

Les conséquences financières du départ du foyer parental : une analyse longitudinale des données du Panel suisse de ménages

Autor(en): **Wernli, Boris / Henchoz, Caroline**

Objektyp: **Article**

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

Band (Jahr): **41 (2015)**

Heft 2

PDF erstellt am: **18.07.2024**

Persistenter Link: <https://doi.org/10.5169/seals-814146>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern. Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

Haftungsausschluss

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

Les conséquences financières du départ du foyer parental. Une analyse longitudinale des données du Panel suisse de ménages

Boris Wernli* et Caroline Henchoz**

1 Introduction

Selon Eurostat, quitter le foyer parental augmente, de manière variable selon les pays de l'Union européenne, le risque de pauvreté (Chroszewicz et Wolff 2010). Qu'en est-il en Suisse? Bien qu'ils connaissent un taux de privation matérielle plus élevée, les jeunes de 18 à 24 ans ne semblent pas particulièrement plus exposés au risque de pauvreté (Rochat et Fleury 2010). Rassurant au demeurant, ce constat n'est pas suffisant, car il ne distingue pas les jeunes vivant chez leurs parents des jeunes les ayant quittés. A quel « prix » a lieu l'émancipation résidentielle en Suisse? Les jeunes décohabitants connaissent-ils une baisse de leur niveau de vie et si oui, dans quelle mesure? L'analyse longitudinale des données du Panel suisse de ménages (PSM) nous offre l'opportunité d'étudier de manière plus détaillée les conditions financières du départ du foyer parental. Outre le revenu net d'équivalence qui permet d'évaluer l'évolution du revenu individuel des jeunes suite à cette transition, d'autres indicateurs financiers comme la capacité de gestion du ménage et l'existence d'arriérés de paiement et de traites ou encore la capacité à faire de l'épargne sont intégrés dans l'analyse. Un indicateur plus subjectif, la satisfaction financière, complète ce portrait. Nous montrons que l'émancipation résidentielle s'accompagne d'une baisse de revenu mais d'un niveau de satisfaction financière relativement stable. Nous tenterons d'expliquer ce paradoxe apparent et notamment pourquoi les décohabitants issus des milieux les plus modestes affirment, au contraire, être plus satisfaits après le départ du foyer parental.

2 Approche privilégiée et hypothèses relatives aux conditions financières du départ du foyer parental

Pour comprendre la diversité des conséquences financières du départ du foyer parental, nous nous appuyons sur le paradigme du parcours de vie développé par Elder (Elder

* FORS (Swiss Centre of Expertise in the Social Sciences), Université de Lausanne, CH-1015 Lausanne, boris.wernli@unil.ch.

** Département des sciences sociales, Domaine Sciences des sociétés, des cultures et des religions, Université de Fribourg, CH-1700 Fribourg, caroline.henchoz@unifr.ch.

1998; Elder et al. 2003; Elder et al. 2013). Celui-ci nous semble le plus complet dans la mesure où il intègre dans un même modèle théorique les conditions sociales et historiques, personnelles et biographiques, qui influent sur les cheminements sociaux et leur développement (Elder et al. 2003; Elder et al. 2013). En regard des résultats d'Eurostat (Chroszewicz et Wolff 2010) mentionnés précédemment, il nous semble en effet justifié de postuler que le contexte social (au niveau macro, méso et micro) et relationnel dans lequel vit une personne, la période biographique à laquelle a lieu le départ du foyer parental et la manière dont celui-ci est géré auront un effet sur les conséquences financières de ce départ.

Dans sa théorie développementale des parcours de vie, Elder (1998) propose quatre principes. Si ces principes ont avant tout été conçus dans le but de mieux comprendre les trajectoires sociales et les conséquences des changements sociaux sur les parcours individuels (Elder 1998; Elder et al. 2003), ils nous semblent également pertinents pour appréhender les conséquences économiques d'une transition biographique. Les principes rattachés au contexte historique et au temps social permettent de voir comment les conditions de vie des membres d'une même cohorte générationnelle sont influencées par leur cadre et expérience de vie. Le principe des vies liées suggère que l'évolution de ces conditions de vie dépend du réseau de relations dans lequel l'individu est imbriqué, et celui de l'*human agency* que chacun a la capacité d'agir sur ses conditions de vie en réagissant et en s'adaptant à ces influences multiples (Elder 1998).

Après une brève présentation de chacun de ces principes, nous mentionnons les hypothèses qui y sont rattachées ainsi que les indicateurs qui seront mobilisés pour les tester.

2.1 "Historical time and place" ou le principe de l'insertion dans un temps et un lieu historique spécifique

A l'instar d'Elder (1998), nous postulons que les conditions financières rattachées à une transition biographique dépendent du contexte historique, social et économique dans lequel elle a lieu. En effet, selon le contexte dans lequel ils vivent, les individus font face à des contraintes et des opportunités diverses. Par exemple, certains auteurs expliquent le modèle nordique de décohabitation précoce par un système de bourses et de prêts relativement généreux pour les jeunes majeurs en formation ou en recherche d'emploi (Reher 1998; Bidart 2006; Van de Velde 2008). Bien qu'en Suisse, les jeunes quittent le foyer parental plus rapidement qu'ailleurs en Europe (Thomsin et al. 2004, 87), ce facteur semble peu pertinent, car l'accès à des bourses est relativement restrictif et les bénéficiaires peu nombreux (Boegli et al. 2007). L'effet d'une bonne conjoncture économique (Courgeau 2000) pourrait davantage s'appliquer à la Suisse. Le bas taux de chômage (OFS 2014a) qu'elle connaît facilite l'accès des jeunes à des ressources pécuniaires. De la même façon, le système de formation duale privilégié par deux tiers des jeunes en fin de scolarité obligatoire (OFS

2014b) favorise l'entrée sur le marché du travail et la pérennisation professionnelle, ce qui peut encourager les jeunes à quitter le domicile parental rapidement (Thomsin et al. 2004; Chroszewicz et Wolff 2010).

Dans cette recherche, l'effet du contexte est contrôlé par le fait que nous étudions une même cohorte générationnelle, les 18–29 ans, et que les données ont été recueillies entre 1999 et 2012. Compte tenu de ce qui vient d'être décrit, on peut s'attendre à ce que la majorité des jeunes partent du foyer parental dans des conditions financières leur permettant d'assumer économiquement leur indépendance résidentielle. Deux indicateurs rattachés au domicile des jeunes nous permettent toutefois de tester le principe de l'insertion dans un lieu spécifique: le canton et la zone urbaine/rurale. Nous faisons l'hypothèse que, pour des raisons d'études ou d'opportunités d'emploi, les jeunes des zones rurales sont amenés à quitter leurs parents dans des conditions économiques moins confortables que les jeunes urbains qui peuvent attendre une certaine stabilisation financière avant de le faire. Nous faisons également cette hypothèse pour les jeunes des cantons de Suisse alémanique. En effet, l'autonomie et l'indépendance sont davantage valorisées dans les régions alémaniques où la conception plus libérale de l'Etat met l'accent sur l'émancipation des individus et la décentralisation des pouvoirs (Knüsel 1994; Wernli 2001). A l'instar d'autres études européennes distinguant pays nordiques et du sud (Bidart 2006; Van de Velde 2008), on peut s'attendre à ce qu'ils quittent plus vite, et par conséquent dans des conditions économiques moins favorables, le foyer parental que les jeunes des régions latines¹ qui privilégieraient davantage la vie familiale.

