

已婚妇女非农就业会影响家庭金融投资决策吗？

梁庆美

重庆大学公共管理学院，重庆

收稿日期：2025年9月9日；录用日期：2025年10月9日；发布日期：2025年10月22日

摘要

女性就业是家庭经济来源多样化的重要途径。本文基于中国家庭金融调查(CHFS)数据，考察了已婚妇女非农就业对家庭金融投资选择的影响。研究发现，已婚妇女非农就业会促进家庭风险金融资产的参与，提高家庭风险金融资产的持有比例。其作用机制在于，已婚妇女非农就业可以通过提高家庭收入水平和已婚妇女的金融素养以及扩大社会网络，从而促进家庭风险金融资产配置。进一步研究发现，在城镇家庭和高教育水平家庭，已婚妇女非农就业对家庭风险金融投资的促进作用更大。本文为我国促进已婚妇女非农就业和改善过低风险的金融资产配置比例情况提供了新的思考。

关键词

已婚女性，非农就业，风险金融资产，家庭决策

Does Married Women's No-Farm Employment Influence Household Financial Investment Decisions?

Qingmei Liang

School of Public Management, Chongqing University, Chongqing

Received: September 9, 2025; accepted: October 9, 2025; published: October 22, 2025

Abstract

Female employment serves as a crucial pathway for diversifying household income sources. Using data from the China Household Finance Survey (CHFS), this paper examines the impact of married women's non-farm employment on household financial investment decisions. The study finds that

married women's non-farm employment promotes household participation in risky financial assets and increases the share of such assets in the household portfolio. The mechanism operates through enhanced household income, improved financial literacy among married women, and expanded social networks, which collectively facilitate the allocation of risky financial assets. Further analysis reveals that the effect is more pronounced in urban households and among highly educated families. This study provides new insights for policies aimed at promoting married women's non-farm employment and improving the currently low proportion of risky financial asset allocation in China.

Keywords

Married Women, No-Farm Employment, Risky Financial Assets, Household Decision-Making,

Copyright © 2025 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

随着社会快速发展,我国人均收入不断提高,城乡收入差距慢慢缩小,我国家庭开始积累资产。随着经济发展和收入水平的提高,我国家庭逐渐将资产从满足生活的基本需求转变为购买房产、车辆等固定资产以及投资股票、债券等金融资产。然而,随着中国农村的城市化进程,农村人口不断向城市转移,这些家庭的财富并没有明显变化。我国家庭金融资产总量整体较低,非金融资产由于住房贷款等家庭负担占据了绝大多数可支配收入的比重过大[1]。家庭资产的分配不仅是一个事关家庭自身资产保护保存的问题,也是一个关系到整个国家经济和金融发展的问题。根据《中国财富报告 2022》,在 2021 年,我国家庭金融资产占三成左右,而美国将近七成。与发达国家相比,我国的金融市场没有那么发达,居民的整体金融知识水平较低,家庭收入和资产规模之间存在巨大差距。

在影响居民家庭金融资产配置的众多因素中,女性就业开始受到广泛重视。我国出台了一系列关于对女性劳动权利和劳动保护方面的政策法规,并对其不断完善[2]。根据国家统计局数据,2022 年中国女性就业人员达 3.2 亿人,占全部就业人员 43.2%。同年,执行了《女职工劳动保护特别规定》的企业比重为 72.9%,女职工职业健康素养水平为 53.3%,比男性高 1.1 个百分点。随着经济社会的飞速发展,女性受教育水平不断提高,社会保障水平逐步提升,劳动者权益保障也得到进一步加强。然而,就业机会不平等、劳动报酬差异,以及家庭角色与职业发展的冲突等各方面因素,导致女性就业仍面临多重困境。解决女性就业困境对于提升家庭财务韧性、增强女性家庭决策权以及提升家庭整体幸福感和稳定性至关重要。

已有文献大多从个人禀赋、健康风险、互联网使用、保险参与和家庭人口结构等角度研究居民金融资产配置问题,较少关注已婚妇女非农就业对家庭金融资产配置的影响及其作用机制。基于此,本文采用 CHFS 数据,从微观视角考察了已婚妇女非农就业对家庭金融投资决策的影响,并分别从家庭收入水平、已婚妇女金融素养和社会网络三个渠道入手,进行细致的机制分析。同时,本文从城乡和教育两个方面,详细分析了已婚妇女非农就业对家庭金融资产配置影响的异质性,有助于针对不同群体提出精准化的启示建议。

