse de l'impact de ces changements (qui concernent une partie seulement de la population).

Tableau
Effectifs selon la population d'étude dans le panel SRCV 2004-2009

	Effectif concerné		Nombre d'observations : couples (personne, année)	Nombre de transitions potentielles observées : triplets (personne, année, année+1)
	Nombre de personnes	Pourcentage		
Ensemble	38 207	100	117 088	77 435
dont : temps de présence (en années consécutives)				
6 ans	3 998	10	23 988	19 990
5 ans ou plus	8 085	21	44 423	36 338
4 ans ou plus	14 644	38	70 659	56 015
3 ans ou plus	21 162	55	90 213	69 051
2 ans ou plus	29 546	77	106 981	77 435

Lecture : 29 546 personnes ont répondu à l'enquête au moins 2 années de suite entre 2004 et 2009, ce qui représente 106 981 couples d'observation (personne, année), soit 77 435 transitions potentielles observées.

Champ : France métropolitaine, personnes âgées de 16 ans ou plus vivant en ménages ordinaires, interrogées au moins un an dans SRCV entre 2004 et 2009.

Source : Insee, SRCV 2004-2009.

Note : pour les populations selon le temps de présence consécutive, on ne conserve que la plus longue période d'observation si les personnes (effectif négligeable) sortent du panel et réentrent entre 2004 et 2009.

pauvres en conditions de vie, mais elles ne nous apprennent rien qu'on ne sache déjà sur la pauvreté et ne permettent pas d'aller plus loin dans l'analyse de ses déterminants. Pour aller plus loin, il faut d'abord contrôler d'autres caractéristiques sociodémographiques observées, ce qu'on fait traditionnellement en ayant recours à un modèle de régression logistique (modèle Logit « en coupe »). Cependant, même cette estimation en coupe demeure biaisée car les coefficients d'un Logit estimé en coupe mélangent plusieurs choses. Ils captent l'effet dynamique des variables auxquelles on s'intéresse : pour une même personne qui change d'état pour cette variable, comment évolue le risque de pauvreté ? Par exemple, pour la variable de situation d'activité, comment évolue le risque de pauvreté d'une personne qui était au chômage et qui trouve un emploi ? C'est précisément cet effet dynamique qui nous intéresse ici. Mais ils captent aussi le fait que l'état de la variable peut être corrélé à l'hétérogénéité inobservée entre les personnes : par exemple, les personnes qui sont durablement en emploi ont par ailleurs des caractéristiques inobservées qui expliquent qu'elles ont un risque de pauvreté plus faible que les autres, telles qu'un réseau social plus large, une plus grande confiance en soi, etc.

Le panel *SRCV* permet de résoudre ce problème puisqu'il rend possible l'estimation d'un modèle de panel Logit « à effets fixes » qui neutralisera cette hétérogénéité inobservée (cf. encadré 3). Ce type de modèle introduit pour chaque personne un paramètre fixe dans le temps qui résume l'ensemble de ses caractéristiques individuelles permanentes et l'estimation du modèle est possible grâce à la dimension longitudinale des données. Les coefficients des variables explicatives sont ainsi « apurés » de la corrélation entre caractéristiques observées et inobservées fixes et l'on ne conserve que l'effet dynamique lorsque la variable change d'état. À noter que les variables observées qui sont constantes dans le temps ne jouent pas dans l'estimation des modèles à effets fixes puisqu'elles sont absorbées par l'effet individuel fixe. C'est pourquoi le sexe, le diplôme, ou même la tranche d'âge (que l'on a considérée relativement constante sur 3 à 6 années d'observation) par exemple, n'interviendront pas dans les estimations qui vont suivre.

Afin d'enrichir ce modèle, on ne se contentera pas d'introduire telles quelles les variables explicatives qui peuvent potentiellement changer d'état. Cela conduirait à faire une hypothèse

de symétrie des effets. Par exemple pour une variable distinguant emploi et non emploi, cela supposerait que l'effet de la prise d'un emploi sur le risque de pauvreté est exactement l'effet inverse de celui de la perte d'un emploi, ce qui est peu probable, compte tenu notamment du fonctionnement du système de transfert sociaux. C'est pourquoi, à la manière de Breuil-Genier *et al.* (2004) on introduira dans les modèles des variables explicatives qui mesurent les changements de situation personnelle à travers l'état actuel et l'état un an plus tôt, non seulement pour la situation d'emploi mais pour l'ensemble des caractéristiques susceptibles de changer dans le temps. Ceci revient à construire dans l'exemple précédent une variable « $t-1 - t$ » en quatre modalités : « emploi – emploi », « emploi – non emploi », « non emploi – emploi », « non emploi – non emploi » ; le modèle présenté ci-après distinguant même différentes situations de non emploi à savoir le chômage, la retraite et l'inactivité. Ceci permet en outre de séparer l'effet instantané du changement d'état, de son effet plus durable.

Dans la suite, on s'intéressera aux résultats d'un tel modèle Logit à effets fixes qui contrôle donc à la fois des caractéristiques observées et inobservées fixes, et on les comparera à ceux d'un modèle Logit en coupe, qui contrôle uniquement les caractéristiques effectivement observées, ainsi qu'aux simples statistiques descriptives qui ne contrôlent aucune caractéristique (cf. tableau 3). Ce type de modèle à effets fixes fait l'hypothèse que l'effet de l'hétérogénéité individuelle inobservée est constant dans le temps. C'est une hypothèse forte car cela suppose notamment qu'il est le même en période de pauvreté ou de non pauvreté. Cela suppose aussi que l'effet des caractéristiques individuelles sur le risque de pauvreté est identique que la personne soit seule ou en couple, en emploi ou au chômage, etc. Alors qu'on pourrait s'attendre, par exemple, à ce que, pour une personne donnée, les effets de découragement soient plus forts lorsqu'elle se retrouve isolée qu'avant une séparation, ce qui augmenterait alors sa probabilité d'être pauvre. Néanmoins, on ne suit les personnes que pendant 3 à 6 ans ce qui n'est pas suffisant pour estimer un lien plus complexe et il est difficile de s'affranchir de cette hypothèse. L'interprétation des résultats est donc parfois un exercice délicat, comme on le verra dans la suite de l'article.

