

引用格式:胡杰,罗剑朝.金融排斥对农户农地流转行为的影响[J].资源科学,2022,44(11):2178-2192.[Hu J, Luo J C. The impact of financial exclusion on farming households' farmland transfer behavior[J]. Resources Science, 2022, 44(11): 2178-2192.] DOI: 10.18402/resci.2022.11.02

# 金融排斥对农户农地流转行为的影响

胡杰<sup>1</sup>,罗剑朝<sup>1,2</sup>

(1. 西北农林科技大学经济管理学院,杨凌 712100;2. 陕西省农村金融研究中心,杨凌 712100)

**摘要:**厘清金融排斥对农户农地流转行为的影响对推动农地规模经营,实现农业农村现代化至关重要。本文利用陕西永寿县和宁夏西吉县2648户农户实地调研数据,采用Probit、双变量Probit模型实证分析金融排斥对农户农地流转行为的影响及其异质性,并通过逐步回归法验证非农就业和农业资本投资在金融排斥与农地流转中的作用机制。结果表明:①金融排斥对农户农地流转行为具有显著的负向影响,即金融排斥指数每增加1单位,农户农地转入概率下降4.71%,转出概率下降1.43%。②金融排斥对农户农地流转行为的负向影响在不同排斥类型和农户间表现出一定差异。在金融排斥异质性方面,储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥均会降低农户农地流转概率;在农户异质性方面,金融排斥对户主年龄在40~59岁、文化程度为小学及以下和耕地规模在20亩以上的农户农地流转行为负向影响更强。③金融排斥能通过抑制农户非农就业而降低其农地转出概率,同时也能通过抑制农户农业资本投资而降低其农地转入概率。本文结论可在一定程度上为缓解农户金融排斥和完善农地流转市场,实现农业适度规模经营提供实证依据和现实参考。

**关键词:**金融排斥;农地流转;双变量Probit模型;非农就业;农业资本投资

DOI:10.18402/resci.2022.11.02

## 1 引言

农地流转是优化土地要素配置,提高土地使用效率的核心路径<sup>[1]</sup>。农地流转不仅可以优化农户粮食种植结构<sup>[2]</sup>,提高粮食生产效率<sup>[3]</sup>,而且可以提高农户家庭收入<sup>[4]</sup>。因此,自20世纪90年代以来,中国政府便通过政策手段鼓励农户流转农地,从而实现盘活农村土地资源的目的。然而,当前农地流转市场分割现象比较突出<sup>[5]</sup>,且农地市场化流转制度并不完善<sup>[6]</sup>。农户贷款难、贷款贵和农地流转市场缺乏活力,长期困扰着中国农业农村发展<sup>[7]</sup>。究其原因,乡村治理内生动力不足、城市资本排斥农村金融、农村金融体系薄弱等问题阻碍了农村金融市场供求均衡的实现<sup>[8]</sup>,进一步抑制了农户农地流转的积极性。所谓金融排斥,是指某些社会群体不使用或无法使用金融服务的一种状态<sup>[9]</sup>。金融排斥的

本质是那些本可以享受到金融服务的群体而未享受到相应的金融服务,金融排斥的存在会影响农户农业生产积极性,抑制农业经济发展<sup>[10]</sup>。

从现实角度来看,实现农业生产规模扩张的关键手段是流转农地,整合土地资源,加大农业资本投资。但金融排斥的存在会阻碍这一进程,导致农户农地流转需求不足,进而使农地流转市场发育不完善,且正规借贷约束的长期存在也会抑制农户从小规模到大规模经营的扩张,并对农机长期投资产生抑制效应<sup>[11]</sup>。此外,非农就业机会增加是农户租出土地从事非农生产活动的主要诱因<sup>[12]</sup>,但也会受金融排斥影响。就金融排斥影响农户非农就业的宏观视角来看,受金融排斥影响,融资难问题长期困扰着农村小微企业发展<sup>[13]</sup>,导致农村中小企业发展受限,企业数量和规模难以扩大,无法有效增加

收稿日期:2022-06-26;修订日期:2022-10-29

基金项目:国家自然科学基金项目(72273105);教育部人文社会科学青年项目(18YJC79000);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(2452022074)。

作者简介:胡杰,男,陕西西安人,博士研究生,研究方向为农村金融。E-mail: hj0327@nwafu.edu.cn

通讯作者:罗剑朝,男,陕西武功人,教授,博士生导师,研究方向为农村金融。E-mail: jchluo@nwsuaf.edu.cn

2022年11月

农户非农就业岗位供给。微观视角来看,金融排斥的存在会影响农户家庭金融资产配置,使其无法进一步参与金融市场<sup>[14]</sup>,最终导致农户无法顺利参与或从事非农就业活动,从而减少了农地供给。可见,无论是农地需求端还是农地供给端,金融排斥均会对农户农地流转行为产生一定影响,进而阻碍农地市场发展和完善。然而,从农户农地流转方向来看,农户既可能转入其他农户农地,扩大农业生产规模,也可能转出自有农地,缩小农业生产规模。

