

金融知识对农民农地流转行为的影响*

——基于农地确权颁证调节效应的分析

苏岚岚¹ 何学松^{1,2} 孔荣¹

摘要：本文阐释了金融知识影响农民农地流转行为的机理，并引入农地确权颁证变量，根据陕西908户农户的调查数据，实证检验了金融知识对农民农地流转选择及流转规模的差异化影响以及农地确权颁证对金融知识影响农民农地流转行为的调节效应。实证结果表明，金融知识对农民是否流转农地及农地流转规模均产生了显著的正向影响，且对农民农地转入行为的影响大于对农地转出行为的影响。研究进一步证实，农地确权颁证对金融知识影响农民农地流转行为发挥了调节作用，即通过提升农地产权强度和强化农地禀赋效应等抑制了金融知识对农民农地转出行为的正向影响，但增强了金融知识对农民农地转入行为的促进作用。因此，需从加强金融知识宣传教育、推进农地确权颁证以及与之相配套的系列改革措施等方面促进农民农地流转参与理性决策。

关键词：金融知识 农地流转 农地确权颁证

中图分类号：F301.0 **文献标识码：**A

一、引言

当前，中国农地流转日益活跃，这促进了农地集中和农业规模经营，增加了农民收入，但仍存在农地流转总体水平不高、自愿程度低、流转交易不规范等问题（钱忠好、冀县卿，2016）。深入探究农民农地流转行为的内外部制约因素，对于进一步提高农地流转发生率、优化农民农地流转决策具有重要意义。在农地产权制度改革持续推进的背景下，农民农地流转行为从依赖关系情感逐步转向依赖理性计算，推动农地流转需要政府力量介入，但农地流转最终是否发生仍取决于农民的理性决策。当前，学术界主要从交易费用认知（例如罗必良等，2012）、产权偏好（例如徐美银，2013）、风险态度（例如李景刚等，2014；孙小龙、郭沛，2016）、农户行为能力（例如罗必良、郑燕丽，2012）等方面探讨农民农地流转行为的内在制约因素，从农地确权改革（例如周其仁，2014；程令国等，

*本文研究获得国家自然科学基金项目“金融行为中介作用下农民金融素养对收入质量的影响机制及提升路径研究”（项目号：71773094）、“基于农户收入质量的农村正规信贷约束模拟检验及政策改进研究”（项目号：71373205）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，当然，文责自负。本文通讯作者：孔荣。

2016)、关系网络(例如李星光等, 2016)、信贷可得性及融资规模(例如侯建昀、霍学喜, 2016)、组织方式(例如王亚等, 2017)等方面分析农民农地流转行为的外部驱动因素, 并阐释了上述因素对农民农地转入和农地转出行为影响的差异性, 但在农地金融发展的背景下, 当前研究对农民金融知识水平及其在农地流转行为中的作用缺乏关注。金融知识水平集中反映了个体对基本经济知识和金融概念的掌握程度以及应用相关知识和技能有效配置金融资源以实现自身金融福祉和终生财务保障的能力(Hung et al., 2009)。已有文献表明, 投资倾向的产生和理性投资决策的实施需要投资者准确评估投资项目的预期成本、预期收益及风险, 因而离不开个体对关键经济概念的理解和对基本财务计算能力的掌握(Hastings and Tejada-Ashton, 2008); 丰富的金融知识有助于减少个体在作出经济决策时的信息搜寻和处理成本, 提升个体风险偏好水平(Dohmen et al., 2010)。中国人民银行金融消费者权益保护局(2015)基于全国9个省份5400个消费者的调查表明, 中国居民的金融知识水平普遍偏低, 且农村居民金融知识水平明显低于城镇居民。金融知识水平低在一定程度上抑制了农民有效的投融资需求, 制约了其家庭资产的合理配置, 进而从整体上阻碍了农民家庭理性经济决策和福利水平的提升。虽然农民金融知识平均水平较低, 但因受教育水平和金融市场参与程度等不同, 个体间金融知识水平存在较大差异。随着新型职业农民培训力度的加大和新型农业经营主体的蓬勃发展, 相当一部分农民积极利用农业信贷、农业保险、信用合作等金融手段参与农地流转和规模经营, 体现出其人力资本具有较高的金融知识存量。农民金融知识水平的较大差异意味着个体经济决策中比较优势的存在。农地流转是优化农地资产配置的有效方式, 且交易对象的选择、流转规模及租金的确定、合约的签订等环节均不可避免地会涉及财务问题。因此, 金融知识与农民农地流转行为之间的内在关系有待深入探究。

在农地“三权分置”改革的背景下, 探究金融知识对农民农地流转行为的影响还需引入农地确权颁证这一政策性因素。已有研究关于农地确权对农地流转的影响效应尚未形成一致性的结论。基于产权理论范式的研究认为, 农地确权通过强化产权稳定性和推动交易规范化促进农地流转(周其仁, 2014); 而基于行为经济学范式的研究从农地产权事实出发, 引入控制权偏好和禀赋效应来解释农民农地流转行为背后的心理, 认为农地确权抑制农地流转(钟文晶、罗必良, 2013)。毋庸置疑的是, 农地确权颁证重塑了农民对农地的情感 and 价值认知, 进而对其转入、转出或保留农地的意愿及行为产生了短期或长期影响。鉴于此, 本文将农地确权颁证因素纳入金融知识与农民农地流转行为关系的研究框架中, 试图揭示农地确权颁证对金融知识影响农民农地流转行为的调节作用。

梳理文献可知, 已有研究存在以下不足: 一是缺乏对农地金融发展背景下金融知识影响农民农地资产配置行为的研究; 二是虽然关注农户认知、风险态度、行为能力等因素对农民农地流转行为的影响, 但忽视从农地流转主体自身挖掘形成其农地流转风险态度、农地规模经营行为能力等因素的深层次原因; 三是缺乏对农地确权颁证在金融知识与农民农地流转行为关系中作用的探讨, 因而未能深入揭示三者之间的内在关联。鉴于此, 本文试图从理论上阐释金融知识影响农民农地流转行为的机理, 基于农地流转方向和农地确权颁证情况对样本进行分类, 探究金融知识对农民农地转出和转入行为的差异化影响, 并检验农地确权颁证对金融知识影响农民农地流转行为的调节效应, 以

期从金融知识的视角探寻农民农地流转行为的能动性因素，补充和完善现有的农地流转理论研究，并为加强农民金融知识教育、推进农地确权颁证、促进农民农地流转相关政策的实施提供有益参考。

