

经济与管理研讨

社会养老保险与我国城镇家庭 风险金融资产配置行为^{*}

李 昂 廖俊平

【提 要】本文基于 2012 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS)，在考虑收入风险的条件
下实证分析了社会养老保险对城镇家庭风险金融资产配置行为的影响。结果表明，参加了
养老保险对家庭提高风险金融市场参与概率和风险资产配置比例具有显著的激励作用。进
一步分析可以发现，养老保险、收入风险对家庭风险金融资产配置的边际影响具有生命周
期效应，临近退休的家庭的风险金融资产配置行为主要取决于财富规模和收入风险，而对
是否参保并不敏感。此外，对于参保家庭而言，收入风险会显著地挤出金融风险，而未参
保家庭对收入风险并不敏感。

【关键词】社会养老保险 收入风险 风险金融资产 家庭金融

〔中图分类号〕F832 〔文献标识码〕A 〔文章编号〕1000—2952 (2016) 06—0040—11

一、引言

家庭的金融资产配置行为是家庭金融领域关
注的核心问题之一。根据标准的金融理论，若股
权溢价为正，所有家庭都会将持有一部分股权作
为最优决策，是否持股与风险厌恶程度无关。^①而
现实并不符合理论预期，即使在金融市场发达
的美国，也有 50% 左右的家庭并未参与股票市
场。^②大多数国家的家庭对风险金融市场的参与
程度更低，^③呈现出“有限参与之谜”。在我国，
经济的持续增长和金融市场的发展为家庭财富观
念转变以及风险金融产品需求上升提供了温床。
然而，根据 2016 年 4 月发布的《中国家庭财富调
查报告》，我国家庭金融资产持有形式较为单一，
即仍以现金和存款为主，而股票、基金等风险金
融产品持有规模较小，其中股票投资参与率为

7.35%，而基金投资参与率仅为 4.52%。^④显而

^{*} 本文感谢国家自然科学基金重点项目 (批准号：71231008)
的资助和中山大学经济研究所基地建设经费项目的支持。

① Campbell, J. Y., Household Finance. *The Journal of Fi-*
nance, Vol 61 (4), 2006, pp 1553—1604.

② 美联储公布的 2013 年美国家庭金融调查 (Survey of Con-
sumer Finances, SCF) 报告显示，在 2013 年，有 48.8%
的美国家庭直接或通过基金、养老金账户等形式间接持有
股票。持有股票的美国家庭比例自 2007 年达到峰值 53.2%
之后持续下降。

③ Gormley, T., Liu, H. and Zhou, G., Limited Participa-
tion and Consumption-Saving Puzzles: A Simple Explanation
and the Role of Insurance. *Journal of Financial Economics*,
Vol 96 (2), 2010, pp 331—344.

④ 该报告由经济日报社中国经济趋势研究院编制。信息来源：
[http://news.xinhuanet.com/2016-04/28/c_1118765095.](http://news.xinhuanet.com/2016-04/28/c_1118765095.htm)
htm, 2016 年 4 月 28 日。

易见，当前研究我国家庭金融资产配置问题有重要的意义，一方面有利于剖析家庭对风险金融市场参与程度低的原因从而寻求优化家庭资产组合的方法，另一方面也有利于从需求的角度促进金融市场发展壮大与不断创新。

理论研究表明，背景风险是影响家庭金融资产配置的重要因素。背景风险是一类难以在金融市场上交易并且不可保的风险，它会导致投资者更加厌恶包括金融风险在内的其他风险，从而减少风险金融资产持有份额。劳动收入风险是最具代表性的背景风险。我国 20 世纪末在全国范围进行了国有企业体制改革，市场化的定价机制使企业职工的收入风险大幅上升，同时退休职工的养老保障也不再由企业完全承担，进一步加剧了老年劳动者的收入风险。作为典型的劳动者退休收入保障和补偿制度，我国的社会养老保险制度也在这个时期经历了多次试点和制度转轨的过程。社会保险以背景风险的形式对家庭资产配置产生影响，养老保险的功能主要与劳动收入风险有关，其目标在于弥补退休带来的劳动收入缺失。^① 近年来，随着人口红利的逐渐下降，养老保险的实际覆盖范围和保障水平越来越被社会各界所关注。从政策角度来看，决定制度改革方向的一个重要标准，就是家庭资产配置行为是否以及如何受到养老保险的影响。基于此，在收入风险持续存在的情况下，研究养老保险对家庭风险金融资产配置行为的影响非常有必要。

另外，家庭的金融资产选择偏好会随着生命周期不断变化，因此，考察养老保险、收入风险的影响应该基于生命周期的理论框架。Cocco 等^②认为，未来劳动收入流的存在相当于持有了一种资产，对无风险资产具有替代作用。随着年龄的增加，劳动收入替代无风险资产的能力逐渐下降。进一步而言，如果预期在退休阶段能够获得足以替代无风险资产的非随机退休收入（例如稳定增长的养老金），家庭就会持有更多的风险金融资产（例如股票）。那么，在考虑收入风险的前提下，养老保险对我国家庭金融资产配置行为的影响是否存在生命周期效

应呢？养老保险与收入风险的影响机制又有怎样的差异？要充分回答这些问题，应该基于实际的家庭微观调查数据，排除其他因素干扰，准确识别养老保险和收入风险的净效应。目前国内鲜有文献在考虑收入风险的基础上重点研究养老保险对家庭金融资产配置行为的影响，本文的研究可以为相关领域提供一定的经验证据。

