

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

周 洲, 陈 曦

摘 要: 利用中国家庭金融调查 (CHFS) 2015 年数据, 考察了非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的影响。采用工具变量克服内生性问题后的研究表明, 非农就业能够显著提高农村家庭参与风险性金融市场的可能, 该结论在经过稳健性检验后依然成立。机制检验结果表明, 非农就业通过影响工资性收入、社会网络规模、互联网使用以及土地转出来提高农村家庭参与风险性金融市场的可能性。进一步研究表明, 非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的促进作用在金融市场和法治环境发达程度较高的地区更为显著, 此外, 非农就业对农村家庭风险性金融市场的参与广度有显著提升作用, 而对参与深度的提升不显著。文章的研究结论对缓解农村地区金融市场“有限参与”、实现金融普惠具有一定借鉴意义。

关键词: 非农就业; 农村金融; 风险性金融市场参与; 土地转出

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2022)04-0098-14

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2022.04.008

一、引 言

党的十八大报告指出, 增加农民收入是共享发展成果、实现共同富裕的难点和关键所在, 而增加农民收入的核心在于增加其财产性收入。党的十七大报告首次提出“创造条件让更多群众拥有财产性收入”, 党的十八大和十九大均强调要“多渠道增加居民财产性收入”。合理的金融资产配置对提高居民财产性收入有着重要意义, 随着中国居民收入水平的提高和金融行业的发展, 居民的投资需求日益增长, 中国家庭金融资产规模飞速扩张, 家庭金融成为提高家庭财产性收入的重要渠道。

然而, 中国城乡之间的二元结构不仅体现为收入、消费等方面的较大差距, 城乡金融发展也存在显著差异。由于金融资源在城乡间的分配失衡, 农村家庭在金融资产选择过程中面临着更严重的信息不对称问题, 难以接触并享受到合适的金融产品与服务, 农村地区存在较为突出的金融市场“有限参与”问题。相较城镇家庭, 农村家庭更倾向于持有安全性较高的流动现金, 风险性金融市场参与率和风险性金融资产的配置比例都较低。城乡金融的割裂和过度差异导致马太效应, 使得农

基金项目: 国家社会科学基金项目“司法保护促进我国消费的机制与实证研究”(19BJL021); 中央高校基本科研业务费科研专项项目“司法保护促进我国经济高质量增长的实证研究”(2019CDJSK01XK09)

作者简介: 周洲, 重庆大学公共管理学院副教授, zzyy_75@cqu.edu.cn (重庆 沙坪坝 400044); 陈曦, 重庆大学公共管理学院研究生

村地区容易陷入资金外逃和金融发展落后的恶性循环^[1]。在中国经济快速增长的大背景下, 未参与到金融市场的农村家庭可能会错过分享经济增长果实的机会, 不利于缩小城乡收入差距, 实现共同富裕^[2], 发展农村金融是实现乡村振兴的重要助力。因此, 探究农村家庭金融市场“有限参与”之谜, 提升农村居民风险性金融市场参与率具有现实的战略意义。

既有研究提供了影响农村家庭风险性金融市场参与的多角度实证证据, 主要集中在三个层面。第一是个人层面, 主要包括家庭户主的年龄、性别、婚姻状况、受教育水平、金融知识、风险态度等个人特征^{[3][4][5]}; 第二是家庭层面, 主要包括家庭收入、家庭总资产、自有住房、家庭年龄结构、互联网使用等家庭特征^{[6][7][8]}; 第三是社会层面, 主要包括家庭的社会互动、邻里效应、新型农村养老保险、数字普惠金融发展等社会特征^{[9][10][11][12]}。上述研究为如何促进农村家庭的风险性金融市场参与、提高农村居民财产性收入提供了丰富的理论基础, 也为本文的变量选择和模型设定提供了重要参考依据, 但鲜有研究关注非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的影响。

在农村居民金融市场“有限参与”和就业非农化的双重背景下, 探究非农就业对农村家庭风险性金融市场的影响, 对探索如何缩小贫富差距、实现共同富裕具有重要现实意义。近年以来, 少数学者初步探究了非农就业对农村家庭金融资产配置的影响, 例如, 卢树立^[13]发现省外务工经历能够提高农村家庭参与风险性金融市场的可能性, 但省外务工主要突出务工地点距离的扩大, 而非农就业的内涵则更加宽泛, 概念边界的不同可能造成研究结论的差异; 周雨晴和何广文^[14]虽然探讨了非农就业、金融素养和农村家庭金融资产配置三者之间的关系, 但未全面分析非农就业与农村家庭金融资产配置之间可能存在的其他作用机制。综上所述, 对于非农就业如何影响农村家庭金融资产配置行为仍缺乏系统全面的经验证据, 这为本文留下了深入探讨的空间。

本文利用 CHFS2015 年的全国性数据, 系统识别出非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的正向影响, 以及收入效应、土地转出效应、社会网络效应、互联网效应等作用机制。本文可能的边际贡献主要体现在: 第一, 从非农就业的角度丰富了农村家庭金融资产配置领域的相关研究, 为考察非农就业的金融促进效应提供了更全面的微观证据。第二, 将多种中介机制纳入统一的分析框架, 拓展了非农就业与农村家庭风险性金融市场参与之间的多种作用机制, 并采用链式中介分析方法厘清了机制之间的潜在联系, 使得中介渠道更清晰且更具说服力。第三, 实证分析了“土地转出效应”这一中介机制, 完善了非农就业影响农村家庭风险性金融市场参与的作用机制, 也拓展了土地流转微观经济后果的研究。

以下部分的结构安排如下: 第二部分阐述了非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的影响机理, 并提出研究假设; 第三部分为研究设计; 第四部分进行了实证分析; 第五部分为结论及启示。

二、理论分析与研究假设

总体而言, 本文预期非农就业影响农村家庭风险性金融市场参与主要是通过提高农村居民配置风险性金融资产的能力和意愿两条渠道。非农就业能够提高农村家庭的收入水平、降低收入不确定性^[15]、增加财富积累, 从而缓解家庭的流动性约束和预防性储蓄^[16], 使得农村家庭在配置金融资产方面拥有更多的选择和可能, 提高农村家庭参与风险性金融市场的能力。此外, 相较于农工作, 非农就业能增强农村家庭和外界的交流, 拓宽金融知识获取和交流的渠道, 改变传统保守的消费和投资观念^[17], 从而改变农村家庭投资决策时的认知水平和风险态度, 提振农村家庭参与风险性金融市场的意愿和信心。由此提出假设:

H1: 非农就业能够促进农村家庭参与风险性金融市场。

本文通过梳理和整合关于非农就业的既有研究发现, 非农就业可能通过“收入效应”“土地转

出效应”“社会网络效应”和“互联网效应”对农村居民参与风险性金融市场的能力和意愿产生间接影响（如图1所示）。

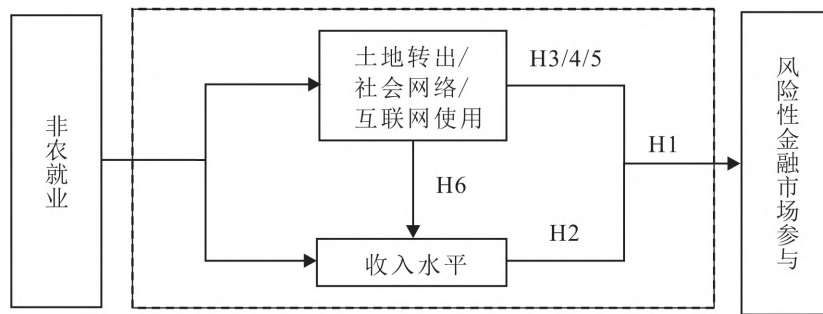


图1 非农就业影响农村家庭风险性金融市场参与的作用机制

第一，收入效应。非农就业有利于提高农村家庭的收入水平，从而促进农村家庭参与风险性金融市场。非农就业是农民增收的有效途径，非农就业能够丰富农村家庭的收入来源，降低收入不确定性，有利于提高农村家庭的收入水平和财富积累^[18]。农村家庭中有很多低收入家庭，其流动性资金较少，没有闲余资金用于投资风险性金融资产，而流动性约束（Liquidity Constrains）使得农村家庭在配置资产时的风险承受能力较弱，更倾向于安全的资产组合，进而降低了农村家庭投资风险性金融资产的概率。收入的提高意味着农村家庭可支配资金增多，面临的流动性约束得到缓解，在传统的储蓄行为以外，农村家庭在配置金融资产方面拥有更多的选择和可能，更有能力参与风险性金融市场。此外，相较现金和活定期存款等无风险金融资产，参与风险性金融市场具有更高的交易成本，而农村家庭倾向于投资交易成本较低的资产，交易成本会阻碍农村家庭持有风险性金融资产^[19]，农村家庭的收入越多，越有能力负担进入风险性金融市场的固定成本，因此随着收入水平提高，农村家庭更有可能投资股票等风险性金融资产，参与风险性金融市场^[20]。由此提出假设：

H2：非农就业能够通过提高收入水平推动农村家庭参与风险性金融市场，即存在“收入效应”。

第二，土地转出效应。非农就业能够通过促进土地转出，从而提高农村家庭参与风险性金融市场的概率。土地对于传统农民而言具有经济价值，农民依靠土地就业和取得收入，非农就业意味着农村居民的劳动不再固定在原有耕地上，随着农村居民就业非农化和收入多元化的转变，农村家庭对土地的依赖程度降低，脱离农业生产、转出土地的意愿增强^[21]。Feng等^[22]发现非农就业与农户土地转出之间具有显著的正相关关系，非农就业会提高农户发生土地转出的概率。土地转出带来了农村居民生产生活空间的变化，客观环境的变化可能会提高农村家庭的金融可得性^[23]。随着土地的转出，土地不再是农村居民工作和生活的载体，农村居民的社会接触面更广，与外界交流的增多也可能改变农村居民传统的理财观念，有利于他们接触到更多的金融知识和投资理念，从而促进农村家庭对风险性金融市场的参与。由此提出假设：

H3：非农就业能够通过促进土地转出推动农村家庭参与风险性金融市场，即存在土地转出效应。

第三，社会网络效应。非农就业能够通过扩大社会网络规模，从而促进农村家庭参与风险性金融市场。中国农村是一个典型的关系型社会，社会网络影响着农村社会生活的各个方面。农民由务农向非农的职业转变能增大农村居民的工作半径，拓宽社交范围，帮助他们建立基于工作的业缘关系^[24]，因此从事非农工作的农民拥有更加广泛的社会关系^[25]。除此之外，相比分散的农业生产，非农工作具有集体化工作性质，农村居民人际交往的机会更多，有利于拓展农村居民的社会网

络^[26]。社会网络的拓展能够起到共享信息的作用,降低投资过程中的信息搜寻成本^[27],有助于农村居民接触到更开放的资产配置观念,从而促进其参与风险性金融市场。同时,社会网络还具有分担投资风险的功能,如果农村居民的社会网络比较广泛,在金融决策中会预期一旦遭遇投资失败能得到其他社会网络成员的经济援助,这种预期能降低他们的风险规避程度,从而影响农村家庭的风险性金融市场参与^[28]。由此提出假设:

H4: 非农就业能够通过扩大社会网络规模推动农村家庭参与风险性金融市场,即存在社会网络效应。

第四,互联网效应。非农就业能够通过提高互联网使用,从而促进农村家庭的风险性金融市场参与。一方面,出于工作、人际交往或信息获取等需要,非农就业会增加农村家庭对互联网的需求。另一方面,接入互联网需要购置相应设备以及支付上网费用,非农就业能够提高农村居民的收入,家庭使用互联网的概率也随之增加。Bogan^[29]发现互联网使用能够促进农村家庭配置风险性金融资产。首先,农村居民可以通过互联网接触和收集更多投资信息和金融知识,互联网的使用能减轻农村家庭面临的信息不对称程度和市场摩擦^[30],降低其进行金融资产配置的交易成本;其次,互联网普及下的金融市场开辟了实体金融机构以外的投资方式,能改变农村家庭触达金融的方式,使其不受地理范围的局限,从而缓解了农村家庭参与金融市场的客观约束,提高了农村家庭的金融可得性;最后,互联网媒介能增强社会互动,有助于促进投资者之间的沟通交流以及信息传递,社会互动的增强也可能引发农村家庭金融投资的“同群效应”,即个体家庭的投资行为和决策会受到其他家庭投资决策的影响,出现相互模仿和学习的现象,从而提高农村家庭风险性金融市场参与的概率。由此提出假设:

H5: 非农就业能够通过提高互联网使用推动农村家庭参与风险性金融市场,即存在互联网效应。

第五,上述四种机制之间还可能存在相互影响。在众多影响因素中,“收入水平”无疑是农村家庭是否参与风险性金融市场的决定性因素之一,而大量既有研究表明,土地转出提高了农民财产性收入^[31];作为社会资本的重要表现,社会网络具有很强的经济效应^[32];使用互联网可以更好地工作、学习、社交,对收入提升具有显著的促进作用^[33],因此,土地转出、社会网络扩大以及使用互联网都能够提高农村家庭的收入水平,缓解农村家庭面临的流动性约束,从而进一步强化“收入效应”对农村家庭参与风险性金融市场的中介作用,即三者与收入水平之间存在着链式中介作用。由此提出假设:

H6: 非农就业能通过促进土地转出、扩大社会网络和提高互联网使用,提升家庭收入水平,进一步推动农村家庭参与风险性金融市场,即存在链式中介作用。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文选取中国家庭金融调查(CHFS)2015年数据。CHFS采用三阶段、分层、与人口规模成比例(PSS)的抽样方法调查了不含港澳台地区 and 新疆、西藏自治区以外的全国29个省(自治区、直辖市)。调查内容包括家庭成员的人口统计特征、家庭资产负债、保险与保障、支出与收入四个主要部分。2015年的调查样本规模总计37289户家庭,具有较好的代表性,本文选取其中的农村家庭样本,并进行必要的筛选和处理。由于户主对家庭金融资产配置更为熟悉甚至直接影响家庭金融决策,因此提取家庭户主的个人特征信息作为研究对象。

（二）变量说明

1. 被解释变量。农村家庭是否参与风险性金融市场是本文关心的被解释变量，根据 CHFS 调查数据，家庭金融资产可以分为无风险金融资产和风险性金融资产两类，前者包括现金、活期存款和定期存款总和，后者包括股票、债券、基金、金融衍生品（期货、权证和其他金融衍生品）、金融理财产品（银行理财产品和其他理财产品）、非人民币金融资产、黄金以及借出款的市值总和。若农村家庭至少持有一种风险性金融资产，则表示参与风险性金融市场，变量 *riskhold* 赋值为 1，否则赋值为 0。

2. 解释变量。本文关注的核心解释变量为非农就业 (*nofarm*)，若户主以非农工作为主业，则定义为非农就业家庭，解释变量赋值为 1，否则为务农家庭，解释变量赋值为 0。除此之外，在稳健性检验中采用家庭非农就业成员人数占家庭总人数的比例作为替代性解释变量。

3. 中介变量。本文选取的中介变量有收入水平、社会网络、互联网使用和土地转出。对 CHFS 数据中家庭总收入取对数得到收入变量 *income*；参考魏昭等^[34]的做法，社会网络采用社会交往支出费用衡量，即节假日、红白喜事人情支出与通信费之和，取对数得到变量 *social*；若家庭耕地经营权转给他人或机构，则定义该家庭存在土地转出，变量 *land* 赋值为 1，否则赋值为 0；由于问卷中缺乏直接询问家庭互联网使用情况的问题，因此参考郭士祺和梁平汉^[35]的研究，若户主手机是智能机或家中有电脑，则定义该家庭使用互联网，变量 *internet* 赋值 1，否则赋值 0。

4. 控制变量。本文还控制了可能影响农村家庭金融资产配置的其他户主及家庭特征变量：家庭总资产 (*asset*)、家庭负债 (*debt*)、家庭自有住房 (*house*)、家庭规模 (*familysize*)、户主年龄 (*age*)、婚姻状况 (*marriage*)、健康状况 (*health*)、受教育水平 (*education*)、性别 (*gender*)、风险规避 (*aversion*) 及金融素养 (*know*)，此外，由于地区的经济社会特征差异也会影响家庭金融决策，本文还控制了东、中、西部地区哑变量，具体变量说明如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量含义	变量说明
<i>riskhold</i>	风险市场参与	若家庭至少持有一种风险性金融资产，则为 1，否则为 0
<i>nofarm</i>	非农就业	户主主业从事非农工作则为 1，否则为 0
<i>income</i>	家庭收入	家庭总收入取对数
<i>social</i>	社会网络	节假日、红白喜事人情支出和通信费之和，取对数
<i>land</i>	土地转出	家庭耕地经营权转出则为 1，否则为 0
<i>internet</i>	互联网使用	若户主手机为智能机或家庭有电脑则为 1，否则为 0
<i>asset</i>	家庭总资产	家庭总资产取对数
<i>debt</i>	家庭负债	家庭负债取对数
<i>house</i>	自有住房	家庭拥有自有住房则为 1，否则为 0
<i>familysize</i>	家庭规模	家庭成员数量
<i>age</i>	年龄	户主年龄
<i>marriage</i>	婚姻状况	户主婚姻状况，同居、已婚为 1，未婚、分居、离婚、丧偶为 0
<i>health</i>	健康状况	与同龄人身体状况相比，回答“非常好”“好”“一般”的为 1，否则为 0
<i>education</i>	受教育水平	户主受教育水平取值为 1—9，没上过学为 1，博士研究生为 9
<i>gender</i>	户主性别	男性为 1，女性为 0
<i>aversion</i>	风险规避	选择略低风险和无风险项目为 1，否则为 0
<i>know</i>	金融素养	户主回答金融相关问题正确个数
<i>east</i>	地区哑变量	若家庭所在省份处于东部地区则为 1，否则为 0
<i>middle</i>	地区哑变量	若家庭所在省份处于中部地区则为 1，否则为 0

（三）描述性统计

为了更好地研究非农就业对风险性金融市场参与的影响，根据是否非农就业将样本分为两组，并对家庭特征及户主特征变量进行比较，表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。

