

Jenny Assi

# Travail atypique et accès au troisième pilier en Suisse

Lausanne, December 2012

**FORS Working Papers**

**2012-3**

## **FORS Working Paper series**

The FORS Working Paper series presents findings related to survey research, focusing on methodological aspects of survey research or substantive research. Manuscripts submitted are papers that represent work-in-progress. This series is intended to provide an early and relatively fast means of publication prior to further development of the work. A revised version might be requested from the author directly.

Further information on the FORS Working Paper Series can be found on [www.fors.unil.ch](http://www.fors.unil.ch).

### **Copyright and Reserved Rights**

The copyright of the papers will remain with the author(s). Formal errors and opinions expressed in the paper are the responsibility of the authors. Authors accept that the FORS reserves the right to publish and distribute their article as an online publication.

FORS may use the researcher's name and biographical information in connection with the advertising and promotion of the work. For any comment, suggestion or question on these guidelines, please do not hesitate to contact us ([paperseries@fors.unil.ch](mailto:paperseries@fors.unil.ch)).

### **Editorial Board**

Peter Farago

Brian Kleiner

Oliver Lipps

Georg Lutz

Isabelle Renschler

Carmen Borrat-Besson

Valérie-Anne Ryser

Marlène Sapin

Robin Tillmann

Michèle Ernst Staehli

Boris Wernli

Responsible editor: Marieke Voorpostel

### **How to cite this document:**

Assi, J. (2012). Travail atypique et accès au troisième pilier en Suisse. *FORS Working Paper Series*, paper 2012-3. Lausanne: FORS.

### **Acknowledgements:**

Cette étude fait partie d'un projet de recherche sur la couverture retraite des travailleurs flexibles en Suisse, projet conduit en collaboration avec Mario Lucchini. La recherche a été financée par le Fonds national suisse (fonds DORE, 13DPD3- 113740) et par l'Istituto Assicurazioni Sociali du Tessin.

ISSN 1663-523x (online)

FORS

c/o University of Lausanne, Géopolis

1015 Lausanne

Switzerland

E-mail: [paperseries@fors.unil.ch](mailto:paperseries@fors.unil.ch)

© 2012 Jenny Assi



## Summary

En Suisse, le système des trois piliers protège la population contre les risques d'invalidité, de vieillesse et de décès. Si le premier pilier est obligatoire pour tous les travailleurs ou résidents de Suisse, le deuxième pilier (prévoyance professionnelle) est un système fortement ancré à l'activité salariée et au type de contrat de travail. Il est donc sensible à la question de la flexibilité du travail. Le troisième pilier, enfin, est une prévoyance privée facultative. Cet article analyse le rapport entre le travail atypique, i.e. le travail à temps partiel, à temps déterminé, ou indépendant, et l'accès au troisième pilier en Suisse. Les analyses ont été conduites en utilisant les données de l'Enquête Suisse sur la Population Active (ESPA) et du Panel Suisse des Ménages (PSM), année 2005. Les résultats obtenus par l'exploitation des données ESPA montrent que le revenu et le type de contrat influencent de manière significative l'adhésion à la prévoyance privée. En ce qui concerne les analyses conduites sur le jeu de données PSM, les résultats montrent une influence importante de la structure familiale sur l'adhésion au troisième pilier. En particulier, les familles «traditionnelles» présentent plus de chances de s'affilier au troisième pilier que les autres typologies de famille, même sous contrôle de l'effet exercé par le revenu, qui contribue au revenu de la famille et d'autres variables.

### **Keywords:**

*travail atypique, structure familiale, troisième pilier, régression logistique, effets marginaux moyens.*

# Travail atypique et accès au troisième pilier en Suisse

Jenny Assi<sup>1</sup>

## 1. Introduction

Face à la flexibilisation du marché du travail, tous les pays européens sont appelés à repenser leur système de protection sociale afin de pouvoir garantir un niveau adéquat de protection à tous les travailleurs, y compris dans le cadre de contrats atypiques (Auer & Cazes 2003, Burgoon & Dekker 2010, Castel 2003, Com 2006). En effet, le système de protection sociale suisse, comme d'ailleurs la plupart de ses homologues européens, est encore très ancré dans une conception fordiste du travail. Il garantit donc un niveau élevé de couverture lorsqu'il s'agit d'un parcours professionnel stable et à plein temps, mais il montre quelques failles dans le cas de parcours plus atypiques.

Le système le plus important de prévoyance sociale de notre pays est le système des trois piliers qui protège la population contre les risques d'invalidité, de vieillesse et de décès. Le premier pilier correspond à la prévoyance d'État (AVS – Assurance vieillesse et survivants). Il s'agit d'une assurance obligatoire pour tous ceux qui habitent ou travaillent en Suisse, avec de rares exceptions<sup>2</sup>. Le deuxième pilier correspond à la prévoyance professionnelle (PP). Tous les travailleurs d'entreprise, et touchant un salaire en Suisse, sont assujettis à cette assurance<sup>3</sup>. Les cotisations du deuxième pilier sont versées à une institution de prévoyance et donnent droit, une fois atteint l'âge de la retraite, à un capital vieillesse. Cependant, la loi fédérale sur la prévoyance professionnelle n'oblige pas tous les travailleurs à s'affilier. En particulier, les salariés avec des contrats de travail à durée inférieure à trois mois, les salariés avec des contrats prévoyant un salaire annuel inférieur au

---

<sup>1</sup> *University of Applied Sciences and Arts of Southern Switzerland (SUPSI), Department of Business and Social Sciences, Palazzo E, 6928 Manno, Switzerland.*

<sup>2</sup> Par exemple les fonctionnaires internationaux.

<sup>3</sup> Tous les travailleurs ont l'obligation de verser des contributions contre le risque de décès et d'invalidité dès le 1er janvier suivant le 17<sup>ème</sup> anniversaire. Les prestations pour la vieillesse sont à verser dès le 1er janvier suivant le 24<sup>ème</sup> anniversaire.

seuil LPP (pour 2011 et pour 2012 le seuil a été fixé à 20'880 francs)<sup>4</sup> et les indépendants, ne sont pas obligés de cotiser au deuxième pilier. Le troisième pilier correspond à la prévoyance individuelle. En Suisse, la loi distingue les contrats de *prévoyance liée*, conclus avec des compagnies d'assurance ou des fondations bancaires<sup>5</sup> et les contrats de *prévoyance libre* (carnets, or, actions, obligations, immeubles, assurance vie, etc.), dont les cotisations et les primes annuelles, contrairement à la prévoyance liée, ne peuvent être déduites du revenu imposable que de manière très limitée. Dans les deux cas, il s'agit d'une forme d'épargne facultative, autant pour les employés que pour les travailleurs indépendants.

Les art.111-113 de la Constitution fédérale définissent les rôles respectifs des trois piliers: le premier pilier doit couvrir les besoins vitaux de manière appropriée (art.112 al.2). Le deuxième pilier, associé à l'AVS, doit permettre à l'assuré de maintenir dans une mesure appropriée son précédent niveau de vie (art.113 al.2). Enfin, le troisième pilier a pour but de couvrir les besoins supplémentaires ou de combler les éventuelles carences de la prévoyance obligatoire (1<sup>er</sup> et 2<sup>ème</sup> pilier). Dans le système de prévoyance vieillesse suisse, la stabilité des contributions est fondamentale. Chaque changement au niveau des contributions aux trois piliers peut influencer de manière importante les prestations des candidats à la retraite. Il suffit en effet d'être un certain temps au chômage ou de sortir du marché du travail pour une période plus ou moins longue pour accumuler des carences importantes au niveau de la prévoyance vieillesse. Ce système entre bien évidemment en contradiction avec la généralisation des carrières professionnelles flexibles. Les travailleurs atypiques présentent en effet beaucoup plus de risques, par rapport aux autres travailleurs, d'accumuler des lacunes importantes au niveau du deuxième pilier, celui-ci étant fortement dépendant du niveau du salaire et du type de contrat. D'après la littérature on sait, en outre, que la flexibilité du travail accroît les difficultés de planification de l'épargne, ce qui entrainerait pour la population des travailleurs atypiques un risque accru d'exclusion du troisième pilier. En Suisse, il n'existe pas à notre connaissance d'étude évaluant le lien entre travail atypique et affiliation volontaire à la prévoyance privée et complémentaire. Cette étude vise à donner quelques évidences empiriques sur ce sujet. La thématique s'avère particulièrement importante si l'on considère que le troisième pilier jouera dans les prochaines années un rôle de plus en plus important à cause de l'instabilité financière du premier et surtout deuxième pilier. En particulier, dans le cas du premier pilier, le vieillissement de la population contribue à modifier le rapport de dépendance entre les personnes ayant l'âge de la retraite (65 ans et plus) et celles en âge d'exercer une activité lucrative (entre 20 et 64 ans). Ce rapport est passé de 16% en 1950 à 23.5% en 1990 et à 26.1% en 2006. Cette valeur devrait grimper à plus de 50% d'ici 2050. En d'autres termes, on dénombre aujourd'hui un peu moins de quatre actifs pour un retraité, alors que dans 40

---

<sup>4</sup> Selon l'art. 46 LPP, tout salarié au service de plusieurs employeurs, dont le salaire annuel total dépasse 20'880 francs, peut, s'il n'est pas déjà obligatoirement assuré, se faire assurer à titre facultatif auprès de l'institution supplétive ou de l'institution de prévoyance à laquelle est affilié l'un de ses employeurs, si les dispositions réglementaires de celle-ci le prévoient.

<sup>5</sup> Art. 82 LPP.

ans, il n'y aura plus que deux actifs pour un retraité (OFAS 2008). Face à ce scénario, la capacité du premier pilier à garantir dans le futur le niveau des rentes actuelles est incertain. Dans le cas du deuxième pilier, les problèmes liés au vieillissement de la population et à l'instabilité des marchés financiers ont déjà provoqué une réduction importante des futures rentes vieillesse à travers la révision à la fois du taux d'intérêt minimal et du taux de conversion. Le taux d'intérêt minimal définit le taux minimal de rémunération applicable aux avoirs vieillesse placés dans les fonds de pension. Ce taux est resté stable à 4% entre 1985 et 2002. A partir de cette date, le Conseil fédéral a décidé plusieurs fois d'abaisser ce taux minimal, en janvier 2012, il a été abaissé à 1.5%, produisant une érosion sans précédent du capital d'épargne placé dans les fonds de pension. Un autre taux soumis à une modification dans les dernières années est le taux de conversion, définit par la Confédération comme le taux qui détermine le montant de la rente vieillesse annuelle en fonction du capital d'épargne disponible lors du départ à la retraite. Ce taux avait été fixé à 7.2% lors de l'entrée en vigueur de la LPP en 1985. Actuellement, il a été réduit à 6.8% et il semble être destiné à une nouvelle réduction. S'il y a quelques années, pour 100'000 francs de capital les rentiers touchaient 7'200 francs de rente annuelle, après 2015, les nouveaux rentiers ne toucheront que 6'800 francs. Même si la plupart des gens n'ont pas les instruments pour comprendre l'impact de telles réformes, les conséquences sur les futures rentes seront dramatiques. L'accès au troisième pilier risque à ce propos de devenir pour tous un moyen important de financement de la retraite.

Les analyses ont été conduites en utilisant l'Enquête Suisse sur la Population Active (ESPA) et le Panel Suisse des Ménages (PSM). Des régressions logistiques nous ont permis d'évaluer la propension à avoir un troisième pilier sur la base de plusieurs variables sociodémographiques. Les résultats conduits sur le jeu de données ESPA montrent à ce propos, un lien important entre le statut de travail du sujet et la propension à souscrire un troisième pilier. Les analyses confirment le risque pour les travailleurs atypiques d'accumuler des carences importantes dans la prévoyance vieillesse. Toutefois, les résultats conduits sur la base des données PSM montrent une propension très élevée des familles «traditionnelles» à souscrire au troisième pilier, même sous contrôle des autres variables entrées dans le modèle de régression logistique. Cela permet de formuler l'hypothèse qu'une partie des femmes travaillant à temps partiel, afin de mieux concilier vie familiale et vie professionnelle, puissent compter sur l'affiliation au troisième pilier du mari.