二、文献回顾

家庭金融（Household Finance）是金融学的新兴研究领域，它关注的是家庭（决策者）如何使用金融工具来实现自身目标。具体而言，家庭需要选择股票、基金、债券等投资工具来实现资源跨期优化配置，以达到家庭长期消费效用最大化的目标。^③ 养老保险是重要的社会保障项目，理论上它对家庭金融资产配置的影响主要有两种：一方面，如果将养老保险看作家庭财富，通常风险资产配置份额与财富水平正相关，^④ 非精算平衡养老金财富就很可能激励家庭进行风险投资。另一方面，如果将养老保险视为劳动收入或补偿，它对风险金融资产配置的影响就与背景风险有关。背景风险会对家庭金融资产配置行为产生重要影响。Gollier 和 Pratt^⑤ 发现当背景风险与金融资产收益风险相互独立时，背景风险会降低投资者对风险资产的需求，并增加保险需求。

① 徐华、徐斌：《社会保险对家庭金融的影响研究综述》，《经济学家》2014 年第 11 期。

② Cocco, J. F., Gomes, F. J. and Maenhout, P. J., Consumption and Portfolio Choice over the Life Cycle, *The Review of Financial Studies*, Vol 18 (2), 2005, pp 491—533.

③ 李心丹等：《家庭金融研究综述》，《管理科学学报》2011 年第 4 期。

④ Wachter, J. A. and Yogo, M., Why Do Household Portfolio Shares Rise in Wealth? *The Review of Financial Studies*, Vol 23 (11), 2010, pp 3929—3965.

⑤ Gollier, C. and Pratt, J. W., Risk Vulnerability and the Tempering Effect of Background Risk, *Econometrica*, Vol 64 (5), 1996, pp 1109—1123.

理论方面, Bodie 等^①在生命周期的框架下发现较大的劳动供给弹性能够使决策者承担更多投资风险,这在一定程度上可以解释年轻人比老年人持有更多风险金融资产的现象。Cocco 等^②通过校准的生命周期模型研究了存在不可交易的劳动收入和借贷约束条件下的金融资产组合选择。他们发现,随着年龄的增加,投资者会降低股票的持有比例,这意味着在逐渐变老的过程中以劳动收入形式持有的“无风险资产”重要性下降,因此不得不选择持有更多金融形式的无风险资产。Gomes 和 Michaelides^③发现风险溢价主要来源于投资者之间不完全的风险分担,他们认为社会养老保险改革会改变家庭储蓄动机、提高未参与家庭的财富积累水平,从而增加风险投资参与率。

从实证的角度来看,过往文献并未提供完全一致的结论。理论表明,在风险独立的情况下,收入风险会挤出风险投资。尽管许多文献发现收入风险可以降低家庭风险金融资产配置比例,间接表明风险不相关或正相关,但是现实中也可能存在风险负相关的情况。^④ Cardak 和 Wilkins^⑤使用澳大利亚的数据,发现收入风险可以显著减少风险金融资产的份额。Angerer 和 Lam^⑥基于美国 NLSY79 数据,将劳动收入风险分解为持久性风险和暂时性风险,发现前者会显著减少投资者对风险金融资产的配置份额,而后者的影响则不显著。Betermier 等^⑦使用瑞典的家庭面板数据,发现家庭从工资低波动性的行业转到高波动性的行业时会相应减少投资组合的风险资产份额,表现出使用股票市场对冲人力资本风险的动机。Massa 和 Simonov^⑧使用瑞典数据却发现家庭倾向于持有与自身劳动收入相关的股票,这与对冲收入风险的目标相背离。

尽管养老保险可能通过收入风险的途径影响家庭金融资产配置决策,但是鲜有文献直接研究养老保险的金融激励效应,而是往往关注其消费与退休激励效应。Feldstein^⑨首次将养老金财富对消费和储蓄的影响机制归结为“财富替代”和“引致退休”的双重效应,前者指养老金是退休阶段的直接收入来源而降低了储蓄

需求,后者指较高水平的养老金待遇会导致参保人倾向于提前退休,同时为了维持退休后消费水平而提高工作阶段储蓄率。

近些年来,随着金融市场的发展和家庭层面的微观调查数据可得性的提高,国内已经有一些文献研究了家庭金融资产配置决策。吴卫星和齐天翔^⑩发现房地产投资具有显著的挤出效应,家庭财富具有显著的正向效应,而投资者极少利用股票市场对冲未来的现金流风险,即不存在明显的生命周期效应。在住房财富方面,吴卫星等^⑪发现城市家庭购买首套住房会挤出风险金融资产,而随着住房数量上升,家庭反而

① Bodie, Z., Merton, R. C. and Samuelson, W. F. Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 16 (3), 1992, pp 427—449.

② Cocco, J. F., Gomes, F. J. and Maenhout, P. J., Consumption and Portfolio Choice over the Life Cycle. *The Review of Financial Studies*, Vol 18 (2), 2005, pp 491—533.

③ Gomes, F. and Michaelides, A., Asset Pricing with Limited Risk Sharing and Heterogeneous Agents. *The Review of Financial Studies*, Vol 21 (1), 2008, pp 415—449.

④ 何兴强等:《背景风险与居民风险金融资产投资》,《经济研究》2009年第12期。

⑤ Cardak, B. A. and Wilkins, R., The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and Other Factors. *Journal of Banking & Finance*, Vol 33 (5), 2009, pp 850—860.

