

---

# Dossier

---



## Avertissement

Les données chiffrées sont parfois arrondies, en général au plus près de leurs valeurs réelles.

Le résultat arrondi d'une combinaison de chiffres (qui fait intervenir leurs valeurs réelles) peut être légèrement différent de celui que donnerait la combinaison de leurs valeurs arrondies.

Les sites Internet [www.insee.fr](http://www.insee.fr) et <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> pour les données internationales mettent en ligne des actualisations pour les chiffres essentiels.

Les comparaisons internationales s'appuient sur les données harmonisées publiées par Eurostat ou l'OCDE, qui peuvent différer des données nationales publiées par les instituts nationaux de statistique.

## Signes conventionnels utilisés

...	Résultat non disponible
///	Absence de résultat due à la nature des choses
e	Estimation
p	Résultat provisoire
r	Résultat révisé par rapport à l'édition précédente
n.s.	Résultat non significatif
€	Euro
M	Million
Md	Milliard
Réf.	Référence

## La mobilité des niveaux de vie en France

Jérôme Accardo\*

**Les inégalités de revenus dans un pays s'analysent au regard de la distribution des niveaux de vie au sein de la population, de sorte que ce sont les déformations de cette distribution au cours du temps qui conduisent à diagnostiquer une hausse ou une baisse des inégalités. Il se trouve, en pratique, que ces déformations restent globalement d'ampleur limitée : il est rare que les écarts d'évolution entre déciles de niveau de vie d'une année sur l'autre excèdent quelques points. Pour autant, ce résultat global recouvre des variations individuelles beaucoup plus importantes et nombreuses. En France en moyenne, chaque année, un quart des individus voit son niveau de vie augmenter de 10 % ou plus, et un quart le voit baisser dans des proportions analogues. Pour autant, quand on mesure les inégalités de niveau de vie non pas sur une année donnée, mais en moyenne sur plusieurs années, cette mobilité individuelle est à relativiser : l'inégalité de la distribution du niveau de vie pris en moyenne sur cinq ans est à peine plus faible que l'inégalité des niveaux de vie courants.**

Chaque année, l'Insee présente une estimation de la distribution des niveaux de vie en France à partir de l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) (*encadré 1*). Les caractéristiques de cette distribution font l'objet d'une analyse détaillée, au travers de l'examen de différents indicateurs (quantiles de niveau de vie, indicateur de Gini, etc.) et de leur évolution d'une année sur l'autre. Ces évolutions sont très généralement d'ampleur limitée. Entre 2012 et 2013, par exemple, la variation de 95 des centiles est comprise entre - 2 % et + 2 %, et même entre - 1 % et + 1 % pour 83 d'entre eux. Ils varient en moyenne de + 0,6 % pour ceux qui croissent et de - 1,0 % pour ceux qui décroissent. Les analyses publiées par l'Insee quant aux évolutions des quantiles peuvent donner lieu à des interprétations abusives. Observer par exemple que la médiane des niveaux de vie a, entre 2012 et 2013, diminué de 0,1 % peut conduire à penser que les individus qui en 2012 avaient un niveau de vie proche du niveau de vie médian ont vu leur niveau de vie diminuer de 0,1 %.

Cette interprétation reviendrait à dire que les niveaux de vie individuels sont très stables. Or, ce n'est pas le cas : les évolutions individuelles annuelles de niveau de vie observées dans l'échantillon en panel d'ERFS sont en général d'un ordre de grandeur très supérieur à celles des quantiles.

Ce constat mérite qu'on s'y attarde pour plusieurs raisons. D'une part, il s'agit de mieux le comprendre, pour lever l'apparente contradiction entre des évolutions de la distribution très limitées et une importante proportion de fortes évolutions individuelles. D'autre part, il s'agit de savoir si ce constat doit conduire à reconsidérer l'analyse faite habituellement en matière d'inégalités de niveaux de vie. Si, à l'échelle individuelle, les niveaux de vie sont susceptibles de fortement varier d'une année sur l'autre, les mesures d'inégalité usuelles, qui portent exclusivement sur le niveau de vie courant, c'est-à-dire celui calculé sur une seule année, risquent d'être insuffisantes. En effet, une même série de mesures annuelles de l'inégalité courante n'a pas le même sens normatif si les positions individuelles dans l'échelle des niveaux de vie sont reconduites à l'identique d'une année sur l'autre ou si, au contraire, comme dans la Babylone

---

\* Jérôme Accardo, Insee

imaginaire de l'écrivain J.-L. Borges<sup>1</sup>, elles s'échangent sans cesse. Cette éventualité invite à considérer la situation des individus sur des périodes plus longues, et à mesurer non plus seulement l'inégalité du niveau de vie courant mais celle d'un niveau de vie pris en moyenne sur plusieurs années, en tant que meilleure mesure du niveau de vie permanent des individus. Plus précisément, il s'agit d'examiner à quel point le fait de lisser les fluctuations annuelles de niveau de vie que connaissent les individus conduit à une distribution plus égalitaire que la distribution instantanée annuelle au sein de la population. Plus ce sera le cas, plus on parlera d'une forte mobilité des niveaux de vie.

#### Encadré 1

### Sources

#### L'enquête sur les revenus fiscaux et sociaux (ERFS) et la panélisation d'ERFS

Annuelle depuis 1996, l'enquête résulte d'un appariement de l'échantillon de ménages interrogé le 4<sup>e</sup> trimestre de l'enquête emploi de l'année n avec le fichier des déclarations fiscales relatives à cette année-là et les fichiers d'allocataires de la Cnaf, de la Cnav et de la CCMSA pour cette même année. Les données administratives ainsi disponibles permettent de calculer pour chaque ménage de l'échantillon son revenu disponible et son niveau de vie.

L'enquête Emploi enquête un même logement six trimestres de suite. Un tiers de l'échantillon ERFS de l'année n se retrouve dans celui de l'année n+1. Pour les ménages qui n'ont pas déménagé entre ces deux dates, soit environ les quatre cinquièmes de l'échantillon, on dispose des niveaux de vie des années n et n+1. Ce panel ERFS sur-représente les ménages les plus stables du point de vue résidentiel, ce qui est susceptible d'induire une sous-estimation de la mobilité des niveaux de vie. De fait, on constate empiriquement que la mobilité mesurée dans cette source est sensiblement plus faible que celle obtenue dans la source SRCV (voir ci-après). Le panel ERFS ne peut donc être retenu comme source fiable pour une évaluation précise du niveau de la mobilité. Il reste cependant utilisable pour les analyses à caractère méthodologique présentées dans la première section de cette étude.

Il faut également noter que les évolutions présentées dans cet article ne coïncident pas avec les évolutions commentées habituellement à l'aide d'ERFS, puisqu'elles ne portent pas sur les mêmes populations.

#### L'enquête Statistique sur les ressources et les conditions de vie (SRCV)

Collectée annuellement depuis 2004 auprès d'un échantillon actuellement de 12 000 ménages environ de France métropolitaine, l'enquête constitue le volet français de l'enquête européenne Statistics on Income and Living Conditions (SILC). Il s'agit d'un panel d'individus (et non de logements comme dans le panel ERFS). L'enquête n'est donc, en théorie, pas exposée au biais de sous-estimation évoqué précédemment (hormis celui pouvant résulter de la sortie du panel par les individus partant résider en dehors d'un ménage ordinaire en métropole ; mais ceux-ci ne forment qu'une fraction très réduite – environ 1 % – des individus de l'échantillon). De plus, l'Insee consent des efforts importants au suivi rigoureux des individus de ce panel.

Les individus du panel sont suivis pendant neuf ans.

Le millésime de chaque enquête annuelle se réfère à l'année de collecte, mais l'enquête mesure les revenus que le ménage a perçus l'année précédente : par exemple SRCV 2014 a été collectée en mai-juin 2014 mais elle mesure les revenus de l'année 2013.

À l'occasion de l'enquête SRCV 2008, la collecte des revenus par questionnaire du ménage a été abandonnée au profit d'un appariement avec les sources administratives fiscales et sociales. Il en a résulté une rupture de série : les revenus des années 2003 à 2006 sont déclarés à l'enquête, ceux des années 2007 et suivantes sont d'origine administrative.

Cette rupture de série ne permet d'analyser la mobilité des niveaux de vie d'un individu que sur chaque sous-période, [2003–2006] ou [2007–2013], séparément.