二、理论分析与假说提出

（一）供需视角下金融知识影响农民农地流转行为的机理分析

已有研究基于机会成本理论（例如罗必良、郑燕丽，2012）、劳动力迁移理论（例如陈飞、翟伟娟，2015）、比较优势理论（例如陈昭玖、胡雯，2016）和交易费用理论（例如冀县卿等，2015）等视角解析了农民农地流转决策的形成机制，并揭示了农民农地流转供给与需求行为的诱因既存在共性也存在差异性。鉴于此，本文分别阐释金融知识影响农民农地转出和转入行为的机理。

1.金融知识可通过直接和间接作用路径影响农民农地转出行为。第一，金融知识对农民农地转出行为的直接影响。投资理财知识越丰富、风险责任意识越强的农民，其对保有农地的机会成本、农业与非农经营的比较收益、农地转出带来的潜在失地风险等越有较准确的衡量，因而对保有农地或转出农地获取租金，抑或转向非农部门就业等越可能作出理性选择。进一步分析可知，因农地投资类型的改变对专用型资产要求较高，在短期内农地投资类型不改变的条件下，农民转出农地的机会成本（主要为持有农地的经营收入）较为明确，且在一定时期和一定区域内农地转出的平均租金水平较为稳定，农地转出的预期收益（主要为货币或实物形式的租金）较为明确。农地承包经营权受法律和流转合同保护，农地转出的风险（主要为潜在的失地风险）较小。因此，总体上农民农地转出成本、收益的确定性程度较高且风险较小，金融知识有助于农民作出理性的农地转出决策。另外，考虑到不确定性情境下农民经济决策还受到其风险偏好的影响，且风险偏好在确定性情境下对个体决策的作用较弱，因而风险偏好对农民农地转出行为的影响可能不明显。第二，金融知识对农民农地转出行为的间接影响。信贷、储蓄、信用和风险等知识较全面的农民，其人力资本水平相应较高，非农就业机会较多，预期工资水平较高，因而转出农地从事非农经营的倾向性更强。此外，金融知识水平高的农民有较强的农地流转交易缔约能力，有利于降低交易费用，促进农地转出。

2.金融知识可通过直接和间接作用路径影响农民农地转入行为。第一，金融知识对农民农地转入行为的直接影响。金融知识丰富的农民，能清晰地计算从事农业和非农经营的成本和收益，能充分认知转入农地从事规模经营的风险，并能理性衡量农地小规模分散经营的机会成本和专业化经营的规模效益等。当转入农地实现规模经营可获取更多收益时，农民倾向于转入农地。进一步分析可知，在一定时期和一定区域内农地转入的平均租金水平较为固定，而其机会成本（主要指非农就业收入）则不明确，且农地转入的风险（包括农地经营的市场风险、自然风险等）较大，农地转入的收益（主要指农地经营收入）受农地经营风险等影响而难以准确估算。因此，总体上农地转入成本、收益的不确定性程度较高且风险较大。当农地转入的成本、收益和风险较为明确时，金融知识有助于农民作出理性的农地转入决策；而当上述情境不存在时，农民农地转入决策还受到个体风险偏好的较大影响，即风险偏好型的农民更倾向于作出风险较大的农地流转决策。第二，金融知识对农民农地转入行为的间接影响。金融知识水平越高，农民投资决策、信贷资金获取、财务收支管理等方

面的能力越好，因而转入农地以从事农业规模经营的行为能力越强。此外，金融知识水平高的农民参与农地流转交易的能力较强，既可对契约安排及权益分享进行自由空间更大的选择，也可实现低成本交易，进而提高农地转入频率和规模。基于以上分析，本文提出如下假说：

H1：金融知识正向影响农民农地流转行为；

H1a：金融知识正向影响农民农地转出行为；

H1b：金融知识正向影响农民农地转入行为。

（二）农地确权颁证在金融知识与农民农地流转行为关系中调节效应的理论分析

农地确权的本质是产权界定，农地确权颁证是以“农地承包经营权证”作为权利载体来表达的农民对于农地的权利边界，它进一步明晰了农民的农地产权权利，强化了农地产权权利强度及其法律保护（胡新艳、罗必良，2016）。如前文所述，已有文献关于农地确权颁证对农地流转的作用在理论观点上存在“促进论”与“抑制论”的分歧，在实证研究上也尚未得出一致性的结论（胡新艳、罗必良，2016）。林文声等（2017）研究表明，农地确权通过农业生产激励、交易费用机制和交易价格机制等对农民农地转出和转入决策产生差异化影响，且整体上农地确权并不影响农地转出，但抑制农地转入。上述研究结论与程令国等（2016）的观点“农地确权促进农地转出，但对农地转入影响不显著”截然相反。理论上讲，农地确权颁证可实现对农地产权主体、地权空间和地权时间的清晰界定，既能通过强化农地禀赋效应、提升农地保障价值、激励农业生产投资从而抑制农地转出，又能通过增强农地产权稳定性、降低农地流转交易风险、提高农地流转租金等促进农地转出。同时，农地确权颁证使得农民更有意愿经营好自家现有承包地，且农地产权强度的提高致使农地流转交易难以达成双方均满意的价格，从而抑制农地转入，但也可通过增强农地抵押融资功能、激励农业生产投资等促进农地转入。因此，已有研究的观点分歧表明，农地确权颁证对农地转出和农地转入的影响效果仍有待深入探讨，但作为个体农地流转行为的外在环境因素，农地确权颁证对金融知识与农民农地流转行为的关系存在调节作用，具体而言，鉴于理论上农地确权颁证对农民农地转出和转入行为的影响在方向上可能存在互斥性，而金融知识对农民农地转出和转入行为的促进作用程度可能因农地确权颁证的实施而产生差异性，所以，农地确权颁证对金融知识与农民农地流转行为关系的调节作用程度及其方向尚需实证检验。由此，本文提出如下假说：

H2：农地确权颁证在金融知识与农民农地流转行为关系中存在调节效应；

H2a：农地确权颁证在金融知识与农民农地转出行为关系中存在调节效应；

H2b：农地确权颁证在金融知识与农民农地转入行为关系中存在调节效应。

三、研究设计

（一）数据来源及样本基本情况

本文数据来源于课题组2016年10月在陕西陕北、关中、陕南开展的主题为“农民金融知识与农地流转参与”的农村实地入户调查。陕西作为西部地区农业大省，境内有陕北黄土高原区、关中平原区和陕南山区三种不同地理环境下各具特色的农业生态系统，农民农地流转行为呈现区域性差