⑥ Angerer, X. and Lam, P., Income Risk and Portfolio Choice: An Empirical Study. *The Journal of Finance*, Vol 64 (2), 2009, pp 1037—1055.

⑦ Betermier, S., Jansson, T., Parlour, C. and Walden, J., Hedging Labor Income Risk. *Journal of Financial Economics*, Vol 105 (3), 2012, pp 622—639.

⑧ Massa, M. and Simonov, A., Hedging, Familiarity and Portfolio Choice. *The Review of Financial Studies*, Vol 19 (2), 2006, pp 633—685.

⑨ Feldstein, M., Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy*, Vol 82 (5), 1974, pp 905—926.

⑩ 吴卫星、齐天翔:《流动性、生命周期与投资组合相异性——中国投资者行为调查实证分析》,《经济研究》2007年第2期。

⑪ 吴卫星、沈涛、蒋涛:《房产挤出了家庭配置的风险金融资产吗?——基于微观调查数据的实证分析》,《科学决策》2014年第11期。

会提高股票的持有概率；陈永伟等^①指出住房财富具有作用方向相反的财富效应和风险效应，而实证结果表明财富效应更加明显。在背景风险方面，雷晓燕和周月刚^②发现健康状况变差会显著减少城市居民的风险金融资产；何兴强等^③发现劳动收入风险高的居民金融资产投资概率更低；吴卫星等^④发现背景风险是影响家庭投资期限和股市参与的主要原因。另外，尹志超等^⑤、吴卫星和沈涛^⑥等学者发现金融知识、经验和学历等影响家庭投资能力的因素能激励家庭进行金融资产配置。

总体来看，现有文献大多未对社会保障项目进行明确区分，甚至是忽略了社会保障的影响，因此关注养老保险的研究较少。就笔者所知，在家庭风险金融资产配置问题上，目前主要文献中仅有宗庆庆等^⑦重点研究了社会养老保险的影响。其结果表明，家庭拥有社会养老保险会显著提高持有风险金融资产的可能性和风险金融资产比重，他们将原因归结为社会养老保险能有效降低未来的不确定性。然而，由于城镇居民保险和企业职工、机关事业单位养老保险存在很大制度差异，其结果的解释力度仍有不足。本文采用 2012 年中国家庭追踪调查数据（China Family Panel Studies, CFPS），首次在考虑了收入风险的基础上研究了社会养老保险对城镇家庭风险金融资产配置行为的影响，并进一步区分了不同年龄阶段家庭决策行为，考察了家庭金融资产配置的生命周期效应。

三、计量模型、数据来源与变量描述

（一）计量模型设定

本文要研究的核心目标是社会养老保险对家庭风险金融资产配置行为（包含参与风险金融资产市场概率和配置比例）的影响，同时考察收入风险的作用。

对于家庭是否参与风险金融资产市场的决策而言，结果只有简单的“是”（赋值为 1）和“否”（赋值为 0）两种，属于典型的二值选择问题，因此选择 Probit 模型来对其进行研究。具

体将模型设定为：

$$risk_have = I(risk_have^* > 0) \quad (1)$$

$$risk_have^* = \alpha_1 pension + \alpha_2 inc_risk + X\beta_1 + \mu \quad (2)$$

其中， $risk_have$ 为虚拟变量，如果家庭参与了风险金融市场则赋值为 1，没有参与则赋值为 0； $risk_have^*$ 为潜变量， $I(\cdot)$ 为示性函数，如果潜变量大于 0 则赋值为 1，否则赋值为 0； $pension$ 和 inc_risk 分别是本文关注的养老保险变量和收入风险变量； X 为一组影响金融资产配置行为、反映家庭异质性的控制变量；随机扰动项服从正态分布，即 $\mu \sim N(0, \sigma^2)$ 。

对于家庭的风险金融资产配置比例决策而言，由于未持有风险金融资产的家庭配置比例为 0，数据是截断的（censored），因此本文使用 Tobit 模型进一步估计养老保险和收入风险对风险金融资产占总金融资产比例的影响。具体设定为：

$$risk_rate = \max\{0, risk_rate^*\} \quad (3)$$

$$risk_rate^* = \gamma_1 pension + \gamma_2 inc_risk + X\beta_2 + \epsilon \quad (4)$$

其中， $risk_rate$ 为风险金融资产的配置比例，即风险金融资产占总金融资产的比例； $risk_rate^*$ 为潜变量； $pension$ 、 inc_risk 和 X 变量含义同前文； ϵ 为随机扰动项。

（二）数据来源

本文采用北京大学中国社会科学调查中心

- ① 陈永伟、史宇鹏、权五燮：《住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据》，《金融研究》2015 年第 4 期。
- ② 雷晓燕、周月刚：《中国家庭的资产组合选择：健康状况与风险偏好》，《金融研究》2010 年第 1 期。
- ③ 何兴强等：《背景风险与居民风险金融资产投资》，《经济研究》2009 年第 12 期。
- ④ 吴卫星等：《投资期限与居民家庭股票市场参与——基于微观调查数据的实证分析》，《国际金融研究》2014 年第 12 期。
- ⑤ 尹志超、宋全云、吴雨：《金融知识、投资经验与家庭资产选择》，《经济研究》2014 年第 4 期。
- ⑥ 吴卫星、沈涛：《学历的年代效应与股票市场投资者参与》，《金融研究》2015 年第 8 期。
- ⑦ 宗庆庆、刘冲、周亚虹：《社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资——来自中国家庭金融调查（CHFS）的证据》，《金融研究》2015 年第 10 期。

