

劳动力转移如何影响农户风险金融资产配置？*

——基于金融排斥的视角

葛永波 陈虹宇

摘要：伴随着农村劳动力产业转移和跨区域转移就业的不断深化，农户的收入水平和收入结构正发生着重大的变化。与此同时，越来越多的农村居民开始关注金融市场，寻求财富积累的新途径。本文运用2019年山东省1140户农户调查数据，基于金融排斥视角分析劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的影响，并从供给端和需求端两个角度探究金融排斥在该过程中的影响机制，以及金融排斥在供需两端作用程度的差异。研究表明，劳动力转移提高了农户风险金融市场的参与广度（风险金融市场参与概率）与深度（风险金融资产持有比例）；劳动力转移主要通过缓解需求端金融排斥对农户风险金融资产配置行为产生影响，供给端金融排斥的中介效应并不显著。进一步分析表明，转移就业时长能够强化劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的正向影响；户主转移就业距离越远，农户参与风险金融市场的概率和持有风险金融资产的比例越高。

关键词：劳动力转移 金融市场 风险金融资产 金融排斥

中图分类号：F832.5 **文献标识码：**A

一、引言

中国家庭财富的积聚当前正处于高峰期。然而，农户面临的金融排斥问题依然是阻碍他们参与金融市场、享受资本市场发展红利的重要原因。党的十九大报告中指出，要拓宽居民劳动收入和财产性收入渠道^①。而提升家庭金融市场参与率、优化家庭金融资产配置正是提高居民财产性收入的重要途径。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》指出，要增强金融普惠性^②。随着中国家庭财富水平的不断上升，合理而有效的资产配置对提升家庭财产性

*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“劳动力转移视角的农村家庭金融资产配置研究”（编号：18AJY021）、山东省自然科学基金项目“金融排斥、社会资本与农村家庭金融资产配置——基于山东省的调查研究”（编号：ZR2018MG011）的资助。本文通讯作者：陈虹宇。

^①参见《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利》，《人民日报》2017年10月28日01版。

^②资料来源：http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm。

收入、实现家庭财富保值增值进而促进共同富裕具有重要意义。

中国农村地区金融市场发展程度有限，农户在金融服务获得方面存在金融排斥现象（栗芳和方蕾，2016）。受教育程度低（卢亚娟和张菁晶，2018）、金融素养和投资经验匮乏（葛永波等，2021）、物质和人力资本不足（陈虹宇和周倬君，2021）等制约了农户参与金融市场。中国家庭金融调查数据^①显示，伴随着农村地区经济发展与普惠金融的不断推进，农户参与金融市场的比例和投资水平有所上升，但整体参与率依然偏低，2017年农户金融市场参与率仅为2.84%，不足城镇家庭的十分之一。农村地区金融排斥问题在一定程度上限制了农户财产性收入的提高，不利于农户分享资本市场发展带来的红利。对农户金融排斥问题和金融资产配置行为的研究，不仅可以进一步探明农户参与金融市场的掣肘因素及其作用规律，还有助于引导农户合理进行金融投资，为发挥资本市场的财富管理功能创造条件，因此具有重要的理论与现实意义。

在城镇化进程加快与国家实施乡村振兴战略的背景下，受城乡工资差异和规模农业发展的影响，农村劳动力产业转移和跨区域转移是中国当前和今后相当长时期的发展态势和特征。2020年农村地区外出就业人员数量为16959万人^②，占全国就业人数的22.59%^③。但是，关于农村劳动力转移对农户金融行为的影响，现有研究尚未得出一致的结论。已有研究主要存在两种观点。第一种观点认为，劳动力转移通过提高农户收入水平和拓宽农户信息获取渠道促进农户参与金融市场。农村劳动力转移到边际生产率更高的职业领域，工资收入不断提高（余泳泽和潘妍，2019），为农户参与金融市场奠定了物质基础；信息获取渠道的拓宽降低了农户金融市场参与成本（Dohmen et al., 2010），从而促进农户参与金融市场。第二种观点则认为，转移劳动力的收入水平不足和消费需求提升降低了农户参与金融市场的可能性。学历水平限制了农民工收入，使其工资收入仅能覆盖劳动力转移的隐形成本，无法提升农户实际收入（王子成，2012），因此也无法为农户参与金融市场提供充足的资金；另外，劳动力转移到城市后消费需求提升，使农户面临的不确定性增加，从而会提高农户的预防性储蓄水平（尹志超等，2020），无法促进农户参与风险金融市场。那么，伴随当前劳动力收入水平和收入结构的变化，劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的影响是否呈现新的特征？这是本文关注的第一个问题。

金融排斥通常被定义为某些群体无法接触到自身所需的金融产品和服务（Panigyrikis et al., 2002），也被认为是阻碍农户参与金融市场的重要原因。金融排斥问题的研究起源于20世纪90年代，并在此后不断升温，由对地理可及性的关注逐渐转向对经济发展、社会文化等多元化要素的综合分析。例如，Kempson and Whyley（1999）从地理排斥、条件排斥、评估排斥、价格排斥、市场排斥和自我排斥6

^①中国家庭金融调查（China Household Finance Survey，简称CHFS）是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的抽样调查项目，数据涵盖家庭人口统计特征、资产与负债、收入与支出等各方面信息。

^②数据来源：《中华人民共和国2020年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202102/t20210227_1814154.html。

^③2020年全国就业人数为75064万人（来源于国家统计局网站：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0402&sj=2020>）。

个维度构建综合指标来衡量金融排斥程度。

中国对金融排斥的研究聚焦于农村地区，学者们大多针对农村地区金融排斥的现状、形成原因和影响因素等进行深入探讨（例如董晓林和徐虹，2012；王修华等，2013）。不同维度的金融排斥相互强化，导致中国农村经济发展陷入不同程度的金融排斥（王修华和邱兆祥，2011）。田力等（2004）通过对中国农村地区金融容量进行测算发现，农村地区金融排斥主要是由供需不平衡导致的。但已有研究大多从宏观层面入手，将供给端排斥作为金融排斥的主要衡量指标，对农户需求端金融排斥的考察较为薄弱。吕学梁和吴卫星（2017）认为，家庭投资组合的构建受到作为供给方的金融机构和作为需求方的投资者自身特征的共同影响。何婧等（2017）基于微观数据研究发现，多数农户存在较为严重的互联网金融排斥，其原因不是设施排斥和条件排斥，而是自我排斥。Cooper and Zhu（2018）通过构建中国和美国家庭资产配置预测模型研究发现，即使供给端差异消失，中国家庭依然会把大量资金用于储蓄。因此，需求端金融排斥同样值得关注。

基于此，本文同时考虑需求端金融排斥和供给端金融排斥的独特属性，分析二者作为劳动力转移影响农户风险金融资产配置行为中介变量的异质性。从需求端角度看，劳动力转移到边际生产率更高的职业领域，工资收入提高、投资意识增强、金融素养得到提升，在确保资产安全的同时追求更高的投资回报率，寻求资产的安全性、流动性和收益性之间的平衡点，需求端金融排斥逐渐得到改善。从供给端角度看，不同于当地农户面临金融机构覆盖不足、金融产品与服务单一等固有问题，外出就业可以减少地理排斥和营销排斥导致的产品与服务信息获取障碍，缓解供给端金融排斥，进而影响农户风险金融资产配置行为。那么，劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的影响是缘于农户自我排斥程度的舒缓，还是缘于供给端改善带来的变化？二者在作用程度上是否有差异？这是本文关注的第二个问题。