当前,已有文献主要围绕农户农地流转影响因素和金融可得性、信贷可得性对农户农地流转行为的影响展开了较为丰富的研究。在农户农地流转影响因素方面,农户农地流转既与其家庭人口特征<sup>[15]</sup>、家庭结构差异<sup>[16]</sup>及关系网络<sup>[17]</sup>等家庭特征有关,也与其产权完整性与安全性<sup>[5]</sup>、村庄组织化程度<sup>[18]</sup>、城乡工资水平差异<sup>[19]</sup>、工商资本下乡<sup>[20]</sup>及是否加入合作社<sup>[21]</sup>等外部环境特征有关。在金融可得性、金融知识、信贷可得性等影响农户农地流转行为方面,已有文献的结论并不一致。汪险生等<sup>[7]</sup>研究发现提高金融可得性对土地租入无显著影响,但有效促进了土地租出。与之相反,苏岚岚等<sup>[22]</sup>研究发现金融知识对农户农地流转具有显著正向影响,但金融知识对农户农地转入行为的影响大于对农地转出行为的影响,同时提高农户正规信贷、非正规信贷可得性<sup>[23]</sup>和金融可得性<sup>[24]</sup>,也有利于促进农户农地流转。

然而,已有研究尽管关注了信贷市场、农户金融知识、信贷可得性等金融因素对农地流转的影响,但既忽视了金融排斥对农户农地流转行为的影响,也忽视了金融排斥异质性与农户群体之间的差异性特征,还缺乏对非农就业和农业资本投资在金融排斥和农地流转间的机制探讨。基于此,与过往研究相比,本文基于实地调研数据,通过双变量 Probit 模型从农户转入农地和转出农地的双重视角考察金融排斥对其农地流转行为的影响,并对其进行内生性讨论和稳健性检验。在此基础上,一方面基于金融排斥异质性和农户组群差异视角,分析金融排斥对农户农地流转行为的异质性影响。另一方面基于农户农业资本投资和非农就业视角,揭示金融排斥影响农户农地流转的作用机制,从而为缓解农户金融排斥,促进农地流转和农业发展等政策的制

定与实施提供现实参考。

## 2 理论分析和研究假说

依据计划行为理论(Theory of Planned Behavior, TPB)和人际行动理论,从农户微观层面构建了“金融排斥—非农就业—农地转出”和“金融排斥—农业资本投资—农地转入”的作用路径来实现对二者间影响机制的分析(图1)。TPB由Ajzen<sup>[25]</sup>提出,该理论的主要观点是:个体的决策行为受其行为意愿影响,而行为意愿又取决于行为态度、主观规范和知觉行为控制。因此,依据TPB可知,若农户对农地流转行为的认同度越高,则其越有可能参与农地流转。同时,农户在进行农地流转决策时感受到的外部感知越强烈,认为自己在农地流转上面临的预期阻碍越小,掌握的资源与信息越多,则其流转农地的概率越高。此外,根据Triandis<sup>[26]</sup>的人际行动理论可知,个体行为决策除内部动机因素影响外,还与其外部环境因素有关。

事实上,金融排斥是一个广泛存在的外部环境因素<sup>[27]</sup>。金融排斥的本质是农户由于缺少足够的途径或方式接近金融机构,也没有能力以恰当的形式获得必要的金融服务。已有研究已证实金融排斥既会阻碍县域经济发展<sup>[28]</sup>,还会降低家庭对金融的参与和资产配置<sup>[29]</sup>,也会造成过度负债<sup>[30]</sup>,从而影响农户对劳动力和土地要素在农业生产和非农就业上的配置。另外,依据人际行动理论可知,个体行为决策除其行为态度、主观规范和知觉行为控制影响外,还与外部环境因素显著相关,且当存在明显的阻碍因素时,仅有内部动机也不足以产生行为本身。因此,金融排斥在农村地区的普遍存在很有可能成为阻碍农户参与农地流转的重要因素。此时,若农户认为其面临金融排斥的概率越小,则其参与

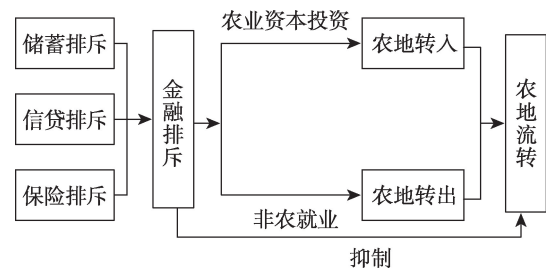


图1 金融排斥对农户农地流转的影响机理

Figure 1 Mechanisms of financial exclusion impact on the farmland transfer of farming households