异,但均为农业规模经营和产业化发展提供了重要支撑。调查组首先选取西安市高陵区和杨凌示范区 2 个农地产权制度改革试点区域,同时,兼顾区域经济发展水平差异,选取渭南市富平县、大荔县,咸阳市泾阳县、三原县,宝鸡市岐山县、陈仓区,延安市安塞县,商洛市商州区 8 个一般区域进行抽样,因而样本代表性较好。调查组在上述各县(区)分别选取 2~3 个反映不同经济发展水平的代表性乡镇,在每个样本乡镇按照相同标准分层选取 2~3 个样本村(自然村),在每个样本村随机选择 10~15 个样本农户(主要为家庭生产经营决策人)进行访谈。本次调研共发放问卷 935 份,回收有效问卷 908 份,问卷有效率 97.11%,共涉及 7 个市 10 个县(区) 21 个乡镇 63 个自然村。

样本基本情况如下:样本在陕北、关中和陕南的分布比例分别为 10.50%、76.40%和 13.10%。从个体基本特征看,样本中,男性和女性受访者的比例分别为 64.10%和 35.90%;平均年龄为 50 岁;受教育程度集中为初中水平,占比为 55.50%,且初中以下水平和初中以上水平所占比例分别为 27.80%和 16.70%;90%的样本为已婚;样本风险偏好平均水平为“风险中性”;77.03%的样本有较高土地依赖性。从家庭特征看,家庭劳动力数量为“2 个以下”“2 个”“3 个及以上”的比例分别为 8.90%、53.40%和 37.70%;参加农业保险和农民专业合作社的样本比例分别为 25.00%和 20.00%;有亲友为村干部或公务员的样本占比为 27.00%。从农地特征看,样本实际经营耕地面积的均值为 9.26 亩。此外,农地未颁发承包经营权证和已颁发承包经营权证的样本比例分别为 63.90%和 36.10%。

(二) 变量选取及描述性统计

1.因变量:农地流转行为。本文将农地流转行为界定为有无农地转出(入)、农地转出(入)规模,并通过问卷题项直接获得相关数据。

2.核心自变量:金融知识。基本金融理念、借贷、投资和风险预防四个方面是大部分金融知识测度研究通常涉及的内容(Huston, 2010),鉴于此,结合中国农村实际,本文研究从通货膨胀、储蓄、贷款、信用和风险 5 个方面的知识出发设计金融知识测量题项。借鉴尹志超等(2014)、Rooij et al.(2011)的观点,本文认为,受访者对金融知识测量问题回答错误与回答“不知道”或“算不出来”所代表的金融知识水平存在差异。为充分利用问卷信息,本文针对金融知识每个测量题项构建 2 个哑变量:第一个哑变量表示问题是否被直接回答(回答“算不出来”或“不知道”为间接回答),直接回答赋值为 1,否则赋值为 0;第二个哑变量表示问题是否被正确回答,正确回答赋值为 1,否则赋值为 0。针对上述 10 个哑变量的因子分析结果显示,所有哑变量测量题项的样本充足性检验 KMO 值为 0.58, Bartlett 球形检验统计量在 1%的统计水平上显著,表明数据适合进行因子分析。本文以主成分分析法提取特征根大于 1 的公共因子共 5 个,分别命名为通货膨胀知识、储蓄知识、贷款知识、信用知识和风险知识,其累积方差贡献率为 93.37%。金融知识水平为各因子得分的加权和,其中,各因子得分的权重为各因子方差贡献率占累积方差贡献率的比重。为保证金融知识的测度效果,本文对所有哑变量测量题项进行了信度和效度检验。信度检验采用克朗巴哈系数(Cronbach's α)。本文量表所有测量题项的克朗巴哈系数为 0.78,表明量表的测量整体信度较好。收敛效度检验采用测量题项的因子载荷值。运用最大方差法正交旋转后所有测量题项的因子载荷均大于 0.50,表明测量题项的收敛效度较好。此外,本文通过比较潜变量平均方差提取量(AVE)的均方根与各潜变量

间相关系数来检验区分效度，结果显示各潜变量（5个公共因子）AVE值的均方根均大于所在行和列的潜变量间相关系数，表明量表具有较好的区分效度。

3.分组变量：农地确权颁证。根据样本对“目前您家农地颁发了承包经营权证吗？”的回答，本文将样本按照农地确权颁证情况划分为农地未确权组和农地已确权组两组。

4.控制变量。参考李景刚等（2014），本文选取受访者性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、风险偏好、土地依赖性来反映个体特征；参考王亚（2017），本文选取劳动力人数、亲友有无村干部或公务员、是否参加农业保险、是否加入农民专业合作社来反映家庭特征；参考陈飞、翟伟娟（2015），本文选取本村非农就业机会和本村创业农民数量来反映村庄特征；此外，本文控制了区域固定效应。上述各变量的定义、赋值及描述性统计如表1所示。

表1 变量定义、赋值及描述性统计

变量类别	变量名称	识别问题及赋值	均值	标准差
因变量	有无农地转出	您家当前有无农地转出？无=0，有=1	0.06	0.24
	农地转出规模	农户当前农地转出数量，单位：亩	0.17	1.03
	有无农地转入	您家当前有无农地转入？无=0，有=1	0.44	0.49
	农地转入规模	农户当前农地转入数量，单位：亩	4.80	28.61
核心自变量	金融知识	①通货膨胀产生后，同样100元钞票能买到的东西与现在相比如何？不知道=0，变多了=1，一样=2，变少了=3；②假设您将100元钱存入银行，定期储蓄三年且期间不支取，若三年定期储蓄的年利率是3%，三年到期后您能取出多少钱？算不出来=0，103元=1，106元=2，109元=3；③若某人向银行贷了一笔30万元的住房贷款，贷款期限为10年时的每月还款额会高于贷款期限为20年时的每月还款额，则10年期贷款和20年期贷款哪个总利息支出更低？不知道=0，20年期=1，10年期=2；④某人在A银行有贷款不良信用记录会对其在B银行申请贷款产生不利影响，您是否同意？不知道=0，不同意=1，同意=2；⑤您是否同意“购买一只开放式股票型基金的风险要比购买单一股票的风险低”？不知道=0，不同意=1，同意=2。	7.54E-07	0.45
分组变量	农地确权颁证	目前您家农地颁发了承包经营权证吗？农地未确权=0，农地已确权=1	0.36	0.39
控制变量	性别	受访者性别：女=0，男=1	0.64	0.48
	年龄	2016年受访者年龄，单位：岁	50.28	9.80
	受教育程度	受访者受教育年限，单位：年	8.21	3.15
	婚姻状况	受访者婚姻状况：未婚=0，已婚=1	0.90	0.12
	风险偏好	您倾向于选择哪类投资项目？无任何风险=1，较低风险=2，平均风险=3，较高风险=4，高风险=5	3.08	1.18
	土地依赖性	您是否同意土地价值小、要不要地无所谓？非常不同意=1，比较不同意=2，中立=3，比较同意=4，非常同意=5	2.04	1.07