2.2 "Timing in lives" ou le principe de la temporalité des conditions de vie

Selon ce principe, l'impact financier d'une transition dépend du moment dans lequel elle a lieu dans la vie d'une personne. Si la décohabitation précoce que connaît la Suisse s'explique par l'insertion professionnelle rapide des jeunes (Thomsin et al. 2004), on peut s'attendre à ce que les jeunes en emploi décohabitent plus que ceux qui sont en formation (Courgeau 2000) et connaissent une meilleure situation économique après cette transition. Cette hypothèse devrait toutefois davantage se confirmer pour les hommes. En effet bien qu'historiquement les temporalités de l'émancipation résidentielle féminine et masculine ont tendance à se rapprocher (OFS 2014c), on distingue en Suisse deux formes de décohabitation selon les sexes (Thomsin et al. 2004). D'une part, la stratégie active d'autonomisation des femmes qui quittent le foyer parental rapidement et s'en éloignent géographiquement; et d'autre part, la stratégie sécuritaire et plus attentiste des hommes qui décohabitent après la pérennisation de leur premier emploi tout en restant à proximité géographique de leur famille. Ces deux modes de transition ont vraisemblablement des conséquences économiques différentes selon les sexes. Nous faisons ici l'hypothèse que le coût de l'autonomie résidentielle est plus élevé pour les femmes. Elles cu-

1 Les régions latines regroupent ici les cantons de Suisse romande et le Tessin.

mulent en effet une double pénalité financière (Thomsin et al. 2004, 90–92) : celle d'une précarité pécuniaire en quittant le foyer parental indépendamment de leur stabilisation professionnelle, et celle de l'affaiblissement des possibilités d'entraide familiale dû à leur éloignement géographique (voir point suivant). En prolongeant la cohabitation parentale alors même qu'ils sont indépendants économiquement, l'accès à l'autonomie résidentielle devrait avoir bien moins d'impact sur le niveau de vie des garçons. Les indicateurs mobilisés pour tester le principe de temporalité sont l'âge, le fait de vivre en couple, d'être aux études ou professionnellement actif, et le sexe. Bien que ce dernier soit mentionné ici, il nous paraît être un indicateur transversal aux quatre principes. Le genre implique en effet des contraintes et des opportunités différenciées au niveau structurel (ségrégations et inégalités salariales sur le marché du travail par exemple) qui ont des conséquences au niveau des capacités d'agir économiques individuelles. Il n'est également pas neutre au niveau de l'entraide familiale comme le montre le point suivant.

2.3 "Linked lives" ou le principe des vies liées

Selon ce principe, les conditions financières d'une transition sont dépendantes des liens sociaux, car ceux-ci fonctionnent également comme des formes de contraintes, d'opportunités et de contrôles qui structurent les décisions et les actions, notamment économiques. Ainsi, en l'absence de bourses universelles et de prêts facilités pour les jeunes, nous pouvons faire l'hypothèse que les conditions économiques du départ du foyer parental vont dépendre en partie des transferts familiaux intergénérationnels. Or ceux-ci ne sont pas indépendants des capacités économiques des parents (Coenen-Huther et al. 1994 ; Paugam et Zoyem 1997). Du fait de la transmission des désavantages liés à la position de classe (Tillmann et Budowski 2006), nous pouvons faire l'hypothèse que cette transition se fera dans des situations matérielles moins confortables pour les jeunes provenant des milieux les moins favorisés économiquement, car ils seront moins soutenus financièrement par leur entourage. Certaines études (Paugam et Zoyem 1997 ; Crenner 1999) tendant à montrer que les garçons sont plus aidés financièrement que les filles, on peut aussi s'attendre à ce que cette transition se fasse dans des situations matérielles encore plus précaires pour les filles des milieux défavorisés. Les indicateurs mobilisés pour tester l'hypothèse des vies liées sont le salaire des parents, leur niveau d'éducation et le nombre de personnes habitant le ménage parental, car nous supposons que l'aide financière reçue individuellement dépendra du nombre de personnes que les proches ont à soutenir.

2.4 "Human agency" ou le principe de la capacité d'agir

Bien qu'ils agissent dans un contexte donné, ce principe postule que les individus ont la capacité de faire des choix et de prendre des décisions parmi les contraintes et

opportunités qui leur sont imposées. Si l'on en croit certains auteurs² pour qui les transitions vers la vie adulte sont de moins en moins guidées par des règles normatives, légales ou organisationnelles (Shanahan 2000), ce principe devrait s'avérer central pour comprendre les transitions biographiques contemporaines et les conditions dans lesquelles elles ont lieu. Ainsi selon Widmer et ses collègues (Widmer et al. 2009), si cette thèse se vérifie, on devrait observer un affaiblissement de l'effet des grandes variables sociologiques que sont le niveau d'éducation, la nationalité et le sexe que nous examinerons ici, car alors les conditions financières du départ de chez les parents dépendraient surtout des capacités individuelles à les assumer ou du hasard.

3 Données et population

Afin d'étudier l'impact économique immédiat de l'autonomie résidentielle, l'analyse est circonscrite aux personnes qui ont quitté le foyer parental durant l'année précédant la passation du questionnaire téléphonique du PSM. La partie descriptive distingue les jeunes âgés de 18 à 29 ans vivant sans leurs parents de ceux du même âge habitant avec au moins un de leurs parents. Afin de bénéficier de suffisamment d'effectifs et de maîtriser les changements rattachés au contexte socio-économique, la première observation³ de chaque individu suivi durant les 5 dernières vagues du PSM (vagues 10 à 14, soit entre 2008 et 2012) a été retenue et cumulée à celle des autres, ce qui représente respectivement 707 jeunes vivant sans leurs parents et 670 avec leurs parents.

L'analyse longitudinale⁴ et multivariée se fonde sur les 14 premières vagues du PSM (1999–2012), soit 632 départs du foyer familial⁵ (346 femmes et 286 hommes) pour un total de 2 817 personnes différentes suivies durant 8 794 épisodes. Elle permet de tester différents paramètres associés aux conséquences financières du départ du foyer parental chez les jeunes de 18 à 29 ans (revenus, arriérés de paiement, endettement, capacité d'épargne) et à son évaluation subjective (satisfaction de la situation financière, capacité à la gérer).