农地流转的概率便越高。故本文提出以下假说:

H1:金融排斥对农户农地流转行为具有显著负向影响。

假设农户只能将劳动力和土地要素配置在农业生产和非农就业上,且农户所处的农地流转市场是有效率的,即农户能及时地将农地转入或转出。此时,农户每流转一单位农地会获得一定收益或支付一定成本。依据成本收益理论可知,农户为实现家庭总收入最大化,会理性比较其预期农地生产效益和非农就业工资。若农户认为可通过投入农业资本以扩大其农地经营规模,进而获取更高农业收入,则农户会转入其他农户农地。相反,若农户认为非农就业工资水平高于其农业收入,这时农户出于收益最大化考量会将家庭劳动力向非农就业转移,从而减少农地经营规模,并将农地流转给其他农户。理论上讲,金融排斥的加剧意味着农户金融可得性会降低,从而有可能影响其农业生产投资规模和非农就业决策,进而作用其农地流转决策。

从金融排斥影响农户非农就业角度看,农户面临的金融排斥越少,越有可能通过创业、非农就业等途径脱离农业生产,从而将部分或全部农地转出。就业机会是农户租出土地从事非农生产活动的主要诱因<sup>[12]</sup>,家庭正规和非正规融资都有利于促进农户创业从而从事非农生产活动,正规金融对促进土地转入农户创业的作用显著,而非正规金融则在促进土地转出农户创业中发挥更大作用<sup>[31]</sup>。然而,金融约束在一定程度上制约了中国农村家庭从事小微或劳动密集型创业<sup>[32]</sup>。同时,非正规金融市场特征能够与创业活动风险特征相匹配,并通过缓解融资约束对于创业资金可得性和及时性的限制,从而促进农村家庭创业<sup>[33]</sup>。与之相反,有学者认为只有正规信贷可得性才能提升农户创业规模,而非正规信贷可得性基本会失效<sup>[34]</sup>。显然,关于正规金融和非正规金融对农户创业、非农就业的影响存在分歧,但可以确定的是,农户一旦面临金融排斥,则其不易开展创业、非农就业等活动,最终可能导致其农地转出诉求无法有效实现。

从金融排斥影响农户农业资本投资角度看,农户面临的金融排斥越少,越有可能增加农业生产投资,从而提高其农地转入规模。金融排斥的存在使得农户金融需求无法有效满足,而这会导致农户农

业生产投资动力不足,甚至会使农户在农业生产上的长期投资中断,从而阻碍农户扩大农业生产经营规模,进而抑制其转入农地。理论上讲,农户面临金融排斥的强弱与其农业生产投资规模的大小显著相关,同时农业保险保障水平与农户生产投资存在稳健的“倒U型”关系<sup>[35]</sup>。此外,借贷活动对农户农业生产资本投资具有显著提升作用<sup>[36]</sup>,农户债务融资对其物质资本和机械设备的投入也具有积极激励约束作用<sup>[37]</sup>。农户正规金融规模越大,其农业生产性投资越多<sup>[38]</sup>,且农户能通过正规金融提升其生产性消费,进而促进其转入农地<sup>[39]</sup>。由此,若要持续推进中国农村土地适度规模经营,就必须创新农村金融市场,提高农户金融可得性<sup>[40]</sup>,缓解农户金融排斥。

基于上述分析,本文提出如下假说:

H2:金融排斥既能通过抑制农户非农就业降低其农地转出概率,也能通过抑制农户农业资本投资降低其农地转入概率。

### 3 研究设计

#### 3.1 数据来源

本文使用的数据来自于西北农林科技大学农村金融研究所与陕西省农村金融研究中心于2019年7月至8月对陕西永寿县和宁夏西吉县农户的入户调查,调查以一对一实地访谈形式进行。之所以选择陕西永寿县和宁夏西吉县农户作为调查对象,是因为陕西永寿县辖7镇6乡249个行政村,耕地面积42.24万亩,13个乡镇均有不同程度的农地流转。同时,陕西永寿县现有苹果面积40万亩,核桃12.8万亩,杂果5万余亩,是中国无公害绿色果品生产基地、中国优质苹果基地重点县和陕西省果业生产强县;宁夏西吉县辖4镇15乡295个行政村,是宁夏第一人口大县,耕地面积242.09万亩,是中国西芹和马铃薯之乡,也是中国果菜标准化建设十强县之一。同时,宁夏西吉县已全面推行“企业+基地+合作社+农户”的专业化经营模式,并有序推进了农村土地流转。为使调查样本具有代表性,调研采取多阶段分层抽样和随机抽样相结合的方式进行,以尽可能地克服样本选择偏差。首先,根据当地经济发展水平和人口规模在永寿县和西吉县随机抽取调研乡镇,受调研人力和物力影响,调研组最终在永寿县选取7个乡镇,在西吉县选取15个乡镇;其