公布的2012年中国家庭追踪调查数据。该调查项目于2010年正式实施全国基线调查,其样本覆盖了全国25个省级行政区、14960户家庭的42590位个人。数据从个体、家庭、社区三个层次采集了家庭经济金融情况、社会心态、健康、教育、社会保障等多方面微观信息,具有良好的全国代表性。2012年,该调查项目进行了全国范围的追踪回访,重新确认了家庭成员信息,增强了家庭样本的稳定性。

为了降低估计偏差,本文在回归分析之前对样本进行了适当调整。首先,选取城镇家庭作为研究样本,主要的原因有:一是农村家庭资产结构和投资偏好与城镇家庭有明显差异,需要控制的因素更为复杂;二是我国农村与城镇养老保险制度的运行模式和待遇水平存在很大差距,可以近似忽略农村养老保险的影响。本文也不考虑覆盖了城镇非就业人口的城镇居民养老保险的影响。然后,剔除了户主或配偶已退休的家庭以及户主年龄不高于20岁的家庭。此外,还剔除了成员个数超过6名的家庭。最后,删除了部分信息缺失的异常观测值,最终样本覆盖了户主及其配偶均为就业年龄段的家庭(男性年龄为21~60岁,女性年龄为21~55岁),共计2798户。

由于样本数据并未提供以往的收入情况或者户主对未来收入的主观预期,使得在直接衡量家庭劳动收入风险时存在一定的困难。因此,本文使用宏观数据构建收入风险变量,数据来源为1991~2012年的《中国统计年鉴》。

(三) 变量描述

1. 家庭风险资产配置行为:市场参与和配置比例

本文将家庭风险资产配置行为定义为参与正规的风险金融资产市场以及风险资产在总金融资产中的配置比例。^①根据CFPS数据特征,家庭金融资产包括:储蓄(持有的现金以及金融机构存款)、股票、基金、债券、金融衍生品、其他金融理财产品以及非正规途径的私人借出款,其中除了储蓄和私人借出款之外的各类金融资产都属于正规金融市场的风险资产。尽管私人借出款也具有风险性,但是它并非正规

市场的金融行为,因此并未纳入风险资产配置。本文关注的被解释变量“是否参与风险市场”表示家庭是否持有股票等风险资产,如果持有则赋值为1,否则赋值为0;“风险金融资产比例”表示配置给股票等资产的金额占家庭金融资产总额的比例。表1给出了金融资产的持有情况:

表1 样本家庭各类金融资产持有情况

类别	持有率 (%)	全样本均值 (万元)	持有样本均值 (万元)
储蓄(现金和存款)	95.71	4.40	4.60
私人借出款	13.62	0.50	3.60
风险金融资产	11.54	0.87	7.50
其中:股票	7.90	0.50	6.39
其中:基金	5.36	0.17	3.13
其中:其他	1.22	0.19	15.9

注:持有率指的是持有该项资产的家庭占总样本的比例;持有样本均值指的是对持有该类别金融资产的样本求平均值。

表1的结果显示,样本家庭对储蓄的持有率较高,但仍有4%左右的家庭并未进行储蓄或者已将储蓄耗尽。私人借出款的持有率约为14%,即有14%左右的家庭通过非正规途径借钱给其他个人或机构。家庭对风险金融资产的持有率仅为11.54%,其中股票的持有率为7.90%,基金的持有率为5.36%,而其他资产的持有率仅为1.22%,这些统计结果都与国内其他主要的家庭金融调查数据相契合。显而易见,我国城市家庭对风险金融市场的参与率很低,这可能与较低的财富水平或资产结构中非流动资产的比重过高有关。

2. 养老保险和收入风险

养老保险是核心的解释变量,本文使用虚拟变量“家庭是否参加了养老保险”作为衡量指标,如果户主及其配偶两者至少有一个参加了社会养老保险,就赋值为1,如果都未参加则赋值为0。与只考虑户主的信息相比,同时考察

^① “参与风险金融市场”指风险资产配置比例大于0,因此参与决策和配置决策可以视为同一类问题。现实中可能存在参与风险投资但是在调查时点风险资产配置比例为0的家庭,本文忽略了这个因素。

户主及其配偶的参保情况能够更全面地反映家庭成员信息。考虑到金融市场存在“进入成本”，并且年轻的家庭往往难以积累财富，因此近似认为家庭参保行为先于金融资产配置行为，养老保险变量具有较好的外生性。需要强调的是，本文界定的“社会养老保险”只包括城镇企业职工基本养老保险和机关事业单位养老保险。

养老保险对家庭风险金融资产配置的影响不仅与财富属性有关，还与家庭面临的收入风险有关。本文在借鉴 Guiso 和 Paiella^①、何兴强等^②的研究基础上构建了宏观层面收入风险变量，主要的思路是通过家庭所在省份人均 GDP 增长率的波动性来近似衡量劳动收入风险。具体过程如下：首先选取 1991~2012 年各个省级行政区的人均 GDP 统计数据（万元/人）并计算对数人均 GDP 水平，然后用各省份的对数人均 GDP 对线性时间趋势做回归，最后计算残差序列的标准差来衡量各省份对应样本家庭的收入风险变量。该收入风险变量并不受到家庭风险偏好的影响，因而具有较好的外生性。