表 2 描述性统计

变量名称	全体样本			非农就业家庭			务农家庭		
	观测数	均值	标准差	观测数	均值	标准差	观测数	均值	标准差
风险参与	8 997	0.125 0	0.330 8	2,244	0.202 8	0.402 1	6,753	0.099 2	0.299 0
家庭收入	8 735	9.812 2	1.781 4	2,218	10.581 7	1.192 3	6,517	9.550 3	1.870 8
社会网络	8 588	7.480 4	1.715 9	2,139	8.074 3	1.204 0	6,449	7.283 4	1.812 3
土地转出	8 997	0.114 7	0.318 7	2,244	0.164 9	0.371 2	6,753	0.098 0	0.297 4
互联网使用	8 997	0.380 8	0.485 6	2,244	0.596 3	0.490 8	6,753	0.309 2	0.462 2
家庭总资产	8 997	11.803 7	1.362 0	2,244	12.276 5	1.279 3	6,753	11.646 6	1.352 3
家庭负债	8 997	3.801 3	4.936 2	2,244	4.145 5	5.161 7	6,753	3.687 0	4.853 9
家庭规模	8 995	4.079 8	1.933 8	2,244	4.325 3	1.652 7	6,751	3.998 2	2.012 1
自有住房	8 997	0.949 1	0.219 8	2,244	0.924 7	0.264 0	6,753	0.957 2	0.202 4
年龄	8 996	55.745 4	12.452 7	2,244	47.529 9	9.842 9	6,752	58.475 9	12.022 2
婚姻状况	8 997	0.893 1	0.309 0	2,244	0.936 7	0.243 5	6,753	0.878 6	0.326 6
受教育程度	8 989	2.495 8	0.975 8	2,241	2.874 6	1.043 6	6,748	2.370 0	0.918 4
性别	8 997	0.879 6	0.325 4	2,244	0.9447	0.228 5	6,753	0.858 0	0.349 1
健康状况	8 997	0.758 9	0.427 8	2,244	0.881 0	0.323 8	6,753	0.718 3	0.449 8
风险规避	8 997	0.676 4	0.467 9	2,244	0.666 7	0.471 5	6,753	0.679 7	0.466 6
金融素养	8 997	0.579 3	0.788 6	2,244	0.742 4	0.852 8	6,753	0.525 1	0.758 4

从全样本描述性统计结果来看，农村家庭风险市场参与率均值为 12.5%，由此可见，农村家庭的风险性金融市场参与率还处于较低的水平，“有限参与”现象在农村仍然广泛存在。分组结果显示非农就业家庭的风险性金融市场参与率平均为 20.28%，比务农家庭高 10.36 个百分点。除此之外，非农就业家庭的收入水平、社会网络规模、土地转出、金融素养、互联网使用、总资产水平、受教育水平、健康状况等家户特征均值都高于务农家庭，而在户主年龄和风险规避程度方面低于务农家庭。

（四）模型设定

Probit 模型是假设事件发生概率服从累积正态分布函数的二分类因变量模型，假设每一个体都面临两者择一的选择，且其选择依赖于可分辨的特征，旨在寻找描述个体的一组特征与该个体所做某一特定选择的概率之间的关系。由于被解释变量家庭风险性金融市场参与 (*Riskhold*) 是一个二元虚拟变量，适合采用 *Probit* 估计方法，因此本文设定模型如下：

$$Riskhold_i = I(\alpha_0 + \alpha_1 nofarm_i + \beta control_i + \epsilon_i > 0) \quad (1)$$

其中， $I(\cdot)$ 是符号标示函数，若括号内表达式成立则取值为 1，否则取值 0。 $Riskhold_i$ 表示家庭 i 是否参与风险性金融市场的哑变量， $nofarm_i$ 表示家庭 i 是否非农就业， $control_i$ 表示家庭 i 家户层面的一系列控制变量， ϵ_i 表示随机误差项。

四、实证分析

（一）基准回归

在基准回归前对模型进行 Collin VIF 检验^①，各变量的 VIF 值均小于 2，平均 VIF 值为 1.20，

① 受篇幅所限，多重共线性检验结果留存备索。

故模型不存在多重共线性问题。表 3 的列（1）到列（3）分别依次加入了家户特征等控制变量以及东、中、西地区哑变量，*Probit* 估计结果显示，在控制了家庭、户主及地区特征后，表 3 列（3）中非农就业的估计系数在 5% 的水平下显著，说明非农就业对农村家庭的风险性金融市场参与有着正向影响。非农就业能够提高农村家庭的收入水平、拓宽农村家庭的信息渠道、提高农村家庭的金融可得性，从而提升农村家庭参与风险性金融市场的能力和意愿，促进农村家庭参与风险性金融市场，验证了前文提出的假设 H1。

表 3 非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的影响

	<i>Probit</i>			<i>IVProbit</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>no farm</i>	0.454 2*** (0.036 6)	0.100 0** (0.043 0)	0.103 7** (0.043 2)	0.531 6** (0.257 7)
<i>asset</i>		0.327 9*** (0.017 1)	0.329 5*** (0.017 3)	0.079 7*** (0.017 5)
<i>debt</i>		-0.013 5*** (0.003 7)	-0.013 9*** (0.003 7)	-0.005 3 (0.003 8)
<i>house</i>		-0.193 6** (0.097 1)	-0.196 9** (0.097 2)	0.203 5** (0.097 8)
<i>familysize</i>		-0.003 0 (0.010 8)	-0.002 0 (0.010 8)	0.001 4 (0.010 3)
<i>age</i>		-0.011 6*** (0.001 7)	-0.011 4*** (0.001 7)	-0.008 2** (0.003 8)
<i>marriage</i>		0.094 8 (0.077 0)	0.093 9 (0.077 0)	0.205 1*** (0.075 3)
<i>education</i>		0.060 5*** (0.019 6)	0.062 0*** (0.019 6)	0.095 5*** (0.020 7)
<i>gender</i>		0.118 0* (0.067 7)	0.115 9* (0.067 8)	0.077 4 (0.069 2)
<i>health</i>		0.141 1*** (0.051 4)	0.144 3*** (0.051 5)	0.235 4*** (0.052 8)
<i>aversion</i>		-0.080 2** (0.038 8)	-0.079 6** (0.038 9)	-0.116 0*** (0.038 1)
<i>know</i>		0.158 6*** (0.021 6)	0.158 5*** (0.021 7)	0.155 2*** (0.023 1)
<i>east</i>			-0.046 5 (0.047 1)	0.023 4 (0.049 9)
<i>middle</i>			-0.018 8 (0.046 4)	0.020 8 (0.045 6)
Waldchi2	—	—	—	438.84***
Wald 内生性值	—	—	—	2.92*
第一阶段 F 值	—	—	—	243.25***
观测数	8 997	8 986	8 986	8 742
Pseudo R ²	0.022 3	0.135 4	0.135 6	—