2. 文献综述与理论分析

根据生命周期理论,人们在人生不同阶段的收入和支出状况决定了他们在资产配置上的差异。现有

的实证研究表明, 年龄与风险金融资产配置比例之间呈倒 U 型关系, 即风险资产的比例随着年龄的增长而增加, 在某一年龄段达到风险金融资产配置的峰值后开始下降。常见的财务建议是, 随着年龄的增长, 人们应该持有更少的股票; 然而, 经验证据显示出相反的效果[3]。如果年长的投资者在股票价值较低且更厌恶风险时评估其风险偏好水平, 他们可能会对具有更高确定性的资产有更大的渴望[4]。Schooley 和 Worden [5]发现股票在投资组合中的比例随年龄增长而增加, 然后在某个时间点(可能是退休时)随年龄下降。而现代投资理论认为, 个人在其生命周期每个阶段的最佳资产组合主要涉及劳动收入的价值、风险和波动性[6]。实际上, 家庭风险投资决策还往往受到各种因素的影响。健康风险[7]-[9]、子女性别[10][11]、家庭年龄结构[12][13]等都可能挤出家庭的风险投资。

学者们多认为女性就业会对居民家庭金融投资决策产生积极影响。首先, 居民稳定的就业状态能够增强家庭参与金融市场的比例与深度, 改善家庭投资环境。葛永波等[14]研究发现, 非农就业可以促进家庭更多地参与金融市场, 并显著提升风险金融资产在家庭资产中所占比重。周洲和陈曦[15]的研究结果表明, 非农就业能够通过提高收入水平、促进土地转出、扩大社会网络规模以及增加互联网使用影响农村家庭的风险性金融市场参与。其次, 女性就业能够增强家庭金融实力, 进而促进家庭更积极地参与金融市场。张正平等[16]认为, 农村女性非农就业通过增加其收入水平和金融素养水平促进了家庭参与风险金融资产投资。基于此, 本文提出以下假设。

假设 1: 已婚妇女非农就业会促进家庭风险金融资产的参与, 提高家庭风险金融资产的持有比例。

肖泽平和王志章[17]的分析表明, 脱贫户女性非农就业会显著地提高脱贫户家庭人均纯收入。陆利丽[18]的分析结果显示, 与其他市场经济国家相比, 中国城镇已婚女性就业总体上对家庭间收入差距的缩小效应更为显著。Sudo [19]的研究结果表明, 女性劳动参与率的提高在短期内会加剧家庭收入不平等, 但在长期内会有缓解作用。此外, 随着家庭收入的增加, 家庭在金融资产配置上的选择范围会拓宽, 投资组合表现出更高的多样性, 进而提升金融资产配置的效率。家庭金融资产配置行为与财富高度相关, 财富水平的提高不仅影响着家庭股市参与行为, 还影响着家庭的持股比例[20]。我国居民家庭资产配置存在财富效应, 随着财富的增加, 金融资产的投资比例会呈现先上升后下降的形态[21]。据此, 本文提出以下假设。

假设 2: 已婚妇女非农就业提高了家庭收入水平, 从而促进了家庭风险资产投资。

金融素养是个体理解金融概念、运用金融工具、做出明智的财务决策以及有效管理金融风险的能力。提升金融素养能够帮助家庭更好地识别投资机会, 建立合理的资产配置策略。金融意识和知识在决定风险资产持有方面发挥了重要作用, 提高金融意识可能是增加家庭持有风险金融资产的有效工具[22]。金融素养是影响家庭资产配置的重要因素, 帮助家庭提高他们的金融知识可能会改善资产配置[23]。提高金融素养可以缓解家庭流动性限制, 削弱流动性限制对家庭风险资产的影响[24]。女性就业率的提升, 为她们提供了更多的经济参与机会。非农就业使得女性可能更有动力去了解和学习金融知识, 以应对金融市场上的风险。据此, 本文提出以下假设。

