

**Zeitschrift:** Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie  
= Swiss journal of sociology

**Herausgeber:** Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

**Band:** 36 (2010)

**Heft:** 2

**Artikel:** Privation et risque d'appauvrissement en Suisse, 1999-2007

**Autor:** Gazareth, Pascale / Suter, Christian

**DOI:** <https://doi.org/10.5169/seals-814888>

#### Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

#### Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

#### Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

**Download PDF:** 21.02.2026

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

## Privation et risque d'appauprissement en Suisse, 1999–2007

Pascale Gazareth\* et Christian Suter\*

### 1 Introduction

Un sentiment général domine depuis quelques années, dans la population comme dans certains milieux scientifiques et politiques, d'un creusement des inégalités sociales en Suisse accompagné d'un appauvrissement général de la population, ou du moins d'une large part des catégories sociales moyennes et basses. Ce que nous appellerons ici «l'hypothèse d'appauprissement» de la population suisse ne trouve toutefois que peu de confirmation dans l'analyse empirique de la situation économique des ménages. Notre propos sera d'apporter divers éléments nouveaux dans la discussion de cette hypothèse. Nous nous baserons pour cela sur une analyse de l'évolution du niveau de vie de la population, mesuré non pas à travers le revenu comme c'est le plus souvent le cas dans les études sur la pauvreté, mais par un indice de privation relative. Après une discussion des origines de cette hypothèse, nous examinerons les réponses que les statistiques officielles de la pauvreté apportent. Nous présenterons ensuite les résultats basés sur l'examen de la privation relative, d'abord en termes transversaux répétés puis en termes longitudinaux. La première démarche, basée sur la comparaison entre 1999 et 2004, renseignera sur l'évolution générale du niveau de vie de la population. La seconde, basée sur le suivi de situations individuelles entre 1999 et 2007, apportera des réponses quant à l'existence de groupes de populations ayant vu leur niveau de vie évoluer de manière suffisamment négative pour passer sous différents seuils de pauvreté ou de précarité.

### 2 Origines de l'hypothèse d'appauprissement

Depuis les années 1990, la Suisse connaît une modification sensible de ses structures socio-économiques. Sur le marché du travail, le pays est sorti du plein emploi : plusieurs épisodes de hausse du chômage ont accompagné une hausse générale de la population active et le développement de formes d'emploi atypiques, souvent instables comme le travail intérimaire ou sur appel. Les conditions de travail ont été marquées par une flexibilisation généralisée y compris dans le secteur public, le développement de nouveaux modes de gestion et une progression des salaires élevés. Le système de sécurité sociale a quant à lui connu de nombreuses révisions partielles

\* Institut de sociologie, Université de Neuchâtel.

dans la plupart des branches d'assurance<sup>1</sup>. Le financement des collectivités publiques a lui aussi été largement réformé tant sur le plan de la fiscalité (avec l'introduction de la TVA p.ex.) que de la répartition des tâches entre Confédération, cantons et communes. De son côté, l'économie suisse a poursuivi son mouvement de tertiarisation et d'ouverture aux marchés internationaux (globalisation) ; le secteur financier en particulier a connu une expansion très importante liée entre autre au volume d'investissement à l'étranger qui s'est considérablement accru. Enfin, les systèmes économiques familiaux ont eux aussi évolué sous l'effet conjugué des changements démographiques (solidarités intergénérationnelles et âge moyen d'héritage) et des transformations de la famille en cours depuis les années 1970 (hausse des divorces et des familles recomposées).

L'impact résultant de l'ensemble de ces modifications est évidemment difficile à mesurer, mais il est généralement admis qu'il recouvre à la fois une polarisation entre « gagnants et perdants » des transformations économiques (Kriesi, 1995) et une précarisation d'une partie de la population qui trouve plus difficilement à s'intégrer professionnellement, n'est plus retenue que par les dernières mailles du filet social et se voit menacée d'exclusion sociale (pour une synthèse de ces éléments, voir Magnin et al., 2007).

Au plan conjoncturel, la période a été marquée par deux périodes de stagnation (1991–1996 et 2001–2003) et de croissance (1997–2000 et 2004–2007). Le PIB par habitant a marqué de légères baisses essentiellement dues à la hausse du chômage lors des deux périodes de stagnation mais sa progression générale fait surtout apparaître la bonne marche de l'économie suisse durant la dernière décennie, ce que confirment d'autres indicateurs macroéconomiques comme le revenu national brut ou la consommation des ménages. Même si cette évolution générale masque des évolutions sectorielles nettement moins favorables, seules les conséquences de la crise financière de 2008/2009 viennent véritablement noircir ce tableau.

Paradoxalement, dans ce contexte globalement positif, il n'a jamais été autant question de pauvreté dans les discours et les médias du pays. Un sentiment général domine dans la population comme dans certains milieux scientifiques et politiques d'un creusement des inégalités accompagné d'un appauvrissement général de la population, ou du moins d'une large part des catégories sociales moyennes et basses. Ce sentiment est alimenté par différents constats plus ou moins objectifs qui portent, d'une part, sur une hausse des phénomènes de pauvreté et, d'autre part, sur une baisse – souvent thématisée en termes d'appauvrissement – du niveau de vie de la « classe moyenne » : hausse tangible des dépenses de sécurité sociale destinées à compenser un manque de ressources monétaires (aide sociale publique, prestations complémentaires, subsides d'assurance-maladie, etc.)<sup>2</sup> et des bénéficiaires de

<sup>1</sup> Assurances chômage, invalidité, maladie, ou encore vieillesse et survivants (dont l'élévation progressive de l'âge de la retraite des femmes).

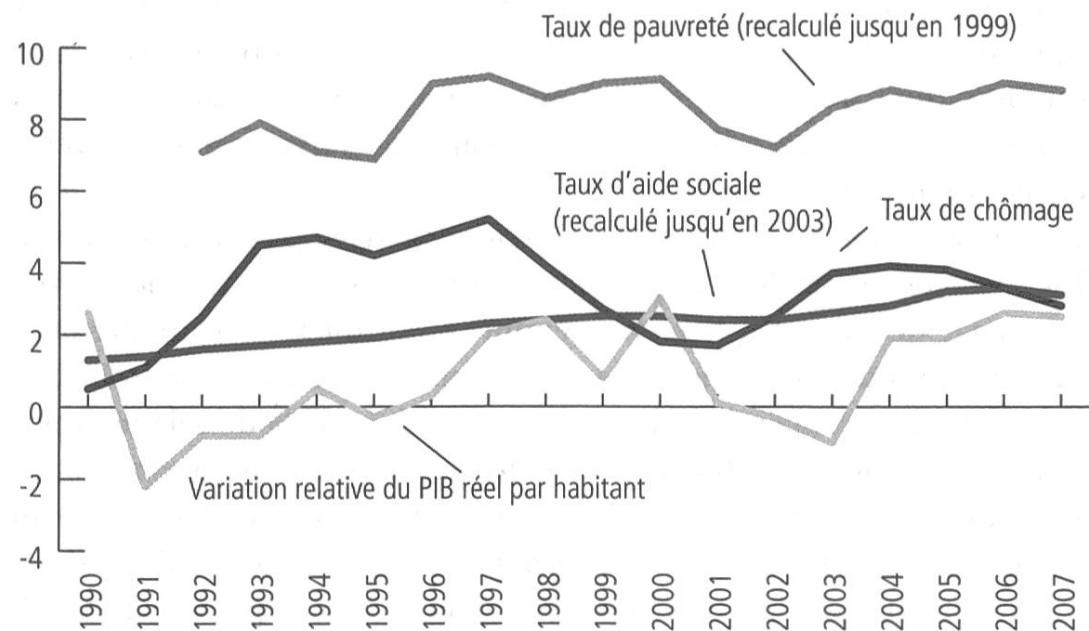
<sup>2</sup> Les prestations complémentaires sont des compléments aux rentes de vieillesse, de survie et d'invalidité destinés à garantir un niveau de vie décent et à couvrir les frais médicaux de ces

ces prestations, maintien d'un chômage structurel faible mais devenu permanent, stagnation des salaires réels, hausse des dépenses obligatoires à travers la hausse des primes d'assurance-maladie, apparition de phénomènes d'endettement important, en particulier parmi certains jeunes adultes, niveau élevé des prix des biens de consommation courante et des loyers<sup>3</sup>, etc.

### 3 Evolution récente de la pauvreté

La pauvreté fait l'objet d'une activité intense de recherche en Suisse depuis les années 1990 et l'étude de Leu et al. (1997). Celle-ci a révélé, à la suite de plusieurs études cantonales menées dès le milieu de la décennie précédente, l'existence de nouvelles formes de pauvreté touchant plus particulièrement les étrangers, les indépendants, les hommes seuls, les femmes divorcées et les personnes élevant seules leurs enfants. Une série d'études à caractère longitudinal a également vu le jour avec la mise à disposition progressive de données permettant ce type d'analyse<sup>4</sup> (Müller, 2002 ; Budowski et Suter, 2002 ; Tillmann et Budowski, 2006 ; Gazareth et al, 2007). De son côté, l'Office fédéral de la statistique (OFS) a développé plusieurs indicateurs

Figure 1: Evolution économique. Taux de chômage, taux d'aide sociale et taux de pauvreté 1990–2007



Source : OFS, 2009a : 20.

rentiers. Les subsides d'aide au paiement des primes d'assurance-maladie obligatoire sont destinés à aider les personnes ayant un faible revenu à payer ces primes qui ne sont pas proportionnelles au revenu.

