

Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté

Stéfan Lollivier, Daniel Verger*

Qu'aucune définition, aucune statistique ne soit actuellement en mesure d'appréhender l'ensemble des facettes de la pauvreté semble désormais une opinion largement admise. Au caractère intrinsèquement polymorphe du phénomène se superpose la multiplicité des présupposés éthiques qui sous-tendent les approches et les choix méthodologiques mis en œuvre. Extraites de deux publications récentes, trois citations symptomatiques peuvent venir en illustration de ce point, largement développé dans l'article introductif à ce numéro.

« La pauvreté, comme la beauté, réside dans les yeux du spectateur. La pauvreté est un jugement de valeur ; ce n'est pas quelque chose que l'on peut vérifier ou démontrer, même avec une marge d'erreur, excepté par déduction et suggestion. Dire qui est pauvre revient à porter toute sorte de jugements de valeur » (Mollie Orshansky, 1969, cité en exergue d'un chapitre de la thèse de Josiane Vero, 2002).

« C'est bien sur le terrain de l'économie normative que porte désormais le débat sur le concept de pauvreté, mais sans espoir jamais d'être tranché. » (Vero, 2002).

« La notion de pauvreté et d'exclusion renvoie à des contenus représentatifs différents :

On peut considérer que "pauvreté" et "exclusion" renvoient à des représentations différentes, qui du reste peuvent entretenir entre elles des rapports de complémentarité comme d'opposition. ... Ainsi la pauvreté et l'exclusion semblent se rattacher à deux univers de significations différents. La pauvreté renvoie davantage à la déprivation économique, à l'insuffisance du revenu. La notion continue à se rattacher à une problématique de lecture de la réalité sociale en termes d'inégalités, la pauvreté constituant le dernier échelon de cette stratification. Mais, en même temps, elle s'en détache, marquant déjà une rupture dans le continuum des inégalités. Le terme d'exclusion radicalise cette vision. Il désigne des situations qui sont, cette fois, exprimées comme des situations de rupture... À une notion de pauvreté située dans un référentiel économique et monétaire, s'oppose une notion d'exclusion davantage référée à des explications politiques sur le fonctionnement de la Société. À vrai dire, il ne s'agit pas vraiment d'une opposition, mais plutôt de deux visions qui se chevauchent, se complètent, se renvoient l'une à l'autre, comme pour tenter de rendre compte de la complexité du réel ; ... Gardons-nous, cependant de toute simplification qui radicaliserait ces deux visions. En fait, elles demeurent très mélangées. L'exclusion, par exemple, est également liée à des systèmes d'explications très centrés sur les trajectoires individuelles ou les caractéristiques des personnes... On a plutôt ici deux strates de représentations qui se recouvrent, se répondent, s'interrogent l'une l'autre et créent ainsi un vaste univers discursif » (Autès, 2002).

Chaque contribution à ce dossier confirme que les foyers aux ressources instantanées les plus modestes, les foyers vivant dans les conditions de vie les plus inconfortables, ceux ayant le plus de mal à

* Stéfan Lollivier est directeur des Statistiques démographiques et sociales à l'Insee ; Daniel Verger est chef de l'unité Méthodes statistiques à l'Insee.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

équilibrer leur budget ne sont pas systématiquement les mêmes ; quand on considère ceux qui se plaignent le plus de leurs revenus ou de leur condition, ou ceux qui perçoivent les ressources d'assistance prévues par la société pour venir en aide à ses membres les plus démunis, le constat est identique (Lollivier et Verger 1997 ; cf. aussi Verger, article introductif à ce numéro). La population de ceux qui sont en bas de toutes les échelles est même très réduite (moins de 1 %) ; certes les diverses formes de difficultés sont positivement corrélées, mais moins fortement qu'on aurait pu le supposer *a priori*. Si le phénomène est aggravé par les erreurs de mesure qui émaillent les sources statistiques, il ne s'y réduit pas comme nous allons le prouver dans le premier volet de ce triptyque (1).

Approcher la pauvreté sous plusieurs angles, puis synthétiser en un petit nombre d'indicateurs (voire un seul ?) est la démarche qui semble bien s'imposer. Mais combien d'approches retenir ? Le débat reste entier et le nombre de trois qui s'est imposé dans ce dossier est plus un minimum qu'un optimum. Comme suggéré à la fin du texte méthodologique introductif, il serait plus satisfaisant d'augmenter le nombre des éclairages retenus et permettre un cumul partiel que d'imposer le cumul exhaustif d'un ensemble plus réduit d'indicateurs : on aurait vraisemblablement ainsi une mesure plus robuste, à la fois aux erreurs de mesure et aux différences dans les goûts personnels, et une meilleure quantification de la population de ceux qui, cumulant un grand nombre de difficultés et d'insuffisances de ressources, auraient toutes les caractéristiques du « pauvre » emblématique.

Le débat sur la largeur de la fenêtre temporelle à retenir pour l'observation n'est pas clos non plus : existe-t-il un juste milieu entre des périodes comme le mois, voire l'année civile, manifestement trop courtes même si elles sont retenues dans la plupart des approches actuelles, et le cycle de vie cher aux économistes théoriciens mais notoirement trop long compte tenu, entre autres, des imperfections des marchés financiers et des problèmes liés à l'incertain ? Le débat théorique étant vraisemblablement sans issue, nous explorons ici quelques solutions alternatives, de nature toute empirique, basées sur divers types de lissage ou d'estimations économétriques de trajectoire. Nous avons néanmoins été contraints par la longueur de la période couverte par le panel européen, qui nous a conduits à estimer des trajectoires avec un lissage sur trois ans, soit sur une période légèrement inférieure à la période de quatre ou cinq ans souvent considérée comme optimale par maints experts du sujet (2).

Le deuxième volet souligne, au travers de ses résultats, l'importance de la question de la réévaluation des seuils au cours du temps, sauf en ce qui concerne l'approche totalement relative de la pauvreté monétaire. La pauvreté en conditions de vie, non réévaluée, présente une évolution difficilement interprétable, à cause d'une dérive mécanique impossible à négliger, même sur une période relativement courte de l'ordre de cinq ou six ans. De par sa construction, la pauvreté « subjective » est partiellement réévaluée automatiquement, par l'intermédiaire de l'item relatif au niveau du revenu estimé nécessaire pour survivre.

Le troisième volet explore cette voie en s'intéressant au comportement de ce seul indicateur élémentaire, isolé des autres éléments. Il permet de voir dans quelle mesure le seuil d'insuffisance du revenu tel qu'il est ressenti suit les hausses générales du niveau de vie, la réponse étant d'ailleurs « oui, pour l'essentiel ». Pour ce type d'études, l'approche panel est incontournable, puisqu'il s'agit de suivre l'individu lui-même, afin de tenir compte de toutes ses caractéristiques, qu'elles soient observables ou non.

La présente contribution commence à explorer ces trois voies, profitant de la dimension panel des données : les huit vagues du panel européen sont en effet désormais disponibles pour la France, ce qui permet d'avoir des trajectoires couvrant la période 1993-2001 (3) pour un ensemble d'environ 4 375 individus. L'interruption inopinée de ce panel ne nous permettra hélas pas de donner des résultats couvrant la période récente. La nature même des données nous contraindra aussi dans le nombre

1. Ce premier volet reprend largement une contribution au séminaire Recherche de l'Insee du 13 juin 2002.

2. F. Bourguignon, en particulier, a défendu cette position à plusieurs reprises dans des discussions en colloques ou séminaires. L'écart par rapport aux bonnes pratiques n'est cependant pas réhibitoire car les résultats prouvent (cf. *infra*) que la longueur de la période de lissage n'est pas critique. De toute façon, des panels collectés par entretien direct auprès des ménages et durant plus de neuf ans sont difficilement envisageables en Europe, en France en particulier. Il faudrait pour obtenir des panels beaucoup plus longs, se tourner vers la mobilisation de sources administratives.

3. Lors de la première vague, on a demandé des informations rétrospectives sur 1993.

des éclairages que nous pourrions développer et dans la pertinence des indicateurs que nous pourrions construire. Pour riches qu'elles soient, les données disponibles ont leurs limites : on a déjà à plusieurs reprises signalé que les items de privation recensés étaient trop peu nombreux pour que l'on puisse construire un indicateur synthétique de conditions de vie satisfaisant – nous verrons que ceci est particulièrement contraignant quand on explore la dimension longitudinale des phénomènes – ; nous ferons face aux mêmes limitations quand il va s'agir de construire un indicateur d'isolement relationnel ou de mauvais état de santé.

Malgré cela, le dossier met en relief un certain nombre de résultats inédits, parmi lesquels :

- Le revenu annuel, tel qu'il est déclaré par les ménages, présente une forte instabilité sur le court terme, qui rend illusoire le calcul d'indicateurs comme les entrées-sorties annuelles de pauvreté. Pour progresser sur ce sujet, l'approche purement statistique ne suffit pas, et un retour sur le plan conceptuel est indispensable ; il faut en particulier préciser comment traiter les instabilités qui ne sont pas toutes des erreurs de mesure, mais aussi mieux déterminer l'intervalle de temps auquel il convient de faire référence pour définir la notion même de pauvreté.

- La pauvreté revêt plusieurs aspects, plus ou moins monétaires, qui font référence à des domaines spécifiques, conditions de vie, mais aussi santé ou sociabilité. Dans chacun de ces domaines, on peut construire un indicateur de pauvreté, par exemple en construisant un score à partir d'items. On sait que ces indicateurs partiels ne mettent pas en évidence les mêmes sous-populations, même s'il existe un noyau dur de pauvreté multidimensionnelle. Mais surtout ces indicateurs partiels ne sont pas temporellement synchrones ; le suivi longitudinal montre que certaines difficultés apparaissant précocement, font office de symptômes précurseurs et suggère l'existence de liens de causalité entre certains d'entre eux. En particulier, la pauvreté monétaire, phénomène assez tardif, serait plutôt en aval de la chaîne des causalités, contrairement aux difficultés de santé qui semblent plutôt se situer en amont. Ce constat remet en cause l'idée même de construction d'un indicateur synthétique de pauvreté qui couvrirait tous les domaines.

- Au moins en Europe, il est d'usage de considérer la pauvreté comme une notion relative, le seuil de pauvreté étant indexé sur l'évolution générale des niveaux de vie. Cette convention s'oppose à celle d'une pauvreté absolue, fondée sur l'accès à un panier de biens jugés essentiels, sinon fixe du moins évoluant lentement. L'examen des ressources jugées minimales par les ménages conforte la thèse d'une approche relative, même si pour un ménage donné, l'indexation à l'évolution générale n'est que partielle : un ménage donné dont le revenu croît comme le revenu moyen réévalue parallèlement son estimation du minimum de vie, mais dans des proportions moindres, suggérant une indexation nettement inférieure à l'unité. Son utilité croît moins vite que son revenu. □

Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté

Volet 1

Erreurs de mesure et entrées-sorties de pauvreté

Mesurer les entrées-sorties de pauvreté par simple comparaison des ressources annuelles observées au travers d'enquêtes auprès des ménages soulève des difficultés conceptuelles et empiriques. Le manque de ressources sur une courte période ne suffit pas pour définir une situation de pauvreté. Celle-ci doit plutôt s'apprécier en moyenne sur une période de l'ordre de quelques années (cinq apparaissant souvent comme une durée pertinente). Les erreurs d'observation sont responsables d'évolutions d'une année à l'autre qui font croire, de façon erronée, à une importante volatilité du phénomène. Les méthodes statistiques d'apurement, à base de traitements économétriques, permettent de corriger partiellement les défauts d'observation, mais d'une façon peu robuste, et surtout sensible aux hypothèses retenues. L'ampleur des corrections ainsi apportées est forte : réduire les facteurs qui apparaissent comme parasites diminue des deux tiers environ les sorties de pauvreté. La corrélation entre les diverses formes de la pauvreté, monétaire, en conditions de vie et subjective, en est légèrement renforcée, mais reste faible : la non-coïncidence des formes de pauvreté n'est pas un artefact.

Le but de ce premier volet est avant tout méthodologique : il vise à souligner l'importance qu'il y a à apurer les données avant de se lancer dans une analyse des phénomènes longitudinaux. Il explore une façon possible d'aborder le problème, sans prétendre faire le tour de toutes les méthodes envisageables, ni même présenter la méthode optimale (4).

La difficile question des trajectoires

Si l'on se réfère aux travaux antérieurs, la plupart des auteurs soulignent l'importance de l'aspect processus. Étudier qui est en situation de pauvreté est important. Mais plus intéressant est de pouvoir qualifier les processus qui conduisent à cet état, ou qui, symétriquement, en font sortir. La permanence, voire la récurrence des phénomènes de pauvreté est un sujet de première importance, encore insuffisamment étudié, comme le souligne Vero (2002) dans le chapitre final de sa thèse, où elle suggère plusieurs voies de recherche. La première consiste à développer les analyses en dynamique (5) : « *Nous avons mentionné dans ce qui précède les limites inhérentes à une approche statique (...). Étudier la pauvreté renvoie nécessairement à une vision inscrite dans la durée. Cependant, mesurer la pauvreté dans le temps (6) suppose d'une part d'introduire un paramètre rendant compte des préférences intertemporelles (...), et d'autre part, de disposer de données ad hoc retraçant le parcours sur une période relativement longue* ».

Dans ce registre, on peut relever quelques travaux pionniers. Dès la fin des années 1980, les chercheurs de l'Université de Nancy-II (Ray *et al.*, 1991) avaient, à partir du seul panel alors disponible, à savoir le panel lorrain, étudié le devenir des personnes dont le revenu était situé au voisinage du RMI afin de voir si cette allocation atteignait bien la population qu'elle prétendait cibler. La même équipe (Bourreau-Dubois et Jeandidier, 2000) a utilisé le même panel lorrain pour étudier les entrées et sorties de pauvreté. Les auteurs retrouvent certains résultats mis en évidence par des travaux étrangers similaires. Ce sont surtout les situations d'emploi qui sont déterminantes : l'accès à l'emploi pour les sorties de pauvreté, la perte d'emploi pour l'entrée en pauvreté. Les événements familiaux influent peu sur la sortie de pauvreté, à l'inverse les ruptures familiales sont un élément fort des entrées en pauvreté. Le panel lorrain apporte des résultats complémentaires originaux : le passage à la retraite influe négativement sur les

chances de sortie de pauvreté et toutes les formes de perte d'emploi ne sont pas équivalentes. Passer de l'emploi à la retraite ou à l'inactivité augmente le risque d'entrer en pauvreté, mais le risque additionnel associé au passage emploi-chômage est bien supérieur. Par la suite, la même équipe s'est intéressée aux trois premières vagues du *Panel européen* (dans une optique de comparaison internationale), et a présenté les premiers résultats à un séminaire de l'Ined en juin 2002. Une autre étude a été conduite en Rhône-Alpes sur les personnes à bas revenus (moins de 2 300 francs par unité de consommation (u.c.) ou un minimum social). Trois itinéraires-types se dégagent : de jeunes adultes en difficulté d'insertion (nés en France, sans conjoint, alternant emploi et chômage) ; des personnes ayant eu une rupture conjugale, éloignées de l'emploi. Ce sont plutôt des femmes dépassant 40 ans, après un divorce ou le décès du conjoint. Ayant moins du bac, elles sont chômeuses ou inactives. Des travailleurs âgés peuvent avoir des parcours similaires. Et enfin il s'agit des immigrés de première génération et leur famille, de plus de 40 ans, en couple avec enfants, souvent au chômage et endettés par des crédits à la consommation (cf. Insee, 1996a).

Ces travaux ne portaient que sur des populations géographiquement particulières (Lorraine, Rhône-Alpes, *etc.*), et c'est à Chambaz et à Maurin (1996) que revient le mérite d'avoir réalisé la première étude statistique sur ce thème sur l'ensemble de la population. Rappelons leurs résultats, tels qu'ils sont repris dans leur conclusion :

4. On pourrait en effet préférer réaliser un apurement des revenus en mettant en concordance, pour chaque individu, les diverses indications relatives au revenu qui émaillent le questionnaire (approche globale du questionnaire ménage, approche détaillée des fiches Revenus individuelles). Il s'agit d'une voie certes difficile, mais qui pourrait s'avérer fructueuse : quand les erreurs de mesure atteignent l'ampleur que l'on va mettre en évidence, on peut légitimement craindre que les corrections de valeurs aberrantes par recours à des modèles économétriques varient en fonction du modèle retenu, alors même que l'on a du mal à exhiber un hypothétique « bon » modèle. Une correction des données les plus aberrantes (d'ailleurs partiellement faite dans notre travail) antérieure à l'application des modèles pourrait améliorer la qualité finale.

5. La troisième voie préconisée renvoie aussi à l'aspect longitudinal, puisqu'il s'agit de développer la dimension « insertion professionnelle ». « Notons que l'intégration des parcours d'insertion professionnelle rejoindrait par ailleurs la préoccupation d'analyse de la pauvreté en des termes dynamiques. » (Vero, 2002).

6. Ceci recouvre en fait deux aspects différents : la période de temps pendant laquelle la faiblesse de revenu doit se manifester pour que l'on puisse parler de pauvreté (1 mois, 1 an, plusieurs années consécutives...) d'une part et d'autre part l'évolution sur longue période de la situation de l'individu vis à vis de la pauvreté.

« De l'étude qui précède, on peut tout d'abord rappeler les quelques résultats importants :

- chaque année, en France comme dans beaucoup d'autres pays industrialisés, la population des ménages situés en bas de l'échelle des niveaux de vie se renouvelle pratiquement de moitié. La pauvreté semble plus particulièrement transitoire en début de cycle de vie ;

- dans une large majorité des cas, entrer (ou sortir) de la pauvreté fait suite à une perte (ou un gain) de niveau de vie d'une amplitude supérieure à 25 %. Les changements de catégorie de pauvreté semblent le plus souvent coïncider avec de véritables discontinuités dans la vie professionnelle et/ou familiale des ménages ;

- les chances de sortir de la pauvreté ou les risques de la connaître sont des paramètres qui évoluent assez significativement au cours du temps. En France comme aux États-Unis, les inégalités entre ménages pauvres et ménages non pauvres se font plus persistantes lorsque la conjoncture macroéconomique fléchit ;

- dès l'instant où l'on intègre dans la mesure de la pauvreté la connaissance que l'on peut avoir de sa persistance ou du risque qu'elle représente pour l'avenir, on obtient une description de la pauvreté et de son évolution non seulement plus complète, mais également moins sensible aux conventions de mesures (seuil de pauvreté, échelles d'équivalence) que ne le permettent les taux de pauvreté instantanés. »

Les données brutes conduisent à des taux de sortie de pauvreté supérieurs à un tiers...

Chambaz et Maurin notent que ces résultats sont d'un ordre de grandeur assez voisins de ceux trouvés pour les États-Unis à partir du PSID (*Panel Study of Income Dynamics*), puisque Hill (1981) trouvait que dans les années soixante-dix entre un tiers et la moitié des ménages américains pauvres une année donnée n'étaient plus pauvres l'année suivante.

En supposant que les transitions entre les deux états « pauvreté » et « non-pauvreté » sont gouvernées par un processus latent en temps continu, markovien par rapport au temps (7), les durées des périodes de pauvreté et de non-pauvreté sont estimées à plusieurs dates : la durée moyenne de la situation de pauvreté varie entre

14 mois et deux ans selon que l'on est en période de croissance ou en récession, alors que la durée des plages de non-pauvreté varie entre 9 et 12 ans.

L'étude de Chambaz et Maurin porte sur les données de l'enquête permanente sur les conditions de vie, qui est organisée sur un échantillon rotatif, avec renouvellement par moitié, de sorte que chaque ménage est interrogé deux fois à un an d'intervalle. Il s'agit donc d'un panel court. L'attrition est de faible importance et les auteurs vérifient qu'elle ne saurait avoir qu'un impact minime sur les résultats. La variable revenu qui sert de base est une déclaration sommaire en tranches, survenant après un bref recensement des diverses sources de revenu présentes. Une distribution continue est obtenue par application de la méthode des résidus simulés appliquée de façon indépendante sur chaque vague, ce qui peut générer des évolutions artificielles. Les données sont supposées de bonne qualité, au point que les mots « erreurs de mesure » ne sont jamais écrits.

Plus récemment, des travaux analogues ont été repris. Les conclusions de Zoyem (2002), à partir des cinq premières vagues du *Panel européen*, confirment l'existence d'une rotation forte de la population pauvre, même s'il ne retrouve pas un taux aussi élevé que celui mis en évidence par Chambaz et Maurin : « Le taux de pauvreté des ménages d'âge actif est à peu près stable autour de 14 % sur les cinq années d'observation. Toutefois, la population des ménages pauvres est mouvante : elle se renouvelle d'un tiers tous les ans : 33 % des ménages pauvres une année donnée ne le sont plus l'année suivante... ». Dans la même étude, il montre que si le risque d'être pauvre une année est corrélé négativement avec le niveau de revenu de l'année antérieure, il ne devient pas nul chez les ménages à haut revenu.

... mais quelle fiabilité présentent-elles ?