1. « Comme tous les hommes de Babylone, j'ai été proconsul ; comme eux tous, esclave ; j'ai connu comme eux tous l'omnipotence, l'opprobre, les prisons ». (J.-L. Borges, « La Loterie à Babylone », in *Fictions*, Gallimard, 1983).

## L'évolution des distributions ne se déduit pas de la distribution des évolutions

Entre 2012 et 2013, les individus de France métropolitaine résidant en ménages ordinaires se partagent en quatre groupes de tailles à peu près comparables (*figure 1*) :

- pour le premier groupe, le niveau de vie en 2012 (noté  $Y_{2012}$ ) a baissé de 10 % ou plus par rapport à celui de 2011 (noté  $Y_{2011}$ ), en euros constants (2012),
- pour le deuxième groupe, la baisse est comprise entre – 10 % et 0 %,
- pour le troisième groupe, la hausse est comprise entre 0 % et 10 %,
- pour le dernier groupe, la hausse est supérieure à 10 %.

### 1. Répartition des évolutions 2012-2013 des niveaux de vie (ratio $Y_{2013}/Y_{2012}$ )

	Taux de croissance entre 2012 et 2013								en %
	moins de – 30 %	de – 30 à – 20 %	de – 20 à – 10 %	de – 10 à – 0 %	de 0 à 10 %	de 10 à 20 %	de 20 à 30 %	plus de 30 %	
Part de la population	6,1	5,3	12,6	27,8	23,7	10,4	5,2	8,9	+ 0,5

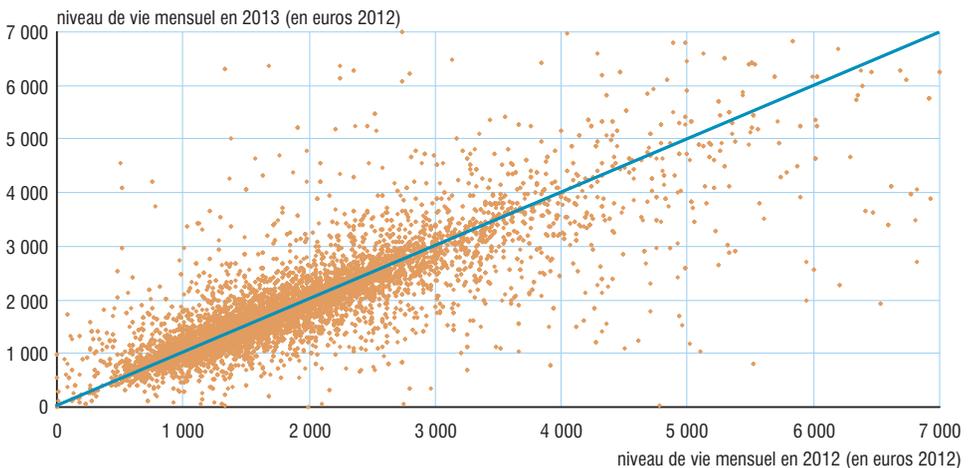
Champ : France métropolitaine, ménages déclarant un revenu positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante, présents dans les deux millésimes. Lecture : pour 6,1 % de la population, le niveau de vie a baissé de plus de 30 % entre 2012 et 2013. La médiane de ce taux de variation a été de + 0,5 %.

Note :  $Y_t$  désigne le niveau de vie en t, en euros constants 2013.

Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 2012 et 2013 (panel).

Une représentation graphique des individus présents dans le panel ERFIS 2012-2013 (environ 21 300 personnes) permet de préciser jusqu'à quel point la variation de niveau de vie observée est liée à la situation de départ de l'individu sur l'échelle des niveaux de vie (*figure 2*). En pratique, de nombreuses variations fortes sont observées, à tous les niveaux de l'échelle (en 2012) : certains individus passent même de quelques centaines d'euros mensuels en 2012 à plus de 40 000 euros ou plus par mois en 2013. D'autres ont une trajectoire inverse tout aussi brutale. Certaines zones de l'échelle des niveaux de vie présentent ainsi d'une année sur l'autre des renouvellements parfois

### 2. Niveaux de vie en 2012 et en 2013 des enquêtés du panel ERFIS 2012-2013



1. Pour des raisons d'échelle, la figure ne présente que les individus avec un niveau de vie compris entre 100 et 7 000 euros mensuels en 2012 et en 2013 (soit 98,2% de l'échantillon).

2. Dans le plan  $(Y_{2012}, Y_{2013})$ , les points forment un nuage concentré autour de la droite (D) :  $y_{2013} = x_{2012}$ , en cohérence avec les caractéristiques observées de la distribution du taux  $Y_{2013}/Y_{2012}$ .

Champ : France métropolitaine, ménages déclarant un revenu positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante, présents dans les deux millésimes.

Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 2012 et 2013 (panel).

substantiels. Le phénomène est apparent jusqu'aux extrémités de la distribution : les bas niveaux de vie de 2012 tendent à se retrouver en 2013 plutôt au-dessus de leur niveau initial, leur place étant prise par des personnes plus aisées en 2012. Dans le même temps, la déformation de la distribution des niveaux de vie entre 2012 et 2013, mesurée par la même source, l'enquête Revenus fiscaux et sociaux, apparaît minime : les taux de variation des différents quantiles demeurent très limités (figure 3).

Les deux points de vue (distribution des évolutions individuelles de niveau de vie, évolution de la distribution des niveaux de vie) véhiculent ainsi des messages divergents. Comment les articuler ?

### 3. Déciles de niveau de vie annuel des ménages en 2012 et leur évolution 2012-2013

	Décile								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Niveau (en euros)	10 730	13 530	15 800	17 890	20 000	22 340	25 230	29 580	37 200
Évolution (en %)	1,1	0,5	0,2	-0,1	-0,1	-0,5	-0,8	-0,5	-1,8

Champ : France métropolitaine, ménages déclarant un revenu positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante, présents dans les deux millésimes. Lecture : en 2013, pour le dixième des ménages au plus faible niveau de vie, celui-ci est inférieur à 10 730 euros par an, en hausse de 1,1 % par rapport à 2012, en euros constants.

Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 2012 et 2013 (panel).

Considérons  $q_\alpha(t)$  le quantile d'ordre  $\alpha$  de la distribution l'année  $t$ . Il s'agit, par définition, du niveau de vie en dessous duquel se situe la proportion  $\alpha$  de la population. L'année suivante, en  $t+1$ , ce quantile a une nouvelle valeur,  $q_\alpha(t+1)$ , qui, empiriquement, s'avère proche de la précédente, quels que soient le centile et l'année considérés. Schématiquement, cette variation pourrait résulter d'un mouvement, d'une ampleur modérée, de l'ensemble des individus qui l'année  $t$  se situent au voisinage du quantile  $q_\alpha(t)$ . En montant (ou en descendant) de façon concomitante dans l'échelle des niveaux de vie, le quantile se trouverait déplacé d'autant, sans que la place que ce groupe d'individus occupe par rapport au restant de la population se trouve modifiée. Dans ce cas, il serait licite d'interpréter la variation annuelle des quantiles comme la façon dont se développent les trajectoires de niveau de vie des individus.

Ce n'est clairement pas le cas. Sur les données de l'ERFS, de façon très générale, les variations individuelles de niveau de vie sont beaucoup plus fortes et diverses, si bien que la variation entre  $q_\alpha(t)$  et  $q_\alpha(t+1)$  dépend en fait du solde entre le nombre d'individus dont le niveau de vie passe au-dessus de  $q_\alpha(t)$  et le nombre d'individus dont le niveau de vie passe en dessous (annexe). Une fraction substantielle de ces mouvements est le fait d'individus qui se situaient loin du quantile  $q_\alpha(t)$  et qui ont donc connu des variations de niveau de vie nettement plus amples que la variation du quantile. De sorte que la variation d'un quantile n'apporte que peu d'information sur les trajectoires individuelles. En définitive, comparer la distribution des niveaux de vie entre deux années, c'est simplement comparer deux états de la répartition des revenus, sans qu'on puisse a priori en inférer quelque chose sur les trajectoires individuelles sur l'échelle des niveaux de vie. Il n'en reste pas moins que, en elle-même, cette comparaison fait sens : elle permet de signaler que la répartition des revenus tend à devenir un peu plus égalitaire ou inégalitaire d'une année sur l'autre, de même que la comparaison de la répartition des revenus entre deux pays permet de signaler que cette répartition est plus égalitaire dans un pays que dans l'autre.