Si ce mode d'enquête a des avantages, il comporte aussi un certain nombre de limitations qu'il convient de rappeler (voir Tillmann et Budowski 2006, 334). L'enquête par téléphone ne permet pas de contacter les personnes en grande difficulté économique comme celles qui n'auraient ni logement fixe ni téléphone. En outre, certaines informations relatives aux ressources du ménage sont fournies par

2 Certains parlent d'individualisation (Arnett 2000), de dé-standardisation (Elzinga et Liefbroer 2007) ou encore de pluralisation (Kohli 1986) des parcours de vie.

3 Chaque individu n'a été retenu qu'une fois lors de son premier interview durant la période précitée.

4 Dans l'analyse longitudinale, les données sont structurées en fichiers « périodes-personnes » ou format long, les informations relatives à un individu pouvant être représentées sous la forme de plusieurs enregistrements.

5 Une fois qu'il a décohabité, le jeune quitte le fichier d'analyse et n'est plus répertorié dans l'échantillon.

la personne de référence. Pour qu'elles soient valables, cela implique que le référent ait connaissance des données de l'ensemble du ménage et les présente correctement. De plus, en présupposant que les ressources dont dispose un ménage sont également réparties entre ses membres, ce mode de collecte des données ne permet pas d'évaluer finement les différents niveaux de vie et les flux financiers entre les membres d'un même ménage.

4 Méthodes

La partie descriptive, basée sur une seule mesure par personne (première observation durant les 5 dernières vagues du PSM), utilise des tableaux croisés et des t-test. Les tests de Chi-carré dans le premier cas et de t dans le second permettent de vérifier que les différences ne sont pas attribuables au hasard de l'échantillonnage. Le portrait esquissé donne un aperçu général de la distribution des indicateurs retenus et de la fréquence des événements et situations expliqués dans la troisième partie.

Lors des analyses suivantes, basées sur les données longitudinales des 14 premières vagues du PSM, nous avons adopté des modèles multiniveaux permettant de prendre en compte le fait que les mesures sont répétées pour les mêmes individus et donc corrélées dans le temps.

Après nous être assurés que les postulats⁶ à la base du modèle linéaire n'étaient pas violés, nous avons retenu des modèles linéaires mixtes (MLM) multiniveaux pour les revenus annuels nets du ménage, standardisés selon les critères de la Conférence suisse des institutions d'action sociale (CSIAS)⁷ et pour les variables quantitatives mesurées sur une échelle de 0 à 10 (telles que la satisfaction concernant la situation financière⁸ et la capacité à gérer la situation financière du ménage⁹). Ces modèles permettent de gérer la non-indépendance des observations, ce qui est central car les individus apparaissent plusieurs fois dans le fichier. En outre, les facteurs individuels non mesurés et stables dans le temps sont susceptibles de donner une structure et une corrélation aux résidus. Dans le MLM, les observations répétées d'un même individu constituent un sous-niveau de l'analyse prenant la forme d'un modèle composite multiniveau pour l'étude du changement (Singer et Willett 2003). La variable dépendante continue est considérée comme la somme linéaire d'effets fixes et d'effets aléatoires (*random*). Ces derniers se subdivisent en deux parties : au terme d'erreur intégré dans toute équation de régression et qui varie pour chaque

6 A savoir linéarité de la relation, variance des résidus constante à tous les niveaux de la variable dépendante et des principaux prédicteurs, distribution normale des résidus.

7 Revenu qui, selon la CSIAS, tient compte de la taille du ménage et de l'âge des personnes le composant.

8 « Quel est globalement votre degré de satisfaction par rapport à votre situation financière, si 0 signifie « pas du tout satisfait » et 10 « tout à fait satisfait » ? »

9 « Comment réussissez-vous à tourner avec le revenu actuel de votre ménage, si 0 signifie « très difficilement » et 10 « très aisément » ? »

observation, s'ajoute un second terme d'erreur, constant pour toutes les observations d'un même individu, permettant ainsi de donner une structure aux résidus et de les corrélérer¹⁰ dans le temps.

Pour les variables dépendantes dichotomiques telles que le départ du foyer parental et pour la modélisation des capacités financières après cette transition (possibilité d'épargner, mensualités relatives à des dettes, arriérés de paiement), nous avons retenu un modèle de régression logistique binaire multiniveau qui permet de tenir compte des mesures répétées. Sur le même principe que pour les modèles linéaires, un terme distribué de manière aléatoire est ajouté à la constante pour chaque individu, ce qui permet de corrélérer les observations dans le temps et de donner une structure aux résidus.

Concernant nos modèles longitudinaux multivariés, de nombreuses interactions ont été testées afin de répondre aux hypothèses spécifiques à certains sous-groupes concernant l'impact du départ du foyer parental sur la capacité de gestion du ménage, son revenu, ses capacités financières et la satisfaction rattaché à la situation financière (cf. partie précédente). A cet égard, toutes les variables indépendantes ont été mises en interaction avec le départ du foyer parental¹¹, après avoir été centrées, une par une puis en bloc. Vu leur nombre conséquent, et leur manque d'effet avéré dans la très grande partie des cas, nous avons reporté ces interactions uniquement lorsqu'elles avaient un impact statistiquement significatif sur les variables dépendantes étudiées.

Pour le départ du foyer parental, les hypothèses relatives aux mécanismes différents de décohabitation selon le sexe ont aussi été testées avec des interactions croisant ce dernier paramètre avec toutes les autres variables indépendantes, centrées au préalable, introduites tout d'abord une par une, puis par bloc. Là encore, vu leur quantité, notre stratégie a été de n'inclure que les interactions significatives dans le tableau des résultats, ainsi que des modèles séparés pour les femmes et les hommes.

5 Résultats

5.1 Portrait socio-économique des jeunes résidentielllement autonomes

Plus âgés que les jeunes vivant avec leurs parents (24.8 ans en moyenne, contre 21.1) et majoritairement de sexe féminin (52 % contre 46 %), les décohabitants sont plus souvent actifs professionnellement à plein temps (67 % contre 52 %), mieux formés, et moins nombreux à être encore en études (27 % contre 66 %), ce qui tend à confirmer le rôle central du principe de temporalité (cf. 2.2) et celui des ressources personnelles (cf. 2.4) sur le départ du foyer parental.

10 Structure de covariance auto-régressive de premier ordre (AR1), qui permet de prendre en compte la corrélation entre les résidus des données relatives à un même individu, avec un lien décroissant en fonction de la proximité de ces observations.