2022年11月

次,在样本镇内随机抽取2~3个自然村;最后,再在调研村内随机访问5~25户农户。此次入户调研共涉及124个自然村,累计发放问卷2950份,收回问卷2880份,剔除无效问卷232份,有效问卷2648份,问卷有效率91.94%。

### 3.2 变量定义

(1)被解释变量:农地流转是农户将农地使用权流转给其他农户或经济组织的一种行为。本文首先考察农户是否实际流转农地,进一步地,将农地流转按流转方向分为农地转入和农地转出,并以此作为被解释变量,若农户将农地转出或转入,则赋值为1,反之则为0。同时,为使研究结论更准确,实证分析部分并未剥离金融排斥对未流转农地农户的影响,而是将未流转农地的农户与流转农地的农户同时纳入金融排斥与农地流转框架中予以考察。

(2)核心解释变量:金融排斥。不可否认的是,金融产品种类丰富,具有不同的业务表现形式,而储蓄、信贷、保险作为3类基础性金融服务,满足了农户日常金融需求。同时结合农户对金融产品的认知可知,除储蓄、信贷、保险外,农户对基金、股票、债券、信托及外汇等金融产品基本不了解,只有极少数农户了解并购买过相关金融产品,但这部分农户并不具有代表性,故本文未将农户在上述金融业务上面临的金融排斥纳入核心解释变量范畴。因此,结合普惠金融和金融排斥的定义,同时借鉴尹志超等<sup>[41]</sup>的做法,从储蓄、信贷和保险等三方面衡量农户金融排斥,并通过因子分析法构造金融排斥指数。

首先,以农户是否拥有正规储蓄账户来考察其是否受到储蓄排斥,若其拥有储蓄卡、存折等正规储蓄账户,则认为无储蓄排斥,反之则有;其次,以农户正规信贷需求是否被金融机构拒绝而衡量其是否受到信贷排斥,若其顺利地从金融机构取得全部或部分贷款,则无信贷排斥,反之则面临信贷排斥;再次,以农户是否被商业保险公司拒绝其保险需求来考察其是否面临保险排斥,这里的保险需求主要是指商业保险,不包括农户普遍参与的农村养老保险、合作医疗保险等政策性保险,若其顺利从商业保险公司获得保险保障,则无保险排斥;最后,通过因子分析法对储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥

构造金融排斥指数,并利用SPSS软件对其进行KMO和Bartlett检验,结果表明,KMO统计量为0.769,Bartlett的球形度检验的卡方值为13927.32,并在1%显著性水平上显著,即强烈拒绝净相关矩阵不是单元矩阵的原假设,说明表示金融排斥指数的相关矩阵间有共同因素存在,适宜对储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥进行因子分析。

构建金融排斥因子的具体步骤如下:①通过主成份分析法对储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥进行因子分析,由于不能否定储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥之间无相关存在的可能性,故选择Promax斜交转轴法进行因子旋转;②通过SPSS软件得到储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥的载荷系数;③将特征值大于1的公因子作为金融排斥因子。由汇报结果可知,该因子累计方差贡献率达96.88%,说明农户面临的金融排斥中有96.88%的信息可由此因子进行解释,即构造的金融排斥指数可以充分反映农户在储蓄、信贷和保险方面面临的金融排斥。

(3)中介变量:非农就业、农业资本投资。采用农户非农就业劳动力数量衡量农户非农就业,同时参考孙琳琳等<sup>[42]</sup>对农户资本投资的衡量,以农户在农业生产中投入的农业机械设备价值衡量其农业资本投资。

(4)控制变量。除金融排斥外,农户农地流转还受其他因素影响。因此,为尽可能客观地刻画金融排斥对农地流转的影响,进一步控制了户主特征变量、家庭特征变量、生产特征变量和借贷需求变量。其中,户主特征变量包括户主年龄、性别和文化程度;家庭特征变量包括村干部经历、族谱家谱;生产特征变量包括农地耕种面积、农业技术培训、新型农业经营主体和政策性农业保险;借贷需求变量以其未来3年借贷需求来衡量。此外,本文还控制了地区变量。变量定义及赋值如表1所示。