Des travaux récents de l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale (Dumartin *et al.*, 2002) abordent aussi le sujet :

« *Persistance de la pauvreté monétaire.*

7. Tous ces résultats supposent les ménages homogènes face à la pauvreté et à la mobilité.

Un autre aspect, important dans l'examen de la pauvreté, est sa persistance. Dans quelles proportions la pauvreté touche-t-elle toujours les mêmes ménages ? Quel est le "renouvellement" de la population pauvre ? L'enquête PCV (8) permet, en partie, de répondre à ces interrogations. En effet, seule la moitié des ménages interrogés une année est à nouveau interrogée l'année suivante. Cette caractéristique de l'enquête permet de calculer des taux de persistance dans la pauvreté. Toutefois, gardons à l'esprit que la volatilité des revenus, mesurés par voie d'enquête, peut conduire à minorer la persistance de la pauvreté en surestimant le taux de transition entre pauvreté et non-pauvreté. La proportion de ménages qui, pauvres une année, le sont également l'année suivante, varie de près de 40 % lorsqu'on retient le seuil de pauvreté à 40 % du revenu médian, à près de 60 % lorsque l'on retient le seuil à 60 % (...). En outre, une majorité de ménages pauvres au seuil de 40 % ou de 50 % du revenu médian dépasse ce seuil l'année suivante...

Quelles que soient les années considérées, plus de la moitié des ménages éprouvant des difficultés de conditions de vie une année (...), se retrouve dans la même situation l'année suivante. (...) Ces chiffres sont du même ordre de grandeur que ceux relatifs à la persistance dans la pauvreté monétaire (ils sont vraisemblablement aussi sous-estimés). C'est dans le domaine du logement que les difficultés sont les plus durables... Au contraire les restrictions de consommation apparaissent comme les moins persistantes ».

Cette fois, le message est plus prudent : l'idée d'une possible sous-estimation de la persistance de la pauvreté à cause des erreurs de mesure est désormais présente. C'est qu'entre les deux études, on a pu analyser les résultats du panel européen. Dès la deuxième vague disponible, des essais d'analyse des transitions avaient été conduits, sans d'ailleurs donner lieu à publication. Ils mettaient en évidence une forte proportion (au moins 50 %) de variations inexplicables (forte variation du revenu faisant entrer ou sortir de pauvreté alors que rien ne s'était passé, ni du point de vue de la situation démographique, ni du point de vue des revenus, au dire explicite des ménages eux-mêmes). Mais ne disposant alors que de deux points, il était difficile dans certains cas de repérer laquelle des deux situations était erronée (9) (par exemple pour des retraités anciens agriculteurs ou anciens commerçants la dispersion des pensions est telle qu'aucun ordre de grandeur ne peut indiquer la valeur à élimi-

ner, même dans le cas d'écart de 1 à 10). Désormais, avec sept vagues du panel européen, on est davantage en mesure de détecter quels points pourraient être jugés aberrants et donc corriger les trajectoires observées des anomalies flagrantes (cf. encadré 1) (10).

Qu'il s'agisse de l'ensemble de l'échantillon ou des ménages présents au moins quatre fois, les deux taux de pauvreté monétaire et en conditions de vie diminuent au cours du temps (cf. tableau 1).

8. L'Enquête Permanente sur les Conditions de Vie est réalisée trois fois par an, sur un échantillon de 8000 ménages environ ; elle permet, entre autres, de mesurer divers indicateurs sociaux et de calculer les différentes mesures de pauvreté.

9. Les deux pouvant d'ailleurs être erronées.

10. Ce volet a été obtenu par exploitation des sept premières vagues du panel ; le volet 2 porte, lui sur les huit premières vagues, uniquement pour des raisons de disponibilité des données au moment de la réalisation des exploitations.

Tableau 1
Taux de pauvreté monétaire et en conditions de vie (CDV)

	Pauvreté monétaire		Pauvreté CDV	
	Tous ménages	Ménages permanents présents au moins 4 fois	Tous ménages	Ménages permanents présents au moins 4 fois
1994 (1)	11,3	10,5	12,2	10,9
1995	11,3	10,1	10,9	9,7
1996	10,8	10,2	9,7	9,1
1997	10,0	9,5	8,4	7,9
1998	10,7	10,0	8,1	7,9
1999	10,4	9,6	8,0	7,1
2000	9,9	9,1	7,1	6,5

1. Les diverses exploitations présentées dans cet article ont été réalisées sur des versions différentes du fichier (fichier des sept premières vagues et fichier définitif des huit vagues). Ceci est sans importance pour le propos de l'article, dont les conclusions seraient rigoureusement identiques si tout était réestimé sur les huit vagues. Néanmoins ceci explique des différences mineures entre les taux de pauvreté présentés : ainsi le taux de pauvreté monétaire pour l'ensemble des ménages en 1994 est ici estimé à 11,3 %, alors que dans le volet 2 (cf. tableau 5) il est mentionné un taux de 10,9 %. Dans les résultats publiés en 1997, ce taux était de 11,7 %. À nouveau, ceci est dû à des différences dans les fichiers (en 1997, seuls des fichiers provisoires étaient disponibles). Ceci est une difficulté inhérente à tous les panels : les fichiers ne sont définitifs qu'une fois l'ensemble des vagues collecté. Dans l'attente, on ne dispose que des données provisoires soumises à d'éventuelles corrections induites par les contrôles longitudinaux mis en place. Toutefois, l'incertitude introduite au niveau des résultats est faible. Pour la pauvreté en conditions de vie, on a au volet 2, comme ici, 12,2 %, pour 12,6 % publié en 1997.

Champ : données non pondérées.

Source : échantillon français du panel européen des ménages 1994-2000, Insee.

LES DONNÉES

Les données proviennent des sept premières vagues, collectées entre 1994 et 2000 de l'échantillon français du panel européen des ménages. L'échantillon total comprenait environ 60 500 ménages sélectionnés de façon aléatoire avec un taux de sondage uniforme. Il s'agit d'un panel d'individus : sont suivis tous les individus résidant dans les logements échantillonnés et âgés de 17 ans et plus en 1994. Ces « individus panel » sont suivis dans leurs éventuels déménagements ultérieurs. Quand un enfant d'un individu panel passe le cap des 17 ans, il devient à son tour individu panel. Si l'individu panel se met en couple, ou change de conjoint, le nouveau conjoint est lui aussi étudié, mais seulement tant qu'il reste avec l'individu panel (il ne devient donc pas vraiment à son tour un individu panel). Par ailleurs le questionnaire recense aussi les enfants des individus panel qui ne vivent plus dans le ménage (mais sans qu'ils soient eux-mêmes individus panel).

Une difficulté pratique à résoudre pour développer une approche longitudinale des phénomènes de pauvreté provient de ce que l'on cherche à suivre des ménages au cours du temps, alors que les seules unités statistiques stables sont les individus. En effet, les ménages peuvent varier en taille et en composition, en fonction des naissances, divorces et autres événements de la vie familiale : quand un ménage éclate suite à une rupture, comment définir une continuité temporelle qui ait un sens ? Pour surmonter cette difficulté, on adoptera une démarche pratique consistant à restreindre l'analyse aux seuls « ménages stables ». Ceci n'a aucune importance vu le propos de cette analyse : ce parti pris serait plus gênant si on ambitionnait de fournir une analyse sociologique des déterminants des trajectoires. Un ménage sera défini au seul vu de l'unité de décision constituée de la personne de référence et de son conjoint éventuel, indépendamment des autres membres. Les ménages stables sur une période seront ceux dont l'unité de décision est restée pérenne au cours de cette période. L'arrivée – ou le départ – d'un enfant est considérée comme une perturbation secondaire, faisant partie de l'évolution normale, anticipée, au cours du cycle de vie, qui ne modifie pas l'unité de décision. En revanche, les divorces, mariages ou veuages conduisent à un bouleversement radical de l'unité de décision, et de tels événements constitueront une rupture de l'unité statistique. Cette convention n'a que de faibles conséquences pratiques en ce qui concerne les estimations.

L'échantillon français d'origine se compose d'un peu plus de 7 300 ménages répondant à la vague de 1994. Comme dans tout panel, l'attrition tend à réduire le nombre de ménages répondant. Dans le cas de la version française du panel européen, cette érosion reste cependant limitée, puisque au bout de 7 vagues, on retrouve plus de 5 300 ménages répondant, soit environ 72 % de l'échantillon initial. Après une attrition plus élevée la première année, de l'ordre de 8 %, l'érosion annuelle oscille entre 3 % et 5 %. En outre, l'attri-

tion ne modifie pas notablement les caractéristiques structurelles de la population initiale : l'âge moyen des personnes de référence s'accroît très légèrement, de même que les proportions de diplômés et de personnes seules ; inversement la proportion de femmes, d'étrangers et d'indépendants personnes de référence marque un petit tassement (1). Le revenu moyen s'accroît nettement au cours du temps, mais ceci est davantage lié à la hausse générale des niveaux de vie qu'à un effet de composition du panel. Il semble donc que l'on perde des pauvres, des immigrés, des jeunes sans enfant, soit des types d'individus qui sont plus souvent pauvres en termes de conditions de vie : c'est le seul biais que notre restriction de champ est susceptible d'introduire (2).

Dans l'étude, qui concerne la persistance de la pauvreté, on a choisi de plus de se limiter aux ménages permanents, dont la personne de référence et le conjoint (éventuel) restaient les mêmes pendant au moins deux années consécutives. Une autre restriction technique, assez légère, a été introduite : pour les individus apparaissant consécutivement dans deux ménages permanents (suite à un divorce, à un veuvage,...), on n'a retenu que le ménage dans lequel l'individu était demeuré le plus longtemps. Ceci permet d'assurer l'indépendance entre les unités statistiques. Par rapport au sous-échantillon 1, ces restrictions combinées excluent du champ environ le quart des ménages, mais seulement 10 % des observations ménages-années. Cette sélection, inévitable pour les besoins de l'étude, ne modifie pas notablement la structure de la population. Les ménages sont un peu plus âgés, la proportion de ménages dont la personne de référence est une femme est un peu moindre, et les taux de pauvreté sont un peu moindres.

Pour disposer d'une dimension temporelle suffisante, on sera en outre conduit à s'intéresser aux ménages permanents présents au moins quatre fois dans l'échantillon, soit environ 6000 ménages et 80 % des observations ménages-années. Cette population, proche d'une cohorte, vieillit donc davantage que les échantillons précédents ; de la même façon, la proportion de ménages avec enfants (présents ou non au domicile parental) s'accroît. En revanche, les taux de pauvreté sont assez voisins de ceux observés au sein de l'ensemble des ménages permanents.

1. Ce constat est établi d'une part avec la totalité des individus présents à l'une ou l'autre des dates, d'autre part avec seulement les individus faisant partie des ménages présents au moins deux fois dans le panel ; il est donc peut-être un peu « optimiste », même si, comme on l'a souligné, l'attrition est environ deux fois plus forte entre la première et la seconde visite qu'après.

2. À ces phénomènes d'attrition, se superpose un accroissement naturel dû à l'entrée dans le champ de nouveaux individus, de sorte que le nombre total d'individus suivis a eu plutôt tendance à augmenter.

La diminution est légère pour la pauvreté monétaire, le seuil de pauvreté, de par sa nature relative, se réévaluant tous les ans, suivant en cela les évolutions générales (niveau global des revenus, démographie des ménages). La diminution du taux de pauvreté en conditions de vie, beaucoup plus nette, s'explique par la hausse générale des ressources au cours de la période, le seuil de pauvreté, ici, ne pouvant pour sa part être réévalué (11).

Si l'on se réfère aux revenus tels qu'ils sont déclarés par les ménages permanents, sur 100 ménages en pauvreté monétaire une année donnée, 38 % sont sortis de pauvreté l'année suivante (cf. tableau 2). Cette proportion est un peu supérieure, de l'ordre de 42 %, en ce qui concerne la pauvreté en termes de conditions de vie. Ces chiffres sont proches de ceux disponibles dans d'autres publications qui visent à mesurer des sorties de pauvreté entre deux années consécutives (Insee, 1996b ; Chambaz et Maurin, 1996). Ils varient selon la période de collecte, mais dans des proportions assez réduites. Ils sont en outre analogues selon que l'on s'intéresse aux ménages permanents ou aux ménages permanents qui restent présents au moins quatre années dans le panel. Pour sa part, la corrélation entre les deux types de pauvreté apparaît assez faible, de l'ordre de 0,27 sur l'ensemble des ménages, chiffre une nouvelle fois analogue à celui obtenu dans une étude antérieure (Lollivier et Verger, 1997).

Le lissage temporel met en relief la variabilité de court terme des situations

Le fait de disposer de données longitudinales sur moyenne période permet d'appréhender les

entrées et sorties de pauvreté sur un horizon un peu plus long, afin de mieux comprendre l'incidence des problèmes liés à la qualité des variables sur les évaluations. On sait en effet que la mesure des deux types de pauvreté est entachée d'incertitude (Lollivier et Verger, 1997 et Verger, 2005, article méthodologique introductif à ce numéro). Or, contrairement aux données transversales pour lesquelles les bruits liés à l'observation sont susceptibles de se compenser par sommation lors de la constitution des agrégats, les mêmes perturbations s'additionnent dès lors qu'il s'agit de mesurer des transitions, entraînant des entrées-sorties « parasites » de pauvreté. Un moyen de gommer ces perturbations ponctuelles est de s'intéresser à des indicateurs de pauvreté lissés sur une période supérieure à l'année, et de recalculer les sorties de pauvreté ainsi redéfinies. Dans un premier temps, on lisse ainsi sur deux années les niveaux de vie et les scores de pauvreté en conditions de vie moyens. À partir de ces moyennes sur deux ans, on fabrique des indicateurs de pauvreté biennaux analogues aux indicateurs annuels. Les taux de pauvreté ainsi obtenus sont un peu inférieurs aux taux annuels, probablement du fait que les valeurs extrêmes ont été éliminées (cf. tableau 3). Mais les taux de sortie recalculés sur les nouveaux indicateurs sont très proches de ceux obtenus sur les indicateurs annuels, alors qu'on pourrait s'attendre à des taux supérieurs, du fait d'un horizon plus long. En d'autres termes, tout se passe comme si l'on obtenait les mêmes taux de sortie de pauvreté, que l'on se place à un horizon d'un an ou un horizon de deux ans. Ce constat empirique est bien cohérent avec l'existence d'une très forte variabilité de court terme de la variable (fluctua-

11. Les mêmes types d'évolution se retrouvent d'ailleurs dans d'autres sources (cf. Dumartin et al., 2002).

Tableau 2
Taux de sortie de pauvreté entre deux années consécutives

Pauvreté	Toutes dates	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Monétaire	37,8	40,3	38,4	38,5	37,6	33,8	37,1
CDV	41,6	40,5	39,6	46,7	37,4	42,4	43,6
Quatre présences ou plus							
Monétaire	37,9	43,1	37,7	38,5	37,5	33,1	36,3
CDV	41,7	41,4	40	46,7	36,6	41,7	43,4

Champ : ménages permanents, données non pondérées.
Source : échantillon français du panel européen des ménages 1994-2000, Insee.

tions intrinsèques ou erreurs de mesure aléatoires), qui multiplie les entrées-sorties de pauvreté, multiplication indue quand la cause en est une erreur de mesure. Même quand les fluctuations sont réelles, leur existence perturbe les indicateurs et en rend l'interprétation difficile, voire trompeuse. En effet si on s'intéresse aux entrées-sorties de pauvreté, si l'on considère que c'est un phénomène important à mesurer, c'est que l'on suppose qu'il existe, et d'une façon non marginale, des trajectoires plus ou moins monotones qui font entrer ou sortir durablement de l'état de pauvreté : si la réalité était caractérisée par une récurrence générale et rapide des états, le concept d'entrée-sortie serait

vide d'intérêt. Les phénomènes sous-jacents d'entrée ou de sortie durable de pauvreté, *a priori* plus faibles mais cumulatifs dans le temps, sont occultés par ces fluctuations, qui, à court terme, constituent l'essentiel des entrées-sorties.

Ce constat est renforcé lorsque l'on prend en compte un horizon de trois ans au lieu de deux. Les indicateurs triennaux construits de façon analogue aux indicateurs biennaux font logiquement apparaître des taux de pauvreté plus bas, mais des taux de sortie toujours voisins. Une autre tentative pour constituer des indicateurs robustes sur trois ans consiste à retenir les niveaux de vie et les scores de pauvreté médians sur trois ans. On est de cette façon certain que les parasites occasionnels sont au moins pour l'essentiel éliminés, puisqu'ils n'interviennent pas dans le calcul de la médiane, ce qui rapproche d'une « bonne » mesure des sorties de pauvreté. Cette façon de faire conduit à nouveau aux mêmes estimations de sorties de pauvreté, de l'ordre de respectivement 38 % et 48 % pour les pauvretés monétaire et en conditions de vie, mais sur trois années et non deux.

Une remise en question de l'*a priori* de trajectoires régulières

Cette partie purement descriptive crédibilise l'idée de fluctuations importantes dans l'évolution de court terme des revenus, qui perturbe en la majorant l'évaluation des sorties de pauvreté entre deux années consécutives, ce qui explique l'obtention des taux voisins sur un, deux ou trois ans. Ces fluctuations peuvent d'ailleurs être intrinsèques à la variable elle-même, qui n'a aucune raison de se reproduire à l'identique ou presque d'une année à l'autre. Ainsi, la masse annuelle de revenus perçue au sein d'un ménage peut être perturbée par des retards de versements, des primes ou émoluments exceptionnels, les salaires des enfants adultes au cours d'un stage d'été, en plus des accidents eux-mêmes (chômage, maladie,...). À ceci s'ajoutent des erreurs de mesure dans la collecte de la variable, sans qu'il soit possible avec les données dont on dispose de faire la part de l'un et de l'autre. À la lumière de la section précédente, on serait conduit à penser que d'une année sur l'autre, environ les deux tiers des transitions seraient des artéfacts au sens d'une vision idéalisée de trajectoires régulières, ce qui laisserait des taux de sortie « réels » de l'ordre de 10 à 15 %, compatibles avec des sorties cumulées voisines de 40 % sur trois années. Un autre

Tableau 3
Lissage temporel des indicateurs de pauvreté

	Monétaire	CDV	Monétaire (1)	CDV (1)
Indicateurs annuels				
Taux toutes dates	9,98	8,79		
1994	10,54	10,93		
1995	10,05	9,68		
1996	10,22	9,10		
1997	9,48	7,88		
1998	9,96	7,95		
1999	9,64	7,06		
Taux de sortie	38,1	41,5		
Corrélation	0,26			
Indicateurs biennaux				
Taux toutes dates	9,48	7,35		
1994-1995	9,93	8,53		
1996-1997	9,07	7,17		
1998-1999	9,47	6,34		
Taux de sortie	36,7	41,1		
Corrélation	0,27			
Indicateurs triennaux				
Taux toutes dates	8,87	6,90	10,01	7,99
1994-1996	8,78	7,66	10,40	8,98
1997-1999	8,97	6,16	9,63	7,03
Taux de sortie	37,0	46,6	38,7	48,2
Corrélation	0,28		0,30	
1. Lissage obtenu au moyen des médianes.				

Champ : ménages permanents présents au moins quatre fois, données non pondérées.
Source : échantillon français du panel européen des ménages 1994-2000, Insee.

indice confortant une telle interprétation est obtenu en utilisant une question subjective, disponible dans le panel, question destinée à recueillir le sentiment de l'enquêté sur l'évolution de ses revenus. Sur 100 ménages sortant de pauvreté, seuls 22 % pensent que leur revenu a nettement progressé, 65 % déclarant qu'il est resté au même niveau, 13 % qu'il a diminué. Certes, une constance du revenu, voire une diminution, n'est pas incompatible avec une sortie de pauvreté dans le cas d'une évolution démographique favorable, comme le départ d'enfants ou de personnes à charge, ou par le simple jeu de l'évolution temporelle du seuil. Mais ces cas ne sauraient être que peu nombreux.

Contrairement à ce qui se passe pour les entrées-sorties, la corrélation entre les types de pauvreté n'est guère affectée par le lissage. Sur le champ des ménages permanents présents au moins quatre fois, la corrélation entre pauvreté monétaire et pauvreté en conditions de vie est de 0,26 quand on la mesure à partir des indicateurs annuels. Elle s'élève à 0,27 et 0,28 quand on la calcule sur les indicateurs biennaux et triennaux. Elle passe à 0,30 si l'on retient les scores de pauvreté médians, ce qui constitue un très faible gain.

Afin de mieux quantifier l'impact des fluctuations de court terme, afin de reconstituer des variables de niveau de vie et de pauvreté plus conformes à l'idée que l'on se fait d'entrées-sorties traduisant un mouvement structurel relativement régulier, nous allons désormais recourir à l'ajustement de modèles économétriques portant sur les trajectoires. Dans ces modèles, la variable d'intérêt est décomposée en une première partie pertinente pour caractériser une évolution rendue plus régulière, et un terme perturbateur dû à la fois au fait que la variable observée n'est pas la variable d'intérêt, et qu'il peut y avoir une erreur de mesure (cf. encadré 2).