为了回答上述问题，本文基于一手实地调查数据，通过构建 Probit 和 Tobit 模型，分析劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的影响。本文的创新之处在于：第一，现有对劳动力转移问题的研究聚焦于宏观层面，微观层面的探讨集中于劳动力转移对农户收入、储蓄和消费等经济行为的影响，缺乏对劳动力转移影响农户风险金融资产配置行为的系统性研究。伴随着转移劳动力收入水平和收入结构的变化，农户风险金融资产配置行为可能会呈现新的特征。本文基于一手实地调查数据深入分析农村劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的影响，有助于丰富和完善农村家庭金融的相关研究。第二，考虑到中国农村地区的特殊环境，农户风险金融资产配置行为不仅受到作为供给方的金融机构的影响，而且受到自身家庭条件等诸多约束，单一的机制分析可能难以解释其中的内在逻辑和深层次原因。因此，本文将从供给端和需求端两个层面分析金融排斥的中介作用，并采用熵值法，从认知排斥、金融知识排斥、风险排斥、流动性排斥、渠道排斥 5 个维度构造需求端金融排斥指标，探究供给端金融排斥和需求端金融排斥作为劳动力转移影响农户风险金融资产配置行为中介变量的异质性作用。

二、理论分析和研究假说

劳动力转移不仅能够通过增收效应、信息效应和消费效应直接影响农户风险金融资产配置行为，

还可以通过金融排斥的中介作用间接影响农户风险金融资产配置行为。

（一）劳动力转移与农户风险金融资产配置行为

1. 劳动力转移影响农户风险金融资产配置行为的增收效应。根据托达罗模型（Harris and Todaro, 1970），城市部门的预期收益大于农业部门实际收入是农村劳动力发生转移的根本原因。要素市场最优化配置促使劳动力转移到边际生产率更高的地区和职业领域。相较于大多数仅靠务农维持温饱状态的农户而言，发生转移就业的农户收入渠道更加多元化，收入水平提高，部分农户的收入水平接近甚至超过城市户籍家庭。同时，劳动力转移就业也会产生间接增收效应，例如转移就业引发的土地流转使农户获得土地租赁的财产性收入。收入的增加为农户参与风险金融市场奠定了物质基础。此外，收入越高，个体的风险厌恶程度越低（Peress, 2004），从而促进农户参与风险金融市场。

2. 劳动力转移影响农户风险金融资产配置行为的信息效应。农村劳动力由农业转移到第二、第三产业、工作地点由农村转移到城镇后，他们的主动信息搜寻能力和被动信息获取能力均得到提升，从而产生信息效应。一方面，转移就业使劳动者建立起新的业缘关系，业缘关系网络中的信息资源获取渠道相较于亲缘和地缘关系更为广泛（张玉昆和曹广忠, 2017）。业缘关系网络的拓展使转移劳动力在信息搜寻和处理方面更具优势，通过信息传递推动农户参与风险金融市场（郭士祺和梁平汉, 2014）。另一方面，较发达地区金融机构营业网点分布更为密集，外出就业人员更可能因工资存取或转账汇款等事务产生金融服务需求，进而增加从正规金融机构直接获得金融信息的概率。金融信息获取能力的提升会产生信息效应，降低农户参与风险金融市场的成本，提高农户参与风险金融市场的概率。

3. 劳动力转移影响农户风险金融资产配置行为的消费效应。农村劳动力进城务工后，由于缺乏城市归属感和倾向于维持节俭的消费习惯，消费水平短期内难以随着收入提升而增加（尹志超等, 2020），从而为参与风险金融市场奠定了物质基础。另外，农村劳动力转移后消费门槛上升，虽然短期内消费习惯难以改变，但食物、交通等生活成本提高，购买住房、子女教育等未来预期支出增加。在这种情况下，仅仅依靠工资性收入或参与收益率较低的无风险金融市场往往难以较好地满足长期的、更高的家庭消费需求，消费倒逼使农户寻求更多的收入来源与渠道，推动农户关注如何提升财产性收益，从而产生投资理财需求，促进农户参与风险金融市场。

本文基于上述分析，提出如下假说：

假说 1a：劳动力转移能够增加农户风险金融市场参与概率。

假说 1b：劳动力转移能够提升农户风险金融资产持有比例。

（二）需求端金融排斥的中介作用

农户在配置风险金融资产时面临需求端金融排斥的约束，而劳动力转移可以通过提升农户的理财意识和金融素养、强化农户风险分担能力、缓解资金流动性约束、创新投资理财渠道等途径影响农户风险金融资产配置行为。

1. 认知排斥和金融知识排斥。认知排斥指由于农户理财意识薄弱，对投资的重要性缺乏必要的主观认识，因而没有产生投资需求。金融知识排斥主要指农户由于缺乏金融知识、投资技能等客观能力而产生的金融需求排斥。首先，劳动力转移通过拓宽信息获取渠道，能够强化农户对投资理财概念与

功能的认知，使农户将投资理财与规避风险、合理规划生命周期的资产配置、家庭资产保值增值等功能联系起来，意识到投资理财对家庭增收的促进作用，从而提高农户参与风险金融市场的主观意愿。其次，劳动力转移带来的人员流动会产生资金流动需求，转移劳动力和留守成员更可能因工资存取、查账、转账等事务与金融机构接触，并获取金融知识，从而降低了金融市场参与成本（Van Rooij et al., 2011），促进农户参与风险金融市场。

2. 风险排斥。风险排斥是指农户由于风险厌恶程度较高而缺乏风险投资需求。农村地区较为封闭的环境、较为保守的观念极易催生“模糊风险厌恶”，使得农户对风险和损失更为敏感（Tversky and Kahneman, 1992）。从客观影响因素看，农户从事农业生产极易受到自然灾害、交易价格波动等因素影响，使农户的风险承担能力和风险金融资产持有意愿下降（邹杰玲等，2018），因此，农户更倾向于选择持有现金或银行存款。根据新迁移经济学理论，劳动力迁移的主要目的不仅是追求预期收入最大化，还有风险最小化，迁移决策能够克服家庭资金匮乏和风险规避不足的障碍（Stark, 1991）。劳动力转移不仅能提升农户的绝对收入水平，也能使农户获得额外医疗保险和养老保险，降低农业生产经营带来的不确定性风险，从而减少收入的长期波动。因此，劳动力转移具有分散风险、强化农户风险承担能力的作用（Weerdt and Hirvonen, 2016），使农户更倾向于持有风险金融资产。