## Les variations d'activité, premier déterminant des variations de niveau de vie

Décrire la distribution dans la population des évolutions individuelles de niveau de vie constitue donc une tâche distincte de celle d'analyser les évolutions annuelles de la distribution des niveaux de vie. Elle requiert des données de panel, c'est-à-dire des données où l'on peut suivre le parcours des individus au cours du temps. À cet égard, le panel ERFS est en fait une source imparfaite, notamment parce qu'il ne permet pas de suivre un individu plus de deux années de suite. La source de référence pour l'analyse longitudinale des niveaux de vie est l'enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV) réalisée par l'Insee depuis 2004 (*encadré 1*).

Jusqu'à présent, la seule étude analysant de façon détaillée l'ensemble de la distribution des évolutions individuelles de niveau de vie sur cette enquête se fondait sur les premières vagues (2004 à 2006) du panel SRCV [Jauneau et Raynaud, 2009]. Documentant l'ampleur de ces évolutions, elle cherche à les relier aux principales caractéristiques socio-démographiques des individus. Statistiquement, les facteurs les plus corrélés aux variations individuelles de niveau de vie sont le statut socioprofessionnel de la personne de référence du ménage, les changements de situation sur le marché du travail, le poids du revenu du patrimoine dans le revenu total, ou encore les changements de situation familiale. Ces facteurs sont structurels : ils se retrouvent dans les vagues ultérieures de SRCV.

Une approche complémentaire est proposée ici. Pour donner de premiers éléments de cadrage sur les millions de trajectoires individuelles, diverses dans leur direction comme dans leur ampleur, on peut calculer, pour chaque individu, la contribution à l'évolution de son niveau de vie des différents types de ressources dont dispose le ménage auquel il appartient (revenus d'activité, prestations sociales, etc.), ainsi que, le cas échéant, la contribution additionnelle induite par une modification de la taille de son ménage (*encadré 2*).

Calculée sur l'ensemble de la population, cette décomposition n'offre qu'un intérêt limité. Par exemple, entre 2011 et 2012<sup>2</sup>, la variation des niveaux de vie individuels est en moyenne de

### Encadré 2

#### Décomposition du revenu et variation de niveau de vie

Pour chaque individu et pour chaque année  $t$  :

$$(1) R_t = ACT_t + CHOM_t + RET_t + PREST_t + PAT_t - IR_t$$

où :

R = revenu disponible,

ACT = revenus d'activité,

CHOM = indemnités chômage,

PREST = différentes prestations sociales (RSA, minimum vieillesse, prestations familiales, aides au logement...),

PAT = revenus du patrimoine,

IR = impôts directs (impôt sur le revenu, taxe d'habitation...),

toutes ces quantités étant mesurées au niveau du ménage auquel l'individu appartient.

Le niveau de vie de l'individu étant donné par  $Y_t = R_t / N_t$  (où  $N_t$  correspond au nombre d'unités de consommation du ménage), la variation relative du niveau de vie entre  $t$  et  $t+1$  peut se décomposer, au premier ordre, de la façon suivante :

$$(2) \Delta Y_t / Y_t \approx \Delta ACT_t / R_t + \Delta CHOM_t / R_t + \Delta RET_t / R_t + \Delta PREST_t / R_t + \Delta PAT_t / R_t - \Delta IR_t / R_t - \Delta N_t / N_t$$

en notant  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  la différence entre le niveau de vie en  $t$  et sa valeur en  $t-1$ .

2. Au moment de la rédaction de ce dossier, les données nécessaires n'étaient pas encore disponibles pour l'année 2013.

+ 1,6 % et les contributions des différentes catégories de revenu à cette évolution sont faibles également (figure 4). Ceci traduit simplement le fait que, type de ressource par type de ressource, les évolutions sont à peu près aussi fréquemment positives que négatives, si bien que les mouvements individuels marqués se compensent si on les considère sur l'ensemble de la population.

Les pensions de retraite ressortent toutefois quelque peu de cette analyse globale, puisqu'elles contribuent pour près des trois quarts à la hausse moyenne des niveaux de vie (+ 1,3 point sur + 1,6 %). Ce résultat est quasi mécanique. En effet, chaque année, les nouveaux retraités se retrouvent dans une situation où l'évolution de leur niveau de vie est portée par une contribution fortement positive de leur pension de retraite. À l'inverse, les baisses fortes de pension concernent les individus qui appartiennent à un ménage dont un autre membre, retraité, décède. Le deuxième cas (forte baisse de pension) est bien moins fréquent que le premier (forte hausse de pension), puisque les individus retraités et décédés sont eux, exclus par construction de l'analyse des trajectoires de niveau de vie.

Parce que derrière la faible variation moyenne des niveaux de vie se cachent des mouvements individuels nettement plus importants, ce calcul de contributions gagne en fait à être effectué en distinguant deux groupes d'individus : ceux dont le niveau de vie augmente d'une année sur l'autre et ceux dont il diminue.

Entre 2011 et 2012, le niveau de vie des premiers s'accroît en moyenne de près de 19 %. Les revenus d'activité contribuent pour près de la moitié à cette progression moyenne (+ 8,3 points). Ceci traduit, d'une part, la proportion importante du nombre de ménages qui perçoivent ce type de revenus et le poids qu'ils occupent dans la détermination du revenu

#### 4. Contribution des composantes du niveau de vie à son évolution 2011-2012

Déciles de niveau de vie en 2011	Niveau de vie mensuel moyen en 2011 (en euros 2012)	Évolution du niveau de vie (en %)	Contributions (en %)						Unités de consommation
			Revenus d'activité (hors chômage)	Indemnités chômage	Retraites	Prestations sociales	Revenus du patrimoine	Impôts	
<b>Ensemble</b>	<b>2 050</b>	<b>1,6</b>	<b>0,1</b>	<b>0,2</b>	<b>1,3</b>	<b>0,2</b>	<b>0,3</b>	<b>-0,1</b>	<b>-0,4</b>
<b>Individus en hausse</b>	<b>1 898</b>	<b>18,8</b>	<b>8,3</b>	<b>0,8</b>	<b>3,5</b>	<b>1,8</b>	<b>3,9</b>	<b>0,4</b>	<b>0,1</b>
1	815	33,2	15,9	1,9	6,8	5,9	2,3	2,1	-1,4
2	1 142	19,4	9,9	1,3	3,7	1,1	2,1	0,8	0,2
3	1 364	17,4	8,4	0,8	3,2	1,6	3,1	0,5	-0,2
4	1 553	16,7	9,2	0,2	4,0	1,1	2,6	0,0	0,1
5	1 738	13,4	5,8	0,2	2,6	1,0	2,9	-0,1	0,8
6	1 950	13,4	5,3	0,4	2,8	1,5	4,1	0,0	-0,5
7	2 193	15,5	6,2	1,1	1,7	0,8	5,2	-0,3	0,6
8	2 510	13,0	4,3	0,2	2,1	0,8	4,8	0,3	0,3
9	3 007	13,3	4,5	0,1	1,9	0,7	6,3	-0,5	0,4
10	4 892	24,6	6,3	0,2	3,7	0,7	10,8	-0,4	2,5
<b>Individus en baisse</b>	<b>2 341</b>	<b>-13,3</b>	<b>-8,1</b>	<b>0,0</b>	<b>0,1</b>	<b>-1,1</b>	<b>-3,0</b>	<b>-0,7</b>	<b>-0,6</b>
1	877	-11,2	-6,6	-0,5	0,4	-4,5	-0,6	0,7	0,0
2	1 145	-10,5	-7,5	0,5	-1,1	-0,7	-1,2	0,0	-0,3
3	1 366	-11,7	-7,5	0,3	-0,4	-1,4	-1,5	-0,7	-0,4
4	1 555	-9,9	-6,8	0,9	-0,4	-0,6	-1,6	-0,6	-0,7
5	1 741	-12,4	-8,4	0,1	-0,4	-1,0	-1,5	-1,1	0,0
6	1 949	-10,7	-5,0	-0,4	-0,1	-1,1	-1,7	-0,7	-2,0
7	2 192	-11,4	-7,6	-0,1	1,4	-1,0	-2,3	-0,9	-1,0
8	2 498	-13,3	-7,2	-0,4	0,0	-0,9	-2,7	-0,9	-1,1
9	3 022	-15,8	-10,8	0,0	0,8	-0,6	-4,7	-0,9	0,5
10	5 082	-21,9	-11,2	-0,3	0,7	-0,5	-8,7	-1,2	-1,0

Champ : France métropolitaine, individus en ménages ordinaires (hors les 1 % extrêmes de la distribution de taux =  $Y_{2012}/Y_{2011}$ ).