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平下显著，下表同。

其他控制变量也基本符合预期。家庭特征方面，家庭总资产对农村家庭风险性金融市场参与有着显著的正向作用，而农村家庭的负债和自有住房都对风险性金融市场参与存在显著的负向作用，

可能是因为自有住房作为固定资产与风险性金融资产存在着一定的替代性, 会挤出一部分风险性金融资产。家庭的财富水平关系着农村家庭可用于投资的流动性资金, 因此若总资产越多、负债越少, 农村家庭参与风险性金融市场的概率越大。户主特征方面, 户主年龄对农村家庭金融资产配置有着负向影响, 可能是因为年龄越大的户主, 收入水平和金融知识水平都相对年轻户主较低, 同时家庭对风险性金融资产的接受度降低, 因此配置风险性金融资产的可能性较低。户主已婚和健康状况良好的农村家庭参与风险性金融市场的可能性较大, 可能的解释是相较单身户主, 已婚户主能够支配自己和配偶或其他家庭成员的总收入, 从而减轻了家庭的收入不确定性, 降低了金融投资时的风险感受, 而户主的健康状况会影响家庭的预防性储蓄。户主风险规避程度越高, 农村家庭参与风险性金融市场的可能性降低。同时, 户主的受教育程度和金融知识水平都对风险性金融资产配置有着显著的正向影响, 户主具备一定受教育水平或金融知识的农村家庭更有可能理解金融市场的收益、风险等特征, 从而有意愿参与风险性金融市场。

由于非农就业与农村家庭的风险性金融市场参与之间可能存在共同的不可观测因素从而导致内生性问题, 本文参考温兴祥^[36]的做法, 采用本地非农就业网络即市级层面的平均非农就业率作为非农就业的工具变量。一方面, 根据“同群效应”, 农户在非农就业的决策上可能会互相影响、互相模仿, 本地良好的非农就业网络有利于农户获得非农就业信息和熟人的推荐帮助, 从而提高了非农就业的可能性, 符合相关性假设; 另一方面, 家庭所在市的非农就业率与单个家庭的风险性金融市场参与无直接关系, 符合外生性假设。如表 3 列 (4) 所示, *IVProbit* 结果显示, 在采用工具变量缓解可能存在的内生性问题后, 非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的影响依然在 5% 的水平下显著为正, 即非农就业能够促进农村家庭参与风险性金融市场, 与基准回归结果一致, 验证了基准回归结果的稳健性。

(二) 稳健性检验

1. 替换解释变量。前文采用户主是否以务农为主业来定义是否非农就业家庭, 除了户主的工作性质以外, 家庭非农就业成员占比也能衡量家庭的非农就业状态, 本文采用非农就业比例即家庭非农就业成员人数占家庭总人数的比例作为非农就业的替代解释变量。表 4 列 (1) 表明, 在 5% 的显著性水平下, 非农就业比例能够显著提高农村家庭的风险性金融市场参与。

2. 替换计量方法。上文采用 *Probit* 模型考察了非农就业对农村家庭的风险性金融市场参与, 由于被解释变量风险性金融市场参与是一个二值虚拟变量, 因此本文还采用 *Logit* 模型进行稳健性检验。表 4 列 (2) 汇报了 *Logit* 回归结果, 结果表明在 5% 的显著性水平下, 非农就业能显著提高农村家庭的风险性金融市场参与。

3. 倾向得分匹配法。为了进一步排除由其他可观测特征的影响所带来的偏差, 本文还采用倾向得分匹配法进行检验。具体地, 将非农就业家庭作为处理组, 将务农家庭作为控制组, 利用家庭总资产、家庭负债、户主年龄、婚姻状况及健康状况等家户特征作为协变量, 并分别采用半径匹配和核匹配两种匹配方法。平衡性检验结果显示^①, 处理组 and 对照组根据协变量进行匹配后, 两组之间的可观测差异显著降低。表 5 汇报了非农就业和务农两组风险性金融市场参与差异

表 4 稳健性检验

被解释变量	<i>riskhold</i>	<i>riskhold</i>
检验方法	替换解释变量 (1)	替换计量方法 (2)
<i>no farm</i>	0.164 1** (0.074 5)	0.175 9** (0.079 0)
<i>Cons</i>	-4.761 2*** (0.251 7)	-8.979 2*** (0.470 8)
<i>Control</i>	YES	YES
观测数	8 988	8 986
Pseudo R^2/R^2	0.135 5	0.135 5

① 受篇幅所限, 平衡性检验结果留存备索。

的倾向得分匹配分析结果，匹配后的平均处理效应（ATT）在 5% 的水平下显著为正，说明非农就业能够提高农村家庭的风险性金融市场参与。

表 5 倾向得分匹配法结果

匹配方法	非农就业家庭（T）	务农家庭（C）	ATT: T-C
半径匹配	0.202 1	0.180 3	0.021 8**
核匹配	0.202 4	0.178 6	0.023 8**