11 La catégorie de référence étant le non-départ du foyer parental.

Leurs conditions de vie sont en général moins confortables que celles des jeunes vivant avec leurs parents. Les décohabitants évoluent dans des ménages de taille généralement plus petite, sont plus souvent en location (97 % contre 30 %) dans des immeubles (90 % contre 39 %) de centres urbains (46 % contre 19 %). Leur niveau d'équipement est moindre en ce qui concerne la possession d'une voiture (61 % contre 93 %), d'un lave-vaisselle (68 % contre 88 %) et d'un lave-linge privés (38 % contre 82 %). Ces conditions matérielles ne semblent toutefois pas vécues sur le mode de la restriction, les décohabitants n'étant par exemple pas plus nombreux à considérer leur logement comme étant trop petit (7 % contre 9 %).

Certains indicateurs donnent également à penser qu'ils établissent un ordre de priorité dans leurs dépenses. L'acquisition de biens matériels est laissée (temporairement) de côté pour privilégier les dépenses créatrices de liens sociaux. Ainsi, ils prennent plus souvent une semaine de vacances hors de leur domicile avec l'ensemble de leur ménage (83 % contre 72 %), vont davantage au restaurant (71 % contre 39 %) et invitent plus fréquemment des amis chez eux (82 % au moins une fois par mois contre 68 %) que les jeunes vivant avec leurs parents. Ces dépenses ne conduisent toutefois pas à rompre l'équilibre financier. Ainsi, les jeunes décohabitants ne paient pas plus souvent des traites mensuelles liées à un crédit, un leasing, ou un emprunt (18 % contre 20 %, différence non significative). Ils ont même légèrement moins de retard dans leurs paiements (10 % contre 15 %). En outre, ils déclarent des capacités d'épargne similaires à celle des ménages dont ils sont issus (69 % contre 61 %, différence non significative). Enfin, la proportion de foyers en risque de pauvreté selon les normes de l'OCDE (moins de 60 % du revenu médian) ne varie pas significativement entre les deux groupes de jeunes.

En testant les différentes hypothèses rattachées aux principes mentionnés précédemment, les analyses longitudinales qui suivent vont permettre de développer et d'éclairer ces premiers résultats.

5.2 Les conditions associées au départ du foyer parental

L'analyse longitudinale du tableau 1, qui modélise le départ du foyer parental chez les jeunes de 18 à 29 ans et met en évidence les facteurs associés à cette transition, confirme ce portrait descriptif tout en le précisant. Les changements analysés étant concomitants et constatés à la même vague d'interrogation, nous préférons parler d'association entre des événements plutôt que de causalité. En effet, faute de mesure plus précise du temps, on peut simplement constater que deux événements se déroulent entre deux prises d'information espacées d'une année, sans plus de détails sur leur chronologie respective. Ainsi, quand nous examinons le départ du foyer parental pour tous les jeunes, nous relevons qu'il coïncide généralement avec plusieurs autres transitions, comme la fin des études (changement du rapport des cotes ou odds ratio de 1.5), le déménagement dans une agglomération (3.4), et surtout le fait de se mettre en couple (14.4). Ces résultats tendent à confirmer le principe de

Tableau 1 Modélisation du départ du foyer parental chez les jeunes de 18 à 29 ans (régression logistique binaire multiniveaux)

Paramètre	Tous les jeunes		Hommes		Femmes	
	Exp(β)	Sig.	Exp(β)	Sig.	Exp(β)	Sig.
Age en années	1.239	0.000	1.236	0.000	1.236	0.000
Sexe féminin (0 = non, 1 = oui)	1.709	0.000				
Nationalité suisse (0 = non, 1 = oui)	1.718	0.032	1.436	0.306	2.133	0.042
Habite un canton latin (0 = non, 1 = oui)	0.580	0.000	0.722	0.076	0.448	0.000
Habite dans une agglomération (0 = non, 1 = oui)	3.407	0.000	2.801	0.000	4.134	0.000
Niveau de formation, échelle de 0–10	0.997	0.878	0.990	0.747	1.009	0.795
Suit actuellement une formation (0 = non, 1 = oui)	0.727	0.034	0.721	0.128	0.830	0.395
Temps de travail prof par rapport à un temps plein en %	1.003	0.041	1.006	0.018	1.001	0.816
Vit en couple (0 = non, 1 = oui)	14.373	0.000	14.146	0.000	15.147	0.000
Revenu personnel net, en 10 000 CHF	1.267	0.000	1.168	0.002	1.456	0.000
Revenu total pondéré du foyer familial d'origine inférieur à la médiane (0 = non, 1 = oui)	0.725	0.366	0.986	0.934	1.917	0.000
Niveau de formation le plus élevé des parents, échelle de 0–10	1.046	0.032	1.032	0.269	1.053	0.098
Fin des études durant l'épisode (0 = non, 1 = oui)	1.484	0.005	1.167	0.456	1.885	0.001
Femme avec revenu total pondéré du foyer familial d'origine inférieur à la médiane (0 = non, 1 = oui)	1.514	0.049				
Nombre de personnes différentes	2 778		1 464		1 314	
Nombre d'observations	8 791		4 777		4 014	
Constante : variance effet aléatoire	6.250	0.000	6.140	0.000	6.320	0.000
Intraclass correlation coefficient	0.655		0.651		0.658	

Source : Panel suisse de ménages, vagues 1 (1999) à 14 (2012).

temporalité, d'autant plus que la décohabitation est associée à une élévation de l'âge (1.2 par année), ce qui signifie que la probabilité de départ augmente pour chaque année supplémentaire. Le fait que, dans la tranche des 18 à 29 ans, elle soit aussi liée à l'élévation du revenu personnel net (1.3 par tranche supplémentaire de 10 000 CHF), qu'elle soit plus courante chez les jeunes de nationalité suisse (1.7) et chez les femmes (1.7) tend à confirmer que les caractéristiques sociodémographiques de base restent pertinentes et que cette transition n'est pas indépendante des grandes variables sociologiques (principe de la capacité d'agir, cf. 2.4). Le contexte (principe de l'insertion temporelle et historique, cf. 2.1) semble également un facteur pertinent, car le départ du foyer parental est, pour la tranche d'âge qui nous intéresse, plus courant dans les cantons alémaniques (0.6 pour les cantons latins). Il s'agira

par la suite de voir dans quelles mesures ces conditions du départ du foyer parental ont un impact sur les aspects matériels de cette transition.

En plus des effets d'interaction testés dans le modèle général, la modélisation du départ du foyer parental a été réalisée séparément pour les femmes et les hommes de manière à évaluer les effets de la variable genre qui nous semble transversale aux différents principes examinés. Cela nous permet aussi d'étudier plus finement le principe des vies liées (cf. 2.3).