3 Le marché intérieur suisse est souvent présenté comme un « îlot de cherté » dans les médias du pays.

4 Panel suisse de ménages, grandes enquêtes répétées de la statistique publique.

(pauvreté des adultes en âge de travailler, working-poor et aide sociale) qui sont désormais actualisés chaque année. Confirmant des résultats internationaux (OCDE, 2001 ; Lollivier et Verger, 2005 ; Whelan et Maître, 2006), ces études révèlent une forte dynamique – en partie artificielle – des entrées et sorties de la pauvreté mais ne donnent pas/peu d'éléments confirmant un appauvrissement progressif de parts importantes de la population suisse.

Les données de l'OFS sur la pauvreté des 18 à 59 ans indiquent que chaque année depuis 1991, 7 à 9% des personnes de ce groupe d'âge sont confrontées à la pauvreté avec une tendance à la hausse entre 2002 et 2007 après une baisse entre 2000 et 2002 (Tab.1 ; OFS, 2009a : 20). Cette statistique révèle une corrélation forte entre le taux de pauvres et celui de chômeurs avec un décalage d'une année entre les deux taux, davantage qu'un appauvrissement progressif de l'ensemble de la population. En d'autres termes, la pauvreté des adultes en âge de travailler augmente en Suisse principalement lorsque le chômage s'est accru l'année précédente.

Dans la même étude, une reconstruction *a posteriori* du taux d'aide sociale indique que celui-ci a régulièrement augmenté, passant de 1,3% au début des années 1990 à 3,3% en 2006. Le chômage n'a pas eu d'impact sur cette tendance générale à la hausse mais il lui a donné son rythme : le taux d'aide sociale a augmenté plus fortement lorsque le chômage était élevé et a stagné lorsque le chômage est passé sous la barre des 2% en 2000 et 2001 (OFS, 2009a : 19–24). En considérant que l'ensemble du dispositif d'aide destiné à lutter contre la pauvreté a augmenté ses prestations sans modification législative significative (on observe par exemple une hausse marquée des bénéficiaires des prestations complémentaires parmi les rentiers de l'assurance-invalidité), il semble donc qu'à côté d'une pauvreté de nature conjoncturelle, une part faible mais grandissante de la population suisse se voie exposée à une pauvreté davantage structurelle.

Cette double évolution de la pauvreté correspond en partie aux facteurs d'appauvrissement potentiels de la population mis en cause précédemment. Pour les individus en âge de travailler, le travail rémunéré fournit la majeure partie de leurs revenus. Sachant que seule une partie des personnes sans emploi a droit à des indemnités de chômage et que celles-ci se montent à 70 ou 80% du salaire assuré, un épisode de chômage impacte directement et fortement le revenu des personnes qui le subissent, surtout parmi les bas salaires. Il est donc logique que le taux de chômage influence le taux de pauvreté de ce groupe de la population, lui conférant son côté conjoncturel. Cependant, le chômage ne touche qu'une petite partie de la population et reste le plus souvent de courte durée (moins de six mois). Son niveau explique donc les variations du taux de pauvreté calculé par l'OFS, mais une partie seulement du niveau de celui-ci. Le chômage n'apparaît que comme un facteur de pauvreté parmi d'autres, comme la situation professionnelle ou familiale (OFS, 2007).

La même statistique de l'OFS sur la pauvreté des personnes en âge de travailler ne laisse pas apparaître de hausse progressive de la pauvreté que l'on pourrait relier à une baisse du revenu disponible résultant de la stagnation des salaires réels et de la hausse des dépenses obligatoires. Ceci ne suffit toutefois pas à réfuter l'existence d'un tel effet si l'on considère (1) que cette baisse du revenu disponible ne signifie pas nécessairement que les ménages qui la subissent glissent sous le seuil de pauvreté (le niveau de vie peut baisser en restant au-dessus de ce seuil) et (2) que les différentes catégories de la population ne subissent pas cette baisse du niveau de vie de la même manière. Il est en effet souvent suggéré que seules les personnes vivant avec un revenu « moyen » pâtissent réellement de la situation : en bas de l'échelle des revenus, les subsides pour le paiement des primes maladie et les autres aides sociales permettent de maintenir le niveau de vie des ménages au-dessus du seuil de pauvreté ; en haut de cette échelle, non seulement l'impact des prix et des primes maladie n'est pas suffisant en pourcentage du budget de ces ménages pour occasionner une réelle baisse du niveau de vie, mais en plus, les salaires ont connu une évolution différente, plus souvent marquée par des hausses parfois importantes que par une stagnation. Ainsi, seule la « classe moyenne » subirait réellement les effets de ces facteurs d'appauprissement.

La croissance régulière du taux d'aide sociale ne peut pas non plus être reliée à ce phénomène de baisse du revenu disponible des ménages puisque les primes maladie des personnes aux revenus les plus modestes sont généralement prises en charge par le système de sécurité sociale. Cette croissance relève donc d'autres facteurs de fragilisation de la population à rechercher parmi les modifications des structures socio-économiques évoquées au point précédent.<sup>5</sup> De fait, la surreprésentation des personnes séparées ou divorcées, avec un bas niveau de formation, sans emploi ou non-actives parmi les bénéficiaires de l'aide sociale suggère un lien avec les transformations familiales d'une part, et avec l'exclusion durable du marché du travail de personnes dont l'employabilité ne répond plus aux critères de ce marché d'autre part.

Les deux statistiques examinées ne tiennent pas/peu compte des personnes en âge de retraite : celle de la pauvreté par choix méthodologique (la mesure de la pauvreté par le revenu sans tenir compte de l'épargne conduit à surestimer dans une large mesure la pauvreté des retraités), et celle de l'aide sociale par définition (pour les retraités, l'aide sociale n'intervient que de manière subsidiaire ou à défaut des prestations complémentaires qui constituent leur premier filet contre la pauvreté).

<sup>5</sup> Cette croissance ne se retrouve pas dans la statistique de la pauvreté, laquelle rend compte d'un pourcentage de pauvres nettement plus élevé que le taux d'aide sociale alors que le seuil de pauvreté retenu y est adapté des normes d'aide sociale. Ce décalage entre les deux statistiques s'explique au moins en partie par la nature de leurs données (enquête administrative basée sur les unités familiales dont le dossier a répondu aux critères officiels dans le cas du taux d'aide sociale, enquête par échantillon mesurant la pauvreté à partir du niveau de revenu de l'ensemble des ménages privés dans le cas du taux de pauvreté) et par la pauvreté « cachée » des personnes pauvres qui renoncent à l'aide sociale ou en sont exclues.

En l'absence actuelle de données fiables sur la situation financière des retraités, celle-ci reste méconnue.

#### 4 La privation relative comme mesure de pauvreté

La mesure de la pauvreté a fait l'objet de nombreux développements depuis la naissance des sciences sociales. Différentes approches se côtoient aujourd'hui : absolue ou relative (selon que le seuil de pauvreté est défini de manière universelle ou en fonction du contexte socio-historique étudié), directe ou indirecte (selon que le niveau de vie des individus est mesuré directement, p.ex. par un indicateur de consommation, ou déduit à partir d'un indicateur indirect comme le revenu), objective ou subjective (selon que le seuil de pauvreté est défini de l'extérieur ou par les individus eux-mêmes), unidimensionnelle ou multidimensionnelle (selon le nombre de dimensions des conditions de vie pris en compte), microsociologique ou macrosociologique (selon le niveau d'analyse retenu), dynamique ou statique (selon que la dimension temporelle est prise en compte ou non), pour citer les plus importantes. Chaque approche renvoie à des définitions différentes de la pauvreté et à une ou plusieurs mesures empiriques.<sup>6</sup> Etant donné la nature polymorphe de la pauvreté<sup>7</sup>, aucune mesure ne permet d'en donner une image complète. Toute recherche sur la pauvreté commence donc par choisir la ou les mesures les mieux adaptées à son projet parmi celles opérationnalisables avec les données dont elle dispose. En pratique, ce dernier élément fait très souvent pencher la balance en faveur de mesures basées sur le revenu, lequel se trouve donc à la base d'une majorité d'études.