3. 流动性排斥。流动性排斥是指由于农业生产经营的低收入、高投入和高风险，农户可支配资金有限，没有足够资金用于金融资产投资，从而缺乏投资需求。一方面，金融市场参与和投资需要一定数量的资金，当基本生活需求（例如衣食住行、教育、医疗等）得到满足之后，农户才会考虑将富余的资金用于投资以获得更多收益。劳动力转移就业使农户收入渠道更加多元化，收入水平得到提高。另一方面，由于缺乏城市归属感，转移人员在短期内的消费意愿难以明显提升，他们更倾向于维持原有较低的消费水平，从而为农户参与风险金融市场奠定了物质基础。

4. 渠道排斥。渠道排斥主要表现为农户对新型金融工具的使用障碍。手机银行、网上银行等金融新模式的出现不仅克服了地理可及性障碍，也具有门槛低、价格低、服务广等优势，提升了农村地区金融产品和服务的覆盖度和可得性，极大缓解了金融排斥程度（马九杰和吴本健，2014）。但是，互联网金融的发展也加剧了工具缺乏与使用障碍人群的金融排斥^①，反而对弱势群体不利（Kempson et al., 2004），存在渠道排斥现象。而转移就业群体因为工作需要，与外界联系更加紧密，智能通讯设备已成为他们工作和生活中的必需品，这使得他们面临的渠道排斥程度降低，从而能促进农户参与风险金融市场。

综上，本文从认知排斥、金融知识排斥、风险排斥、流动性排斥、渠道排斥 5 个维度构造需求端金融排斥指标，并提出以下研究假说：

假说 2a：劳动力转移通过降低农户需求端金融排斥，增加农户风险金融市场参与概率。

假说 2b：劳动力转移通过降低农户需求端金融排斥，提升农户风险金融资产持有比例。

（三）供给端金融排斥的中介作用

^①使用障碍人群指身处偏远地区或网络设施不健全地区的群体，又或无能力购买、不会使用智能设备的群体。

农户风险金融资产配置行为受到金融排斥的负向影响，这在很大程度上制约了农户参与风险金融市场的程度。伴随着城镇化发展，较发达地区不仅对周边区域的经济的发展具有带动作用，对劳动力也逐渐形成虹吸效应。一方面，劳动力流入地区的金融机构营业网点分布得更为密集，金融服务可得性更高（尹志超等，2014），这使劳动力转移群体更容易从正规金融机构直接获得金融服务和金融产品信息，例如投资开户、理财规划和建议、投资交易等，从而促进农户参与风险金融市场；另一方面，随着金融机构之间的竞争加剧，营销宣传活动日益增加，例如进入社区和家庭宣传金融产品、提供金融知识讲座等，但其目标群体往往集中于城镇家庭，较少关注农村家庭。换言之，劳动力转移提高了农户的金融产品可获得性，使农户享受到的金融服务质量也明显改善，从而促进农户参与风险金融市场。基于此，本文提出如下假说：

假说 3a：劳动力转移通过降低农户供给端金融排斥，增加农户风险金融市场参与概率。

假说 3b：劳动力转移通过降低农户供给端金融排斥，提升农户风险金融资产持有比例。

三、研究设计

（一）数据来源

本文所用数据来源于“劳动力转移与农村家庭金融资产配置研究”课题组于 2019 年 1~8 月在山东省东营市、聊城市、潍坊市和烟台市开展的农户调查。调查涵盖了山东省东部、中部、西部各个区位的农户，具有代表性。根据 2018 年《山东省统计年鉴》数据，山东省常住人口城镇化率达到 61.18%，与全国常住人口城镇化率（59.58%）接近。从山东省农村劳动力就业情况看，本地务农人口占比约为 40%，非农就业人口占比约为 57%，外出务工人员占比约为 19%。从转移地域看，山东省农村劳动力转移就业主要以就近转移为主，省内劳动力转移最为广泛。

调查采用分层随机抽样方法，采集了家庭劳动力转移、家庭金融资产配置等信息。调查对象的抽样过程如下：课题组首先以 4 个地级市各县（区）人均 GDP 为权重计算抽样概率，然后运用 SPSS 软件进行随机抽样，从每个地级市抽取 3 个县（区），从每个县（区）抽取 2 个乡镇，再从每个乡镇抽取 4 个行政村，最后在每个行政村按农户门牌号等距抽样 12~15 户进行入户调查。调查共收集农户样本 1194 个，剔除少数回答不完整和存在异常值的样本后，得到有效农户样本 1140 个。

（二）变量选择

1.被解释变量。本文选取农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例作为被解释变量。参考尹志超等（2015）对金融资产的定义，本文将金融资产定义为包括现金、存款、股票、基金、债券和理财产品在内的资产，将风险金融资产定义为包括股票、基金、债券和理财产品在内的金融资产。风险金融市场参与概率测度的是农户是否参与风险金融市场，风险金融资产持有比例测度的是农户持有的风险金融资产占全部金融资产的比例。

表 1 显示的是基于调查数据得到的山东省样本农户金融资产配置状况。从表 1 中可以看出，大多数农户的金融资产形式单一、投资行为保守，参与风险金融市场的程度有限。持有 2 种金融资产的农户占比最大，其次是持有 3 种金融资产的农户占比，两者分别为 35.96%和 29.04%，这些农户以持有

现金和银行存款为主。3.24%的农户持有4种及以上的金融资产，理财产品在这些农户购买的风险金融产品中占据了较大份额。总体上看，购买理财产品是农户参与风险金融市场的主要方式，他们追求的理财功能更侧重于保障资金安全和抵御市场风险。

表1 山东省样本农户金融资产配置状况

持有金融资产种类	农户占比 (%)	农户持有的各种无风险金融资产占全部金融资产的比例 (%)			农户持有的各种风险金融资产占全部金融资产的比例 (%)			
		现金	活期存款	定期存款	股票	债券	基金	理财产品
0种	4.30	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1种	27.46	83.38	9.27	7.35	0.00	0.00	0.00	0.00
2种	35.96	14.96	50.76	33.03	0.40	0.00	0.03	0.82
3种	29.04	5.44	27.67	65.24	0.28	0.00	0.02	1.35
4种	2.62	3.31	17.22	45.33	2.83	0.42	0.41	30.48
5种	0.44	1.28	24.31	49.72	0.27	0.00	2.69	21.73
6种	0.18	0.89	3.55	19.87	40.16	0.00	15.57	19.96

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是劳动力转移状况。农村劳动力转移的定义通常分为两类：一类是产业转移，指由农业向第二、第三产业转移，即“离土不离乡”；另一类是地区转移，指某一地区的农村劳动力向另一地区转移，即“离土离乡”。本文参考第二类定义，用户主是否转移就业测度劳动力转移状况，如果户主在过去两年里^①有在户籍地（本乡镇）以外的其他地方长期（6个月及以上）工作的经历，变量取值为1；否则，变量取值为0。本文用户主是否转移就业测度农户劳动力转移状况的原因在于，当限定转移就业的劳动力为农户的经济决策者时，能够保证外出就业所积累的能力最大化地影响农户投资决策（邹杰玲等，2018）。例如，杨子砚和文峰（2020）将户主外出务工作为核心解释变量，分析了劳动力转移对农户农地经营决策的影响。