Pour simplifier, on commentera ci-après les résultats des modèles en termes de risques rela-

Encadré 3

LE MODÈLE LOGIT À EFFETS FIXES

Le modèle Logit à effets fixes s'écrit :

$$\ln\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = X'_{it}\beta + \alpha_i$$

soit encore :

$$p_{it} = P(y_{it} = 1 | X, \alpha) = F(X'_{it}\beta + \alpha_i) = \frac{\exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)}{1 + \exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)}$$

et :

$$1 - p_{it} = P(y_{it} = 0 | X, \alpha) = \frac{1}{1 + \exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)}$$

avec :

- y_{it} la pauvreté de l'individu i à la date t ,
- x_{it} un vecteur de variables explicatives pour l'individu i à la date t ,

$$\begin{aligned} P(y_{it} = 1 | X, \alpha, \sum_{t=1}^T y_{it} = 1) &= \frac{P(y_{it} = 1 | X, \alpha \text{ et } \sum_{t=1}^T y_{it} = 1)}{P(\sum_{t=1}^T y_{it} = 1)} \\ &= \frac{\frac{\exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)}{1 + \exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)} \times \prod_{t' \neq t} \frac{1}{1 + \exp(X'_{it'}\beta + \alpha_i)}}{\sum_{t=1}^T \left(\frac{\exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)}{1 + \exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)} \times \prod_{t' \neq t} \frac{1}{1 + \exp(X'_{it'}\beta + \alpha_i)} \right)} \\ &= \frac{\exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)}{\sum_{t=1}^T \exp(X'_{it}\beta + \alpha_i)} = \frac{\exp(X'_{it}\beta)}{\sum_{t=1}^T \exp(X'_{it}\beta)} \end{aligned}$$

Cette expression neutralise donc bien l'effet individuel α_i . En généralisant au fait que l'individu i est pauvre à p dates parmi T , on peut montrer que l'on obtient la formule :

$$P(y_{it} = 1 | X, \alpha, \sum_{t=1}^T y_{it} = p) = \frac{\exp(\sum_{t=1}^T X'_{it}\beta y_{it})}{\sum_{d \in B_i} \exp(\sum_{t=1}^T X'_{it}\beta d_t)}$$

Avec

$$B_i = \left\{ d = (d_1, \dots, d_T) \mid d_t \in (0, 1) \text{ et } \sum_{t=1}^T d_t = \sum_{t=1}^T y_{it} \right\},$$

l'ensemble de tous les T-uplets d de dates auxquelles l'individu i peut être pauvre.

- α_i l'effet fixe individuel propre à l'individu i . Il prend en compte à la fois les variables observées mais fixes dans le temps (sexe, nationalité, diplôme, etc.) et l'hétérogénéité inobservée (fixe).

L'estimateur du maximum de vraisemblance (utilisé dans les modèles linéaires de ce type) n'est convergent que lorsque le nombre de dates observées $T \rightarrow \infty$. Pour des panels à faible nombre de périodes, on lui substitue l'estimateur du maximum de vraisemblance conditionnel (Chamberlain, 1984). La méthode consiste à neutraliser les effets fixes en conditionnant par le nombre d'épisodes de pauvreté que connaît l'individu au cours de la période d'observation. Par exemple, pour un individu qui n'est pauvre qu'une seule fois, à la date t , on aura :

$$\sum_{t=1}^T y_{it} = 1$$

et la probabilité conditionnelle au fait de n'avoir connu qu'un seul épisode de pauvreté va s'écrire :

Dans cette méthode, les individus pour lesquels $\sum_{t=1}^T y_{it} = 0$ (ceux qui ne sont jamais pauvres) et ceux pour lesquels $\sum_{t=1}^T y_{it} = T$ (ceux qui sont pauvres à toutes les dates) ont une probabilité conditionnelle égale à 1 : l'estimation est donc basée uniquement sur les individus qui changent d'état de pauvreté au cours de la période d'observation.

On en déduit la formule de vraisemblance conditionnelle :

$$L_C = \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{\exp(\sum_{t=1}^T X'_{it}\beta y_{it})}{\sum_{d \in B_i} \exp(\sum_{t=1}^T X'_{it}\beta d_t)} \right)$$

On maximise cette vraisemblance conditionnelle afin d'obtenir une estimation convergente du paramètre β .

tifs de pauvreté ou d'« écarts de risque ». En réalité, les *odds ratio* présentés dans le tableau 3 pour chaque modalité de chaque variable donneront le ratio entre deux rapports :

- Le rapport entre les probabilités d'être et de ne pas être pauvre (l'*odds*) pour cette modalité de la variable explicative étudiée,

- Et le même rapport pour la modalité de référence de cette variable, toutes choses égales par ailleurs pour les autres caractéristiques contrôlées.

Un risque relatif supérieur à un signifiera donc une plus forte probabilité d'être en pauvreté comparativement aux individus pour qui

Tableau 3
Risque de pauvreté en conditions de vie, selon que l'on contrôle ou non les caractéristiques observées ou inobservées

