

子女同住对养老第三支柱建设的影响研究

——基于CFPS 2022数据的实证分析

李晓怡

华南农业大学公共管理学院, 广东 广州

收稿日期: 2026年8月7日; 录用日期: 2026年9月11日; 发布日期: 2026年9月21日

摘要

在人口老龄化与多层次养老保障体系改革的背景下, 子女同住能否促进养老第三支柱发展, 是积极应对老龄化战略的核心议题之一。本文利用中国家庭追踪调查(CFPS) 2022年数据, 从金融参与视角探讨子女同住与养老第三支柱建设之间的关联及其作用机制。研究发现: 子女同住与老年人持有风险金融资产的概率和金额呈显著负向关联; 机制分析提示, 子女同住可能通过抑制老年人互联网使用间接降低金融参与, 揭示了“数字依赖”替代“数字反哺”的抑制性模式; 子女经济支持未能转化为风险金融投资; 年龄、教育和收入显著正向影响金融参与, 男性参与意愿较低。上述发现表明, 数字化背景下鼓励子女同住并不能自动提升老年人金融参与能力, 政策应通过社区数字扫盲、适老化金融产品设计与家庭联合金融教育等方式, 直接赋能老年群体的自主金融参与能力。

关键词

子女同住, 养老第三支柱, 风险金融资产, 互联网使用, 代际支持

The Impact of Coresidence with Adult Children on the Development of the Third Pillar of Pension System

—Empirical Evidence from CFPS 2022

Xiaoyi Li

School of Public Administration, South China Agricultural University, Guangzhou Guangdong

Received: August 7, 2026; accepted: September 11, 2026; published: September 21, 2026

Abstract

Against the backdrop of population aging and the ongoing reform of China's multi-tiered pension system, whether coresidence with adult children can promote the development of the third pillar of pension system has become a central issue in the strategy of actively responding to population aging. Using data from the China Family Panel Studies (CFPS) 2022, this paper investigates the association between intergenerational coresidence and the construction of the third pension pillar and its underlying mechanisms from the perspective of financial participation. The findings reveal that coresidence with adult children is significantly negatively associated with both the probability and the amount of risky financial asset holdings among older adults. Mediation analyses suggest that coresidence may indirectly reduce financial participation by suppressing internet use among older adults, revealing an inhibitory pattern wherein "digital dependence" substitutes for "digital back-feeding." Furthermore, financial transfers from children to parents fail to translate into risky financial investment. Age, education, and income are significantly and positively associated with financial participation, while male older adults exhibit lower willingness to participate. These findings suggest that, in the digital era, encouraging coresidence alone cannot automatically enhance older adults' financial engagement. Policy interventions should directly empower older adults' autonomous financial participation through community-based digital literacy programs, age-friendly financial product design, and family-based joint financial education initiatives.

Keywords

Coresidence with Adult Children, Third Pillar of Pension System, Risky Financial Assets, Internet Use, Intergenerational Support

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

中国正经历快速且深度的人口老龄化进程。截至 2024 年底, 60 岁及以上人口已超过 3 亿, 占总人口比例突破 21% [1]。家庭规模持续缩小, 传统家庭养老功能逐渐弱化, 而公共养老保障体系面临可持续性压力。为此, “十四五”规划明确提出构建多层次养老保险体系。2022 年, 《国务院办公厅关于推动个人养老金发展的意见》[2], 标志着以个人养老金和商业养老保险为核心的养老第三支柱正式落地。同期, 《中共中央 国务院关于加强新时代老龄工作的意见》¹鼓励成年子女与老年父母就近居住或共同生活。两项政策分别指向家庭养老与自我养老两种模式, 二者能否相互协调, 是当前积极应对人口老龄化中亟待回答的问题。