劳动力人数	家庭劳动力人数, 单位: 人	2.58	1.11
亲友有无村干部或公务员	您家人、亲戚、朋友中有是村干部或公务员吗? 无=0, 有=1	0.27	0.44
是否参加农业保险	您家参加了农业保险吗? 否=0, 是=1	0.25	0.43
是否加入农民专业合作社	您家是否加入了农民专业合作社? 否=0, 是=1	0.20	0.40
本村非农就业机会	本村非农就业机会情况怎么样? 非常少=1, 较少=2, 一般=3, 较多=4, 非常多=5	3.02	0.87
本村创业农民数量	本村农业和非农领域创业农民数量如何? 非常少=1, 较少=2, 一般=3, 较多=4, 非常多=5	3.22	0.96
是否为陕北	样本所在区域为陕北: 否=0, 是=1	0.11	0.31
是否为关中	样本所在区域为关中: 否=0, 是=1	0.75	0.43

(三) 计量模型设定

1. Probit 模型。为考察金融知识对农民有无农地流转的影响, 本文设定农地流转决策方程如下:

$$\text{Prob}(Y_{li} = 1 | FL_i, X_i) = \Phi(\alpha_0 + \beta_1 FL_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

(1) 式中, Y_{li} 为虚拟变量, $Y_{li}=1$ 表示第 i 个样本有农地转出 (入) 行为, $Y_{li}=0$ 表示第 i 个样本无农地转出 (入) 行为; FL_i 表示第 i 个样本的金融知识水平; X_i 为控制变量, 具体如表 1 所示; ε_i 表示独立同分布的随机误差项, 代表不可观测因素的汇总, 且服从标准正态分布。(1) 式模型可能存在因金融知识与农民农地流转行为之间的逆向因果关系 (即农民农地流转市场参与行为可通过“干中学”效应促进其金融知识的累积)、变量测量偏差 (如金融知识测度指标选取不全面等)、遗漏变量 (如影响农地流转的不易观测因素) 等导致的内生性问题。因此, 本文进一步采取工具变量法 (IV-Probit) 进行估计, 以消除因模型可能存在内生性问题导致的估计偏误, 并选取除受访者自身外同一村庄同等收入阶层其他受访者的平均金融知识水平作为受访者金融知识的工具变量^①。这是基于以下考虑: 在同一村庄内部, 某个体金融知识水平受村庄其他人金融知识水平的影响, 两者高度相关; 同时, 其他人金融知识水平与该个体是否流转农地并不直接相关, 因而是严格外生的。

2. Tobit 模型。鉴于因变量农地流转规模近似连续型变量, 但其数据从零点处删失, 属于归并数据, 本文采用 Tobit 模型检验金融知识对农民农地流转规模的影响, 并设定农地流转规模方程如下:

^①工具变量取值方法如下: 将样本按照 2013~2015 年家庭年均毛收入等区间划分为低、中、高三组别 (对应收入阶层 k 的取值分别为 1、2、3), 剔除村庄 j 收入阶层为 k 的第 i 个农民的同一村庄同等收入阶层其他样本金融知识水

平的平均值为 $[(\sum_{i=1}^{N_{jk}} FL_{jki}) - FL_{jki}] / (N_{jk} - 1)$, 其中, N_{jk} 表示村庄 j 收入阶层为 k 的样本数量。

$$\begin{cases} Y_{2i}^* = \alpha_0 + \beta_1 FL_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \\ Y_{2i} = \max(0, Y_{2i}^*) \end{cases} \quad (2)$$

(2) 式中, Y_{2i}^* 为潜变量; Y_{2i} 表示第 i 个农民农地转出 (入) 规模; FL_i 表示金融知识水平; X_i 表示控制变量, 与 (1) 式相同; ε_i 为随机误差项。同理, 本文采取工具变量法 (IV-Tobit) 进行估计, 以尽量消除 (2) 式模型可能存在的内生性问题带来的估计偏误。

3. 分组回归模型。若自变量 X 对因变量 Y 的影响随第三个变量 M 取值的变化而变化, 则称变量 M 在 X 影响 Y 的关系中发挥调节作用 (温忠麟等, 2005)。当 X 为连续型变量、 M 为类别变量时, 可采取分组回归方法检验变量 M 对 X 与 Y 之间特定路径关系的调节作用, 即比较不同组别回归结果中变量 X 系数的差异, 若差异显著, 则变量 M 发挥了显著的调节作用。鉴于本文核心自变量金融知识为连续型变量, 调节变量农地确权颁证为类别变量, 故采用分组回归模型检验农地确权颁证在金融知识影响农民农地流转行为关系中的调节效应。

四、实证检验与结果分析

(一) 金融知识对农民农地流转行为影响的实证检验

鉴于农地流转决策方程和农地流转规模方程之间可能存在关联性, 导致因变量截断和样本选择偏误, 本文采用赫克曼 (Heckman) 两阶段模型进行了联立估计。两式独立性检验结果 ($\rho=0$) 无法拒绝两式独立的原假设, 即联立估计和独立估计无显著差别。因此, 本文对农地流转决策方程和农地流转规模方程采取独立估计。