Pour notre propos, nous avons besoin d'une mesure qui fournit une indication précise du niveau de vie effectif de la population et qui permette d'en suivre facilement l'évolution dans le temps. Le revenu est une mesure indirecte par laquelle le niveau de vie des ménages est extrapolé à partir de leur niveau de ressources monétaires ; cette extrapolation peut être biaisée par différents éléments (autoconsommation, services gratuits, patrimoine, endettement, etc., ou encore la mauvaise qualité de l'information sur le revenu) et donc amener à de fausses conclusions sur le niveau de vie réel des ménages. De plus, deux personnes disposant du même revenu n'en tireront pas nécessairement le même niveau de vie, en raison p.ex. de différences de temps, d'accès aux informations ou de capacité individuelle à transformer ce revenu en biens de consommation. En outre, le revenu pose différents problèmes lorsqu'il est utilisé pour mesurer l'évolution de la situation matérielle dans le temps, comme des erreurs de mesures qui se cumulent (Whelan et Maître, 2006) ou le fait

<sup>6</sup> Pour une discussion des différentes définitions et approches de la pauvreté, voir p.ex. Gordon et Spencer, 1999.

<sup>7</sup> Elle recouvre aussi bien le dénuement total de personnes mourant de faim, la misère des clochards des grandes villes européennes, le mode de vie réduit au minimum décent des bénéficiaires de l'aide sociale ou la précarité des classes moyennes fortement endettées.

qu'il est par nature amené à évoluer d'année en année sans que le niveau de vie du ménage n'en soit nécessairement affecté, par exemple du fait de la compensation de l'inflation ou de revenus irréguliers (Lollivier et Verger, 2005). Il amène alors à largement surestimer les changements de situation des ménages et notamment les flux d'entrée et de sortie de la pauvreté. Enfin, l'hypothèse qui nous occupe stipule expressément que l'appauprissement qu'elle suppose a lieu malgré une hausse des revenus nominaux.

Nous avons donc préféré une mesure directe du niveau de vie dont l'usage s'est répandu au niveau européen ces dernières années : la privation relative.<sup>8</sup> Apparue dans les années 1950 et d'abord appliquée à d'autres propos comme les mobilisations révolutionnaires et les protestations collectives (Runciman, 1966), la notion de privation relative a été adaptée aux études de la pauvreté dans les années 1970 par Townsend. Pour ce dernier, elle se comprend comme : « the absence or inadequacy of those diets, amenities, standards, services and activities which are common or customary in society » (Townsend, 1979 : 915). Pour mesurer cette privation relative, Townsend a développé une liste d'une soixantaine d'items (biens ou activités) constitutifs d'un mode de vie « standard », partagé par un grand nombre de ménages ou du moins encouragé et approuvé dans la société étudiée, en l'occurrence l'Angleterre des années 1970. Cette liste, couvrant des domaines aussi variés que le logement, l'habillement, l'alimentation, la santé, les contacts sociaux, etc., a été réduite à 12 items principaux tels qu'un repas chaud par jour, une semaine de vacance par an hors du domicile ou encore des WC ou un réfrigérateur dans le logement. Un indice de privation, synthétisant des manques par rapport au niveau de vie standard, peut ensuite être calculé sur la base du nombre d'items dont le ménage ne dispose pas, puis comparé avec une valeur d'indice choisie comme seuil de pauvreté afin de définir le statut de pauvreté du ménage.

Les travaux de Townsend ont fait l'objet de nombreux commentaires et développements. Trois critiques principales lui ont été opposées : les items sont exclusivement choisis par les chercheurs, leur absence peut relever de préférences plutôt que d'une contrainte économique<sup>9</sup>, et l'absence de certains items représente une privation plus

<sup>8</sup> La consommation des ménages en termes de niveau de dépenses constitue une autre mesure directe du niveau de vie. Elle est toutefois lourde à mettre en œuvre et pose de sérieux problèmes conceptuels et de mesure (Verger, 2005 : 26). Nous avons également écarté les mesures subjectives de la pauvreté qui renvoient au fait de « se sentir pauvre » ; ces approches pourraient éclairer pourquoi le sentiment d'appauprissement est aussi répandu en Suisse mais sont inadaptées pour tenter d'identifier un appauvrissement objectif de la population. Nous avons encore renoncé à utiliser une approche mixte comme la « pauvreté consistante » (Townsend, 1979 ; Tillmann et Budowski, 2006) qui présente les mêmes limites que celles des approches qu'elle combine et rend difficile l'interprétation des changements dans le temps. Relevons que toutes ces approches ne se recoupent que partiellement (Lollivier et Verger, 1997) et qu'en choisir une seule revient à observer une facette seulement de la pauvreté.

<sup>9</sup> Un ménage peut choisir de vivre sans voiture, p.ex. par conviction écologique. Halleröd (2006) relève que cette question des préférences n'est pas indépendante du niveau de vie : les pauvres ont tendance, pour ne pas ressentir leur privation ou en fonction des groupes sociaux auxquels ils

grave que celle d'autres items. Une première variante importante a été proposée par Mack et Lansley (1985) en réponse à ces critiques : leur *Consensual Deprivation Index* (CDI) améliore d'une part le choix des items (en ne retenant dans l'indice que les items considérés comme «absolument nécessaires» par plus de la moitié des répondants, ce qui limite l'influence des chercheurs et amène à ne considérer que des items dont l'absence peut être qualifiée de grave) et d'autre part la mesure de la pauvreté (en considérant comme privation l'absence d'un item uniquement lorsqu'elle relève de raisons financières). Critiquant le fait de se baser sur les seuls items considérés par une majorité comme absolument nécessaires, Halleröd (1995) reprend la même méthodologie dans son *Proportional Deprivation Index* (PDI) mais en conservant tous les items et en les pondérant en fonction du pourcentage de répondants considérant l'item comme absolument nécessaire pour mener une vie décente. Ainsi, ne pas avoir de voiture sera considéré comme une privation forte (ou faible) si une grande part (ou une faible part) de la population estime qu'avoir une voiture est indispensable à une vie décente. Cette version de l'indice permet d'utiliser une même liste d'items dans des contextes sociaux différents ; elle reflète aussi plus finement l'importance sociale de chaque item, donc la relativité historico-culturelle de la pauvreté, conformément à la définition de la pauvreté retenue par la Commission européenne<sup>10</sup>.

Tant le CDI que le PDI supposent de disposer d'un jeu de données important dans lequel chaque item fait l'objet de trois questions (possession de l'item, raison si non, et importance sociale de l'item). Dans les faits, peu d'enquêtes disposent de ce jeu complet, la question de l'importance sociale étant fréquemment abandonnée<sup>11</sup>. L'analyse de ces jeux de données partiels recourt alors à d'autres critères de pondération, comme la part de la population qui possède l'item : la privation est alors d'autant plus forte que beaucoup de ménages disposent de l'item (voir p.ex. Tillmann et Budowski, 2006). Lipsmeier (1999) a démontré que les indices calculés avec telle ou telle pondération ou sans pondération des items corrèlent assez fortement entre eux. On peut donc en conclure que tous sont valables et qu'il s'agit de choisir celui qui correspond le mieux au projet de chaque chercheur.

---

s'identifient, à indiquer qu'ils ne disposent pas de tel ou tel item par choix plutôt que par contrainte économique. Ceci conduit à sous-estimer la privation relative. Halleröd estime toutefois que ce biais reste inférieur à la surestimation de la privation qui existe lorsqu'on ne tient pas compte des préférences (pas d'indication si l'absence d'un item relève de raisons économiques ou non).

10 « Par pauvre on entend les personnes, familles ou groupes de personnes dont les ressources (matérielles, culturelles et sociales) sont si limitées qu'elles sont exclues du niveau de vie minimal reconnu comme acceptable dans l'Etat membre où elles vivent » (Conseil du 19 décembre 1984).

11 C'est le cas par exemple dans le Panel communautaire des ménages ou dans l'enquête SILC d'Eurostat sur laquelle se base l'indice de privation intégré récemment aux indicateurs standards de pauvreté de l'UE.

## 5 Données et opérationnalisation

Les résultats présentés dans cet article se basent sur les données du Panel suisse de ménages (PSM), enquête longitudinale qui interroge tous les membres de 15 ans et plus d'un même échantillon de ménages chaque année depuis 1999<sup>12</sup>. Au moment d'écrire cet article, neuf vagues étaient disponibles (1999 à 2007). Les données concernant la privation sont recueillies chaque année par le biais d'un questionnaire «ménage» rempli par une personne dite de référence parmi les membres adultes du ménage. Elles portent sur une liste originale de quatorze items de privation dont neuf sont restés inchangés d'année en année : partir en vacances une semaine par an hors de son domicile, inviter des amis minimum une fois par mois, manger au restaurant minimum une fois par mois, avoir une voiture pour un usage privé, un téléviseur couleur, un lave-linge pour son usage exclusif, un lave-vaisselle, un troisième pilier (plan de retraite privé), ou un ordinateur à la maison. Pour chaque item, la personne de référence est d'abord amenée à indiquer si le ménage dispose ou non de l'item puis, si la réponse est non, si cette privation est due à des raisons financières ou autres.