个人养老金制度的核心在于鼓励个人建立养老储蓄账户, 并自主投资符合规定的金融产品, 如银行理财、储蓄存款、商业养老保险、公募基金等。这些产品虽在风险和收益上存在差异, 但均属于居民家庭资产配置中的“风险金融资产”范畴。因此, 居民对风险金融资产的持有行为, 是衡量其参与养老第三支柱建设意愿与能力的核心表现。

子女同住承载着代际经济支持、生活照料与情感互动等多重功能。理论上, 它既可能通过降低风险

¹https://www.gov.cn/zhengce/2021-11/24/content_5653181.htm

厌恶、提供信息溢出而促进金融参与，也可能因增加家庭开支或削弱储蓄动机而产生抑制效应，现有实证结论存在明显分歧。上述分歧可能源于数据时期及外部金融环境的差异。2016~2018年间，中国股票市场整体上行，养老金融产品尚未全面普及，子女同住的信息传递作用相对突出。而自2022年个人养老金制度启动以来，移动支付与数字理财已基本普及，老年群体的信息获取渠道发生深刻变化。在此新环境下，子女同住与养老第三支柱之间的关系是否仍保持正向促进，或是可能已发生结构性变化，尚缺乏基于最新数据的再检验。

本文利用CFPS 2022年数据发现该效应呈现出一种从促进转向抑制的潜在趋势，并揭示“数字依赖”可能替代“数字反哺”成为主导性机制模式。造成这种差异的可能原因包括：一是样本时期不同，2022年个人养老金制度启动后，金融市场环境和信息渠道已极大丰富，子女的“知识溢出”效应边际递减；二是社会环境变化，导致子女同住比例大幅上升，同住的代际摩擦和依赖成本可能凸显。这一发现表明，家庭养老与自我养老之间的关系并非固定不变，而是随数字技术普及而发生结构性转变。本文贡献在于：第一，采用个人养老金制度落地初期的微观数据，捕捉家庭养老与自我养老关系的最新动态；第二，引入“数字依赖”视角重新审视子女同住与老年人信息接触的关联，拓展知识溢出机制的理论边界；第三，基于实证发现提出面向数字化时代的差异化政策建议。

2. 文献综述与研究假设

2.1. 子女同住与家庭养老变迁

在儒家文化传统与社会转型的双重背景下，子女同住一直是中国家庭养老的核心模式。尽管第七次人口普查结果显示我国家庭户均规模已降至2.62人，家庭养老功能有所削弱，但仍有相当比例的老年人选择与子女同住或以其他方式接受子女的照料与经济支持[3][4]。子女同住不仅能够为老年人提供日常照料与情感慰藉，还能通过代际互助缓解子女的家庭照料压力，提高家庭整体福利水平[5]。

然而，仅依靠以子女同住为核心的家庭养老，已难以充分满足老年群体日益多元化的养老需求。现有研究发现，社会养老金对家庭养老存在挤出效应，但替代作用较为有限[6]。社会养老与家庭养老在农村和城市之间存在显著的互补与替代差异[7]。随着养老资金缺口的扩大，社会养老的兜底能力逐渐减弱，养老第三支柱越来越被寄予厚望，被视为补充家庭养老的重要途径[3]。

2.2. 子女同住对养老第三支柱的影响

关于子女同住对老年人金融参与的影响，现有研究存在两种竞争性观点。

互补型观点认为，子女同住能够增强老年人的安全感与幸福感，降低风险规避心理，从而提高其参与风险金融市场的可能性。何圆等发现，子女同住显著促进了养老第三支柱建设，且这种促进效应在男性、东部地区、子女教育水平较高和个人收入较高的群体中更为显著。他们指出，子女同住通过三条路径发挥促进作用：降低老年人的风险规避、增加知识认知与信息接触、以及通过代际交换动机促进金融参与[3]。此外，隔代照料(作为子女同住的一种延伸形式)显著促进了家庭风险金融资产配置[8]。