1. 金融知识影响农民农地转出行为的回归分析。由表 2 (1) 列可知, 金融知识在 10% 的统计水平上显著正向影响农民农地转出。(2) 列工具变量法估计结果中, Durbin-Wu-Hausman 检验 (简称 “DWH 检验”) 结果表明, 无法拒绝金融知识为外生变量的原假设, 且一阶段估计的 F 值为 36.07, 表明不存在弱工具变量问题。因此, 本文采用基准回归结果进行解释, 即金融知识显著促进农民农地转出。同理, (4) 列 DWH 检验结果表明, 无法拒绝金融知识为外生变量的原假设。由 (3) 列可知, 金融知识在 10% 的统计水平上显著提高农民农地转出规模。金融知识水平越高, 农民对从事农业和非农经营比较收益的衡量越清晰, 对机会成本的计算越准确, 且非农就业能力和农地流转交易能力更高, 当转出农地相较于保留农地低效率经营或撂荒农地带来更大收益时, 农民倾向于转出更多农地。由此, 假说 1a 得到了证实。

从控制变量的影响看, 表 2 (1) 列和 (3) 列结果显示, 个体特征中年龄在 10% 的统计水平上显著提高农民农地转出的概率和规模, 且年龄与农民农地转出行为之间不存在 “倒 U 型” 关系。随着年龄的增长和农业体力劳动能力的下降, 农民转出农地的概率更高。家庭特征中劳动力人数在 10% 的统计水平上对农民农地转出及转出规模均存在显著的负向作用, 即家庭劳动力数量越多, 农民越不倾向于转出农地尤其是大量转出农地; 是否加入农民专业合作社分别在 10% 和 5% 的统计水平上显著促进农民农地转出及转出规模。农民加入合作社后通过提供长短期劳动获取工资性收入或以土

地入股等形式获取分红收益,该动机一定程度上促进农民农地转出。从区域来看,相较于陕南山区,关中平原区农民农地转出的概率低且规模小,这与关中平原区农业生产条件较好、效益较高有关。

2.金融知识影响农民农地转入行为的回归分析。由表2(5)列可知,金融知识在10%的统计水平上显著正向影响农民农地转入。(6)列工具变量法估计结果中,DWH检验表明,应拒绝金融知识为外生变量的原假设,且一阶段估计的F值为37.31,表明不存在弱工具变量问题。因此,本文采用(6)列结果进行分析。(6)列结果显示,金融知识在1%的统计水平上显著正向影响农民农地转入。同理,(8)列DWH检验表明,应拒绝金融知识为外生变量的原假设。由(8)列可知,金融知识在1%的统计水平上显著正向提高农民农地转入规模。金融知识水平高的农民,对从事农业和非农经营的成本收益及风险有清晰的衡量,且在农地流转交易合同签订、农业规模经营中收支管理等方面具有较强的行为能力,因而显著促进了其农地转入和转入规模。由此,假说1b得到了证实。

从控制变量的影响看,表2(6)列和(8)列结果显示,个体特征中年龄在5%的统计水平上对农民农地转入及转入规模存在显著的负向影响,年龄平方项则存在显著的正向作用。青壮年农民非农就业能力强,不倾向于转入农地从事农业经营;而随着年龄增长,非农就业机会减少,在能力范围内转入适当农地扩大经营规模,成为他们维持家庭生计的重要选择。受教育程度分别在1%和10%的统计水平上存在显著的负向影响。受教育程度高的农民,其非农就业机会较多,工资收入预期较高,因而不倾向于转入农地从事农业经营。婚姻状况在10%的统计水平上存在显著的正向影响。已婚农民迫于生计和近距离照顾家庭的需要,倾向于转入农地扩大农业经营规模。风险偏好在10%的统计水平上对农地转入存在显著的负向影响,表明农民风险偏好越强,越有可能选择投资风险性较高的非农行业。家庭特征中是否参加农业保险在5%的统计水平上显著正向影响农民农地转入规模,但对其是否转入农地影响不显著,表明参加农业保险虽然没有显著促进农民农地转入,但有助于转入农地的农民进一步扩大农地经营规模。村庄特征中,本村非农就业机会分别在1%和5%的统计水平上对农民农地转入和转入规模存在显著的负向影响,说明当地非农就业机会越多,农民越不倾向于转入农地;本村创业农民数量在5%的统计水平上对农民农地转入和转入规模存在显著的正向影响,说明本地创业氛围越好,农民越倾向于转入农地,从事资金和技术门槛较低的农业规模经营。从区域来看,相较于陕南山区,陕北和关中地区农民更倾向于转入农地和从事农业规模经营。

表2 金融知识对农民农地流转行为影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农地转出行为				农地转入行为			
	有无农地转出		农地转出规模		有无农地转入		农地转入规模	
	Probit	IV-Probit	Tobit	IV-Tobit	Probit	IV-Probit	Tobit	IV-Tobit
金融知识	0.0281*	1.4095**	0.0033*	0.0202*	0.0695*	0.5735***	0.0287**	0.2815***
	(0.0176)	(0.6858)	(0.0019)	(0.0122)	(0.0382)	(0.0588)	(0.0128)	(0.0898)
农地确权颁证	-0.0100	-0.0960	-0.0011	-0.0012	0.0242	0.0222	0.0035	0.0081
	(0.0156)	(0.1713)	(0.0017)	(0.0021)	(0.0338)	(0.0268)	(0.0112)	(0.0148)