## 2. Cadre théorique

Tangian (2009) distingue cinq catégories de flexibilité dans le cadre travail. Il y a tout d'abord la flexibilité «numérique externe», i.e. la capacité de l'employeur à ajuster le nombre d'employés à ses besoins actuels. Le deuxième type de flexibilité est appelée «numérique interne» et renvoie à la capacité de l'employeur à modifier le nombre et la répartition des heures de travail, sans modifier le nombre d'employés. La «flexibilité fonctionnelle» renvoie

quant à elle à la liberté de l'employeur de déplacer les employés d'une tâche ou d'un département à l'autre, ou de changer le contenu de leur travail. Dans un quatrième temps, la «flexibilité salariale» permet aux employeurs de modifier leur salaire en réponse de l'évolution du marché du travail ou des conditions de concurrence. Pour finir, «l'externalisation de la flexibilité» renvoie à la capacité des employeurs à retenir les services des travailleurs ou des entreprises extérieures, tels que le travail à distance et le télétravail.

Le travail atypique est l'objet d'étude de cette recherche et peut être perçu comme une sous-dimension de la flexibilité. En effet, selon la définition européenne, le travail atypique se réfère aux relations de travail qui ne sont pas conformes à la norme, cette dernière étant un emploi à plein temps, régulier, à durée indéterminée, protégé au niveau des assurances sociales, ayant des horaires normaux de travail et garantissant un revenu régulier<sup>6</sup>. Le travail atypique inclut, entre autre, le travail à temps partiel, occasionnel, à durée déterminée, les travailleurs intérimaires, les travailleurs autonomes, indépendants, les travailleurs à domicile et les télétravailleurs. La Commission Européenne a récemment introduit une définition supplémentaire, celle de «*very atypical work*» qui se réfère aux contrats de très courte durée (moins de six mois), au travail à temps partiel de moins de dix heures par semaine, aux contrats non écrits ou sur appel. Selon le rapport de l'Eurofound, les catégories de travailleurs engagés dans des formes très atypiques de travail ont tendance à être extrêmement variés, allant des travailleurs saisonniers très peu qualifiés aux professionnels hautement qualifiés (Broughton et al. 2010).

De fait, ces dernières années tous les pays européens ont vu augmenter la proportion des contrats de travail flexibles et atypiques. Selon l'Employer Employment Survey (Portugal & Varejão 2009) 12.8% des contrats de travail en Europe en 2003 étaient à temps déterminé. Entre les pays européens, l'Espagne représente le pays ayant le taux le plus élevé de diffusion de contrats à temps déterminé (30.6%) suivie par le Portugal (20.6%) En ce qui concerne le travail à temps partiel, celui-ci se révèle être particulièrement pratiqué dans les Pays Bas et en Suisse. Si, dans l'Europe des 25 (UE25), le pourcentage des personnes occupées à temps partiel était en 2005 de 18.5%, il s'élevait en Suisse à 31.7% et aux Pays-Bas à 46.2%. En ce qui concerne le travail indépendant, l'UE25 comptait, en 2004, 29 millions de travailleurs indépendants, environ 16% de la population active occupée. Le travail indépendant est très diffusé en Grèce (40%), en Italie, à Chypre et au Portugal (25%), tandis qu'en Suède il est pratiquement absent (5%) (données Eurostat).

En Suisse, les recherches montrent qu'à partir des années '90, le travail typique est en constante diminution, à l'inverse des contrats atypiques. Diekmann et Jann (2004) indiquent à ce sujet que la proportion de contrats typiques par rapport à la population active occupée était en 1991 d'environ 91% dans le cas des hommes, 44% chez les femmes, tandis qu'en 2003 cette proportion passait à 86% chez les hommes et 31% chez les femmes. En

---

<sup>6</sup> Définition donnée par EUROFOUND.

In <http://www.eurofound.europa.eu/areas/industrialrelations/dictionary/definitions/atypicalwork.htm>, consulté le 18 septembre 2012.

général, les données mises à disposition par l'Office fédéral de la statistique montrent qu'à partir des années '90, la proportion des contrats à temps déterminé a oscillé entre 5 et 7 % (données ESPA). Les contrats à temps partiel ont eu en Suisse une diffusion très rapide qui paraît par ailleurs destinée à augmenter. Le taux élevé d'occupation féminine<sup>7</sup> (un des plus hauts en Europe) semble, en effet, aller de pair avec une expansion du travail à temps partiel. Comme l'explique Vuille (2006), 56.7% des femmes travaillent à temps partiel, contre seulement 10.9% des hommes. En ce qui concerne le travail indépendant, il est resté par contre quasiment inchangé depuis 10 ans. En 2005, la Suisse comptait en effet 557'000 travailleurs indépendants, soit 14% de la population active occupée. Parmi ces indépendants, 30% étaient propriétaires de leur entreprise et 70% travaillaient à leur propre compte (ibid.).

La nécessité de mieux comprendre et approfondir le rapport entre flexibilité du travail et sécurité sociale a donné naissance en 1995 au néologisme «flexicurity», habituellement traduit en français par le terme *flexicurité*. L'origine de ce terme est à rechercher dans la particularité du modèle danois, caractérisé par trois éléments (souvent appelé le triangle doré): une faible protection de l'emploi, une sécurité sociale très développée et une haute disponibilité d'emplois (Tangian 2007). En général, les auteurs qui se sont occupés de cette problématique affirment que la flexibilisation du travail aurait fait retomber la responsabilité sur l'individu et que, face à une diminution des ressources de l'État, chaque individu est appelé à se responsabiliser et à trouver lui-même les moyens et les ressources pour rester actif dans le monde du travail (Castel 2003, De Nanteuil-Miribel & El Akremi 2005). De même, là où l'État ne peut plus garantir une protection, il serait de la responsabilité de l'individu de s'assurer contre les risques sociaux. Malheureusement, peu d'études visent à comprendre comment l'individu réagit face à une moindre protection de la part de l'Etat. En effet, la plupart des études dans le domaine de la flexicurité approfondissent le rapport entre flexibilité du travail et la protection sociale plus du point de vue des régulations macrosociales qu'au niveau individuel. Dans cette étude, c'est par contre l'adoption d'une approche micro qui nous intéresse. Cela nous oblige à approfondir le rapport existant entre le contrat de travail et la propension à épargner pour la vieillesse de manière volontaire. Même si Tangian (2006) considère la Suisse comme un des pays ayant un système de flexisécurité plutôt développé, il y a en effet bien des raisons de croire que cette affirmation ne soit pas si valide dans le cas de la prévoyance vieillesse.

### *Accès à la prévoyance complémentaire et variables socio-économiques*

---

<sup>7</sup> Le taux d'occupation féminine en Suisse est de 74%. Parmi les pays Européens, la Suisse est placée en troisième position, derrière la Norvège (74.4%) et l'Islande (76.5%) (données Eurostat). Selon la définition d'Eurostat, le taux d'emploi est calculé en divisant le nombre de personnes employées âgées de 15 à 64 ans sur la population totale du même groupe d'âge. L'indicateur est basé sur l'Enquête sur la population active de l'UE.



D'après la littérature, on peut poser l'hypothèse que la difficulté à épargner sous forme volontaire, dans le cas du travail atypique, devrait être liée à deux facteurs: le niveau de revenu (plus le revenu est bas, plus la difficulté à épargner est grande) et l'instabilité du revenu (plus le salaire est flexible et inconstant, plus les chances d'épargne volontaire devraient diminuer). Le lien entre le revenu et l'épargne a été désormais observé par une très longue tradition d'études économiques. En particulier, Keynes (1936) définit la propension à consommer à partir de la relation entre consommation et revenu disponible. Dit plus simplement, la fonction d'épargne s'exprime par la partie non consommée du revenu. Selon Keynes les hommes tendent généralement à accroître leur consommation au fur et à mesure que leur revenu croît, mais pas dans une proportion aussi grande que l'accroissement du revenu. En général, la propension marginale à consommer assume une fonction positive et décroissante avec le revenu, tandis que la propension marginale à épargner est positive et croissante. Au niveau théorique, la fonction de consommation issue des travaux de Keynes a été critiquée par plusieurs économistes, tels que Simon Kuznets (1946), James Duesenberry (1948) et Franco Modigliani (1949). Mais c'est surtout avec la publication de la *Théorie de la fonction de consommation* de Milton Friedman (1957) que la théorie de Keynes est remise en cause. En effet, Milton Friedman se base sur l'hypothèse que la consommation et l'épargne sont fonction du revenu permanent, et non pas du revenu disponible. En introduisant la notion de choix «intertemporel», Friedman explique ainsi que les choix de consommation et d'épargne sont guidés par une répartition optimale de ces deux variables dans le temps, dans une tentative de stabiliser la consommation. Dans ses choix, le consommateur ne considère alors pas seulement le revenu disponible mais aussi les revenus futurs. Dans l'hypothèse d'un revenu futur plus important que celui disponible, le revenu futur serait donc, à travers l'endettement, un substitut parfait au revenu présent. L'individu peut donc mobiliser la valeur actuelle de son futur revenu dès aujourd'hui et la contrainte budgétaire intertemporelle assure la solvabilité de l'individu, c'est-à-dire sa capacité à rembourser dans l'avenir les dettes qu'il contracte aujourd'hui (Villieu 1997, pp.28-29).

Différentes études ont mis en évidence comment les familles ayant peu de ressources économiques tendent à épargner essentiellement pour les dépenses quotidiennes, celles avec plus de ressources épargnent pour les situations d'urgence, et enfin les familles les plus aisées épargnent afin de se construire une retraite afin de protéger leurs enfants et d'améliorer leur niveau de vie (Canova et al. 2005). Mitchell et al. (2003) montrent en outre que la pension et les patrimoines financiers sont particulièrement sensibles à l'instabilité du revenu, notamment pour les individus célibataires, tandis que les couples mariés ont plus de possibilités pour partager les risques de cette instabilité. Plusieurs auteurs japonais (Suzuki & Zhou 2001, Ogura & Kadoda 2000) ont mené différentes études dans le but de mesurer l'impact de la flexibilité du travail et d'autres variables sur l'adhésion volontaire à la prévoyance vieillesse. Au Japon, tout résidant entre 20 et 60 ans doit obligatoirement s'affilier au système national pour la retraite (National Pension System). Toutefois, pour des catégories spécifiques de travailleurs, telles que les indépendants, les travailleurs à temps partiel ou les chômeurs, les cotisations ne sont pas déduites automatiquement du revenu,

mais elles sont prélevées par les services d'assurances locales. Cela permet d'échapper à l'obligation d'affiliation. Komamura et Yamada (2008) expliquent à ce propos que la non-contribution au système national pour la retraite a atteint un pourcentage très élevé, 37% de la population intéressée, et que le principal facteur de cette évasion du système de retraite s'explique par les changements venus sur le marché du travail, tels que l'augmentation du nombre de travailleurs irréguliers et la déréglementation des contrats de travail temporaire.

### *Accès à la prévoyance complémentaire et variables sociodémographiques*

En ce qui concerne l'impact des variables sociodémographiques sur le processus d'épargne volontaire, d'après Modigliani (1966), le taux d'épargne moyen des ménages dépend avant tout de l'interaction entre le revenu et l'âge. Le modèle d'épargne proposé par Modigliani (1966) est une complexification de la théorie du revenu permanent (Friedman 1957). Selon Modigliani le comportement d'épargne est fortement lié à l'âge du consommateur. Ainsi, les individus jeunes ont en général un bas revenus et un niveau élevé de dépenses, ce qui les expose plus facilement à s'endetter, tandis qu'à l'âge adulte, quand les individus atteignent un plus haut niveau de salaire, ils ont plutôt tendance à rembourser leurs dettes et à épargner en prévision de leur retraite. A la retraite, enfin, les individus dépensent les épargnes accumulées pendant l'âge actif. Cette thèse suggère que l'âge devrait être un facteur important de la propension à adhérer à une prévoyance pour la vieillesse privée. En utilisant l'enquête française sur le patrimoine de 1998, Bernard, El Mekkaoui de Freitas, Lavigne et Mahieu (2002) montrent en effet que les ménages âgés de 50 ans et plus détiennent plus de contrats de prévoyance que les jeunes ménages. En ce qui concerne la couverture retraite, Axel Börsch-Supan et al. (2008) observent que le sexe et la formation sont liés à la propension d'affiliation aux deuxième et troisième piliers. Plus le niveau de formation est bas, plus le niveau de couverture retraite est faible. En ce qui concerne l'effet du sexe, il ressort que les hommes sont plus susceptibles de recevoir une pension complémentaire que les femmes (ibid.). En général, les emplois flexibles se révèlent être un facteur important de cohésion familiale chez les femmes, offrant plus d'opportunités pour concilier travail et famille. En revanche, ces mêmes emplois flexibles se révèlent être un facteur tout aussi important de discrimination au niveau de la couverture retraite, car ils diminuent les chances des femmes à accéder à la protection sociale (Kingson & O'Grady-Leshane 1993, Sandell & Fares 1994). Ayant des carrières plus fragmentées et caractérisées par la discontinuité, les femmes sont donc plus touchées que les hommes par le risque de pauvreté à la retraite (Morgan 1991, Hersch & White-Means 1993, Farkas & O'Rand 1998). Yabiku (2000) montre que l'histoire familiale influence différemment les rentes vieillesse selon le sexe. Les hommes tendent à avoir des taux de couverture plus élevés s'ils sont mariés et plus faibles s'ils sont célibataires ou divorcés. Avoir des enfants augmente le taux de couverture des hommes. Au contraire, les femmes tendent à avoir des taux de couverture moindres lorsqu'elles ont des enfants et plus élevés si elles sont célibataires ou divorcées. Comme le souligne Yabiku (2000), l'histoire familiale peut apparaître comme un

facteur important influençant les inégalités dérivant des parcours professionnels. Si d'une part, le mariage, et en particulier les enfants, ont une incidence négative sur le taux de couverture des femmes, d'autre part les femmes mariées à la retraite ont des taux de stress financier beaucoup plus faibles que les femmes non-mariées puisqu'elles peuvent compter sur la rente vieillesse du mari. De façon plus générale, les analyses montrent que les couples mariés ont plus de chances de pouvoir épargner pour leur propre vieillesse par rapport aux autres typologies familiales (ibid.). Mitchell, Levine et Phillips (1999) ont constaté à ce sujet qu'un couple typique marié touche environ un demi-million de dollars en actifs de retraite, tandis que l'homme typique non-marié a environ 190'000 dollars et la femme non-mariée environ 160'000 dollars.