替代型观点则认为，子女同住可能增加老年人的照料负担与财务支出，挤占可用于金融投资的资金，且子女提供的经济支持可能降低老年人自我储蓄的动力。农村家庭结构中的同住安排对家庭金融资产选择存在挤出效应，同住加重了父母的生活与经济负担[9]。而宏观层面的模拟分析表明，家庭子女养老与个人养老储蓄之间存在替代关系，并且在少子化程度加深的情况下这种替代效应更加显著[10]。另有学者指出，公共养老金显著减少了子女与父母同住的概率[11]，而子女同住显著抑制了农村居民参与商业养老保险，且家庭资产储备能够缓解这一抑制效应[12]。此外，子女同住可能降低老年人的生活自主性和劳动参与，间接影响其金融行为[13]。

本文利用 CFPS 2022 年最新数据重新检验二者关系, 该数据采集于个人养老金制度正式实施之后, 能够反映家庭养老与金融自养的最新互动模式。

2.3. 子女同住对养老第三支柱的作用机制

子女同住可能通过信息接触与代际经济支持两条路径影响金融参与。在信息接触方面, 子女同住被认为能帮助老年人跨越数字鸿沟。但随着智能手机普及, 子女同住可能削弱老年人自主上网需求, 产生“数字依赖”。实证研究表明, 亲子见面频繁能促进互联网接入, 但亲子同住反而可能扩大数字鸿沟[14]。在代际经济支持方面, 子女向父母的经济支持可能增加可支配收入, 但父母补贴家庭开销也可能挤出投资空间。既有研究发现, 父母给予子女的劳动支持更能促进养老金参与, 支持代际交换动机[3]。

2.4. 研究假设

综上所述, 现有研究存在以下不足: 一是已有结论主要基于 2018 年之前的数据, 缺乏个人养老金制度落地后的再检验。二是既有机制分析强调“知识溢出”的正向效应, 但未考虑数字技术全面普及后可能出现的“数字依赖”逆向效应。本文利用 2022 年最新数据, 从“数字依赖”视角重新审视二者关系。基于上述分析, 提出以下假设:

假设 1a: 子女同住会促进养老第三支柱建设, 提高老年人风险金融资产参与。

假设 1b: 子女同住会阻碍养老第三支柱建设, 降低老年人风险金融资产参与。

假设 2: 互联网使用是子女同住影响金融参与的间接路径, “数字依赖”可能取代“数字反哺”成为主导效应模式。

假设 3: 子女给予父母的经济支持是间接路径, 但显著性存在不确定性。

3. 数据、变量与模型设定

3.1. 数据来源

本文数据来自北京大学中国社会科学调查中心 CFPS 2022 年数据库, 覆盖全国 25 个省/市/自治区, 具有全国代表性。样本筛选标准为: (1) 年龄 60 岁及以上; (2) 拥有个人自答问卷; (3) 成功匹配家庭经济库。最终获得 4682 个有效样本。由于仅 304 名老年人持有风险金融资产, Tobit 模型中风险金融资产金额的回归基于该子样本, 占全样本 6.7%, 与全国老年人风险金融资产参与率基本一致。

3.2. 变量设定

被解释变量, 考虑到我国个人养老金制度刚于 2022 年启动, 直接调查“是否开设个人养老金账户”的数据尚不充分, 且个人养老金账户的投资标的主要为风险金融产品, 本文借鉴主流文献的做法, 采用风险金融资产作为养老第三支柱参与的代理变量, 从三个维度衡量老年人对养老第三支柱的参与情况。具体衡量指标为: (1) 风险金融资产参与(虚拟变量, 持有股票、基金、国债、信托等金融产品赋值为 1, 否则为 0); (2) 风险金融资产金额(取对数, 加 1 处理); (3) 风险金融资产占比(风险金融资产占金融资产总额百分比)。该指标虽不能完全等同于个人养老金账户参与, 但能有效反映老年群体通过金融市场进行养老财富积累的意愿和能力, 是观察第三支柱建设的有效微观数据。其局限性在于, 无法区分资金是否专门用于养老目的, 可能高估了用于长期养老规划的资金比例。