3.工具变量。本文分析中需要考虑如下内生性问题：一是反向因果问题，农户风险金融资产配置行为与风险偏好具有相关性，而风险偏好较强的人，外出务工意愿也会更加强烈；二是遗漏变量问题，农户风险金融资产配置行为还可能受到其他不可观测变量的影响，例如周边人群的理财观念、地区传统习俗等。本文借鉴Rozelle et al.（1999）和尹志超等（2021）的研究思路，以村庄内农户总收入的中位数作为划分收入组别的标准，选择同一村庄同一收入组别其他农户的平均劳动力转移比例作为劳动力转移的工具变量。Araujo et al.（2010）研究发现，社区内具有相同特征的群体之间存在相互影响。村庄内同一收入组别人群的外出就业决策会影响个体选择，但不会直接影响农户风险金融资产配置行为，因而满足工具变量的选择条件。

4.控制变量。本文选择户主的年龄、受教育程度、性别、健康程度作为户主个体层面的控制变量，选择少儿抚养比、老年抚养比、家庭规模、家庭总收入和家庭总资产作为农户家庭层面的控制变量。

5.中介变量。本文选取供给端金融排斥和需求端金融排斥作为中介变量。笔者基于营销排斥构造

^①以2019年调查当年春节为时间节点计算，过去两年即为2017年春节到2019年春节。

供给端金融排斥变量，用农户是否接受过金融知识宣传来测量。如果农户接受过金融知识宣传，就认为不存在营销排斥，变量赋值为0；否则，变量赋值为1。国内外学者对于需求端自我排斥指标的选择较为简单，大多学者依据金融排斥的结果和表现对需求端排斥进行定性评价，采用单一指标进行衡量。例如，何婧等（2017）从认知层面衡量自我排斥程度。但上述方法不适用于本文深入探究劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的影响机制。本文借鉴 Kempson and Whyley（1999）的研究思路，并参考粟芳和方蕾（2016）的衡量方法，在前文理论分析的基础上，采用熵值法，从认知排斥、金融知识排斥、风险排斥、流动性排斥、渠道排斥5个维度（各维度的测量和赋值情况见表2）来构造需求端金融排斥的综合指标。金融排斥综合得分越高，表示需求端金融排斥程度越强。

变量的含义与描述性统计结果见表2。可以看出，在劳动力未转移样本中，农户风险金融市场参与概率仅为6%；而在劳动力转移样本中，该数值上升至10%。但二者的差异并不显著。劳动力转移对农户风险金融市场参与概率的影响还有待进一步检验。在劳动力未转移样本和劳动力转移样本中，农户的风险金融资产持有比例平均为2%，无显著差异。但是，对标准差进行分析可以发现，风险金融资产持有比例在劳动力未转移样本中的标准差是0.11，而在劳动力转移样本中的标准差为0.07。这意味着，劳动力转移样本的农户风险金融资产持有比例更接近平均值；而在劳动力未转移样本中，农户风险金融资产持有比例的数值差异较大。可能的解释是，未发生劳动力转移的少数富裕农户持有较多的风险金融资产，计算样本均值时在一定程度上掩盖了那些未持有风险金融资产或持有比例非常低的农户，使劳动力未转移样本和劳动力转移样本在风险金融资产持有比例上的均值相同。相较于劳动力未转移样本，劳动力转移样本在户主年龄和家庭总收入上更具优势。

表2 变量的含义与描述性统计结果

变量名称	变量含义和赋值	全样本 均值	劳动力未转移样本		劳动力转移样本	
			均值	标准差	均值	标准差
被解释变量						
风险金融市场参与概率	农户是否参与风险金融市场：是=1，否=0	0.06	0.06	0.24	0.10	0.31
风险金融资产持有比例	农户持有的风险金融资产占全部金融资产的比例	0.02	0.02	0.11	0.02	0.07
核心解释变量						
劳动力转移状况	户主是否转移就业：是=1，否=0	0.05	0.00	0.00	1.00	0.00
工具变量						
平均劳动力转移比例	同一村庄同一收入组别其他农户的平均劳动力转移比例	0.06	0.05	0.10	0.28***	0.18
控制变量						
年龄	户主年龄（岁）	52.46	52.76	10.26	46.83***	10.63
受教育程度	户主受教育年限（年）	9.22	9.22	2.65	9.21	2.45
性别	户主性别：男=1，女=0	0.76	0.75	0.43	0.86*	0.35

劳动力转移如何影响农户风险金融资产配置？

健康程度	户主健康程度：非常健康=5，健康=4，一般健康=3，不健康=2，非常不健康=1	3.46	3.46	0.67	3.60	0.62
少儿抚养比	14岁以下子女数量占家庭总人口数量的比重	0.10	0.09	0.14	0.15***	0.17
老年抚养比	65岁以上老人数量占家庭总人口数量的比重	0.16	0.17	0.31	0.11	0.23
家庭规模	家庭总人口数（人）	3.76	3.73	1.57	4.21**	1.52
家庭总收入	家庭2018年总收入（万元）	7.02	6.98	2.65	7.75**	2.24
家庭总资产	剔除金融资产后的家庭总资产（万元）	7.29	7.34	8.09	6.52	7.86
中介变量						
供给端金融排斥	农户是否接受过金融知识宣传：是=0，否=1	0.53	0.54	0.50	0.43	0.50
需求端金融排斥	采用熵值法从以下5个维度计算综合指标值	0.59	0.60	0.19	0.50***	0.19
认知排斥	受访者是否认为家庭投资理财重要：是=1，否=0	0.29	0.29	0.45	0.40*	0.49
金融知识排斥 ^a	运用因子分析法构建的指标	0.00	-0.01	0.56	0.12*	0.55
风险排斥	受访者风险态度：风险偏好=1，风险中性=0，风险厌恶=-1	-0.36	-0.37	0.55	-0.29	0.59
流动性排斥	农户筹集资金的难易程度：较为容易和非常容易=1，否则=0	0.55	0.54	0.50	0.78***	0.42
渠道排斥	农户获取金融信息的渠道数量 ^b	1.47	1.46	0.85	1.57	0.94

注：***、**和*分别表示劳动力未转移样本和劳动力转移样本的均值差异在1%、5%和10%的水平上显著。a 对于金融知识排斥，本文参考尹志超等（2014）的方法，从利率计算、对通货膨胀的理解、对投资风险的认识3个方面构建金融知识排斥变量。b 农户获取金融信息的渠道包括：报刊杂志、电视节目、收音机、互联网、手机短信、亲戚朋友、金融机构和其他。

（三）模型构建

1. Probit 模型。本文通过构造 Probit 模型分析劳动力转移对农户风险金融市场参与概率的影响。模型的形式如下：

$$pro(Par_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Job_i + \alpha_2 X_i + \mu_i) \quad (1)$$

(1) 式中， Par_i 表示农户风险金融市场参与概率； Job_i 表示劳动力转移状况； α_1 为核心估计系数，表示劳动力转移对农户风险金融市场参与概率的影响程度； X_i 为控制变量； α_2 为各控制变量的估计系数； α_0 为常数项； μ_i 为随机扰动项。