Réduire les facteurs parasites diminue des deux tiers les sorties de pauvreté...

Si l'on s'intéresse en premier lieu au niveau de vie (cf. tableau 4), les critères évoluant au cours du temps et jugés susceptibles d'influencer les trajectoires sont, outre des caractéristiques intrinsèques au ménage, inobservables mais régulières :

- l'âge de la personne de référence, introduit sous forme quadratique, qui de fait présente un profil concave, en cloche, avec un effet sur le niveau de vie d'abord positif et qui s'inverse vers 34 ans,

- des variables indicatrices de l'année de collecte, chargées en particulier de retracer l'évolution générale des niveaux de vie (en l'occurrence, sur cette période, des hausses conduisant à une croissance régulière des niveaux de vie),

- le nombre total d'enfants du ménage (y compris ceux vivant hors du ménage),

- la présence d'enfants vivant hors du ménage (12),

- enfin, les variables de position sur le marché du travail qui jouent le rôle attendu sur le niveau de vie : les ressources sont moindres si la personne de référence ou le conjoint est au chômage lors de l'entretien, ou si le conjoint est inactif, plus élevées si une autre personne apporte des ressources.

La variance du terme résiduel, celui que l'on cherche à éliminer, correspond à 12 % de la variance de la variable expliquée ; ceci signifie *a contrario* que le modèle explique 88 % de la

12. Et non leur nombre : le modèle retenu n'introduit pas le nombre d'enfants vivants au sein du foyer.

Tableau 4
Estimation de l'effet des variables observées sur le niveau de vie

Variable	Coefficient	Student
Âge	0,05	3,30
Âge au carré	- 0,00074	- 3,13
Année 1995	0,03	1,69
Année 1996	0,05	1,60
Année 1997	0,09	1,69
Année 1998	0,13	1,94
Année 1999	0,17	2,00
Année 2000	0,21	2,05
Avoir un enfant	- 0,18	- 10,60
Avoir 2 enfants	- 0,33	- 13,33
Avoir 3 enfants ou plus	- 0,45	- 14,66
Existence d'enfants hors ménage	0,13	10,66
Personne de référence au chômage	- 0,17	- 17,55
Conjoint au chômage	- 0,09	- 9,99
Conjoint inactif	- 0,08	- 7,36
Autre apporteur de ressources	0,06	8,69

Champ : ménages permanents présents au moins quatre fois, données non pondérées.
Source : échantillon français du panel européen des ménages 1994-2000, Insee.

LES MÉTHODES ÉCONOMÉTRIQUES DE CORRECTION DES ERREURS

Le niveau de vie

Du simple point de vue de l'estimation économétrique, l'avantage du concept de pauvreté monétaire est d'être construit à partir d'un indicateur quantitatif, le niveau de vie. Le modèle mis en œuvre pour expliquer le niveau de vie atteint par un ménage i à la date t utilise la structure spatio-temporelle des données. Au-delà des facteurs explicatifs observables, il s'agit de faire apparaître un terme d'hétérogénéité inobservable propre au ménage, ainsi qu'un terme résiduel :

- le fait de disposer d'un horizon suffisant (quatre présences ou plus) autorise une certaine souplesse dans la modélisation de l'hétérogénéité inobservable : en plus de l'effet individuel habituel en niveau, on introduit un terme en tendance, à l'instar par exemple de Lillard et Willis (1978) ou Lollivier et Verger (1997). Il aurait été possible d'aller au-delà, comme dans Lollivier et Payen (1990) et faire apparaître une fonction quadratique, mais on a préféré se limiter à cette formulation par souci d'homogénéité avec le traitement des variables qualitatives, indispensable pour analyser les autres formes de pauvreté.

- le terme résiduel prend en compte les fluctuations non expliquées par les autres variables et l'erreur de mesure sur le niveau de vie. On fait dans ce modèle l'hypothèse que contrairement à l'hétérogénéité individuelle, observable et inobservable, qui est un facteur pertinent de l'évolution du niveau de vie, donc des entrées et sorties de pauvreté, le terme résiduel est, au moins pour ce propos, un parasite qu'il convient d'éliminer.

Le revenu à chaque période dépend ainsi des caractéristiques X_{it} du ménage i à la période t et d'un terme individuel en tendance linéaire dont le terme constant est u_i et la pente v_i . Si la situation observable restait constante, le revenu serait donc une droite de pente positive ou négative selon la qualité du sujet :

$$y_{it} = X_{it}\beta + u_i + v_i t + \varepsilon_{it} \quad (I)$$

On suppose l'indépendance en i et t des termes d'erreur ε_{it} ; ceux-ci sont également centrés, de variance finie. On suppose également l'exogénéité stricte des régresseurs conditionnellement aux effets individuels. Pratiquement, l'estimation est conduite en deux étapes, en utilisant la propriété de Frisch et Waugh. Dans un premier temps, on explique individu par individu chacune des variables contenues dans y_{it} et les X_{it} avec la droite $u_i + v_i t$. On obtient alors les résidus ry_{it} et rX_{it} . L'ajustement de ry_{it} sur les rX_{it} fournit l'estimateur des moindres carrés ordinaires de β . Il reste à expliquer individu par individu les $y_{it} - X_{it}\hat{\beta}$ par les $u_i + v_i t$ pour obtenir les estimateurs des moindres carrés ordinaires de u_i et v_i .

On peut enfin reconstituer un niveau de vie « lissé » en faisant disparaître le terme parasite, ce qui revient à considérer l'estimateur :

$$\hat{y}_{it} = X_{it}\hat{\beta} + \hat{u}_i + \hat{v}_i t$$

Les indicateurs de pauvreté

Une autre approche, différente au moins par la méthode, consiste à mettre en évidence les erreurs de mesure directement à partir des indicateurs de pauvreté eux-mêmes. Cette solution est d'ailleurs la seule réalisable en ce qui concerne la pauvreté en conditions de vie, qui ne dérive pas d'une grandeur continue. Les techniques relèvent alors de l'économétrie des données qualitatives (modèles *logit* ou *probit*...).

Pour ces types de modèles, on considère que la variable dichotomique (observée) est une variable indicatrice du fait qu'une variable latente (donc inobservable) dépasse un certain seuil (qui peut être normalisé à zéro par simple redéfinition de la constante du modèle).

$$y_{it} = I(y_{it}^* > 0)$$

Sous cette forme, la variable latente peut être décrite comme dans l'équation (I) au travers de variables observées, d'une hétérogénéité individuelle inobservable et d'un terme d'erreur que l'on cherche à éliminer. Il suffit alors d'identifier ce dernier pour reconstituer une variable de pauvreté corrigée.

Cette approche se heurte à un premier obstacle : avec peu d'observations par individus, il est impossible d'estimer de façon convergente des modèles probit avec des effets fixes individuels. Les estimateurs du maximum de vraisemblance ne sont en effet convergents qu'asymptotiquement en i et en t , et l'estimation de deux paramètres individuels à partir de si peu de points ne correspond pas, loin s'en faut, à des conditions asymptotiques.

Une solution consiste à remplacer ces effets fixes par les réalisations de variables aléatoires, comme dans les modèles à erreurs composées :

$$\begin{pmatrix} u_i \\ v_i \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & \rho\sigma_u\sigma_v \\ \rho\sigma_u\sigma_v & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \right) \quad (II)$$

Cette approche présente l'inconvénient d'offrir moins de degrés de liberté que dans l'explication des niveaux de vie : le modèle est beaucoup plus contraint, ne serait-ce qu'en raison de l'hypothèse de normalité. En revanche, les trois paramètres intervenant dans la matrice de variance-covariance sont estimés beaucoup plus précisément. En outre, dans les modèles qualitatifs, la convergence des estimateurs est assurée par le seul fait de la grande taille de la dimension spatiale, indépendamment de celle de la dimension temporelle.

Un autre inconvénient de cette technique est qu'elle ne permet pas de prendre en compte directement une corrélation éventuelle entre les variables explicatives et les paramètres d'hétérogénéité individuelle. On peut y pallier dans une certaine mesure en introduisant explicitement une telle corrélation, par exemple en supposant que l'espérance de u_i et v_i est une fonction

→

variance totale, chiffre d'ailleurs assez voisin de ce que l'on trouve sur des équations de salaire. En fait, le terme d'hétérogénéité individuel explique à lui seul 85 % de la variance des salaires, ce qui ne saurait surprendre du fait que dans chaque ménage, on estime deux paramètres

pour un nombre de points observés allant de quatre à six (13).

13. La contrepartie est que les estimateurs de ces paramètres individuels, bien que sans biais, sont connus de façon très imprécise.

Encadré 2 (suite)

linéaire des X_i . Afin de ne pas alourdir l'estimation, on ne prendra en compte une telle corrélation que pour la variable en niveau u_i . En outre, on retiendra dans l'étude la formulation de Mundlak, qui consiste à supposer que cette espérance est proportionnelle à la moyenne des X_i calculée par individu. Au total, le modèle latent pourra s'écrire :

$$y_{it}^* = X_{it}\beta + X_i\gamma + u_i + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (III)$$

les facteurs d'hétérogénéité individuelle suivant la loi décrite en (II). Ce modèle est estimé au moyen de procédures recourant à des techniques de simulation.

Les variables explicatives sont :

- celles décrites précédemment pour le modèle linéaire, qui ont un rôle qualitativement analogue à celui qu'elles avaient dans l'étude de la pauvreté monétaire,
- des variables qui correspondent à leurs moyennes individuelles, qui captent la corrélation avec les u_i (1),
- des variables qui restent fixes, ou quasiment, au cours du temps (auparavant incorporées dans l'effet individuel en niveau) : la génération, le diplôme, le fait de vivre en Île-de-France, d'être indépendant, d'être né hors de France, et le milieu professionnel du père de la personne de référence.

L'introduction simultanée dans le modèle de l'âge, de la génération et de la date d'enquête peut surprendre : toutes ces variables sont en effet reliées entre elles par une relation logique, année = génération + âge ; ici l'identification est rendue possible par le fait que ce ne sont pas les variables elles-mêmes qui sont introduites, mais des formes dérivées : l'âge est remplacé par une forme quadratique de l'âge et la génération est repérée non année par année mais par groupes de dix années (2).

La dernière difficulté consiste à évaluer le terme d'erreur ε_{it} . Contrairement à la spécification linéaire, celui-ci ne peut être calculé comme un résidu entre un estimateur et sa valeur prédite. Pour approximer ce terme, on s'est livré à nouveau à une simulation. Pour chaque ménage, on a effectué vingt tirages indépendants ($u_{ih}^*, v_{ih}^*, \varepsilon_{1h}, \dots, \varepsilon_{17h}$) tels que :

$$I(X_{it}\hat{\beta} + X_i\hat{\gamma} + u_{ih}^* + v_{ih}^*t + \varepsilon_{ih}^* > 0) = y_{it}^* \text{ avec } h = 1, \dots, 20$$

donc respectant l'observation de la situation en pauvreté du ménage à chacune des dates.

Pour ces différents clones, l'indicateur de pauvreté corrigé correspond à la variable précédente, à laquelle on a retiré le terme d'erreur :

$$\hat{y}_{ith} = I(X_{it}\hat{\beta} + X_i\hat{\gamma} + u_{ih}^* + v_{ih}^*t > 0)$$

\hat{y}_{ith} et y_{it} – et donc la situation du ménage i vis-à-vis de la pauvreté, à la date t , – peuvent ainsi différer.

La corrélation entre les deux pauvretés

Tout concorde pour conclure que la mesure instantanée des deux types de pauvreté est entachée d'erreur. Cette dernière serait donc susceptible de perturber la corrélation entre les deux types de pauvreté, en jouant par exemple dans le sens d'une minoration. Pour mieux appréhender cette corrélation, et être en mesure de corriger les erreurs de mesure, on s'est livré à une construction analogue à celle décrite précédemment, mais portant sur l'estimation jointe des deux types de pauvreté. Plus précisément, on a considéré que les deux types de pauvreté dériveraient des variables latentes :

$$y_{mit}^* = X_{it}\beta_m + X_i\gamma_m + u_{mi} + v_{mit} + \varepsilon_{mit}$$

$$y_{cit}^* = X_{it}\beta_c + X_i\gamma_c + u_{ci} + v_{cit} + \varepsilon_{cit}$$

avec un indice m pour la pauvreté monétaire et un indice c pour la pauvreté en conditions de vie.

En outre, on a supposé la corrélation la plus générale entre les facteurs d'hétérogénéité individuels :

$$\begin{pmatrix} u_{mi} \\ v_{mi} \\ u_{ci} \\ v_{ci} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{mu}^2 & \rho_{mumv}\sigma_{mu}\sigma_{mv} & & \\ \rho_{mumv}\sigma_{mu}\sigma_{mv} & \sigma_{mv}^2 & & \\ \rho_{mucu}\sigma_{mu}\sigma_{cu} & \rho_{mucv}\sigma_{mv}\sigma_{cv} & \rho_{mucv}\sigma_{mu}\sigma_{cv} & \rho_{mucv}\sigma_{mv}\sigma_{cv} \\ \rho_{mucv}\sigma_{mv}\sigma_{cv} & \rho_{mucv}\sigma_{mu}\sigma_{cv} & \rho_{mucv}\sigma_{mv}\sigma_{cv} & \sigma_{cv}^2 \end{bmatrix} \right)$$

À nouveau, le modèle est estimé au moyen de techniques de simulation.

1. Les coefficients associés ne sont pas interprétables en eux-mêmes ; le rôle de ces variables est seulement de permettre une estimation correcte des coefficients des autres variables.
2. Cette méthode d'identification introduit toutefois des restrictions qui peuvent jouer sur les résultats obtenus pour ces variables.

Il est possible de reconstituer un indicateur de pauvreté monétaire à partir du niveau de vie ainsi lissé par comparaison avec le seuil de pauvreté correspondant (*i.e.* recalculé sur les nouvelles données). Le taux de pauvreté ainsi réévalué est un peu inférieur au taux observé (8,5 % contre 9,9 %), à nouveau en raison sans doute de l'élimination des valeurs extrêmes (ceci se retrouve dans des travaux analogues ; cf. Insee, 1998). Mais c'est surtout le taux de sortie de pauvreté entre deux années consécutives qui est fortement modifié, puisqu'il n'est plus que de 14 % au lieu de 38 %. Sur trois ans, les sorties de pauvreté sont alors de l'ordre de 35 %, ce qui est conforme aux résultats empiriques montrés précédemment.

Le fait que le terme d'erreur puisse s'interpréter comme un parasite (du point de vue qui est le nôtre ici) est conforté par une autocorrélation temporelle forte et négative, de l'ordre de - 0,3, que ce soit sur l'ensemble de la population ou sur les personnes qui sortent de pauvreté (sortie mesurée à partir de la variable observée « brute »). Ce qui est frappant, c'est que retirer ce terme qui n'explique que 12 % de la variance des niveaux de vie conduit à diviser par trois le volume des sorties de pauvreté.

Quand on travaille sur les indicateurs de pauvreté eux-mêmes (au prix des complications méthodologiques décrites dans la deuxième partie de l'encadré 2) (14), en ce qui concerne la pauvreté monétaire, on obtient des taux de pauvreté corrigés voisins de ceux obtenus par la première méthode : 8,1 % contre 8,5 %, et les taux de sortie sont cette fois de l'ordre de 11 %, proches des 14 % précédents. Ceci valide d'une certaine façon la méthodologie : les deux techniques, lissage direct ou indirect, qui présentent chacune des avantages et des inconvénients différents, fournissent des résultats qualitativement voisins. On peut en conclure des taux de sortie instantanés après lissage qui se situent entre 10 % et 15 %, soit des grandeurs notablement inférieures aux taux observés. En ce qui concerne la pauvreté en conditions de vie (15), le taux de sortie corrigé baisse dans les mêmes proportions que pour l'indicateur monétaire, et passe de 42 % à 12 %.

Dans les deux cas, les variances des facteurs d'hétérogénéité individuels en niveau comme en tendance sont significatives. En revanche, leur corrélation ne l'est pas en ce qui concerne la pauvreté monétaire : si un ménage est structurellement plus pauvre que ses descripteurs (observés) ne le laissent supposer, on ne peut

rien en inférer sur la tendance qu'il manifeste à sortir de pauvreté. Pour la pauvreté en conditions de vie, la corrélation paraît négative entre les deux termes d'hétérogénéité. Si un ménage est une année donnée plus pauvre que ses descripteurs le suggèrent, il aurait tendance à sortir plus rapidement de pauvreté en conditions de vie. Mais ce dernier résultat n'est pas robuste à un changement de spécification, comme on va le voir.

... mais ne modifie que partiellement la corrélation entre pauvreté monétaire et pauvreté en conditions de vie.

L'estimation du modèle joint prenant en compte simultanément les deux types de pauvreté permet de mieux cerner la réalité, au prix d'un degré de complexité supplémentaire, mais conduit aux mêmes résultats que ceux décrits précédemment pour chacun des indicateurs pris séparément, si ce n'est que la corrélation entre les deux termes d'hétérogénéité – en niveau et en tendance – relatifs à la pauvreté en conditions de vie cesse d'être significative. En revanche, ce modèle est le seul permettant d'appréhender la façon dont le lissage modifie la corrélation entre les deux indicateurs. Au niveau de l'estimation, la seule corrélation significative concerne les termes d'hétérogénéité individuelle en niveau des deux types de pauvreté. Celle-ci apparaît d'ailleurs comme très forte, puisqu'elle dépasse 0,5 ; en d'autres termes, si, conditionnellement aux variables explicatives, un ménage présente un facteur de risque en niveau concernant la pauvreté monétaire, la moitié de ce facteur de risque se retrouvera sur la pauvreté en conditions de vie.

Si l'on procède aux simulations permettant de reconstituer les deux indicateurs de pauvreté en supprimant les facteurs parasites, leur corrélation passe de 0,26 à 0,32 seulement. Ce résultat, bien que décevant d'un certain point de vue, était en fait plus ou moins prévisible au vu des résultats obtenus dans la partie descriptive, le lissage sur plusieurs années n'accroissant que très modérément la corrélation entre les deux indicateurs. Au total, la conclusion s'impose : les deux types de pauvreté diffèrent intrinsèquement, le profil des populations victimes de l'une ou l'autre d'entre elles n'étant pas le même. En

14. Les estimations, relativement volumineuses, sont disponibles auprès des auteurs.

15. On rappelle que pour la pauvreté en conditions de vie, seule la deuxième méthode est utilisable.

revanche, conditionnellement à ces variables de profil, les facteurs d'hétérogénéité sont fortement corrélés en niveau, bien qu'ils ne le soient pas en tendance. De fait, si le lissage économétrique permet d'y voir plus clair en ce qui concerne la persistance de la pauvreté, avec une remise en cause incontestable des conclusions antérieurement admises relatives à la volatilité du phénomène pauvreté, il ne modifie pas le diagnostic selon lequel pauvreté monétaire et en conditions de vie sont distinctes et n'apporte que peu d'éléments nouveaux sur les liens entre ces deux approches de la pauvreté.

Vers une approche alternative de la dynamique de la pauvreté

Au vu de ces résultats, vouloir interpréter les entrées-sorties de pauvreté obtenues à partir des revenus annuels observés dans les enquêtes comme des indicateurs sociaux apparaît extrêmement délicat. Dans la pratique, la vision idéalisée de trajectoires régulières permettant de tirer des conclusions immédiates sur les sorties de pauvreté monétaire est totalement battue en brèche par l'instabilité de court terme de la variable observée, le revenu annuel déclaré par

les ménages. Un retour sur le plan conceptuel paraît donc indispensable si l'on veut tenir compte des réalités. Il doit permettre de répondre au moins à un certain nombre de questions :

- à quel revenu fait-on référence lorsque l'on s'intéresse à la dynamique ?
- à quel intervalle de temps se réfère-t-on lorsque l'on définit la pauvreté ?
- comment prendre en compte les fluctuations de court terme dans le calcul des indicateurs ? Sont-elles pertinentes ou non ?

Une voie de progrès pourrait consister à utiliser des données administratives plutôt que déclaratives (16). Cette approche permettrait d'éliminer une bonne partie des erreurs de mesure liées à la

16. À ceci près qu'en France, on ne dispose pas à ce jour de données longitudinales de revenu issues de sources administratives. On pourrait néanmoins utiliser l'échantillon permanent d'allocataires de minima sociaux élaboré par la Drees, mais cet outil ne permettrait d'observer que les entrées-sorties liés aux bénéficiaires de minima sociaux (pauvreté « administrative », cf. volet 2). Il faudrait également auditer la capacité de ces données à fournir une articulation satisfaisante entre le niveau individu et le niveau ménage.