核心解释变量为子女同住, 根据 CFPS 家庭关系库中子女是否与父母同住定义, 至少一个子女同住赋值为 1, 否则为 0。本文采用“是否居住在家中”作为判断标准[3]。

中介变量为互联网使用(是否使用移动网络或电脑上网)和子女给予父母经济支持(过去 6 个月所有子

女给予的经济帮助金额，取对数加 1 处理)。

控制变量包括年龄、性别、婚姻状况、受教育年限、自评健康、是否参加医疗保险、个人收入是否高于中位数、家庭纯收入。

3.3. 模型设定

3.3.1. 子女同住与风险金融资产参与

由于被解释变量“是否持有风险金融资产”为二元虚拟变量，本文采用 Logit 模型进行估计，并报告平均边际效应以解释经济含义。基准回归方程如下：

$$\Pr(risk_participation_i = 1 | X_i) = \Lambda(\beta_0 + \beta_1 coreside_i + \gamma X_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

其中， $coreside_i$ 为子女同住虚拟变量， X_i 为控制变量向量， $\Lambda(\cdot)$ 为逻辑分布函数。

3.3.2. 子女同住与风险金融资产金额及占比

由于风险金融资产金额对数和风险金融资产占比在大量样本中取值为 0 (即未持有任何风险金融产品)，数据呈左截断特征。为避免线性回归的偏误，本文采用 Tobit 模型进行估计，设定左截断点为 0。Tobit 模型的形式为：

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 coreside_i + \gamma X_i + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$$y_i = \max(0, y_i^*) \quad (3)$$

其中 y_i 分别代表风险金融资产金额对数和风险金融资产占比。

需要特别指出的是，在全样本 4682 名老年人中，仅 304 人持有风险金融资产，占 6.5%。这意味着在估计风险金融资产金额时，Tobit 模型的有效信息全部来自这 304 个样本，属于小样本估计，标准误可能不够稳健。因此，对于金额和占比模型的回归结果应谨慎参考，其统计显著性和系数大小可能对样本波动较为敏感，主要作为参与模型的补充参考。

3.3.3. 中介效应检验

为检验信息接触与代际经济支持的传导机制，本文采用逐步回归法：

$$M_i = \alpha_0 + \alpha_1 coreside_i + \gamma_1 X_i + \mu_i \quad (4)$$

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 coreside_i + \beta_2 M_i + \gamma_2 X_i + \nu_i \quad (5)$$

其中 M_i 为中介变量(互联网使用或子女给予经济支持)，若 α_1 与 β_2 显著，且 M_i 加入后子女同住系数的显著性相较于基准回归发生明显变化，则表明存在间接路径。为进一步验证间接效应的统计显著性，本文补充 Sobel 检验。

3.4. 内生性讨论

尽管本文旨在探讨子女同住与养老第三支柱参与之间的关联，但需要明确承认，基于截面数据的实证分析面临着不可忽视的内生性挑战，本文结论应理解为相关关系，而非严格因果关系。内生性主要源于以下三个方面。

第一，反向因果。老年人自身的金融参与意愿或能力，可能反过来影响其居住安排。例如，拥有较高金融素养和收入的老年人，可能更倾向于经济独立，选择不与子女同住，从而导致子女同住与金融参与之间的负向关联被高估。

第二，遗漏变量。存在一些不可观测的因素，同时影响居住安排和金融行为。例如，老年人的个人

风险偏好、性格偏好、未观察到的家庭财富水平等，既可能影响其是否与子女同住(如独立性强的老人更可能独居)，也可能直接影响其参与金融市场的决策。

第三，自选择问题。子女同住本身是一个家庭内部决策的结果，而非外生随机事件。父母和子女基于相互的养老需求、经济状况和代际关系质量共同决定了是否同住，这使得处理组和对照组在诸多特征上本身就可能存在系统性差异。