Pour tester l'hypothèse d'appauvrissement, nous avons préféré le PDI proposé par Halleröd. Dans une perspective longitudinale, il nous est apparu qu'un indice basé sur la proportion de ménages disposant de tel ou tel item n'était pas adapté car cette proportion pouvait évoluer de manière importante (par exemple pour des appareils relevant de nouvelles technologies, comme les ordinateurs dont la possession à domicile s'est fortement accrue ces quinze dernières années) sans que l'importance sociale à disposer de cet item évolue dans les mêmes proportions. Tenir compte de cette importance nous est apparu nécessaire à plusieurs titres. D'une part, les questions sur la privation disponibles dans les grandes enquêtes de population en Suisse sont généralement issues de sets développés à un niveau international, offrant légitimité, validité et standardisation mais ne permettant pas de saisir les variations nationales des normes de vie décente. Utiliser un indice qui pondère chaque item en fonction de l'importance qui lui est donnée dans notre pays corrige ce problème. Entre CDI et PDI, nous avons préféré le second car il offre une mesure plus fine et plus complète de la privation<sup>13</sup>. D'autre part, l'importance de chaque item repose sur des valeurs qui, à l'instar d'autres valeurs sociales, peuvent être considérées comme évoluant lentement, sans variation sensible d'une année à l'autre. Ceci constitue de toute évidence un avantage pour notre propos puisque le risque de mesurer une hausse de la privation qui relèverait en réalité d'un changement dans les critères de vie décente est ici assez faible.

12 Description complète de l'enquête sous [www.swisspanel.ch](http://www.swisspanel.ch).

13 Pour rappel, le CDI restreint l'analyse aux seuls items considérés par une majorité de répondants comme très importants pour mener une vie décente.

Les données du PSM ne contiennent pas de questions sur l'importance sociale de chaque item. Pour construire un PDI, nous utilisons l'information fournie par une autre enquête, l'Euromodule 1999/2000<sup>14</sup>, à savoir le pourcentage de personnes qui considèrent l'item comme «absolument nécessaire» pour mener une vie décente. Le PDI se comprend alors comme la somme pondérée des items que le ménage ne peut pas s'offrir<sup>15</sup>, standardisée sur la base d'une transformation linéaire en pourcentage du score maximum possible.

$$\text{Non standardized PDI: } PDI_{(nstd)} = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^n (w_j^c d_{ij})$$

$$\text{Standardized PDI: } PDI_{(std)} = \frac{\text{observed}}{\max} \times 100$$

Pour mener une analyse au niveau individuel, le niveau de privation du ménage est imputé à l'ensemble de ses membres selon l'hypothèse de l'équirépartition des ressources économiques dans le ménage. Cette hypothèse est relativement correcte dans le cas de la privation : il est raisonnable de supposer que les équipements ménagers comme la télévision ou le lave-vaisselle servent tous les membres du ménage de manière équivalente, même dans des ménages de cohabitants sans lien de parenté entre eux. Pour les items restants, comme la voiture ou les repas au restaurant, l'hypothèse d'équirépartition peut être mise en question mais reste néanmoins valide pour une grande majorité de ménages, en particulier les ménages familiaux au sens large.

L'utilisation de données de panel est un avantage certain pour notre propos puisqu'elle permet de suivre l'évolution de la situation des individus dans la durée sur la base de « trajectoires de privation ». Ces trajectoires ne se laissent pas faci-

14 Voir WZB (2002). L'Euromodule contient 19 items relevés sur la base de questions présentant la même structure de questionnement et des formulations le plus souvent équivalentes à celles du PSM. Pour chaque item, l'Euromodule contient en outre une question sur l'importance de l'item pour mener une vie décente. Des comparaisons réalisées entre les deux enquêtes ont permis de vérifier que leurs résultats sont largement comparables, tant en termes de niveau de privation dans la population, de distribution ou de facteurs prédictifs (modèles de régression logistique). Il est donc possible d'utiliser la pondération issue de l'Euromodule pour calculer un PDI avec les données du PSM. Cette similitude de résultats sur la base de deux enquêtes au design différent démontre par ailleurs la fiabilité de cet indice. L'Euromodule n'ayant pas été répété depuis 1999/2000, la même pondération est utilisée chaque année. Ceci contribue à rendre notre indice plus stable mais ne permet pas de tenir compte des changements intervenus dans l'importance donnée à chaque item. Vu le rythme lent de ces changements, ceci ne pose pas de problème fondamental ; toutefois, après 10 ans, il serait utile de vérifier ce point.

15 Précisément : pour un set de  $j$  items et un individu  $i$  dans un pays  $c$ , le PDI non standardisé correspond à la somme pour les items  $j = 1$  à  $J$  et les individus  $i = 1$  à  $n$  de la variable dichotomique  $d_{ij}$  (où 1 = l'individu  $i$  ne peut s'offrir l'item  $j$ ) multipliée par le facteur  $w_{cj}$  (proportion de répondants dans le pays  $c$  qui considèrent l'item  $j$  comme absolument nécessaire à une vie décente). Voir Suter et Iglesias (2005 : 30).

lement appréhender en raison de différentes sources de perturbation comme les changements intervenus dans la structure des ménages (modification du nombre de membres par des départs ou des arrivées, enfants devenant adultes, etc.), l'attrition (ménages qui cessent de participer à l'enquête), ou les changements de personnes de référence (perturbations en lien avec la connaissance et l'appréciation que la personne de référence a de la situation du ménage). Pour réduire ces perturbations, nous avons limité nos analyses aux individus vivant dans un ménage pour lequel la même personne de référence a répondu au questionnaire « ménage » pour chacune des neuf vagues d'enquête. Ce choix nous amène à concentrer nos analyses sur des ménages particulièrement stables (par leur participation et en partie dans leur structure), non représentatifs de l'ensemble de la population mais permettant de tester l'hypothèse d'appauvrissement dans un contexte présentant moins de perturbations parasites. Nous reviendrons dans nos commentaires des résultats sur les conséquences probables de ce choix.

La durée considérée – neuf ans – apparaît comme relativement longue par rapport aux périodes habituellement prises en compte pour mesurer la dynamique de la pauvreté (trois à cinq ans). Elle offre l'avantage d'une vue générale sur la décennie passée et reste cohérente par rapport à l'hypothèse d'appauvrissement puisque les principaux facteurs incriminés dans cette hypothèse (modification des structures socio-économiques et baisse du revenu disponible des ménages) n'ont pas cessé d'être actifs durant cette période.

Pour tester l'hypothèse d'appauvrissement de la population en Suisse, nous nous intéresserons d'abord au changement de la privation dans la population d'une manière très générale, en comparant la situation en 1999 avec celle en 2004 sur la base des échantillons transversaux du PSM.<sup>16</sup> Ensuite, sur la base d'une typologie des degrés de privation, nous mesurerons les transitions intervenues entre le début de la période analysée (1999–2003) et la fin de cette période (2003–2007). En effet, si appauvrissement il y a eu, alors la situation en début de période devrait se révéler globalement meilleure que celle en fin de période, au-delà des variations annuelles possibles.<sup>17</sup> Cette manière de procéder permet de faire ressortir l'évolution à moyen terme de la situation matérielle des ménages.

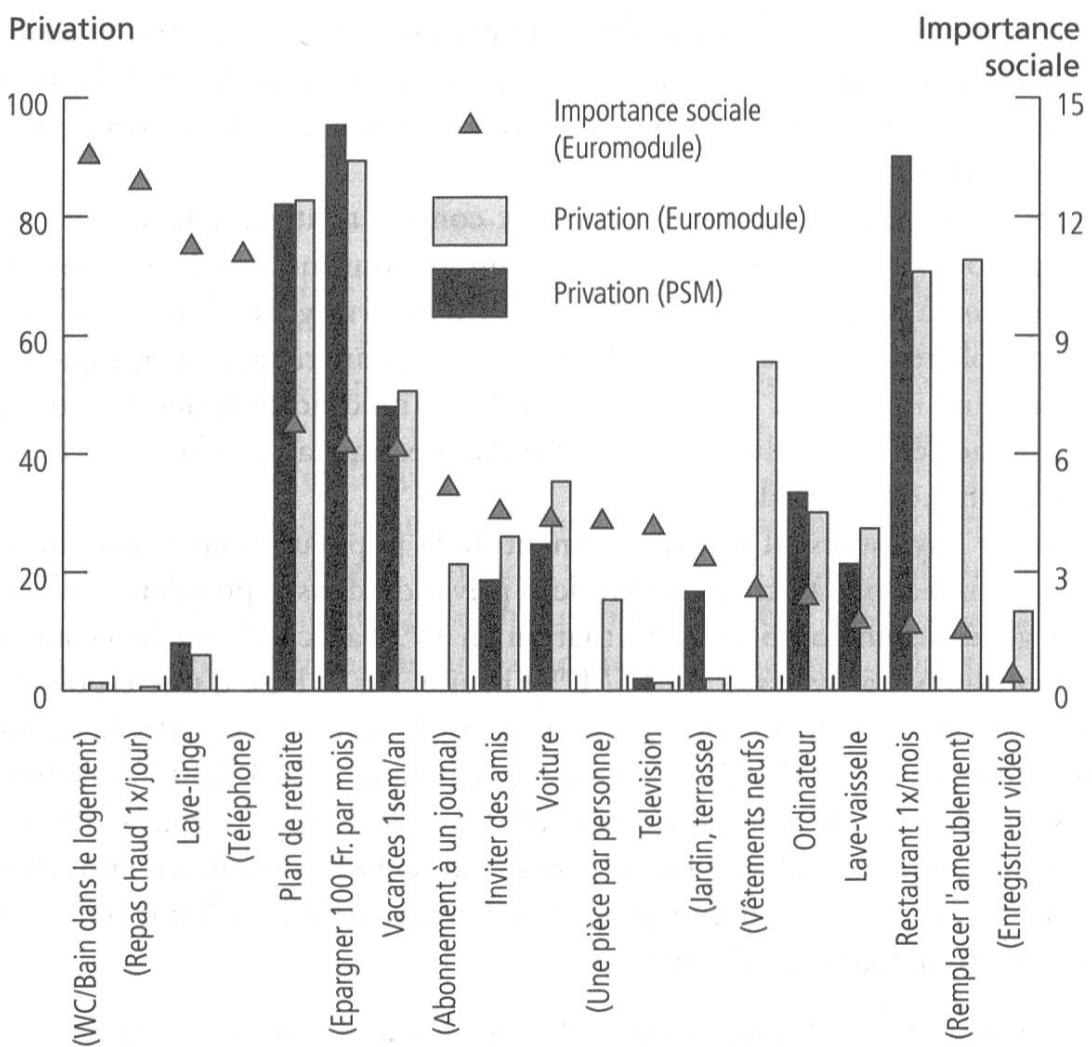
<sup>16</sup> En 2004, un nouvel échantillon, représentatif de la population suisse comme l'échantillon original de 1999, a été ajouté à l'enquête pour compenser l'attrition survenue depuis 1999. Ces deux années offrent donc la meilleure qualité en terme de représentativité transversale des données.