### 3.3 计量模型

为验证假说1,同时考虑到被解释变量农户农地流转行为 $Y$ 是二分类虚拟变量,故本文首先通过Probit模型验证金融排斥对农地流转的影响,模型设定如下:

$$P(Y=1|X)=P(\alpha_0+\alpha_1Fin+\beta X+\mu>0|X) \quad (1)$$

式中: $Y$ 表示农户农地流转行为,为1时表示农户参与农地流转,为0时则未参与农地流转; $X$ 表示一系

表1 模型变量定义及赋值

Table 1 Definition and value assignment of variables

变量类别	变量名称	变量赋值	均值	标准差
被解释变量	农地流转	未流转=0, 流转=1	0.40	0.49
	转入	未转入=0, 转入=1	0.21	0.41
	转出	未转出=0, 转出=1	0.20	0.40
解释变量	金融排斥	金融排斥指数(因子分析)	0.00	1.00
	储蓄排斥	无排斥=0, 有排斥=1	0.70	0.46
	信贷排斥	无排斥=0, 有排斥=1	0.71	0.45
	保险排斥	无排斥=0, 有排斥=1	0.72	0.45
中介变量	农业生产投资	农业机械设备总价值/万元, 在模型中采用对数值	1.76	3.52
	非农劳动力	农户家庭非农劳动力人数	1.50	0.95
控制变量	年龄	户主年龄/岁	42.03	12.17
	年龄平方	户主年龄平方	1914.53	1032.23
	性别	女=0, 男=1	0.72	0.45
	户主文化程度	文盲=1, 小学=2, 初中=3, 高中=4, 大专及以上=5	3.02	1.32
	土地耕种面积	农户经营的所有土地面积/亩, 含流转地, 在模型中采用对数值	2.13	0.69
	村干部经历	亲朋好友无村干部经历=0, 有村干部经历=1	0.34	0.47
	族谱家谱	无=0, 有=1	0.09	0.29
	农业技术培训	未参加=0, 参加=1	0.61	0.49
	新型农业经营主体	未加入=0, 加入=1	0.71	0.45
	政策性农业保险	未购买=0, 购买=1	0.66	0.47
	未来借贷需求	无=0, 有=1	0.40	0.49
	地区	宁夏=0, 陕西=1	0.73	0.44

列控制变量;  $\alpha_0$  表示常数项;  $Fin$  表示金融排斥, 包括储蓄排斥、信贷排斥、保险排斥和金融排斥因子;  $\mu$  表示随机扰动项, 即除金融排斥和控制变量外其他各种因素对农地流转的影响;  $\alpha$  和  $\beta$  表示待估计参数。

其次, 由于农户农地转入或转出均属于二分类离散选择变量, 且二者并不相互独立, 随机扰动项可能存在相关关系。若分别使用 Probit 进行实证分析, 虽然结果为一致估计, 但可能损失模型效率, 而双变量 Probit 模型会在考虑 Probit 方程扰动项相关性的前提下同时对两个方程进行估计。故本文构建双变量 Probit 模型验证了金融排斥对农户农地转入和农地转出的影响。构建的双变量 Probit 模型如下所示:

$$\begin{cases} Transfer_{in}^* = \alpha_1 Fin_1' + \beta_1 x_1' + \varepsilon_1 \\ Transfer_{out}^* = \alpha_2 Fin_2' + \beta_2 x_2' + \varepsilon_2 \end{cases} \quad (2)$$

式中:  $Transfer_{in}^*$  和  $Transfer_{out}^*$  分别表示农户转入农地和转出农地的潜变量, 与农户农地流转行为存在

一定数量转换关系, 具体如式(3)、(4)所示;  $Fin$  表示金融排斥,  $X$  表示一系列控制变量, 与模型 1 一致;  $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$  表示随机扰动项, 服从二维联合正态分布;  $\alpha$  和  $\beta$  表示待估计参数。

$$Transfer_{in} = \begin{cases} 1, & \text{若 } Transfer_{in}^* > 0 \\ 0, & \text{若 } Transfer_{in}^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$Transfer_{out} = \begin{cases} 1, & \text{若 } Transfer_{out}^* > 0 \\ 0, & \text{若 } Transfer_{out}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

假定农户农地转入和农地转出行为受金融排斥影响, 且农地转入和农地转出行为密切相关, 则  $Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \neq 0$ 。最后, 在农地流转市场上, 农户转入农地或转出农地都是一个二元决策问题, 农户农地流转决策最终会产生 4 种结果, 即不流转农地、只转入农地、只转出农地、既转入农地也转出农地。为避免研究只考虑转入或转出农地的情形, 而忽视其他现实情况, 故本文通过双变量 Probit 模型边际效应测算了金融排斥在上述 4 种情形下对农户农地流转的影响。