（三）机制分析

本文接下来检验非农就业对农村家庭参与风险性金融市场的作用机制。前文假设已经提出四种可能存在的机制，同时预期非农就业能通过促进土地转出、扩大社会网络和提高互联网使用，从而提高家庭收入，进一步推动农村家庭的风险性金融市场参与，即其他三个中介变量与家庭收入之间相互影响，发挥着链式中介效应。本文参考柳士顺和凌文轻^[37]的做法，使用链式中介效应分析方法构建如下结构方程模型：

$$Y = \alpha_1 X + \epsilon_1 \quad (2)$$

$$M_1 = \alpha_2 X + \epsilon_2 \quad (3)$$

$$M_2 = \alpha_3 X + \epsilon_3 \quad (4)$$

$$M_1 = \alpha_4 X + c_1 M_2 + \epsilon_4 \quad (5)$$

$$Y = \alpha_5 X + c_2 M_1 + c_3 M_2 + \epsilon_5 \quad (6)$$

其中， Y 为被解释变量， X 为解释变量， M_1 和 M_2 分别为链式中介中的两个中介变量， M_1 代表家庭收入（*income*）， M_2 分别代表土地转出（*land*）、社会网络规模（*social*）和互联网使用（*internet*）。根据温忠麟和叶宝娟^[38]的研究，采用逐步回归法对链式中介效应进行分析，依次检验上述各式中重要变量的系数，先分别检验 M_1 和 M_2 的中介作用，再进一步检验 M_1 和 M_2 之间存在的链式中介作用。

表 6 汇报了中介机制的检验结果。整体而言，列（1）与列（5）中非农就业的系数都为正，但列（5）中系数不再显著，说明非农就业与农村家庭的风险性金融市场参与之间存在较强的中介效应。列（2）结果显示，非农就业能够显著提高农村家庭的收入水平，列（5）结果表明，家庭收入能够显著提高农村家庭风险性金融市场参与的可能性，表明非农就业可以通过提高家庭收入水平从而促进农村家庭参与风险性金融市场，即存在收入效应，验证了 H2。

Panel A 汇报了将收入和土地转出作为中介变量的回归结果。列（3）结果表明，非农就业能够显著提高农村家庭土地转出的可能性。列（5）结果表明，土地转出能够显著提高农村家庭参与风险性金融市场的可能性。因此非农就业能够通过促进农村家庭土地转出从而影响家庭的风险性金融市场参与，即存在土地转出的中介效应，验证了 H3。

Panel B 汇报了将收入和社会网络规模作为中介变量的回归结果。列（3）和列（5）结果表明，在 1% 的显著性水平下，非农就业能够显著提高农村家庭的社会网络规模，且家庭社会网络规模对农村家庭风险性金融市场参与有正向的促进作用。非农就业能够通过提高家庭社会网络规模从而促进农村家庭参与风险性金融市场，即存在社会网络效应，验证了 H4。

Panel C 汇报了将收入和互联网使用作为中介变量的回归结果。列（3）和列（5）结果表明，在 1% 的显著性水平下，非农就业能够提升农村家庭的互联网使用，互联网使用能够促进家庭参与风险性金融市场。由此可见，非农就业能够通过促进农村家庭使用互联网从而促进农村家庭参与风险性金融市场，即存在互联网中介效应，验证了 H5。

同时，*Panel A*、*Panel B* 和 *Panel C* 中列（4）的结果显示，土地转出、社会网络和互联网的

系数均显著为正, 说明土地转出、社会网络规模的扩大和互联网的使用都能够提高家庭收入, 非农就业可以通过促进土地转出、扩大社会网络规模和提高互联网使用, 提高收入水平进而推动农村家庭参与风险性金融市场, 即土地转出、社会网络和互联网使用这三个中介变量分别与家庭收入发挥了链式中介作用, 验证了 H6。

表 6 链式中介机制

被解释变量	<i>riskhold</i> (1)	<i>income</i> (2)	<i>land/social/internet</i> (3)	<i>income</i> (4)	<i>riskhold</i> (5)
A 中介变量 M_2 : 土地转出 <i>land</i>					
<i>nofarm</i>	0.103 7** (0.043 2)	0.681 5*** (0.038 7)	0.560 3*** (0.045 4)	0.791 3*** (0.040 5)	0.057 4 (0.045 2)
<i>income</i>					0.082 5*** (0.017 4)
<i>land</i> (M_2)				0.112 3** (0.052 8)	0.099 9* (0.056 8)
观测数	8 986	8 724	8 986	8 724	8 724
B 中介变量 M_2 : 社会网络 <i>social</i>					
<i>nofarm</i>	0.103 7** (0.043 2)	0.681 5*** (0.038 7)	0.137 8*** (0.033 3)	0.662 5*** (0.039 2)	0.058 7 (0.045 7)
<i>income</i>					0.069 9*** (0.0171)
<i>social</i> (M_2)				0.157 8*** (0.013 9)	0.113 7*** (0.021 7)
观测数	8 986	8 724	8 578	8 329	8 329
C 中介变量 M_2 : 互联网使用 <i>internet</i>					
<i>nofarm</i>	0.103 7** (0.043 2)	0.681 5*** (0.038 7)	0.247 6*** (0.036 6)	0.662 7*** (0.039 0)	0.046 4 (0.045 1)
<i>income</i>					0.075 9*** (0.016 9)
<i>internet</i> (M_2)				0.198 4*** (0.040 9)	0.292 8*** (0.042 5)
观测数	8 986	8 724	8 986	8 724	8 724

(四) 进一步分析

前文研究证实了非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的促进作用, 但农村家庭风险性金融市场参与除了受到自身家户特征的影响以外, 还可能受到外在的金融市场和法治环境的影响, 从而改变非农就业与农村家庭风险性金融市场参与的关系。因此本文针对农村家庭所处地区金融市场和法治环境发达程度的差异进行异质性检验。此外, 非农就业农村家庭对风险性金融市场参与程度的影响差异也值得进一步探究。

1. 基于金融市场的异质性分析。虽然非农就业能提高农村家庭配置风险性金融资产的意愿, 但若金融市场处于欠发达状态, 农村家庭面临的客观参与限制仍然难以消除, 无法触达更多的金融产品和服务, 因此外在的金融市场发达程度会影响非农就业对农村家庭风险性金融资产配置的促进作用。考虑到当前数字经济的时代特征, 数字技术应用于金融领域衍生出了数字普惠金融这一概念, 成为普惠金融发展的主流, 其共享、便捷、低成本、低门槛等优势能够为农村家庭创造更易参与的金融市场, 因此本文采用各省数字普惠金融的发展程度衡量金融市场的发达程度, 具体地, 利用北京大学数字普惠金融指数构造分组变量, 按照 2014、2015 和 2016 年各省数字普惠金融总指数

三年均值排序，依据处在排名前 10 与否划分为高低两组进行检验。表 7 列（1）和列（2）结果显示，在金融市场发达程度较高的省份，非农就业能显著促进农村家庭参与风险性金融市场，而在其他省份这种作用不再显著。