<sup>17</sup> Ce découpage revient à lisser l'évolution de la situation des ménages sur deux périodes de même intervalle, répondant ainsi à des considérations d'abord méthodologiques. Il se révèle par ailleurs cohérent avec l'évolution économique générale et plus particulièrement avec celle du taux de chômage qui, nous l'avons vu, influence directement la pauvreté monétaire (et aussi la privation mais de manière moins marquée sans doute, du fait que les ménages n'adaptent que progressivement leur niveau de vie au chômage d'un de leurs membres). La première sous-période a été marquée par une certaine embellie jusqu'en 2001–2002 avec une légère hausse des salaires réels ainsi qu'un taux de chômage et des indicateurs de pauvreté monétaire formant un « U ». La seconde sous-période se caractérise par un chômage plus élevé, des salaires réels stagnants ainsi que par une hausse constante du poids des primes maladie dans le budget des ménages (OFS, 2009b), autant

## 6 Privation en 1999 et évolution générale entre 1999 et 2004

Un premier regard sur l'importance des items disponibles (Fig. 2) indique que quatre d'entre eux sont considérés comme absolument nécessaires à une vie décente par une très large majorité de la population suisse : disposer de sanitaires (WC/bain/douche) dans son logement, manger un repas chaud/cuisiné par jour, avoir un lave-linge et le téléphone. Très peu de ménages se trouvent effectivement privés de ces biens.<sup>18</sup> Seul

Figure 2: Privation et importance sociale des différents items



Privation : part de la population qui ne dispose pas de l'item pour des raisons financières. Importance sociale : part de la population qui considère l'item comme absolument nécessaire. Les items entre parenthèse ne sont pas pris en compte dans le calcul de l'indice de privation.

Source : PSM (privation) et Euromodule (privation et importance sociale).

18 de facteurs qui renforcent le risque d'appauvrissement par rapport à la première sous-période. Les valeurs disponibles dans l'Euromodule pour les équipements sanitaires et les repas chauds sont inférieures à 1%. Les deux enquêtes ayant été réalisées par téléphone, aucune donnée n'est disponible pour cet équipement dont on sait cependant par les opérateurs téléphoniques que la quasi-totalité des ménages suisses en est équipée.

le lave-linge est mesuré durablement dans le PSM et est donc intégré à l'indice que nous avons calculé. Celui-ci contient donc essentiellement des biens « de seconde nécessité ». D'une manière générale, les résultats des deux enquêtes se révèlent très similaires ce qui confirme leur fiabilité. Les principaux écarts (p.ex. pour le restaurant) s'expliquent par des variations dans la formulation des questions.

Le PDI calculé sur la base des neuf items disponibles durablement dans le PSM indique que 26% des individus vivaient en 1999 dans un ménage faisant état de privation. Pour une majorité d'entre eux (4/5 soit 21% de la population totale), cette privation pouvait être considérée comme forte dans le sens où elle était supérieure à la moyenne de l'année considérée. Il est évident que le nombre d'items pris en compte dans l'indice influence le niveau de privation mesuré, dans le sens où plus on considère d'items, plus il sera probable que le ménage ne puisse s'offrir l'un ou l'autre. La part de personnes ne connaissant aucune privation semble toutefois assez consistante : sur la base des 19 items de l'Euromodule, Suter et Iglesias (2005 : 20) obtiennent un résultat très similaire (69%), de même que Tillmann et Budowski (2006 : 336) avec les données PSM mais une construction d'indice très différente (72%).

La structure de la privation cinq ans plus tard reste profondément inchangée, tant en ce qui concerne la part de personnes faisant état d'au moins une privation (26% en 2004 comme en 1999) ou de privation forte (20% vs 21%), la moyenne de l'indice (4,5 points vs 4,8 – valeurs qui ne diffèrent pas significativement si l'on tient compte des intervalles de confiance), ou sa distribution (médiane, pourcentiles, mesures d'aplatissement et d'asymétrie).

La même stabilité s'observe en ce qui concerne les déterminants du PDI (Tab. 1). Des régressions logistiques ont été réalisées sur le risque de connaître une privation plus forte que la moyenne selon différents facteurs classiques d'inégalités sociales (revenu du ménage, niveau de formation, statut face au marché de l'emploi) ou relevant plutôt des thèses de l'individualisation des parcours de vie (type du ménage, état civil, âge ou sexe).<sup>19</sup>

Il existe une forte relation entre le revenu du ménage et la privation, laquelle augmente lorsque le revenu diminue. Toutefois, en termes de variance expliquée, le revenu ne possède qu'un pouvoir explicatif restreint sur la privation, confirmant que pauvreté monétaire et privation ne se recoupent que partiellement (Lollivier et Verger, 1997 ; Whelan et Maître, 2006). La privation augmente également lorsque le niveau de formation de la personne considérée est bas ou que celle-ci s'éloigne involontairement du marché du travail : par rapport aux personnes en emploi, la privation est clairement plus forte parmi les personnes au chômage ou invalides (l'effet dans ce second cas n'est significatif qu'en 2004), alors qu'elle tend à être plus faible pour les « autres personnes sans emploi » (en majorité des femmes au foyer).

19 Voir Suter et Paris (2002) dont nous reprenons l'argumentation pour le même type d'analyse.

Table 1: Déterminants de la privation relative (régression logistique), 1999 et 2004

		1999				2004			
		B	S.E.	Exp(B)	Sign.	B	S.E.	Exp(B)	Sign.
Revenu du ménage (Ref. Q3)	Quintile 1	1.325	0.099	3.8	***	1.277	0.119	3.6	***
	Quintile 2	0.592	0.100	1.8	***	0.560	0.122	1.8	***
	Quintile 4	-0.407	0.115	0.7	***	-0.539	0.146	0.6	***
	Quintile 5	-1.500	0.158	0.2	***	-1.248	0.185	0.3	***
	inconnu	-0.092	0.106	0.9		-0.063	0.156	0.9	
Type de ménage (Ref. couple sans enfant)	personne seule	0.551	0.122	1.7	***	0.996	0.157	2.7	***
	familial 1–2 < 18 ans	-0.008	0.093	1.0		0.112	0.121	1.1	
	familial 3+ < 18 ans	-0.257	0.132	0.8		-0.150	0.171	0.9	
	monoparental	0.445	0.150	1.6	**	1.202	0.171	3.3	***
	autre	0.818	0.263	2.3	**	0.615	0.451	1.9	
Formation (Ref. moyenne)	basse	0.343	0.072	1.4	***	0.337	0.096	1.4	***
	élevée	-0.328	0.090	0.7	***	-0.345	0.110	0.7	**
Etat civil (Ref. marié-e)	veuf/veuve	0.063	0.167	1.1		-0.469	0.217	0.6	*
	séparé-e/divorcé-e	0.686	0.134	2.0	***	0.381	0.167	1.5	*
Statut face au marché de l'emploi (Ref. en emploi)	célibataire	-0.196	0.119	0.8		-0.127	0.153	0.9	
	au chômage	0.863	0.198	2.4	***	0.559	0.242	1.7	*
	en formation	-0.303	0.149	0.7	*	-0.184	0.187	0.8	
	retraité-e	-0.151	0.161	0.9		-0.466	0.206	0.6	*
	invalidité	0.328	0.222	1.4		0.798	0.258	2.2	**
Age (Ref. 45–54)	autres sans emploi	-0.120	0.103	0.9		-0.443	0.159	0.6	**
	15–24 ans	0.371	0.140	1.4	**	0.232	0.178	1.3	
	25–34 ans	0.604	0.106	1.8	***	0.346	0.137	1.4	*
	35–44 ans	0.291	0.106	1.3	**	0.127	0.125	1.1	
	55–64 ans	-0.148	0.122	0.9		-0.044	0.145	1.0	
Femme (Ref.)	65 ans et plus	-0.229	0.180	0.8		-0.215	0.218	0.8	
	homme	n.s				0.181	0.082	1.2	*
Constante		-1.869	0.120	0.2	***	-2.185	0.154	0.1	***
R-carré		0.201				0.215			
Hosmer-L.		0.093				0.477			
N (non pondéré)		7799				6050			
Césure		0.8				0.82			