Note : les moyennes par décile dans ce tableau sont des moyennes de taux.

Source : Insee, enquête Statistique sur les ressources et les conditions de vie 2012 et 2013.

disponible des ménages concernés. Ceci est dû, d'autre part, au fait que parmi les individus au niveau de vie en hausse, les variations de revenus d'activité sont souvent nettement positives. À l'inverse, les prestations sociales ne contribuent que pour à peine un dixième à l'évolution moyenne du niveau de vie des individus dont le niveau de vie progresse (1,8 point) : touchant une moindre proportion d'individus, elles recouvrent en outre des évolutions qui tendent à se compenser partiellement. Ainsi, la hausse du niveau de vie de certains individus résulte certes de l'accès à une prestation ou de la hausse de son montant, mais dans le même temps, d'autres individus ont leur niveau de vie qui s'élève sous l'effet d'un retour à l'emploi qui s'accompagne de la perte de certaines allocations. Qualitativement, cette analyse s'applique aussi à l'autre groupe, celui des individus dont le niveau de vie baisse en moyenne de 13,3 % entre 2011 et 2012 : rôle important des revenus d'activité, rôle plus secondaire des prestations sociales.

Parce que le poids de chacune des catégories de revenus dans le revenu disponible varie avec la position que l'individu occupe sur l'échelle des niveaux de vie<sup>3</sup>, l'analyse peut être poussée de façon plus détaillée encore, en se concentrant sur les groupes d'individus qui occupent une position précise sur cette échelle.

Ainsi, pour les individus situés en bas de l'échelle et dont le niveau de vie est en hausse, la contribution des revenus d'activité domine largement (16 points pour une progression moyenne de 33 %). Mais celle des pensions de retraites et celle des prestations sociales sont également substantielles (respectivement 7 et 6 points), attestant de la capacité du système de protection sociale à jouer son rôle de filet de sécurité. L'importance de la contribution des revenus d'activité s'atténue ensuite à mesure qu'on s'élève dans l'échelle des niveaux de vie, au profit de la contribution des revenus du patrimoine. Parmi les individus les plus aisés dont le niveau de vie progresse, c'est cette dernière qui finit par prédominer (contribution de 11 points à la progression moyenne de + 24,6 %, contre 6 points pour les revenus d'activité).

Chez les individus dont le niveau de vie baisse, l'importance relative des baisses de revenus d'activité est encore plus marquée, et ce sur l'ensemble de l'échelle des niveaux de vie (contribution de - 6,6 points à la baisse moyenne de 11,2 % pour les plus modestes ; contribution de - 11,2 points à la baisse moyenne de 21,9 % pour les plus aisés). Toutefois, tout en haut de l'échelle, la baisse des revenus du patrimoine joue également fortement (contribution de - 8,7 points) ; en bas de l'échelle, la baisse des prestations pèse aussi (contribution de - 4,5 points).

Par ailleurs, la contribution des impôts aux variations de niveaux de vie individuels apparaît toujours faible, quelle que soit la population considérée : celle des individus dont le niveau de vie progresse comme celle de ceux dont le niveau de vie baisse (et ce quelle que soit leur position sur l'échelle des niveaux de vie). Ceci renvoie sans doute au fait que l'impôt sur le revenu est payé avec un an de décalage en France, si bien que la variation de cet impôt pour un individu est moins corrélée à l'évolution de son niveau de vie présent qu'à l'évolution de son niveau de vie l'année précédente. Pour finir, la contribution des changements survenus dans la composition du ménage (et mesurés par la variation du nombre d'unités de consommation) est elle aussi très faible. Non qu'à l'échelle individuelle de tels changements aient un effet négligeable : Jauneau et Raynaud montrent qu'ils ont un impact significatif sur les évolutions de niveau de vie des individus chez qui ils surviennent. Cependant, quelle que soit la position sur l'échelle des niveaux de vie considérée (et que le niveau de vie baisse ou s'élève), ces changements sont peu fréquents et ils se produisent en fait à peu près aussi souvent dans les deux sens (réductions ou augmentation du nombre d'unités de consommation). L'effet moyen de ces changements sur les trajectoires est donc mineur.

---

3. Voir la *fiche 1.6* dans ce même ouvrage.

## Des variations relatives du niveau de vie plus fortes aux deux extrémités de l'échelle

Utiles pour décrire les évolutions individuelles, les analyses précédentes ont cependant le défaut de ne pas mettre l'accent sur la relation entre évolution du niveau de vie et niveau de vie initial. Or, savoir si le niveau de vie s'accroît davantage selon qu'il est bas ou qu'il est élevé, ou encore, plus généralement, si les fluctuations annuelles des niveaux de vie corrigent ou au contraire aggravent les inégalités a un intérêt évident du point de vue normatif. Quand la dynamique des niveaux de vie tend à corriger les inégalités, la littérature économique parle de mobilité des niveaux de vie<sup>4</sup>.

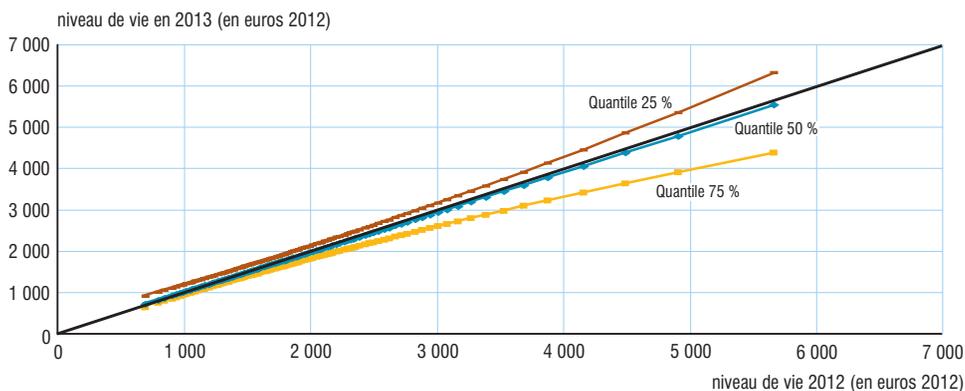
Il existe de nombreuses méthodes de description de cette mobilité. La plus intuitive sans doute consiste à représenter, pour chaque niveau de vie  $Y_{t-1}$ , perçu l'année  $t-1$ , comment se distribuent les niveaux de vie  $Y_t$  des individus qui, l'année précédente, disposaient du montant  $Y_{t-1}$ .

Cette distribution peut se caractériser par sa moyenne. Il suffit, pour estimer celle-ci, de réaliser sur un échantillon d'individus suivis l'année  $t-1$  et l'année  $t$  une régression linéaire des niveaux de vie individuels en  $t$  sur ceux de  $t-1$ . Cette technique fournit la moyenne  $E(Y_t / Y_{t-1})$  du niveau de vie que connaissent en  $t$  les individus avec un niveau de vie égal à  $Y_{t-1}$  l'année précédente.

Par une technique analogue, appelée régression quantile, on peut de même estimer le niveau de vie médian (autrement dit le quantile d'ordre 0,5) en  $t$  des individus dont le niveau de vie vaut  $Y_{t-1}$  en  $t$ . Plus généralement, cette technique permet de déterminer tout quantile d'ordre  $\alpha$  de la distribution des niveaux de vie en  $t$  sachant le niveau de vie en  $t-1$ .

La représentation simultanée des trois courbes correspondant respectivement aux trois quartiles  $\alpha = 25\%$ ,  $\alpha = 50\%$  et  $\alpha = 75\%$  de cette distribution conditionnelle donne à voir les variations annuelles de niveaux de vie du double point de vue de la mobilité absolue de chaque individu, c'est-à-dire les montants perdus ou gagnés, et de sa mobilité positionnelle, autrement dit les places gagnées ou perdues par rapport aux autres individus (figure 5).

### 5. Quantiles conditionnels du niveau de vie 2013 en fonction du niveau de vie 2012



Champ : France métropolitaine, individus des ménages ordinaires.

Note : sur chaque courbe, les points correspondent à un centile de niveau de vie 2012.