2. 基于法治环境的异质性分析。法治环境的发达程度会影响非农就业对农村家庭风险性金融资产配置的促进作用。一方面，虽然非农就业能够提高农民的收入，从而提高其配置风险性金融资产的能力，但农民参与非农就业很容易遭遇就业歧视，农民工可能在就业准入、从事行业、劳动工资、工作环境和社会保障等方面遭遇歧视性对待^[39]。在法治环境较发达的地区，非农就业农民更能有效通过法律手段维护自己的合法权益，从而保障自己的合法收入，提高风险性金融资产配置能力。另一方面，参与风险性金融市场是兼具风险和收益的行为，不可避免地会发生利益纠纷，发达的法治环境也有助于减轻配置风险性金融资产时的交易摩擦，促进农村家庭的风险投资。由于法律中介组织能提供专业的法律服务，降低维权成本，提高维权效率，因此本文采用各省法律中介组织的发达程度作为法治环境的替代变量，利用“各省律师人数/平减后的 GDP”构造法律中介组织发达程度的分组变量，根据 2014、2015 和 2016 年三年均值排名是否处在前十进行分组检验。表 7 的列（3）和列（4）结果显示在法治环境发达程度较高的省份，非农就业能够显著促进农村家庭参与风险性金融市场，而在其他省份不具有这种显著影响。

3. 农村家庭参与风险性金融市场的深度和广度分析。本文采用两种方式衡量农村家庭参与风险性金融市场的程度：用家庭持有风险性金融资产占总金融资产比例衡量参与深度（*riskrate*），同时用家庭持有风险性金融资产种类衡量参与广度（*risktype*）。

由于家庭未持有风险性金融资产时观测到的被解释变量为 0，风险性金融资产占总金融资产比重即参与深度是处于 $[0, 1]$ 的截断数据，因此本文换用 Tobit 左侧截断模型，具体设定如下：

$$Riskrate_i = \beta_0 + \beta_1 nofarm_i + \gamma control_i + \epsilon_i$$

$$Riskrate_i = \begin{cases} Riskrate_i, & Riskrate_i > 0 \\ 0, & Riskrate_i = 0 \end{cases} \quad (7)$$

其中， $Riskrate_i$ 是家庭 i 的风险市场参与深度，其余变量含义与式（1）相同。当被解释变量为家庭风险资产种类即参与广度时，换用 OLS 模型进行估计。

表 7 的列（5）和列（6）汇报了非农就业对农村家庭风险性金融市场参与程度的影响，OLS 估计结果显示，在 1% 的显著性水平下，非农就业对农村家庭持有的风险性金融资产种类即参与广度有着显著的正向影响；但 Tobit 结果显示非农就业对农村家庭持有风险性金融资产比重即参与深度的影响不显著为正。即非农就业能够显著提高农村家庭的风险性金融市场参与广度，但对参与深

表 7 进一步分析

	Probit				Tobit	OLS
	金融市场发达程度		法治环境发达程度		<i>riskrate</i>	<i>risktype</i>
	较低	较高	较低	较高	参与深度	参与广度
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
<i>nofarm</i>	0.068 7 (0.053 5)	0.198 5*** (0.075 8)	0.041 0 (0.052 6)	0.287 2*** (0.078 1)	0.040 8 (0.034 7)	0.046 6*** (0.011 2)
<i>Cons</i>	-5.080 0*** (0.312 6)	-4.526 6*** (0.459 0)	-4.585 4*** (0.303 2)	-5.468 6*** (0.465 8)	-3.605 5*** (0.221 8)	-0.484 0*** (0.048 7)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	6 324	2 662	6 107	2 879	8 986	8 986
Pseudo R^2/R^2	0.133 6	0.151 3	0.133 6	0.150 7	0.108 0	0.098 4

度无显著影响,可能是由于非农就业提高了农村家庭的收入水平,使农村居民逐渐有能力配置金融资产,但限于资金有限以及相关知识和经验的匮乏,出于分散风险的考虑,倾向于持有多种风险性金融资产,说明中国农村家庭参与金融市场仍处于初级阶段,对金融资产的配置亟待由广度向深度发展。

五、结论及启示

本文采用中国家庭金融调查(CHFS)2015年数据探究了非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的影响及其内在机制,结果表明,非农就业能够显著促进农村家庭参与风险性金融市场,并且能够提高农村家庭参与风险性金融市场的广度,但对参与深度的影响并不显著。对潜在的作用机制进行检验后发现,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,并且收入水平与其他三个中介变量之间存在着链式中介作用,即非农就业可以通过影响土地转出、社会网络规模和互联网使用来提高家庭收入水平,从而进一步影响农村家庭的风险性金融市场参与。异质性检验结果表明,非农就业对农村家庭风险性金融市场参与的正向影响在金融市场和法治环境较发达的地区更为明显。

本文在当前农村地区金融市场“有限参与”的背景下具有一定的现实意义,启示如下:

1. 应充分重视农村劳动力非农就业对农村家庭参与风险性金融市场的积极作用。一方面,政府应当采取更加积极的非农就业促进政策,改善非农就业的外部环境,完善农村就业市场,增加农村居民参与非农就业的机会;另一方面,健全非农就业中农村劳动力合法权益的保障机制,营造公平稳定的法治环境,降低非农就业中收入的不确定性,增强“收入效应”从而提升农村居民参与风险性金融市场的能力。

2. 进一步完善和发展农村土地流转市场。合理引导农民进行土地经营权流转,建立合理的土地价格参考机制,显化土地资源的资产价值,切实提高土地转出户的财产性收入,从而提高农民参与风险性金融市场的能力。

3. 加强农村信息基础设施建设。持续提升农村互联网普及率,基于互联网发展数字金融,借助信息化手段大力培育面向农村的下沉金融市场,提高农村地区金融可触达性,推动数字普惠金融发展和创新,进一步促进农村家庭参与风险性金融市场,享受资本市场发展带来的红利。