B = coefficient de régression; S.E. = écart-type de B; Exp(B) = exponentielle de B (odds ratio); sign. = niveau de signification: \*\*\* ( $P < 0.001$ ), \*\* ( $p < 0.01$ ), \* ( $p < 0.05$ )

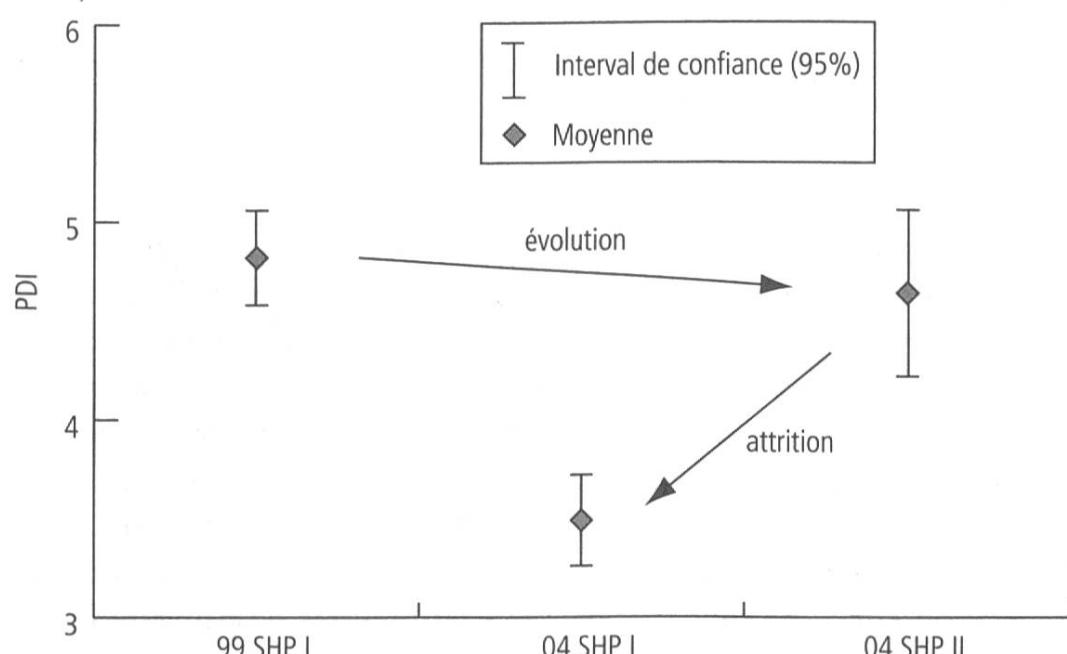
Source: PSM, valeurs individuelles transversales pondérées.

L'influence des facteurs traditionnels d'inégalités joue donc clairement un rôle, même si celui-ci reste faible en particulier pour la formation et le statut d'emploi.

Parallèlement, le risque de privation est plus important parmi les personnes vivant seules avec ou sans enfant(s) (par rapport aux couples sans enfant) et parmi les séparés/divorcés (par rapport aux personnes mariées). L'absence d'un second adulte dans le ménage semble donc prédisposer à la privation davantage que la présence d'enfant(s), facteur souvent mis en avant dans les analyses basées sur le revenu (OFS, 2007). Le risque de privation est également plus important parmi les jeunes, et surtout parmi les 25–34 ans, âge de l'installation dans son propre ménage. Enfin, l'influence du sexe, extrêmement faible dans l'ensemble du modèle, ne joue qu'un léger rôle en 2004, indiquant un risque de privation légèrement plus fort pour les hommes que pour les femmes.<sup>20</sup> Ainsi, les facteurs relevant plutôt des parcours de vie se révèlent eux aussi influents, même si leur contribution à la variance du risque de privation reste plutôt faible.

D'une manière générale, les résultats de ces analyses restent étonnamment stables d'une enquête à l'autre et d'une construction de l'indice à l'autre: Suter et Paris (2002) arrivent à un modèle très similaire sur la base des données de l'Euromodule, de même que Gazareth, Wyss et Iglesias (2007) sur les mêmes données PSM mais avec une construction légèrement différente de l'indice. Ces dernières confirment

Figure 3: PDI 1999 et 2004, évolution et effet d'attrition



Source: PSM, données individuelles transversales pondérées.

20 Il faut se rappeler ici que le design du PSM implique d'interroger chaque membre du ménage ayant au moins 15 ans et que la privation est imputée de manière identique à tous les membres du ménages. Ainsi, des différences de sexe ne s'observent que lorsque le ménage compte un nombre différent d'hommes et de femmes parmi les personnes interviewées.

le poids important des facteurs traditionnels, renforcés dans leur modèle par différents indicateurs de position professionnelle et par la nationalité. La stabilité de ces résultats apparaît aussi dans le temps : le modèle développé sur les données 2004 se révèle très similaire à celui de 1999.

La stabilité qui caractérise visiblement l'ensemble de ces premiers résultats nous conduit à réfuter l'hypothèse d'un appauvrissement général de la population en Suisse entre 1999 et 2004. De façon plus précise, disons du moins qu'une baisse du niveau de vie telle qu'une part importante de la population se verrait nouvellement confrontée à une ou plusieurs privations ne trouve jusqu'ici aucune confirmation empirique. Les propriétés longitudinales du PSM nous permettent de préciser ce constat. La comparaison des résultats pour les deux échantillons du PSM (Fig. 3) permet en effet d'obtenir une meilleure mesure pour 2004 et d'isoler l'effet de l'attrition de l'échantillon original sur la mesure générale du PDI en 2004.

Comme on pouvait s'y attendre, l'attrition de l'échantillon original du PSM est importante et se caractérise par le départ de ménages faisant face à une privation plus élevée que celle des ménages qui ont continué à participer à l'enquête. La stabilité observée entre 1999 et 2004 sur la base des deux échantillons réunis masque donc une concentration de l'enquête sur des ménages mieux lotis que la moyenne ainsi qu'une stabilité de la privation entre les deux échantillons «neufs» de l'enquête (SHP I et SHP II), ou plus exactement d'une baisse non significative de la privation. Ici encore, l'hypothèse d'un appauvrissement général de la population se voit donc réfutée<sup>21</sup>.

## 7 Trajectoires de privation 1999–2007

L'apparente absence d'évolution au niveau global ne signifie pas l'absence de phénomènes de paupérisation. En effet, ceux-ci peuvent ne concerner que certains groupes de population alors que d'autres groupes connaîtraient une amélioration de leur situation, contribuant à créer une illusion de stabilité masquant en réalité des flux d'entrée et de sortie de la privation. Différentes études en Suisse et à l'étranger ont montré que ces flux sont souvent importants, même si des erreurs de mesures ou une vision statistique idéalisant de manière exagérée la stabilité du niveau de vie des ménages conduisent à les exagérer (OCDE, 2001 ; Lollivier et Verger, 2005 ; Tillmann et Budowski, 2006 ; Whelan et Maître, 2006). Nous avons déjà mentionné que cette exagération concerne tout spécialement les mesures de pauvreté basées sur le revenu ; mais les mesures basées sur des indices de privations ne sont pas épargnées pour autant, même s'il est généralement admis que le niveau de vie est

21 A noter que la même analyse réalisée au niveau «ménage» laisse apparaître une légère hausse de la privation entre SHP I 99 et SHP II 04, premier indice tangible d'un appauvrissement général de la population. Des tests complémentaires devront être effectués pour confirmer ce résultat et valider ses conclusions pour l'hypothèse d'appauvrissement.

un élément plus stable que les ressources monétaires en raison notamment des biens de consommation durable comme la voiture ou la machine à laver dont le ménage continue à profiter même s'il n'a plus les moyens de les remplacer.