3. 控制变量

为了尽量降低估计偏差，本文构建了多种控制变量：

收入类变量。家庭收入水平，使用家庭的上一年人均劳动收入来表示。收入可能激励家庭进行风险投资，但是即期收入受到未预期冲击影响，对金融资产配置的影响可能是模糊的。受教育程度是人力资本的衡量指标，用户主及其配偶的平均受教育年限表示。现有文献一致发现教育对家庭金融决策具有显著影响。^③

财富类变量。家庭金融资产规模，以家庭无风险金融资产、私人借出款和风险金融资产的总和来表示。在一定的规模范围内，财富水平越高则风险资产配置行为越积极。房产是家庭的重要非流动资产，具有消费和投资的双重属性，影响机制较为复杂。因此本文选择“家庭是否拥有多套房产”和当前“是否偿还住房按揭”两个虚拟变量，从资产和负债两个角度来衡量房产的影响，是则赋值为 1，否则赋值为 0。

家庭人口统计特征和职业类变量。为了反映潜在的非线性特征，本文控制了户主年龄和

户主年龄的平方项。户主性别虚拟变量，男性则赋值为 1，女性则赋值为 0。健康也是主要的背景风险，较差的健康状况会降低家庭对金融风险的承受能力。本文构建虚拟变量“是否健康状况较差”，如果户主和配偶至少有一人感觉自己健康状况不佳，就赋值为 1，如果主观评价都是较为健康，则赋值为 0。本文还控制了“户主是否在机关事业单位工作”和“户主是否在企业单位工作”两个虚拟变量，是则赋值为 1，否则赋值为 0。

其他控制变量。户口性质，如果为非农业户口则虚拟变量赋值为 1，如果为农业户口则赋值为 0。家庭规模，以家庭成员的数量来表示。社交网络作为社会资本的一种重要表现形式，理论上也会对家庭决策产生影响，本文以“过年时来访亲戚和朋友数量”衡量家庭的社交网络情况，构造了一个序数变量，来访亲友数量较少则赋值为 1，中等水平则赋值为 2，数量较多则赋值为 3。此外，本文控制了一组省级行政区的虚拟变量来反映家庭金融决策的地区差异，以进一步降低内生性问题带来的估计偏差。

表 2 给出了主要变量的描述性统计。可以看出，参与了风险金融市场的家庭数量占样本的 11.5%，户均风险金融资产比例仅为 4.8%，说明样本家庭对风险金融资产的偏好水平较低；参加了养老保险的家庭仅占样本的 36.9%，这意味着我国在正规劳动市场中获得社会保障的劳动人口比例还相对有限；家庭面临的收入风险数值分布在 0.081~0.158 之间；人均收入和总金融资产规模的均值分别约为 1.7 万元和 5.8 万元；平均受教育年限的均值约为 8.6 年，仅相当于初中毕业的水平。其他变量此处不再赘述。

① Guiso, L., and Paiella, M., Risk Aversion, Wealth, and Background Risk. *Journal of the European Economic Association*, Vol 6 (6), 2008, pp 1109-1150.

② 何兴强等：《背景风险与居民风险金融资产投资》，《经济研究》2009 年第 12 期。

③ Cooper, R and Zhu, G., Household Finance over the Life-Cycle: What Does Education Contribute? *Review of Economic Dynamics*, Vol 20, 2016, pp 63-89.

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	样本 观测数	均值	标准差	最小值	最大值
是否参与风险市场 (1=是)	2798	0.115	0.320	0	1
风险金融资产比例	2798	0.048	0.167	0	1
是否参加养老保险 (1=是)	2798	0.369	0.483	0	1
收入风险	2798	0.117	0.019	0.081	0.158
去年人均收入(万元)	2798	1.712	2.463	0.200	51.350
平均受教育年限(年)	2798	8.601	4.163	0	18
金融资产规模(万元)	2798	5.779	17.600	0	424
是否拥有多套房产 (1=是)	2798	0.139	0.346	0	1
是否偿还住房按揭 (1=是)	2798	0.082	0.274	0	1
户主年龄(岁)	2798	44.160	8.053	22	60
户主性别(1=男性)	2798	0.724	0.447	0	1
健康状况(1=较差)	2798	0.216	0.411	0	1
事业单位 (1=是)	2798	0.112	0.316	0	1
企业单位 (1=是)	2798	0.334	0.472	0	1
户口性质 (1=非农业户口)	2798	0.530	0.499	0	1
家庭规模(人)	2798	3.591	1.145	1	6
亲友来访数量	2798	1.367	0.593	1	3

注：限于篇幅未列出地区虚拟变量。

四、实证分析

接下来本文使用 Probit 模型和 Tobit 模型实证研究养老保险、收入风险对家庭风险金融资产配置的影响，然后分年龄段样本考察生命周期效应，并基于回归结果进行经济解释。