2022年11月

## 4 结果与分析

### 4.1 金融排斥对农户农地流转行为的影响

表2展示了金融排斥对农户农地流转行为影响的回归结果,其中列(1)是Probit模型的估计结果,列(2)–(7)是双变量Probit模型的估计结果。列(1)考察了金融排斥对农户农地流转的影响,结果显示,金融排斥对农户农地流转行为的影响在1%统计水平上显著,系数为负,意味着农户遭受金融排斥越严重,农地流转概率越低,H1得以验证。具体来看,相较于未面临金融排斥的农户而言,面临金

融排斥会使得农户农地流转概率下降6.70%。可见,金融排斥的确是阻碍农户农地流转的重要外部环境因素。金融排斥越严重,农户在储蓄、信贷及保险等金融业务上的可得性越低,越容易影响农户生产要素配置,从而阻碍农户流转农地。列(2)、(3)考察了金融排斥对农户农地流转方向的影响,列(4)–(7)汇报了金融排斥对农户农地流转行为影响的边际效应。 $athrho$ 值表明农户农地转入与转出负相关,且在1%统计水平上显著。同时,表2沃尔德结果强烈拒绝了农户农地转入与转出的相关系

表2 金融排斥对农户农地流转行为影响的估计结果

Table 2 Estimation results of the impact of financial exclusion on farming households' farmland transfer behavior

变量	Probit 估计系数	双变量 Probit					
		估计系数			边际效应		
	流转(1)	转入(2)	转出(3)	无流转(4)	都流转(5)	只转入(6)	只转出(7)
金融排斥	-0.0670*** (0.0103)	-0.2093*** (0.0336)	-0.0714** (0.0322)	0.0668*** (0.0094)	-0.0055*** (0.0012)	-0.0471*** (0.0080)	-0.0143* (0.0083)
户主年龄	0.0008 (0.0050)	0.0318* (0.0171)	-0.0010 (0.0156)	-0.0071 (0.0048)	0.0006 (0.0004)	0.0074** (0.0040)	-0.0009 (0.0041)
户主年龄平方	0.0000 (0.0001)	-0.0004** (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0001* (0.0001)	0.0000 (0.0000)	-0.0001** (0.0000)	0.0000 (0.0000)
户主性别	-0.0549*** (0.0206)	-0.1181* (0.0684)	-0.0594 (0.0659)	0.0426** (0.0183)	-0.0035** (0.0015)	-0.0262 (0.0164)	-0.0129 (0.0175)
户主文化程度	0.0090 (0.0068)	-0.0046 (0.0226)	0.0149 (0.0217)	-0.0028 (0.0065)	0.0002 (0.0005)	-0.0014 (0.0054)	0.0039 (0.0057)
土地耕种面积	0.1062*** (0.0133)	0.2376*** (0.0465)	0.1030** (0.0431)	-0.0815*** (0.0114)	0.0067*** (0.0012)	0.0529*** (0.0111)	0.0218* (0.0115)
农业技术培训	-0.0807*** (0.0200)	0.0459 (0.0722)	-0.2820*** (0.0655)	0.0616*** (0.0208)	-0.0050*** (0.0018)	0.0165 (0.0171)	-0.0731*** (0.0170)
新型经营主体	-0.2446*** (0.0516)	-0.7074*** (0.1936)	-0.4193*** (0.1697)	-0.2715*** (0.0575)	0.0224*** (0.0060)	0.1553*** (0.0449)	0.0937*** (0.0439)
政策性农业保险	-0.0339* (0.0192)	-0.1977*** (0.0636)	0.0249 (0.0620)	-0.0395** (0.0182)	0.0033** (0.0016)	0.0464*** (0.0152)	-0.0102 (0.0163)
村干部经历	-0.1616*** (0.0479)	-0.4875*** (0.1833)	-0.3319** (0.1570)	0.1981*** (0.0553)	-0.0164*** (0.0053)	-0.1061** (0.0426)	-0.0756* (0.0406)
族谱家谱	-0.0032 (0.0317)	-0.0381 (0.1098)	-0.0096 (0.0992)	0.0113 (0.0322)	-0.0009 (0.0027)	-0.0086 (0.0259)	-0.0017 (0.0259)
未来借贷需求	0.1188*** (0.0227)	0.5290*** (0.0729)	-0.0650 (0.0729)	-0.1060*** (0.0191)	0.0089*** (0.0019)	0.1241*** (0.0172)	-0.0269 (0.0193)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo $R^2$	0.1182						
Wald $\chi^2$	372.19***	526.48***					
$\rho$		-0.8138***					
Wald test of $\rho=0$		128.903***					
N	2648	2648	2648	2648	2648	2648	2648