假设 3: 非农就业能够通过提高已婚妇女的金融素养, 从而提高家庭风险金融市场的参与概率和风险金融资产的持有比例。

社会网络是个体在社会中建立的各种人际关系的总和, 是为个体提供情感支持、信息交流和资源获取的重要途径。魏昭等[25]研究发现, 社会网络资源越广的家庭, 越会积极地参与到金融市场, 增加风险资产投资, 尤其是股票等风险市场。贾艳和何广文[26]的研究结论表明, 社会网络对家庭配置金融资产的广度和深度均有显著的正向影响, 且城市家庭相对于农村家庭对金融市场的参与度更高。女性在就业过程中, 通过工作关系、同事交流、行业会议等渠道, 能够接触到更多的信息和资源, 从而扩展和深化社会网络。据此, 本文提出以下假设。

假设 4：已婚妇女非农就业会通过扩大社会网络提高家庭对风险金融资产的持有概率和比重。

3. 数据、模型与变量

3.1. 数据来源

本文所采用的数据来源于中国家庭金融调查(CHFS)数据, 该调查旨在收集有关家庭金融微观层次的相关信息, 包括收入与消费、资产与负债、人口特征与就业、社会保障与保险及主观态度等相关信息, 对家庭经济、金融行为进行了详细刻画。本文选取 2015 年、2017 年和 2019 年三年的混合截面数据, 考虑到女性法定结婚年龄和退休年龄, 仅保留已婚女性年龄在 20~55 岁的样本。经过剔除缺失值等数据清理后, 本文最终得到 47,654 个观测值。

3.2. 模型设定

参考王亚柯和刘东亚[27]、孟亦佳[28]等的做法, 考虑到股票资产和风险金融资产的参与为二值虚拟变量, 为此本文引入 Probit 模型考察已婚妇女非农就业对家庭参与股票市场和风险金融市场可能性的影响, 模型如下:

$$risk_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 Work_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_t + \gamma_p + \mu_{it} \quad (1)$$

$$Risk_{it} = \begin{cases} 1, & risk_{it}^* > 0 \\ 0, & risk_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中, (1)式和(2)式中的 $risk_{it}^*$ 为潜变量, $risk_{it}^*$ 代表家庭参与股票市场或风险金融市场的概率, 其中家庭参与股票市场或风险金融市场的数值为 1, 否则为 0; $Work_{it}$ 为主要解释变量, 表示已婚妇女是否进行非农就业; X_{it} 为控制变量, 包括户主特征变量和家庭特征变量; λ_t 为时间虚拟变量, γ_p 为省份虚拟变量; μ_{it} 为扰动项。

由于股票资产和风险金融资产在家庭总资产中的占比是离散的, 数值介于 0 到 1 之间, 考察已婚妇女非农就业对家庭股票资产和风险金融资产持有比例的影响, 数据拥有截断性特点, 故本文采用更加适宜截断样本的 Tobit 模型进行回归分析, 模型如下:

$$risk_p_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 Work_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_t + \gamma_p + \mu_{it} \quad (3)$$

$$Risk_p_{it} = \max(0, risk_p_{it}^*) \quad (4)$$

其中, (3)式和(4)式中的 $risk_p_{it}^*$ 为被解释变量, 表示家庭持有的股票资产或风险金融资产的比例, 其他变量设置同前文所述。

3.3. 变量选取

3.3.1. 被解释变量

本文的被解释变量为家庭风险金融资产配置, 包括家庭是否持有股票资产或风险金融资产、持有股票资产或风险金融资产的比重。本文参考尹志超等[29]的衡量口径, 将金融资产分为风险资产和无风险资产。其中, 无风险资产包括现金、股票现金账户、政府债券、活期存款、定期存款等。风险资产又分为正规金融市场和非正规金融市场。正规金融市场包括股票、基金、金融债券、企业债券、金融衍生品、金融理财产品、黄金和非人民币资产, 非正规金融主要指民间借出款。家庭是否持有股票资产或风险金融资产表示家庭是否拥有股票市场的资产或正规金融市场的风险资产, 拥有取值为 1, 否则为 0; 持有股票资产或风险金融资产的比重表示股票资产或正规金融市场风险资产占家庭金融资产的比重。

3.3.2. 解释变量

本文的解释变量为已婚妇女非农就业。结合 CHFS 的数据特点, 本文将已婚妇女除务农和志愿者以外拥有其他工作的个体, 包括因生病、度假等原因正在休假无法上班但有工作的个体, 定义为已婚妇女非农就业, 并取值为 1, 否则为 0。