(一) 养老保险、收入风险对家庭风险金融资产配置的影响

本文首先在全样本条件下，估计养老保险、收入风险对家庭参与风险金融市场行为以及风险金融资产配置比例的影响。回归结果如表 3 所示：

表 3 养老保险、收入风险对市场参与和配置比例的影响

变量名	Probit		Tobit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否参加养老保险 (1=是)	0.152*** (0.012)	0.040*** (0.012)	0.619*** (0.056)	0.165*** (0.054)
收入风险		4.072 (3.149)		19.820 (12.060)
去年人均收入 (对数)		-0.002 (0.007)		-0.014 (0.022)
平均受教育年限 (年)		0.011*** (0.002)		0.048*** (0.008)
金融资产规模 (对数)		0.042*** (0.006)		0.164*** (0.015)
是否拥有多套 房产(1=是)		0.041*** (0.013)		0.207*** (0.056)
是否偿还住房 按揭(1=是)		0.013 (0.018)		0.046 (0.072)
户主年龄 (岁)		0.015** (0.007)		0.054** (0.0270)
年龄平方项		-0.000** (0.000)		-0.001* (0.000)
户主性别 (1=男性)		-0.025** (0.011)		-0.081 (0.052)
健康状况 (1=较差)		0.000 (0.014)		0.009 (0.064)
事业单位 (1=是)		0.033** (0.017)		0.122* (0.070)
企业单位 (1=是)		0.035*** (0.013)		0.117** (0.056)
户口性质 (1=非农业户口)		0.029** (0.013)		0.176*** (0.061)
家庭规模(人)		0.003 (0.005)		0.008 (0.023)
亲友来访数量		-0.003 (0.009)		0.004 (0.040)
样本观测数	2,798	2,798	2,798	2,798
Wald 或 LR 检验统计量	169.51	328.33	167.37	673.04
Pseudo R ²	0.089	0.367	0.081	0.327

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；表中汇报平均边际效应的计算结果，括号内是用 Delta-Method 计算出的标准差；限于篇幅未报告其他变量的回归结果。下文表 5、6、7 处理方式与此同。

为了便于解释回归系数的经济含义，表 3 报告了平均边际效应（marginal effect）的计算结果。由（1）和（2）列可以看出，社会养老保险可以在 1%的水平下显著地激励家庭参与风险金融市场，在控制家庭其他异质性因素条件下，参加了养老保险的家庭持有风险金融资产的概率比未参保家庭高 4%；（3）和（4）列表明，参加了养老保险也会显著地激励家庭增加风险资产的配置，控制其他变量之后参保家庭对股票等风险金融资产配置比例比非参保家庭高 16.5%。社会养老保险对家庭的风险金融资产配置行为具有显著的激励作用，可能的解释有两种：一是养老保险的财富效应，即参加社会养老保险可以获得一个非精算平衡的养老金财富，如果净财富贴现值为正并且达到一定的规模，家庭决策就会受到影响，一般而言财富规模越大则配置行为越积极；二是养老保险的劳动收入替代效应，即社会统筹发放的基础养老金与自身缴费积累的个人账户养老金能够为参保家庭提供较为稳定的月收入流，避免老年劳动者面临过大的收入风险，形成良好的收入预期，进而提高家庭对金融风险的承受能力以及优化家庭资产结构的意愿。

尽管养老保险可能通过降低收入风险的途径影响家庭金融决策，但是表 3 的结果表明，家庭收入风险并未显著影响风险金融资产配置。实证结果与理论预期相悖的原因很可能源于理论模型假设与我国现实情况之间的差异。具体来说，理论模型没有考虑包括劳动供给量、职业选择、就业约束在内的家庭就业因素，但是在我国就业很可能会影响家庭对金融风险的偏好。以样本数据为例，仍有一部分城镇家庭没有参与正规的劳动市场，也没有获得相应的社会保障，但是这部分家庭也相应地具有较大的劳动供给弹性，便于通过调整劳动供给量的方式对冲金融资产风险，同时对收入风险的敏感性较低。相比之下，正规就业者可能会对收入风险更加敏感，因为劳动收入是其家庭的重要收入来源。表 3 也表明，户主在机关事业单位和在企业单位工作的家庭比其他类型的家庭更加积极地进行风险金融资产配置，而非正规就

业家庭的金融决策更可能受制于较低的收入水平和财富规模，这与他们对收入风险不敏感的可能性并不矛盾。

从控制变量的结果来看，家庭金融资产配置行为对较短期限内的收入水平或者收入变化不敏感；受教育年限的回归系数在 1%的水平下显著为正，即学历越高的家庭风险金融资产配置行为越积极；金融资产规模和拥有房产的回归系数也在 1%的水平下显著为正，呈现出财富效应，而是否在偿还住房按揭（即负债情况）的影响不显著，说明房产的净效应可能为正；年龄的回归系数为正，而二次项的系数为负，说明随着年龄的增加，风险金融资产配置的变化可能具有非线性特征。有趣的是，性别的回归系数为负，这与大部分文献的结果不同。可能的原因是，本文考察的对象是家庭而非单独的投资者个体，户主在进行投资决策时受到其他家庭成员观点的约束，因此性别变量的系数反映的是不同类型家庭内部决策博弈的结果。其他变量的影响此处不再赘述。

考虑到 Tobit 模型的适用条件较为严格，本文还对其进行了残差的正态性检验与异方差检验。根据 Cameron 和 Trivedi^① 的方法，本文分别计算了 CM 统计量和 NR² 统计量，如表 4 所示：

表 4 Tobit 模型的残差正态性检验与异方差检验

统计量	检验目标	数值	P-value	检验结果
CM	正态性检验	49.477	0.000	严格拒绝 正态性的原假设
NR ²	正态性检验	45.893	0.000	严格拒绝 正态性的原假设
NR ²	异方差检验	207.437	0.000	严格拒绝 同方差的原假设

由表 4 的检验结果可以看出，正态性假设与同方差假设都不能通过检验，这意味着本文

① Cameron, A. Colin and Trivedi, Pravin K., *Microeconomics Using Stata*, Texas: Stata Press, 2009, pp 521—538.