Encadré 3

UN ESSAI DE TYPOLOGIE DES TRAJECTOIRES DE PAUVRETÉ MONÉTAIRE

Comme on l'a noté dans l'article, la variable brute de revenu annuel n'est pas pertinente pour porter un jugement sur les trajectoires de pauvreté : un lissage préalable, pour le moins, est nécessaire avant toute interprétation. On considère ici les huit vagues du panel européen, en s'intéressant aux ménages permanents présents au moins six fois. À chaque date, on construit une variable correspondant au rapport entre le niveau de vie du ménage et le seuil de pauvreté :

$$y_{it} = \frac{r_{it}}{s_t}$$

Cette variable est inférieure à 1 si le ménage est en situation de pauvreté. On procède au lissage consistant à faire passer pour chaque individu une fonction quadratique du temps au travers des différents points observés :

$$y_{it} = u_i + v_i t + w_i t^2 + \varepsilon_{it}$$

la variable lissée après ajustement par le moindres carrés ordinaires vaut alors : $\hat{y}_{it} = \hat{u}_i + \hat{v}_i t + \hat{w}_i t^2$. C'est à partir de cette variable qu'est construite la typologie :

1) **le ménage n'est jamais en situation de pauvreté** (variable lissée toujours supérieure à 1) : **83,0** % des ménages considérés ;

2) **le ménage est toujours en situation de pauvreté** (variable lissée toujours inférieure à 1) : **2,9** % des ménages considérés ;

3) **le ménage sort de pauvreté** (variable lissée inférieure à 1 en début de période et supérieure à 1 en fin de période) : **5,1** % des ménages considérés ;

4) **le ménage entre en pauvreté** (variable lissée supérieure à 1 en début de période et inférieure à 1 en fin de période) : **5,1** % des ménages considérés ;

5) **la situation du ménage fluctue** (autres situations) : **4,0** % des ménages considérés.

Si l'on voulait boucler la démarche, et revenir sur la question initialement posée de l'estimation de la durée moyenne de la phase de pauvreté, il faudrait étendre ce type d'approche à l'ensemble du cycle de vie. Ici, avec notre fenêtre d'observation limitée, les tronçatures inhérentes à chaque type de trajectoire (césure à gauche pour les entrants, à droite pour les sortants, etc.) ne permettent pas de reconstruire une estimation raisonnable des durées de pauvreté, du moins en restant dans le cadre d'hypothèses réalistes sur la nature des processus évolutifs à l'œuvre.

collecte de la variable de revenu. Mais ceci ne résoudrait que très partiellement les problèmes, la difficulté majeure provenant de l'instabilité intrinsèque de la variable dans la fenêtre annuelle d'observation.

À ce stade, et pour conclure plus positivement, on peut tenter de caractériser les situations individuelles au moyen d'une typologie grossière visant à appréhender une pauvreté « pérenne » (et donc probablement plus « profonde »), qui se traduit par la persistance de faibles ressources (cf. encadré 3). Il en ressort que sur une période

de huit ans, environ 83 % des ménages permanents (17) n'auraient jamais été confrontés à la pauvreté, alors que près de 3 % auraient toujours été en situation de pauvreté. 5 % seraient en situation de sortie de pauvreté, et une proportion équivalente en situation d'entrée. Les ménages restants, soit 4 %, ont connu des trajectoires irrégulières. □

17. Selon la définition retenue, rappelée dans l'encadré 1, un ménage permanent est un ménage dont la personne de référence et le conjoint (éventuel) restaient les mêmes au moins deux années consécutives.

Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté

Volet 2

Dynamique de la pauvreté : peut-on démêler l'écheveau des causalités ?

Que la pauvreté soit un phénomène multiforme est une idée presque consensuelle désormais. Mais le nombre de dimensions à considérer, et donc le degré d'agrégation à retenir pour des indicateurs synthétiques, fait toujours débat. Même si ce sont trois formes de pauvreté, à savoir la pauvreté monétaire, la pauvreté en termes de conditions de vie et la pauvreté dite « subjective » bâtie à partir des difficultés à équilibrer le budget qui retiennent le plus souvent l'attention, d'autres échelles partielles pourraient compléter l'analyse : la faiblesse des ressources en matière de santé, ou de capital social, une mauvaise insertion sur le marché du travail, ou encore le fait de percevoir des aides institutionnellement ciblées en direction des populations défavorisées. Les populations caractérisées par les divers manques diffèrent, même si elles se recouvrent partiellement. Surtout, les différents symptômes de pauvreté n'apparaissent pas en même temps. Un processus temporel cohérent semble toutefois se dessiner, suggestif de l'existence de relations de causalité entre les diverses formes de pauvreté. La pauvreté subjective semble être un indicateur avancé de l'ensemble des difficultés, des privations matérielles arrivant assez tôt dans la trajectoire d'appauvrissement contrairement à l'arrivée des aides institutionnelles, beaucoup plus en aval du processus. Les difficultés de santé semblent jouer un rôle central, davantage cause que conséquence des phénomènes de pauvreté.

Instables et bruitées, les données, celles de revenu en particulier mais aussi celles relatives aux privations et celles, plus subjectives, portant sur les difficultés budgétaires, ont besoin d'être filtrées (au sens mathématique du concept) pour renseigner de façon pertinente sur les trajectoires de pauvreté. Plusieurs voies d'amélioration se profilent. La première est sans doute d'œuvrer dès la collecte, en profitant des possibilités offertes par l'informatisation, et de mettre en place des contrôles soit transversaux (par exemple en détectant les points extrêmes à partir de régressions embarquées (18)), soit longitudinaux (détection d'évolutions fortes, à la hausse comme à la baisse) avec à chaque fois ouverture d'un questionnement complémentaire soit pour valider la donnée originelle soit pour confirmer une erreur et rectifier. Lancé avant l'informatisation de la collecte, le *Panel européen* n'a pas bénéficié de ces potentialités ; le nouveau dispositif européen (SILC) (19), tel qu'implémenté en France, prévoit de tels contrôles et les premiers tests en montrent l'efficacité, efficacité démontrée par le passé par les exemples étrangers, américains et anglais en particulier. Ceci est efficace pour corriger les erreurs, mais ne résout pas le problème conceptuel que posent les fluctuations de court terme, réelles mais non pertinentes pour l'analyse. Pour réduire leur importance, on peut ainsi songer à augmenter le nombre de micro-dimensions analysées. Trois peut être insuffisant, dès lors que l'une ou l'autre d'entre elles est susceptible d'être parasitée. Il y aurait sans aucun doute moins d'instabilité si on basait la synthèse sur davantage de symptômes, ce qui renvoie à la réflexion sur la dimensionnalité du phénomène. Que la pauvreté soit un phénomène multiforme est une idée largement répandue, presque consensuelle désormais, comme le prouve ce dossier où sont développées, pays par pays, des analyses portant sur les trois formes de pauvreté les plus explorées à ce jour, à savoir la pauvreté monétaire, la pauvreté en termes de conditions de vie et la pauvreté dite subjective bâtie à partir des difficultés à équilibrer le budget. Mais le nombre de dimensions à considérer est toujours débattu. L'objet de ce volet est d'introduire de nouvelles échelles partielles présentant une certaine homogénéité thématique, et d'examiner comment elles complètent les trois premières. Bien que moins médiatique, cette démarche, expérimentale car contrainte par la nature des données disponibles, nous paraît préférable à celle qui consiste à agréger, sans fondement scientifique véritable, un certain nombre d'éléments disparates en un indicateur synthétique unique qui décrirait *La* pauvreté.

Des échelles partielles pour juger de la situation du foyer

Les trois dimensions de la pauvreté, monétaire, subjective et en conditions de vie sont naturellement les premières à retenir dans la palette que l'on cherche à enrichir, avec les mêmes définitions que dans les autres articles du dossier, avec les mêmes limites sur lesquelles nous ne reviendrons pas, sauf à rappeler que les deux premières sont de nature purement relatives et que la troisième renvoie plutôt à un hybride relatif-absolu du fait que le seuil n'est pas réévalué. Pour aller au-delà, il convient de revenir sur la discussion autour du choix, arbitraire, qui avait été le nôtre et qui nous avait conduit à l'origine à éliminer la santé et la sociabilité du domaine des conditions de vie : les problèmes de santé et l'isolement avaient été introduits sous forme de facteurs explicatifs des trois formes de pauvreté retenues (Lollivier et Verger, 1997). Un effet positif de l'existence de problèmes de santé ou de handicaps graves avait été mis en évidence assez systématiquement, de même, mais d'une façon moins marquée et plus anecdotique, qu'un effet de l'isolement relationnel. Nous allons ici revenir sur cet *a priori* pour explorer une voie différente (20) (cf. encadré 4). Puisque la pauvreté est un manque de ressources qui éloigne le foyer des modes de vie « normaux », et que le capital santé et le capital social sont deux formes manifestes de ressources à la disposition du foyer pour s'assurer d'un certain bien-être, il nous a semblé opportun d'adopter deux nouvelles échelles, destinées à positionner le foyer l'une selon la qualité de son état de santé, l'autre selon le volume de son réseau de relations. Les données se révèlent toutefois extrêmement contraignantes et la construc-

18. Il s'agirait d'introduire des contrôles dans le questionnaire électronique. Pour chaque observation, l'ordinateur comparerait la valeur observée à la valeur estimée, correspondant à l'application d'un modèle économétrique dont les coefficients (estimés de façon exogène) seraient « embarqués » dans le questionnaire. Le contrôle serait activé dès que l'écart dépasserait un certain nombre d'écarts-types et le ménage se verrait poser une question destinée soit à confirmer la valeur soit à la corriger.

19. Le Panel européen a été remplacé par un nouveau dispositif de mesure des revenus au niveau européen, basé selon les pays soit sur des enquêtes auprès des ménages – c'est le cas de la France – soit sur des registres administratifs et baptisé SILC (pour Statistics on Income and Living Conditions). Le volet français (SRCV pour Statistiques sur les ressources et les conditions de vie des ménages) comporte une dimension panel importante, avec des ménages devant répondre pendant quatre ans au minimum, et jusqu'à 9 ans sur la base du volontariat.

20. On va travailler sur deux ensembles d'indicateurs, l'un en population générale, l'autre plus riche de deux indicateurs d'incertitude mais valable uniquement pour les actifs.

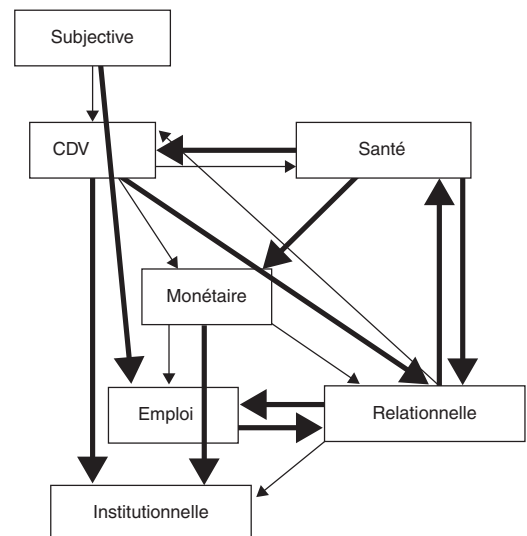
ESSAI D'INTRODUCTION D'INDICATEURS D'INCERTITUDE DE L'ENVIRONNEMENT

La précarité de l'insertion sur le marché du travail (pour la population active)

L'article introductif de ce numéro a souligné les carences d'approches ignorant la dimension « incertitude ». Pour essayer d'y remédier, nous avons construit un indicateur cherchant à rendre compte de la plus ou moins grande exposition au risque du ménage. Le risque auquel un individu doit faire face dans sa vie quotidienne est protéiforme : risque de survenue de la maladie ou d'un accident – éventuellement létal – pour soi-même ou pour ses proches, risque sur la stabilité des relations interpersonnelles, en particulier au sein du couple, plus ou moins values sur les actifs patrimoniaux détenus, aléas sur le revenu d'activité. L'étude du comportement du consommateur en environnement incertain révèle un domaine complexe : la rationalité de l'agent n'a pu être résumée par un ensemble d'axiomes unanimement accepté, l'approche de Von Neumann et Morgenstern ne rendant que partiellement compte de la variété des comportements ; il semble bien, en particulier, que des degrés d'aversion au risque variables selon le domaine concerné par l'aléa soient une réalité largement répandue (Arrondel Masson et Verger, 2005). Rendre compte du caractère plus ou moins risqué de l'environnement dans son ensemble par un seul indicateur est donc certainement réducteur. Les données dont on dispose ne permettant de toutes façons pas d'aborder toutes les facettes de l'exposition au risque (comment construire un risque de divorce ou d'accident par exemple sans questions subjectives directes ?), on s'est contenté d'un indicateur focalisé sur la situation sur le marché du travail, domaine où l'on dispose de données factuelles, grâce en particulier à la connaissance du type d'emploi, CDI ou CDD. Le revers de la médaille est que cet indicateur n'est pertinent que pour les ménages faisant partie de la population active. Non concernés, les ménages de retraités sont donc « hors champ » pour cet indicateur. On ne peut donc le mettre sur le même plan que les autres : cette dimension ne sera donc étudiée que sur la population active. Plus précisément, l'indicateur de fragilité sur le marché du travail a été construit à partir de l'existence de périodes de chômage, de l'existence de CDD, et de l'insatisfaction ressentie par rapport à la sécurité de l'emploi. L'existence de CDI et de périodes de chômage est observée au travers du calendrier d'activité : mois par mois, on sait si la personne a eu une activité à temps plein ou à temps partiel (en distinguant activité salariée sous contrat à durée indéterminée, activité salariée sous contrat à durée déterminée et activité indépendante, si elle a connu des périodes de chômage partiel), des absences ou périodes d'inactivité pour cause de maladie ou de maternité, si elle a été au chômage, en retraite, en formation ou en inactivité. Pour un même mois, on peut avoir plusieurs situations déclarées, consécutives ou même simultanées (1). La première phase de la construction consiste à privilégier une situation unique pour caractériser chaque mois : notre but étant de déceler les indices de précarité, on a retenu pour qualifier le mois la situation correspondant à la précarité maximale ; en cas de présence de chômage et d'emploi, on a codé le mois en chômage, en cas de coexistence CDD-CDI, on a retenu le CDD (même si cela ne conduit pas forcément à caractériser la période par le type d'activité qui a eu la durée la plus

longue : on a en quelque sorte « noirci » le tableau). On va compter ensuite, trimestre par trimestre, les périodes continues de chômage. Pour chaque trimestre entièrement composé de mois où le chômage est présent, on incrémente le score de précarité professionnelle de 1. On l'incrémente aussi dès que l'un des mois est en activité CDD et si, globalement sur l'année, l'individu se déclare peu ou pas satisfait de la sécurité de son emploi. Comme pour les autres scores, on calcule les valeurs pour la personne de référence et son éventuel conjoint et la moyenne des deux valeurs donne le score au niveau du ménage. La pauvreté en termes de précarité d'emploi apparaît dès lors que le score du ménage est supérieur ou égal à 1. Elle concerne 16 % des ménages, 22 % si l'on se limite à ceux dont la personne de référence a entre 25 et 54 ans.

Graphique A
Structure des relations causales entre les diverses formes de pauvreté pour la population active (causalités « retardées »)



Lecture : les relations visualisées sur ce graphique sont les relations de causalité retardées (cf encadré 6 pour le sens précis à donner au terme causalité). Une seule flèche relie la pauvreté subjective et la pauvreté en termes de conditions de vie, orientée de la première vers la seconde : la pauvreté subjective est donc cause de la pauvreté CDV, la réciproque n'étant pas vraie. Seules les liaisons significatives (au seuil de 5 % ; ce qui correspond approximativement à une statistique de Wald supérieure à 4) sont indiquées. Les liaisons les plus significatives (Wald supérieur à 10) sont matérialisées par une flèche en gras.

1. Lors de la première vague du panel (1994), des données rétrospectives sur 1993 ont été collectées (d'où un calendrier sur 22 mois, les 12 mois de 1993 et les 10 premiers mois de 1994. Les vagues ultérieures collectent l'information sur les trois derniers mois de l'exercice précédent et sur l'exercice en cours. Il y a donc recouvrement partiel permettant de traiter les incohérences et donc d'éviter les risques de ruptures au moment du changement d'année. Les données manquantes pour un mois ont fait l'objet d'imputations sur la base des situations adjacentes. →

tion de ces deux scores est (encore) plus imparfaite que celle du score de qualité des conditions de vie. Dans les deux cas, les items élémentaires sont collectés au niveau individuel, mais synthétisés au niveau de l'ensemble du foyer, afin d'être homogène avec le reste de l'approche, qui n'a de sens qu'au niveau ménage (faute d'éléments renseignant sur l'individualisation des pratiques). Le score au niveau ménage est la moyenne des scores individuels calculés pour la personne de référence et son (éventuel) conjoint (21). Il convient enfin de souligner que les évolutions temporelles décrites ici, notamment dans le tableau 6, ne correspondent pas nécessairement à des tendances pérennes, mais reflètent à la fois la situation particulière à la période 1994-2001, qui correspond à une reprise économique, et les conséquences du cylindrage des données.

Dans le domaine de la **santé**, nous disposons de la réponse à un module qui comprend les questions suivantes : « Êtes-vous gêné habituellement dans vos activités (professionnelles, domestiques

ou de loisir) par une maladie chronique, un handicap ? », « Avez-vous réduit vos activités au cours des deux dernières semaines à cause d'une grossesse, d'une maladie ou d'un accident, d'un autre problème de santé, de difficultés d'ordre psychologique ? », « Depuis 12 mois, avez-vous été hospitalisé (et si oui, pour combien de nuits) » et enfin « Depuis 12 mois, combien de fois avez-vous consulté un médecin ou reçu sa visite à domicile ? » ainsi que d'une partie d'une question générale portant sur la satisfaction de l'individu eu égard à tout un ensemble de sous-domaines de sa vie quotidienne (22). Faute de mieux, le score est bâti à partir de seulement quatre items, chacun valant 0 ou 1, 1 quand il y a indice de déficience de santé (la personne est gênée sévèrement ou un peu, elle a été hospitalisée pour une cause autre que la maternité, a consulté ou reçu la visite d'un médecin – y compris dentistes et oph-

21. Cette façon d'agrèger est à première vue naturelle ; elle n'a pourtant que peu de fondement, dans la mesure où la situation peut être très différente entre les deux personnes du couple ; or les écarts forts ne sont pas exceptionnels, non seulement en matière de santé, mais aussi de sociabilité, et qu'il s'agisse des rubriques objectives ou des aspects subjectifs.

Encadré 4 (suite)

Il y a peu de différence par rapport à l'analyse faite sur la population générale pour les liaisons communes (cf. *infra*). Le nouveau type de précarité, lié à l'incertitude sur l'emploi, tel qu'il a pu être construit, apparaît plutôt assez en aval du processus. On s'attendait plutôt à des causalités en sens inverse. L'absence de lien avec les difficultés de santé est également surprenante. Mais la prudence impose que l'on attende de pouvoir construire des indicateurs moins rudimentaires avant de conclure : c'est en tout cas une voie à creuser.

Existence de réserves de précaution

La prise en considération du risque peut aussi s'aborder au travers des ressources dont le ménage peut disposer pour faire face à l'aléa ; on a donc tenté de créer un indicateur qui renvoie à un autre type de ressources à disposition du foyer, à savoir le patrimoine qui constitue une réserve, un *matelas de sécurité* dans lequel puiser pour faire face à des difficultés imprévues, ou qui vous protège de certains risques, comme celui d'être à la merci d'un propriétaire pour se loger. Comme pour les domaines précédemment évoqués de la santé et de l'isolement, on avait dans nos études antérieures introduit parmi les facteurs explicatifs exogènes le volume du patrimoine en quartiles. Ici on va créer une nouvelle échelle sur laquelle positionner le foyer, échelle basée non sur le montant absolu de patrimoine détenu mais sur le montant relatif exprimé

en nombre de mois de revenu : les données patrimoniales et de revenu étant collectées au travers de systèmes de tranches, le rapport est calculé sur les grandeurs rendues continues par des méthodes économétriques (obtention de « revenu simulé » et de « patrimoine simulé ») ; le patrimoine pris en compte est un patrimoine brut, déduction non faite des emprunts restant dus par les accédants à la propriété et le revenu est le revenu disponible avant impôt. Sont pauvres au sens du patrimoine les ménages qui détiennent un patrimoine inférieur à 4 mois de revenu. Ce seuil est arbitraire : il a été choisi parce que c'est la valeur qui permet d'isoler environ 10 % de ménages en difficulté (par application de la méthode suivie qui revient à isoler pour toutes les échelles une part numériquement semblable de la population). Il décroît de 15,6 % en 1994 à 9 % en 2001 pour l'ensemble des ménages, et de 12,2 % à 6 % en ce qui concerne les ménages permanents. Cette baisse au cours de la période s'explique en partie par le fait que le patrimoine s'est fortement réévalué par rapport au revenu, en particulier avec le renchérissement des actions et de l'immobilier ; elle reflète aussi le vieillissement de la population d'intérêt qui s'accompagne en général d'une augmentation du patrimoine par agrégation d'épargne nette. L'étude des causalités faisant apparaître des liens avec les autres dimensions de pauvreté si forts qu'ils en apparaissent tautologiques, on a renoncé à introduire cette dimension dans l'analyse : l'instrumentalisation faite de l'idée, au départ séduisante, était par trop sommaire.

talmologistes – au moins 10 fois au cours des 12 derniers mois, elle ne se déclare pas satisfaite, ou pas très satisfaite, de sa santé (23) ; conventionnellement, la pauvreté en terme de santé apparaît lorsque le score de mauvaises conditions de santé au niveau du ménage est supérieur ou égal à 2, soit chez 15,1 % de ménages en moyenne sur la période, et 14,7 % chez les ménages permanents (présents au moins six fois (24)). En ce qui concerne ces derniers, leur vieillissement au cours de la période explique en grande partie que la pauvreté en termes de santé augmente régulièrement, pour passer de 10,6 en 1994 à 17,5 en 2001 (25) (cf. tableaux 5 et 6).