金融知识对农民农地流转行为的影响

性别	-0.0019 (0.0160)	-0.1231 (0.1848)	-0.0008 (0.0017)	-0.0025 (0.0024)	0.0167 (0.0326)	-0.0449* (0.0271)	0.0125 (0.0109)	-0.0125 (0.0168)
年龄	0.0105* (0.0065)	0.1086 (0.0722)	0.0012* (0.0007)	0.0014* (0.0008)	-0.0326*** (0.0120)	-0.0200** (0.0098)	-0.0109*** (0.0041)	-0.0117** (0.0052)
年龄平方	-0.0078 (0.0063)	-0.0703 (0.0704)	-0.0009 (0.0007)	-0.0009 (0.0008)	0.0387*** (0.0122)	0.0193* (0.0105)	0.0127*** (0.0042)	0.0115** (0.0054)
受教育程度	0.0028 (0.0025)	-0.0171 (0.0430)	0.0002 (0.0003)	-0.0004 (0.0006)	0.0080 (0.0059)	-0.0156*** (0.0057)	0.0024 (0.0019)	-0.0073* (0.0042)
婚姻状况	-0.0726 (0.0546)	-0.7823 (0.6048)	-0.0087 (0.0058)	-0.0107 (0.0072)	0.4146** (0.1893)	0.2449* (0.1421)	0.1168* (0.0684)	0.1419* (0.0817)
风险偏好	-0.0053 (0.0063)	-0.1102 (0.0736)	-0.0004 (0.0007)	-0.0013 (0.0010)	0.0071 (0.0136)	-0.0204* (0.0114)	0.0066 (0.0045)	-0.0046 (0.0070)
土地依赖性	0.0087 (0.0065)	0.0795 (0.0740)	0.0010 (0.0007)	0.0010 (0.0008)	-0.0116 (0.0146)	-0.0120 (0.0117)	-0.0013 (0.0048)	-0.0037 (0.0064)
劳动力人数	-0.0136* (0.0076)	-0.1709** (0.0829)	-0.0015* (0.0008)	-0.0022** (0.0011)	0.0133 (0.0139)	0.0012 (0.0113)	0.0035 (0.0046)	0.0005 (0.0062)
亲友有无村干部或公务员	0.0018 (0.0163)	-0.1176 (0.1988)	0.0001 (0.0017)	-0.0018 (0.0026)	0.1101*** (0.0353)	0.0114 (0.0336)	0.0277** (0.0114)	0.0056 (0.0171)
是否参加农业保险	0.0044 (0.0170)	0.0537 (0.1833)	0.0005 (0.0018)	0.0009 (0.0022)	0.0212 (0.0346)	0.0153 (0.0278)	0.0296*** (0.0114)	0.0338** (0.0151)
是否加入农民专业合作社	0.0301* (0.0176)	0.2632 (0.2076)	0.0036** (0.0018)	0.0035 (0.0023)	0.1041*** (0.0377)	0.0345 (0.0336)	0.0334*** (0.0123)	0.0243 (0.0167)
本村非农就业机会	-0.0015 (0.0100)	0.0383 (0.1154)	-0.0005 (0.0011)	0.0002 (0.0014)	-0.1100*** (0.0188)	-0.0555*** (0.0206)	-0.0220*** (0.0066)	-0.0173** (0.0087)
本村创业农民数量	-0.0022 (0.0112)	0.0004 (0.1228)	-0.0005 (0.0012)	-0.0003 (0.0015)	0.0461** (0.0203)	0.0367** (0.0169)	0.0143** (0.0068)	0.0198** (0.0092)
是否为陕北	-0.0387 (0.0246)	-0.3775 (0.2881)	-0.0024 (0.0027)	-0.0023 (0.0033)	0.7494*** (0.0775)	0.5119*** (0.0945)	0.0948*** (0.0263)	0.1196*** (0.0350)
是否为关中	-0.0993*** (0.0254)	-1.0399*** (0.3252)	-0.0085*** (0.0028)	-0.0098*** (0.0033)	0.4901*** (0.0747)	0.3388*** (0.0736)	0.0430* (0.0244)	0.0584* (0.0316)
LR χ^2 检验	65.53***	—	55.56***	—	221.19***	—	113.31***	—
Wald χ^2 检验	—	82.11***	—	26.49**	—	435.49***	—	81.32***
一阶段模型 F 检验	—	36.07***	—	37.31***	—	37.31***	—	37.31***
DWH 检验	—	1.84	—	2.29	—	20.74***	—	10.26***
样本量	908				908			

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著；②表中报告的是估计的边际效应；③括号内数字为标准误。

3.金融知识影响农民农地转出和转入行为的比较分析。由表2(1)列和(3)列可知,金融知识影响农民农地转出和转出规模的边际效应分别为0.0281和0.0033;另由(6)列和(8)列可知,金融知识影响农民农地转入和转入规模的边际效应分别为0.5735和0.2815。比较表明,金融知识对农民农地转入行为的影响大于对其农地转出行为的影响。鉴于总体上农地转出成本、收益的确定性程度较高且风险较小,农地转出对农民财务计算能力、资金配置能力等要求较低,而农地转入成本、收益的不确定性程度较高且风险较大,农地转入对农民财务计算能力、资金配置能力等要求较高,因而源于农民内在人力资本的金融知识因素对其农地转入行为发挥更大作用。

(二) 农地确权颁证在金融知识影响农民农地流转行为中调节效应的检验

1.农地确权颁证对金融知识影响农民农地转出行为的调节效应检验。由表3(3)、(4)、(7)和(8)列可知,DWH检验结果均无法拒绝金融知识为外生变量的原假设,因而本文均采用基准回归结果进行分析。由(1)列和(2)列可知,金融知识在10%的统计水平上对农地未确权组农民农地转出存在显著的正向影响,而在农地已确权组该影响不显著。由(5)列和(6)列可知,金融知识对两组样本农地转出规模分别存在显著的正向影响和影响不显著。由此可知,金融知识仅显著促进农地未确权组农民农地转出行为。农地确权颁证提升了农地产权强度,增加了农民对农地价值的判断和禀赋效应,一定程度上阻碍了其农地转出行为,因而金融知识对农民农地转出行为的正向影响在已确权组被削弱。本文进一步采用邹检验判断不同组之间金融知识系数的差异性,结果表明,金融知识对不同组农民农地转出和转出规模的影响系数分别在10%和1%的统计水平上存在显著差异,即农地确权颁证显著抑制了金融知识对农民农地转出行为的正向影响。综上,假说H2a得到了证实。

表3 农地确权颁证对金融知识影响农民农地转出行为的调节效应的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	有无农地转出				农地转出规模			
	组1	组2	组1	组2	组1	组2	组1	组2
	Probit	Probit	IV-Probit	IV-Probit	Tobit	Tobit	IV-Tobit	IV-Tobit
金融知识	0.0477* (0.0245)	-0.0038 (0.0323)	0.0406 (0.1414)	0.3029 (0.3209)	0.0057* (0.0029)	-0.0003 (0.0022)	0.0163 (0.0190)	0.0206 (0.0248)
LR χ^2 检验	53.61***	23.28***	—	—	40.73***	21.77*	—	—
Wald χ^2 检验	—	—	33.67***	43.61***	—	—	53.91***	46.57***
一阶段模型F检验	—	—	11.01***	7.43***	—	—	11.01***	7.43***
DWH检验	—	—	0.01	1.80	—	—	0.40	0.97
Chow检验 χ^2 值	4.24*		—		—		—	
Chow检验F值	—		—		168.78***		—	

注:①组1、组2分别代表农地未确权组和农地已确权组;②表中报告的是估计的边际效应,括号内数字为标准误;③控制变量同表2,限于篇幅,估计结果未予报告;④*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著。