Caractéristiques contrôlées	Odds ratios		
	Observées et inobservées fixes (Logit à effets fixes)	Observées (Logit en coupe) (1)	Aucune (statistiques descriptives) (2)
Variables de changement de situation individuelle « situation en a-1 - situation en a »			
Situation familiale			
Seul-Seul			
Sans enfant à charge			
Moins de 30 ans	2,7 ***	0,8 *	1,4
30 à 59 ans	2,9 ***	1,5 ***	2,0
60 ans ou plus	2,0 **	1,1 **	1,3
Avec enfants à charge	2,0 ***	1,8 ***	3,2
Seul-Couple	1,0 ns	0,9 ns	1,3
Couple-Seul			
Sans enfant à charge			
Moins de 30 ans	3,3 ***	1,4 **	2,0
30 à 59 ans	1,7 *	1,6 *	2,1
60 ans ou plus	1,0 ns	0,7 ns	0,8
Avec enfants à charge	1,7 **	2,0 ***	3,0
Couple-Couple			
Sans enfant à charge			
PR de moins de 30 ans (3)	1,9 **	0,7 ***	0,8
PR de 30 à 59 ans (3)	0,5 ***	0,6 ***	0,6
PR de 60 ans ou plus (3)	0,5 **	0,5 ***	0,4
Avec enfants à charge	Réf.	Réf.	Réf.
Nombre d'enfants à charge du ménage			
0-1	1,0 ns	1,6 ***	1,3
1-2	0,8 ns	1,0 ns	1,2
2-3	0,5 ***	1,2 ns	2,4
Stable ou autre	Réf.	Réf.	Réf.
Situation d'activité			
Employ-emploi	Réf.	Réf.	Réf.
Non emploi-emploi	1,0	1,2 ***	2,3
Employ-non emploi			
Employ-chômage	1,8 ***	2,5 ***	4,5
Employ-inactivité	3,2 ***	2,0 ***	2,8
Employ-retraite	1,2 ns	1,1 ns	0,7
Non emploi-non emploi			
Chômage stable	2,0 ***	2,6 ***	7,4
Inactivité stable	2,1 ***	1,3 ***	2,4
Retraite stable	0,9 ns	1,2 **	1,0 →

la variable d'intérêt a pour valeur sa modalité de référence.

De même, par abus de langage, on parlera de situation « durable » lorsque les variables

explicatives longitudinales ne montrent pas de changement, alors qu'il s'agit en réalité d'une situation observée dans au moins deux enquêtes de suite (cette situation est donc susceptible de ne durer que depuis un an).

Tableau 3 (suite)

Caractéristiques contrôlées	Observées et inobservées fixes (Logit à effets fixes)	Observées (Logit en coupe) (1)	Aucune (statistiques descriptives) (2)
État de santé déclaré			
Dégradation (4)			
Modérée	1,2 **	2,2 ***	2,0
Forte	1,5 **	3,0 ***	3,6
Amélioration (4)			
Modérée	0,9 ns	1,7 ***	1,7
Forte	0,7 *	2,1 ***	2,9
Stable			
<i>Bon ou très bon</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Moyen	1,1 ns	1,7 ***	1,4
Mauvais ou très mauvais	1,5 ***	3,9 ***	4,0
Statut d'occupation du logement			
<i>Propriétaire stable</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Locataire-propriétaire	0,4 ***	1,2	1,1
Propriétaire-locataire	0,9 ns	1,7 ***	2,3
Locataire stable	0,9 ns	2,9 ***	5,6
Pauvreté monétaire			
<i>Non pauvre stable</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Non pauvre-pauvre	1,2 **	2,6 ***	4,8
Pauvre-non pauvre	1,0 ns	2,3 ***	4,0
Pauvre stable	1,4 ***	4,6 ***	9,6
Variables constantes sur la période d'observation (ou considérées comme telles, valeur en a)			
Sexe			
<i>Homme</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Femme		1,0 ns	1,2
Âge			
Moins de 26 ans		1,2 ***	1,3
26-35 ans		1,2 ***	1,1
36-45 ans		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
46-55 ans		0,9 ***	0,9
56-65 ans		0,6 ***	0,7
Plus de 65 ans		0,5 ***	0,6
Lieu de naissance			
<i>France</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Pays étranger		1,4 ***	2,3
Niveau de diplôme			
Aucun diplôme, CEP, brevet		1,2 ***	1,4
<i>CAP, BEP, autre diplôme < bac</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Bac		0,7 ***	0,7
Supérieur au bac		0,5 ***	0,4 →

Les effets des caractéristiques individuelles permanentes, telles que mesurées par le modèle en coupe

Tout d'abord, on peut brièvement commenter les résultats propres au modèle *Logit* en coupe pour les variables constantes dans le temps. Une fois que l'on contrôle les caractéristiques observées, les risques de pauvreté en conditions de vie des femmes et des hommes sont équivalents. L'âge en revanche reste un facteur discriminant : plus on est jeune et plus la probabilité de connaître la pauvreté est forte. Les personnes nées à l'étranger sont plus touchées que celles nées en France, mais dans une

moindre mesure que ce que laissaient entrevoir les seules statistiques descriptives.

En termes de diplôme, les résultats ne sont pas modifiés. En revanche, l'influence de la catégorie socioprofessionnelle est amoindrie une fois prises en compte les autres caractéristiques observées (et notamment le diplôme) : l'écart de risque entre les cadres, les commerçants-artistes et les employés-ouvriers demeure, mais il est atténué. Enfin le rôle de la zone d'habitation perdure : les personnes qui vivent dans un espace urbain de taille modérée ont une probabilité d'être pauvre moins élevée que celles qui vivent dans de grands espaces urbains (de taille supérieure à 1 million d'habitants) ou bien en zone rurale.

Tableau 3 (suite)

Caractéristiques contrôlées	Observées et inobservées fixes (Logit à effets fixes)	Observées (Logit en coupe) (1)	Aucune (statistiques descriptives) (2)
Catégorie socioprofessionnelle			
Agriculteur		1,1 ns	0,6
Artisan, commerçant, chef d'entreprise		0,8 **	0,6
Cadre, profession intermédiaire		0,7 ***	0,3
Ouvrier, employé		Réf.	Réf.
Autre (Inactif non retraité)		0,9 ***	1,3
Zone d'habitation			
Espace rural		1,2 ***	1,2
Espace urbain < 1 million d'hab.		Réf.	Réf.
Espace urbain entre 1 et 10 millions d'hab.		1,3 ***	1,5
Espace urbain de Paris		1,2 ***	1,3

1. La constante du modèle Logit en coupe vaut - 3,3, ce qui donne une probabilité d'être pauvre en conditions de vie de 3,6 % pour une personne ayant les caractéristiques de référence.
2. Les *odds ratio* calculés sur les statistiques descriptives ne découlent pas directement des taux de pauvreté présentés dans le tableau 2 : les variables explicatives ne sont pas toujours les mêmes (variables de transitions construites), et le champ est différent (personnes présentes au moins deux années consécutives pour permettre le calcul de ces mêmes variables de transitions).
3. PR = personne de référence du ménage, celle qui apporte le plus de revenus.
4. Forte amélioration de l'état de santé = passe de mauvais/très mauvais à bon/très bon ; modérée = passe de mauvais/très mauvais à moyen ou de moyen à bon/très bon. Dégradations forte et modérée construites sur le même schéma.