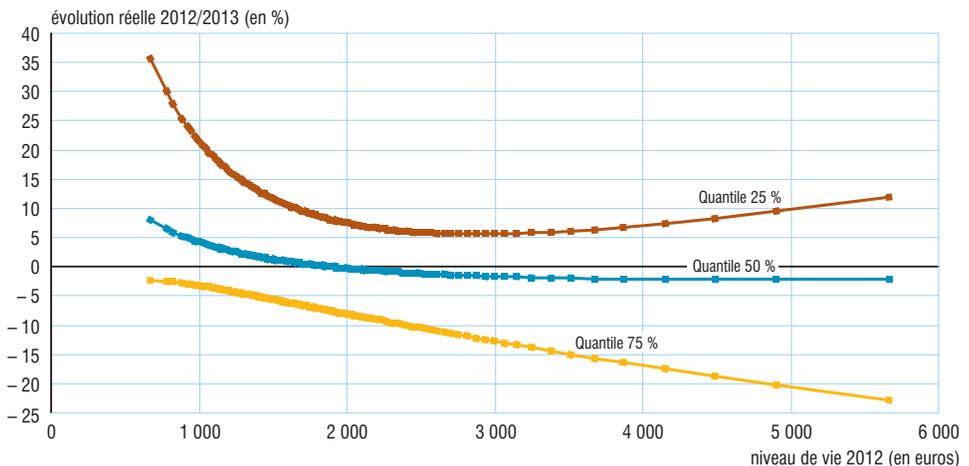
Source : Insee, enquête Statistique sur les ressources et les conditions de vie 2013 et 2014.

4. À strictement parler, il n'y a pas consensus entre les auteurs sur la définition de la mobilité. Certains baptisent mobilité ce que dans cette étude on nomme "fluctuations". Voir sur ce point l'analyse de G.S. Fields dans son article "Income mobility" in *The new Palgrave dictionary of economics*, L. Blume & S. Durlauf (Eds.) New York, NY : Palgrave Macmillan, 2008. La récente recension de la littérature par Jäntti M., Jenkins S.P. (2014) ("Income Mobility", in *Handbook of Income Distribution*, Volume 2, A.-B. Atkinson and F. Bourguignon (Eds), Elsevier - North Holland) propose aussi une présentation détaillée du débat. On suit dans cet article la définition de la mobilité des niveaux de vie proposée par Shorrocks A.-F. (1978) "Income inequality and income mobility", *Journal of Economic Theory*, 19, 376-393., et approfondie par la suite par plusieurs auteurs : notamment Atkinson A. B., Bourguignon F. (1982) ("The comparison of multi-dimensional distributions of economic status", *Review of Economic Studies* 49 (2), 183-201.) et Chakravarty S., Dutta J., Weymark J. (1985) ("Ethical indices of income mobility", *Social Choice and Welfare* 2, 1-21).

Considérons par exemple les individus qui, en  $t-1 = 2012$ , disposaient d'un niveau de vie de 4 485 euros par mois, se situant ainsi au 97<sup>e</sup> centile de la distribution cette année-là. Selon les estimations issues de la régression quantile, 25 % d'entre eux ont disposé l'année suivante  $t = 2013$  d'un niveau de vie inférieur à 3 641 euros (en euros constants 2012). Ils étaient donc descendus en dessous du 94<sup>e</sup> centile de la distribution de 2012 (soit 3 676 euros). Le niveau de vie médian, toujours pour les individus au 97<sup>e</sup> centile en 2012, se situait en 2013 à 4 385 euros. Ceci signifie que, pour plus de la moitié des individus de ce groupe, le niveau de vie en 2013 a été plus faible (en valeur réelle) qu'en 2012. Ce phénomène s'observe sur une bonne partie de la population : ce n'est que pour des valeurs de niveau de vie inférieures à 1 914 euros mensuels (soit le 56<sup>e</sup> centile de la distribution des niveaux de vie) en 2012 que la majorité des individus voient leur niveau de vie progresser entre 2012 et 2013. Il y a ainsi chaque année un phénomène de redistribution des positions dans l'échelle des niveaux de vie, les plus aisés étant plus susceptibles de reculer que les plus modestes. Ce fait apparaît plus nettement encore si on détermine, par régression quantile, les quantiles conditionnels (au niveau de vie en  $t-1$ ) non de la distribution du niveau de vie  $Y_t$  en  $t$ , mais de la distribution du taux de croissance de ce niveau de vie  $\tau_t = Y_t / Y_{t-1}$  (figure 6). En effet, il en ressort que le taux de croissance  $\tau_{2013}$  du niveau de vie entre 2012 et 2013 décroît fortement avec le niveau de vie initial  $Y_{2012}$ . La moitié des individus bénéficiant d'un niveau de vie de 1 000 euros mensuels en 2012 l'ont vu augmenter de plus de 4,3 %, et le quart, de plus de 21 %. Seuls 5 % d'entre eux ont subi une baisse de plus de 10 %. À l'inverse, chez ceux se situant à 3 000 euros mensuels, près de la moitié a connu une baisse d'au moins 2 %, la baisse étant même supérieure à environ 13 % pour le quart d'entre eux.

Les courbes quantiles ne sont pas parallèles. Plus précisément, considérons les courbes  $Q_{25\%}(\tau_{2013}|Y_{2012})$ ,  $Q_{50\%}(\tau_{2013}|Y_{2012})$  et  $Q_{75\%}(\tau_{2013}|Y_{2012})$ , donnant respectivement les premier, deuxième et troisième quartile de la distribution de  $\tau_{2013}$  (le taux de variation du niveau de vie entre 2012 et 2013) en fonction de  $Y_{2012}$  (le niveau de vie en 2012). L'écart entre ces courbes reflète la dispersion interindividuelle des variations de niveaux de vie. Elle est plus élevée en bas et en haut de l'échelle, et plus réduite pour les niveaux de vie intermédiaires.

## 6. Quantiles conditionnels du taux d'évolution 2012-2013 du niveau de vie en fonction du niveau de vie 2012



Champ : France métropolitaine, individus des ménages ordinaires.

Lecture : la moitié des individus disposant d'un niveau de vie mensuel de 3 000 euros connaissent une baisse d'au moins 2 % de leur niveau de vie en 2012 ; pour 25 % d'entre eux, cette baisse est de près de 13 %.

Note : sur chaque courbe, les points correspondent à un centile de niveau de vie 2012.

Source : Insee, enquête Statistique sur les ressources et les conditions de vie 2013 et 2014.

Il convient cependant de nuancer l'impression qu'on pourrait retirer de cette représentation : l'ascension relative que connaît souvent un individu dont le niveau de vie est faible tient précisément à la faiblesse de son niveau de vie initial (il est d'autant plus facile d'enregistrer un taux de croissance élevé que le point de départ est bas). En réalité, malgré les fortes croissances dont la majorité d'entre eux bénéficient, les plus modestes de  $t-1$  restent pour la plupart dans la zone des bas niveaux de vie (figure 5). Une estimation directe indique que sur cent personnes au niveau du seuil de pauvreté en 2012 (soit environ 987 euros mensuels), environ 75 ne s'en éloigneront guère et à peine 8 parviendront au-dessus du niveau de vie médian l'année suivante.

## Les plus modestes sont les plus mobiles

L'intuition suggère que tous les individus ne sont pas exposés à la même mobilité du niveau de vie : entre un travailleur indépendant et un fonctionnaire, entre un actif et un retraité, entre une personne de 30 ans et une de 70, etc., on s'attend *a priori* à ce que la distribution des évolutions de niveau de vie entre  $t-1$  et  $t$  diffère.

Pour vérifier cette intuition et examiner l'effet des caractéristiques individuelles (observables) sur la mobilité, le niveau de vie (plus précisément son logarithme) est régressé en  $t$  sur les caractéristiques individuelles en  $t-1$  croisées avec le niveau de vie en  $t-1$  (encadré 3, remarque).

Les caractéristiques retenues sont le sexe, l'âge en cinq tranches, la catégorie sociale, le type de ménage et le plus haut diplôme obtenu.

Pour estimer ce modèle, il faut fixer une situation de référence. On retient celle d'un individu qui est un homme, ouvrier, d'âge actif, vivant en couple avec enfant(s) et qui se situe en 2011 dans le 3<sup>e</sup> quintile de niveau de vie.