Pour mesurer ces flux d'entrée et de sortie de la privation et identifier des phénomènes partiels de paupérisation, nous utilisons à nouveau le côté longitudinal du PSM afin de dégager les « trajectoires de privation » que les individus ont connues entre 1999 et 2007. Plus précisément, nous focalisons nos analyses sur les transitions entre le début de la période (1999–2003) et la fin de celle-ci (2003–2007) comme déjà mentionné dans la partie méthodologique de cet article.

Pour construire ces transitions, la situation des individus est mesurée année après année et comparée en tenant compte de trois degrés de privation possibles : une privation forte (supérieure à la moyenne), légère (inférieure à la moyenne) ou nulle (pas de privation). Traditionnellement, les travaux sur la pauvreté recourent plus volontiers à une logique binaire (un niveau de pauvreté et un autre de non-pauvreté). Cette logique pose un certain nombre de problèmes, comme une exagération des transitions entre un niveau et l'autre, renforcés par les erreurs de mesures et la forte concentration des situations individuelles autour des seuils de pauvreté. Utiliser trois niveaux répond ainsi à une volonté de distinguer, entre pauvreté et non-pauvreté, une zone intermédiaire permettant de mesurer l'intensité des transitions observées. Cette zone intermédiaire s'intègre par ailleurs dans les théories de la précarité et peut alors s'interpréter comme une zone de « vulnérabilité » (Castel, 1995) ou de « risque de pauvreté ».

Les résultats annuels de chaque sous-période sont ensuite regroupés selon le principe suivant : la personne est considérée...

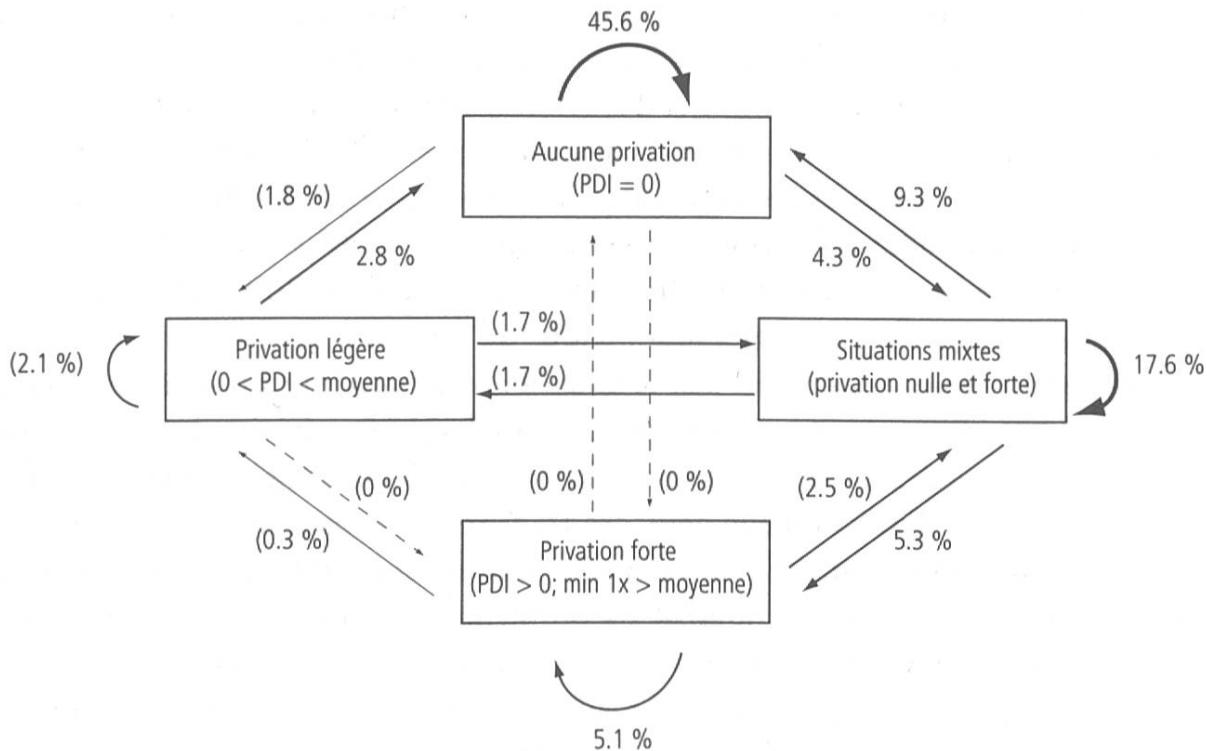
- *sans privation* si elle n'a connu aucune privation lors des cinq années considérées
- *en privation légère* si son score de privation s'est établi au moins une fois entre 0 et la moyenne annuelle mais n'a jamais été supérieur à cette moyenne (pas de privation forte)
- *en privation forte* si son score de privation a toujours été supérieur à 0 et au moins une fois supérieur à la moyenne
- *en situation mixte* dans les autres cas, c'est-à-dire essentiellement dans le cas d'un cumul de privation forte et de non-privation<sup>22</sup>.

Le schéma Fig. 4 illustre les résultats de cette analyse, les flèches indiquant les transitions entre 1999–2003 d'une part et 2003–2007 d'autre part.

Le premier enseignement de ce schéma consiste dans la part (46%) de population qui n'a connu aucune privation tout au long des neuf années considérées. Cette

22 A noter que parmi ces situations, certaines cumulent 3 privations fortes en cinq ans, répondant ainsi aux critères que certains définissent comme de la pauvreté « persistante » (Tillmann et Budowski, 2006).

Figure 4: Transitions entre situations de privation 1999–2003 et 2003–2007



Les valeurs entre parenthèses reposent sur moins de 30 individus.

Source : PSM, données individuelles longitudinales pondérées.

part est importante mais indique en même temps que plus de la moitié des individus pris en compte dans cette analyse a connu une ou plusieurs privations au moins une fois durant les neuf années considérées. À l'opposé, 5% sont restés durablement en situation de privation forte et 18% en situation mixte. En cumulant les trois situations de privation et les transitions entre elles, 36% des individus considérés sont restés globalement en situation de privation durant l'ensemble de la période.

Si l'on considère les transitions entre situations, 11% des individus considérés ont vu leur situation se dégrader (sans compter les transitions entre privation légère et situations mixtes qui relèvent toutes deux de la zone de vulnérabilité), passant principalement d'un état de non-privation à une situation mixte (4%) ou d'une situation mixte à une privation forte (5%), plus rarement d'une non-privation à une privation légère (2%). À l'inverse, 15% ont vu leur situation s'améliorer, principalement par un passage d'une situation mixte à une non-privation (9%). Ces résultats contredisent à nouveau, du moins pour les individus particulièrement stables et plutôt mieux lotis que la moyenne sur lesquels portent ces analyses, l'hypothèse d'un appauvrissement général de la population entre 1999 et 2007, puisque les améliorations de situation se révèlent plus fréquentes que les dégradations. Par contre, l'existence de groupes ayant été confrontés à un appauvrissement entre le début et la fin de la période se confirme, et cela dans des proportions qui ne sont pas négligeables puisque dépassant les 10% de ces individus. De plus, les transitions

entre situations mixtes et privation forte font apparaître des passages plus fréquents entre vulnérabilité et pauvreté (5%) que dans le sens inverse (2,5%), marquant un renforcement de la privation forte.

Un dernier point d'importance est l'absence de transitions directes entre privation forte et non-privation. Ceci nous apprend que la plupart des changements intervenus dans la situation des individus sont restés de faible ampleur, portant principalement sur des transitions entre pauvreté et vulnérabilité ou entre vulnérabilité et non-pauvreté (et surtout entre situations mixtes et non-privation ou privation forte). Ce constat doit toutefois être nuancé compte tenu du fait que les situations mixtes, relativement courantes, réunissent précisément des individus dont les ménages ont connu de fortes variations de leur niveau de vie d'une année à l'autre. D'autres regroupements testés lors des analyses confirment que la manière d'opérer ces regroupements influence les résultats dans leur détail, sans toutefois changer le fond, confirmant en particulier l'existence de trajectoires marquées par de fortes oscillations de la privation qui demanderont à être mieux analysées dans de prochaines recherches.

L'examen de la zone de vulnérabilité révèle par ailleurs la proximité entre la privation légère et la non-privation, mesurable en particulier à la rareté des transitions entre privation légère et forte. La privation légère apparaît donc, par rapport aux situations mixtes, comme une forme moins sévère de privation, révélatrice de situations qui restent globalement favorables avec une privation faible et le plus souvent transitoires. Leur potentiel de vulnérabilité reste donc limité, contrairement aux situations mixtes qui apparaissent comme la véritable zone intermédiaire entre pauvreté et non-pauvreté.

## 8 Conclusion

Malgré une évolution économique favorable, et même très favorable dans certains domaines, la pauvreté n'épargne pas la Suisse. Aux signes tangibles d'un appauvrissement, comme le niveau faible mais en constante croissance des personnes bénéficiant de l'aide de la collectivité pour assurer leur existence, s'ajoute une série d'indices conduisant à supposer un appauvrissement général d'une partie au moins des catégories sociales moyennes et basses de la population, comme le cumul d'une stagnation des salaires réels, d'un niveau de prix élevé et d'une hausse des dépenses obligatoires.