2. Tobit 模型。本文通过构造 Tobit 模型分析劳动力转移对农户风险金融资产持有比例的影响。模型的形式如下：

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 Job_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

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

在 (2) 式和 (3) 式中， $Ratio_i$ 表示农户风险金融资产持有比例， y_i^* 表示风险金融资产持有比

例大于 0 的部分； Job_i 和 X_i 的含义与 (1) 式相同； β_1 为核心估计系数，表示劳动力转移对农户风险金融资产持有比例的影响程度； β_2 为各控制变量的估计系数； β_0 为常数项； ε_i 为随机扰动项。

3. 中介效应模型。本文运用温忠麟和叶宝娟 (2014) 提出的中介效应检验方法，构建如下中介效应检验模型：

$$Y_i = cJob_i + \omega_1 X_i + \sigma_{1i} \quad (4)$$

$$Exclusion_i = aJob_i + \omega_2 X_i + \sigma_{2i} \quad (5)$$

$$Y_i = c' Job_i + bExclusion_i + \omega_3 X_i + \sigma_{3i} \quad (6)$$

在 (4) ~ (6) 式中， Y_i 是被解释变量，表示农户风险金融资产配置行为，包括农户风险金融市场参与概率 (Par_i) 和农户风险金融资产持有比例 ($Ratio_i$)； $Exclusion_i$ 是中介变量，表示金融排斥，包括供给端金融排斥 ($ExclusionS_i$) 和需求端金融排斥 ($ExclusionD_i$)； Job_i 和 X_i 的含义与 (1) 式相同； σ_{1i} 、 σ_{2i} 和 σ_{3i} 为随机扰动项。

是否存在中介效应的检验过程如下：第一步，检验 (4) 式的系数 c 。若 c 显著，则按中介效应立论；否则，为遮掩效应。第二步，检验 (5) 式的系数 a 和 (6) 式的系数 b 。如果两者都显著，则表示存在中介效应；如果有一个系数不显著，则需要采用 Bootstrap 法进一步检验系数 a 和 b 。如果 a 和 b 都显著，则表明存在中介效应且可进行后续检验；否则，判定为不存在中介效应。第三步，检验 (6) 式的系数 c' 。若 c' 显著，表明是部分中介效应；否则，是完全中介效应。第四步，汇报中介效应占总效应的比重 ab/c 。

四、实证分析结果

(一) 劳动力转移对农户风险金融资产配置行为影响的基准回归结果

表 3 报告了劳动力转移影响农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例的计量估计结果。从 (1) 列和 (3) 列的结果可以看出，劳动力转移状况分别在 10% 和 5% 的统计水平上显著，边际效应分别为 0.038 和 0.274，说明劳动力转移对农户风险金融资产配置行为能够产生促进作用。

由于核心解释变量为二元变量，普通的 IVProbit 和 IVTobit 估计结果可能有偏，因此，本文运用扩展回归模型框架中的 Eprobit 和 Eintreg 方法处理内生性问题。扩展回归模型采用完全信息最大似然法估计，可以更有效地处理核心解释变量为二元变量时的内生性问题。表 3 的 (2) 列和 (4) 列报告了加入工具变量后的回归结果。该结果显示，劳动力转移状况与残差项的相关系数分别为 0.284 和 0.286，均在 1% 的水平上显著，表明模型确实存在一定的内生性问题，适合采用工具变量法回归。不可识别检验结果表明，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 37.395，p 值等于 0.000，拒绝工具变量识别不足检验的原假设，表明工具变量与内生变量强相关。工具变量的 t 值为 23.31，第一阶段估计的 F 值为 53.251，大于 10% 偏误水平下的临界值 16.38 (Stock and Yogo, 2005)，表明不存在弱工具变量问题。

从 (2) 列和 (4) 列的回归结果可以看出，劳动力转移状况均显著，边际效应分别为 0.065 和 0.477，这表明，如果户主外出就业，那么，农户参与风险金融市场的概率会增加 6.5 个百分点，农户持有风

险金融资产的比例会增加 47.7 个百分点。对此的解释是，劳动力转移能够促进农户财富积累、提升家庭成员信息获取能力和农户资产保值增值需求，从而对农户风险金融资产配置行为产生正向影响。假说 1a 和假说 1b 得到验证。

表 3 劳动力转移对农户风险金融资产配置行为影响的基准回归结果

变量名称	风险金融市场参与概率		风险金融资产持有比例	
	Probit (1)	Eprobit (2)	Tobit (3)	Eintreg (4)
劳动力转移状况	0.038* (0.020)	0.065* (0.039)	0.274** (0.108)	0.477*** (0.123)
年龄	-0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.006 (0.004)	-0.007 (0.005)
受教育程度	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.081*** (0.017)	0.082*** (0.019)
性别	-0.024* (0.014)	-0.024** (0.012)	-0.234* (0.128)	-0.235* (0.120)
健康程度	-0.001 (0.008)	-0.002 (0.008)	0.062 (0.062)	0.056 (0.063)
少儿抚养比	0.029 (0.072)	0.033 (0.074)	0.394 (0.423)	0.423 (0.443)
老年抚养比	0.013 (0.010)	0.014 (0.011)	0.001 (0.058)	0.007 (0.064)
家庭规模	-0.014* (0.008)	-0.014* (0.007)	-0.071 (0.047)	-0.070 (0.045)
家庭总收入	0.010* (0.006)	0.009** (0.005)	0.023 (0.023)	0.021 (0.023)
家庭总资产	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.001)	0.036*** (0.005)	0.037*** (0.004)
观测值	1140	1140	1140	1140
R ²	0.210		0.215	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为异方差稳健标准误。③表内报告的是变量的边际效应。

控制变量的估计结果也基本符合预期。从户主个人特征看，户主受教育程度对农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例均产生正向影响，即更高的受教育水平使农户更容易理解和掌握投资知识（尹志超等，2014），从而提升了农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例。从农户的家庭特征看，家庭总收入的提高增加了农户参与风险金融市场的概率；家庭总资产增加提升了农

户的风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例，这与已有大多数研究的结论一致（例如郭士祺和梁平汉，2014）。

（二）影响机制检验：基于金融排斥的视角

已有文献表明，金融排斥在农村市场普遍存在，且对农户投资决策有负向影响。那么，劳动力转移就业是否可以缓解金融排斥，进而影响农户风险金融资产配置行为呢？如果金融排斥发挥中介作用，那么，是供给端和需求端金融排斥均发挥作用，还是其中一端的金融排斥发挥主要作用？

理论上，从需求端金融排斥的中介效应看，转移劳动力通过转变投资理财观念、提升金融素养、缓解流动性排斥、改善风险厌恶程度、创新理财手段等途径，促进农户参与风险金融市场；从供给端金融排斥的中介效应看，转移劳动力有更多机会接触金融机构和金融产品，有更多渠道获取金融服务，从而对农户风险金融资产配置行为产生正向影响。