Les données de base dans le domaine de la sociabilité ne sont pas beaucoup plus développées. On dispose en effet, en plus d'une question de satisfaction, de deux ensembles de renseignements, le premier indiquant si le ménage fait partie d'au moins une association, en distinguant l'exercice d'une certaine représentation de la simple adhésion, le second s'attachant à décrire les échanges au sein du réseau relationnel. On dispose ainsi d'une question sur la fréquence à laquelle on parle à ses voisins (avec pour seules modalités de réponse souvent, parfois, rarement), d'une question sur la fréquence des rencontres avec des amis, que ce soit au domicile ou à l'extérieur (avec les mêmes modalités de réponse) et d'une dernière question renseignant sur le fait d'avoir ou non parlé (fût-ce seulement au téléphone), la semaine précédant l'enquête, avec quelqu'un de sa famille (n'appartenant pas au ménage) ou avec quelqu'un d'autre, voisin ou ami, etc. Le score est obtenu comme la somme de 7 items élémentaires d'isolement, valant 0 ou 1, 1 quand il y a indice d'absence de contact (la personne ne fait partie d'aucune association, elle n'assume aucune représentation associative, la personne parle rarement à ses voisins (ou elle n'en a pas), elle rencontre rarement des amis au domicile ou à l'extérieur (ou elle n'a pas d'amis), elle n'a pas parlé à quelqu'un de la famille extérieur au ménage la semaine précédant l'enquête, elle n'a parlé à personne hors famille la semaine précédant l'enquête, elle se déclare pas satisfaite (ou pas très) de ses contacts avec des personnes étrangères au ménage). Conventionnellement la pauvreté en termes de sociabilité apparaît lorsque le score au niveau du ménage est supérieur ou égal à 3 soit chez 24,1 % de ménages (20,9 % pour les ménages permanents). Ce critère est beaucoup moins sélectif que les autres, calibrés pour isoler une population d'environ 10 % : le faible nombre d'items disponibles, ainsi qu'une redondance partielle entre certains items portant sur la vie associative, ne permet pas de mieux

placer la césure. On peut également reprocher au score son côté très quantitatif, alors que les sociologues travaillant sur la sociabilité insistent sur l'importance des aspects plus qualitatifs des échanges : agréger les conversations amicales avec ses voisins avec les échanges agressifs lors de conflits de proximité a peu de sens. Un échange téléphonique très intense peut faire autant pour briser un isolement que plusieurs visites moins empathiques. Mais les données ne permettent pas de construire un score plus satisfaisant (26).

Enfin le dernier indicateur est constitué par l'approche « institutionnelle » de la pauvreté celle qui essaie de définir les pauvres comme ceux qui reçoivent les ressources que la Société réserve au traitement de la pauvreté. Il ne peut être instrumentalisé qu'au travers d'un seul item élémentaire, à savoir la perception, par au moins un membre du ménage, de sommes au titre du RMI, et ce depuis moins de 12 mois. (1,6 % des ménages sont de fait dans ce cas ; 1,4 % en ce qui concerne les ménages permanents). Cet item est particulièrement insuffisant, car de nombreuses aides échappent, surtout celles qui sont gérées par les collectivités locales ou par les organismes caritatifs. En outre, tous les ménages bénéficiaires ne déclarent pas de perception, soit par discrétion, soit parce qu'il ne s'agit que de montants partiels.

22. L'utilisation des indicateurs subjectifs de satisfaction qui est faite ici (ainsi que dans la construction du score de sociabilité et de fragilité sur le marché du travail) laisse de côté d'autres aspects de la satisfaction (par exemple sur les conditions de travail, les loisirs ou le revenu) pourtant collectés dans l'enquête. L'un au moins (celui sur la satisfaction vis-à-vis des revenus) aurait pu être intégré dans le score de pauvreté « subjective », d'autres (satisfaction sur le temps de loisir, sur le logement) auraient pu être intégrés au score de conditions de vie. En 1997, il ne nous était pas apparu indispensable de les utiliser, parce qu'il nous avait semblé que l'on avait assez d'items élémentaires sans eux pour former un score de qualité acceptable, et que l'on avait répugné à agréger des visions subjectives très différentes au sein du ménage. Pour nos nouveaux scores, c'est le faible nombre d'items candidats qui nous incite à franchir le pas. Mais nous avons préféré garder pour les autres scores la définition de 1997, au risque d'une petite hétérogénéité dans la construction des scores selon les domaines.

23. Les réductions d'activité la semaine précédant l'enquête n'ont pas été introduites, car a priori de nature trop conjoncturelles.

24. Rappelons que pour ce volet, l'analyse est faite sur les huit vagues du panel.

25. Vu la technique adoptée, le panel se renouvelle uniquement par l'arrivée aux âges étudiés des enfants des individus panel et par l'arrivée de nouveaux conjoints, qui, même s'ils ne deviennent pas individus panels, sont étudiés tant qu'ils restent avec un individu panel. Il n'y a pas en particulier d'intégration de jeunes en provenance de l'immigration. Le panel vieillit sans doute un peu plus vite que la population. L'augmentation de la pauvreté de santé au fil des années, reflétant sans doute principalement le vieillissement de la population, est peut-être légèrement aggravée par ce biais de méthode.

26. Les données d'enquêtes polonaises permettant de qualifier dans une certaine mesure les échanges avec l'entourage, un indicateur moins fruste a pu être calculé pour ce pays : les résultats sont présentés dans l'article monographique correspondant.

Tableau 5
Les différentes sortes de pauvreté selon les caractéristiques des ménages

	% population	Monétaire	Conditions de vie	Subjective	Épargne insuffisante	Sociale	Santé	RMI
Âge de la personne de référence								
Moins de 25 ans	4,0	27,6	20,9	9,9	41,8	38,3	5,0	0,9
25 à 34 ans	17,4	8,0	9,6	11,9	19,9	26,4	4,1	3,0
35 à 44 ans	20,0	10,1	8,1	11,7	10,9	20,2	5,3	2,0
45 à 54 ans	19,3	9,9	7,3	11,3	8,1	22,2	9,7	2,3
De 55 à 64 ans	14,4	10,2	8,6	7,6	6,2	21,1	16,7	1,4
De 65 à 74 ans	14,4	8,2	7,3	3,7	5,9	22,0	30,0	0,1
Plus de 75 ans	10,3	13,2	11,6	2,7	9,5	33,2	43,9	0,0
Diplôme de la personne de référence								
Pas de diplôme	19,5	22,9	17,5	12,5	16,5	32,9	24,7	3,8
CEP	17,4	10,3	8,8	7,5	8,9	25,5	26,9	1,0
CAP-BEP	19,0	8,8	7,4	11,3	10,4	22,7	10,0	1,1
BEPC	11,9	7,2	6,9	9,9	10,8	21,3	8,5	1,7
Bac technique	5,2	4,6	6,3	7,5	9,0	19,7	7,5	0,9
Bac général	6,9	6,1	6,9	5,2	11,3	22,1	14,5	1,4
Supérieur au Bac	20,1	5,0	5,3	5,5	11,8	19,4	6,5	0,8
Catégorie socioprofessionnelle								
Sans activité	2,8	41,5	22,8	10,6	39,0	38,6	16,5	5,6
Agriculteur	6,1	30,5	11,2	4,5	2,9	16,5	22,8	0,4
Petit indépendant	6,6	11,8	6,9	8,8	4,2	22,7	16,4	1,4
Gros indépendant	0,8	1,3	1,8	5,7	3,9	26,5	12,4	0,0
Prof. libérale	1,2	1,5	1,6	3,1	2,6	14,6	8,2	0,0
Cadre	12,2	1,0	2,9	3,2	5,8	15,7	7,9	0,4
Prof. intermédiaire	21,4	2,2	3,8	6,6	8,7	18,7	11,0	0,6
Employé	18,8	10,6	12,6	12,0	16,1	31,2	18,4	2,6
Ouvrier qualifié	20,5	10,6	9,9	11,4	12,5	25,2	14,9	1,4
Ouvrier non qualifié	9,6	19,4	17,4	13,2	19,8	33,6	22,3	4,0
Type de ménage								
Homme seul	10,1	12,0	16,7	11,0	19,0	34,3	20,6	2,4
Femme seule	15,6	12,7	15,6	7,7	16,0	33,7	31,6	0,6
Famille monoparentale	7,1	20,9	14,9	18,7	18,4	37,4	19,8	7,9
Couple sans enfant	26,6	5,7	4,6	4,5	8,0	19,6	15,3	0,7
Couple 1 enfant	14,4	6,2	6,0	8,1	8,5	18,7	7,1	1,1
Couple 2 enfants	14,8	7,1	4,7	8,6	6,9	15,5	3,9	0,9
Couple 3 enfants et +	8,1	21,6	9,3	16,6	12,3	19,9	5,1	2,0
Autre	3,4	17,3	10,0	9,2	16,3	28,4	17,7	2,6
Année								
1994	15,0	10,9	12,2	11,1	15,6	26,8	13,4	1,6
1995	13,7	10,9	10,8	9,7	13,3	26,2	15,3	1,9
1996	13,5	10,7	9,7	9,7	12,7	23,8	14,7	1,7
1997	12,6	10,1	8,4	9,2	11,6	23,6	14,9	1,7
1998	12,0	10,7	8,1	8,6	10,3	23,9	15,9	1,6
1999	11,4	10,4	8,0	8,1	9,6	22,1	15,6	1,7
2000	10,9	10,1	7,1	7,5	9,0	22,0	15,8	1,5
2001	10,9	9,3	6,6	6,4	9,0	23,5	15,8	1,2
Ensemble	100,0	10,5	9,0	8,9	11,6	24,1	15,1	1,6

Champ : tous ménages, données non pondérées.
Source : panel européen 1994-2001, Insee.

Tableau 6
Les différentes sortes de pauvreté pour les ménages permanents

	% population	Monétaire	Conditions de vie	Subjective	Épargne insuffisante	Sociale	Santé	RMI
1994	12,2	9,5	10,4	10,0	12,2	21,9	10,6	1,5
1995	12,5	9,6	9,1	8,9	10,5	22,9	12,9	1,6
1996	13,0	9,8	8,5	9,0	10,2	20,6	13,1	1,5
1997	13,0	9,2	7,3	8,5	8,7	20,5	14,1	1,6
1998	13,0	9,9	7,6	7,9	7,8	21,0	16,1	1,3
1999	12,9	9,5	6,7	7,1	6,9	19,6	16,5	1,4
2000	12,0	9,5	6,3	6,7	6,4	20,0	16,9	1,1
2001	11,5	8,8	5,8	5,5	6,0	21,2	17,5	0,9
Ensemble	100,0	9,5	7,7	8,0	8,6	20,9	14,7	1,4

Champ : ménages permanents, données non pondérées.
Source : panel européen 1994-2001, Insee.

Ceci conduit à des proportions de ménages très inférieures à ce que rapportent les données administratives (1,6 % contre environ 3,5 %).

De façon illustrative, on pourrait utiliser ces indicateurs pour définir un noyau de ménages que l'on qualifierait de « vrais » pauvres. Par exemple, on pourrait considérer que les ménages situés au bas de quatre échelles au moins parmi les sept retenues, et qui cumulent ainsi plus de la moitié des handicaps recensés, constituent une population fragile (en moyenne 2,9 % des ménages sont dans cette situation). Mais ce serait constituer d'une certaine façon un indicateur synthétique à partir des indicateurs thématiques, sans s'être interrogé au préalable sur la façon dont ils se positionnent les uns par rapport aux autres, à la fois dans l'espace et dans le temps, sans validation statistique de l'agrégation semblable à celle qui a été faite pour la constitution des scores élémentaires grâce à l'utilisation des « alpha de Cronbach » (27). C'est cette double articulation, transversale et longitudinale, qui va être détaillée dans ce qui suit. En filigrane, c'est bien la délicate question de la causalité qui se profile. Il s'agit en effet d'aider à démêler l'écheveau reliant l'insuffisance extrême des ressources monétaires, les privations dans la vie quotidienne, à divers facteurs renvoyant à la fois au positionnement de l'individu face au marché du travail et à sa situation familiale, points auxquels doit se rajouter l'aspect santé, tant psychique que physique. Techniquement, les données de panel sont incontournables ; mais, si l'on veut dépasser le niveau des conclusions actuellement mises en évidence, comme celles reliant la perte d'emploi et l'entrée en pauvreté, frôlant toujours peu ou prou

la tautologie (28), si l'on veut réellement mettre en évidence les configurations de facteurs à l'origine du phénomène global d'exclusion, il faut être en mesure d'assurer le traitement correct des difficultés inhérentes à la présence d'endogénéité : c'est l'enjeu, difficile, de ce deuxième volet que de jeter les bases d'une telle analyse.

Corrélations spatiales (29) : comme pour 1997, des facteurs communs et des différences entre les profils

Dans l'analyse toutes choses égales par ailleurs (pour le modèle, cf. encadré 5 ; pour les résultats cf. tableau 7), on retrouve que la pauvreté moné-

27. L'alpha de Cronbach mesure la cohérence interne d'un score. Ce coefficient s'exprime comme suit (Spector, 1991) :

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_i^2}{\sigma^2} \right)$$

où k est le nombre d'items composant le score, σ est la variance totale du score et σ_i la variance de l'item i .

Le coefficient α s'annule pour des items indépendants, atteint l'unité, valeur maximale, si toutes les questions sont parfaitement corrélées positivement ; il peut prendre des valeurs négatives si les scores partiels sont corrélés négativement. Plus généralement, sa valeur augmente, séparément, avec le nombre d'items k et la covariance des réponses aux différentes questions.

28. En disant que l'exclusion du marché de l'emploi est la cause de l'entrée en pauvreté (ou plutôt du passage en dessous du seuil de pauvreté), on ne peut s'empêcher de penser que l'on n'a pas beaucoup progressé dans la compréhension de la chaîne causale. Chômage et entrée en pauvreté ne sont que deux manifestations concomitantes d'un même processus dans deux registres différents.

29. Ce vocable de « spatial » est utilisé pour désigner, de façon imagée quoique abusive, les disparités entre catégories, révélées par l'analyse de panel. Le modèle est un modèle qui porte sur les ménages, ceux-ci étant caractérisés soit par des variables décrivant la personne de référence (âge, genre...), soit par des descripteurs intrinsèquement de niveau « ménage » comme le niveau de patrimoine.

Encadré 5

LE MODÈLE RETENU POUR RENDRE COMPTE DES DISPARITÉS DE PAUVRETÉ

S'agissant de données de panel, le modèle à considérer est un modèle à effets individuels. La spécification retenue sépare l'effet individuel en deux, *une partie corrélée avec les variables sociodémographiques* variables au cours du temps et *une partie aléatoire*, elle-même séparée en une fraction constante au cours du temps et une partie variable. L'introduction des variables sociodémographiques moyennées sur l'ensemble de la période permet de prendre en compte les corrélations entre les variables explicatives correspondantes et le terme d'erreur constant au cours du temps. Ceci procède de la même logique que la démarche de Mundlak (1978) sur données quantitatives (cf. aussi Magnac, 2000). Quant à la variable ρ , elle correspond à la proportion de la variance du terme d'erreur persistant au cours du temps dans la variance totale du terme d'erreur.

L'estimation de ce type de modèle n'a de sens que sur le fichier des ménages *permanents* présents pendant au moins deux années consécutives.

Le principal avantage de ce modèle par rapport aux modèles simples estimés sur coupe est de pouvoir réduire l'hétérogénéité non observée grâce à l'introduction des effets individuels ; il permet aussi de séparer des effets d'âge et de génération. L'inconvénient est la nécessité de se limiter aux ménages permanents : d'où un risque de manquer les plus démunis parmi les pauvres et une impossibilité d'aborder un sujet important et sensible, difficile à documenter correctement à cause des problèmes d'endogénéité, à savoir le rôle joué par le divorce dans la survenue de la pauvreté. Les divorcés et les veufs sont en effet éliminés de l'analyse au moment de la survenue de l'événement à l'origine de la rupture du ménage ; éventuellement (lorsque les durées de présence sont suffisantes) le ménage dans sa configuration antérieure à l'événement et le ménage dans sa forme postérieure sont tous deux conservés dans l'analyse mais indépendamment l'un de l'autre.

Tableau 7
Analyse économétrique des différentes formes de pauvreté (modèle de panel)

Pauvreté	Monétaire		Conditions de vie		Subjective		Sociale		Santé		RMI	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	- 2,06	- 12,8	- 1,47	- 9,2	- 1,37	- 9,5	- 0,24	- 2,1	- 1,85	- 12,4	- 3,52	- 17,2
Âge	- 0,02	- 2,5	- 0,01	- 1,4	- 0,01	- 1,3	- 0,03	- 3,9	0,01	1,0	0,08	5,1
Âge ²	0,0004	3,7	0,0007	0,7	- 0,00001	- 0,1	0,0005	6,1	0,0002	2,3	- 0,001	- 5,8
Né avant 1920	- 0,10	- 0,3	0,57	1,6	- 0,27	- 0,8	- 0,28	- 1,1	- 0,01	0,0	n.d.	
Né entre 1920 et 1929	- 0,20	- 0,8	0,33	1,2	- 0,11	- 0,5	- 0,18	- 0,9	0,17	0,7	n.d.	
Né entre 1930 et 1939	0,28	1,3	0,52	2,3	0,14	0,8	- 0,03	- 0,2	0,14	0,8	- 0,25	- 1,0
Né entre 1940 et 1949	0,26	1,7	0,35	2,2	0,31	2,3	0,16	1,4	0,15	1,1	- 0,30	- 1,8
Né entre 1950 et 1959	0,25	2,6	0,31	3,1	0,25	3,0	0,07	1,0	0,04	0,4	- 0,27	- 2,3
Né à partir de 1970	0,32	2,7	- 0,06	- 0,5	- 0,23	- 2,1	- 0,03	- 0,4	0,03	0,2	0,29	2,6
Être une femme	- 0,01	- 0,1	0,10	1,4	0,06	0,9	0,00	0,0	0,04	0,7	- 0,16	- 2,6
Pas de diplôme	0,49	6,6	0,37	4,7	0,13	1,9	0,26	4,8	0,20	3,0	0,41	6,2
CEP	0,19	2,4	0,18	2,1	0,07	1,1	0,16	2,9	0,15	2,3	0,02	0,3
CAP-BEP	0,09	1,1	0,10	1,3	0,06	0,9	0,10	1,9	0,04	0,7	- 0,30	- 4,2
Bac technique	- 0,09	- 0,8	0,09	0,8	- 0,02	- 0,2	- 0,02	- 0,2	- 0,16	- 1,6	0,10	1,1
Bac général	- 0,21	- 1,9	- 0,01	- 0,1	- 0,14	- 1,5	0,00	0,0	- 0,04	- 0,5	0,17	1,8
Supérieur au Bac	- 0,21	- 2,4	- 0,03	- 0,3	- 0,27	- 3,9	- 0,10	- 1,8	- 0,10	- 1,4	- 0,08	- 0,8
Année 1995	0,00	0,1	- 0,09	- 2,6	- 0,07	- 2,2	0,03	1,2	0,12	4,0	0,00	- 0,1
Année 1996	0,03	0,8	- 0,12	- 3,5	- 0,05	- 1,4	- 0,06	- 2,4	0,12	3,7	- 0,05	- 0,9
Année 1997	- 0,02	- 0,5	- 0,21	- 5,3	- 0,07	- 1,8	- 0,07	- 2,2	0,15	4,3	- 0,03	- 0,5
Année 1998	0,04	1,0	- 0,16	- 3,7	- 0,09	- 2,2	- 0,04	- 1,3	0,24	6,3	- 0,12	- 1,9
Année 1999	0,01	0,3	- 0,23	- 4,6	- 0,14	- 3,1	- 0,10	- 2,8	0,23	5,5	- 0,07	- 1,1
Année 2000	0,03	0,5	- 0,23	- 4,1	- 0,15	- 2,9	- 0,07	- 1,7	0,24	5,2	- 0,18	- 2,4
Année 2001	- 0,01	- 0,2	- 0,24	- 3,9	- 0,23	- 3,9	0,00	- 0,1	0,27	5,3	- 0,29	- 3,4
Habiter en Île-de-France	- 0,56	- 7,5	0,13	2,4	0,00	0,0	0,13	3,3	- 0,05	- 0,9	- 0,50	- 5,5
Être un indépendant	0,33	8,1	0,09	1,8	0,04	0,9	0,00	0,0	- 0,02	- 0,6	0,22	3,1
Avoir un enfant	0,21	2,1	0,02	0,2	0,25	2,8	- 0,13	- 2,1	- 0,03	- 0,3	0,20	1,2
Avoir 2 enfants	0,32	2,6	- 0,06	- 0,6	0,05	0,4	- 0,15	- 2,0	- 0,17	- 1,1	0,06	0,3
Avoir 3 enfants ou plus	0,45	2,9	- 0,13	- 0,9	- 0,05	- 0,4	- 0,18	- 1,7	- 0,38	- 2,1	- 0,01	0,0
Existence d'enfants hors ménage	- 0,24	- 4,0	0,06	0,9	0,01	0,2	0,03	0,6	0,02	0,3	0,05	0,6
PR née hors de France	0,20	3,3	0,06	0,9	0,19	3,5	0,12	2,8	0,13	2,4	0,08	1,3
Père de la PR agriculteur	0,40	8,1	- 0,14	- 2,4	- 0,16	- 3,1	- 0,29	- 7,2	- 0,08	- 1,9	- 0,07	- 1,1
Père de la PR indépendant	0,04	0,7	- 0,11	- 1,6	- 0,01	- 0,2	- 0,01	- 0,1	- 0,09	- 1,6	0,01	0,2
Père de la PR cadre ou PI	0,02	0,4	0,00	0,0	0,05	0,9	- 0,01	- 0,3	0,03	0,6	0,09	1,5
Pas de père ou inconnu	0,25	3,3	0,00	- 0,1	0,08	1,2	0,10	1,7	0,02	0,3	0,09	1,2
Existence d'un conjoint	- 0,08	- 1,1	- 0,17	- 2,3	- 0,15	- 2,2	- 0,35	- 6,7	- 0,36	- 6,2	- 0,47	- 6,8
Patrimoine inférieur à 100 KF	0,07	2,1	0,08	2,6	0,12	3,4	- 0,02	- 0,7	0,08	2,4	0,06	1,1
Patrimoine de 500 à 1 500 KF	- 0,09	- 2,5	- 0,02	- 0,5	- 0,04	- 1,1	- 0,04	- 1,7	- 0,03	- 1,1	- 0,07	- 0,8
Patrimoine supérieur à 15 000 KF	- 0,13	- 2,1	- 0,27	- 3,2	- 0,06	- 0,9	0,00	- 0,1	0,01	0,3	- 0,08	- 0,3
Patrimoine non déclaré	0,07	1,4	0,16	3,0	0,00	0,0	0,06	1,3	- 0,05	- 1,1	0,00	0,0
Être propriétaire	0,01	0,2	- 0,19	- 3,4	0,15	2,7	- 0,12	- 3,3	- 0,03	- 0,6	- 0,24	- 2,2