Lecture : *** odds ratio significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 %, * au seuil de 10 %, ns : non significatif. L'odds ratio est le « rapport de côtes ». L'odds ratio rapporte la probabilité d'être pauvre l'année a relativement à celle de ne pas l'être (l'odds) de deux groupes d'individus : en l'occurrence ici, pour une variable donnée prise en compte dans le modèle, il rapporte l'odds des personnes qui ont la modalité citée dans la première colonne du tableau relativement à l'odds de celles qui ont la modalité de référence, toutes choses égales par ailleurs pour les caractéristiques contrôlées.

Par exemple, toutes choses égales par ailleurs pour les caractéristiques contrôlées, le modèle Logit à effets fixes estime que le risque d'être pauvre plutôt que non pauvre l'année a est 1,7 fois plus élevé lorsqu'une personne se sépare de son conjoint entre a-1 et a et se retrouve seule avec enfants à charge que lorsqu'elle est plus durablement en couple avec enfants à charge. Le modèle Logit en coupe estime que le même odds ratio vaut 2,0, mais ne contrôle pas les effets fixes individuels.

Les modalités « autres » ne sont pas mentionnées ici (par exemple les personnes qui passent d'une situation de non emploi à une autre : chômage-retraite, chômage-inactivité par exemple) : elles concernent très peu d'individus et mélangent des cas trop divers pour être interprétables.

Champ : France métropolitaine, personnes âgées de 16 ans ou plus vivant en ménages ordinaires, présentes au moins 3 ans consécutifs (respectivement 2 ans consécutifs) dans SRCV entre 2004 et 2009 pour le modèle logit à effets fixes (respectivement pour le modèle Logit en coupe et pour les statistiques descriptives). Par ailleurs, dans le modèle à effets fixes, seuls les individus qui changent de situation de pauvreté (connaissent au moins une année de pauvreté et une année de non pauvreté) sur leur période d'observation interviennent dans l'estimation (cf. encadré 3). Dans le modèle en coupe, les différentes années d'observation successives de l'indicateur de pauvreté d'un même individu interviennent dans l'estimation (modélisation en coupe sur données « empilées ») ; elles sont alors considérées comme des observations indépendantes (puisque aucun effet fixe individuel n'est estimé).

Source : Insee, SRCV 2004-2009.

La prise en compte de l'hétérogénéité inobservée modifie certains des constats établis en coupe

De manière générale, les résultats du modèle de panel *Logit* à effets fixes confirment l'intérêt de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée dans la modélisation. Les écarts de risque de pauvreté en conditions de vie sont souvent assez différents de ceux observés dans le modèle *Logit* en coupe, en termes d'ampleur, mais aussi parfois en termes de hiérarchie des risques.

Perdre ou quitter son emploi augmente le risque de pauvreté, d'autant plus si l'on devient inactif que si l'on tombe au chômage

Puisqu'on s'intéresse à l'impact à la fois des changements de situations familiales et d'activité sur la probabilité d'être pauvre, on retient dans les modèles présentés la situation d'activité propre de l'individu et non celle de la personne de référence de son ménage (comme plus haut), afin d'éliminer la corrélation entre ces deux types de changements.

C'est lorsque l'on est en emploi que l'on est le mieux protégé contre la pauvreté en conditions de vie. Selon le modèle à effets fixes, le passage à la retraite ne semble toutefois pas avoir d'impact sur la probabilité d'être pauvre d'un individu, que ce soit immédiatement ou à un peu plus long terme. Le modèle en coupe pourrait laisser croire l'inverse puisqu'il estime que les personnes retraitées depuis au moins un an ont un risque de pauvreté significativement plus élevé que les personnes en emploi, toutes choses égales par ailleurs pour les caractéristiques observées. Les trajectoires professionnelles passées des retraités, principalement celles des femmes des générations les plus anciennes qui ont peu ou pas travaillé, sont probablement un des principaux facteurs d'hétérogénéité inobservée entre les deux populations (retraitee et en emploi), hétérogénéité corrigée par le modèle à effets fixes.

Le risque d'être pauvre en conditions de vie n'est pas significativement différent, lorsque l'on vient de prendre un emploi, de celui encouru lorsque l'on y est installé de manière plus durable, contrairement à ce que donne le modèle en coupe. Des travaux précédents sur le niveau de vie montraient également que l'hétérogénéité inobservée expliquait presque intégralement l'écart de niveau de vie entre ceux qui sont en emploi permanent et ceux qui viennent

de reprendre un emploi depuis moins d'un an (Breuil-Génier *et al.*, 2004). Toutefois, une modélisation plus détaillée (non présentée ici) montre que ce résultat dépend du type d'emploi repris. Lorsqu'il s'agit d'un CDI, il n'y a effectivement pas d'écart de risque de pauvreté en conditions de vie relativement au fait de rester de manière plus durable en emploi. Les écarts du modèle en coupe s'expliquent par des différences de caractéristiques individuelles inobservées entre les personnes, et il ne semble pas y avoir de dépendance d'état : pour les personnes en CDI, la probabilité d'être pauvre dépend avant tout de la situation actuelle. En revanche, lorsque l'emploi repris est un CDD, le risque de pauvreté est plus élevé à la reprise d'emploi que lorsque la situation d'emploi est plus stable : la reprise d'emploi peut être plus progressive et n'est pas forcément synonyme d'une insertion durable susceptible de permettre une amélioration immédiate des conditions de vie (par exemple parce qu'il est plus difficile de changer de logement lorsque l'on est en CDD).