理想的解决策略是采用工具变量法或寻找准自然实验。然而，在本研究的数据条件下，寻找一个仅通过子女同住影响金融参与、而不通过其他路径产生影响的工具变量极为困难。因此，本文不试图断言因果，而是旨在揭示子女同住与养老第三支柱参与之间在 CFPS 2022 年横截面上的统计相关性及其潜在机制。

3.5. 描述性统计

表 1 报告了主要变量描述性统计。持有风险金融资产的老年人占 6.7%，风险金融资产占比平均 2.01%，表明老年人金融市场参与仍处较低水平。子女同住比例为 51.3%，高于基于 2016 年和 2018 年样本的 30.7% [3]。互联网使用率为 33.1%。

Table 1. Variables and descriptive statistics
表 1. 变量和描述性统计

变量分类	变量名称	变量说明	样本量	平均值
被解释变量	风险金融资产参与	是否持有股票、基金、国债、信托等金融产品(1 = 是)	4682	0.067
	风险金融资产金额	风险金融资产市值(取对数，加 1 处理)	4682	0.760
	风险金融资产占比	风险金融资产占金融资产总额的比重(%)	4682	2.014
核心解释变量	子女同住	是否至少有 1 个子女与父母同住(1 = 是)	4682	0.513
中介变量	互联网使用	是否使用移动网络或电脑上网(1 = 是)	4682	0.331
	子女经济支持	过去 6 个月子女给予父母的经济帮助金额(元，取对数，加 1 处理)	4682	3.276
控制变量	年龄	受访者实际年龄(岁)	4682	68.475
	性别	男性 = 1，女性 = 0	4682	0.514
	婚姻状况	在婚或同居 = 1，其他 = 0	4682	0.830
	受教育年限	实际受教育年数(年)	4682	4.013
	自评健康	健康状况良好(非常健康/很健康) = 1，其他 = 0	4682	0.236
	高收入	个人收入高于样本中位数 = 1，其他 = 0	4682	0.132
	家庭收入	家庭纯收入(元，取对数)	4682	10.830

注：取对数时均采用 $\ln(x + 1)$ 处理。

4. 实证结果

4.1. 基准回归结果

基准回归结果如表 2 所示。模型(1)显示，子女同住对风险金融资产持有的边际效应为-0.0137，在 10% 水平显著。模型(2)中，子女同住对风险金融资产金额的系数在 5%水平显著为负。模型(3)中，对风险金

融资产占比的系数为负但不显著，说明这可能表明子女同住的负向关联主要体现在是否参与风险金融市场而非资产配置深度。上这一结果与互补假说不一致，与替代假说部分吻合。控制变量方面，年龄、受教育年限和家庭收入均显著正向影响金融参与，与已有研究一致[3]。男性系数显著为负。

Table 2. Baseline regression results

表 2. 基准回归结果

变量	(1) 风险资产参与 Logit (边际效应)	(2) 风险金额 Tobit	(3) 风险占比 Tobit
子女同住	-0.0137* (0.0079)	-0.5441** (0.2251)	-4.1662 (4.5419)
年龄	0.0014** (0.0006)	-0.0147 (0.0161)	0.9751** (0.3516)
男性	-0.0148** (0.0072)	-0.1091 (0.1969)	-8.5698** (4.2002)
已婚	-0.0022 (0.0101)	0.1400 (0.2706)	0.6801 (5.8137)
受教育年限	0.0024*** (0.0005)	0.0283** (0.0128)	1.6716*** (0.3102)
自评健康	-0.0110 (0.0086)	-0.4833** (0.2408)	-5.7992 (4.9522)
高收入	-0.0011 (0.0103)	-0.0917 (0.2895)	-1.8331 (6.1071)
家庭收入	0.0624*** (0.0043)	0.3982*** (0.0729)	27.9621*** (2.2665)
常数项	—	7.9413*** (1.5608)	-483.9799*** (41.0331)
观测值	4682	304	4682
Pseudo R ²	0.1789	0.0380	0.0677