Les études conduites aux Etats-Unis au niveau du «*retirement wealth*» constituent une autre contribution précieuse à la compréhension des risques de sous-couverture à la retraite, surtout pour les pays se rapprochant du plan «401 (k)», c'est-à-dire du système d'épargne retraite définie aux Etats-Unis. L'adhésion au fond de pension 401(k) étant facultatif, plusieurs chercheurs ont essayé d'étudier le processus d'adhésion volontaire à la prévoyance vieillesse et de relever quelles sont les populations exposées au risque de sous-couverture. En général, ces études montrent que les jeunes, les femmes, les personnes ayant seulement une formation de base et les étrangers sont plus exposés au risque de sous-couverture. Annamaria Lusardi et Olivia Mitchell (2006, 2009) soulignent que ces catégories de population ont généralement moins de connaissances financières et ont donc plus de difficultés à comprendre le système de retraite et à planifier leur prévoyance.

En général, on peut donc affirmer que l'accès à la prévoyance vieillesse est particulièrement liée aussi bien au parcours professionnel qu'au parcours de vie des sujets. Avant tout, les familles avec enfants tendent à avoir des taux d'affiliation à la prévoyance privée plus élevés que les autres typologies familiales (Arrondel et al. 2003).

### *Les études en Suisse*

Concernant les études menées en Suisse sur les risques de sous-couverture à la retraite, une première étude qui mérite d'être prise en considération est celle réalisée par Giuliano Bonoli et Fabio Bertozzi (2005). L'objectif de l'analyse consistait à mettre en évidence le risque de sous-couverture à partir de quelques exemples de parcours professionnels. Selon les auteurs, l'accès au 2<sup>ème</sup> pilier constitue un facteur important, influençant aussi bien la rente disponible à la retraite que le fait d'atteindre ou pas le minimum vital. En général, leurs simulations montrent que les groupes les plus exposés au risque de sous-couverture en Suisse sont les femmes divorcées et les indépendants à bas revenu. Selon ces auteurs, le troisième pilier s'avère par ailleurs être essentiellement un bien de luxe et non pas un instrument pouvant combler les lacunes de prévoyance. Enfin, les auteurs affirment que le revenu du ménage et la perception de leur situation financière par ses membres se révèlent être les facteurs principaux dans la propension à disposer d'un 3<sup>ème</sup> pilier (ibid.). En

observant «l'évolution des prestations vieillesse à long terme en Suisse», Bonoli et Gaydes-Combes (2003) trouvent des résultats similaires. Les auteurs remarquent en effet un risque de carences important au deuxième pilier, aussi bien pour les indépendants que pour les travailleurs à temps partiel et pour ceux qui interrompent, pour des périodes plus ou moins longues, leur carrière professionnelle. Pour ces personnes, la proportion AVS dans la rente totale augmente par rapport à ceux pouvant compter sur une carrière professionnelle à plein temps et sans interruption de carrière. Selon ces auteurs, l'AVS continuera à jouer un rôle important comme source de revenu (entre 60% et 80% du revenu de l'assurance vieillesse), surtout pour les personnes à bas salaire, divorcées, ou indépendantes (ibid.). En s'aidant des données ESPA, Guggisberg et Künzi (2006) mettent en évidence que 56% des personnes à neuf ans maximum de l'âge ordinaire de la retraite ont, en 2002, un troisième pilier. Pour ces personnes, le revenu, l'âge, la nationalité suisse, le fait de résider en Suisse alémanique, la formation supérieure, la fonction de direction/cadre, exercent un effet positif sur l'adhésion au troisième pilier<sup>8</sup>. En s'aidant de données ESPA, Sousa-Poza (2003) montre, pour l'année 2002, un taux d'adhésion à la prévoyance privée (troisième pilier) d'environ 50% sur l'ensemble de la population salariée ayant un âge compris entre 20 et 60 ans. Les hommes présentent un taux d'adhésion de 55% et les femmes de 46%. Le modèle statistique, utilisant la fonction de lien probit, montre que les chances d'avoir un troisième pilier augmentent avec l'âge, la formation et la présence d'enfants. L'auteur explique par la suite que la propension d'avoir un deuxième et un troisième pilier est liée à la situation financière des sujets. Il y a en effet une corrélation entre la difficulté à supporter une série de dépenses (alimentation, vêtements, vacances, hobbies, etc.) et la non-adhésion au deuxième et troisième pilier. En outre, l'auteur analyse le taux de couverture au deuxième et troisième pilier des travailleurs indépendants d'âge compris entre 20 et 60 ans. Les résultats montrent un taux d'affiliation de 45% au deuxième pilier et de 57% au troisième pilier. Les résultats de l'étude de Sousa-Poza montrent aussi qu'au cours des trois années faisant l'objet de cette étude (1992, 1996, 2002), environ 30% des femmes occupées percevaient un salaire inférieur au seuil LPP, tandis que le pourcentage des hommes était en 1992 de 16% et en 2002 de 13%. Les analyses ont fait ressortir un risque plus grand pour les femmes mariées par rapport aux femmes seules, d'appartenir à la population avec un salaire inférieur au seuil LPP. Selon l'auteur, ce phénomène s'explique principalement par le fait que le travail à temps partiel est particulièrement l'apanage des femmes mariées avec enfants. Utilisant le «Swiss Wage Structure Survey», Flückiger et Ramirez (2000, cité par Sousa-Poza, ibid.) avaient déjà souligné que les femmes ont une probabilité trois fois supérieure aux hommes de gagner un revenu inférieur au seuil LPP. Enfin, Oesch (2008) quantifie qu'en 1999, 10.6% de la population gagne moins que le seuil LPP, tout en travaillant au moins dix heures par semaine. Parmi les femmes, ce pourcentage passe à 22%. L'étude de Oesch présente plusieurs aspects intéressants, avant tout parce qu'il se

---

<sup>8</sup> Des analyses précédentes autour de cette question ont été conduites par: STAMM H-P. & LAMPRECHT M. (2003), «La prévoyance vieillesse suisse à la lumière de l'Enquête sur les revenus et la consommation 1998», Office fédéral de la statistique; BALTHASAR A., BIERI O., GRAU P., KÜNZI K. & GUGGISBERG J. (2003), «Le passage à la retraite: trajectoires, facteurs d'influence et conséquences», *Aspects de la sécurité sociale*, Office Fédéral des Assurances Sociales, 2.

sert d'une banque de données peu utilisée pour ce genre d'étude, c'est-à-dire le «Swiss Household Panel», et deuxièmement, parce que son étude peut être considérée comme une rare tentative de comparaison entre la situation suisse et celle d'autres pays. À ce propos, Oesch retient que si l'exclusion du système de prévoyance professionnelle (deuxième pilier) en Suède est pratiquement inexistante, en Angleterre en revanche, 4.1% des sujets travaillant au moins dix heures par semaine y sont exclus.

De manière générale, toutes ces études montrent qu'en Suisse les femmes présentent des risques de sous-couverture plus élevés que les hommes, soulevant par là même la problématique des inégalités de genre. Les études conduites en Suisse et en Europe sur ce sujet montrent que la constante féminisation du marché du travail marque le passage du modèle familial traditionnel basé sur la distinction entre «l'homme-breadwinner» et la «femme-homemaker» à un nouveau modèle d'organisation familiale «dual earner» (Blossfeldt & Drobnič 2001). Si, d'une part, le taux de participation des femmes au marché du travail augmente, d'autre part les disparités entre femmes et hommes sont loin de s'être atténuées, surtout en termes salarial et de carrière professionnelle. En Suisse, les femmes ont plus de chances d'accumuler des contrats de travail flexibles et des interruptions de carrière, il en résulte qu'elles sont plus exposées à rester piégées dans des postes de travail ayant des possibilités de carrière et une mobilité ascendante plus limitées (Lévy et al. 2006).

Par rapport aux études conduites jusqu'à présent, cette étude vise premièrement à analyser, sous contrôle de plusieurs facteurs d'hétérogénéité, l'impact des différentes formes de travail atypique (travail indépendant, travail à temps partiel, travail à temps déterminé) sur la propension individuelle à souscrire au troisième pilier. Deuxièmement, on va proposer une analyse de l'affiliation au troisième pilier au niveau du ménage. Dans cette deuxième analyse, l'objet d'étude n'est donc plus le sujet pris individuellement, mais le ménage dans son ensemble. Cette analyse permettra de vérifier si la famille constitue un lieu de protection sociale pour certains profils à risque de sous-couverture au niveau individuel.

### 3. Méthode

Les analyses statistiques ont été élaborées en utilisant les données ESPA 2005, une enquête menée chaque année par l'Office fédéral de la statistique (OFS) et qui a pour but de fournir des données représentatives sur la structure socio-économique de la population résidante en Suisse et sur sa participation à la vie active. En 2002, l'ESPA a intégré un module thématique supplémentaire sur la sécurité sociale. Ce module s'adresse aux personnes de référence ayant plus de 18 ans et comprend, d'une part, des questions complémentaires sur le revenu et la fortune et, d'autre part, des questions relatives à la prévoyance vieillesse et notamment à l'affiliation au troisième pilier. Ce module est utilisé régulièrement tous les trois ans. L'année de référence de cette étude est 2005. Le deuxième jeu de données utilisé provient du PSM 2005. Ce dernier est une enquête longitudinale

organisée par la Fondation Suisse pour la Recherche en Sciences Sociales (FORS) et financée par le Fonds National Suisse de la Recherche Scientifique. Cette enquête, réalisée annuellement depuis 1999, a pour objectif d'observer le changement social, notamment la dynamique de l'évolution des conditions de vie de la population en Suisse. L'intérêt à utiliser les deux jeux de données est dû au fait que l'ESPA pose la question sur l'affiliation au troisième pilier au niveau individuel, tandis que le PSM pose la même question au niveau du ménage. Ainsi, dans PSM lorsqu'un membre du ménage souscrit à un troisième pilier, l'affiliation est appliquée automatiquement aux autres membres du ménage. Prises ensemble, les deux jeux de données fournissent ainsi une lecture plus ample et complète de la problématique. Nous avons tout d'abord cherché à quantifier le phénomène de l'affiliation à la prévoyance privée en Suisse et décrire ce phénomène à travers des analyses descriptives simples (univariées et bivariées). Dans un deuxième temps, nous avons appliqué la régression logistique multiple permettant d'évaluer l'effet exercé par plusieurs variables explicatives catégorielles ou continues, sur la probabilité d'adhésion au troisième pilier de la prévoyance vieillesse (variable dichotomique). La régression logistique est modélisée comme suit:

$$\log it(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_k X_k$$

Où:

- $p$  est la probabilité que le sujet (dans l'ESPA)/le ménage (dans le PSM) adhère au 3ème pilier
- $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \dots + \beta_k$  sont les  $k$  paramètres à estimer.
- $X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_k$  sont les  $k$  variables indépendantes.