Lorsque l'on perd ou que l'on quitte son emploi (hors passage à la retraite), on est, à très court terme, nettement plus exposé à la pauvreté en conditions de vie. L'augmentation est plus forte si l'on devient inactif que si l'on se retrouve au chômage (*odds ratio* de 3,2 et 1,8 respectivement, significativement différents⁸), notamment en raison des allocations chômage qui peuvent être perçues par le chômeur et atténuer sa perte de revenu. Si le chômage est plus durable, le risque de pauvreté se maintient à un niveau élevé. En revanche, l'inactivité durable apparaît ici associée à un risque de pauvreté certes élevé (du même ordre que celui des chômeurs), mais significativement plus faible que lors du passage à l'inactivité⁹. Le modèle en coupe délivre un message sensiblement différent puisqu'il distingue le chômage comme étant la situation d'activité associée au risque de pauvreté le plus fort. L'hétérogénéité des situations d'inactivité, qui peuvent être choisies (congé parental, personne au foyer, etc.) ou non (chômeur découragé, longue maladie, etc.), dissimule, dans le modèle en coupe, l'impact que celle-ci peut avoir lorsqu'elle est involontaire sur la probabilité d'être pauvre. Or, l'estimation du modèle à effets fixes exclut les personnes qui n'ont jamais été pauvres sur la période d'observation (cf. encadré 3), qui sont probablement plus susceptibles d'être inactives par choix, surtout lorsqu'il s'agit d'une inactivité de courte durée du type congé parental. Ainsi, il permet probablement de mieux rendre compte de l'effet de l'inactivité sur la probabilité de pauvreté

lorsque cette inactivité est subie, et en particulier de l'incidence d'un basculement involontaire de l'emploi vers l'inactivité¹⁰.

La naissance d'un 1^{er} enfant est neutre pour le risque de pauvreté, l'arrivée du 3^e diminue le risque

Si on se limite aux statistiques descriptives, les familles de trois enfants apparaissent plus souvent pauvres en conditions de vie (cf. tableau 3, dernière colonne et *supra*), mais le modèle en coupe montre que les caractéristiques observées (en termes de diplôme ou d'activité notamment) expliquent intégralement la hausse du taux de pauvreté lors de l'arrivée du 3^e enfant¹¹. Le modèle à effets fixes va plus loin et révèle que, lorsqu'une 3^e naissance se produit dans le ménage, le risque de pauvreté des membres du ménage diminue en réalité nettement (*odds ratio* de 0,5). La nette augmentation des aides socio-fiscales au troisième enfant en est sûrement une explication majeure¹². L'hétérogénéité inobservée entre les ménages qui sont susceptibles d'avoir 3 enfants et les autres masque ce résultat dans le modèle en coupe. La littérature sur le sujet retient différents facteurs influençant la probabilité d'avoir un troisième enfant au rang desquels la nationalité semble par exemple déterminante (Breton et Prioux, 2005) : les personnes d'origine étrangère non européenne ont plus souvent trois enfants, tandis que les personnes originaires d'un autre pays d'Europe ont à l'inverse une probabilité plus faible d'avoir un troisième enfant que les Français. D'autres facteurs jouent également comme une trajectoire professionnelle brève de la mère, une fratrie d'origine nombreuse des parents. Ces facteurs, non pris en compte dans le modèle en coupe (pour l'origine on distingue seulement le fait d'être né en France ou à l'étranger) sont probablement corrélés positivement à la probabilité de pauvreté. Ils sont captés par l'effet fixe dans le second modèle ce qui permet de débarrasser l'estimation du risque de pauvreté de cette corrélation.

En revanche, la probabilité d'être pauvre en conditions de vie n'évolue pas de manière significative lorsqu'il s'agit d'une première ou d'une deuxième naissance (le modèle en coupe estime au contraire qu'une première naissance augmente ce risque). Certes, les dépenses du ménage s'accroissent lors de l'arrivée d'un premier enfant¹³, mais cette décision d'avoir un enfant peut coïncider avec d'autres changements dans les caractéristiques observées du ménage (une meilleure situation d'activité), ou

inobservées mais non fixes (modification des préférences individuelles, avec par exemple une préférence pour un logement de meilleure qualité au dépens d'un budget plus serré).

Après une séparation, le risque de pauvreté augmente autant pour le conjoint qui se retrouve isolé que pour celui qui a la garde des enfants

Les résultats liés à la situation familiale sont eux-aussi modifiés une fois corrigés de l'hétérogénéité inobservée, quoique les écarts avec le modèle en coupe ne soient pas toujours faciles à interpréter. Pour les configurations familiales sans enfants à charge, on a distingué trois catégories d'âge de la personne de référence (moins de 30 ans, 30-59 ans et 60 ans et plus) avec l'intuition que cela correspond à des situations très différentes pour lesquelles l'hétérogénéité inobservée ne joue pas dans le même sens. Les résultats confirment cette intuition. Pour les configurations familiales avec enfants à charge, l'âge n'est pas pris en compte car, pour une large majorité d'entre elles, la personne de référence a entre 30 et 59 ans.

Aux âges intermédiaires, ne pas vivre en couple ou se séparer est associé à un risque de pauvreté nettement plus élevé que le fait de vivre plus durablement en couple. Surtout, le modèle à effets fixes estime que ce risque est le même selon que l'on assume ou pas la garde d'enfants.

8. Cette significativité de l'écart n'est pas lisible directement dans la figure 3.

9. On a testé l'effet dû aux jeunes de 16 ans ou plus encore en études (avec l'intuition que leur poids est élevé dans les résultats pour la modalité « inactivité durable » tandis qu'il est nul pour la modalité « emploi-inactivité »), mais les résultats ne sont pas modifiés : les risques de pauvretés sont équivalents pour les étudiants et les autres inactifs non retraités, que ce soit dans le modèle en coupe ou dans le modèle de panel.

10. Ce qui expliquerait pourquoi le passage de l'emploi à l'inactivité est associé à un risque de pauvreté plus élevé que l'inactivité durable (par ailleurs non forcément précédée d'une période d'emploi) dans le modèle à effets fixes.

11. Il s'agit en réalité de l'évolution du nombre d'enfants à charge. Il peut, dans de très rares cas a priori dans l'enquête, s'agir du retour d'un enfant dans le ménage ou bien de la constitution d'une famille recomposée. Par abus de langage on emploiera néanmoins le terme de « naissance ».