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内为稳健标准误。

4.2. 稳健性检验

为确保核心结论的可靠性，本文进行四项稳健性检验，结果如表 3 所示。第一，将 Logit 替换为 Probit，边际效应为-0.0089，方向一致。第二，剔除 80 岁以上样本，边际效应为-0.0105，风险金额系数为-0.5388 ($p < 0.05$)。第三，将受教育年限替换为分类变量，边际效应为-0.0103，风险金额系数为-0.4301 ($p < 0.1$)。第四，为检验核心指标的代表性，本文尝试构建一个广义养老金融参与指标。该指标定义为若受访者持有股票、基金、国债、信托等风险金融资产，或持有商业养老保险，或持有银行理财产品，则视为参与了广义养老金融市场。重新进行 Logit 回归，结果如表 3 所示。子女同住对该广义指标的边际效应为-0.0115 ($p < 0.1$)，方向与基准结论一致，表明核心发现具有一定稳健性。综合表明核心结论具有稳健性。

Table 3. The results of the robustness test

表 3. 稳健性检验结果

稳健性检验	风险参与(边际效应)	风险金额(Tobit 系数)	观测值
基准回归	-0.0137* (0.0079)	-0.5441** (0.2251)	4682/304
Probit 模型	-0.0089 (0.0076)	—	4682
剔除高龄样本(≤ 80 岁)	-0.0105 (0.0080)	-0.5388** (0.2322)	4498/292
教育分类变量	-0.0103 (0.0079)	-0.4301* (0.2252)	4682/304
广义养老金融参与指标	*-0.0115* (0.0068)*	—	4682

4.3. 机制检验

为探索子女同住是否通过信息接触(互联网使用)和代际经济支持两条路径与金融参与产生关联, 本文采用逐步回归法进行分析, 结果如表 4 所示。模型(1)显示, 子女同住显著降低互联网使用概率(系数-0.112, $p < 0.01$)。模型(2)显示, 互联网使用显著促进风险金融资产投资(系数 0.717, $p < 0.01$)。加入互联网后, 子女同住的直接效应由显著为负变为边际显著, Sobel 检验证实了间接路径的统计显著性。子女同住通过降低老年人自主上网需求, 与金融参与之间产生间接抑制性关联, 支持假设 2。模型(3)显示子女同住显著增加子女经济支持(系数 0.301, $p < 0.01$)。模型(4)中该经济支持对风险金融资产投资的系数不显著(系数-0.030, $p > 0.1$), 假设 3 未获支持。

Table 4. Mediation analysis results

表 4. 机制检验结果

变量	(1) 互联网使用 OLS	(2) 风险金额 Tobit	(3) 子女经济支持 OLS	(4) 风险金额 Tobit
子女同住	-0.1116*** (0.0143)	-0.4307* (0.2230)	0.3006*** (0.1027)	-0.5252** (0.2255)
互联网使用		0.7166*** (0.2032)		
子女经济支持				-0.0295 (0.0291)
年龄	-0.0137*** (0.0011)	-0.0051 (0.0160)	0.0128 (0.0082)	-0.0147 (0.0161)
男性	0.0214 (0.0133)	-0.1411 (0.1932)	-0.2703*** (0.0958)	-0.1206 (0.1969)
已婚	-0.0025 (0.0180)	0.1857 (0.2655)	0.4194*** (0.1295)	0.1533 (0.2705)
受教育年限	0.0123*** (0.0009)	0.0177 (0.0129)	-0.0005 (0.0067)	0.0283** (0.0128)
自评健康	-0.0692*** (0.0151)	-0.3919 (0.2374)	-0.3623*** (0.1087)	-0.4926** (0.2405)
高收入	0.0356* (0.0198)	-0.0815 (0.2838)	-0.1401 (0.1423)	-0.1046 (0.2893)
家庭收入	0.0693*** (0.0052)	0.3570*** (0.0724)	-0.0737** (0.0374)	0.3970*** (0.0728)
常数项	0.5291*** (0.0988)	7.3021*** (1.5405)	2.9412*** (0.7111)	8.0165*** (1.5599)
观测值	4682	304	4682	304
R ² /Pseudo R ²	0.1390	0.0481	0.0083	0.0388