Empiriquement, l'hypothèse d'un appauvrissement général de la population n'a jamais trouvé de confirmation jusqu'ici. En recourant à un indice de privation et à des données longitudinales pour mesurer l'évolution du niveau de vie de la population au cours de la dernière décennie, les analyses présentées dans cet article apportent divers éléments nouveaux. Tout d'abord, la comparaison transversale 1999/2004 utilisant

les propriétés longitudinales du PSM permet de fournir une image de l'évolution de la privation entre ces deux années nettoyée des effets d'attrition : cette image révèle une stabilité de la privation et un effet d'attrition significatif. Ensuite, sur la base de transitions entre la période 1999–2003 et la période 2003–2007, l'analyse révèle des trajectoires d'appauvrissement qui touchent 11% des individus vivant dans les ménages plutôt mieux lotis que la moyenne qui ont participé à toutes les vagues d'enquête et où la même personne dans le ménage a répondu aux questions portant sur la privation. Mais les mouvements inverses d'amélioration du niveau de vie ont été encore plus fréquents, atteignant 15%. L'existence d'une zone de vulnérabilité importante constituée principalement d'individus dont le niveau de vie a fortement varié d'une année à l'autre, oscillant régulièrement entre non-privation et privation forte, est également mise en évidence. Elle devra faire l'objet d'analyses complémentaires pour mieux en comprendre les caractéristiques précises. D'une manière plus générale, les facteurs influençant les différentes trajectoires mises en évidence donneront lieu à de prochaines investigations de notre part.

L'analyse cache par contre les effets importants de l'attrition du panel, les ménages ayant quitté l'enquête présentant des scores de privation en première vague significativement plus élevés que ceux qui ont continué à participer à l'enquête. Il est donc raisonnable de supposer que cette analyse n'intègre pas les ménages exposés le plus durement à l'appauvrissement supposé de la population.

Sur la base de ces premiers éléments, nous pouvons conclure que cet appauvrissement existe bel et bien mais ne touche qu'une partie de la population suisse. Quant à son impact sur le niveau de vie des individus concernés, il reste le plus souvent réduit. L'approche par la privation que nous avons privilégiée permet au moins de confirmer ces éléments. Elle laisse par ailleurs planer encore quelques doutes sur les phénomènes d'appauvrissement étudiés. Par exemple, la liste des items que nous avons utilisés dans notre indice est relativement restreinte et met fortement l'accent sur différents biens de consommation durable (télévision, voiture, etc.), dont la privation effective ne se mesure que lorsque le ménage doit les remplacer. Ceci peut conduire à réduire la mesure de l'appauvrissement réel auquel la population suisse serait confrontée. De nouvelles données sur la privation, incluant d'autres items, seront prochainement disponibles pour la Suisse (enquête SILC de l'OFS) ; il sera alors possible de comparer l'impact des items utilisés dans cette analyse.

Mais un dernier point, qui devra faire l'objet d'investigations prochaines, offre sans doute le plus grand potentiel de réponse face à l'insaisissabilité empirique d'un appauvrissement général de la population suisse : les stratégies mises en place par les ménages pour conserver leur niveau de vie. En effet, dans cette discussion, il est important de se rappeler que les individus ne sont pas passifs face à leur situation. Endettement et augmentation du volume de travail rémunéré sont deux exemples de stratégies possibles pour contrer une baisse du niveau de vie ; or ces deux phénomènes ont augmenté à un niveau macroéconomique ces dernières années. Il est

donc probable que les ménages suisses aient déjà réagi à la baisse de leur niveau de vie et mis en place des stratégies pour maintenir ce dernier, rendant ainsi invisible l'appauvrissement subi ces dernières années, qui resterait alors bien réel malgré ses airs d'Arlésienne.

## 9 Références bibliographiques

- Budowski, Monica and Christian Suter (2002). Living arrangement and the dynamics of poverty : Lone parenting in the life courses of mothers. *Revue suisse de sociologie*, 28(2) : 297–318.
- Castel, Robert. 1995. *Les métamorphoses de la question sociale*. Paris : Fayard.
- Gazareth, Pascale, Malika Wyss und Katia Iglesias. 2007. « Prekarität der Erwerbsarbeit und Armut ». In Pascale Gazareth, Anne Juhasz und Chantal Magnin (Eds.), *Neue soziale Ungleichheit in der Arbeitswelt*. Konstanz : UVK.
- Gordon, David and Paul Spicker. 1999. *The International Glossary on Poverty*. London&New-York : Zed Books.
- Halleröd, Björn. 1995. The truly poor : Indirect and direct consensual measurement of poverty in Sweden. *Journal of European Social Policy*, 2/5 : 111–129.
- Halleröd, Björn. 2006. Sour grapes : Relative deprivation, adaptative preferences and the measurement of poverty. *Journal of Social Policy*, 35 : 371–390.
- Kehrli, Christin et Carlo Knöpfel. 2007. *Manuel sur la pauvreté en Suisse*. Lucerne : Caritas.
- Kriesi, Hanspeter. 1995. Bewegungen auf der Linken, Bewegungen auf der Rechten : Die Mobilisierung von zwei neuen Typen von sozialen Bewegungen in ihrem politischen Kontext. *Schweizerische Zeitschrift für Politikwissenschaft*, 1 : 9–52.
- Leu, Robert, Stefan Burri und Tom Priester. 1997. *Lebensqualität und Armut in der Schweiz*. Bern : Haupt.
- Lipsmeier, Gero. 1999. Die Bestimmung des notwendigen Lebensstandards – Einschätzungsunterschiede und Entscheidungsprobleme. *Revue suisse de sociologie*, 28(4) : 281–300.
- Lollivier, Stéfan et Daniel Verger (1997). Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes. *Economie et statistique*, 308-309-310 : 113–142.
- Lollivier, Stéfan et Daniel Verger (2005). Trois apports des données longitudinales à l'analyse de la pauvreté. *Economie et statistique*, 383-384-385 : 245–282.
- Magnin, Chantal, Anne Juhasz und Pascale Gazareth. 2007. « Einleitung ». In Pascale Gazareth, Anne Juhasz und Chantal Magnin (Eds.), *Neue soziale Ungleichheit in der Arbeitswelt*. Konstanz : UVK.
- Müller, Georg P. 2002. Explaining poverty : On the structural constraints of income mobility. *Social Indicators Research*, 59/3 : 301–319.
- Niklowitz, Matthias et Christian Suter (2002). Complément à l'étude nationale sur la pauvreté. Analyse des problèmes cumulés. *Info :Social. La sécurité sociale dans les faits*, 7 : 5–31.
- OCDE. 2001. « Quand l'argent fait défaut : la dynamique de la pauvreté dans les pays de l'OCDE. » In OCDE (Ed.), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*. Paris : OCDE.
- Office fédéral de la statistique. 2007. *La pauvreté des personnes en âge de travailler. Taux de pauvreté et de working poor parmi les personnes âgées de 20 à 59 ans, en Suisse, entre 2000 et 2005*. Neuchâtel : OFS.
- Office fédéral de la statistique. 2009a. *Comparaison des statistiques de l'aide sociale et de la pauvreté. Concepts et résultats*. Neuchâtel : OFS.

- Office fédéral de la statistique. 2009b. Portail statistique, divers indicateurs socio-économiques. 26 mai 2009 (<http://www.statistiques.admin.ch>).
- Runciman, W. G. 1966. *Relative Deprivation and Social Justice*. London : Routledge & Kegan Paul.
- Suter, Christian and Katia Iglesias. 2005. « Relative deprivation and well-being: Switzerland in a comparative perspective. » In Hanspeter Kriesi, Peter Farago, Martin Kohli and Milad Zarin-Nejadan (Eds.), *Contemporary Switzerland: Revisiting the Special Case*. Hounds Mills : Palgrave Macmillan.
- Suter, Christian und Denise Paris (2002). Ungleichheit und Deprivation : Die Schweiz im Drei-Länder-Vergleich. *Revue suisse de sociologie*, 28(2) : 217–240.
- Tillmann, Robin et Monica Budowski (2006). La pauvreté persistante : un phénomène de classe, de cumul de désavantage ou d'individualisation ? *Revue suisse de sociologie*, 32(2) : 329–348.
- Townsend, Peter. 1979. *Poverty in the United Kingdom : A Survey of Household Resources and Standards of living*. London : Penguin.
- Verger, Daniel. 2005. Bas revenu, consommation restreinte ou faible bien-être : les approches statistiques de la pauvreté à l'épreuve des comparaisons internationales. *Economie et statistique*, 383-384-385 : 7–45.
- Whelan, Christopher T. and Bertrand Maître (2006). Comparing poverty and deprivation dynamics: Issues of reliability and validity. *The Journal of Economic Inequality*, 4 : 202–323.
- WZB (Wissenschaftszentrum Berlin). 2002. *Euromodule – Towards a European Welfare Survey. Codebook*. Berlin : Wissenschaftszentrum Berlin.