2.农地确权颁证对金融知识影响农民农地转入行为的调节效应检验。由表4(3)、(4)、(7)和(8)列可知,DWH检验结果均拒绝金融知识为外生变量的原假设,因而本文采用工具变量法回归

结果进行分析。由（3）列和（4）列可知，金融知识均在 1% 的统计水平上显著正向影响农民农地转入，且金融知识在农地已确权组中的影响大于在农地未确权组中的影响。由（7）列和（8）列可知，金融知识均在 10% 的统计水平上显著正向提升农民农地转入规模，且金融知识在农地已确权组中的影响大于在农地未确权组中的影响。农地确权颁证提升了农民对农地价值的评估，增强了他们从事农业生产经营的信心，更有助于金融知识水平较高的农民转入农地，以获取更多规模收益。本文进一步采用邹检验判断不同组之间金融知识系数的差异性，结果表明，金融知识对不同组农民农地转入和转入规模的影响系数分别在 10% 和 1% 的统计水平上存在显著差异，即农地确权颁证在一定程度上显著提升了金融知识对农民农地转入行为的正向影响。综上，假说 H2b 得到了证实。

表 4 农地确权颁证对金融知识影响农民农地转入行为的调节效应的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	有无农地转入				农地转入规模			
	组 1	组 2	组 1	组 2	组 1	组 2	组 1	组 2
	Probit	Probit	IV-Probit	IV-Probit	Tobit	Tobit	IV-Tobit	IV-Tobit
金融知识	0.0564 (0.0540)	0.0497 (0.0677)	0.3732*** (0.0952)	0.5934*** (0.1545)	0.0167* (0.0088)	0.0313** (0.0131)	0.1367* (0.0766)	0.3816* (0.1947)
LR χ^2 检验	111.67***	98.32***	—	—	67.98***	63.74***	—	—
Wald χ^2 检验	—	—	229.63***	166.69***	—	—	40.81***	40.16***
一阶段模型 F 检验	—	—	16.01***	10.43***	—	—	16.01***	10.43***
DWH 检验	—	—	7.45***	4.03**	—	—	3.05**	2.62**
Chow 检验 χ^2 值	—	—	3.36*		—	—	—	
Chow 检验 F 值	—	—	—		—	—	28.14***	

注：①组 1、组 2 分别代表农地未确权组和农地已确权组；②表中报告的是估计的边际效应，括号内数字为标准误；③控制变量同表 2，限于篇幅，估计结果未予报告；④*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著。

3. 农地确权颁证调节效应的比较分析。本文绘制了按农地确权颁证情况分组回归下金融知识影响农民有无农地转出及转出规模、有无农地转入及转入规模的边际效应图，如图 1 所示。由图 1 (a) 和 (b) 可知，农地确权颁证对金融知识影响农民农地转出及转出规模均存在一定程度的抑制作用；而由图 1 (c) 和 (d) 可知，农地确权颁证对金融知识影响农民农地转入及转入规模均发挥正向作用。这表明，农地确权颁证通过提升农地产权强度和强化农地禀赋效应等削弱了金融知识对农民农地转出行为的正向影响，但增强了金融知识对农民农地转入行为的促进作用。

（三）稳健性检验

为检验上述模型估计结果的可靠性，本文采取得分法重新计算农民金融知识水平，具体做法是，根据前文所选取的 5 个题项，对每个问题回答正确赋值为 1，否则赋值为 0，将样本在 5 个问题上的得分直接加总求和。统计结果显示，样本金融知识水平得分最低值为 0，最高值为 5，平均值为 2.24，标准差为 1.26。回归结果显示，金融知识对农民有无农地转出及转出规模、有无农地转入及

转入规模的影响均在不同统计水平上正向显著^①。此外，该检验结果还显示，农地确权颁证在金融知识对农民农地流转行为的影响中发挥显著的调节作用。因此，本文研究结论较为稳健。

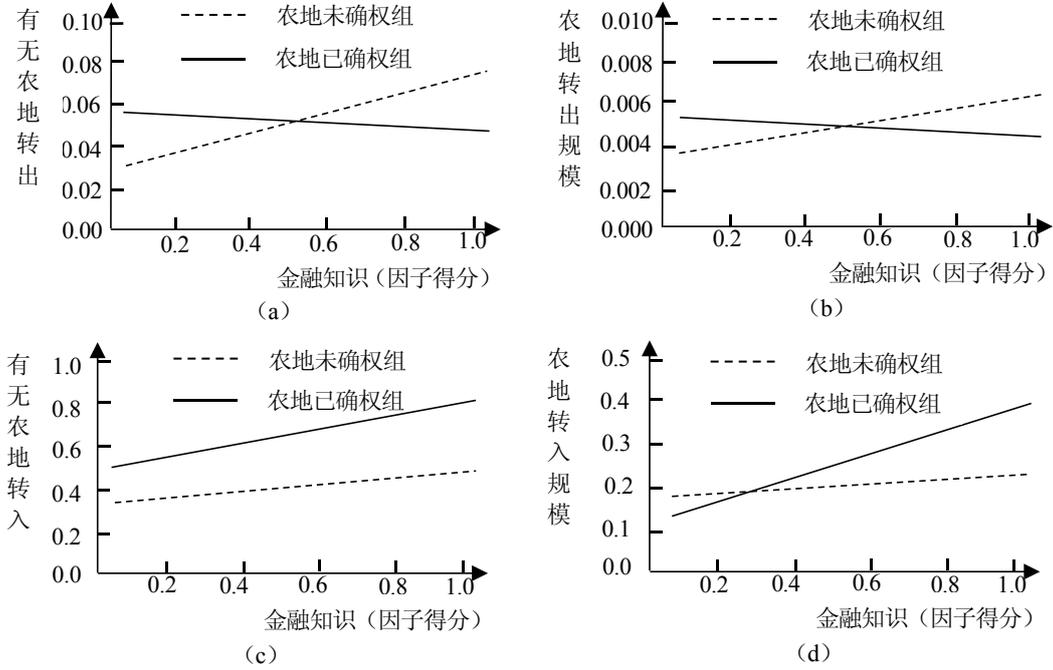


图1 农地确权颁证的调节作用

五、结论与政策启示

本文利用陕西省农地产权制度改革试点地区和一般地区 908 户农户调查数据，实证检验了金融知识对农民是否流转农地及流转规模的差异化影响和农地确权颁证在上述影响中的的调节作用。研究表明，金融知识对农民农地流转及流转规模均产生了显著的正向影响，且因总体上农地转入成本、收益的不确定性程度和风险均高于农地转出，金融知识对农民农地转入行为的影响大于对其农地转出行为的影响。研究进一步证实，金融知识对农地未确权组农民农地转出行为的影响大于对农地已确权组农民的影响，而对农地未确权组农民农地转入行为的影响小于对农地已确权组农民的影响，即农地确权颁证通过提升农地产权强度和农地禀赋效应抑制了金融知识对农民农地转出行为的正向影响，但增强了金融知识对农民农地转入行为的促进作用。