Tableau 7 (suite)

Analyse économétrique des différentes formes de pauvreté (modèle de panel)

Effets individuels (moyennes de...)												
<i>Avoir un enfant</i>	- 0,10	- 0,7	- 0,06	- 0,5	- 0,17	- 1,5	0,04	0,5	- 0,09	- 0,6	0,20	1,1
<i>Avoir 2 enfants</i>	0,03	0,2	- 0,06	- 0,4	0,14	1,1	0,05	0,6	- 0,03	- 0,2	0,25	1,1
<i>Avoir 3 enfants ou plus</i>	0,19	1,1	0,15	0,9	0,45	2,9	0,15	1,3	0,22	1,1	0,63	2,4
<i>Existence d'enfants hors ménage</i>	- 0,12	- 1,4	- 0,18	- 1,8	- 0,05	- 0,6	0,04	0,5	0,18	2,1	- 0,17	- 1,5
<i>Patrimoine inférieur à 100 KF</i>	1,09	11,1	0,96	10,1	0,63	7,1	0,33	4,6	0,14	1,6	1,32	10,3
<i>Patrimoine de 500 à 1 500 KF</i>	- 0,61	- 6,8	- 0,80	- 8,1	- 0,32	- 3,8	- 0,24	- 3,8	- 0,24	- 3,3	- 0,51	- 3,6
<i>Patrimoine supérieur à 15 000 KF</i>	- 0,60	- 4,7	- 0,69	- 4,8	- 0,42	- 3,6	- 0,33	- 3,9	- 0,40	- 4,1	- 1,55	- 3,7
<i>Patrimoine non déclaré</i>	0,99	5,8	0,50	2,8	0,12	0,6	0,16	1,1	- 0,14	- 0,9	1,64	7,3
<i>Être propriétaire</i>	0,52	5,6	0,50	5,4	0,08	0,9	0,14	2,2	0,17	2,1	0,77	5,5
Rho	0,83	101,9	0,83	101,4	0,78	86,2	0,76	115,0	0,79	110,0	0,94	126,1

Lecture : en gras, effets significatifs au seuil de 5 % ; en italiques les effets négatifs.

Champ : ménages permanents, données non pondérées.

Source : panel européen 1994-2001, Insee.

taire présente un profil par âge en U, décroissant jusqu'à 25 ans environ, pour croître ensuite (30). C'est également le cas de l'isolement social, mais avec un minimum vers 33 ans, alors qu'aucun effet significatif ne se dégage dans le cas des pauvretés de conditions de vie et subjective. Que les problèmes de santé augmentent avec le vieillissement se comprend aisément. Le cas du RMI est particulier, de par le ciblage spécifique en termes d'âge, voulu par le législateur : les plus jeunes en sont exclus et les plus âgés peuvent bénéficier du minimum vieillesse, plus avantageux, d'où un profil en cloche.

Les effets de la génération de naissance sont complexes à interpréter car les profils diffèrent nettement selon les indicateurs et que les périodes qui se distinguent ne semblent pas synchrones avec les grandes phases de l'histoire économique (31). La génération ne joue pas sur la santé ou l'isolement social ; on observe un profil en cloche, pour la pauvreté subjective, avec une probabilité de pauvreté plus élevée quand la personne de référence est née entre 1940 et 1960, plus faible pour la génération la plus récente de ceux qui ont vu le jour à partir de 1970. La pauvreté en conditions de vie présente un profil plutôt globalement décroissant. Même si une forte dispersion pour les générations anciennes rend le coefficient non significatif au seuil de 5 %, c'est pour la génération 1930-1939 que l'on observe à la fois un coefficient élevé et une bonne précision de l'estimation. Le profil pour la pauvreté monétaire est, lui, plutôt globalement croissant, mais avec des accidents : les générations les plus récentes semblent toutefois les plus exposées au risque (32).

Les coefficients de l'année d'observation (sous réserve que l'identification se fasse correctement entre les variables d'âge, de génération et cette date) doivent capter, outre les effets mécaniques de la technique de collecte du panel (sans renouvellement autre qu'interne), les effets de la restriction de l'étude aux unités permanentes, plus stables donc moins précaires, ainsi que les conséquences de la non réévaluation de certains seuils : ainsi, au fil des années, la pauvreté en termes de conditions de vie diminue, de même que la pauvreté subjective – et, moins nettement, l'isolement relationnel et la perception du RMI, alors que les difficultés de santé augmentent. La dérive à la baisse de la pauvreté en termes de conditions de vie est nette, apparente même sur seulement huit ans. Faute de réactualisation, le concept, conçu en 1994 comme relatif, devient quelque chose d'absolu. Conceptuellement, une réactualisation fréquente des items apparaît nécessaire. Le développement des biens durables est actuellement trop rapide pour qu'une liste figée puisse être maintenue, même sur une période relativement courte d'une dizaine

30. Cette pauvreté des jeunes disparaît quand on considère une pauvreté plus durable (par exemple, est pauvre celui qui est sous la ligne de pauvreté trois ans consécutifs). Une régression conduite sur cette pauvreté pérenne fait apparaître un profil très semblable à celui que l'on commente ici, à quelques nuances près. Outre cette disparition de l'effet « jeune », qui va de pair avec la disparition de l'effet « ménage avec un enfant », lui aussi dénotant une probabilité plus forte d'être pauvre en début de cycle de vie, on notera seulement un renforcement de l'effet des variables patrimoniales. La pauvreté de début de cycle de vie a tous les symptômes d'une situation transitoire.

31. Ce n'est d'ailleurs peut-être pas si surprenant que cela puisse sembler à première vue, les phénomènes de pauvreté pouvant manifester une certaine hystérésis par rapport aux mouvements des revenus, plus en phase avec les cycles de l'économie.

32. Leur cas est donc particulièrement illustratif des différences de profil entre les trois formes de pauvreté.

d'années. Une réactualisation serait nécessaire tous les trois ou cinq ans : mais pour pouvoir la faire sans générer de sauts trop importants, il faut qu'il y ait beaucoup plus d'items élémentaires que ce n'est le cas actuellement. La pauvreté monétaire est la seule à ne marquer aucune dérive : la réévaluation automatique des seuils n'y est sans doute pas étrangère.

L'absence de diplôme va de pair avec une probabilité de pauvreté plus élevée pour tous les indicateurs de pauvreté. Pour tous aussi, le profil est décroissant, la probabilité de pauvreté diminuant lorsque le niveau de diplôme s'élève. C'est pour la pauvreté monétaire que le profil est le plus accentué et pour les pauvretés de conditions de vie et de santé qu'il est le moins marqué, avec seulement un effet positif pour l'absence de diplôme ou les diplômes les plus bas (CEP). À nouveau, le RMI fait figure d'exception, avec un effet positif des diplômes de niveau baccalauréat général, soit les personnes qui s'arrêtent à ce niveau exactement ont des faiblesses spécifiques qui les pénalisent (échec lors de la suite des études ? Obligation de s'arrêter brusquement pour des raisons pécuniaires ?...) soit il s'agit seulement d'une situation transitoire (la personne est encore en cours d'études – et donc n'a pas encore le diplôme préparé – et peut déjà bénéficier de l'allocation, parce qu'elle a plus de 25 ans, ou parce qu'elle a un enfant à charge).

Habiter en Île-de-France augmente la probabilité d'être en situation d'isolement social et de vivre dans des conditions précaires (logements trop petits ; environnement très urbain, bruyant, pollué, voire exposé à l'insécurité), mais diminue la probabilité d'être frappé de pauvreté monétaire et celle de percevoir le RMI. Pour l'effet portant sur la pauvreté monétaire, on peut craindre qu'il reflète, au moins partiellement, un artefact, puisque le seuil retenu est le même pour toute la France alors que le coût de la vie est de 20 % plus élevé en Île-de-France.

Être un indépendant augmente aussi les risques de pauvreté monétaire, de perception du RMI et, mais de façon moins nette, de subir de mauvaises conditions de vie. Là aussi, sans négliger la pauvreté de certains petits indépendants, il faut mettre en garde contre le fait que le revenu observé est difficilement comparable entre salariés et retraités d'une part et indépendants d'autre part, les problèmes conceptuels de définition et les difficultés de mesure étant plus importants pour les seconds, avec pour conséquence une sous-esti-

mation probable plus forte de leur niveau de vie. Il n'y a d'ailleurs pas signe pour ces catégories de difficulté particulière à équilibrer le budget.

Le fait d'avoir des enfants accroît les risques de pauvreté monétaire (incidence croissant régulièrement avec le nombre de ces enfants), alors qu'il est sans effet pour la pauvreté en conditions de vie. La pauvreté subjective se rencontre plus souvent chez les ménages à un seul enfant, ce qui peut suggérer l'idée de difficultés à équilibrer son budget à l'arrivée du premier enfant, avec la difficulté à anticiper l'augmentation des charges à un moment où l'insertion professionnelle est, sinon précaire, du moins récente. L'existence d'enfants réduit en revanche l'isolement social. À noter que les problèmes liés à la santé sont moindres chez les ménages de trois enfants ou plus.

Que la personne de référence soit née hors de France accroît les risques de pauvreté monétaire, subjective, l'isolement social et les problèmes de santé, mais ni la pauvreté en termes de conditions de vie, ni la perception du RMI. En 1997, sur les données en coupe, un effet positif apparaissait pour la pauvreté en conditions de vie. C'est peut-être le fait de se restreindre aux ménages permanents – donc stables – qui sélectionne les immigrés les mieux installés : les plus mauvaises conditions de vie doivent principalement concerner les immigrés venus pour une courte période, laissant les membres de leur famille au pays et se privant de tout ou presque en France pour leur envoyer des moyens de subsistance.

Avoir un père agriculteur augmente la pauvreté monétaire, mais réduit les autres facteurs de risque (effet de même signe mais non significatif pour le RMI). Il faut particulièrement souligner la plus grande richesse du réseau relationnel de cette population. La littérature sociologique a mis en évidence à maintes reprises l'importance protectrice de ce réseau pour ceux qui ont réussi à garder leurs racines (culture de pauvreté). Curieusement, avoir un père cadre ou profession intermédiaire ne semble pas protéger particulièrement de la pauvreté, mais l'absence de père renforce la probabilité d'être frappé par la pauvreté monétaire (mais c'est le seul effet notable).

L'existence d'un conjoint dans le ménage diminue le risque de pauvreté pour tous les indicateurs (de même signe, l'effet n'est pas significatif dans le cas de la pauvreté monétaire) : moindre aisance des veuves, célibat des hommes traduisant une absence de ressources ou de perspectives (effet que P. Bourdieu (1962)

signalait dans le cas des agriculteurs)... plusieurs effets sont sans doute à l'œuvre.

Enfin, les faibles niveaux de patrimoine vont de pair avec des risques de pauvreté plus importants pour tous les indicateurs, sauf en ce qui concerne l'isolement social et la perception de RMI ; ceci semble évoquer la possibilité d'un lien indirect avec un effet « cycle de vie » mal retracé au travers des variables de composition démographique. Ne pas avoir accumulé de patrimoine peut-être le signe que l'on est moins installé dans la vie que les personnes qui, au même âge, on déjà mis de côté un pécule significatif. Ceci peut aussi indiquer un milieu d'origine moins aisé : même si les liens sociaux existent, les ressources potentielles pour venir en aide au ménage étudié sont plus faibles d'où une certaine héritabilité de la pauvreté. Enfin, l'absence de patrimoine peut aussi indiquer une faiblesse de ressources plus durable que pour d'autres et donc une pauvreté plus « pérenne ». À l'autre extrémité de l'échelle des patrimoines, on note bien que la pauvreté monétaire et de conditions de vie est plus rare pour ceux qui sont dotés des patrimoines les plus importants. Mais il est important de souligner qu'il n'y a pas d'effet pour les autres types de pauvreté. Il est possible que le choix de considérer le patrimoine brut explique l'absence d'effet pour la pauvreté subjective, deux effets en sens contraire s'annulant, l'un étant l'effet naturel faisant que richesse en patrimoine et aisance budgétaire vont de pair, l'autre, uniquement pour les accédants à la propriété, indiquant les tensions sur le budget quotidien causées par la nécessité de faire face aux échéances de remboursement des prêts immobiliers.

Au total, ces résultats confirment l'idée (développée dès 1997 sur trois d'entre eux) de profils différents entre les diverses formes de pauvreté. Les nouvelles échelles montrent bien que ce double constat de facteurs communs et de différences spécifiques demeure. Les facteurs communs sont l'insuffisance de capital financier (patrimoine), ou humain (diplôme), avec une fragilité particulière des ménages issus de l'immigration. Pour le reste, telle ou telle caractéristique va protéger ou non de tel ou tel symptôme de pauvreté mais pas de tous.

Corrélations temporelles : des indicateurs pas forcément synchrones

Avec les critères que nous retenons pour définir les causalités (causalité retardée significative ;

cf. encadré 6), les relations qui apparaissent entre les six indicateurs sont les suivantes (en italiques les cas où il y a causalité retardée sans causalité instantanée) :

- pauvreté de conditions de vie vers pauvreté monétaire ;
- *pauvreté de santé vers pauvreté monétaire* ;
- pauvreté subjective vers pauvreté de conditions de vie ;
- pauvreté relationnelle vers pauvreté de conditions de vie (33) ;
- *pauvreté de santé vers pauvreté de conditions de vie* ;
- pauvreté de santé vers pauvreté subjective ;
- *pauvreté monétaire vers pauvreté relationnelle* ;
- pauvreté de conditions de vie vers pauvreté relationnelle ;
- pauvreté de santé vers pauvreté relationnelle ;
- pauvreté de conditions de vie vers pauvreté de santé ;
- pauvreté subjective vers pauvreté de santé ;
- *pauvreté relationnelle vers pauvreté de santé* ;
- *pauvreté monétaire vers pauvreté institutionnelle* ;
- pauvreté de conditions de vie vers pauvreté institutionnelle ;
- *pauvreté relationnelle vers pauvreté institutionnelle*.

Ceci fait apparaître que la pauvreté monétaire est causée deux fois, la pauvreté de conditions de vie trois fois, la pauvreté subjective jamais, la pauvreté relationnelle trois fois, la pauvreté de santé une fois et la pauvreté institutionnelle trois fois. Inversement, la pauvreté monétaire apparaît comme cause deux fois, la pauvreté de conditions de vie quatre fois, la pauvreté subjective une fois, la pauvreté relationnelle une fois, la pauvreté de santé trois fois et la pauvreté institutionnelle jamais.

Les diverses formes de pauvreté paraissent donc s'ordonner assez clairement, dans ce qui pourrait être l'ébauche d'un processus causal (34) ; certes trois réciprocitys apparaissent (entre pauvretés de santé et de con-

33. Relation faiblement significative, mais plus nette quand on se restreint à la population active.

34. Attention, on peut avoir des situations où A cause B et B cause A dans un schéma temporel de style cercle vicieux : la réciprocity des relations n'est pas forcément signe de la non interprétabilité en termes de causalité.

ditions de vie, entre isolement et pauvreté de conditions de vie et entre mauvaise santé et isolement) mais les deux liaisons sont à chaque fois de significativité nettement différente, ce qui peut nous autoriser à privilégier

un sens sur l'autre (mauvaise santé causant des déficiences de conditions de vie et l'isolement plutôt que l'inverse...). Le graphique I visualise le schéma qui semble se dégager.

Encadré 6

L'ANALYSE DE LA CAUSALITÉ

Sous le vocable « causalité », la tradition économétrique désigne un concept qui revêt deux aspects, de causalité instantanée et de causalité retardée.

On dira que X « cause » Y si l'espérance de Y à la date t sachant l'ensemble du passé de Y ainsi que le présent et le passé de X est différente de l'espérance de Y sachant seulement le passé de Y . Plus précisément X « cause » Y en instantané si le coefficient de X_t , présent de X , est significativement différent de 0 et X « cause » Y en retardé s'il y a un effet significativement différent de 0 de l'ensemble du passé de X .

Le lien entre cette notion et le concept de causalité au sens que lui donne le langage habituel est quasiment inexistant quand on se restreint à la causalité instantanée ; il s'agit simplement d'une traduction particulière de l'existence d'une corrélation instantanée entre les variables. D'ailleurs, en instantané, il y a en général réciprocité : si X « cause » Y , alors Y « cause » X .

Ce lien devient plus apparent quand on se tourne vers le concept de causalité retardée.

Cette notion n'est plus en général symétrique. L'introduction des retards et donc d'une certaine antériorité fait que cette notion peut s'interpréter comme synonyme de « X est l'une des causes de Y ». Si le fait d'avoir été malade dans le passé modifie la prévision de la pauvreté actuelle par rapport à une prévision basée sur la seule chronique passée des situations de pauvreté, c'est bien le signe que les problèmes de santé sont liés aux problèmes de pauvreté et qu'étant antérieurs ils en sont plutôt l'origine que la conséquence. Il se peut aussi que l'antériorité soit seulement la manifestation visible du phénomène suivant : une même cause, inobservée sinon inobservable, est à l'origine de deux conséquences apparaissant non pas simultanément mais avec un délai de latence différent. On ne peut pas alors parler de causalité entre les deux conséquences, mais, phénomène identique à la simultanéité bien connue dans le cadre statique, de conséquences différées d'une même cause.

La même liaison apparente recouvre sans doute les deux types de situations : ce sont plutôt nos *a priori* relatifs au schéma explicatif qui vont faire que, dans le commentaire des résultats, on aura plutôt tendance à employer le terme de causalité (par exemple entre santé et pauvreté monétaire) ou plutôt se contenter de parler d'antériorité (par exemple, cas de la liaison pauvreté subjective-pauvreté de conditions de vie).

Dans l'implémentation faite ici, le passé, compte tenu de la relative brièveté de la période couverte par le panel, a été limité à deux périodes ($t - 1$ et $t - 2$). Ceci

peut affaiblir la causalité, voire même la faire disparaître complètement lorsque les délais de réaction sont longs. Supposons par exemple qu'une maladie subite mais temporaire crée une rupture durable de la dynamique des revenus et fasse passer le foyer dans une phase de diminution des ressources ; si celles-ci sont initialement très au dessus du seuil de pauvreté, il faudra attendre plusieurs années (par exemple 3) avant que le revenu passe en dessous du seuil de pauvreté. Le ménage n'étant pauvre ni en $t - 1$ ni en $t - 2$, l'espérance calculée sur la trajectoire passée et elle seule conduit à prédire pour la période t une absence de pauvreté ; sur les périodes $t - 1$ et $t - 2$, la santé est bonne et donc la prise en compte de la santé ne modifie en rien le diagnostic. Si on avait pris trois retards, on aurait sans doute révélé la causalité.