Si être issu d'un milieu modeste (opérationnalisé par un revenu pondéré d'équivalence¹² du foyer d'origine inférieur à la médiane) n'a en général pas d'influence sur l'émancipation résidentielle entre 18 et 29 ans ($p = 0.37$ pour tous les jeunes), ce paramètre a un impact auprès des femmes, qui partent parfois dès la fin de leur formation (1.9, non significatif chez les hommes, effet d'interaction significatif dans le modèle pour les deux sexes). Si ce constat tend à confirmer la stratégie d'autonomie résidentielle active et précoce des femmes décrite par Thomsin et ses collègues (Thomsin et al. 2004), il va à l'encontre des hypothèses rattachées au principe des vies liées (cf. 2.3). Nous nous attendions en effet à ce que les jeunes issus de foyer aisés, davantage soutenus financièrement par leurs proches, aient les moyens financiers de quitter plus rapidement le foyer parental. Or il semble au contraire que ce sont les modestes revenus des parents qui incitent au départ, en tout cas chez les femmes. Selon nous, ce résultat peut s'expliquer d'un point de vue économique par les sollicitations financières dont les enfants des milieux modestes semblent être la cible. Dans les années 1980, l'étude de Schwartz (2002 [1990], 197) auprès de familles ouvrières du Nord de la France montrait en effet que les revenus des enfants étaient encore largement sollicités dans les familles modestes qui avaient besoin de mobiliser l'ensemble des ressources financières à disposition pour boucler les fins de mois, assurer l'avenir ou acquérir certains biens. En Suisse, l'aide financière ascendante propre aux ménages modestes des générations précédentes¹³, s'observe encore aujourd'hui chez les familles les plus démunies financièrement (Henchoz 2014)¹⁴. En ce sens, elle pourrait motiver l'envie de décohabitation précoce, et plus particulièrement celle des filles, qui, dans ces milieux, semblent également bénéficier de moins de liberté et d'autonomie que les garçons (Schwartz 2002 [1990]; Willis 2011 [1977]). Elles seraient beaucoup plus sollicitées pour le travail domestique et familial, auraient droit à moins de sorties et de loisirs tout en étant davantage surveillées. Bien que nous n'ayons pas les données pour étayer ces affirmations, si cela se vérifie, cela signifie que pour les jeunes des milieux modestes plus que pour les autres, l'émancipation résidentielle se conjugue avec l'accès à l'indépendance financière, c'est-à-dire dans ce cas à la pleine jouissance de leur salaire. Pour les

12 Revenu annuel total du foyer familial d'origine divisé par le nombre de personnes. La médiane s'établissant à environ CHF 34 000.—, nous avons considéré CHF 30 000 comme point de coupure entre les groupes.

13 Notamment par le biais de la remise partielle ou totale de la paie (Henchoz et Poggia Mileti 2012).

14 L'étude quantitative de Crenner (1999) confirme la persistance de ces pratiques en France.

filles, la décohabitation signifierait également l'accès à une réelle autonomie dans la manière de gérer et de décider de leur mode de vie. Cette explication nous semble d'autant plus solide qu'elle permet également de comprendre l'augmentation de la satisfaction financière des jeunes issus de familles modestes après leur départ du foyer parental, que nous mettrons en évidence par la suite.

La stratégie d'autonomie résidentielle active et précoce des femmes issues de milieux modestes doit toutefois être nuancée par le fait que, même si c'est dans une moindre mesure, les principes de temporalité et de contexte restent valables. Comme c'est le cas pour les hommes, le départ des femmes n'est pas indépendant de leur revenu personnel, son augmentation accroissant leur probabilité de départ (1.5 contre 1.2 pour les hommes). On retrouve également partiellement le modèle de décohabitation des pays du sud, les femmes de 18–29 ans étant moins susceptibles de quitter leurs parents dans un canton latin (0.45, non significatif chez les hommes, l'effet d'interaction n'étant toutefois pas significatif dans le modèle général).

5.3 Les conséquences financières de l'autonomie résidentielle

Voyons maintenant dans quelles mesures les différents principes examinés permettent de comprendre la diversité des conditions économiques de l'autonomie résidentielle.

a) *Revenus*

Suite à la décohabitation, les revenus d'équivalence du ménage (pondérés par sa taille) dans lequel vit maintenant le jeune connaissent une baisse assez conséquente (tableau 2) : environ CHF 24 000.– de moins par personne, une fois le revenu standardisé selon les critères de la CSIAS ($p \leq 0.001$). Là encore, les effets d'interaction testés, non reportés car non significatifs, relèvent que cette baisse des revenus du ménage suite au départ du foyer parental se fait de manière homogène chez tous les jeunes, et cela quelles que soient leurs caractéristiques sociodémographiques. Cette baisse s'explique par une diminution des économies d'échelle liées à un ménage de plusieurs adultes¹⁵ ainsi que par les revenus des jeunes décohabitants qui, du fait qu'ils débutent leur carrière professionnelle, sont généralement plus bas que la moyenne.

Le revenu d'équivalence est, comme on peut s'y attendre, influencé par le temps de travail professionnel et le fait d'avoir terminé ses études. Si ces indicateurs confirment à nouveau la pertinence du principe de temporalité (2.2), ils montrent aussi l'importance de tenir compte conjointement des différents principes définis par Elder (1998). Ainsi, le niveau de formation du répondant que nous avons retenu comme un indicateur des capacités individuelles à assumer les conditions économiques de la décohabitation (principe 2.4) a une influence sur le revenu d'équivalence des jeunes décohabitants, ce qui n'est pas inattendu. Celui-ci est également sensible au niveau de formation des parents, ce qui tend à confirmer le principe de vie liée (2.3). Il est aussi rattaché, et ce dans une plus grande mesure, à la région linguistique où

15 Généralement, cumul de plusieurs revenus et partage des charges entre plusieurs personnes.

Tableau 2 Impact du départ du foyer parental sur la capacité de gestion du ménage et son revenu (modèles linéaires mixtes)

Paramètre	Revenu net d'équivalence du ménage		Capacité de gestion du ménage	
	Coeff.	Sig.	Coeff.	Sig.
Constante	14 356.693	0.011	6.251	0.000
Age en années	1 303.707	0.000	-0.006	0.563
Sexe féminin (0 = non, 1 = oui)	-990.771	0.324	0.083	0.182
Nationalité suisse (0 = non, 1 = oui)	7 696.601	0.000	0.476	0.000
Habite un canton latin (0 = non, 1 = oui)	-5 174.832	0.000	-1.333	0.000
Habite dans une agglomération (0 = non, 1 = oui)	-1 515.478	0.181	-0.135	0.037
Niveau de formation, échelle de 0-10	1 006.821	0.000	0.037	0.001
Suit actuellement une formation (0 = non, 1 = oui)	-3 346.336	0.003	0.034	0.563
Temps de travail prof par rapport à un temps plein en %	62.232	0.000	0.000	0.350
Nombre de personnes dans le ménage	-2 801.578	0.000	0.056	0.022
Vit en couple (0 = non, 1 = oui)	9 400.017	0.000	0.100	0.252
Revenu personnel net, en 10 000 CHF			0.028	0.022
Revenu total pondéré du foyer familial d'origine inférieur à la médiane (0 = non, 1 = oui)			-0.481	0.000
Niveau de formation le plus élevé des parents, échelle de 0-10	2 760.545	0.000	0.107	0.000
Fin des études durant l'épisode (0 = non, 1 = oui)	-1 997.703	0.133	-0.087	0.157
Départ du domicile parental (0 = non, 1 = oui)	-24 301.810	0.000	-0.138	0.149
Nombre de personnes différentes	2 593.00		2 776.00	
Nombre d'observations	7 381.00		8 786.00	
-2 log-vraisemblance restreint	174 670		34 541	
Akaike information criterion	174 676		34 547	
Bayesian information criterion	174 697		34 568	
First-order autoregressive correlation diagonale	9 903.64	0.00	2.31	0.00
First-order autoregressive correlation rho	0.07	0.00	0.20	0.00
Constante : variance effet aléatoire	2 053.80	0.00	1.50	0.00