3.3.3. 控制变量

本文的控制变量包括已婚妇女的个人特征变量和家庭特征变量。个人特征变量包括年龄、年龄的平方、健康状况、是否购买医疗保险、是否购买养老保险, 家庭特征变量包括家庭是否从事工商业自营、房产数量、家庭规模、老年抚养比、少儿抚养比、家庭总资产、家庭总负债、居住地类型。此外, 本文还控制了年份虚拟变量和省份虚拟变量。主要变量的定义及描述性统计结果如表 1 所示。

Table 1. Variable definitions and descriptive statistics

表 1. 变量定义及描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
持有股票资产	家庭拥有股票市场资产为 1, 否则为 0	0.070	0.254	0	1
股票资产比重	股票资产占家庭金融资产的比重	0.021	0.097	0	1
持有风险金融资产	家庭拥有一种或多种正规金融市场的风险资产为 1, 否则为 0	0.282	0.450	0	1
风险金融资产比重	正规金融市场风险资产占家庭金融资产的比重	0.062	0.179	0	1
已婚妇女非农就业	已婚妇女非农就业为 1, 否则为 0	0.694	0.461	0	1
年龄	已婚妇女的年龄	42.776	8.346	20	55
年龄的平方	已婚妇女年龄的平方	1899	691.01	400	3025
健康状况	取值 1~5, 从非常好到非常不好逐级递减	2.490	0.939	1	5
医疗保险	已婚妇女购买医疗保险为 1, 否则为 0	0.928	0.258	0	1
养老保险	已婚妇女购买医疗保险为 1, 否则为 0	0.684	0.465	0	1
工商业自营	家庭从事工商业自营为 1, 否则为 0	0.199	0.400	0	1
房产数量	家庭拥有的房产数量	1.301	6.492	0	999
家庭规模	家庭总人数	3.978	1.458	1	16
老年抚养比	家庭中 60 岁以上成员占家庭总人数的比重	0.087	0.145	0	0.800
少儿抚养比	家庭中 16 岁以下成员占家庭总人数的比重	0.161	0.171	0	0.833
家庭总资产	家庭总资产取对数	13.09	1.433	0	21.46
家庭总负债	家庭总负债取对数	4.701	5.551	0	16.46
居住地类型	农村地区为 1, 城镇地区为 0	0.332	0.471	0	1

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归结果

表 2 报告了基准回归结果。与理论假设一致, 各列中已婚妇女非农就业变量的边际效应均在 1% 的水平上显著大于 0。可以看出, 已婚妇女非农就业显著促进了家庭股票资产和风险金融资产的参与, 提高了股票资产比重和风险金融资产比重。边际效应回归结果显示, 在控制已婚妇女个人特征、家庭特征、时

间和省份虚拟变量后，已婚妇女非农就业，家庭持有股票资产和风险金融资产的概率分别会提高 0.78%、2.43%，股票资产和风险金融资产的持有比重分别会上升 0.42%和 0.81%。这说明已婚妇女非农就业对优化家庭金融资产配置具有显著的促进作用。假设 1 得以验证。

Table 2. Baseline regression results
表 2. 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	持有股票资产	股票资产比重	持有风险金融资产	风险金融资产比重
已婚妇女 非农就业	0.0078*** (0.0024)	0.0042*** (0.0016)	0.0243*** (0.0043)	0.0081*** (0.0017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	47654	47654	47654	47654

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平统计显著，括号内为省份层面聚类标准误。表中汇报的是估计结果的边际效应。下表同。

4.2. 内生性检验

尽管进行了控制变量的使用，但遗漏变量和反向因果仍可能导致内生性问题。一方面，一些无法观测的变量可能会作用于已婚妇女非农就业和家庭资产配置，例如家庭禀赋、个人能力、地域因素等；另一方面，家庭的金融资产配置和最终给居民带来的结果可能反过来影响已婚妇女是否非农就业，即反向因果关系。为处理遗漏变量、反向因果等内生性问题，本文使用工具变量法进行处理。参考尹志超和张栋浩[30]的做法，本文选取同一社区内其他已婚妇女非农就业率作为工具变量。具体来说，社区内其他家庭已婚妇女非农就业时，通过示范效应、信息共享和社会互动等方式，该家庭已婚妇女非农就业的可能性也会提高。而其他家庭已婚妇女非农就业不会直接影响该家庭的金融资产配置情况，因此它满足了工具变量的基本要求。