Avec ce choix, le coefficient  $\beta$  du (log du) niveau de vie en  $t-1$  mesurera le degré d'inertie du niveau de vie de l'individu de référence. Les autres paramètres préciseront si l'effet de la caractéristique considérée renforce ou amoindrit cette inertie<sup>5</sup>.

Pour les personnes correspondant à la situation de référence, le coefficient  $\beta$  est de 0,74 (figure 7), soit une valeur légèrement plus faible que celle mesurée sur l'ensemble de la population (0,77) : si une de ces personnes est située 10 % au-dessus du niveau de vie moyen en 2011, elle peut anticiper être encore près de 7,4 % au-dessus en 2012<sup>6</sup>.

Par rapport à cette situation de référence :

- l'inertie du niveau de vie des femmes est très légèrement supérieure à celle des hommes. La faiblesse de l'écart entre sexes est pour partie une conséquence mécanique de ce que les membres d'un couple homme-femme ont par définition le même niveau de vie ;

- l'âge de l'individu a un effet, même s'il est limité : l'inertie des niveaux de vie croît au fur et à mesure que l'individu vieillit. Les plus jeunes sont significativement plus mobiles que les 35-44 ans, eux-mêmes plus mobiles que leurs aînés. Mais au-delà, toutes choses égales par ailleurs, l'inertie du niveau de vie des plus de 65 ans (donc des retraités) n'apparaît pas particulièrement plus forte que l'inertie du niveau de vie des personnes entrées dans la deuxième moitié de leur vie active ;

- l'inertie du niveau de vie des familles monoparentales est plus faible que celle des autres formes de ménages, ce phénomène étant sans doute lié à la plus grande variabilité de la situation de monoparentalité (10 % des familles monoparentales en 2012 ne le sont plus en 2013, contre 6 % pour les personnes seules et pour les couples avec enfant(s), 6,5 % pour les couples sans enfant) ;

- l'inertie du niveau de vie est un peu plus faible à mesure que l'on s'élève sur l'échelle des diplômes ;

5. Seules les estimations des coefficients  $\beta_i$  figurent dans le tableau.

6. On suppose ici, pour ce calcul formel, que la distribution globale est stable, donc que la moyenne des niveaux de vie est constante entre 2011 et 2012.

– enfin, la mobilité du niveau de vie apparaît plus forte pour les individus les plus modestes, c'est-à-dire ceux faisant partie du premier quintile de niveau de vie. Les enseignements tirés des régressions quantiles présentées plus haut sont donc confortés, puisqu'ils demeurent valables même en tenant compte de caractéristiques socio-économiques individuelles susceptibles d'être corrélées à la position sur l'échelle du niveau de vie.

Il reste que les différences d'inertie de niveau de vie entre catégories d'individus demeurent relativement faibles, et parfois peu conformes à l'intuition. C'est sans doute que l'intuition se fonde d'abord sur les écarts de variabilité des différentes sortes de revenus (forte pour les salaires, très forte pour les bénéficiaires d'une activité indépendante, faible pour les pensions de retraite...), sans tenir compte du fait que ces ressources ne sont pas les seules composantes du niveau de vie, ni que le niveau de vie d'un individu dépend en fait des caractéristiques de tous les membres du ménage auquel il appartient, ce qui contribue à relâcher la relation entre les caractéristiques propres de l'individu et l'évolution de son niveau de vie.

## 7. Effet des caractéristiques individuelles croisées avec le log du niveau de vie en 2011

Caractéristiques individuelles <sup>1</sup>	Estimation	Student <sup>2</sup>
Niveau de vie 2011 (log)	0,74	8,29
Position en 2011 dans l'échelle des niveaux de vie		
1 <sup>er</sup> quintile	- 0,16	- 1,67
2 <sup>e</sup> quintile	0,13	1,22
<b>3<sup>e</sup> quintile</b>	<b>référence</b>	
4 <sup>e</sup> quintile	- 0,02	- 0,23
5 <sup>e</sup> quintile	- 0,08	- 0,87
<b>Homme</b>	<b>référence</b>	
Femme	0,02	2,40
<b>25 - 34 ans</b>	<b>référence</b>	
35 - 44 ans	- 0,07	- 2,69
45 - 54 ans	0,04	1,64
55 - 64 ans	0,05	1,79
65 ans et plus	0,06	2,02
Personne seule	- 0,03	- 1,13
Famille monoparentale	- 0,09	- 2,59
Couple sans enfant	0,01	0,35
<b>Couple avec enfant(s)</b>	<b>référence</b>	
Autre ménage	0,03	0,52
Diplôme troisième cycle	- 0,05	- 1,62
Diplôme second cycle	- 0,07	- 2,70
BTS, DUT	- 0,02	- 1,05
Bac, Bac pro, brevet technique	<b>référence</b>	
CAP, BEP	0,00	- 0,15
Brevet élémentaire, BEPC	0,02	0,71
Sans diplôme	0,03	1,04
Agriculteurs, artisans, commerçants, chefs d'entreprise	- 0,01	- 0,18
Professions libérales	- 0,13	- 1,21
Cadres supérieurs	0,01	0,32
Professions intermédiaires	- 0,03	- 0,88
Employés	- 0,05	- 1,56
<b>Ouvriers</b>	<b>référence</b>	
Anciens actifs	0,03	0,86
Autres	0,06	1,98
Nombre d'observations	14 579	
Nombre de clusters	8 730	
Coefficient R <sup>2</sup>	0,69	
Écart-type $\sigma$	0,26	

1. Caractéristiques individuelles en 2011.

2. Compte tenu de l'effet de cluster, c'est-à-dire de la non-indépendance mutuelle des individus d'un même ménage. Une valeur supérieure à 2 en valeur absolue indique les coefficients significatifs au seuil de 5 %.

Champ : France métropolitaine, individus de 25 ans ou plus en 2012 présents en 2012 et 2013 dans un ménage ordinaire compris entre le 1<sup>er</sup> et le 99<sup>e</sup> centile de niveau de vie en 2011.

Note : il s'agit de la partie  $X_i \beta_i$  du modèle (2) (encadré 4). Estimation réalisée sur l'échantillon réduit aux individus.

Source : Insee, enquête Statistique sur les ressources et les conditions de vie 2012 et 2013.

### Mesure et représentation de la mobilité

La description graphique de la mobilité issue des régressions quantiles devient vite malcommode quand on veut comparer plusieurs distributions d'évolution de niveau de vie, par exemple à plusieurs dates. Il est indispensable de disposer d'indicateurs synthétiques de la mobilité.

1. Une approche souvent employée par les études sur la mobilité consiste à régresser les niveaux de vie de l'année  $t$  sur ceux de l'année précédente  $t-1$ . On estime ainsi le **modèle (1)**  $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$  dans lequel  $y$  désigne le logarithme du niveau de vie  $Y$ .

Le coefficient du niveau de vie passé, dit « coefficient  $\beta$  » constitue une mesure de l'inertie des niveaux de vie, qui admet plusieurs interprétations, toutes convergentes :

- $\beta$  mesure le degré de corrélation entre les niveaux de vie initial et final,
- quand la dispersion des niveaux de vie est stable dans le temps, la dispersion du niveau de vie final sachant le niveau de vie initial est d'autant plus faible que  $\beta$  est élevé,
- $\beta$  mesure l'élasticité du niveau de vie présent au niveau de vie passé,
- $\beta$  mesure l'intensité de la transmission intertemporelle de la position dans l'échelle des niveaux de vie : si le niveau de vie d'un individu est initialement supérieur de 1 % à la moyenne, on peut anticiper (en faisant l'hypothèse que la distribution des niveaux de vie est globalement stable) qu'il sera encore, en moyenne, de  $\beta$  % supérieur l'année finale.

Dans toutes ces interprétations, une valeur de  $\beta$  élevée signale une forte inertie des niveaux de vie. Être initialement pauvre ou, au contraire, riche tend à assurer qu'on le sera encore les années suivantes. Inversement, une valeur basse de  $\beta$  indique que le niveau de vie courant détermine peu les niveaux de vie ultérieurs : pauvres et riches ont les mêmes chances d'occuper une place donnée dans la distribution des niveaux de vie l'année suivante.

**Remarque :** Une variante utile consiste à calculer un coefficient  $\beta$  en tenant compte des caractéristiques sociodémographiques des individus. Le **modèle** estimé (2) est alors :

$y_t = A_1(\alpha_1 + \beta_1 y_{t-1}) + \dots + A_H(\alpha_H + \beta_H y_{t-1}) + \varepsilon_t$ , les  $A_h$  désignant des caractéristiques individuelles. Les  $\alpha_h$  et  $\beta_h$  sont les paramètres à estimer. Chaque coefficient  $\beta_h$  mesure l'inertie du

niveau de vie pour les individus possédant la caractéristique  $h$ .