Source : Panel suisse de ménages, vagues 1 (1999) à 14 (2012).

habite le jeune, ce qui tend à confirmer l'impact du contexte (principe 2.1). Nous n'avons pas manqué de relever que, pour les deux variables dépendantes du tableau 2, les habitants des cantons latins éprouvent généralement de plus grandes difficultés financières, mais pas spécifiquement au moment de la transition étudiée, les effets d'interaction n'étant pas significatifs. Autrement dit, le fait de vivre dans des régions où les salaires ont tendance à être plus bas que la moyenne (OFS 2014d) a un impact

sur les capacités financières des jeunes latins (principe 2.1). Toutefois, comme ils s'émancipent du foyer parental plus tard, une fois que les conditions financières du départ sont réunies, leur situation économique ne s'aggrave pas, ce qui tend également à confirmer la pertinence du principe de temporalité (2.2).

b) Capacités financières et capacités de gestion

Alors même que les revenus diminuent suite au départ du foyer parental, l'analyse longitudinale (tableau 2) ne relève aucune conséquence sur la capacité à gérer la situation financière du ménage ($p = 0.149$). Afin de vérifier l'impact de cette transition pour différents sous-groupes définis par les variables intégrées dans le modèle,

Tableau 3 Impact du départ du foyer parental sur les capacités financières (régression logistique binaire multiniveaux)

Paramètre	Epargne minimale de 400 CHF/mois		Arriérés de paiement		Traites	
	Exp(B)	Sig.	Exp(B)	Sig.	Exp(B)	Sig.
Age en années	1.011	0.743	0.925	0.000	1.006	0.727
Sexe féminin (0 = non, 1 = oui)	0.745	0.098	0.890	0.402	0.942	0.635
Nationalité suisse (0 = non, 1 = oui)	2.656	0.018	0.809	0.363	0.658	0.320
Habite un canton latin (0 = non, 1 = oui)	0.224	0.000	3.174	0.000	4.879	0.000
Habite dans une agglomération (0 = non, 1 = oui)	1.002	0.991	1.392	0.006	1.038	0.755
Niveau de formation, échelle de 0–10	1.111	0.000	0.887	0.000	0.952	0.007
Suit actuellement une formation (0 = non, 1 = oui)	0.689	0.045	0.497	0.000	0.680	0.000
Temps de travail prof par rapport à un temps plein en %	1.002	0.211	1.001	0.435	1.000	0.013
Nombre de personnes dans le ménage	1.175	0.026	1.044	0.322	1.124	0.008
Vit en couple (0 = non, 1 = oui)	2.296	0.003	0.544	0.000	1.608	0.000
Revenu personnel net, en 10 000 CHF	1.107	0.010	1.029	0.217	1.015	0.497
Revenu total pondéré du foyer familial d'origine inférieur à la médiane (0 = non, 1 = oui)	0.335	0.000	2.248	0.000	0.756	0.001
Niveau de formation le plus élevé des parents, échelle de 0–10	1.147	0.003	0.963	0.145	0.905	0.000
Fin des études durant l'épisode (0 = non, 1 = oui)	0.702	0.192	0.866	0.169	0.874	0.185
Départ du domicile parental (0 = non, 1 = oui)	0.490	0.011	1.411	0.033	0.647	0.009
Nombre de personnes différentes	1 309		2 775		2 770	
Nombre d'observations	2 977		8 752		8 731	
Constante: variance effet aléatoire	6.493	0.000	6.868	0.000	6.308	0.000
Intraclass correlation coefficient	0.664		0.676		0.657	

Panel suisse de ménages, vagues 1 (1999) à 14 (2012) pour les arriérés de paiement et les traites, vagues 11 (2009) à 14 (2012) pour la capacité d'épargne.

nombre d'effets d'interaction ont été testés mais se sont révélés non significatifs (et n'ont par conséquent pas été reportés dans le tableau 2). Cela tend à montrer que, de manière générale et quelles que soient les caractéristiques du jeune, son départ du foyer parental n'implique pas de difficultés supplémentaires à gérer sa situation financière, ce qui est un résultat particulièrement intéressant lorsqu'on considère la diversité des conditions de départ du foyer parental des jeunes, et notamment celui des jeunes femmes issues de milieux modestes.

Nos modèles longitudinaux (tableau 3) montrent que, toutes choses égales par ailleurs, le départ du foyer parental engendre une diminution de la capacité d'épargne par rapport au foyer d'origine (changement du rapport des cotes de 0.5, $p = 0.011$) et une augmentation des arriérés de paiement (1.4, $p = 0.033$). Par contre, la probabilité de payer des traites mensuelles diminue suite au départ du foyer parental (0.6, $p = 0.009$). Là encore, l'effet est homogène pour l'ensemble des jeunes, les effets d'interaction testés n'étant pas significatifs. Autrement dit, peu importe dans quelles conditions a lieu l'émancipation résidentielle, la baisse des revenus constatée dans le tableau 2 se traduit globalement par une restriction de l'accès aux biens matériels et de l'épargne, et par plus de difficultés à payer ses factures mais pas par un endettement supplémentaire ou par des difficultés accrues à gérer son budget. La vision d'une transition assumée financièrement semble se confirmer. Il nous reste à savoir comment elle est ressentie par les principaux acteurs.

5.4 Impact sur la satisfaction rattaché à la situation financière

Le modèle du tableau 4 permet tout d'abord de constater que, sous contrôle des autres variables, le départ du domicile parental n'a en général pas d'impact ($p = 0.56$) sur le niveau de satisfaction des jeunes concernant leur situation financière. Parmi les autres variables considérées, on relève l'influence positive du temps de travail professionnel, du revenu personnel, du niveau d'éducation du répondant et de ses parents, ce qui confirme les effets de critères individuels (principe 2.4) et familiaux (principe 2.3) sur l'appréciation des conditions économiques du départ du foyer parental.