本文运用前文构建的中介效应模型检验需求端金融排斥的中介效应。表4（1）列结果显示，劳动力转移状况对农户风险金融市场参与概率的影响在10%的统计水平上显著，边际效应为0.038。（3）列结果显示，劳动力转移状况对需求端金融排斥的影响在10%的统计水平上显著，边际效应为-0.062。

（4）列结果显示，需求端金融排斥对农户风险金融市场参与概率的影响在1%的统计水平上显著，边际效应是-0.300；而劳动力转移状况对农户风险金融市场参与概率的影响不显著。基于以上结果，可以计算出中介效应占总效应的比重为48.95%。对于劳动力转移状况影响农户风险金融资产持有比例而言，需求端金融排斥的中介效应同样显著，中介效应占总效应的比重为49.26%。假说2a和假说2b得到验证。

表4 需求端金融排斥的中介效应检验结果

变量名称	风险金融市场参与 风险金融资产持有		需求端金融排斥	风险金融市场参与 风险金融资产持有	
	概率	比例		概率	比例
	Probit (1)	Tobit (2)	OLS (3)	Probit (4)	Tobit (5)
劳动力转移状况	0.038* (0.020)	0.274** (0.108)	-0.062* (0.022)	0.017 (0.020)	0.094 (0.128)
需求端金融排斥				-0.300*** (0.076)	-2.177*** (0.298)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1140	1140	1140	1140	1140
R ²	0.210	0.215	0.378	0.300	0.306

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为异方差稳健标准误。③表内报告的是变量的边际效应。

表5报告了利用同样方法对供给端金融排斥的中介效应进行检验的结果。结果表明，在劳动力转移影响农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例的过程中，供给端金融排斥的中介效应不

显著。进一步地，本文使用 Bootstrap 检验法抽样 500 次，得到供给端金融排斥在劳动力转移状况影响农户风险金融市场参与概率中的中介效应置信区间为 $[-0.0023, 0.0022]$ ，在劳动力转移状况影响农户风险金融资产持有比例中的中介效应置信区间为 $[-0.0004, 0.0015]$ 。置信区间均包含零，表明中介效应不显著，假说 3a 和假说 3b 未能得到验证。

表 5 供给端金融排斥的中介效应检验结果

变量名称	风险金融市场参与	风险金融资产持有	供给端金融排斥	风险金融市场参与	风险金融资产持有
	概率	比例		概率	比例
	Probit	Tobit		Probit	Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
劳动力转移状况	0.038*	0.274**	-0.128	0.038*	0.268**
	(0.020)	(0.108)	(0.064)	(0.020)	(0.109)
供给端金融排斥				0.002	-0.048
				(0.010)	(0.033)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1140	1140	1140	1140	1140
R ²	0.210	0.215	0.104	0.210	0.215

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平。②括号内为异方差稳健标准误。③表内报告的是变量的边际效应。

综上所述，劳动力转移主要通过缓解需求端金融排斥影响农户风险金融资产配置行为，而供给端金融排斥在劳动力转移影响农户风险金融资产配置行为中没有发挥中介作用。虽然农村地区金融发展水平相较于城市仍存在差距，但伴随着农村地区金融业务的发展，例如中国农业银行“惠农通”、中国建设银行“裕农通”等普惠金融业务的开展，加之互联网金融的普及，农村地区金融服务覆盖率不断提高，供给端金融排斥逐渐减弱。截至 2019 年 6 月末，全国乡镇银行业金融机构覆盖率为 95.65%，行政村基础金融服务覆盖率为 99.20%^①。与此同时，需求端形成的金融排斥依然存在，例如农户财富增长滞后、理财观念落后、金融知识不足等。如何缓解农村地区金融产品供需不平衡的矛盾，进一步改善农户需求端金融排斥，是未来发展亟需解决的问题。

（三）稳健性检验

1. 替换核心解释变量。本文用“家庭成员劳动力转移状况”变量替换基准回归中的核心解释变量（劳动力转移状况）进行稳健性检验。如果家庭成员发生劳动力转移，变量赋值为 1；否则，变量赋值为 0。表 6（1）列和（5）列的结果显示，家庭成员劳动力转移对农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例的影响均在 1%的统计水平上显著。（2）列和（6）列加入工具变量估计后也得到一致的结论，验证了前文基准回归结果的稳健性。

^①数据来源：《2019 年中国普惠金融发展报告》，<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=847316&itemId=915&generaltype=0>。

2.剔除部分样本。本文研究对象为农村劳动力,根据国家统计局的规定,16~59 周岁的男子和 16~54 周岁的女子为劳动年龄人口^①。因此,为了检验基准回归结果的稳健性,笔者将户主年龄 60 岁及以上的样本剔除后进行回归,结果见表 6 (3) 列、(4) 列、(7) 列和 (8) 列。劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的影响与前文的基准回归结果一致。

表 6 替换核心解释变量和剔除部分样本的稳健性检验结果

变量名称	风险金融市场参与概率				风险金融资产持有比例			
	Probit (1)	Eprobit (2)	Probit (3)	Eprobit (4)	Tobit (5)	Eintreg (6)	Tobit (7)	Eintreg (8)
家庭成员劳动力转移状况	0.023*** (0.007)	0.013** (0.006)			0.194*** (0.049)	0.092** (0.042)		
劳动力转移状况			0.047** (0.021)	0.075** (0.036)			0.279** (0.112)	0.460*** (0.094)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1140	1140	869	869	1140	1140	869	869
R ²	0.210		0.217		0.206		0.209	

注: ①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为异方差稳健标准误。③表内报告的是变量的边际效应。

3.放松工具变量排他性约束条件。为了排除工具变量通过其他渠道影响农户风险金融资产配置行为,本文运用 Conley et al. (2012) 提出的近似零方法 (LTZ), 假定工具变量近似外生, 通过放松工具变量的排他性约束条件, 检验近似外生条件下工具变量估计结果的稳健性。表 7 (1) 列和 (2) 列的估计结果表明, 在近似外生的情形下, 劳动力转移对农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例的影响依然显著, 且系数为正, 进一步验证了前文基准回归结果^②。

表 7 放松工具变量排他性约束条件的稳健性检验结果

变量名称	风险金融市场参与概率	风险金融资产持有比例
	(1)	(2)
劳动力转移状况	0.351*** (0.160)	0.164* (0.092)
控制变量	已控制	已控制
观测值	1140	1140

注: ①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。②括号内为异方差稳健标准误。

^①参见 <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/zgnj/2000/D04c.htm>。

^②本文还通过采用内生转换模型 (解决自选择偏误) 等做法对基准回归结果进行了稳健性检验, 结果均与基准回归结果一致。受篇幅所限, 本文没有报告其他稳健性检验的详细结果, 感兴趣的读者可向作者索要。

五、进一步分析

上文的实证结果表明，劳动力转移能够影响农户风险金融资产配置行为，那么，劳动力转移程度不同是否会对农户风险金融资产配置行为产生异质性影响？本文对此也加以关注，并进行针对性分析。