2. Le coefficient  $\beta$  est intuitif et simple à calculer. Conceptuellement, il n'est cependant pas aussi rigoureusement lié qu'on peut le souhaiter à la définition de la mobilité comme effet égalisateur des fluctuations de revenus. Un indicateur plus satisfaisant de ce point de vue est l'indice de mobilité de Shorrocks\* : il se définit, pour une période donnée de  $T$  années, à partir du rapport entre l'inégalité de la distribution des niveaux de vie moyens (ou lissés) sur la période et la moyenne de l'inégalité mesurée annuellement.

Formellement, si  $Y_1, \dots, Y_T$  désigne les distributions de niveau de vie pour chacune des  $t = 1, \dots, T$  années, l'indice de Shorrocks est donnée par  $S(Y_1, \dots, Y_T) = 1 - G(Z_T) / [w_1 G(Y_1) + \dots + w_T G(Y_T)]$  où

- $G(Y_t)$  est une mesure (par exemple l'indice de Gini) de l'inégalité de la distribution  $Y_t$ ,
- $Z_T$  note la distribution moyenne des niveaux de vie sur la période,
- $w_t$  représente le poids de la masse des niveaux de vie de l'année  $t$  dans le total des niveaux de vie sur la période.

L'indice de Shorrocks mesure jusqu'à quel point l'inégalité de niveau de vie d'une population est réduite lorsqu'on filtre les niveaux de vie individuels de leurs variations de court terme. Il est compris entre 0 et 1. La mobilité est d'autant plus grande qu'il est élevé : un indice de Shorrocks de  $x$  % signifie que lisser pour chaque individu son niveau de vie sur  $T$  années aboutit à une distribution  $x$  % moins inégalitaire (au sens de l'indice de Gini) que celle des niveaux de vie courants.

L'indice est nul si la distribution annuelle se reproduit à l'identique ou, plus généralement, sans changement des positions relatives des individus. Il est maximum quand les fluctuations redistribuent suffisamment les positions pour égaliser complètement les moyennes individuelles sur la période considérée. La relation entre l'indice de Shorrocks et le coefficient  $\beta$  est complexe et il n'en existe pas de formule générale. Cependant, sous les hypothèses usuellement retenues pour modéliser les processus individuels de niveaux de vie (notamment sous l'hypothèse qu'ils suivent des lois log-normales), on peut vérifier que l'indicateur  $\beta$  est une fonction décroissante de la mobilité au sens de l'indice de Shorrocks.

\* On rencontre parfois son complémentaire à 1, appelé indice de stabilité.

## Même à moyen terme la mobilité des niveaux de vie reste limitée

Le coefficient  $\beta$  mesuré sur l'ensemble de la population prend une valeur assez élevée (0,77), ce qui indique une inertie notable des niveaux de vie. Sans doute, les individus subissent souvent des fluctuations annuelles non négligeables, notamment aux extrémités de l'échelle des niveaux de vie. Mais globalement, la mobilité d'une année sur l'autre, c'est à dire le degré auquel les positions relatives dans l'échelle sont modifiées, reste modérée. Pour autant, cette mobilité annuelle relativement modérée des niveaux de vie peut-elle suffire, au bout de quelques années, à gommer l'influence de la position initiale des individus sur l'échelle des niveaux de vie ?

Le panel SRCV permet de répondre à cette question sur la période 2007-2012 (encadrés 3 et 4). Pour cela, il suffit de calculer la corrélation entre la situation d'un individu en 2007 et ses situations successives au cours des cinq années suivantes<sup>7</sup>, autrement dit le coefficient  $\beta$  représentatif de l'inertie des niveaux de vie sur la période.

### Encadré 4

#### Mobilité, méthodologie de collecte de l'information sur les revenus et comparaisons internationales

La baisse de la mobilité qui survient, à partir de la transition 2007-2008, dans les estimations réalisées sur les données de SRCV n'est appuyée par aucune autre source. D'une part, l'enquête ERFS, comme les données de la comptabilité nationale, confirme que la crise ne commence à avoir d'impact sensible sur les niveaux de vie qu'à partir de 2009 [Houdré *et al.*, 2013] ; d'autre part les séries d'indices de mobilité calculées dans le panel ERFS ne montrent aucune rupture dans ces années (figure).

#### Variations des indicateurs de mobilité $\beta$ et S sur la période 2004-2011 selon SRCV et le panel ERFS

Indicateur	Source	Années de revenu						
		2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2010-2011
$\beta$	SRCV	63	69	69	77	76	74	75
	panel ERFS	82	83	82	79	78	83	80
S	SRCV	6,1	5,2	5,8	3,7	3,4	3,7	3,7
	panel ERFS	2,8	3,1	3,2	3,2	3,1	2,9	3,0

en %

Champ : France métropolitaine, individus des ménages ordinaires, présents dans deux millésimes successifs. Pour le panel ERFS, le champ est réduit aux ménages déclarant un revenu positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Note : le champ est différent de celui de la figure 8 (et donc les résultats aussi) : la mobilité entre 2007 et 2008 est ici calculée sur les individus présents dans SRCV 2008 à 2009, alors qu'elle est calculée sur les individus présents dans SRCV 2008 à 2013 dans la figure 8.

Sources : Insee, enquête Statistique sur les ressources et les conditions de vie 2005 à 2012 et Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes sur les Revenus fiscaux et sociaux 2004 à 2011 (panel).

L'explication tient en réalité aux changements méthodologiques opérés à compter de 2007. C'est l'année à partir de laquelle les revenus des individus de SRCV sont collectés par appariement avec les données administratives (déclarations fiscales, données de prestations de la Cnaf, de la CCMSA et de la Cnav). Passer d'une mesure du revenu par questionnement du ménage à une mesure fondée sur les sources administratives a eu un effet très marqué sur les résultats : le niveau de vie moyen des individus du panel a ainsi connu, entre 2006 et 2007, une hausse de + 20 % en euros constants, évidemment due, pour l'essentiel, au changement méthodologique (selon l'enquête ERFS, de 2006 à 2007, le niveau de vie moyen n'a, en réalité, augmenté que de 1,6 % en euros constants). C'est ce dernier qui, selon toute probabilité, est responsable du saut des deux indicateurs, les données administratives apparaissant mieux corrélées d'une année sur l'autre que les données déclarées.

7. Le changement survenu à partir de l'année de revenus 2007 dans la mesure du niveau de vie empêche de considérer les trajectoires depuis 2004.

#### Encadré 4 (suite)

Dans chacun des deux régimes de collecte des revenus (déclaration à l'enquête ou bien appariement aux sources administratives) les variations annuelles des indicateurs sont faibles, le plus souvent en deçà de la significativité statistique (au seuil de 5 %) et, dans tous les cas, peu susceptibles d'être perçues par les individus. À la rupture de série près, en 2007, le niveau de mobilité peut être considéré comme constant sur la période. En particulier la crise qui a débuté en 2008 ne semble pas l'avoir affectée de façon notable (le diagnostic porte ici sur la mobilité comme réduction de l'inégalité globale. Il ne contredit pas les analyses concluant à des changements dans l'ampleur des fluctuations annuelles sur certaines zones de l'échelle des niveaux de vie [Beck *et al.*, 2014]).

Cette sensibilité de la mesure de la mobilité aux modalités exactes de production des données complique beaucoup les comparaisons internationales : selon l'enquête européenne *Statistics on Income and Living Conditions* (SILC), dont le panel SRCV est le versant français, les pays de l'Union européenne aux plus faibles valeurs de  $\beta$  sont, pour 2010-2011, l'Espagne avec 0,62 et le Royaume-Uni, avec 0,64. Les mêmes années,  $\beta$  vaut en France 0,76. On voit que l'écart est de l'ordre de l'impact du seul passage à la collecte par appariements avec les sources administratives. Or au Royaume-Uni comme en Espagne, les données de revenus sont obtenues par déclaration à l'enquête. Quand les pays collectent par appariement, l'indicateur  $\beta$  prend des valeurs nettement plus élevées : c'est le cas en Finlande (0,82), en Norvège (0,74) et aux Pays-Bas (0,86). En l'absence d'une harmonisation très rigoureuse des modes de collecte des revenus, il ne semble donc pas possible d'obtenir des conclusions fiables sur les différences internationales de mobilité de niveau de vie.