En relevant l'impact du départ d'un foyer parental modeste (avec un revenu pondéré d'équivalence inférieur à la médiane), l'interaction présentée dans le tableau 4 permet de tester de manière plus précise les hypothèses relatives aux caractéristiques sociales et familiales (principe 2.3). Elle permet de relever que quitter un foyer modeste a un très net impact positif (0.47, $p = 0.005$), ceci même sous contrôle du revenu personnel net (0.17 par tranche de 10 000 CHF)¹⁶. Ce résultat peut s'expliquer par les sollicitations financières adressées aux jeunes des foyers modestes par leurs parents que nous avons évoquées précédemment. En prenant leur autonomie résidentielle, la satisfaction financière des jeunes des milieux défavorisés augmente pour des raisons

16 Les autres effets d'interaction au moment du départ du foyer parental ne sont pas significatifs et n'ont pas été reportés.

Tableau 4 Impact du départ du foyer parental sur la satisfaction de la situation financière (modèles linéaires mixtes)

Paramètre	Coeff.	Sig.
Constante	7.507	0.000
Age en années	-0.144	0.000
Sexe féminin (0 = non, 1 = oui)	0.097	0.165
Nationalité suisse (0 = non, 1 = oui)	0.357	0.009
Habite un canton latin (0 = non, 1 = oui)	-0.133	0.086
Habite dans une agglomération (0 = non, 1 = oui)	-0.025	0.734
Niveau de formation, échelle de 0-10	0.050	0.000
Suit actuellement une formation (0 = non, 1 = oui)	0.056	0.417
Temps de travail prof par rapport à un temps plein en %	0.004	0.000
Nombre de personnes dans le ménage	0.060	0.034
Vit en couple (0 = non, 1 = oui)	-0.046	0.659
Revenu personnel net, en 10 000 CHF	0.169	0.000
Revenu total pondéré du foyer familial d'origine inférieur à la médiane (0 = non, 1 = oui)	-0.076	0.185
Niveau de formation le plus élevé des parents, échelle de 0-10	0.068	0.000
Fin des études durant l'épisode (0 = non, 1 = oui)	0.020	0.781
Départ du domicile parental (0 = non, 1 = oui)	0.072	0.559
Départ du domicile parental d'un foyer ayant un revenu total pondéré inférieur à la médiane (0 = non, 1 = oui)	0.473	0.005
Nombre de personnes différentes	2 775	
Nombre d'observations	8 774	
-2 log-vraisemblance restreint	37 501	
Akaike information criterion	37 507	
Bayesian information criterion	37 528	
First-order autoregressive correlation diagonale	3.46	0.00
First-order autoregressive correlation rho	0.22	0.00
Constante : variance effet aléatoire	1.59	0.00

Source : Panel suisse de ménages, vagues 1 (1999) à 14 (2012).

que nous ne sommes pas en mesure de tester mais dont on peut supposer l'impact matériel et moral. D'une part, ils rompent avec l'obligation d'entraide économique et ainsi accèdent, pour la première fois peut-être, à la totalité de leur salaire. D'autre part, ils prennent de la distance vis-à-vis des préoccupations quotidiennes que peuvent rencontrer les ménages démunis pour boucler les fins de mois, ce qui peut également contribuer à accroître leur bien-être financier.

6 Conclusion

En Suisse, l'autonomie résidentielle des moins de 30 ans s'accompagne d'une baisse de revenu qui n'est pas sans conséquence sur leur accès à certains biens matériels, sur leurs capacités d'épargne et de remboursement des factures. Pourtant, cet impact semble relativement maîtrisé. Les décohabitants ne se déclarent pas moins satisfaits de leur situation financière. Ils ne souffrent pas de plus de risques de pauvreté, ne s'endettent pas davantage et se déclarent tout autant capables de gérer leur budget. Le recours aux principes développés par Elder (1998) permet de dégager différents effets propres au contexte historique et social dans lequel vivent les individus, à l'inscription de cette transition dans un moment de la vie bien spécifique, aux connections existantes avec d'autres réseaux et enfin aux capacités individuelles à assurer les conditions économiques de cette transition.

La bonne conjoncture que connaît la Suisse et la popularité du système dual de formation favorisent l'indépendance économique des jeunes. Celle-ci est souvent conjointe à l'autonomie résidentielle, ce qui accrédite la thèse d'une stratégie d'émancipation prudente. Les décohabitants ne jouent pas moins un rôle actif dans cet équilibre budgétaire, car l'autonomie résidentielle semble s'accompagner de l'établissement d'un ordre de priorités dans les dépenses et le mode de vie. Les biens matériels ou rattachés à l'installation ménagère sont délaissés au profit d'activités favorisant la création de relations sociales, ce qui peut être considéré comme un mode de consommation propre à cette période de la vie (Dubuisson-Quellier 2009). Le fait que la capacité de gestion des décohabitants n'en souffre pas nous conduit toutefois à interpréter ces résultats également comme la conséquence de la mise en place d'un dispositif de dépenses permettant d'endosser au mieux son (nouveau) rôle d'acteur économique indépendant. En ce sens, la satisfaction financière déclarée semble être moins rattachée aux revenus ou biens matériels à disposition qu'à la capacité à faire face à ses (nouvelles) obligations financières.

Le départ plus rapide des jeunes, et notamment des jeunes filles, des foyers modestes ainsi que l'augmentation de leur satisfaction financière à l'issue de ce processus nous invitent à être attentifs au réseau familial et social dans lequel sont insérés ces jeunes. Son impact financier reste toutefois difficile à appréhender avec les données statistiques à disposition et notre interprétation de certains résultats mériterait sans aucun doute d'être validée empiriquement. Cela nous a toutefois amené à nous interroger sur la manière dont on mesure l'indépendance financière. À l'aune de nos résultats, l'accès à un revenu ne semble pas être un indicateur suffisant, car les hommes et les femmes sont imbriqués dans des relations sociales qui peuvent contribuer à augmenter (par des versements) ou amoindrir (par des sollicitations financières) leur indépendance pécuniaire indépendamment de leur capacité individuelle à produire des revenus. Or les indicateurs statistiques permettant de cerner ces flux financiers sont rares. Il existe par exemple très peu de données sur

les échanges monétaires au sein d'un même ménage. De même, avec les données à notre disposition, il est difficile d'évaluer la manière dont les différents principes relevés par Elder (1998) s'articulent. Par exemple, s'il semble évident que les capacités individuelles à assurer les conséquences économiques de l'émancipation résidentielle dépendent de la période de vie durant laquelle a lieu la transition, quel est le principe qui prédomine? Comme le suggèrent certains auteurs (Levy et al. 2005), et l'interprétation de certains résultats que nous avons proposée, une analyse en termes de parcours de vie invite tout particulièrement à la combinaison de méthodes qualitatives et quantitatives de manière à mieux comprendre le caractère processuel de l'événement et des conditions dans lesquelles il se déroule.