12. Les allocations familiales augmentent très nettement au 3^e enfant ; le complément familial est versé à de nombreuses familles ayant au moins trois enfants à charge dont les revenus ne dépassent pas un certain plafond ; enfin, dans le domaine fiscal, le 3^e enfant (et les suivants) compte pour une part dans le quotient familial (tandis que les précédents ne comptaient que pour 0,5). Ce dernier « avantage » permet aussi à des familles ayant des revenus moyens de ne plus être imposables.

13. Des travaux précédents ont mis en évidence différents leviers de l'effet d'une naissance sur le niveau de vie (Eudelina et al., 2011) : l'enfant représente d'un côté un coût supplémentaire, de l'autre des ressources supplémentaires par le biais des prestations familiales et du quotient familial, et, si in fine on observe que le niveau de vie du ménage diminue après une naissance, c'est davantage lié au comportement d'activité des parents (qui peuvent faire le choix de diminuer leur activité).

Au contraire, le modèle en coupe souligne la forte exposition à la pauvreté des familles monoparentales (déjà relevée par les statistiques descriptives) : les personnes durablement seules avec enfants à charge, mais aussi celles qui ont connu une séparation l'année précédente et qui se retrouvent à la tête d'une famille monoparentale, ont un risque de pauvreté significativement plus élevé (*odds ratio* de 1,8 et 2,0 respectivement) que les autres personnes seules d'âge intermédiaire mais sans enfants à charge (1,5). Ce n'est plus le cas une fois contrôlées les caractéristiques inobservées : le fait d'assumer la charge d'enfant n'est pas significativement discriminant¹⁴. Ce résultat tend à montrer que, après la séparation d'un couple avec enfants, le risque de pauvreté augmente pour tous de la même manière et le conjoint qui se retrouve isolé est dans une position vis à vis de la pauvreté en conditions de vie aussi défavorable que celui qui a la garde des enfants¹⁵. Certes, ce dernier semble directement soumis à de plus fortes contraintes budgétaires ou de consommation (qui sont des dimensions de l'indicateur de pauvreté en conditions de vie), mais il a droit à certaines aides financières ou matérielles en raison de sa situation de famille monoparentale et peut dans certains cas bénéficier d'une pension alimentaire, qui constitue *in fine* aussi une contrainte budgétaire pour celui qui se retrouve seul. Par ailleurs, en ce qui concerne les conditions de logement, celui qui se retrouve seul n'est pas forcément mieux loti : d'une part, il peut aussi rencontrer des difficultés à se reloger convenablement ; d'autre part, ses préférences individuelles pourraient être modifiées par l'absence d'enfants à charge et il pourrait choisir d'accorder moins d'importance à cette dimension des conditions de vie¹⁶.

Pour les plus jeunes (moins de 30 ans), une majorité des transitions dites « couple-seul » correspond en fait à leur départ du foyer parental pour s'installer dans leur propre logement, et non à une séparation. Ce départ conduit à une très nette augmentation de leur probabilité d'être pauvre (*odds ratio* de 3,3). Ce type de changement de situation familiale est associé au risque le plus fort, tandis que le modèle en coupe ne fait pas cette distinction par rapport aux autres situations familiales à risque déjà relevées. Surtout, une fois contrôlées les caractéristiques inobservées, les jeunes ayant déjà quitté le foyer parental, qu'ils vivent durablement seuls ou en couple sans enfants à charge, ont également une probabilité élevée d'être pauvres, du même ordre que les autres personnes seules. Des travaux précédents sur la pauvreté en conditions

de vie des jeunes adultes montrent que les problèmes liés au logement sont fréquents dans cette population, même pour ceux qui sont dans une situation financière confortable. Les items liés aux retards de paiements ou aux découverts bancaires contribuent également à accroître le niveau de l'indicateur de pauvreté en conditions de vie des jeunes (Jauneau, 2007).

Pour les personnes de 60 ans ou plus, et surtout chez les plus âgées, être seul alors qu'on était auparavant en couple peut être la conséquence du décès du conjoint. On n'en mesure pas d'effet sur la pauvreté, peut être en raison d'un effectif trop faible de personnes concernées suivies dans l'échantillon¹⁷. Toutefois, les personnes qui ont dépassé 60 ans et qui vivent plus durablement seules ont un fort risque de pauvreté, une fois corrigé de l'hétérogénéité inobservée fixe. Ainsi, le modèle à effets fixes conforterait une interprétation fréquente des résultats sur la pauvreté des personnes âgées seules. Ces personnes ont des petites retraites qui les font figurer au rang des personnes pauvres d'un point de vue monétaire mais pas toujours en termes de conditions de vie (ou de manière moins durable que d'autres populations). L'explication serait qu'elles ajustent leurs dépenses à leur faible budget et, s'étant passé durablement dans leur vie de certains biens et services récents, il se peut qu'elles n'en éprouvent pas le besoin et ne déclarent pas s'en priver (Godefroy et Missègue, 2012). Le modèle à effets fixes permettrait de corriger ce phénomène d'adaptation des préférences et de faire ressortir un impact sur la pauvreté de la situation d'isolement durable.

Une fois corrigé des caractéristiques inobservées, la probabilité d'être pauvre en conditions de vie n'est plus significativement plus faible lorsqu'on se met à vivre en couple, que lorsque l'on vit de manière plus durable en couple avec des enfants à charge : vivre à deux semble aller de pair avec une amélioration immédiate des

14. Cela pourrait même renvoyer à un risque de pauvreté plus faible : la différence entre les *odds ratio* de la configuration « seul-seul avec enfant(s) » (2,0) et « seul-seul sans enfant de 30 à 59 ans » (2,9) est presque significative au seuil de 10 %.

15. Cette situation de résidence des enfants chez l'un ou l'autre des parents après leur séparation demeure la situation majoritaire : dans une étude de 2012, le ministère de la justice estimait que, en matière de résidence des enfants de parents séparés, la structure globale des décisions prises par les juges (avec entente ou non des parents) menait à 17 % de résidence alternée en flux et que ce mode de garde croît avec le revenu des parents.