使用 Tobit 模型研究家庭风险金融资产配置比例可能存在模型设定方面的偏差。考虑到样本家庭的风险资产配置行为有限, 较低的市场参与率和较低的配置比例具有行为一致性, 下文的进一步分析将只考察养老保险、收入风险对家庭参与风险金融市场决策的影响。

(二) 养老保险、收入风险影响的生命周期效应: 分年龄段样本

接下来, 按户主年龄分组考察养老保险、收入风险对家庭风险金融资产配置行为的影响是否在不同的年龄段有所差异, 即是否存在生命周期效应。考虑到处于组建初期的年轻家庭(30 岁以下)的收入水平和稳定性普遍较低, 难以积累财富, 并且样本中年轻家庭数量较少, 为了避免潜在的异常值带来的结果偏差, 剔除了这部分家庭。由于样本中并未包含已退休家庭, 本文考察的不是严格意义上的整个生命周期, 而是特定的生命周期阶段。为了便于区分相对年轻家庭与相对年长家庭的差异, 将剩下的样本分为代表中青年家庭的 30~49 岁组和代表中老年家庭的 50~60 岁组。表 5 给出了回归结果:

表 5 养老保险、收入风险对不同年龄段家庭风险金融资产配置的影响

变量名	30~49 岁组		50~60 岁组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否参加养老保险 (1=是)	0.171*** (0.014)	0.046*** (0.014)	0.109*** (0.021)	0.040* (0.021)
收入风险		4.069 (3.696)		-10.250*** (1.687)
平均受教育年限 (年)		0.013*** (0.003)		0.008** (0.004)
金融资产规模 (对数)		0.043*** (0.008)		0.039*** (0.010)
是否拥有多套房产 (1=是)		0.041** (0.016)		0.064*** (0.025)
事业单位 (1=是)		0.046** (0.019)		-0.004 (0.030)
企业单位 (1=是)		0.052*** (0.015)		-0.030 (0.026)

续表

变量名	30~49 岁组		50~60 岁组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
样本观测数	1,951	1,951	634	634
Wald 或 LR 检验统计量	137.71	278.82	27.29	561.62
Pseudo R ²	0.010	0.378	0.064	0.418

由 (1) 和 (2) 列可以看出, 拥有养老保险能够在 1% 的水平下显著激励中青年家庭参与风险金融市场, 参保家庭配置风险金融资产的概率比未参保家庭高 4.6%, 这意味着养老保险作为未来的家庭财富或者退休后稳定的收入来源, 能够提高中青年家庭对金融风险的承受能力, 增强对风险资产的偏好。收入风险对于中青年家庭而言仍然没有显著影响, 说明这部分家庭的劳动供给弹性可能较高, 可以通过调整劳动供给量来对冲金融风险 and 收入风险。从控制变量方面来看, 仍然是受到良好教育、财富规模较大、参与了正规劳动市场的中青年家庭更倾向于配置风险金融资产。

对于临近退休年龄的中老年家庭而言, 市场参与的影响因素发生了变化。由 (3) 和 (4) 列可以看出, 拥有养老保险也会显著激励中老年家庭进行市场参与, 但是在控制了其他因素的条件之下仅在 10% 的水平下显著。与中青年家庭相比, 更重要的差异在于收入风险能够在 1% 的水平下显著抑制中老年家庭进行市场参与。一个可能的解释是: 从参保家庭角度来看, 经过多年缴费和养老金的积累, 已经对退休后养老金待遇水平掌握了充足的信息, 从而进一步识别了养老金的财富属性 (贴现值已经形成一定规模)。同时, 我国的养老保险待遇计发公式明确规定待遇与社会平均工资、个人工资指数以及缴费年限有关, 那么在缴费年限既定的情况下, 养老金财富必然受到收入风险的影响。如果参保家庭对养老金财富具有风险厌恶的态度, 那么收入风险就会挤出金融资产风险。而从未参保家庭的角度来看, 养老手段主要是消耗储蓄、资产以及子女赡养, 其中储蓄作为流动性强的资产很大程度上取决于劳动收入。现

阶段企业年金等正式的退休金计划发展不够完善，并且家庭在住房、子女教育等方面支出具有刚性特征，因此在临近退休年龄的若干年内，劳动收入对于家庭充实养老储备而言仍十分重要。考虑到这部分家庭的劳动供给弹性较低，不难理解收入风险会显著降低对风险资产的偏好。此外，就业类型对中老年家庭决策不产生显著影响，这是因为他们的就业已经较为稳定，风险资产配置从对就业稳定性敏感转变为对收入风险敏感。

（三）稳健性检验与进一步分析

本文还进行如下稳健性检验：养老保险可能与医疗保险、失业保险等社会保障项目存在类似的激励效应，如果其他保障项目对家庭金融决策的作用机制与养老保险类似，养老保险回归系数就很可能被高估。考虑到样本家庭对养老保险和医疗保险之外的保障项目参与率极低，因此本文进一步控制“家庭是否参加了社会医疗保险”虚拟变量。如表 6 所示，回归结果均未出现明显变化，这意味着研究结论较为稳健。