L'estimation des paramètres se fait par la méthode du maximum de vraisemblance. Le modèle de régression logistique présenté définit un lien linéaire entre les variables indépendantes et  $\ln(p/1-p)$ , soit le logarithme naturel d'un odds-ratio. Ainsi, l'effet exercé par chaque variable  $X$  sur la probabilité ne peut donc être lu facilement qu'en termes de signe positif ou négatif (p.ex: les hommes ont une plus grande probabilité que les femmes de souscrire à un troisième pilier, sous contrôle des autres variables). Pour améliorer notre compréhension des paramètres, nous avons calculé les effets marginaux (*marginal effect - ME*) de la variable indépendante sur la variable dépendante. Dans la littérature, on distingue entre deux types d'effets marginaux: l'effet marginal moyen (*average marginal effects - AME*) et l'effet marginal calculé sur la moyenne (*marginal effect at the mean - MEM*). L'estimation des effets marginaux moyens permet une estimation de l'effet marginal moyen à l'intérieur de la population tandis que les effets marginaux calculés au point moyen permettent d'estimer l'effet marginal à des valeurs fixes des variables indépendantes (dans le modèle statistique les covariables sont fixées au niveau de leur moyenne). Pour répondre à notre question de départ, nous avons utilisé les effets marginaux moyens, qui peuvent être interprétés comme une approximation d'une différence de probabilité entre un groupe

qui présente une certaine caractéristique et un groupe qui ne la présente pas, alors que toutes les autres variables dans le modèle sont maintenues constantes (Bartus 2005; Long & Freese 2005).

Le premier modèle de régression logistique a été construit à partir d'ESPA. Nous avons sélectionné à ce propos un échantillon aléatoire de 29'080 sujets, représentatif de l'univers des personnes actives employées résidant en Suisse, d'âge compris entre 18 et 64 ans<sup>9</sup> (3'961 indépendants, 377 collaborateurs familiaux et 24'742 salariées).

Les variables indépendantes utilisées sont:

- 1 variable dummy exprimant le sexe (les hommes étant la catégorie de référence).
- 3 variables dummy exprimant l'appartenance du sujet à une classe d'âge (18-24 ans (catégorie de référence), 25-39 ans, 40-54 ans, 55-64 ans).
- 6 variables dummy basées sur les grandes régions (NUTS II) et exprimant la région de résidence (Région lémanique (cat. réf.), Espace Mitteland, Suisse Nord-ouest, Zürich, Suisse orientale, Suisse centrale, Tessin).
- 4 variables dummy exprimant le type de ménage (personnes seules (cat. réf.), couple sans enfants, couple avec enfants, un parent seul avec enfants, autres).
- 1 variable dummy exprimant la nationalité (étrangère (cat. réf.), suisse).
- 2 variables dummy exprimant le niveau de formation (degré I (cat. réf.), degré II, degré III).
- Le revenu professionnel annuel brut en francs, divisé par 10'000 et transformé en termes logarithmiques<sup>10</sup>.
- 1 variable dummy exprimant le statut de l'occupant du domicile (non-propriétaire (cat. réf.), propriétaire).
- 1 variable dummy exprimant la durée du contrat (illimité dans le temps (cat. réf.), limité dans le temps).
- 7 variables dummy exprimant la situation professionnelle (indépendants sans collaborateurs (cat. réf.), indépendants avec collaborateurs, salariés dans leur propre entreprise sans collaborateurs, salariés dans leur propre entreprise avec collaborateurs, collaborateurs familiaux, salariés membres de la direction, salariés exerçant une fonction de chef, salariés sans une fonction de chef).

---

<sup>9</sup> Sont exceptés: les préretraités ayant encaissé le troisième pilier ou touchant une rente, les chômeurs et les bénéficiaires d'une rente AVS.

<sup>10</sup> In (salaire/10'000).

Compte tenu des objectifs de l'étude et des théories analysées jusqu'à présent, notre attention se concentrera sur l'effet exercé par les variables suivantes: le revenu professionnel, la durée du contrat et la situation professionnelle, sous contrôle des autres variables insérées dans le modèle. En particulier, sur la base de la littérature, on formule les hypothèses suivantes:

H1: Plus le revenu disponible augmente plus l'individu sera incité à se constituer une épargne vieillesse. La plupart des études sur la couverture retraite confirment d'ailleurs que la souscription volontaire d'une prévoyance pour la vieillesse est fortement corrélée au revenu disponible. Dans ce modèle, le revenu est aussi interprété comme une variable proxy du pourcentage de travail<sup>11</sup>.

Les formes d'emploi les plus flexibles et précaires devraient rendre plus difficile la planification de la consommation et de l'épargne, et diminuer la propension à s'affilier volontairement à une prévoyance vieillesse. On s'attend ainsi que:

H2: les travailleurs avec un contrat à durée déterminée aient une propension moins grande à souscrire au troisième pilier que la catégorie des travailleurs avec un contrat à durée illimitée.

H3: les travailleurs indépendants sans collaborateurs ont une propension moins grande à souscrire au troisième pilier que les autres types de travailleurs.

On peut aussi prévoir la présence d'un effet significatif exercé par les variables de contrôle insérées dans le modèle. En particulier, dans le cas de la Suisse, posséder son habitation entraîne probablement deux effets: un effet «patrimoine» et un effet «encouragement législatif». Actuellement la loi permet en effet de utiliser le troisième pilier comme forme passive d'amortissement sur l'habitation. Les banques proposent généralement aux propriétaires de souscrire un troisième pilier de sorte à ne pas être obligés de rembourser la dette sur l'habitation et elles utilisent le troisième pilier comme forme de garantie sur cette dette. Au niveau de la variable «habitation de propriété» l'effet patrimoine devrait se sommer donc à l'effet «législatif» et avoir un impact particulièrement positif sur l'affiliation au troisième pilier.

Par ailleurs, par une capacité différenciée à se projeter dans le futur et d'un niveau de confiance probablement différent dans le système des pensions, l'âge devrait influencer positivement la décision de souscrire à une épargne vieillesse.

La culture, l'éducation financière et le contexte pourraient aussi influencer, de manière différente, la perception des femmes et des hommes à la problématique de l'épargne

---

<sup>11</sup> On n'a pas inséré, en effet, la variable relative au temps partiel à cause de la colinéarité avec le revenu.



vieillesse. Suite aux études de Yabiku (2000), les hommes devraient présenter des taux de couverture plus élevés s'ils sont mariés et plus faibles s'ils sont célibataires ou divorcés.

Le contexte socio-culturel, et notamment la région de résidence, pourraient influencer la perception des risques et le niveau d'impulsivité par rapport aux choix de consommation et épargne. En particulier, on s'attend à une approche différente dans la prise de risque et sur la question de la couverture retraite entre régions latines et alémaniques.

L'aversion pour le risque est influencée par le statut civil et les individus mariés, notamment les individus avec enfants, devraient avoir une moindre propension au risque que les personnes seules. La responsabilité envers soi et la famille devrait en effet augmenter pour les individus mariés avec enfants. On s'attend ainsi à ce que les familles avec enfants aient une plus grande propension à s'affilier au troisième pilier que les autres typologies de ménage.

D'après la littérature, on sait que les étrangers connaissent généralement moins bien le fonctionnement du système des pensions et ont tendance à avoir des niveaux d'éducation financière plus bas. Cela devrait donc influencer de manière négative la propension des étrangers à s'affilier au troisième pilier par rapport aux suisses.

La formation est ici utilisée en tant que proxy des compétences cognitives. À des niveaux de formation plus élevés devrait correspondre une meilleure compréhension du système, une plus grande capacité à penser aux risques futurs et une propension plus élevée à adhérer au troisième pilier.

L'analyse de l'affiliation au troisième pilier par l'intermédiaire du PSM (année de référence 2005) est complémentaire à celle conduite sur ESPA puisqu'elle permet d'étudier la problématique de la couverture retraite d'un point de vue familial. L'objet d'étude n'est donc plus le sujet pris individuellement, mais le ménage. En particulier, les analyses conduites sur PSM visent à comprendre si la famille, sous contrôle des variables relatives au marché du travail (en particulier, du revenu et de la variable indiquant qui contribue au revenu familial) et d'autres variables sociodémographiques doit se considérer un lieu de protection sociale, voir jouer le rôle d'amortisseur social. Nous avons sélectionné à ce propos un échantillon aléatoire de 6'408 ménages. Les variables indépendantes sélectionnées pour la régression logistique sont les suivantes:

- 6 variables dummy exprimant la région de résidence (Grande région NUTS II) : Région lémanique (cat. réf.), Espace Mitteland, Suisse Nord-ouest, Zürich, Suisse orientale, Suisse centrale, Tessin.
- Le revenu brut annuel équivalent du ménage en Fr. (standardisé OCDE) divisé par 10'000.
- 4 variables dummy exprimant le type de ménage (personnes seules (cat. réf.), couple sans enfants, couple avec enfants, un parent seul avec enfants, autres).
- Le nombre de personnes dans le ménage.

- 3 variables dummy exprimant «qui contribue au revenu du ménage» (une seule personne (cat. réf.), une personne principalement avec revenus d'appoint d'autres personnes, deux ou plusieurs personnes de manière assez semblable, d'autres situations).
- 2 variables dummy exprimant le statut de l'occupant du domicile (locataire (cat. réf.), propriétaire/copropriétaire, occupant à titre gratuit).

Comme mis en évidence par de nombreuses études au niveau international (Mitchell, Levine & Phillips 1999; Yabiku 2000) nous imaginons que le choix de souscrire à un troisième pilier peut être influencé par le statut familial. En particulier, on formule l'hypothèse que les couples avec enfants ont une propension plus élevée que les autres catégories de ménage de souscrire à un troisième pilier, même sous contrôle du revenu et du type de contribution au revenu familial. La responsabilité envers soi, le conjoint et les enfants devraient en effet encourager la propension de ces ménages à épargner pour une assurance facultative.

## 4. Présentations des résultats

Tout d'abord, en accord avec la littérature, les résultats montrent un taux d'affiliation au troisième pilier des personnes actives employées résidant en Suisse de 56%. Les analyses bivariées avec les caractères sociodémographiques<sup>12</sup>, montrent qu'un plus grand nombre d'hommes dispose d'un troisième pilier (60%, contre 52% chez les femmes). Par ailleurs, les chances de souscription augmentent de façon uniforme dans les trois premières tranches d'âge, mais diminuent dans la dernière. On passe donc d'un taux d'affiliation de 24% dans la catégorie «18-24 ans» à un taux de 64% dans celle de «40-54 ans». Dans la dernière catégorie, les 55-64 ans, la proportion baisse à 59%. Les personnes mariées ont plus de probabilité d'avoir un troisième pilier (63%) par rapport aux célibataires (46%), aux divorcés/séparés (50%) et aux veufs (53%). Le Tessin est la région avec le plus bas pourcentage d'affiliés au troisième pilier (45%), tandis que la Suisse centrale compte le plus grand nombre d'affiliés (62%). Les couples ont un pourcentage d'affiliation plus grand par rapport à tous les autres types de famille; le couple avec des enfants atteint un taux d'adhésion de 59% tandis que celui sans enfants atteint 61%. Au fur et à mesure que le nombre des membres d'une famille augmente, la propension à souscrire à un troisième pilier augmente aussi. Une fois dépassé le seuil de 5 membres, cette propension s'inverse. Plus le niveau d'étude est élevé, plus la probabilité d'affiliation augmente. On passe de 37% dans le cas de sujets avec une formation primaire à 67% dans le cas de sujets avec une formation tertiaire. Enfin, les suisses ont 20 points de pourcentage en plus de probabilité d'avoir le troisième pilier par rapport aux étrangers (permis de travail B/C).

---

<sup>12</sup> Toutes les analyses ont été élaborées en utilisant «les poids» fournis par les producteurs des deux banques de données. Toutes analyses ont été faites sur Software «Stata».