4.4. 异质性分析

为验证“数字依赖”替代“数字反哺”这一核心机制, 本文进行分样本异质性分析。若“数字依赖”假说成立, 则在自身数字能力更弱(更需依赖子女)的老年人群体中, 子女同住的负向关联应更为强烈。

Table 5. Heterogeneity analysis by older adults' education level

表 5. 异质性分析结果(按老年人教育水平分组)

	低教育组(小学及以下)	高教育组(初中及以上)
子女同住(边际效应)	-0.0189** (0.0092)	-0.0073 (0.0128)
观测值	3265	1417
控制变量	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.1624	0.1897

注: ** $p < 0.05$; 括号内为稳健标准误; 各模型均控制了年龄、性别、婚姻状况、自评健康、家庭收入等变量。

本文按老年人是否受过初中及以上教育进行分组,将样本分为“低教育组”(小学及以下)和“高教育组”(初中及以上)。低教育水平的老年人使用互联网的障碍更大,更可能依赖于子女的代办。表5结果显示,子女同住的负向效应仅在“低教育水平”的老年群体中显著,而在“高教育水平”群体中不显著。这表明,自身数字能力较弱的老年人更容易因子女同住而产生“数字依赖”,从而与金融参与之间呈现更强的负向关联,为“数字依赖”假说提供了支持性证据。

5. 结论与政策建议

5.1. 结论

本文利用 CFPS 2022 年数据,实证分析了子女同住与养老第三支柱建设之间的关联及其作用机制,得出以下主要结论。

第一,子女同住与养老第三支柱参与之间的关联方向,与基于更早期数据的研究存在明显差异。何圆等(2023)基于 2016~2018 年数据发现子女同住显著促进金融参与;而本文基于 2022 年数据的发现与此不同,呈现出子女同住与金融参与之间显著的负向关联。这一差异不应简单理解为“关系发生了逆转”,而更可能是由于数据时期、外部金融环境及数字化普及程度的根本性变化所导致。2016~2018 年间,智能手机与移动支付尚未完全普及,子女同住的信息传递效应较为突出;而到 2022 年,数字鸿沟问题从“接入”转向“使用”,子女同住更可能通过替代老年人自主上网而产生抑制性关联。机制检验佐证了这一判断。此外,本文样本中子女同住比例显著高于基于 2016~2018 年数据报告的比例,可能反映了突发公共卫生事件影响下家庭居住安排的阶段性变化及老龄化加深带来的照料需求增加。

第二,子女同住可能通过抑制互联网使用间接与金融参与呈负向关联,“数字依赖”已超越“数字反哺”成为主导性效应模式。子女同住与老年人使用互联网的概率呈显著负相关,而互联网使用是促进金融参与的重要渠道,从而形成了间接的抑制性关联模式。异质性分析进一步支持了这一判断:在受教育程度较低的老年人群中,子女同住的负向效应更为显著。

第三,子女同住虽能增加子女向父母的经济支持,但该经济支持未能进一步转化为风险金融资产投资,代际经济支持不构成有效传导路径。

第四,年龄、教育年限与家庭收入均显著正向影响金融参与,男性参与积极性相对较低,提示政策干预应聚焦于低教育、低收入和男性等弱势群体。

5.2. 政策建议

一是审慎看待子女同住对养老第三支柱的带动作用,不应过度依赖“家庭养老带动自我养老”的政策假设。在数字化和金融市场环境变化的背景下,鼓励子女与父母同住并不能自动转化为老年金融参与率的提升,制定相关政策时应将资源直接配置到面向老年人的数字扫盲和适老化金融产品设计上。