本文采用 IV-Probit、IV-Tobit 模型分别对股票资产或风险金融资产的参与概率和持有比例进行检验。表 3、表 4 报告了工具变量回归的两阶段结果。第一阶段结果显示，工具变量对已婚妇女非农就业具有显著正向影响，说明已婚妇女非农就业与工具变量之间存在正相关关系。第二阶段在使用工具变量进行估计后，已婚妇女非农就业对家庭股票资产和风险金融资产配置仍然存在显著的正向影响。一阶段 F 值均为 120.38，均显著大于 10%偏误下的临界值，排除弱工具变量的可能，Wald 检验的值表明已婚妇女非农就业这一变量存在内生性。在修正了已婚妇女非农就业的内生性偏误后，已婚妇女非农就业对家庭股票资产和风险金融资产配置依然存在显著的促进作用，证实了基准回归结果的稳健性。

Table 3. IV regression results
表 3. 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	已婚妇女非农就业	持有股票资产	已婚妇女非农就业	股票资产比重
同一社区其他已婚妇女 非农就业率	0.4886*** (0.0156)		0.4886*** (0.0156)	
已婚妇女非农就业		0.6778*** (0.1923)		0.3426*** (0.0949)

续表

控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	47654	47654	47654	47654
一阶段 F 值	120.38		120.38	
Wald Test		9.92**		10.94***

Table 4. IV regression results**表 4.** 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	已婚妇女非农就业	持有风险金融资产	已婚妇女非农就业	风险金融资产比重
同一社区其他已婚妇女 非农就业率	0.4886*** (0.0156)		0.4886*** (0.0156)	
已婚妇女非农就业		0.4418*** (0.1066)		0.1930*** (0.0612)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	47654	47654	47654	47654
一阶段 F 值	120.38		120.38	
Wald Test		11.57***		6.41*

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 改变模型

为提高结论的可靠性,本文分别采用 Logit 模型和 OLS 模型对家庭金融资产的持有概率和持有比重进行回归检验。表 5 的结果显示,更换计量模型后已婚妇女非农就业变量依旧显著为正。当已婚妇女非农就业时,家庭股票资产和风险金融资产的持有概率分别会提高 0.86%、2.53%,持有比例上升 0.2%、0.84%。该结果与基准回归结果较为一致,表明已婚妇女非农就业显著促进家庭风险金融资产配置的结论具有高度稳健性。

Table 5. Regression results under alternative model specifications**表 5.** 改变计量模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	持有股票资产	股票资产比重	持有风险金融资产	风险金融资产比重
已婚妇女 非农就业	0.0086*** (0.0024)	0.0020** (0.0010)	0.0253*** (0.0044)	0.0086*** (0.0017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	47654	47654	47654	47654

4.3.2. 剔除异常值

参考王小华等[31]的做法，本文对样本进行剔除异常值处理。一是截尾处理，对被解释变量进行双侧5%的截尾处理，以消除样本极端值对计量结果的影响。二是剔除直辖市样本后，对剩余样本进行回归分析。表6、表7的结果显示，进行剔除异常值的处理后，已婚妇女非农就业的系数仍显著为正，与前文结果一致。

Table 6. Regression results using censored data
表 6. 截尾处理回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	持有股票资产	股票资产比重	持有风险金融资产	风险金融资产比重
已婚妇女 非农就业	0.0078*** (0.0024)	0.0019*** (0.0005)	0.0243*** (0.0043)	0.0051*** (0.0010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	47654	45271	47654	45284

Table 7. Regression results from the sample restricted to non-municipalities
表 7. 剔除直辖市样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	持有股票资产	股票资产比重	持有风险金融资产	风险金融资产比重
已婚妇女 非农就业	0.0060** (0.0024)	0.0033** (0.0017)	0.0206*** (0.0044)	0.0067*** (0.0017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	42635	42635	42635	42635