表 6 稳健性检验：控制医疗保险参保情况

变量名	全部样本		30~49 年龄组		50~60 年龄组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否参加养老保险（1=是）	0.039*** (0.012)	0.020** (0.010)	0.045*** (0.015)	0.026** (0.013)	0.038* (0.021)	0.019 (0.019)
收入风险	4.006 (3.156)	2.987 (2.522)	4.013 (3.697)	2.879 (2.756)	-10.220*** (1.658)	-9.913*** (1.501)
是否参加医疗保险（1=是）	0.005 (0.015)	0.003 (0.013)	0.004 (0.020)	0.001 (0.016)	0.019 (0.027)	0.005 (0.023)

本文的实证结果表明，养老保险和收入风险都是解释家庭风险金融资产配置行为差异的重要因素。那么，普遍存在的收入风险对参保家庭和未参保家庭的影响是否不同？表 7 汇报了两类家庭的回归结果，可以看出收入风险显著抑制了参保家庭的风险金融资产配置行为，而对未参保家庭并没有产生显著的影响。这进一步说明了正规就业市场的社会养老保险与劳动收入来源稳定性相挂钩，参保家庭的收入稳定性较好，同时由于家庭活动对未来的劳动收入依赖性较强，对收入风险也会较为敏感。

表 7 进一步分析：有无养老保险家庭的差异

变量名	参加养老保险		未参加养老保险	
	(1)	(2)	(3)	(4)
收入风险	-23.910*** (1.500)	-18.620*** (1.555)	-0.750 (1.978)	-0.133 (1.929)

五、结论与政策建议

本文主要结论如下：第一，参保家庭的金融资产配置行为更加积极，表明养老保险能够激励家庭提高参与风险金融市场的广度和深度；第二，全样本下收入风险的影响不显著，这可能与正规就业市场参与率较低有关；第三，养老保险与收入风险对风险金融资产配置行为的影响具有显著的生命周期效应，即相对年轻的家庭对养老保险敏感而对收入风险不敏感，临近退休年龄的家庭则对养老保险不敏感而对收入风险敏感；第四，参保家庭和未参保家庭的收入风险边际效应有明显差异，收入风险对前者而言会挤出金融风险，而对后者却没有明确的影响。

本文的研究有如下政策含义：

第一，本文发现社会养老保险对家庭参与风险金融市场和提高风险资产配置比例具有显著的激励作用，这为通过完善养老保险制度、

健全国民养老保障体系的途径来改变家庭的微观经济活动提供了直接的证据。因此,政府部门有必要重视养老保险制度的深化改革,以切实提高实际参保率为首要目标,从而激励家庭合理地配置风险金融资产,提高市场参与的广度与深度,实现家庭财富增长和金融市场发展的良性循环。

第二,养老保险、收入风险对我国家庭风险金融资产配置决策的影响具有生命周期效应,这意味着随着年龄的不断增长,家庭的财富观念和 risk 偏好会相应地发生转变。当家庭临近退休年龄时,风险金融资产配置决策很大程度上已经不考虑是否拥有养老保险,而是更加关注财富水平和收入风险。因此,除了提高实际覆盖率,还应该加强制度参数的设计和调整,优化养老金待遇增长机制,从而提高家庭的预期养老金财富水平并降低收入风险,激励家庭进行积极的资产配置。此外,我国的金融市场仍处于发展期,家庭为了回避金融风险可能会更倾向于选择较为保守的家庭资产结构,因此政府还应该在基础的社会养老保险之外加快推进公共养老金计划或者完善个人账户资金运作,

使家庭在较低的风险水平上享受金融发展带来的财富增长。

第三,在我国多轨制的社会养老保险体系中,仍有一部分城镇家庭未进入正规就业市场而只能被城乡居民社会养老保险制度覆盖,其制度运行模式和保障水平都与城镇企业职工基本养老保险和机关事业单位养老保险等针对正规就业者的保障项目存在非常大的差距,这很可能造成风险金融资产配置的群体间失衡。因此,政府社会保障部门在养老保险体系改革过程中的政策安排要适当向弱势群体倾斜,缩小制度差异,不断提高养老金待遇;同时,应该加强财政、民政等职能部门对居民就业培训与收入补贴力度,引导居民积极参与正规就业市场,降低其他风险对金融风险的挤出效应,促进金融市场繁荣发展。

本文作者:李昂是中山大学岭南学院 2012 级博士研究生;廖俊平是管理学博士,中山大学岭南学院教授、博士生导师
责任编辑:任朝旺

Social Endowment Insurance and Risky Financial Assets Allocation of Urban Households in China

Li Ang Liao Junping

Abstract: Based on the 2012 China Family Panel Studies (CFPS) data, this paper empirically analyzes the effect of social endowment insurance on the risky asset allocation of urban households, with income risk taken into consideration. The results indicate that social endowment insurance has significantly incentive effect on the increase of risky financial markets' participation rate and the ratio of risky financial asset allocation. It further shows that marginal effects of social endowment insurance and income risk have "life-cycle effect". The households approaching retirement mainly decide their risky assets allocation in accordance with the level of their wealth and their income risk rather than the participation of insurance. Furthermore, for the households insured, income risk can significantly crowd out financial risk, but for the households uninsured, the effect of income risk is not prominent.

Keywords: social endowment insurance; income risk; risky financial asset; household finance