4. 加强金融知识宣传。利用电视、广播、互联网等多种媒介推动金融信息进村入户,向农户普及金融知识,提升农户金融素养。加大正规金融产品和服务的宣传力度,缓解农村居民面对金融市场的信息不对称程度。同时,应重视农村和谐社区建设,加强农村家庭的社会联系,拓宽农村家庭的社会网络,发挥农村家庭社会网络的风险分担和信息交流功能,提高其风险性金融市场参与水平。

参考文献

- [1] 许圣道,田霖.我国农村地区金融排斥研究[J].金融研究,2008(7).
- [2] 孟亦佳.认知能力与家庭资产选择[J].经济研究,2014(S1).
- [3] Hong, H., J. D. Kubik, J. C. Stein. Social interaction and stock-market participation[J]. *Journal of Finance*, 2004(1).
- [4] 张哲,谢家智.中国农村家庭资产配置影响因素的实证研究[J].经济问题探索,2018(9).
- [5] 赵翠霞,李岩.城郊失地农民的家庭资产选择及其影响因素[J].管理世界,2018(7).
- [6] 卢亚娟,张菁晶.农村家庭金融资产选择行为的影响因素研究——基于CHFS微观数据的分析[J].管理世界,2018(5).

- [7] 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(6).
- [8] 董晓林,于文平,朱敏杰.不同信息渠道下城乡家庭金融市场参与及资产选择行为研究[J].财贸研究,2017(4).
- [9] 王若诗,胡士华.社会互动的不同渠道对农户金融市场投资行为的影响研究[J].经济经纬,2020(6).
- [10] 岳华,王海燕,张沛莹.里谈巷议:家庭风险金融资产投资存在邻里效应吗——以农村村落为样本的经验分析[J].中国经济问题,2021(6).
- [11] 曹兰英.新型农村养老保险、农户金融市场参与及家庭资产配置[J].统计与决策,2019(18).
- [12] 周雨晴,何广文.数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响[J].当代经济科学,2020(3).
- [13] 卢树立.省外务工经历与农村家庭金融资产选择[J].中南财经政法大学学报,2020(1).
- [14] 周雨晴,何广文.农户非农就业、金融素养与家庭金融资产配置[J].河北经贸大学学报,2020(6).
- [15] 文洪星,韩青.非农就业如何影响农村居民家庭消费——基于总量与结构视角[J].中国农村观察,2018(3).
- [16] 易行健,张波,杨碧云.外出务工收入与农户储蓄行为:基于中国农村居民的实证检验[J].中国农村经济,2014(6).
- [17] 谢勇,沈坤荣.非农就业与农村居民储蓄率的实证研究[J].经济科学,2011(4).
- [18] 严斌剑,周应恒,于晓华.中国农村人均家庭收入流动性研究:1986—2010年[J].经济学(季刊),2014(3).
- [19] Davis, M., A. R. Norman. Portfolio selection with transaction costs[J]. *Mathematics of Operations Research*, 1990, 15.
- [20] 王聪,田存志.股市参与、参与程度及其影响因素[J].经济研究,2012(10).
- [21] 赵光,李放.非农就业、社会保障与农户土地转出——基于30镇49村476个农民的实证分析[J].中国人口·资源与环境,2012(10).
- [22] Feng, S., N. Heerink. Are farm households' land renting and migration decisions inter-related in rural China? [J]. *JAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, 2008(4).
- [23] 肖龙铎,张兵.金融可得性、非农就业与农民收入——基于CHFS数据的实证研究[J].经济科学,2017(2).
- [24] 钟涨宝.农村社会学[M].北京:高等教育出版社,2010.
- [25] 白描,苑鹏.农民社会关系的现状及影响因素分析[J].中国农村观察,2014(1).
- [26] 毛德松.非农工作经历与农民社会关系网络[J].技术经济与管理研究,2014(1).
- [27] 马光荣,杨恩艳.社会网络、非正规金融与创业[J].经济研究,2011(3).
- [28] Weber, E. U., C. K. Hsee. Models and mosaics: Investigating cross-cultural differences in risk perception and risk preference[J]. *Psychonomic Bulletin & Review*, 1999(4).
- [29] Bogan, V. Stock market participation and the internet[J]. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 2008(1).
- [30] 周广肃,梁琪.互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J].金融研究,2018(1).
- [31] 丁忠民,玉国华,王定祥.土地租赁、金融可得性与农民收入增长——基于CHFS的经验[J].农业技术经济,2017(4).
- [32] Guiso, L., J. D. Terlizzese. Income risk, borrowing constraints, and portfolio choice[J]. *American Economic Review*, 1996(1).
- [33] 韩长根,张力.互联网提高了我国居民收入流动性吗?——基于CFPS 2010—2016数据的实证研究[J].云南财经大学学报,2019(1).
- [34] 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).
- [35] 郭士祺,梁平汉.社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究[J].经济研究,2014(S1).

- [36]温兴祥. 本地非农就业对农村居民家庭消费的影响——基于 CHIP 农村住户调查数据的实证研究[J]. 中国经济问题, 2019(3).
- [37]柳士顺, 凌文铨. 多重中介模型及其应用[J]. 心理科学, 2009(2).
- [38]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5).
- [39]刘唐宇, 罗丹. 我国农民工就业歧视: 现状、原因及政策建议[J]. 四川理工学院学报(社会科学版), 2014(3).

A Study on the Impact of Nonfarm Employment on Rural Households' Risky Financial Market Participation

— An Analysis Based on China Household Finance Survey Data

ZHOU Zhou, CHEN Xi

Abstract: Based on the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2015, this paper examines the impact of nonfarm employment on rural households' financial market participation by using instrumental variables to overcome the endogeneity problem. The findings indicate that nonfarm employment can significantly increase the likelihood of rural households' participation in risky financial markets, and the finding still holds after robustness tests. The results of the mechanism test indicate that the increase is achieved by affecting wage income, social network size, internet use, and land transfer. Further research shows that the boosting effect of nonfarm employment on rural households' risky participation is more significant in areas with more developed financial markets and rule of law environments. Furthermore, nonfarm employment has a significant boosting effect on the breadth of rural households' risky financial market participation, but the effect on the depth is not significant. The research findings have implications for alleviating the "limited participation" in financial markets and achieving financial inclusion in rural areas.

Key words: nonfarm employment; rural finance; risky financial market participation; land transfer

(责任编辑 周振新)