Tableau 1. Propension à s'affilier au troisième pilier des personnes actives employées résidant en Suisse, selon certaines caractéristiques sociodémographiques: ESPA 2005 (N = 28074)

	Adhésion au 3 <sup>ème</sup> pil.	Standard Error	I.C. 95%	
<b>Population active employée</b>	<b>0.564</b>	<b>0.004</b>	<b>0.557</b>	<b>0.572</b>
<b>Sexe</b>				
Hommes	0.601	0.005	0.591	0.611
Femmes	0.519	0.005	0.509	0.530
<b>Âge</b>				
18- 24	0.239	0.014	0.212	0.267
25-39	0.547	0.006	0.536	0.559
40-54	0.637	0.006	0.626	0.648
55-64	0.594	0.009	0.577	0.611
<b>Etat civil</b>				
Célibataires	0.465	0.007	0.451	0.480
Mariés	0.631	0.004	0.623	0.640
Divorcés/Séparés	0.496	0.011	0.474	0.517
Veufs	0.535	0.029	0.478	0.591
<b>Région de résidence</b>				
Région lémanique	0.510	0.008	0.495	0.526
Espace Mitteland	0.569	0.008	0.553	0.585
Suisse du Nord-ouest	0.597	0.010	0.578	0.617
Zürich	0.568	0.009	0.550	0.586
Suisse orientale	0.579	0.010	0.559	0.600
Suisse centrale	0.620	0.011	0.599	0.642
Tessin	0.454	0.012	0.431	0.477
<b>Typologie de ménage</b>				
Personnes seules	0.507	0.007	0.493	0.522
Couple sans enfants	0.612	0.007	0.599	0.626
Couple avec enfants	0.589	0.006	0.578	0.600
Un parent seul avec enfants	0.422	0.016	0.391	0.453
Autres	0.426	0.020	0.387	0.465
<b>Nombre de personnes qui composent le ménage</b>				
1	0.507	0.007	0.493	0.522
2	0.583	0.007	0.570	0.595
3	0.544	0.009	0.526	0.561
4	0.589	0.008	0.573	0.605
5	0.611	0.014	0.584	0.639
6	0.503	0.031	0.443	0.564
7	0.442	0.061	0.322	0.562
8	0.289	0.106	0.081	0.497
9	0.178	0.114	-0.046	0.402
<b>Etat civil II</b>				
Avec enfants (< 15 ans)	0.611	0.006	0.599	0.622
Sans enfants (< 15 ans)	0.543	0.005	0.534	0.552
<b>Formation</b>				
Niveau primaire	0.374	0.009	0.358	0.391
Niveau secondaire	0.558	0.005	0.548	0.568
Niveau tertiaire	0.666	0.006	0.654	0.679
<b>Nationalité</b>				
Etrangère (B/C)	0.407	0.005	0.397	0.417
Suisse	0.606	0.004	0.597	0.614

Suite à nos questions de recherche, à savoir l'impact de la flexibilité sur l'adhésion à une prévoyance privée, il est d'importance fondamentale d'analyser l'affiliation au troisième pilier par rapport à certaines variables liées à la position du sujet dans le marché du travail. A l'aide des tableaux de contingence, on observe que les indépendants (y compris les salariés propriétaires d'entreprise) ont 6 points de pourcentage en plus de probabilité d'avoir le troisième pilier par rapport à l'ensemble des salariés (62% contre 56%). Cependant, une analyse plus approfondie de cette dernière catégorie démontre un pourcentage plus élevé d'assurés parmi ceux qui sont salariés de leur propre entreprise avec collaborateurs (73% d'adhésions). En ce qui concerne les indépendants, la variable avec/sans collaborateurs a un grand impact sur le processus d'affiliation. Les indépendants avec des collaborateurs ont une probabilité nettement supérieure d'avoir un troisième pilier (68%) par rapport aux indépendants sans collaborateurs (54%). Même le taux d'occupation influence l'affiliation de façon positive. Parmi ceux qui ont des pourcentages de travail inférieurs à 20%, seulement deux travailleurs sur cinq (42%) adhèrent au troisième pilier. Au contraire, parmi les travailleurs ayant des taux d'occupation supérieurs à 70%, l'affiliation concerne trois sujets sur cinq (58%). La durée du contrat de travail influence aussi, de façon significative, le processus d'adhésion. Les sujets avec un contrat de durée déterminée démontrent 18 points de pourcentage en moins d'avoir un troisième pilier (39%) par rapport aux salariés avec un contrat pour une période indéterminée. En outre, il est évident que les contrats précaires conduisent à une propension moins grande d'adhésion au troisième pilier. Enfin, les membres du secteur secondaire sont plus assurés (59%) que les membres du secteur primaire (51%) et du secteur tertiaire (56%). Si on s'interroge sur l'influence du secteur économique dans le détail, on observe que la catégorie la plus assurée est celle liée aux activités financières et d'assurance (66%), tandis que la catégorie la moins assurée est celle liée aux activités de restauration et d'hôtellerie (42%).

Tableau 2. Propension à s'affilier au troisième pilier des personnes actives employées résidants en Suisse, selon certaines caractéristiques relatives au statut de travail: ESPA 2005 (N = 28074)

	Adhésion au 3 <sup>ème</sup> pilier	Standard Error	I.C. 95%	
<b>Statut sur le marché du travail I</b>				
Indépendants (y compris les salariés propriétaires de leur entreprise)	0.621	0.010	0.602	0.640
Collaborateur familial	0.452	0.032	0.389	0.514
Salariés	0.557	0.004	0.549	0.565
<b>Statut sur le marché du travail II</b>				
Indépendants sans collaborateurs	0.536	0.015	0.506	0.565
Indépendants avec collaborateurs	0.678	0.019	0.641	0.715
Salariés dans sa propre entreprise sans collaborateurs	0.616	0.030	0.558	0.674
Salariés dans sa propre entreprise avec collaborateurs	0.732	0.019	0.696	0.769
Collaborateur familial	0.452	0.032	0.389	0.514
Salariés membres de la direction	0.690	0.009	0.673	0.708
Salariés exerçant une fonction de chef	0.613	0.009	0.596	0.630
Salariés sans une fonction de chef	0.499	0.005	0.489	0.510
<b>Pourcentage de travail</b>				
Moins de 20%	0.422	0.022	0.378	0.465
20-49%	0.537	0.013	0.512	0.562
50-69%	0.539	0.011	0.516	0.561
70-89%	0.575	0.013	0.550	0.601
90-100%	0.584	0.004	0.575	0.593
Sans indication/ Ne sait pas	0.350	0.021	0.308	0.391
<b>Durée du contrat</b>				
Durée illimité	0.571	0.000	0.570	0.571
Durée limité	0.393	0.001	0.390	0.395
Indépendants (y compris les salariés dans leur propre entreprise)	0.621	0.001	0.620	0.623
Collaborateur familial	0.452	0.002	0.448	0.456
<b>Type de contrat</b>				
Travail saisonnier	0.377	0.059	0.261	0.492
Programme d'occupation	0.195	0.078	0.043	0.347
Travail occasionnel	0.198	0.059	0.083	0.312
Stage, volontariat	0.182	0.044	0.097	0.268
Remplacement	0.193	0.056	0.084	0.303
Projet limité dans le temps	0.424	0.037	0.351	0.497
Période d'essai	0.170	0.064	0.044	0.296
Poste renouvelé régulièrement	0.490	0.030	0.431	0.548
Autre forme de travail limité	0.448	0.032	0.386	0.509
Contrat illimité	0.571	0.004	0.563	0.580
<b>Secteur économique</b>				
Secteur I	0.512	0.023	0.467	0.557
Secteur II	0.592	0.008	0.577	0.607
Secteur III	0.558	0.004	0.550	0.567
Sans indication/Ne sait pas	0.418	0.106	0.210	0.625
<b>Secteur économique (détails)</b>				
Agriculture, sylviculture	0.512	0.023	0.467	0.557
Industrie manufacturière	0.605	0.009	0.588	0.623
Construction	0.559	0.015	0.529	0.588
Commerce, réparation	0.519	0.010	0.499	0.539
Hôtellerie et restauration	0.423	0.018	0.388	0.458
Transport et communications	0.576	0.015	0.545	0.606
Activités financières, assurances	0.661	0.015	0.632	0.691
Immobilier, location, informatique	0.582	0.011	0.561	0.603
Administration publique	0.619	0.015	0.588	0.649
Enseignement	0.590	0.013	0.565	0.615
Santé et activités sociales	0.562	0.010	0.542	0.582
Autres services	0.470	0.014	0.442	0.498
Sans indications/ Ne sait pas	0.418	0.106	0.210	0.625

En dernier lieu, on a pris en considération l'impact des variables économiques et patrimoniales sur l'adhésion au troisième pilier. À ce propos, il est intéressant de noter la différence de distribution des revenus à l'intérieur des populations sans et avec le troisième pilier. Dans le premier type de population le revenu médian est de 54'600 francs, tandis que dans le deuxième type il atteint 71'665 francs. En outre, seulement 44% des personnes actives employées, ayant un revenu professionnel brut annuel au-dessous du revenu médian dispose d'un troisième pilier par rapport à 65% des personnes avec un revenu au-dessus de la médiane. Évidemment, le revenu joue un rôle crucial dans le processus d'affiliation. Une autre variable d'intérêt est l'accès à la propriété. En effet, les propriétaires ont 23 points de pourcentage de probabilités en plus d'avoir un troisième pilier par rapport aux personnes qui n'en ont pas. Dans ce cas, il est possible d'avancer l'hypothèse que la législation suisse, qui permet aux propriétaires d'utiliser le troisième pilier pour amortir la dette sur sa propre habitation, pèse positivement sur le processus d'affiliation.

Tableau 3. Distribution du revenu professionnel annuel brut des personnes actives employées résidant en Suisse par rapport à l'affiliation et à la non-affiliation au troisième pilier: ESPA 2005 (N = 26041)

Revenu professionnel	Avec 3 <sup>ème</sup> pil.	Sans 3 <sup>ème</sup> pil.
25 <sup>e</sup> centile	48'100	33'076
50 <sup>e</sup> centile	71'665	54'600
75 <sup>e</sup> centile	100'000	72'800

Tableau 4. Pourcentage d'adhésion au troisième pilier des personnes actives employées résidant en Suisse, calculé à l'intérieur des groupes sociaux situés au dessous et au dessus du revenu professionnel médian annuel brut (62'400 francs): ESPA 2005 (N = 26041)

Revenu professionnel médian annuel brut	Adhésion au 3 <sup>ème</sup> pil.	Standard Error	I.C. 95%	
Au dessous du revenu médian annuel brut	0.444	0.006	0.433	0.456
Au dessus du revenu médian annuel brut	0.647	0.005	0.638	0.656

Tableau 5. Pourcentage d'adhésion au troisième pilier des personnes actives employées résidant en Suisse par rapport au statut de propriétaire: ESPA 2005 (N = 28031)

Propriétaires/Non propriétaires	Adhésion au 3 <sup>ème</sup> pil.	Standard Error	I.C. 95%	
Non propriétaires	0.464	0.005	0.455	0.473
Propriétaires	0.697	0.006	0.686	0.709

### *Le modèle de régression logistique (données ESPA)*

En règle générale, les résultats du modèle de régression logistique sont en accord avec ceux présentés dans l'analyse descriptive (tab. 6.1). En particulier, le modèle indique que la propension d'adhésion au troisième pilier est effectivement sensible au revenu, même sous le contrôle des autres variables sociodémographiques insérées dans le modèle. Pour chaque unité supplémentaire du revenu professionnel annuel brut divisé par 10'000 et transformé en termes logarithmiques, on a une réduction significative du risque de non-adhésion au troisième pilier. En outre, la propension à avoir un troisième pilier est plus basse parmi les sujets avec un contrat de travail à durée déterminée que parmi ceux disposant d'un contrat à temps indéterminé. Enfin, les travailleurs indépendants salariés dans leur propre entreprise et avec des collaborateurs ont une propension plus grande à souscrire à un troisième pilier par rapport aux indépendants sans collaborateurs. De même, les salariés membres de la direction et les salariés exerçant une fonction de chef ont plus de chances de souscrire à un troisième pilier que la catégorie de référence (indépendants sans collaborateurs). Par contre, les effets exercés par les autres catégories professionnelles sur la catégorie de référence ne sont pas statistiquement significatifs.

Le modèle a permis d'observer que les autres variables sociodémographiques exercent aussi un effet significatif sur la propension à adhérer au troisième pilier. Ces effets sont en accord avec la littérature et avec nos hypothèses de départ. En particulier, il est très intéressant de constater que, dans le modèle logistique, les femmes ne sont pas significativement moins affiliées que les hommes (cat. réf.). À parité de conditions, les femmes montrent même une plus grande propension par rapport aux hommes à souscrire au troisième pilier. La catégorie des jeunes, les 18 à 24 ans (cat. réf.), ont une plus faible propension à s'affilier au troisième pilier que les autres catégories d'âge. Les travailleurs résidant au Tessin sont moins protégés du risque de non-adhésion à la prévoyance vieillesse complémentaire que les travailleurs résidant dans la région lémanique (cat. réf.). Il est intéressant de constater la propension moins importante des travailleurs résidant au Tessin à s'affilier au troisième pilier par rapport aux autres catégories et en particulier par rapport aux résidents dans la Suisse centrale. Le fait d'être en couple, avec ou sans enfants, protège du risque de non-adhésion par rapport à une personne seule (cat. réf.). Les familles monoparentales ont une propension moindre à souscrire à la prévoyance facultative que la catégorie de référence (personnes seules). Les travailleurs de nationalité suisse ont une propension plus élevée à avoir un troisième pilier que les travailleurs étrangers (cat. réf.). La catégorie des travailleurs avec un niveau plus élevé de formation a une propension à souscrire au troisième pilier plus élevée que la catégorie de référence (travailleurs avec un degré de formation I). Enfin, les propriétaires de leur habitation sont plus protégés du risque de non-adhésion que les travailleurs non-propriétaires (cat. réf.).