4.4. 异质性分析

4.4.1. 城乡差异

表8报告了已婚妇女非农就业对家庭风险金融资产在城乡样本中的差异结果。研究显示，在城镇样本中，已婚妇女非农就业对家庭风险金融资产的参与和持有比例存在显著正向影响，而在农村样本中没有显著作用。在城镇样本中边际效应分别为2.89%、1.2%，相对于全样本的回归结果在参与概率和持有比例上面均有所提高。这表明，只有在城镇家庭，已婚妇女非农就业才会大大增加家庭参与风险金融市场的可能性和家庭中风险金融资产的比例。本文认为，这与农村地区金融市场发展相对滞后有关。农村家庭受到金融市场“有限参与”、金融素养相对较低及传统观念束缚等多重因素的影响，导致非农就业的已婚妇女难以有效促进家庭风险金融资产的配置。

Table 8. Regression results by urban and rural subsamples**表 8.** 城乡分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	持有风险金融资产		风险金融资产比重	
	城镇	农村	城镇	农村
已婚妇女 非农就业	0.0289*** (0.0055)	-0.0058 (0.0063)	0.0120*** (0.0022)	-0.0011 (0.0027)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	31813	15841	31813	15841

4.4.2. 教育差异

针对不同受教育水平的家庭，本文将已婚妇女受教育水平在高中及以上的家庭划分为高教育水平组并赋值为 1；将已婚妇女受教育水平在高中以下的家庭划分为低教育水平组并赋值为 0。结果如表 9 所示。研究显示，在低教育水平群体中，已婚妇女非农就业对家庭风险金融资产的参与在 10%的水平上显著，对持有比例没有显著影响。而在高教育水平群体中具有显著正向影响，边际效应分别为 1.79%、1.21%，相对于全样本的回归结果参与概率有所略有降低，持有比例有所提高。这表明，在较高受教育水平的已婚妇女群体中，非农就业的概率应该提高，以大大增加家庭对风险金融资产的接触参与和拥有占比。此外，本文认为出现这种差异的原因在于低教育水平的已婚妇女可能受限于金融知识的匮乏，难以有效参与风险金融市场的投资。

Table 9. Regression results by high- and low-education subsamples**表 9.** 高低受教育水平分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	持有风险金融资产		风险金融资产比重	
	低教育水平	高教育水平	低教育水平	高教育水平
已婚妇女 非农就业	0.0080* (0.0046)	0.0179** (0.0083)	0.0000 (0.0019)	0.0121*** (0.0033)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	30490	17164	30490	17164

5. 机制分析

5.1. 收入水平

为探究已婚妇女非农就业对家庭金融投资决策影响的作用机制，本文借鉴江艇[32]的做法进行分析。机制部分均采用 OLS 模型进行回归检验。为验证假设 2，本文选取家庭年收入进行衡量，并对其进行取对数处理。根据表 10 (1)列结果，已婚妇女非农就业会显著促进家庭收入水平的提升，进而促进家庭风险金融资产配置。非农就业为已婚妇女提供了更多收入来源，提高了家庭整体收入水平，使得家庭有更多

的资金用于风险金融资产的配置，从而优化了家庭资产结构。

5.2. 金融素养

非农就业通过提高已婚妇女的金融素养，可能促进其家庭对股票资产和风险金融资产的参与和持有比例。参考尹志超等[33]的做法，本文选取 CHFS 问卷中对经济和金融方面的信息关注程度、利率计算、通货膨胀计算、比较股票与基金的风险大小四个问题的回答情况，通过因子分析法构建金融素养指标。表 10 (2)列结果表明，已婚妇女非农就业会对其金融素养水平产生显著的正向影响，而金融素养水平又会促进家庭风险资产投资。具体来说，非农就业为已婚妇女提供了更多接触金融知识和参与金融市场的机会，从而增强了她们的金融素养和金融知识。金融素养的提升使她们能够更好地理解和评估不同金融产品的风险和收益，进而在家庭金融投资决策中更加明智和理性。因此，本文认为，已婚妇女非农就业通过提高金融素养促进了家庭风险金融资产配置，假设 3 得以验证。

5.3. 社会网络

关于社会网络这一指标的衡量，目前学术界并未有明确定义。本文参考杨汝岱等[34]的分析，选取通信网络费作为社会网络的代理变量，并进行取对数处理。同时，参考杨碧云等[35]的做法，本文还将使用家庭礼金支出和非正常礼金支出来衡量社会网络，对二者均进行取对数处理。表 10 (3)列、(4)列和(5)列的回归结果显示，已婚妇女非农就业对其社会网络具有显著的正向作用。而社会网络将影响家庭风险金融市场参与。具体来说，非农就业为已婚妇女提供了更广阔的社会交往平台和机会，使她们能够拓展和深化自己的社会网络。这一变化不仅有助于她们获取更多的金融信息和市场动态，还能够通过社会网络的示范效应等，增强她们对风险金融市场的认知和信任，进而促进家庭对风险金融市场的参与和持有比例。由此，假设 4 得以验证。