16. On peut imaginer qu'une personne seule va privilégier d'autres critères de sa qualité de vie (mais qui ne relèvent pas des conditions de vie telles qu'on les entend ici) que lorsqu'elle vivait avec conjoint et enfants : par exemple la localisation de son logement à proximité des transports, de son travail ou de son réseau social plus que la qualité du logement en tant que tel.

conditions de vie par rapport à vivre seul. Par ailleurs, vivre en couple sans enfants est associé à un risque de pauvreté plus faible (aux âges intermédiaires ou chez les personnes plus âgées) que vivre dans un ménage avec enfants à charge, et ceci quelle que soit la modélisation.

Risque de pauvreté élevé et dégradation de l'état de santé vont de pair

Une dégradation de l'état de santé est associée à une probabilité plus élevée d'être pauvre en conditions de vie relativement au fait de rester en bonne santé, et ce de manière d'autant plus marquée que la dégradation est forte¹⁸. Le fait d'être plus durablement en mauvaise ou très mauvaise santé va de pair avec un risque de pauvreté également plus fort. L'ampleur du lien entre mauvaise santé (ou dégradation de la santé) et pauvreté est toutefois nettement atténué par rapport aux résultats du modèle en coupe. Par ailleurs, la question du sens de la causalité se pose de façon particulièrement marquée dans le cas de cette variable : est ce parce que l'état de santé se dégrade que la probabilité d'être pauvre augmente ou bien est ce plutôt parce que la personne devient pauvre que son état de santé se dégrade ?

En sens inverse, une forte amélioration de l'état de santé coïnciderait avec une diminution du risque de pauvreté. C'est un résultat inverse à celui du modèle en coupe qui estime ce risque plus élevé pour une amélioration de l'état de santé que pour un état de santé durablement bon. Les deux modèles n'estiment pas la même chose : les personnes dont la santé s'améliore sont certes dans une situation de départ vis-à-vis de la pauvreté moins favorable que celles qui sont en bonne santé de manière durable, notamment parce qu'elles ont eu des problèmes de santé par le passé sans quoi elles ne connaîtraient pas une amélioration de leur état : c'est l'hétérogénéité inobservée ; mais, une fois corrigé de cette hétérogénéité, on constate que, individuellement, leur amélioration de santé va bien de pair avec de meilleures conditions de vie.

Le statut d'occupation du logement joue peu

Dans le modèle en coupe, les personnes qui vivent dans un ménage propriétaire de son logement, ont une probabilité d'être pauvre en conditions de vie significativement plus faible que les ménages locataires, que l'acquisition du logement soit récente ou plus ancienne. Cette fois-ci, la causalité est presque sûrement inver-

sée : ce n'est pas parce que l'on est propriétaire que l'on a moins de risque d'être pauvre, c'est plutôt que les personnes pauvres ont des caractéristiques qui les excluent de l'accession à la propriété (parce qu'elles n'ont pas accès au crédit par exemple).

C'est d'ailleurs ce que confirme le modèle à effets fixes dans lequel les différents statuts d'occupation du logement ne sont plus significativement différents les uns des autres, à l'exception du fait de devenir propriétaire de son logement, qui va de pair avec une diminution du risque de pauvreté en conditions de vie par rapport aux autres situations (y compris celle de rester propriétaire donc). Une explication possible est que l'on capte ici un effet cycle de vie et l'impact dynamique du fait de devenir propriétaire. Les personnes qui deviennent propriétaires appartiennent souvent à de jeunes ménages et ce changement de statut correspond plus souvent à une amélioration de leurs conditions de logement (passage d'un logement en location, plus précaire, plus petit à un logement plus grand et en meilleur état), qui sont parmi les principales dimensions de l'indicateur de pauvreté. À l'inverse, parmi les ménages qui sont plus durablement propriétaires, l'hétérogénéité des situations est forte (et captée par les variables d'hétérogénéité inobservée) : la population concernée comprend à la fois des personnes « à l'aise », mais aussi des personnes plus âgées dans des situations financières plus difficiles, et ce, même si elles sont propriétaires, ce qui rejoint les résultats de travaux précédents (cf. encadré 2).

La pauvreté monétaire durable est un facteur de pauvreté en conditions de vie

Le modèle à effets fixes apporte enfin des éclairages sur le lien entre pauvreté monétaire et pauvreté en conditions de vie. Ne pas être concerné par la pauvreté monétaire ou sortir de la pauvreté monétaire donnent à peu près les mêmes résultats en termes de probabilité d'être pauvre en conditions de vie. Tomber en pauvreté monétaire accroît un peu le risque de pauvreté en conditions de vie (*odds ratio* de 1,2

17. Notamment parce que le décès du conjoint est parfois suivi d'une entrée en institution pour le conjoint survivant âgé, et que l'enquête n'interroge que les personnes vivant en ménages ordinaires.

18. Une personne connaît une « forte » dégradation de son état de santé si elle se déclare en mauvaise ou très mauvaise santé alors qu'elle s'était déclarée en bonne ou très bonne santé l'année précédente. La dégradation est dite « modérée » si l'état de santé passe de « bon/très bon » à « moyen » ou de « moyen » à « mauvais/très mauvais ». C'est l'inverse pour les améliorations forte et modérée de l'état de santé.

relativement au fait de rester hors de la pauvreté monétaire). En revanche, le fait d'être plus durablement en situation de pauvreté monétaire l'accroît plus fortement (1,4). Les écarts de risques sont beaucoup plus faibles dans le modèle à effets fixes que dans le modèle en coupe puisque l'estimation exclut les personnes qui ne sont jamais pauvres en conditions de vie. Cela permet de mieux rendre compte des effets de seuil dont souffrent les indicateurs de pauvreté et qui entraînent de nombreuses entrées/sorties (la population pauvre se renouvelle entre 40 et 50 % chaque année selon les approches, *cf. supra*) : finalement, seule la pauvreté monétaire durable d'un individu demeure un facteur pertinent de son risque de pauvreté en conditions de vie.