1. 转移就业时长。转移就业时长对转移劳动力的收入水平、综合素质等都会产生较大影响。一般而言，转移就业时长越长，对新事物的接受能力越强，工作稳定性和工资也会相应越高，而主观认知能力和财富积累能力的提升均有利于促进家庭参与风险金融市场（吴卫星等，2015）。因此，本文在（1）式和（2）式的基础上加入转移就业时长变量^①，以及劳动力转移状况与转移就业时长的交互项进行回归，结果见表8。（1）列和（5）的结果显示，劳动力转移状况与转移就业时长的交互项分别在10%和1%的统计水平上显著，且系数为正，表明户主转移就业时长越长，农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例越高。（2）列和（6）列为加入工具变量后的估计结果，可以得出一致的结论^②。对此可能的解释是，资金与知识的积累、观念的改变是一个循序渐进的过程，农户经济行为的改变需要一定的周期；农村劳动力外出就业一段时间后，外出就业对劳动力主观认知能力和财富积累能力的影响才会显现，从而对农户风险金融市场参与概率和风险金融资产持有比例产生影响。

表8 劳动力转移对农户风险金融资产配置行为影响的异质性检验：转移就业时长和转移就业距离

变量名称	风险金融市场参与概率				风险金融资产持有比例			
	Probit	Eprobit	Probit	Eprobit	Tobit	Eintreg	Tobit	Eintreg
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
劳动力转移状况	-0.057** (0.024)	-0.027 (0.094)	-0.494* (0.282)	-0.449** (0.188)	-0.356*** (0.101)	-0.100 (0.279)	-3.318*** (0.335)	-3.406 (2.273)
转移就业时长	-0.009 (0.009)	-0.009 (0.009)			-0.142** (0.056)	-0.137** (0.060)		
劳动力转移状况 ×转移就业时长	0.016* (0.008)	0.015 (0.011)			0.186*** (0.050)	0.171*** (0.057)		
转移就业距离			0.010 (0.018)	0.009 (0.018)			0.094 (0.121)	0.088 (0.125)
劳动力转移状况 ×转移就业距离			0.126* (0.073)	0.122*** (0.036)			0.804*** (0.176)	0.903 (0.712)

^①转移就业时长用用户主转移就业的年数来衡量。

^②表8（2）列和（8）列工具变量估计中，交互项的边际效应为正，t统计量分别为1.39和1.27，接近10%的显著性水平。为了检验结果的稳健性，笔者也运用用户主发生转移就业的农户子样本分析转移就业时长和转移就业距离对农户风险金融资产配置行为的影响，得出了一致的结论。考虑到运用用户主发生转移就业的农户子样本进行分析可能存在样本自选择偏差问题，且子样本数量较少，文中没有汇报结果。

劳动力转移如何影响农户风险金融资产配置？

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1140	1140	1140	1140	1140	1140	1140	1140

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为异方差稳健标准误。③表内报告的是变量的边际效应。

2.转移就业距离。农村劳动力转移主要流向经济更发达的地区，在提高农户收入的同时也增加了农户的劳动力转移成本^①，从而对农户风险金融资产配置行为产生影响。一方面，受经济利益驱使，部分农村劳动力选择流向距离较远的省外大城市就业，以求获取更高收入和拓宽视野，从而对农户风险金融资产配置行为产生正向影响；另一方面，随着转移就业距离增加，劳动力的转移成本提高，远距离外出就业的家庭成员往往无法为农户农业生产提供人力支持，增加了农户农业生产的不确定性，从而可能会对农户风险金融资产配置行为产生挤出作用（钱文荣和郑黎义，2011）。鉴于此，本文在（1）式和（2）式的基础上加入转移就业距离变量^②，以及劳动力转移状况与转移就业距离的交互项进行回归，回归结果见表 8。（3）列和（7）列的结果显示，劳动力转移状况与转移就业距离的交互项分别在 10%和 1%的统计水平上显著，说明户主转移就业的距离越远，农户参与风险金融市场的概率和持有风险金融资产的比例越高。（4）列和（8）列加入工具变量后的估计结果进一步验证了上述结论。对此的解释是，中国城市间仍然存在一定的工资差异，农村劳动力转移就业距离越远，到发达地区就业且获得较高收入的可能性越大，财富积累速度可能越快。同时，发达地区的金融服务更完备、金融产品更丰富，转移就业对农村外出劳动力的理财意识和投资观念影响更大。

六、结论及政策建议

本文运用课题组 2019 年在山东省的调查数据，分析了劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的影响，得出以下结论：第一，样本地区农户金融资产结构失衡较为严重，储蓄仍是大多数农户的主要选择，农户参与风险金融市场的程度较低。农户在风险金融资产的选择上以理财产品为主，其次是股票，对债券和基金的持有率较低。第二，劳动力转移能够促进农户参与风险金融市场，并显著提升农户风险金融资产的持有比例。但是，劳动力转移主要通过缓解需求端金融排斥对农户风险金融资产配置行为产生影响，供给端金融排斥的中介作用并不显著。第三，就劳动力转移程度而言，转移就业时长能够强化劳动力转移对农户风险金融资产配置行为的正向影响；户主转移就业距离越远，农户参与风险金融市场的概率和持有风险金融资产的比例越高。

根据以上结论，本文提出以下三点政策建议：第一，各级政府应为农村劳动力创造多种外出就业机会和稳定的就业环境，通过采取积极的就业政策和教育培训政策，提升转移就业人群的职业技能和综合素养，从根本上解决农村地区的就业难、增收难、金融市场参与难等问题；第二，鉴于需求端金

^①劳动力转移成本主要包括城市生活成本、交通成本、留守儿童的教育成本、留守老人的医疗成本等。

^②转移就业距离的赋值方法为：转移到本省以外的地方=5，转移到本市外但未出本省=4，转移到本县（区）外但未出本市=3，转移到本乡（镇）外但未出本县（区）=2，转移到本村外但未出本乡（镇）=1，没有发生转移=0。

融排斥仍是制约农户参与风险金融市场的主要因素，政府应持续加强金融知识宣传，使农户树立正确的投资理念、了解更多的金融知识、掌握基本的投资技能，鼓励农户通过持有正规金融机构发行的金融产品参与风险金融市场，享受资本市场发展带来的红利；第三，由于知识与资金的积累需要一定的周期，政府应不断制定措施提高转移劳动力在外地生活和就业的质量，例如提升针对转移劳动力的社会保障标准和服务供给水平，为农村劳动力在外安稳工作提供保障，促进农村转移劳动力综合素质和财富水平的提升。