La signification exacte de cette « causalité » au sens des économètres garde encore certains mystères : il ne semble pas que la propriété de transitivité soit théoriquement assurée. Or, avec la conception ordinaire de la causalité, on aimerait bien que si A cause B et B cause C , on puisse considérer que A cause C .

De plus les données établies au niveau de l'année calendaire ne permettent pas une analyse très précise de la succession des événements. Deux événements séparés de 6 mois, par exemple, pourront apparaître comme successifs ou simultanés selon le moment précis de survenue du premier. Passer ainsi de propriétés de *prédictibilité* à une interprétation en termes de *causalité* est sans doute rapide, même si pas totalement infondé. X est peut-être une cause de Y ; en tous cas X est bien un indicateur avancé de Y .

L'analyse économétrique de la causalité retardée peut être conduite dans une version non conditionnée (*i.e.* faisant intervenir seulement les deux variables X et Y) ou au sein d'un modèle introduisant un conditionnement par d'autres variables Z . C'est plutôt cette deuxième façon de faire que l'on va retenir, utilisant pour Z les habituels descripteurs socio-démographiques, ceux introduits dans l'analyse de la deuxième partie (1). On parlera de causalité dès qu'il y aura une causalité retardée significative (il y a causalité avec un temps de latence de quelques mois ; on isolera celles des liaisons pour lesquelles il y aura à la fois une causalité instantanée et une causalité retardée significatives (« temps de latence » *a priori* plus faible).

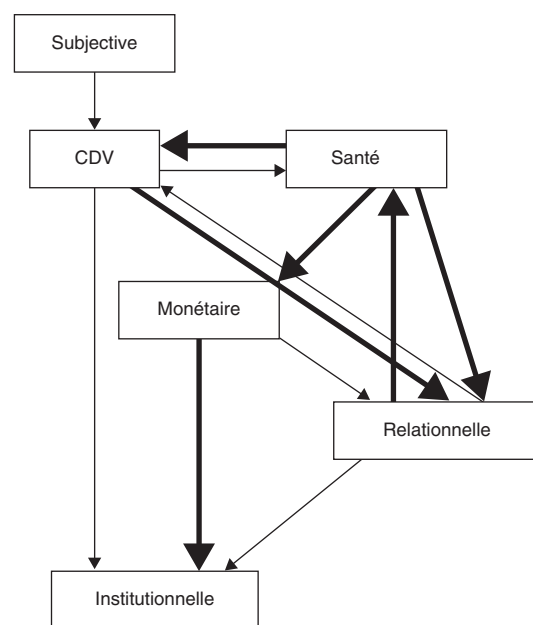
1. La plupart du temps, l'introduction du conditionnement réduit la significativité des effets. On note cependant quelques rares cas où le conditionnement rend significative une liaison qui ne l'était pas (pauvreté subjective et pauvreté de santé et la liaison réciproque). On s'abstiendra de commenter une telle liaison *a priori* douteuse car non robuste.

Si on laisse de côté le cas des personnes qui ont toujours vécu dans la pauvreté, et pour lesquelles il y a un certain équilibre (pauvreté monétaire, de conditions de vie, voire institutionnelle, sans forcément isolement et mauvaise santé ni difficultés à équilibrer son budget – dépenses et recettes toutes deux basses) et pour lesquelles l'analyse de causalité conduite a peu de sens (la question de la prédictibilité ne se posant qu'en cas d'évolutions) et si on s'intéresse plutôt aux trajectoires d'entrée en pauvreté, le schéma suivant, compatible avec le graphe tracé, semble bien relater une histoire plausible.

La pauvreté subjective pourrait apparaître comme un premier signe avant-coureur des difficultés qui peuvent conduire à la pauvreté : le ménage n'arrive plus à réaliser l'équilibre entre ses recettes et ses dépenses ; il s'endette, tire sur ses réserves. À ce moment là, il n'est pas encore, en général, pauvre monétairement et son équipement, reflet du passé, reste au-dessus du seuil de la pauvreté en conditions de vie : les économistes de la consommation s'accordent en général pour relever chez le consommateur le

désir de lisser sa consommation, de maintenir celle-ci au niveau atteint, en cas de baisse du revenu, du moins tant qu'il le peut, tant qu'il anticipe que la période de vaches maigres ne sera que transitoire. Deuxième phase, si la faiblesse des ressources par rapport aux besoins perdure, il doit se priver, différer l'achat de nouveaux biens durables, ne pas remplacer ceux qui tombent en panne, renoncer aux travaux d'entretien du logement. La pauvreté de conditions de vie apparaît ; ce que nous suggère l'analyse dynamique, c'est qu'elle apparaît avant la pauvreté monétaire. Les difficultés de santé peuvent être lues comme un facteur plutôt indépendant mais aussi parfois créé et sans doute aggravé par les mauvaises conditions de vie et les privations (il n'est pas créé par les autres types de difficultés, la seule liaison en direction de la pauvreté de santé venant de la pauvreté de conditions de vie). Ce facteur renforce les difficultés de conditions de vie, et agit directement aussi sur la pauvreté monétaire (notons qu'il n'y a pas de lien inverse entre pauvreté monétaire et mauvaise santé, du moins avec la structure de retards introduite dans le modèle) ainsi que sur la pauvreté relationnelle. La suite de la trajectoire, sauf survenue d'un événement positif, semble bien l'entrée en pauvreté monétaire, entrée d'autant plus probable que la santé n'est pas bonne. L'isolement relationnel s'ensuivrait. Ultime étape, si les revenus continuent à s'enfoncer sous le seuil de pauvreté l'aide sous forme de RMI apparaît (rappelons que le niveau du RMI, est inférieur au seuil de pauvreté relative d'environ 150 euros par mois pour une personne).

Graphique I
Structure des relations causales entre les diverses formes de pauvreté (causalités « retardées »)



Lecture : les relations visualisées sur ce graphique sont les relations de causalité retardées (cf. encadré 6 pour le sens précis à donner au terme causalité). Une seule flèche relie la pauvreté subjective et la pauvreté en termes de conditions de vie, orientée de la première vers la seconde : la pauvreté subjective est donc cause de la pauvreté CDV, la réciproque n'étant pas vraie. Seules les liaisons significatives (au seuil de 5 % ; ce qui correspond approximativement à une statistique de Wald supérieure à 4) sont indiquées. Les liaisons les plus significatives (Wald supérieur à 10) sont matérialisées par une flèche en gras.

On a ainsi l'impression que les difficultés de santé sont plutôt en amont dans la chaîne des causalités, rejoignant en cela les conclusions de certains chercheurs : « Difficultés financières, précarité d'emploi, état psychique, isolement, tout est lié : une santé fragile peut donc être à "l'origine" d'un processus de précarisation. On voit bien quel cercle vicieux peut s'établir entre problèmes de santé et difficultés économiques, et d'insertion notamment... Signalons que les questions psychiques et de santé mentale jouent souvent un rôle central, presque de "plaque tournante" dans cet engrenage... » (Berthod-Wurmser, 2002).

De même, la pauvreté en termes de conditions de vie semble occuper une place centrale qui en ferait peut-être, en fin de compte, le moins mauvais résumé de la pauvreté que l'on puisse actuellement produire. Ce serait en quelque sorte un niveau intermédiaire entre les premiè-

res difficultés ressenties et l'entrée en pauvreté monétaire, qui correspond déjà à un niveau grave de manque de ressources qui, sauf remède, risque de conduire à l'exclusion relationnelle. Reste bien entendu à parfaire la définition des concepts et fiabiliser la collecte de l'information, à réduire les erreurs de mesure, ce qui est sans doute plus facile à recommander qu'à réaliser.

Pour ou contre l'agrégation de ces indicateurs élémentaires ?

La question qui se pose enfin est celle de la construction d'un indicateur synthétique à partir de ces indicateurs thématiques. Comme on l'a vu, une année donnée, les différentes formes de pauvreté ne touchent pas forcément les mêmes populations, même si on peut déceler des facteurs communs.

Postuler la possibilité d'une agrégation par sommation pure et simple des divers items élémentaires est donc hasardeux. Il faudrait pour le moins reprendre l'analyse de corrélation permettant, sinon de valider la construction d'un score unique qui ait de bonnes propriétés, ce qui semble une démarche vouée à l'insuccès compte tenu de l'importance des différences constatées sur les profils élémentaires, du moins de dégager des sous-ensembles qui puissent ainsi être consolidés. En outre, un tel processus d'agrégation appliqué brutalement risque de faire fi de la dynamique temporelle propre à chaque indicateur alors même que certains semblent bien présenter un caractère avancé par rapport à d'autres. Quel sens donner alors à un indicateur agrégé une année donnée ? Il serait au contraire préférable de s'interroger

davantage sur ces aspects dynamiques, afin de mieux préciser quels indicateurs seraient avancés, de façon à pouvoir anticiper les risques pour les ménages de tomber en pauvreté monétaire, habituelle ou profonde (perception du RMI).

Mais avant de se lancer dans une telle étude, il faudrait avoir progressé dans la définition des indicateurs thématiques eux-mêmes. Comme on l'a abondamment souligné, ils ont en effet été construits ici avec un nombre d'items très insuffisant, des justifications théoriques très faibles, au moins dans la façon d'agréger les items au sein du ménage, et en recourant à des seuils définis de façon brutale dans un but purement pragmatique. Des variantes sur l'une ou l'autre de ces conventions devraient être testées. Il faudrait enfin compléter la liste des indicateurs retenus : construire un indicateur relatif au marché du travail, ce qui n'a pas été le cas ici faute de références théoriques et d'items qui nous aient semblé adaptés, serait une priorité ; plus encore peut-être, un indicateur de niveau de compétences serait crucial à produire, par exemple dans le domaine de la lecture et du calcul. La nouvelle enquête réalisée dans le but de mesurer les compétences des adultes face à l'écrit (enquête *Information et Vie Quotidienne*, 2004) devrait permettre de progresser dans la compréhension des liens entre manque de compétences et pauvreté. Alors seulement, muni d'un arsenal raisonnablement complet d'indicateurs thématiques construits avec des garanties minimales de rigueur, on pourra se lancer dans l'étude de la façon de considérer l'ensemble de ces diverses dimensions, que ce soit en les agrégeant ou non. Ce serait actuellement prématuré. □

Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté

Volet 3

Pauvreté absolue et relative : quelques éléments de réflexion et un essai de quantification

Alors que la plupart des approches de la pauvreté se placent soit dans l'ensemble des mesures absolues soit dans celui des mesures relatives, chacun ayant ses propres avantages et inconvénients, quelques tentatives de définition de mesures mixtes ont récemment vu le jour. S'efforçant d'instrumentaliser le concept d'« élasticité revenu du seuil de pauvreté » décrit par Gordon Fisher, Foster a imaginé un seuil de pauvreté défini comme la moyenne géométrique d'un seuil absolu et d'un seuil relatif, avec une élasticité à déterminer entre 0, valeur correspondant à l'approche strictement absolue, et 1, correspondant à l'approche relative. La mesure se devant de refléter les jugements normatifs, plus ou moins implicites, de la société étudiée, la valeur de cette élasticité doit être induite de l'observation des comportements effectifs et non choisie arbitrairement. Réalisée à partir des données françaises relatives à la fin des années 1990, l'estimation conduit à une valeur proche de 1 (supérieure à des estimations similaires obtenues pour les États-Unis), mais cependant significativement inférieure à cette valeur : les représentations spontanées sont donc davantage en phase avec les concepts relatifs retenus pour la mesure statistique du phénomène qu'avec l'approche alternative en termes absolus, mais ne font apparaître qu'une indexation partielle, les normes n'entérinant que progressivement et de façon sélective les évolutions des modes de vie.

Comme il a été souligné dans l'introduction, pour mesurer la pauvreté, la démarche habituelle consiste à prendre en compte en premier lieu un indicateur unique de bien-être pour chacun des ménages, par exemple le revenu ou les dépenses de consommation relatifs à une période donnée. On définit ensuite un seuil en dessous duquel le ménage est considéré comme pauvre. Les bonnes pratiques préconisent de prendre en compte dans la définition de ce seuil la démographie du ménage ainsi que le système de prix auquel il est confronté. Une autre possibilité conduisant au même résultat est de déflater le revenu du ménage par ces différentes caractéristiques et considérer le même seuil pour tous ; c'est ce qui est fait en France et dans de nombreux pays avec les unités de consommation, qui synthétisent les économies d'échelle liées à la taille du ménage. L'indicateur synthétique de pauvreté est ensuite obtenu en agrégeant sur l'ensemble de la population les indicateurs élémentaires propres à chacun des ménages. En général, on se contente de rapporter le nombre de pauvres à la population pour obtenir un taux de pauvreté.

De nombreuses conventions discutables

Chaque étape de cette démarche soulève de nombreuses critiques. On peut considérer, en accord avec Sen (1985, 1987), que l'approche pêche dès ses prémisses en matière de définition de ce qu'est un indicateur de bien-être : les mesures de la pauvreté reposent d'une façon ou d'une autre sur des indicateurs monétaires, alors qu'il pourrait être préférable de se référer à des fondamentaux comme l'espérance de vie, la mortalité infantile ou l'illettrisme. L'approche du Pnud, avec par exemple l'indicateur synthétique dit « de développement humain » (35), consiste en partie à rendre compte de cette critique. Plus généralement, il est fréquemment supposé que le bien-être peut être approché au travers d'une batterie d'indicateurs dont le revenu n'est qu'une composante (Ravallion, 1996) : accès aux biens collectifs, à l'éducation, aux services de santé, *etc.* Il se pose alors la question de savoir comment faire émerger un classement des états au vu de ces indicateurs multiples. Cette dernière étant insoluble, on utilise des critères imparfaits. Ainsi, la règle de Borda, la plus répandue, ignore l'intensité des préférences dans chacune des dimensions. Cette approche est néanmoins féconde car elle permet de mettre en évidence quels groupes sociaux sont victimes d'insuffisances. Avec ces préoccupations plus restreintes,

une règle de classement unique n'est pas forcément nécessaire.

À l'autre extrémité de la chaîne de construction de l'indicateur de pauvreté, le choix de la méthode d'agrégation des indicateurs individuels relève lui aussi d'un arbitrage. Ce dernier est sans doute plus facile à expliciter et évaluer. Une fois admis le fait que l'indicateur pertinent au niveau du ménage est un revenu déflaté au vu de la composition de celui-ci et de son environnement, on dispose dans la littérature de tout une batterie d'indicateurs d'inégalité qui visent à synthétiser l'information en un seul indice, et donc à réaliser l'agrégation. Même s'il est vrai que chacun reflète d'une façon différente l'inégalité, il est toujours possible de comparer les résultats obtenus en mettant en œuvre chacun d'entre eux. Cette difficulté a été explicitée grâce à une formalisation établie par Atkinson (1970), qui a notamment conduit à construire la famille des indicateurs de Kolm-Atkinson (36) à partir d'une prise en compte des utilités individuelles. Le jugement sur les inégalités dépend alors d'un paramètre, une norme implicite, analogue à une aversion relative pour le risque. Il suffit dans la pratique de faire varier ce paramètre pour s'assurer de la stabilité des résultats au vu de ce type d'hypothèses. Plus généralement, l'usage de variantes permet d'évaluer l'apport de chacun des indicateurs disponibles.

L'étape médiane de la démarche initiale, la façon de définir un seuil de pauvreté, est elle aussi soumise à de nombreuses discussions. Une abondante littérature sur les échelles d'équivalence a été consacrée à la façon dont la démographie du ménage devait affecter le seuil de pauvreté. Ces travaux sont généralement établis à partir de l'étude des consommations des ménages en fonction de leur composition (cf. Lechene, 1993, pour une revue de littérature). Mais ces travaux supposent en général que les utilités des ménages de composition différente sont comparables à un instant donné, et introduisent d'une façon ou d'une autre une contrainte d'identification permettant de contourner cette difficulté. Une autre voie, empruntée par l'école de Leyden (Van Praag, 1979), consiste à utiliser des variables d'opinion pour approcher les niveaux d'utilité atteints. Elle ne résout cependant pas tous les problèmes d'identification, même si une approche sur données longitudinales permet de lever un certain nom-

35. Pour plus de détails, cf. Accardo et Chevalier (2005).

36. Cf. aussi Kolm (1966).

bre de difficultés (Lollivier, 1999). En outre, les échelles les plus fréquemment utilisées ne varient pas selon le revenu des ménages ; conçues à une époque à laquelle le modèle familial dominant était celui des couples avec enfants, elles ne prennent pas non plus correctement en compte l'existence de parents isolés.

L'indexation du seuil de pauvreté

De la même façon, déterminer comment le seuil de pauvreté évolue avec le temps ou la situation géographique renvoie à de sérieuses controverses entre les tenants d'une pauvreté absolue et ceux d'une pauvreté relative. Concialdi (2003) fustige les premiers, soulignant que « la méthode des seuils absolus... contredit le principe reconnu par tous les auteurs selon lequel la satisfaction d'un besoin fondamental nécessite des moyens qui varient selon les lieux et les époques », et que la méthode des seuils relatifs est sans doute la moins mauvaise. De fait, les utilisateurs du concept de pauvreté absolue, principalement nord-américains, reconnaissent que la stricte prise en compte de seuils absolus, simplement mis à jour au moyen d'un indice des prix, aboutit à des contradictions dans une économie en croissance, et que le fossé se creuse très rapidement entre un seuil de pauvreté absolu, même réévalué par indexation sur un indice de prix, et la réalité socio-économique (Citro et Michael, 1995).

Pourtant, l'approche purement relative n'est pas non plus exempte de paradoxes : dans une économie où les revenus des plus pauvres s'accroissent, mais au même rythme que le revenu médian, le nombre de pauvres ne diminue pas. De la même façon, les pays d'Europe de l'Est issus du bloc soviétique présentaient dans les années 1990 des distributions de revenu peu inégalitaires ; de ce fait, la pauvreté monétaire, simple mesure de l'inégalité, apparaissait à l'époque bien moindre en Slovaquie qu'en France quand bien même le niveau de vie moyen mesuré en parités de pouvoir d'achat, était quatre fois supérieur en France, (Fall *et al.*, 1998 ; cf. aussi Verger, 2005, ce numéro).

Vers une élasticité-revenu des seuils de pauvreté

C'est la raison pour laquelle certains auteurs ont cherché à concilier les approches absolues et relatives. Ainsi Tam et Zhang (1996) ont-ils

défini une courbe de Lorenz généralisée, dans laquelle les revenus individuels ne sont que partiellement normalisés par le revenu moyen. Dans une perspective temporelle, ceci permet de considérer que l'indexation des seuils au revenu moyen n'est pas totale (Lollivier, 1999). Dans ce contexte, le paradoxe de la comparaison avec la Slovaquie est également résolu sauf si la société manifeste une aversion quasi absolue pour l'inégalité. Foster (1998) imagine pour sa part un seuil de pauvreté qui soit une moyenne géométrique d'un seuil absolu et d'un seuil relatif : $z = z_a^\rho z_r^{1-\rho}$. Ceci permet d'instrumentaliser le concept d'« élasticité revenu du seuil de pauvreté » décrit par Fisher (1995), et de réconcilier au moins techniquement les deux approches. La difficulté consiste alors à déterminer la valeur pertinente de l'élasticité ρ , entre 0, valeur correspondant à l'approche strictement absolue, et 1, correspondant à l'approche relative. Le *National Research Council of the National Academy of Science* suggère dans ce registre une valeur de $\rho = 0,65$ pour les États-Unis (Citro et Michael, 1995, p. 143).

L'objet de cette étude est précisément de tenter une quantification de cette élasticité-revenu du seuil de pauvreté. La démarche repose sur un certain nombre d'hypothèses :

- en premier lieu, il paraît légitime de considérer que chaque ménage se réfère à un groupe de référence auquel il appartient pour porter un jugement sur son bien-être (Gardes et Loisy, 1997). Implicitement dans la plupart des travaux, le groupe de référence est le pays dans son ensemble, avec un seuil de pauvreté unique pour l'ensemble de la population. Cette hypothèse est loin d'aller de soi, et le groupe de référence pertinent varie probablement selon le problème posé. Par exemple, si l'on cherche à comparer le niveau de vie entre la France métropolitaine et les DOM, on définira en général un seuil de pauvreté spécifique à chaque département ultramarin, plutôt qu'un seuil unique métropole et DOM. À l'inverse, si l'objectif est de verser des subsides communautaires destinés à aider les zones en retard de développement, le groupe de référence sera plutôt l'Union européenne, et l'on choisira plus volontiers un seuil unique pour toute l'Europe. Dans l'étude, on retiendra plutôt un groupe de référence très étroit. Ceci correspond à l'idée que pour évaluer comment sa situation personnelle évolue, on se compare plutôt à des individus très proches de soi en matière d'environnement géographique ou socio-culturel, auxquels on est prêt à s'identifier, plutôt qu'à un ensemble plus vaste qui

comporte des personnes qui apparaissent comme totalement étrangères (37) ;

- on admet en second lieu que les réponses à des questions dites subjectives sur l'aisance financière se réfèrent à la situation du ménage par rapport au groupe de référence auquel il se rattache. Cette démarche s'inspire de celle adoptée par l'école de Leyden, et consiste à utiliser des variables d'opinion pour approcher les niveaux d'utilité atteints. Elle est utilisée dans un pan de la littérature concernant le coût de l'enfant ;

- plus précisément, on considérera que le « revenu minimal absolument nécessaire pour joindre les deux bouts » est lié de façon très étroite à une évaluation personnelle du seuil de pauvreté que le ménage se fabrique en fonction, à nouveau, de ce qu'il observe dans son environnement proche. Dans la pratique, et pour conduire l'estimation à bien, on admettra que le seuil de pauvreté spécifique au ménage est une fraction identique pour tous les ménages de ce revenu minimal.