Tableau 6.1. Modèle de régression logistique binomiale pour l'estimation de vraisemblance maximale des coefficients de régression beta pour l'analyse de la propension de la population active employée résidant en Suisse d'adhérer au troisième pilier: (données ESPA)

3ème pilier	Coef. $\beta$	Std. Err.	I.C. 95%	
<b>Hommes (cat réf.)</b>				
Femmes	0.12**	0.04	0.04	0.20
<b>18- 24 (cat réf.)</b>				
25-39	1.27***	0.10	1.08	1.46
40-54	1.39***	0.09	1.20	1.58
55-64	1.14***	0.10	0.94	1.34
<b>Région lémanique (cat. réf.)</b>				
Espace Mitteland	0.13*	0.05	0.02	0.24
Suisse du Nord-ouest	0.27***	0.06	0.15	0.39
Zürich	0.25***	0.06	0.14	0.37
Suisse orientale	0.19**	0.06	0.07	0.31
Suisse centrale	0.44***	0.07	0.31	0.58
Tessin	-0.34***	0.07	-0.48	-0.21
<b>Personnes seules (cat. réf.)</b>				
Couples sans enfants	0.34***	0.05	0.24	0.43
Couples avec enfants	0.31***	0.05	0.22	0.41
Un parent seul avec enfants	-0.24**	0.08	-0.40	-0.07
Autres	-0.26*	0.10	-0.46	-0.06
<b>Etrangers B-C (cat. réf.)</b>				
Suisses	0.53***	0.04	0.46	0.60
<b>Niveau primaire (cat. réf.)</b>				
Niveau secondaire	0.37***	0.05	0.27	0.47
Niveau tertiaire	0.50***	0.06	0.39	0.62
<b>Revenu (échelle logarithmique)</b>	0.48***	0.03	0.42	0.54
<b>Locataire (cat. réf.)</b>				
Propriétaire	0.86***	0.04	0.78	0.95
<b>Durée illimité du contrat de travail (cat.réf.)</b>				
Durée limité du contrat de travail	-0.37***	0.08	-0.52	-0.21
<b>Indépendants sans collaborateurs (cat. réf.)</b>				
Indépendants avec collaborateurs	0.20	0.13	-0.06	0.47
Salariés dans propre entreprise sans collaborateurs	0.28	0.16	-0.04	0.60
Salariés dans propre entreprise avec collaborateurs	0.30*	0.14	0.04	0.57
Collaborateur familial	-0.17	0.22	-0.61	0.27
Salariés membres de la direction	0.37***	0.09	0.19	0.55
Salariés exerçant une fonction de chef	0.24**	0.09	0.06	0.41
Salariés sans fonction de chef	0.10	0.08	-0.07	0.26
Constante	-3.43	0.15	-3.72	-3.14

$n. of obs = 23771$ ; Pseudo  $R^2 = 0,1262$

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$



Tableau 6.2. Effets nets exercés par les variables sociodémographiques et de position occupationnelle sur la probabilité de la population active employée résidant en Suisse d'adhérer au troisième pilier (données ESPA 2005).

3 <sup>ème</sup> pilier	EMM	Std. Err.	I.C .95%	
<b>Hommes (cat réf.)</b>				
Femmes	0.024**	0.009	0.007	0.041
<b>18-24 ans (cat réf.)</b>				
25-39 ans	0.236***	0.017	0.202	0.269
40-54 ans	0.271***	0.017	0.237	0.305
55-64 ans	0.213***	0.017	0.179	0.246
<b>Région lémanique (cat. réf.)</b>				
Espace Mitteland	0.026*	0.011	0.004	0.048
Suisse du Nord-ouest	0.055***	0.012	0.031	0.079
Zürich	0.052***	0.012	0.029	0.074
Suisse orientale	0.039**	0.013	0.014	0.064
Suisse centrale	0.088***	0.013	0.062	0.115
Tessin	-0.071***	0.014	-0.099	-0.044
<b>Personnes seules (cat. réf.)</b>				
Couples sans enfant(s)	0.069***	0.010	0.049	0.088
Couples avec enfant(s)	0.064***	0.010	0.045	0.083
Parents seul avec enfant(s)	-0.049**	0.018	-0.084	-0.015
Autres	-0.054*	0.021	-0.096	-0.013
<b>Etrangers B-C (cat. réf.)</b>				
Suisses	0.113***	0.008	0.098	0.128
<b>Niveau primaire (cat. réf.)</b>				
Niveau secondaire	0.075 ***	0.010	0.055	0.095
Niveau tertiaire	0.104***	0.011	0.081	0.126
<b>Revenu (échelle log.)</b>				
	0.100***	0.006	0.087	0.112
<b>Locataire (cat. réf.)</b>				
Propriétaire	0.183***	0.008	0.167	0.199
<b>Durée illimité du contrat de travail (cat.réf.)</b>				
Durée limité du contrat de travail	-0.077***	0.017	-0.110	-0.044
<b>Indépendants sans collaborateurs (cat. réf.)</b>				
Indépendants avec collaborateurs	0.042	0.027	-0.012	0.095
Salariés dans propre entreprise sans collaborateurs	0.057	0.032	-0.007	0.120
Salariés dans propre entreprise avec collaborateurs.	0.062*	0.027	0.009	0.115
Collaborateur familial	-0.035	0.047	-0.127	0.056
Salariés membres de la direction	0.076***	0.018	0.040	0.112
Salariés exerçant une fonction de chef	0.049**	0.018	0.013	0.084
Salariés sans fonction de chef	0.020	0.017	-0.013	0.052

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

En ce qui concerne l'estimation des Effets Marginaux Moyens (EMM), on déduit que la durée limitée du contrat de travail limite l'accès au troisième pilier (tab.6.2). Les travailleurs avec un contrat à durée déterminée ont 8 points de pourcentage en moins de probabilité d'avoir un troisième pilier par rapport aux travailleurs avec un contrat à durée indéterminée (cat. réf). La catégorie des salariés dans leur propre entreprise avec des collaborateurs a

plus de probabilité d'avoir un troisième pilier (+6 points de pourcentage) que la catégorie des indépendants sans collaborateurs (cat. réf). Pour chaque unité supplémentaire du revenu professionnel annuel brut divisé par 10'000 et transformé en termes logarithmiques, on a 10 points de pourcentage en plus de probabilité d'adhésion au troisième pilier. Si, par exemple, un sujet augmente son revenu annuel professionnel brut de 30'000 francs ( $\ln \text{revenu}/10'000 = 1.099$ ) à 81548 francs ( $\ln \text{revenu}/10'000 = 2.099$ ), la probabilité d'affiliation au troisième pilier augmenterait de 10 points de pourcentage. D'après les analyses, on peut donc affirmer que les variables relatives à la flexibilité du travail (revenu et statut de travail) jouent un rôle significatif dans le processus d'adhésion au troisième pilier.

Toutefois, le processus d'affiliation au troisième pilier ne s'explique pas seulement par rapport revenu et aux variables relatives au statut de travail. En effet, même les autres caractéristiques sociodémographiques ont un impact sur l'adhésion digne de considération. En particulier, l'estimation des effets marginaux a mis en évidence une probabilité plus élevée de souscrire au troisième pilier parmi les femmes (+2 points de pourcentage) que parmi les hommes (cat. réf). Les suisses ont, par rapport aux étrangers, une propension à l'affiliation de 11 points de pourcentage plus élevée, sous contrôle des autres variables. Si on considère l'âge, il est évident que la tranche des plus jeunes (18-24 ans) a moins de chances d'être couverte que les autres tranches d'âge. Plus précisément, les autres tranches d'âge montrent une propension à s'affilier au troisième pilier supérieure de 20 points de pourcentage que la catégorie 18-24 ans, avec un pic de 27 points de pourcentage dans la catégorie 40-54 ans. Dans le cas des couples avec ou sans enfants, on relève un augmentation de 6/7 points de pourcentage de souscription par rapport aux personnes seules. Les résidents au Tessin montrent 7 points de pourcentage en moins de probabilité de souscrire au troisième pilier que les occupés résidant dans la région lémanique. Les sujets avec une formation de niveau tertiaire ont 10 points de pourcentage en plus de probabilité d'avoir un troisième pilier que les sujets ayant une formation de niveau primaire. Enfin, les propriétaires ont 18 points de pourcentage en plus de probabilité d'adhérer au troisième pilier par rapport aux personnes qui ne sont pas propriétaires.

En ce qui concerne l'analyse de l'affiliation au troisième pilier par l'intermédiaire du Panel Suisse des Ménages, les données montrent que 58% des familles résidant en Suisse sont affiliées au troisième pilier (tab.7). Les analyses bivariées effectuées sur les données PSM confirment, en général, ce qui est déjà apparu dans l'analyse des données ESPA. Les propriétaires d'une habitation ont plus de probabilité d'avoir le troisième pilier que les familles qui payent un loyer (+19 points de pourcentage). Les familles qui vivent au Tessin sont moins couvertes par rapport aux familles qui vivent dans les autres régions (48% de souscripteurs). Même les caractéristiques liées au type de famille confirment les données de l'analyse ESPA. En général, les ménages avec 4-5 personnes ont des taux de couverture très élevés. Les couples, avec ou sans enfants, se révèlent être, une fois de plus, plus couverts par le troisième pilier que les autres types de ménages. Toutefois, contrairement à ESPA, ce sont ici surtout les couples avec enfants qui ont une grande chance d'affiliation (70%). En outre, quand l'analyse de l'affiliation au troisième pilier est faite sur la base du

membre qui contribue le plus au revenu familial, le taux d'affiliation atteint 54% dans le cas de personnes seules, 60% dans le cas de deux ou plusieurs personnes qui contribuent au revenu familial de manière assez similaire et 70% dans le cas d'un *breadwinner* et d'un revenu supplémentaire.

Tableau 7. Propension à s'affilier au troisième pilier des ménages résidant en Suisse, selon certaines caractéristiques familiales et économiques: Panel Suisse des Ménages 2005 N=6'408.

	Affiliation au 3 <sup>ème</sup> pil.	Std. Err.	I.C. 95%	
<b>Ménages résidant en Suisse</b>	0.58	0.01	0.57	0.59
<b>Locataire ou propriétaire</b>				
Locataire	0.50	0.01	0.48	0.52
Propriétaire/ co-propriétaire	0.69	0.01	0.67	0.71
Occupant à titre gratuit	0.34	0.07	0.19	0.48
<b>Typologie de ménage</b>				
Personne seule	0.47	0.01	0.45	0.50
Couple sans enfants	0.60	0.01	0.57	0.62
Couple avec enfants	0.70	0.01	0.68	0.73
Un parent seul avec enfants	0.49	0.03	0.44	0.54
Autre type de ménage	0.50	0.08	0.34	0.67
<b>Nombre de personnes qui composent le ménage</b>				
1	0.47	0.01	0.45	0.50
2	0.58	0.01	0.56	0.61
3	0.63	0.02	0.59	0.66
4	0.72	0.02	0.69	0.75
5	0.71	0.03	0.65	0.77
6	0.62	0.07	0.48	0.75
7 et plus	0.70	0.12	0.47	0.93
<b>Revenu: qui contribue au revenu du ménage</b>				
Une seule personne	0.54	0.01	0.52	0.56
Une personne principalement, avec revenus d'appoint d'autres	0.70	0.01	0.68	0.73
Plusieurs personnes, avec apport plus ou moins équivalent	0.60	0.02	0.56	0.63
Autre situation	0.39	0.02	0.34	0.44
<b>Région de résidence</b>				
Région lémanique	0.53	0.02	0.49	0.56
Espace Mittelland	0.57	0.01	0.54	0.60
Suisse du Nord-ouest	0.61	0.02	0.57	0.64
Zürich	0.62	0.02	0.59	0.65
Suisse orientale	0.63	0.02	0.59	0.67
Suisse centrale	0.63	0.02	0.58	0.67
Tessin	0.48	0.03	0.41	0.54

En ce qui concerne l'impact du revenu brut annuel équivalent du ménage et de la satisfaction par rapport à la situation financière du ménage, en utilisant la régression logistique, il a été possible de mettre en évidence qu'au fur et à mesure que le revenu annuel équivalent du ménage augmente, la propension à s'affilier au troisième pilier augmente aussi. Il y a 4.5 points de pourcentage en plus de probabilité d'avoir un troisième pilier chaque fois que le revenu familial augmente de 10'000 francs (tab.8).