Table 10. Mechanism test results
表 10. 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	收入水平	通信网络费	通信网络费	礼金支出	非正常礼金支出
已婚妇女非农就业	0.1984*** (0.0204)	0.0575*** (0.0093)	0.0388*** (0.0110)	0.1940*** (0.0363)	0.1524*** (0.0267)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	47654	47654	47654	47654	47654

6. 结论与启示

女性就业是家庭经济来源多样化的重要途径。本文在已有文献的基础上，利用 CHFS2015 年、2017 年和 2019 年的数据作为混合截面数据，从已婚妇女非农就业这一角度探究了其对家庭风险金融资产配置的影响。研究发现，已婚妇女非农就业对家庭参与股票资产或风险金融资产的概率和持有比例均有显著的积极影响。这种作用可以通过提高家庭收入水平、已婚妇女金融素养以及扩大社会网络实现。

为解决内生性问题，本文选取同一社区内其他已婚妇女就业率作为工具变量，验证了结论的合理性。此外，研究发现已婚妇女非农就业对家庭风险金融资产配置的影响在城乡和不同教育水平群体之间存在

显著差异。具体来说,在城镇家庭和高教育水平家庭中,已婚妇女非农就业显著提高家庭风险金融资产的持有概率和比例,而在农村家庭和低教育水平家庭中并不显著。

为了促进已婚妇女非农就业,提高家庭对风险金融市场的参与度,增加所持风险金融资产的份额,以实现资产配置的多样化和利益最大化,结合上述结论与中国现状,本文提出以下政策启示:

第一,增强已婚妇女就业技能,促进已婚妇女非农就业。根据妇女的实际情况和需求,设计并实施各类技能提升培训项目。同时,引导女性劳动者通过在线平台学习技能,提供就业岗位信息,推动培训与就业更加匹配。还应多关注农村妇女的就业问题,重视农村女性的教育,帮助农村妇女树立市场经济意识,为妇女发展农业生产提供资金技术等支持,为其扩大经营规模创造条件。

第二,扩大居民的社会网络。利用大数据、云计算、物联网、人工智能等新一代信息技术,建立线上线下融合互动的社会服务供给体系,增加居民社会互动的机会。通过教育和培训,提升女性乃至全体居民的数字技能,使他们能够访问和有效使用网络,增强他们在网络空间的参与度。此外,举办并鼓励居民参与邻里聚会、社区运动会等社区活动,促进居民之间的交流与互动,增强他们的社区归属感和凝聚力。