二是针对“数字依赖”问题,应在子女同住家庭中推广“共同操作、长辈主导”的理念。社区和金融机构可开展面向家庭的联合金融教育活动,鼓励子女在“教”而非“替”的框架下帮助父母使用数字金融工具,同时开发语音交互和界面简洁的适老化应用程序。

三是优化代际经济支持的转化路径。可探索设立“家庭养老金融账户”,允许子女向父母账户转账并享受税收优惠,将家庭内部的代际经济转移有效引导至第三支柱,实现家庭养老与自我养老有机融合。

四是针对不同群体实施差异化推广策略。对低教育、低收入老年人优先提供基础金融知识普及和低门槛产品;对男性群体通过社区活动增强参与意愿;对已具备上网习惯的老年人进行精准推送。

参考文献

- [1] 中华人民共和国 2024 年国民经济和社会发展统计公报[R/OL]. 2025-02-28
<https://www.neac.gov.cn/seac/c103544/202606/1190889.shtml>, 2026-07-15.
- [2] 国务院办公厅关于推动个人养老金发展的意见[EB/OL]. 2022-04-21.
https://www.gov.cn/gongbao/content/2022/content_5688780.htm, 2026-07-15.
- [3] 何圆, 钱雨婷, 王伊攀. 子女同住对养老第三支柱建设的影响研究——基于 CFPS 的经验证据[J]. 南方经济, 2023(1): 49-65.
- [4] 靳永爱, 周峰, 翟振武. 居住方式对老年人心理健康的影响——社区环境的调节作用[J]. 人口学刊, 2017, 39(3): 66-77.
- [5] 卢洪友, 余锦亮, 杜亦譔. 老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于 CFPS 微观数据的分析[J]. 财经研究, 2017, 43(12): 4-16.
- [6] 张川川, 陈斌开. “社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农村社会养老保险的证据[J]. 经济研究, 2014, 49(11): 102-115.
- [7] 刘一伟. 互补还是替代: “社会养老”与“家庭养老”——基于城乡差异的分析视角[J]. 公共管理学报, 2016, 13(4): 77-88+156.
- [8] 汤凌霄, 潘文东. 隔代照料对家庭金融资产配置的影响——基于 CHFS 数据的实证分析[J]. 消费经济, 2021, 37(1): 39-49.
- [9] 卢亚娟, 孟丹丹, 刘澍. 农村家庭结构对金融资产选择的影响分析[J]. 财贸研究, 2019, 30(6): 61-73.
- [10] 穆怀申. 家庭子女养老与个人养老“互补替代”效应: 理论与实证[J]. 社会科学文摘, 2022(6): 87-89.
- [11] Guo, N., Huang, W. and Wang, R. (2025) Public Pensions and Family Dynamics: Eldercare, Child Investment, and Son Preference in Rural China. *Journal of Development Economics*, **172**, Article ID: 103390.
<https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2024.103390>
- [12] Feng, C., Zhang, Y., Yang, L., Wu, L. and Liu, B. (2025) How Do Children's Cohabitation and Family Asset Reserves Impact Rural Individuals' Participation in Commercial Pension Insurance? *Frontiers in Public Health*, **13**, Article ID: 1548241. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2025.1548241>
- [13] 邓婷鹤, 何秀荣, 王佳友. 居住模式对老人福利的影响: 基于代际关系的视角——来自我国老人膳食质量的证据[J]. 财经研究, 2016, 42(12): 39-48.
- [14] 余央央, 陈杰. 子女近邻而居, 胜于同一屋檐?——居住安排与中国农村老年人认知健康[J]. 财经研究, 2020, 46(8): 49-63+155.