Tableau 8. Estimation de l'impact du revenu sur l'adhésion au troisième pilier des familles résidant en Suisse, à travers la régression logistique (données PSM 2005)

3 <sup>ème</sup> pilier	Coef.	Std. Err.	I.C. 95%	
<b>Rev_fam_eq</b>	<b>0.045</b>	0.002	0.041	0.050
Constante	0.333	0.014	0.306	0.360
N. of obs = 5475, R-squared = 0.0851				

En se référant à une échelle de satisfaction économique-financière qui va de 0 à 10, où 0 signifie condition de totale insatisfaction et 10 condition de totale satisfaction, pour chaque variation incrémentielle unitaire de la variable qui décrit le stress économique-financier familial, on remarque une hausse de 4.3 points de pourcentage sur la probabilité de souscrire au troisième pilier (tab.9).

Tableau 9. Estimation de l'impact de la variable qui décrit le stress économique-financier sur l'adhésion au troisième pilier des familles résidant en Suisse, à travers la régression logistique (données PSM 2005)

3 <sup>ème</sup> pilier	Coef.	Std. Err.	I.C. 95%	
<b>Satisfact. fin.</b>	<b>0.043</b>	0.003	0.037	0.050
Constante	0.303	0.021	0.263	0.340
N. of obs = 6395, R-squared = 0.04				

#### *Le modèle de régression logistique (données PSM)*

En ce qui concerne les résultats du modèle de régression logistique, dans ce paragraphe, afin de simplifier le tout on va commenter directement les effets marginaux moyens (EMM) exposés dans le tableau. 10.2. Les résultats montrent à ce propos, que le type de structure familiale a un effet significatif sur les chances d'affiliation, comme les analyses bivariées l'ont déjà montré. Plus précisément, les couples avec enfants, sous contrôle des autres variables insérées dans le modèle, ont 14 points de pourcentage de probabilité en plus de s'affilier au troisième pilier que les personnes seules (cat. réf.).

Il est intéressant aussi de constater, par rapport aux analyses bivariées, la tenue de l'effet exercé par les variables économiques-patrimoniales. Les familles propriétaires ont 18 points de pourcentage en plus d'être affilié au troisième pilier que les ménages locataires. En outre, chaque fois que le revenu annuel équivalent augmente de 10'000 francs, la

probabilité d'affiliation augmente de 3 points de pourcentage (par rapport aux analyses bivariées l'effet du revenu est diminué de 1.5 point de pourcentage).

Tableau 10.1. Modèle de régression logistique binomiale pour l'estimation de vraisemblance maximale des coefficients de régression beta pour l'analyse de la propension des ménages résidant en Suisse d'adhérer au troisième pilier (données PSM 2005)

	Coef. $\beta$	Std. Err.	I.C. 95%	
<b>Région de résidence</b>				
<i>Région lémanique (cat réf.)</i>				
Espace Mittelland	0.23*	0.09	0.06	0.40
Suisse du Nord-ouest	0.32***	0.10	0.12	0.51
Zürich	0.40***	0.09	0.22	0.58
Suisse orientale	0.43***	0.10	0.22	0.63
Suisse centrale	0.51***	0.12	0.28	0.73
Tessin	-0.18	0.15	-0.48	0.11
<b>Revenu fam. équiv./10000</b>	0.15***	0.01	0.13	0.17
<b>Typologie de ménage</b>				
<i>Personne seule (cat réf.)</i>				
Couple sans enfants	0.22*	0.11	0.01	0.43
Couple avec enfants	0.59***	0.18	0.23	0.95
Un parent seul avec enfants	-0.05	0.14	-0.31	0.22
Autre type de ménage	-0.23	0.35	-0.91	0.46
<b>Nombres de personnes dans le ménage</b>	0.13*	0.05	0.03	0.24
<b>Revenu: qui contribue au revenu du ménage</b>				
<i>Une seule personne (cat réf.)</i>				
Une personne principalement, avec revenus d'appoint d'autres personnes	0.05	0.09	-0.12	0.22
Plusieurs personnes, avec apport plus ou moins équivalent	-0.25*	0.09	-0.43	-0.07
Autre situation	-0.72**	0.11	-0.94	-0.50
<b>Locataire ou propriétaire</b>				
<i>Locataire (cat réf.)</i>				
Propriétaire/ co-propriétaire	0.76***	0.06	0.64	0.88
Occupant à titre gratuit	-0.18	0.31	-0.79	0.43
Constante	-1.39	0.11	-1.60	-1.18

Number of obs = 5475, Pseudo R2 = 0.80278

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Tableau 10.2. Effets marginaux moyens (EMM) exercés par les variables socio-démographiques et de position professionnelle sur la probabilité des familles résidant en Suisse d'adhérer au troisième pilier (données PSM 2005)

	EMM	Std. Err.	I.C. 95%	
<b>Région de résidence</b>				
<i>Région lémanique (cat réf.)</i>				
Espace Mitteland	0.05*	0.02	0.01	0.09
Suisse du Nord-ouest	0.07***	0.02	0.03	0.12
Zürich	0.09***	0.02	0.05	0.14
Suisse orientale	0.10***	0.02	0.05	0.15
Suisse centrale	0.12***	0.03	0.07	0.17
Tessin	-0.04	0.03	-0.11	0.02
<b>Revenu fam. équiv./10000</b>	0.03***	0.00	0.03	0.03
<b>Typologie de ménage</b>				
<i>Personne seule (cat réf.)</i>				
Couple sans enfants	0.05*	0.03	0.00	0.10
Couple avec enfants	0.14***	0.04	0.05	0.22
Un parent seul avec enfants	-0.01	0.03	-0.07	0.05
Autre type de ménage	-0.05	0.08	-0.20	0.10
<b>Nombres de personnes dans le ménage</b>	0.03*	0.01	0.01	0.05
<b>Revenu: qui contribue au revenu du ménage</b>				
<i>Une seule personne (cat réf.)</i>				
Une personne principalement, avec revenus d'appoint d'autres personnes	0.01	0.02	-0.03	0.05
Plusieurs personnes, avec apport plus ou moins équivalent	-0.06*	0.02	-0.10	-0.02
Autre situation	-0.15***	0.02	-0.20	-0.11
<b>Locataire ou propriétaire</b>				
<i>Locataire (cat réf.)</i>				
Propriétaire/ co-propriétaire	0.18***	0.01	0.15	0.20
Occupant à titre gratuit	-0.04	0.07	-0.18	0.10

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

En conclusion, on peut affirmer que notre modèle de régression logistique a permis de confirmer notre hypothèse de départ, à savoir que les couples avec enfants ont plus de chances d'épargner pour leur propre vieillesse que les autres catégories de ménages. En reprenant les mots de Yabiku (2000), nous pouvons donc observer que même en Suisse: «two people have better chance of having access to a pension than one». Toutefois, d'après notre modèle, la raison de cette plus grande probabilité n'est pas seulement d'ordre économique, mais elle s'avère être très probablement une question aussi de responsabilité envers le conjoint et les enfants. L'effet exercé par le type de ménage reste en effet très fort même sous contrôle des autres variables, en particulier du revenu et de celui qui contribue au revenu familial. Par rapport à la problématique des contrats de travail atypique, cette analyse permet de formuler l'hypothèse qu'une partie des travailleurs atypiques, et qui sont

à risque de sous-couverture à la retraite au niveau individuel, pourraient avoir une couverture au niveau familial. Il n'empêche que, en considérant le haut pourcentage de divorces et de séparations en Suisse, les risques de sous-couverture pour les travailleurs atypiques existent quand même.

## 5. Conclusion

Nous ne pouvons pas négliger que dès l'entrée en vigueur de la LPP en 1985, le deuxième pilier ait joué un rôle important dans la formation des rentes vieillesse. Toutefois, le passage du système de la primauté des prestations à celui de la primauté des cotisations, ainsi que les réformes appliquées au taux de conversion et au taux d'intérêt minimal semblent à l'heure actuelle disqualifier l'importance du deuxième pilier dans la formation des futures rentes vieillesse. Le deuxième pilier risque en effet de perdre d'importance par rapport à son rôle d'origine et à son statut obligatoire, en laissant plus de marges de manœuvre pour une prise individuelle et privée du risque vieillesse. Les effets d'une fragilisation du deuxième pilier ne seront visibles que dans quelques années, mais, il y a bien des raisons de croire que l'entière population actuelle soit moins protégée par le système d'épargne obligatoire et que les travailleurs atypiques en particulier soient en risque de sous-couverture à cause des possibles lacunes d'affiliation du deuxième et troisième pilier. Dès lors, les travailleurs atypiques risquent, en termes de couverture, d'être pénalisés trois fois: à cause tout d'abord de l'érosion générale des rentes liées au deuxième pilier, en passant par les possibles lacunes d'affiliation au deuxième pilier, et à cause de la difficulté à accéder au troisième pilier.

Compte tenu de cette diminution constante du deuxième pilier dans la formation des futures rentes retraite, l'objectif de cette étude quantitative était en effet d'analyser tout d'abord l'impact du travail atypique (travail indépendant, travail à temps partiel, travail à temps déterminé) sur la propension individuelle à souscrire à un troisième pilier. Cette étude a aussi cherché à évaluer l'impact des caractéristiques expressives de la structure familiale sur la propension à souscrire à un troisième pilier. En ce qui concerne le premier objectif, d'après les analyses bivariées conduites sur la base des données ESPA, la propension à adhérer au troisième pilier résulte être fortement associée au taux d'occupation, à la durée du contrat (illimitée) et à la situation professionnelle. En effet, si la moyenne d'adhésion au troisième pilier de la part de la population active avec un travail est de 56%, on en déduit que: 42% des travailleurs avec un pourcentage de travail au-dessous de 20%, 39% des travailleurs avec un contrat de durée déterminée et 54% des indépendants sans collaborateurs (contre 68% des indépendants avec collaborateurs) souscrivent le troisième pilier. L'effet des variables relatives au revenu et à la durée du contrat reste positif même dans les modèles de régression logistique. À ce propos, les analyses des effets marginaux moyens (EMM) démontrent que - sous contrôle des autres variables (sexe, classe d'âge d'appartenance, région de résidence, type de ménage, nationalité, niveau de formation,

statut de l'occupant du domicile) - pour chaque unité supplémentaire du revenu professionnel annuel brut divisé par 10'000 et transformé en termes logarithmiques, les personnes actives occupées ont 10 points de pourcentage de plus de probabilité d'adhérer au troisième pilier. Les travailleurs avec un contrat à temps déterminé ont 8 points de pourcentage en moins de probabilité de souscrire à un troisième pilier que ceux qui ont des contrats pour une période indéterminée. Par contre, la propension moindre des travailleurs indépendants sans collaborateurs à s'affilier au troisième pilier par rapport aux autres catégories professionnelles estimée dans les analyses bivariées, reste significative dans le modèle logistique seulement dans certains cas. En particulier, l'effet positif exercé dans les analyses bivariées par la catégorie professionnelle des «indépendants avec collaborateurs» et des «indépendants salariés dans leur propre entreprise sans collaborateurs» sur les chances d'adhésion au troisième pilier par rapport à la catégorie des indépendants sans collaborateurs n'est plus significatif dans le modèle de régression logistique. L'effet reste, par contre, positif pour la catégorie des «indépendants salariés dans leur propre entreprise avec collaborateurs», des «salariés membres de direction» et des «salariés exerçant une fonction de chef». Ces dernières catégories, même sous contrôle de l'effet exercé par le revenu et les autres variables sociodémographiques, continuent à avoir plus de chances d'adhérer au troisième pilier que la catégorie des indépendants sans collaborateurs.

Même si Tangian (2006) considère la Suisse un pays avec un niveau élevé de flexicurity, cette étude a certainement mis en évidence quelques lacunes. Dans le cas de la prévoyance vieillesse, les travailleurs atypiques présentent une chance plus faible d'accéder à la prévoyance vieillesse par rapport aux travailleurs salariés ayant un contrat de travail «typique». Il est très intéressant à ce propos de considérer la relation étroite entre «incertitude et précarité du poste de travail» et la moindre propension à souscrire une prévoyance vieillesse privée. Si le faible taux d'affiliation au troisième pilier des travailleurs à temps partiel peut s'expliquer essentiellement par l'effet du revenu (colinéarité), les travailleurs à temps déterminé ont, à revenu équivalent, une propension plus faible à avoir un troisième pilier que les travailleurs à temps indéterminé. Ce résultat semble confirmer l'hypothèse que, en plus de la précarité économique, les travailleurs avec un contrat à temps déterminé subissent l'effet négatif de la précarité professionnelle. Plusieurs études ont mis en évidence comment l'instabilité du statut du travail rend plus difficile toute sorte de planification de sa propre vie et notamment la planification d'une épargne-vieillesse à travers l'adhésion à un plan de prévoyance. La précarité du revenu pourrait ainsi expliquer en partie les plus faibles taux d'affiliation des indépendants sans collaborateurs.