Ces hypothèses visant à relier une réponse de l'enquête à un seuil de pauvreté individualisé sont évidemment hautement discutables. À défaut de littérature théorique sur le sujet, elles présentent cependant le double avantage d'une certaine cohérence et d'un caractère opératoire.

Des minima relativement stables dans le temps

En masse, les revenus minimaux représentent environ 90 % du cumul des revenus déclarés.

Mais si on calcule pour chaque ménage le rapport entre le revenu minimal et le revenu perçu (cf. tableau 8), d'importantes disparités apparaissent. Ainsi, le milieu de la distribution correspond à une valeur du rapport voisine de 1. Si pour chaque ménage, le seuil de pauvreté était exactement égal au revenu minimal déclaré, ceci correspondrait à un taux de pauvreté proche de 50 % (en admettant que le revenu perçu ainsi déclaré n'est pas sous-estimé, ce qui est sans doute le cas). C'est la raison pour laquelle on a considéré que le seuil n'était qu'une fraction de ce revenu minimal. Pour 25 % des ménages, le rapport dépasse environ 20 %, ce qui signifie que le revenu minimal est supérieur de 20 % au niveau de revenu. L'examen des deux courbes de répartition montre qu'il s'agit avant tout de ménages modestes (cf. graphique II). Au cours de la période, la valeur médiane du rapport ainsi que les fractiles inférieurs sont restées stables, alors que les fractiles les plus élevés, correspondant plutôt aux ménages à faibles ressources, ont eu tendance à se réduire. Ceci suggère que pour la cohorte considérée, les revenus perçus ont eu tendance à augmenter un peu plus rapidement que les revenus perçus comme minimaux, notamment dans le bas de la distribution.

37. Une question de l'enquête Histoire de Vie 2003 peut fournir un élément objectif allant dans ce sens, même si, formulée de façon très générale en termes d'identité géographique, elle n'est pas ciblée sur le problème qui nous préoccupe ici. À la question « En définitive, vous sentez-vous avant tout d'une région de France, Français, Européen, d'un autre pays, d'un autre continent ? » 25 % des personnes de 18 ans ou plus résidant en France métropolitaine répondent « d'une région », 60 % « français », 10 % « européen », 4 % « d'un autre pays », et 1 % « d'un autre continent ».

Tableau 8
Répartition selon l'année du rapport entre le revenu minimal et le revenu déclaré

	Dernier décile	Troisième quartile	Médiane	Premier quartile	Premier décile
1994	1,52	1,21	0,99	0,73	0,56
1995	1,50	1,20	0,98	0,75	0,57
1996	1,49	1,20	0,97	0,75	0,56
1997	1,47	1,19	0,98	0,75	0,57
1998	1,46	1,18	0,96	0,73	0,57
1999	1,43	1,17	0,96	0,73	0,57
2000	1,45	1,18	0,96	0,73	0,56
2001	1,43	1,15	0,94	0,71	0,55

Lecture : le tableau présente divers indicateurs usuels de la dispersion (premier et dernier déciles, premier et dernier quartiles, médiane) de la distribution du rapport entre le revenu minimal apparaissant nécessaire au ménage pour faire face à ses besoins et le revenu qu'il déclare percevoir réellement. Par exemple, en 1994, 10 % des individus déclaraient un revenu minimum indispensable supérieur à 1,52 fois leur revenu et 25 % des individus déclaraient un revenu minimum inférieur à 0,73 fois leur revenu.

Champ : données non pondérées.

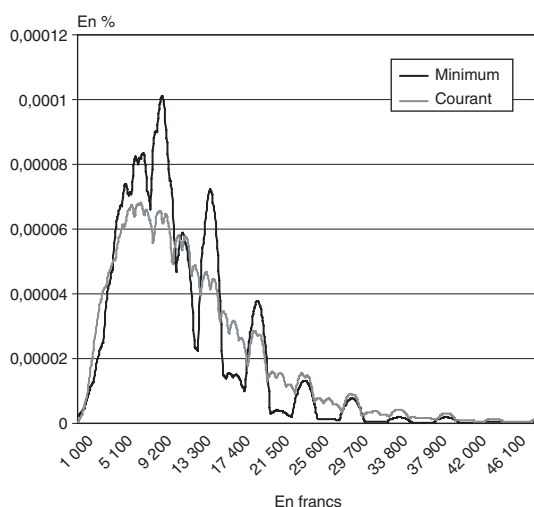
Source : panel européen 1994-2001, échantillon cylindré.

Élasticité-revenu du seuil de pauvreté

Les données du panel européen permettent de tester la conjecture de Foster, et même d'aller un peu au-delà, puisque l'on dispose de l'information à un niveau individuel. Dans le modèle estimé, on peut en effet distinguer parmi les déterminants de l'évolution temporelle du seuil ce qui relève de l'évolution générale des revenus et l'influence du revenu du ménage lui-même (cf. encadré 7). Le paramètre ρ défini précédemment correspond alors à la somme des deux élasticités, qui seraient observées avec des revenus individuels croissant au même rythme que le revenu d'ensemble.

L'estimation du modèle montre que le revenu jugé minimal par le ménage réagit relativement peu à l'évolution du revenu perçu par le ménage lui-même, avec une élasticité voisine de 20 %, mais davantage à l'évolution générale des niveaux de vie, l'élasticité étant alors supérieure à 60 % (cf. tableau 9). Si l'on cumule les deux effets, on obtient une élasticité revenu du seuil de pauvreté d'un macro-agent un peu supérieure à 80 %, et donc très proche de 1, même si cette dernière valeur n'est pas dans l'intervalle de confiance habituel. Ceci confirme l'intuition que les ménages se placent dans un référentiel beaucoup plus relatif qu'absolu. D'après l'estimation, l'indexation ne serait cependant pas totale, l'hypothèse d'élasticité unitaire étant rejetée au vu de l'estimation.

Graphique II
Répartition des revenus courant et minimum



Lecture : présentation semi-paramétrique des variables de revenu.
Champ : données non pondérées.
Source : panel européen 1994-2001, échantillon cylindré.

Un besoin de confirmation

On aboutit ici à un référentiel des ménages plutôt relatif, comme le pressentent la plupart des auteurs, mais pas forcément totalement relatif. Ce résultat est qualitativement confirmé au moyen d'une variante portant sur le sentiment d'aisance financière perçu par le ménage (cf. encadré 8). Il recouvre par ailleurs les conclusions auxquelles aboutit Senik (2002) au terme d'une revue de littérature portant sur les liens entre croissance du revenu et bien-être : « L'abondante littérature consacrée au lien entre revenu et bien-être suggère les conclusions suivantes : au sein d'un pays donné, les riches sont plus heureux que les pauvres ; les habitants des pays riches sont plus heureux que ceux des pays pauvres... ; mais en longue période, la croissance ne fait augmenter la satisfaction moyenne déclarée que faiblement du fait de

Encadré 7

LE MODÈLE ESTIMÉ SUR LE REVENU MINIMAL

Le modèle explique le logarithme du revenu minimal au moyen d'un effet individuel prenant en compte l'ensemble des caractéristiques invariantes au cours du temps, de variables x_{it} retraçant les caractéristiques démographiques variant au cours du temps, du logarithme du revenu du ménage et du logarithme du revenu moyen aux dates courantes :

$$\ln m_{it} = \mu_i + x_{it}\beta + \rho_1 \ln r_{it} + \rho_2 \ln \bar{r}_t + \varepsilon_{it}$$

Le terme d'erreur ε_{it} correspond à un tirage *i.i.d.* en i et en t d'espérance nulle et de variance finie. Les paramètres β , ρ_1 et ρ_2 du modèle sont estimés classiquement par la méthode *within*. On notera que le paramètre

individuel μ_i absorbe l'effet des variables invariantes au cours du temps, et notamment celui qui correspond à l'élasticité du revenu minimal par rapport à un référentiel absolu.

Le paramètre ρ_1 s'interprète comme l'élasticité du seuil de pauvreté par rapport au revenu perçu par le ménage, le paramètre ρ_2 comme l'élasticité par rapport au revenu moyen de la population. Le paramètre ρ défini par Foster (1998) dans l'équation $z = z_r^\rho z_a^{1-\rho}$ correspond ici à l'évolution du seuil d'un macro-individu dont le revenu croîtrait comme le revenu d'ensemble, soit $\rho = \rho_1 + \rho_2$.

l'adaptation des anticipations. ... Autrement dit, le bien-être augmente avec la richesse d'un pays et de ses habitants, même si les aspirations de ces derniers évoluent, de sorte qu'ils ne se considèrent pas comme « satisfaits » au sens où ils auraient atteint le niveau de richesse le plus élevé possible. ». Ceci correspond bien à une indexation forte mais partielle des seuils de pauvreté à la croissance générale des revenus.

Dans le cadre de l'estimation, savoir si effectivement le référentiel est purement relatif (élasticité unitaire) ou ne l'est que partiellement, comme le suggère une partie de la littérature, nécessiterait sans doute davantage d'investigations. On a en effet effectué ici des hypothèses très restrictives, en particulier celle de l'existence d'un lien entre le seuil de pauvreté et le revenu minimal indépendant du niveau de revenu effectivement perçu par le ménage. Plus généralement c'est toute la pertinence de l'approche dite subjective qu'il s'agirait d'évaluer. Pour conclure de façon plus convaincante, il faudrait disposer d'un questionnement beaucoup plus approfondi sur le mode de formation par le ménage de son seuil de pauvreté mais une enquête de préférence longitudinale sur la formation et la représentation des minima de revenu, en dessous desquels la collectivité estime qu'un individu peut être jugé comme pauvre, reste à concevoir. □

Tableau 9
Estimation des paramètres du modèle de revenu minimum

Variable	Coefficient	Écart-Type	Student
Avoir 1 enfant	0,10	0,012	7,7
Avoir 2 enfants	0,17	0,015	11,7
Avoir 3 enfants ou plus	0,21	0,019	10,9
Avoir des enfants hors domicile	- 0,03	0,009	- 3,5
Patrimoine inférieur à 100 KF	- 0,01	0,006	- 0,9
Patrimoine de 500 à 1 500 KF	0,01	0,005	1,9
Patrimoine supérieur à 15 000 KF	0,02	0,008	2,3
Patrimoine non déclaré	0,00	0,010	0,2
Être propriétaire	0,04	0,008	5,1
Ln (revenu du ménage)	0,18	0,006	31,6
Ln (revenu moyen)	0,63	0,027	23,3

Lecture : le tableau fournit les coefficients relatifs aux variables observables du modèle retenu pour expliquer le logarithme du revenu minimal (cf. encadré 7), soit les caractéristiques sociodémographiques susceptibles de varier au cours du temps (existence d'enfants, montant du patrimoine, statut d'occupation du logement), le logarithme du revenu effectivement perçu par le ménage et le logarithme du revenu moyen de l'ensemble de la population. Les données étant relatives à une période antérieure à l'introduction de l'euro, les montants utilisés sont en francs. Champ : données non pondérées. Source : panel européen 1994-2001, échantillon cylindré.

Encadré 8

UNE AUTRE APPROCHE À PARTIR DE L'AISSANCE FINANCIÈRE

Une autre façon d'appréhender la façon dont les ménages évaluent leur bien-être consiste à analyser les réponses portant sur le sentiment d'aisance financière. Toujours dans la logique des travaux de l'école de Leyden, ce dernier peut être assimilé à l'utilité (indirecte) que le ménage retire de ses ressources. On peut alors tester une hypothèse analogue de celle de Tam et Zhang (1996), à savoir si le bien-être ne dépend que du revenu courant r_{it} , ou bien si celui-ci doit être considéré par rapport à un référentiel qui dépend du contexte temporel, spatial, ou socio-économique. Comme précédemment, ce référentiel est représenté par le revenu minimal nécessaire pour joindre les deux bouts, S_{it} . La fonction d'utilité prend alors la forme :

$$v_{it} = \phi_i \left(\frac{r_{it}}{S_{it}^\alpha} \right)$$

où α est un paramètre compris entre 0 et 1 précisant l'absence d'indexation ($\alpha = 0$), une indexation partielle ou totale ($\alpha = 1$).

L'estimation de l'équation conduit à un paramètre de l'ordre de 0,6, que l'on modélise ou non l'hétérogénéité inobservée. Ceci montre que pour un ménage donné, le référentiel s'accroît moins rapidement que le revenu perçu. En d'autres termes, si le revenu du ménage augmente, le seuil de référence s'accroît, mais moins rapidement, et l'utilité (du moins l'aisance financière) s'améliore mais dans des proportions moindres que le revenu.

BIBLIOGRAPHIE

Accardo et Chevalier (2005), « Les indicateurs synthétiques », encadré 8, dans Verger (2005), *Économie et Statistique*, n° 383-384-385, ce numéro.

Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2005), *Économie et Statistique*, numéro spécial *Préférences de l'épargnant et accumulation patrimoniale*, n° 374-375.

- Atkinson A.B. (1970)**, « On the Measurement of Inequality », *Journal of Economic Theory*, vol. 2, n° 3, pp. 244-263.
- Autès M. (2002)**, « Les représentations de la pauvreté et de l'exclusion dans la sphère politique et administrative », *Les Travaux de l'Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion Sociale*, édition 2001-2002, cahier 2, chapitre 1, pp. 85-103.
- Berthod-Wurmser M. (2002)**, « Inégalités, précarité et santé : vers une nouvelle approche de la connaissance », *Les Travaux de l'Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion Sociale*, édition 2001-2002, cahier 3, chapitre 1, santé et pauvreté, sous-chapitre 1, pp. 493-501.
- Bourdieu P. (1962)**, « Célibat et condition paysane », *Études rurales*, n° 5-6, pp. 32-135.
- Bourreau-Dubois C. et Jeandidier B. (2000)**, « Dans quelle mesure les événements d'emploi et les événements familiaux peuvent-ils expliquer les transitions individuelles de pauvreté ? », in Bertrand H. et al. (eds), *Trajectoires d'emploi et conditions d'existence des individus*, Céreq, document n° 148, pp. 45-59.
- Citro C.F et Michael R.T. éditeurs (1995)**, *Measuring Poverty: a New Approach*, Washington DC: National Academy Press.
- Concialdi P. (2003)**, « Les seuils de pauvreté monétaire : usages et mesures », *Santé, Société et Solidarité, Revue de l'Observatoire Franco-Québécois de la Santé et de la Solidarité*, n° 1, pp. 161-180.
- Dumartin S., Gilles C., Le Minez S. et Loisy C. (2002)**, « Conjoncture et évolution de la pauvreté : une approche pluridimensionnelle », *Les Travaux de l'Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion Sociale*, édition 2001-2002, cahier 1, chapitre 1, pp. 21-39.
- Fall M, Horecký M. et Roháčová E. (1997)**, « La pauvreté en Slovaquie et en France : quelques éléments de comparaison », *Économie et Statistique*, numéro spécial *Mesurer la pauvreté aujourd'hui*, n° 308-309-310, pp. 241-259.
- Foster J.E. (1998)**, « Absolute Versus Relative Poverty », *American Economic Review*, vol. 88, n° 2, pp. 335-341.
- Fisher G.M. (1995)**, « Is There Such a Thing as an Absolute Poverty Line over Time? », *mimeo*, US Department of Health and Human Services, Washington DC.
- Gardes F. et Loisy C. (1997)**, « La pauvreté selon les ménages : une évaluation subjective et indexée sur leur revenu », *Économie et Statistique*, numéro spécial *Mesurer la pauvreté aujourd'hui*, n°308-309-310, pp. 95-112.
- Hill M.S. (1981)**, « Some Dynamics Aspects of Poverty », in *Five Thousand Families-Patterns of Economic Progress*, vol. 9, Marthe S. Hill, Daniel H. Hill, James N. Morgan éditeurs, Ann Arbor: Institute of Social Research, The University of Michigan.
- Insee (1996a)**, « Pauvreté et accès au logement dans le Grand Lyon ; une enquête pilote », *dossiers de l'Insee Rhône-Alpes*, n° 109, pp. 11-37.
- Insee (1996b)**, *Revenus et patrimoine des ménages*, Synthèses, n° 5, pp. 57-78.
- Insee (1998)**, *Revenus et patrimoine des ménages*, Synthèses, n° 19, pp. 67-81.
- Kolm S.-C. (1966)**, « The Optimal Production of Social Justice », in *International Economic Association Conference on Public Economics*, Biarritz, 1966, H. Guitton et J. Margolis éditeurs ; *Économie Publique*, CNRS, Paris, 1968, pp. 109-77 ; Retenu in *Landmarks Papers in General Equilibrium Theory, Social Choice and Welfare, The Foundations of 20th Century Economics*, K.J. Arrow et G. Debreu éditeurs, 2001, Cheltenham: Edward Elgar; pp. 606-653.
- Lechene V. (1993)**, « Une revue de la littérature sur les échelles d'équivalence », *Économie et Prévision*, numéro spécial *Fiscalité et redistribution*, n° 110-111, pp. 169-182.
- Lillard L. et Willis R. (1978)**, « Dynamic Aspects of Earning Mobility », *Econometrica*, vol. 46, n° 5, pp. 985-1012.
- Lollivier S. (1999)**, « Coût de l'enfant et hétérogénéité individuelle », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 54, pp. 269-291.
- Lollivier S. et Payen J.-F. (1990)** : « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie et Prévision*, numéro spécial *La formation des salaires : de la « loi du marché » aux stratégies des acteurs*, n° 92-93, pp. 87-95.
- Lollivier S. et Verger D. (1997)**, « Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes », *Économie et Statistique*, numéro spécial *Mesurer la pauvreté aujourd'hui*, n°308-309-310, pp. 113-142.

- Magnac T. (2000)**, « Économétrie linéaire des panels : une introduction », *document de travail*, Insee, Méthodes statistiques, n° 0102.
- Maurin É. et Chambaz C. (1995)**, « Niveau de vie et pauvreté en France entre 1977 et 1994 : une application des comparaisons séquentielles de distribution », *document de travail*, Insee, direction des statistiques démographiques et sociales, n° 9512.
- Maurin É. et Chambaz C. (1996)**, « La persistance de la pauvreté et son évolution », *Économie et Prévision*, numéro spécial *Les politiques familiales*, n° 122, pp. 133-152.
- Mundlak Y. (1978)**, « On the Pooling of Time Series and Cross Sectional Data », *Econometrica*, vol. 46, n° 1, pp. 69-85.
- Orshansky M. (1969)**, « How Poverty is Measured », *Monthly Labor Review*, vol. 92, n° 2, pp. 37-41.
- Ravallion M. (1996)**, « Issues in Measuring and Measuring Poverty », *Economic Journal*, vol. 106, n° 438, pp. 1328-1343.
- Ray J.-C., Jeandidier B., Dell’Era D., Dickes P. et Jankeliowitch E. (1991)**, « Aux franges du RMI », *Rapport de recherche pour le compte de la Cnaf*, Laboratoire d’Analyse Dynamique des Effets des Politiques Sociales, Adeps, Université de Nancy-II, novembre, 632 p.
- Sen A. (1985)**, *Commodities and Capabilities*, North-Holland, Amsterdam.
- Sen A. (1987)**, *The Standard of Living*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Senik C. (2002)**, « Que nous apprennent les données subjectives ? Une application au lien entre revenu et bien-être », *document de travail*, Delta, n° 2002-20.
- Spector (1991)**, *Summated Rating Scales Construction: an Introduction*, Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Tam Mo-Yin S. et Zhang R. (1996)**, « Ranking Income Distributions: The Tradeoff Between Efficiency and Equality », *Economica*, vol. 63, n° 250, pp. 239-252.
- Van Praag B.M.S. (1977)**, « The Perception of Welfare Inequality », *European Economic Review*, vol. 10, n° 2, pp. 189-207.
- Vergier D. (2005)**, « Bas revenus, consommation restreinte ou faible bien-être : les approches statistiques de la pauvreté à l’épreuve des comparaisons internationales », *Économie et Statistique*, n° 383-384-385.
- Vero J. (2002)**, *Mesurer la pauvreté à partir de concepts de biens premiers, de réalisations primaires et de capacités de base. Le rôle de l’espace d’information dans l’identification de la pauvreté des jeunes en phase d’insertion professionnelle*, thèse Ehess, sous la direction de P. Werquin.
- Zoyem J.-P. (2002)**, « L’impact des événements d’emploi et familiaux sur la dynamique de la pauvreté », *mimeo*.