注:括号数值为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。下同。

数为0的原假设,表明有必要使用双变量 Probit 模型分析金融排斥对农户农地转入和转出的影响。结果显示,金融排斥对农户农地转入和农地转出的影响分别在1%、5%统计水平上显著,系数均为负,表明金融排斥会抑制农户农地转入和农地转出。此外,依据表2列(4)–(7)边际效应估计结果可知,金融排斥的增加使得农户农地转入的概率下降4.71%,转出概率下降1.43%。

控制变量的估计结果基本与预期相符。户主年龄系数为正,平方项系数为负,表明户主年龄与农户农地转入呈倒U型影响,意味着随着户主年龄增长,农户农地流转概率先上升后下降,可能是因为农户劳动能力和农业生产能力随着年龄的增长先上升后下降,进而使其改变农地流转决策;户主性别系数为负,表明男性户主相比于女性户主农地流转概率较低。土地耕种面积越大,农户农地流转概率越高,此时农户既可能将农地流转给其他农户经营,也可能继续转入其他农户土地以扩大其农业生产经营规模;参加农业技术培训、加入新型农业经营主体、购买政策性农业保险或亲朋好友具有村干部经历对农户农地流转具有显著抑制效应,说明这些农户不易参与农地流转。未来3年具有借贷需求的农户更容易转入其他农户农地,可能是因为具有借贷需求的农户生产经营更为活跃,一旦未来获得信贷支持,则农户不会因信贷资金不足而无法扩大农业生产规模,反之可能通过转入其他农户土地来扩大其农业生产规模。

## 4.2 内生性讨论

基准回归中的 Probit 和双变量 Probit 模型可能存在因遗漏重要解释变量和双向因果所致的内生性问题。一方面,可能遗漏同时影响农户金融排斥和农地流转的重要变量。另一方面,金融排斥可能与农户农地流转存在双向因果关系。因此,采用倾向得分匹配(PSM)、条件混合回归(CMP)、IVProbit 模型和工具变量法(IV 2SLS)验证上述内生性问题是否存在。其中,PSM 既不要求解释变量严格外生,也不需要事先假定函数形式、参数约束和随机扰动项分布,具有克服样本自选择所致的选择偏差优势;CMP 对所设定的模型进行多种模型的混合过程估计,汇报的  $atanhrho$  参数可判定基准模型是否存在内生性;IVProbit 模型和 IV 2SLS 是传统工具变量法,可将二者回归结果作为内生性检验结果是否稳健的参考。

如表3所示,经过 PSM 的反事实估计后,无论是哪种匹配方法<sup>①</sup>,参与者平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATT)的结果都显示在消除样本间可观测的系统性差异后,金融排斥会显著抑制农户农地流转,且这一抑制效应均在1%统计水平上显著。表3最后一行给出了5种匹配方法测算结果的均值,农户农地流转的 ATT 均值为-0.1472,其结果同样说明面临金融排斥的农户更不易将农地流转。

同时,以金融社会资本作为农户金融排斥的工具变量,即农户是否有家庭成员在金融机构工作

表3 倾向得分匹配(PSM)结果

Table 3 Propensity score matching (PSM) results

匹配方法	处理组	控制组	ATT	标准误	t值
一对四匹配	0.4002	0.5643	-0.1641***	0.0388	-4.23
半径卡尺匹配	0.4002	0.5173	-0.1171***	0.0286	-4.09
核匹配	0.4002	0.5249	-0.1247***	0.0299	-4.18
局部线性回归匹配	0.4002	0.5202	-0.1200***	0.0439	-2.73
马氏匹配	0.3543	0.5642	-0.2099***	0.0311	-6.75
均值			-0.1472		

① 一对四匹配是为每个实验组农户寻找倾向得分最接近的4个对照组农户,并将其加权平均得到一个样本,将该样本作为面临金融排斥农户的匹配样本;半径卡尺匹配是事先设定半径,然后再将所有设定半径范围内的单位圆中的控制样本作为实验组农户的匹配对象,经过计算,将卡尺范围设定为0.06;局部线性回归匹配与核匹配类似,均通过设定核函数和带宽后再进行匹配,表3使用默认核函数和带宽进行匹配;马氏匹配是进行有放回且允许并列的k近邻匹配,通过回归方法估计偏差,从而得到偏差校正匹配估计量。



2022年11月

(过)<sup>②</sup>,并通过CMP、IV Probit模型及IV 2SLS方法对工具变量的相关性和外生性予以检验,以解决基准模型可能存在的内生性问题,具体结果如表4所示。