* *
*

Les résultats de ce travail confirment l'intérêt de prendre en compte l'hétérogénéité inobser-

vée dans la modélisation. Notre connaissance de la hiérarchie des facteurs de risque de pauvreté peut s'en trouver modifiée, notamment en ce qui concerne les situations d'activité et familiale, qui sont souvent considérées comme les principaux facteurs de pauvreté. Si l'interprétation des résultats du modèle de panel n'est pas évidente, l'exercice a le mérite de démontrer que celle des résultats du modèle en coupe ne l'est pas forcément davantage. Des modélisations plus complexes (et notamment des modélisations dynamiques) sur un échantillon de personnes interrogées dans *SRCV* qui grossit chaque année pourraient étayer les pistes d'interprétations. Par ailleurs, notre outil de mesure de la pauvreté en conditions de vie demeure imparfait. Mieux comprendre les résultats qui se dessinent dans cet article exigerait probablement de revenir à ce sur quoi se fonde notre indicateur : une liste d'items de privation. Certains types d'items sont-ils plus susceptibles de changer de valeur en même temps à la suite de certains types d'événements, et par conséquent d'être à l'origine de fortes évolutions du risque de pauvreté ? □

BIBLIOGRAPHIE

Accardo J. et de Saint Pol T. (2009), « Qu'est ce qu'être pauvre aujourd'hui en Europe ? L'analyse du consensus sur les privations », *Économie et Statistique* n° 421, Insee, pp. 3-27.

Albouy V., Godefroy P. et Lollivier S. (2010), « Une mesure de la qualité de vie », *Insee Références France, portrait social*, édition 2010, pp. 99-114.

Amiel M.-H., Godefroy P. et Lollivier S. (2012), « Les personnes modestes en milieu urbain sont celles qui cumulent le plus de difficultés en matière de qualité de vie », *Insee Références France, portrait social*, édition 2012, pp. 89-105.

Biewen M. (2003), « Who Are the Chronic Poor? Evidence on the Extent and the Composition of Chronic Poverty in Germany », *IZA Discussion paper* n° 779.

Breton D. et Prioux F. (2005), « Deux ou trois enfants ? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques », *Population, Ined*, 60(4), p. 489-522.

Breuil-Genier P., Hourriez J.-M. et Lollivier S. (2004), « Impact du non-emploi sur les revenus et la

pauvreté : l'influence de l'hétérogénéité individuelle inobservable », *Économie et Prévision* n° 166.

Chamberlain G. (1984), « Panel Data », dans Griliches, Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 2.

Clément M. et Godefroy P. (2010), « La pauvreté en conditions de vie a touché plus d'une personne sur cinq entre 2004 et 2007 », *Insee Références France, portrait social*, édition 2010, pp. 133-146.

Clément Matthieu (2004), « Dynamiques de pauvreté en Russie : une analyse en termes d'entrées et de sorties », *Revue d'études comparatives est-ouest*, vol. 37(2), pp. 135-168.

Dickès P. (1994), « Ressources financières, bien-être subjectif et conditions d'existence », dans *Trajectoires sociales et inégalités, recherches sur les conditions de vie*, pp. 179-198, éd. Érès.

Eudeline J.-F., Garbinti B., Lamarche P., Roucher D. et Tomasini M. (2011), « L'effet d'une naissance sur le niveau de vie du ménage », *Insee Références Les revenus et le patrimoine des ménages*, édition 2011, pp. 83-93.

- Fall M., Lorgnet J.-P. et Missègue N. (2010)**, « Trajectoires individuelles et pauvreté », *Insee Références Les revenus et le patrimoine des ménages*, édition 2010, pp. 65-79.
- Fall M. et Menéndez M (2008)**, « L'apport des analyses longitudinales dans la connaissance des phénomènes de pauvreté et d'exclusion sociale : un survey de la littérature étrangère », *Les Travaux de l'Observatoire 2007-2008*, pp. 605-643, Onpes.
- Godefroy P., Missègue N., Pujol J. et Tomasini M. (2010)**, « Inégalités de niveaux de vie et pauvreté », *Insee Références Les revenus et le patrimoine des ménages*, édition 2010, pp. 9-19.
- Godefroy P. et Missègue N. (2012)**, « Pauvretés monétaire et en termes de conditions de vie : sur cinq années, un tiers de la population a été confrontée à la pauvreté », *Insee Références Les revenus et le patrimoine des ménages*, édition 2012, pp. 45-55.
- Houdré C., Missègue N. et Ponceau J. (2013)**, « Inégalités de niveau de vie et pauvreté », *Insee Références Les revenus et le patrimoine des ménages*, édition 2013, pp. 9-29.
- Iceland J. (1997)**, « The dynamics of poverty spells and issues of left-censoring », *PSC Research report series*, n° 97-378.
- Insee (2005)**, « Les approches de la pauvreté à l'épreuve des comparaisons internationales », *Économie et Statistique* n° 383-384-385, Insee.
- Jauneau Y. (2007)**, « L'indépendance des jeunes adultes : chômeurs et inactifs cumulent les difficultés », *Insee Première* n° 1156.
- Lollivier S. (2001)**, « Les choix d'activité des femmes en couple : une approche longitudinale », *Économie et Statistique* n° 349-350, Insee.
- Lollivier S. et Verger D. (2005)**, « Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté », *Économie et Statistique* n° 383-384-385, pp. 245-282, Insee.
- Lollivier S. et Verger D. (1997)**, « Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes », *Économie et Statistique* n° 308-309-310, Insee.
- Mack J. et Lansley S. (1985)**, « Poor Britain », London, George Allen & Unwin.
- Maurin E. et Chambaz C. (1996)**, « la persistance dans la pauvreté et son évolution », *Économie et Prévision* n° 122, 1996-1, Les politiques familiales, pp. 133-152.
- Ponthieux S. (2002)**, « La pauvreté en termes de conditions de vie : quatre profils de ménages », *Insee Références Données Sociales 2002-2003*.
- Townsend P. (1979)**, *Poverty in the United Kingdom*, Harmondsworth, Penguins Books.
- Vandecasteele L. (2011)**, « Life course risks or cumulative disadvantage? The structuring effect of social stratification determinants and life course events on poverty transitions in Europe », *European sociological review*, vol. 27, n° 2, pp. 246-263.