参考文献

- 1.陈虹宇、周倬君，2021：《乡村政治精英家庭金融资产配置行为研究》，《农业技术经济》第3期，第105-120页。
- 2.董晓林、徐虹，2012：《我国农村金融排斥影响因素的实证分析——基于县域金融机构网点分布的视角》，《金融研究》第9期，第115-126页。
- 3.葛永波、陈虹宇、赵国庆，2021：《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》，《当代经济科学》第3期，第16-31页。
- 4.郭士祺、梁平汉，2014：《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》，《经济研究》第S1期，第116-131页。
- 5.何婧、田雅群、刘甜、李庆海，2017：《互联网金融离农户有多远——欠发达地区农户互联网金融排斥及影响因素分析》，《财贸经济》第11期，第70-84页。
- 6.卢亚娟、张菁晶，2018：《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》，《管理世界》第5期，第98-106页。
- 7.吕学梁、吴卫星，2017：《金融排斥对于家庭投资组合的影响——基于中国数据的分析》，《上海金融》第6期，第34-41页。
- 8.马九杰、吴本健，2014：《互联网金融创新对农村金融普惠的作用：经验、前景与挑战》，《农村金融研究》第8期，第5-11页。
- 9.钱文荣、郑黎义，2011：《劳动力外出务工对农户农业生产的影响——研究现状与展望》，《中国农村观察》第1期，第31-38页、第95页、第97页。
- 10.粟芳、方蕾，2016：《中国农村金融排斥的区域差异：供给不足还是需求不足？——银行、保险和互联网金融的比较分析》，《管理世界》第9期，第70-83页。
- 11.田力、胡改导、王东方，2004：《中国农村金融融量问题研究》，《金融研究》第3期，第125-135页。
- 12.王修华、邱兆祥，2011：《农村金融发展对城乡收入差距的影响机理与实证研究》，《经济学动态》第2期，第71-75页。
- 13.王修华、傅勇、贺小金、谭开通，2013：《中国农户受金融排斥状况研究——基于我国8省29县1547户农户的调研数据》，《金融研究》第7期，第139-152页。
- 14.王子成，2012：《外出务工、汇款对农户家庭收入的影响——来自中国综合社会调查的证据》，《中国农村经济》第4期，第4-14页。

- 15.温忠麟、叶宝娟, 2014: 《有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补?》, 《心理学报》第5期, 第714-726页。
- 16.吴卫星、丘艳春、张琳琬, 2015: 《中国居民家庭投资组合有效性: 基于夏普率的研究》, 《世界经济》第1期, 第154-172页。
- 17.杨子砚、文峰, 2020: 《从务工到创业——农地流转与农村劳动力转移形式升级》, 《管理世界》第7期, 第171-185页。
- 18.尹志超、刘泰星、严雨, 2021: 《劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析》, 《中国农村经济》第7期, 第65-83页。
- 19.尹志超、刘泰星、张诚, 2020: 《农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响》, 《中国工业经济》第1期, 第24-42页。
- 20.尹志超、宋全云、吴雨, 2014: 《金融知识、投资经验与家庭资产选择》, 《经济研究》第4期, 第62-75页。
- 21.尹志超、吴雨、甘犁, 2015: 《金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择》, 《经济研究》第3期, 第87-99页。
- 22.余泳泽、潘妍, 2019: 《高铁开通缩小了城乡收入差距吗? ——基于异质性劳动力转移视角的解释》, 《中国农村经济》第1期, 第79-95页。
- 23.张玉昆、曹广忠, 2017: 《城镇化背景下非农就业对农村居民社会网络规模的影响》, 《城市发展研究》第12期, 第61-68页、第100页。
- 24.邹杰玲、董政祎、王玉斌, 2018: 《“同途殊归”: 劳动力外出务工对农户采用可持续农业技术的影响》, 《中国农村经济》第8期, 第83-98页。
- 25.Araujo, C., A. Janvry, and E. Sadoulet, 2010, “Peer Effects in Employment: Results from Mexico’s Poor Rural Communities”, *Canadian Journal of Development Studies*, 30(3-4): 565-589.
- 26.Cooper, R., and G. Zhu, 2018, “Household Finance in China”, NBER Working Paper 23741, <https://ssrn.com/abstract=3027845>.
- 27.Conley, T. G., C. Hansen, and P. E. Rossi, 2012, “Plausibly Exogenous”, *The Review of Economics and Statistics*, 94(1): 260-272.
- 28.Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, and U. Sunde, 2010, “Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability?”, *American Economic Review*, 100(3): 1238-1260.
- 29.Harris, J. R., and M. P. Todaro, 1970, “Migration, Unemployment and Development: A Two-sector Analysis”, *American Economic Review*, 60(1):126-142.
- 30.Kempson, E., and C. Whyley, 1999, *Kept Out or Opted Out: Understanding and Combating Financial Exclusion*, Bristol: The Policy Press, 4-12.
- 31.Kempson, E., A. Atkinson, and O. Pilley, 2004, “Policy Level Response to Financial Exclusion in Developed Economies: Lessons for Developing Countries”, <http://www.bristol.ac.uk/geography/research/pfrc/themes/finexc/policy-level-response.html>.
- 32.Panigyrakis, G. G., P. K. Theodoridis, and C. A. Veloutsou, 2002, “All Customers Are Not Treated Equally: Financial Exclusion in Isolated Greek Islands”, *Journal of Financial Services Marketing*, 7(1): 54-66.
- 33.Peress, J., 2004, “Wealth, Information Acquisition, and Portfolio Choice”, *The Review of Financial Studies*, 17(3): 879-914.
- 34.Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. deBrauw, 1999, “Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China”,

American Economic Review, 89(2): 287-291.

35. Stark, O., 1991, *The Migration of Labor*, Cambridge and Oxford: Basil Blackwell, 23-31.

36. Stock, J., and M. Yogo, 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", in D. W. Andrews, and J. H. Stock (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models: Essay in Honor of Thomas Rothenberg*, New York: Cambridge University Press, 80-108.

37. Tversky, Daniel, A., and D. Kahneman, 1992, "Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty", *Journal of Risk & Uncertainty*, 5(4): 297-323.

38. Van Rooij, M., A. Lusardi, and R. Alessie, 2011, "Financial Literacy and Stock Market Participation", *Journal of Financial Economics*, 101(2): 449-472.

39. Weerdt, J., and K. Hirvonen, 2016, "Risk Sharing and Internal Migration", *Economic Development and Cultural Change*, 65(1): 63-86.

(作者单位：山东财经大学保险学院)

(责任编辑：张丽娟)

How Does Labor Transfer Affect Rural Household Risk Financial Asset Allocation? An Analysis from the Perspective of Financial Exclusion

GE Yongbo CHEN Hongyu

Abstract: With the industrial transfer and cross-regional transfer of rural labor force, rural households' income levels and income structure are undergoing significant changes. At the same time, an increasing number of rural residents are focusing on financial markets and seeking new ways to accumulate wealth. This article uses the survey data from 1140 rural households in Shandong Province in 2019 to examine the impact of labor transfer on rural households' financial asset allocation from the perspective of financial exclusion and explores the mechanism of financial exclusion in the process from both supply-side and demand-side, as well as the differences in the degree of financial exclusion at both ends of supply and demand. The results show that labor transfer promotes household participation in risky financial markets and significantly increases risk financial asset ratio. Labor transfer mainly affects their asset allocation by easing demand-side financial exclusion, and the mediation effect of supply-side financial exclusion is not significant. Further analysis shows that the duration of transfer employment reinforces the positive effect of labor transfer on their risk financial asset allocation. The farther household-head works away from home, the higher the probability of the household participating in risky financial markets, and the higher the proportion of the household holding risk financial assets.

Keywords: Labor Transfer; Financial Market; Risk Financial Asset; Financial Exclusion