Même si la situation des travailleurs atypiques résulte problématique au niveau de l'affiliation individuelle au troisième pilier, la famille joue un rôle encore important en termes d'amortisseur social. Les analyses faites sur PSM permettent, à ce propos, de formuler l'hypothèse qu'une partie des femmes qui travaillent à temps partiel pour mieux concilier travail et soin des enfants (importante proportion de femmes en Suisse), et qui n'accèdent pas individuellement à la prévoyance vieillesse privée, peuvent compter sur l'affiliation au troisième pilier du mari. En effet, d'après les analyses bivariées menées au niveau familial



sur la banque de données PSM, il résulte que 70% des ménages avec enfants ont un troisième pilier, contre 47% des familles unipersonnelles et 49% des familles monoparentales. L'estimation des effets marginaux moyens (EMM) ont permis par ailleurs de mettre en évidence que, sous contrôle des autres variables (région de résidence, revenu annuel équivalent du ménage, le nombre de personnes dans le ménage, celui qui contribue au revenu du ménage, le statut de l'occupant du domicile), les couples avec enfants maintiennent un avantage compétitif important: ils ont 14 points de pourcentage en plus de probabilité de s'affilier au troisième pilier que les personnes seules. Toutefois, en considérant les hauts taux de divorces en Suisse, il est légitime de se demander jusqu'à quel point la famille peut encore jouer ce rôle d'amortisseur social. Selon les chiffres de l'Office fédéral de statistique, si le nombre de divorce en 2009 restait stable par rapport à l'année précédente, le risque qu'un mariage finisse devant un juge est tout de même de 47.7%<sup>13</sup>. En outre, 20.7% des femmes et 23.8% des hommes qui se marient en 2009 l'ont déjà été auparavant. Les parcours familiaux se complexifient, tout comme les parcours professionnels. De ce point de vue, il est légitime de se demander si les systèmes d'assurance et de protection actuels, fortement dépendants du revenu-travail, sont encore efficaces. Comme l'affirme Esping-Andersen (2000), dans les systèmes assuranciers fortement ancrés au revenu-travail, quand la cohésion familiale et le mariage deviennent plus instables, il est plus probable que l'accès à la protection soit remis en discussion et ceci surtout au détriment de tous ceux qui n'ont pas accès à des postes de travail stables et bien protégés. Les femmes sont une catégorie particulièrement exposée à ce risque de sous-couverture.

---

<sup>13</sup> Statistique Suisse de l'OFS- Evolution démographique de la Suisse:  
[http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/themen/01/02/blank/dos/le\\_portrait\\_demographique/introduction.html](http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/fr/index/themen/01/02/blank/dos/le_portrait_demographique/introduction.html) consulté le 22 novembre 2010.

## 6. Bibliographie

ARRONDEL L., MASSON A. & PESTIEAU P. (2003), «Epargne, Assurance Vie et Retraite», Paris, Economica, 2003.

AUER P. & CAZES S. (eds) (2003), *Employment Stability in the Age of Flexibility: Evidence From Industrialized Countries*, Geneva, ILO.

BALTHASAR A., BIERI O., GRAU P., KÜNZI K. & GUGGISBERG J. (2003), «Le passage à la retraite: trajectoires, facteurs d'influence et conséquences», *Aspects de la sécurité sociale*, Office Fédéral des Assurances Sociales, 2.

BARTUS T. (2005), «Estimation of marginal effects using margeff», *The Stata Journal*, 5, 309–329.

BERNARD P., EL MEKKAOUI DE FREITAS N., LAVIGNE A. & MAHIEU R. (2002), «Ageing and the Demand for Life Insurance: An Empirical Investigation using French Cross Section Data», Eurisco Working Papers, University Paris-Dauphine.

BLOSSFELD H-P. & DROBNIČ S. (éd.) (2001), *Careers of couples in contemporary societies. From male breadwinner to dual-earner families*, Oxford, Oxford University Press.

BONOLI G. & GAY-DES-COMBES B. (2003), «L'évolution des prestations vieillesse dans le long terme: une simulation prospective de la couverture retraite à l'horizon 2040», Rapport de recherche, Office Fédéral des Assurances Sociales, 3.

BONOLI G. & BERTOZZI F. (2005), «Travail atypique et couverture retraite en Suisse. Le système des trois piliers face aux mutations économiques et sociales (Synthèse nationale-Suisse)», Département travail social et politiques sociales de Fribourg.

BÖRSCH-SUPAN A., BRUGIAVINI A., JÜRGES H., KAPTEYN A., MACKENBACH J., SIEGRIST J., & WEBER G. (2008), «Health, Ageing and Retirement in Europe (2004-2007). Starting the Longitudinal Dimension», Mannheim Research Institute for the Economics of Aging (MEA).

BROUGHTON A., BILETTA I. & KULLANDER M. (2010), «Flexible forms of work: 'very atypical' contractual arrangements», European Working Conditions Observatory.

BURGOON B. & DEKKER F. (2010), «Flexible employment, economic insecurity and social policy preferences in Europe», *Journal of European Social Policy*, 20(2), 126-141.

CANOVA L., RATTAZZI A. & WEBLEY P. (2005), «The hierarchical structure of saving», *Journal of Economic Psychology*, 26, 21–34.

CASTEL R. (2003), *L'insécurité sociale, Qu'est-ce qu'être protégé?*, Paris, Seuil.

CHOI J. (2009), «Pension Schemes For The Self-Employed in Oecd Countries», OECD Working Papers, 84.

COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES 2006, Green paper. Modernising labour law to meet the challenges of the 21st century, Brussels, COM.

DE NANTEUIL M. & EL AKREMI A. (2005), *La Société flexible*, Paris, Eres.

DIEKMANN A. & JANN B. (2004), «The Erosion of Regular Work. An Analysis of the Structural Changes in the Swiss and German Labor Markets», Swiss Federal Institute of Technology Zurich (ETH), Department of Sociology.

DUESENBERY J.S. (1948), «Income - Consumption Relations and Their Implications», in LLOYD METZLER et al., *Income, Employment and Public Policy*, New York, W.W.Norton & Company, Inc.

- ESPING-ANDERSEN G. (2000), *I fondamenti sociali delle economie postindustriali*, Bologna, Il Mulino.
- FARKAS J.I. & O'RAND A.M. (1998), «The Pension Mix for Women in Middle and Late Life: The Changing Employment Relationship», *Social Forces*, 76, 1007-1032.
- FLÜCKIGER Y. & RAMIREZ J. (2000), «Analyse Comparative des Salaires Entre les Hommes et les Femmes sur la Base de la LSE 1994 et 1996», Observatoire Universitaire de l'Emploi, Université de Genève.
- FRIEDMAN M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, Princeton University Press.
- GUGGISBERG J. & KÜNZI K. (2006), «Personnes avant et après l'âge de la retraite au bénéfice d'une prévoyance liée (pilier 3a)», *Sécurité sociale CHSS*, 1.
- HERSCH J. & WHITE-MEANS S. (1993), «Employer-Sponsored Health and Pension Benefits and the Gender/Race Wage Gap», *Social Science Quarterly*, 74, 851-866.
- KEYNES J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Cambridge, Macmillan Cambridge University Press.
- KINGSON E.R. & O'GRADY-LESHANE R. (1993), «The Effects of Caregiving on Women's Social Security Benefits», *The Gerontologist*, 33, 230-239.
- KOMAMURA K. & YAMADA A. (2008), «Evasion of National Pension Contributions and Hyperbolic Time Discounting: Evidence and Rationale for Public Pensions Government», *Auditing Review*, 15.
- KUZNETS S. (1946), *National Income: A Summary of Findings*, New York, National Bureau of Economic Research.
- LEVY R., GAUTHIER J-A. & WIDMER E. (2006), «Entre contraintes institutionnelles et domestiques: les parcours de vie masculins et féminins en Suisse», *Canadian Journal of Sociology/Cahiers canadiens de sociologie*, 31, 4, 461-489.
- LONG J.S. & FREESE J. (2005), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables with Stata*, College Station, Stata Press.
- LUSARDI A. & MITCHELL O.S. (2006), «Financial Literacy and Planning: Implications for Retirement Wellbeing», Pension Research Council Working Paper, the Wharton School.
- LUSARDI A. & MITCHELL O.S. (2009), «How Ordinary Consumers Make Complex Economic Decisions: Financial Literacy and Retirement Readiness», NBER Working Paper.
- MENARD S. (2002), *Applied logistic regression analysis*, Beverly Hills, Sage.
- MILES J. & SHELVIN M. (2001), *Applying regression & correlation. A guide for students and researchers*, London, Sage.
- MITCHELL O.S, LEVINE P.B. & PHILLIPS J.W. (1999), «Impact of pay inequality, occupational segregation, and lifetime work experience on the retirement income of women and minorities», Public Policy Institute, Washington DC.
- MODIGLIANI F. (1949), «Part V: Fluctuations in the Saving-Income Ratio: A Problem in Economic Forecasting», in *Studies in Income and Wealth*, New York, National Bureau of Economic Research, 11, 369-444.
- MODIGLIANI F. (1966), «The life-cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital», *Social Research*, 33, 160-217.
- MORGAN L.A. (1991), *After Marriage Ends*, Newbury Park, Sage.
- OESCH D. (2008), «Stratifying Welfare States: Class Differences in Pension Coverage in Britain, Germany, Sweden and Switzerland», *Swiss journal of Sociology*, 34.

- Office fédéral des assurances sociales (2008), «Statistiques de l'AVS 2008», Berne, OFAS.
- OGURA K. (2005), «International Comparison of Atypical Employment: Differing Concepts and realities in Industrialized country», *Japan Labor review*, 2, 2.
- OGURA S. & KADODA T. (2000), «An Analysis of Payment and Collection of Social Insurance Premiums on Household Data», *Keizaiken*, 51, 2, 97-110.
- PISATI M. (2003), *L'analisi dei dati. Tecniche quantitative per le scienze sociali*, Bologna, Il Mulino.
- PORTUGAL P. & VAREJAO J. (2009), «Why Do Firms Use Fixed-term Contracts?», Working Papers w200308, Banco de Portugal, Economics and Research Department.
- SANDELL S.H. & FARES H. (1994), «Caregiving and Women's Social Security Benefits: A Comment on Kingson and O'Grady-LeShane», *The Gerontologist*, 34, 680-684.
- SOUSA-POZA A. (2003), «Low income, financial restrictions, and coverage in the Swiss second and third pillars», Discussion Paper St. Gallen University, 90.
- STAMM H-P. & LAMPRECHT M. (2003), *La prévoyance vieillesse suisse à la lumière de l'Enquête sur les revenus et la consommation 1998*, Office fédéral de la statistique.
- SUZUKI W. & ZHOU Y. (2001), «An Economic Analysis of Non-Contributors to National Pension Contribution», *Nihon Keizai Kenkyu*, 42, 44-60.
- TANGIAN A. (2006), «European flexicurity: concepts (operational definitions), methodology (monitoring instruments), and policies (consistent implementations)», WSI-Diskussionspapier, 148.
- TANGIAN A. (2007), «Flexibility–Flexicurity–Flexinsurance: Response to the European Commission's Green Paper *Modernising Labour Law to Meet the Challenges of the 21 st Century*», WSI-Diskussionspapier, 149.
- TANGIAN A. (2009), «Six families of flexicurity indicators developed at the Hans Boeckler Foundation», WSI – Diskussionspapier, 168.
- VILLIEU P. (1997), *Macroéconomie: Consommation et épargne*, Paris, Ed. Repères.
- VUILLE A. (2006), «Le travail à temps partiel», Office Fédéral des Assurances Sociales.
- WILTHAGEN T. & TROS F. (2004), «The Concept of 'Flexicurity': a new approach to regulating employment and labour markets», *Transfer - European Review of labour and research*, 10, 2.
- YABIKU S.T. (2000), «Family History and Pensions: The Relationships Between Marriage, Divorce, Children, and Private Pension Coverage», *Journal of Aging Studies* 14, 3, 293-312.