依据上述研究结论，为促进农民农地流转参与理性决策、推进农地产权制度改革深化，本文提出如下政策启示：第一，通过推动政府部门、金融机构和高等院校等多元主体在农村开展金融知识宣传教育，利用网络平台和现代通讯手段推送金融资讯，组织金融机构就近开展金融业务办理模拟培训活动等，多渠道提升农民的金融知识水平。同时，加强农地流转相关政策宣传，规范农地流转交易程序，提高农民农地流转交易能力，充分发挥金融知识对农民农地流转理性参与的促进作用。

^①限于篇幅，模型估计结果未予报告。读者如有需要，可向本文作者索取。

第二，客观评估农地确权颁证对农民农地流转行为的影响效果，在推进农地确权颁证的同时，支持和规范农地流转中介组织的发展，并提高农村社会保障水平，以有效缓解农民对农地转出的顾虑。

参考文献

- 1.程令国、张晔、刘志彪，2016：《农地确权促进了中国农村土地的流转吗？》，《管理世界》第1期。
- 2.陈飞、翟伟娟，2015：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》第10期。
- 3.陈昭玖、胡雯，2016：《农地确权、交易装置与农户生产环节外包——基于“斯密—杨格”定理的分工演化逻辑》，《农业经济问题》第8期。
- 4.胡新艳、罗必良，2016：《新一轮农地确权与促进流转：粤赣证据》，《改革》第4期。
- 5.侯建昀、霍学喜，2016：《信贷可得性、融资规模与农户农地流转——以专业化生产农户为例》，《中国农村观察》第6期。
- 6.冀县卿、钱忠好、葛轶凡，2015：《交易费用、农地流转与新一轮农地制度改革——基于苏、桂、鄂、黑四省区农户调查数据的分析》，《江海学刊》第2期。
- 7.罗必良、汪沙、李尚蒲，2012：《交易费用、农户认知与农地流转——来自广东省的农户问卷调查》，《农业技术经济》第1期。
- 8.罗必良、郑燕丽，2012：《农户的行为能力与农地流转——基于广东农户问卷的实证分析》，《学术研究》第7期。
- 9.李景刚、高艳梅、臧俊梅，2014：《农户风险意识对土地流转决策行为的影响》，《农业技术经济》第11期。
- 10.李星光、刘军弟、霍学喜，2016：《关系网络能促进土地流转吗？——以1050户苹果种植户为例》，《中国土地科学》第12期。
- 11.林文声、秦明、苏毅清、王志刚，2017：《新一轮农地确权何以影响农地流转？——来自中国健康与养老追踪调查的证据》，《中国农村经济》第7期。
- 12.钱忠好、冀县卿，2016：《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省（区）调查数据的分析》，《管理世界》第2期。
- 13.孙小龙、郭沛，2016：《风险规避对农户农地流转行为的影响——基于吉鲁陕湘4省调研数据的实证分析》，《中国土地科学》第12期。
- 14.王亚、魏玮、刘瑞峰、马恒运，2017：《组织方式视角下农户土地流转决策行为分析——基于大样本农户调研》，《农业技术经济》第4期。
- 15.温忠麟、侯杰泰、张雷，2005：《调节效应与中介效应的比较和应用》，《心理学报》第2期。
- 16.徐美银，2013：《农民阶层分化、产权偏好差异与土地流转意愿——基于江苏省泰州市387户农户的实证分析》，《社会科学》第1期。
- 17.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。
- 18.周其仁，2014：《确权不可逾越——学习〈决定〉的一点体会》，《经济研究》第1期。
- 19.钟文晶、罗必良，2013：《禀赋效应、产权强度与农地流转抑制——基于广东省的实证分析》，《农业经济问题》第3期。

20.中国人民银行金融消费者权益保护局, 2015:《消费者金融素养调查分析报告 2015》, <http://shanghai.pbc.gov.cn/fzhshanghai/113598/3053178/index.html>.

21.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.

22.Hastings, J. S., and L. Tejada-Ashton, 2008, “Financial Literacy, Information, and Demand Elasticity: Survey and Experimental Evidence from Mexico”, NBER Working Paper 14538, <http://www.nber.org/papers/w14538>.

23.Hung, A., A. M. Parker, and J. Yoong., 2009, “Defining and Measuring Financial Literacy”, RAND Working Paper Series WR-708, https://www.rand.org/pubs/working_papers/WR708.html .

24. Huston, S. J., 2010, “Measuring Financial Literacy”, *Journal of Consumer Affairs*, 44(2): 296-316.

25.Rooij, M. V., A. Lusardi, and R. Alessie, 2011, “Financial Literacy and Stock Market Participation”, *Journal of Financial Economics*, 101(2): 449-472.

(作者单位: ¹西北农林科技大学经济管理学院;

²信阳师范学院商学院)

(责任编辑: 曙光)

The Impacts of Financial Literacy on Farmers' Behavior of Farmland Transfer: An Analysis Based on the Regulatory Role of Farmland Certification

Su Lanlan He Xuesong Kong Rong

Abstract: This article explores the differentiated impacts of financial literacy on farmers' farmland transfer and reveals the regulatory role of farmland certification based on survey data collected from 908 farm households in Shaanxi Province. The results show that financial literacy has a significantly positive effect on farmers' decision-making with regard to farmland transfer and the scale of farmland transfer. Financial literacy has a greater impact on farmland inflows than farmland outflows. Moreover, farmland certification plays a regulatory role by way of improving the intensity of farmland property rights and strengthening farmland endowment effects, which inhibits the positive impact of financial knowledge on farmland outflows and enhances the promoting role of financial knowledge on farmland inflows. Therefore, the study suggests that the local governments promote farmers' financial knowledge education and accelerate farmland certification reforms to promote farmers' rational decision-making with regard to farmland transfer.

Key Words: Financial Literacy; Farmland Transfer; Farmland Certification