7 Références bibliographiques

- Arnett, Jeffrey Jensen. 2000. Emerging adulthood: a theory of development from the late teens through the twenties. *American Psychologist* 55(5): 469–480.
- Bidart, Claire. 2006. Les transitions vers l'âge adulte: différenciations sociales et culturelles. Pp. 9–19 in *Devenir adulte aujourd'hui. Perspectives internationales*, édité par Claire Bidart. Paris: L'Harmattan.
- Boegli, Laurence, Laurent Inversin, Paul Müller et Martin Teichgräber. 2007. *Conditions de vie et d'études dans les hautes écoles suisses. Publication principale de l'enquête sur la situation sociale des étudiant-e-s 2005*. Neuchâtel: Office fédéral de la statistique.
- Chroszewicz, Marthe et Pascal Wolff. 2010. 51 millions de jeunes adultes européens vivent chez leurs parent(s) en 2008. *Statistics in focus* 50/2010, Eurostat.
- Coenen-Huther, Josette, Jean Kellerhals et Malik Von Allmen. 1994. *Les réseaux de solidarité dans la famille*. Lausanne: Réalités sociales.
- Courgeau, Daniel. 2000. Le départ de chez les parents: une analyse démographique sur le long terme. *Economie et Statistique* 337–338: 37–60.
- Crenner, Emmanuelle. 1999. Familles je vous aide. *INSEE Première* 631: 1–4.
- Dubuisson-Quellier, Sophie. 2009. La consommation comme pratique sociale. Pp. 749–797 in *Traité de sociologie économique*, édité par Philippe Steiner et François Vatin. Paris: PUF.
- Elder, Glen H. 1998. The life course as developmental theory. *Child Development* 69(1): 1–12.
- Elder, Glen H., Avshalom Caspi et Linda M. Burton. 2013. Adolescent transitions in developmental perspective: sociological and historical insights. Pp. 151–179 in *Development during the Transition to Adolescence. The Minnesota Symposia on Child Psychology*. Volume 21, édité par Megan R. Gunnar et Andrew W. Collins. New York: Psychology Press.
- Elder, Glen H., Monica Johnson Kirkpatrick et Robert Crosnoe. 2003. The emergence and development of life course theory. Pp. 3–19 in *Handbook of the Life Course*, édité par Jeylan T. Mortimer et Micheal J. Shanahan. New York: Kluwer Academic/Plenum.
- Elzinga, Cees H. et Aart C. Liefbroer. 2007. De-standardization of family-life trajectories of young adults: a cross-national comparison using sequence analysis. *European Journal of Population* 23: 225–250.
- Henchoz, Caroline. 2014. Konsumieren lernen. Pp. 38–40 in *Rapport « Enfants, jeunes et consommation »*, édité par Commission fédérale pour l'enfance et la jeunesse. Berne: Confédération suisse.
- Henchoz, Caroline et Francesca Poglia Mileti. 2012. « Les larmes de ma mère ». Comprendre le processus de démocratisation de l'économie familiale par les contributions financières des femmes et leur perception par les hommes. *Revue suisse de sociologie* 38(3): 401–419.

- Knüsel, René. 1994. *Plurilinguisme et enjeux politiques*. Lausanne : Payot.
- Kohli, Martin. 1986. The world we forgot: a historical review of the life course. Pp. 271–303 in *Later life. The Social Psychology of Aging*, édité par Victor W. Marshall. London : Sage.
- Levy, René, Paolo Ghisletta, Jean-Marie Le Goff, Dario Spini et Eric Widmer. 2005. *Towards an Interdisciplinary Perspective on the Lifecourse*. Amsterdam : Elsevier.
- OFS (Office fédéral de la statistique). 2014a. La Suisse et l'Europe. Neuchâtel : OFS, <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/dienstleistungen/forumkids/ch-europa.html> (25.02.2014).
- OFS (Office fédéral de la statistique). 2014b. Education et science. Panorama. Neuchâtel : OFS.
- OFS (Office fédéral de la statistique). 2014c. Enquête sur la famille et la fécondité – Enfance et foyer parental. Neuchâtel : OFS, <http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/themen/01/04/blank/dos/mikrozensus/03.html> (18.02.2014).
- OFS (Office fédéral de la statistique). 2014d. Niveau des salaires – par grandes régions. Neuchâtel : OFS, http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/themen/03/04/blank/key/lohnstruktur/nach_grossregion.html (08.08.2014).
- Paugam, Serge et Jean-Paul Zoyem. 1997. Le soutien financier de la famille : une forme essentielle de solidarité. *Économie et statistique* 308–309–310 : 187–210.
- Reher, David S. 1998. Family ties in Western Europe : persistent contrasts. *Population and Development Review* 24(2) : 203–234.
- Rochat, Sylvie et Stephane Fleury. 2010. *Les conditions de vie en Suisse en 2009. Résultats de l'enquête sur les revenus et les conditions de vie (SILC)*. Neuchâtel : Office fédéral de la statistique.
- Schwartz, Olivier. 2002 [1990]. *Le Monde privé des ouvriers. Hommes et femmes du Nord*. Paris : PUF.
- Shanahan, Michael J. 2000. Pathways to adulthood : variability and mechanisms in life course perspective. *Annual Review of Sociology* 26 : 667–692.
- Singer, Judith D. et John B. Willett. 2003. *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. New York : Oxford University Press.
- Thomsin, Laurence, Jean-Marie Le Goff et Claudine Sauvain-Dugerdil. 2004. Genre et étapes du passage à la vie adulte en Suisse. *Espace populations sociétés* 2004(1) : 81–96.
- Tillmann, Robin et Monica Budowski. 2006. La pauvreté persistante : un phénomène de classe, de cumul de désavantages ou d'individualisation? *Revue suisse de sociologie* 32(2) : 329–348.
- Van de Velde, Cécile. 2008. *Devenir adulte. Sociologie comparée de la jeunesse en Europe*. Paris : PUF.
- Wernli, Boris. 2001. *Contraintes institutionnelles, influences contextuelles et participation aux élections fédérales en Suisse*. Berne : Haupt.
- Widmer, Eric, Gilbert Ritschard, Nicolas S. Müller, Alexis Gabadinho, Jacques-Antoine Gauthier et Matthias Studer. 2009. Trajectoires professionnelles et familiales en Suisse : quelle pluralisation? Pp. 253–272 in *Transitions dans les parcours de vie et construction des inégalités*, édité par Michel Oris. Lausanne : Presse polytechnique et universitaire romande.
- Willis, Paul. 2011 [1977]. *L'école des ouvriers. Comment les enfants d'ouvriers obtiennent des boulots d'ouvriers*. Marseille : Agone. L'ordre des choses.