参考文献

- [1] 马广奇,杨靖.我国居民家庭金融资产配置现状及优化对策研究[J].新金融,2014(2):53-56.
- [2] 余秀兰.女性就业:政策保护与现实歧视的困境及出路[J].山东社会科学,2014(3):48-53+128.
- [3] Dow, J.P. (2009) Age, Investing Horizon and Asset Allocation. *Journal of Economics and Finance*, **33**, 422-436. <https://doi.org/10.1007/s12197-008-9039-1>
- [4] Blanchett, D., Finke, M. and Guillemette, M. (2018) The Effect of Advanced Age and Equity Values on Risk Preferences. *Journal of Behavioral Finance*, **19**, 434-441. <https://doi.org/10.1080/15427560.2018.1431884>
- [5] Schooley, D.K. and Worden, D.D. (1999) Investors' Asset Allocations versus Life-Cycle Funds. *Financial Analysts Journal*, **55**, 37-43. <https://doi.org/10.2469/faj.v55.n5.2297>
- [6] 廖禹,杜思成,郑志凌.生命周期投资理论的发展及金融产品创新[J].经济论坛,2004,18(21):90-91.
- [7] Bressan, S., Pace, N. and Pelizzon, L. (2014) Health Status and Portfolio Choice: Is Their Relationship Economically Relevant? *International Review of Financial Analysis*, **32**, 109-122. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.01.008>
- [8] 周慧珺,沈吉,龚六堂.中老年人健康状况与家庭资产配置——基于资产流动性的视角[J].经济研究,2020,55(10):193-208.
- [9] Wu, S. (2021) Assessing the Relationship between Health and Household Portfolio Allocation. *Financial Planning Review*, **4**, e1128. <https://doi.org/10.1002/cfp2.1128>
- [10] 魏下海,万江滔.人口性别结构与家庭资产选择:性别失衡的视角[J].经济评论,2020,41(5):152-164.
- [11] 王韧,许豪,张双双.子女结构会影响家庭金融资产配置吗——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J].山西财经大学学报,2022,44(3):58-71.
- [12] 余静文,姚翔晨.人口年龄结构与金融结构——宏观事实与微观机制[J].金融研究,2019,62(4):20-38.
- [13] Kang, C. and Hu, R. (2022) Age Structure of the Population and the Choice of Household Financial Assets. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, **35**, 2889-2905. <https://doi.org/10.1080/1331677x.2021.1984269>
- [14] 葛永波,陈虹宇,赵国庆.金融排斥视角下非农就业与农村家庭金融资产配置行为研究[J].当代经济科学,2021,43(3):16-31.
- [15] 周洲,陈曦.非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的影响研究——基于中国家庭金融调查数据的分析[J].中国地质大学学报(社会科学版),2022,22(4):98-111.
- [16] 张正平,张俊美,董晶.农村女性非农就业影响家庭金融投资偏好吗?——基于CHFS数据的实证研究[J].东北农业大学学报(社会科学版),2022,20(5):19-32.
- [17] 肖泽平,王志章.性别红利:脱贫户女性非农就业的家庭收入增长效应分析——基于2015-2020年2860个样本数据[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2021,38(6):56-65.
- [18] 陆利丽.中国城镇已婚女性就业对家庭间收入差距的影响[J].当代财经,2015(5):13-24.

-
- [19] Sudo, N. (2017) The Effects of Women's Labor Force Participation: An Explanation of Changes in Household Income Inequality. *Social Forces*, **95**, 1427-1450. <https://doi.org/10.1093/sf/sox011>
- [20] 徐佳, 谭娅. 中国家庭金融资产配置及动态调整[J]. 金融研究, 2016(12): 95-110.
- [21] 魏先华, 张越艳, 吴卫星, 等. 我国居民家庭金融资产配置影响因素研究[J]. 管理评论, 2014, 26(7): 20-28.
- [22] Cardak, B.A. and Wilkins, R. (2009) The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and Other Factors. *Journal of Banking & Finance*, **33**, 850-860. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.09.021>
- [23] Lu, X., Xiao, J. and Wu, Y. (2021) Financial Literacy and Household Asset Allocation: Evidence from Micro-Data in China. *Journal of Consumer Affairs*, **55**, 1464-1488. <https://doi.org/10.1111/joca.12406>
- [24] Zhao, T., Chen, K., Wang, Q. and Luo, C. (2023) Financial Literacy, Liquidity Constraints and Household Risk Asset Allocation. *Finance Research Letters*, **58**, Article 104555. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104555>
- [25] 魏昭, 蒋佳伶, 杨阳, 等. 社会网络、金融市场参与和家庭资产选择——基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 财经科学, 2018(2): 28-42.
- [26] 贾艳, 何广文. 社会网络对家庭金融资产配置的影响分析研究[J]. 农村金融研究, 2020(3): 60-70.
- [27] 王亚柯, 刘东亚. 信贷约束与家庭金融市场参与[J]. 金融研究, 2023, 66(2): 171-188.
- [28] 孟亦佳. 认知能力与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014, 49(S1): 132-142.
- [29] 尹志超, 吴雨, 甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 2015, 50(3): 87-99.
- [30] 尹志超, 张栋浩. 金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J]. 经济学(季刊), 2020, 20(5): 153-172.
- [31] 王小华, 刘云, 宋檬. 数字能力与家庭风险金融资产配置[J]. 中国农村经济, 2023(11): 102-121.
- [32] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.
- [33] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014, 49(4): 62-75.
- [34] 杨汝岱, 陈斌开, 朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J]. 经济研究, 2011, 46(11): 116-129.
- [35] 杨碧云, 王艺璇, 易行健, 等. “数字鸿沟”是否抑制了居民消费?——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 南开经济研究, 2023(3): 95-112.