De même, on peut définir un indicateur de mobilité, l'indicateur de Shorrocks, sur des périodes de longueur croissante ([2007, 2008]... [2007, 2012]).

Les deux indicateurs aboutissent à la même conclusion : la mobilité ne s'élève en fait que lentement au fur et à mesure qu'on allonge l'horizon pris en considération (*figure 8*). Le coefficient  $\beta$  s'établit aux alentours de 77 % d'une année sur l'autre. Mais au bout de cinq ans, il est encore de 65 %. Dit en termes plus intuitifs, alors qu'au bout d'un an la distance d'un individu au niveau de vie moyen se réduit spontanément de 23 %, il faut cinq ans pour qu'elle se réduise, en moyenne, de 35 %<sup>8</sup>. La position initiale sur l'échelle des niveaux de vie conserve donc une forte influence.

De même, le coefficient de Shorrocks sur la période [2007, 2012] vaut 8 %, ce qui signifie que lisser les niveaux de vie individuels sur six années ne réduit que de 8 % le coefficient de Gini de la distribution des niveaux de vie, qui s'établit à 0,29. C'est une réduction modeste, comme on peut s'en convaincre en revenant à l'une des interprétations usuelles de cet indicateur. Un coefficient Gini de 0,29, pour une distribution où la moyenne des niveaux de vie est de 1 700 euros mensuels, signifie que deux individus tirés au hasard dans la population auront des niveaux de vie distants en moyenne de  $2 \times 0,29 \times 1\,700 = 986$  euros. Le lissage des niveaux de vie individuels sur six ans n'a réduit cet écart que de 82 euros.

## 8. Indicateurs de mobilité et mobilité de moyen terme

Mobilité	2008	2009	2010	2011	2012
<b>Coefficient <math>\beta</math> (en %)</b>					
Annuelle (t-1 à t)	77,0	76,0	74,0	75,0	77,0
Depuis 2007 (2007 à t)	77,0	74,1	68,5	66,4	65,1
<b>Indicateur de Shorrocks S</b>					
Depuis 2007 (2007 à t)	3,3	5,0	6,5	7,5	8,2

Champ : France métropolitaine, individus des ménages ordinaires, présents de 2008 à 2013 dans un ménage ordinaire de France métropolitaine.

Source : Insee, enquête Statistique sur les ressources et les conditions de vie 2008 à 2013.

8. Cette interprétation n'est rigoureusement correcte que si la distribution des niveaux de vie est globalement stable (ou encore stationnaire). En pratique, cette hypothèse de stationnarité peut être acceptée, au moins en première approximation.

En résumé, les positions relatives des individus dans l'échelle des niveaux de vie individuels semblent assez inertes, même considérées à moyen terme. Certes, les trajectoires de niveau de vie présentent, *en moyenne*, un phénomène de retour vers la moyenne : si un niveau de vie est particulièrement bas, il est plus probable qu'il soit suivi, l'année d'après, d'un niveau de vie un peu moins faible.

Mais ce retour est assez lent, l'influence des situations antérieures persistant après plusieurs années. Ce degré important de persistance, et donc cette faible mobilité, résulte de deux facteurs. D'une part, d'une mobilité annuelle faible (ce que signale la valeur élevée, 0,77, du coefficient  $\beta$ ). D'autre part, de la corrélation positive que l'on constate entre les chocs annuels subis par chaque individu. En effet, un choc négatif, par exemple, qui dégrade la position d'une personne dans l'échelle des niveaux de vie une certaine année tend statistiquement à être suivi d'autres chocs négatifs, qui vont contrecarrer la tendance lente de retour à la moyenne et contribuer ainsi à maintenir cette personne dans les bas niveaux de vie. ■

---

### Pour en savoir plus

Beck S., Missègue N., Ponceau J., « Les facteurs qui protègent de la pauvreté n'aident pas forcément à en sortir », in *Les revenus et le patrimoine des ménages*, coll. « Insee Références », édition 2014.

Houdré C., Missègue N., Ponceau J., « Inégalités de niveau de vie et pauvreté », in *Les revenus et le patrimoine des ménages*, coll. « Insee Références », édition 2013.

Jauneau Y., Raynaud É., « Des disparités importantes d'évolutions de niveau de vie », in *Les revenus et le patrimoine des ménages*, coll. « Insee Références », édition 2009.

---

## Annexe

### Pourquoi la distribution des niveaux de vie évolue peu alors que les fluctuations des niveaux de vie individuels sont importantes ?

Considérons par exemple la baisse de 1 % de la médiane, observée entre 2011 et 2012, de  $m_{2011} = 19\,940$  € à  $m_{2012} = 19\,740$  € (euros 2011). *A priori*, elle pourrait être la conséquence de deux types de variations individuelles :

– type I : les individus situés, en 2011, dans l'intervalle  $[m_{2012}, m_{2011}]$  reculent en dessous de  $m_{2012}$  ;

– type II : un certain nombre  $N_d$  d'individus au niveau de vie situé en 2011 au-dessus de la médiane  $m_{2011}$  ont franchi ce seuil en descendant, tandis qu'un certain nombre  $N_a$  de personnes situées en dessous de  $m_{2011}$  ont effectué le mouvement inverse. Lorsque les franchisseurs descendants sont plus nombreux que les ascendants ( $N_d > N_a$ ), plus 50 % de la population se situe désormais sous le seuil  $m_{2011}$ , si bien que la médiane de 2012 s'établit en dessous de celle de 2011. Dans le premier cas, la baisse de la médiane s'interprète comme la baisse du niveau de vie des personnes situées à ce seuil et son sens comme son ampleur sont ceux des trajectoires individuelles. Dans le second, l'interprétation est beaucoup moins claire. La baisse ne reflète que le solde de mouvements opposés, sans lien évident avec l'ampleur des trajectoires. Notamment, rien n'exclut qu'une proportion importante d'individus ait connu une forte hausse de niveau de vie.

L'analyse des données du panel ERF5 2011-2012 montre qu'en pratique le type II prédomine très largement : il est dix fois plus fréquent que le type I. Les personnes relevant du type I influent assez peu sur la variation de la médiane : neutraliser leur mouvement de recul (en maintenant leur niveau de vie à son niveau de 2011) ne modifie qu'à la marge la baisse de la médiane (-0,8 %, contre -1 % observée dans les données réelles). Si, en revanche, on neutralise les franchisseurs (type II), l'impact est majeur puisque la médiane ne bouge plus entre 2011 et 2012.

Ce phénomène est général : quel que soit le quantile considéré, sa variation annuelle (à la baisse ou à la hausse) résulte essentiellement du solde entre le nombre de franchissements montants et celui des franchissements descendants.

Ce solde reste faible, quel que soit le quantile : au plus 1 % de la population. Ce qui explique l'ampleur limitée des variations des quantiles de la distribution.

En outre la variation du quantile ne dépend pas de l'ampleur des variations enregistrées par les individus : que les franchisseurs d'un quantile soient au départ proches ou non de ce quantile n'a pas d'incidence, seul le solde des nombres de franchissements ascendants et descendants joue.

La faiblesse de ce solde recouvre en réalité un nombre important de mouvements individuels : la proportion (rapportée à la population totale) des franchisseurs montants varie, le long de l'échelle des niveaux de vie, entre 0 et 8 % environ. Elle est la plus élevée aux niveaux de vie intermédiaires, reproduisant ainsi la forme (proche d'une loi log-normale) de la distribution des niveaux de vie. Cette caractéristique s'explique aisément : les franchissements d'un seuil donné de niveau de vie sont d'abord le fait des personnes dont le niveau de vie est voisin. Les franchissements seront donc relativement plus nombreux dans les zones de l'échelle des niveaux de vie où les personnes sont les plus nombreuses.

Toutes ces observations valent aussi pour le nombre de franchissements descendants qui est, à tout niveau de la distribution, du même ordre de grandeur que celui des descendants.

Elles sont par ailleurs structurelles, au sens où elles s'appliquent sans changements notables à toutes les années actuellement disponibles. En particulier, à quantile donné, le taux de franchissements ascendants (resp. descendants) varie peu d'une année sur l'autre. Ce qui explique la relative stabilité du solde et donc les faibles variations annuelles de la distribution des niveaux de vie.