基于工具变量的内生性检验结果如表4所示,金融社会资本可以降低农户金融排斥概率,且估计系数在1%统计水平上显著,符合工具变量的相关性。同时,工具变量 $F$ 值为84.01,大于Stock and Yogo的经验值10.932,说明金融社会资本不是金融排斥的弱工具变量。由各模型的二阶段估计结果可知,Wald检验值也在1%水平上显著,说明将金融社会资本作为金融排斥的工具变量是合适的。此外,各模型的内生性检验参数 $P$ 值均大于0.1,说明基准回归模型并不存在严重的内生性问题。进一步地,在二阶段估计结果中,变量显著性和系数符号与表2中的回归结果基本相同,进一步证实了基准回归结果的稳健性。

#### 4.3 稳健性检验

表5利用2种稳健性检验方法验证金融排斥抑制农户农地流转结论是否稳健。其中,方法1为调整金融排斥赋值,具体为:①将金融排斥定义为农户面临储蓄排斥、信贷排斥及保险排斥的和,形成金融排斥排序变量;②将金融排斥和为0的农户定义为未面临金融排斥,反之则面临金融排斥,形成金融排斥哑变量;方法2为样本缩减,即把两地农户

删去5%,重新进行回归。表5稳健性检验结果显示,各模型Wald  $\chi^2$ 检验均通过1%显著性水平检验,表明稳健性检验结果具有参考性。在调整金融排斥赋值,引入控制变量后,金融排斥对农地流转、农地转出和农地转入的影响依旧显著为负,表明金融排斥抑制农户农地流转结论稳健,进一步验证假说1。

#### 4.4 异质性分析

##### 4.4.1 金融排斥异质性对农户农地流转行为的影响

储蓄、信贷和保险是农户的基本金融业务需求,对农户日常生活的重要性不言而喻,而农户在储蓄、信贷和保险上面临的排斥可能会对其农地流转行为产生不同影响。因此,厘清储蓄排斥、信贷排斥及保险排斥对农户农地流转行为的影响不仅有利于从金融排斥异质性视角理解金融排斥,而且有利于丰富农户农地流转行为的研究内容。表6展示了储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥对农户农地流转行为影响的估计结果,各模型Wald  $\chi^2$ 检验均通过1%显著性水平检验,表明模型拟合度良好且具有较强的解释力。表6估计结果表明储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥均降低了农户农地转入和转出概率,且都在1%水平上显著。究其原因,若农户无法获得储蓄、信贷及保险等基本金融服务,则其自身资本也很难满足农地规模化经营所需的生产性资本需求,也无法通过保单质押获得信贷资金支

表4 工具变量模型估计结果

Table 4 Instrumental variable model estimation results

变量	CMP		IV Probit模型		IV 2SLS	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
金融排斥		-0.1925*** (0.0527)		-0.8422* (0.4775)		-0.2898* (0.1598)
金融社会资本	-0.7392*** (0.2949)		-0.1924*** (0.0528)		-0.1924*** (0.0528)	
atanrho_12	0.5195 (0.3530)					
$F$ 值			84.01***		84.01***	
内生性检验参数 $P$ 值	0.1410		0.1451			
控制变量	控制		控制		控制	
地区效应	是		是		是	
Wald检验	2098.43***		305.36***		363.34***	
$N$	2648		2648		2648	

② 从相关性来看,若农户拥有金融社会资本,则农户很有可能通过该资本降低其受到金融排斥的概率;从外生性来看,农户是否拥有金融社会资本很难直接影响其农地流转,即便产生影响也是通过提高农户金融可得性,降低农户金融排斥而发挥作用。



表5 稳健性检验结果  
Table 5 Robustness test results

变量	农地流转	金融排斥	Pseudo $R^2$	Wald $\chi^2$	控制变量	观测值
金融排斥排序变量	流转	-0.1478*** (0.0231)	0.1182	372.19***	是	2648
	转出	-0.0543** (0.0241)	0.0398	107.93***	是	2648
	转入	-0.1605*** (0.0256)	0.1036	248.36***	是	2648
金融排斥哑变量	流转	-0.3975*** (0.0677)	0.1164	367.11***	是	2648
	转出	-0.1374* (0.0711)	0.0393	105.91***	是	2648
	转入	-0.4251*** (0.0755)	0.1012	237.46***	是	2648
样本缩减	流转	-0.2030*** (0.0310)	0.1194	361.23***	是	2515
	转出	-0.0736** (0.0322)		518.94***	是	2515
	转入	-0.2110*** (0.0335)			是	2515

注:表中报告的是估计系数。

表6 金融排斥异质对农户农地流转行为影响的估计结果

Table 6 Estimation results of the impact of financial exclusion heterogeneity on farming households' farmland transfer behavior

农地流转	储蓄排斥	信贷排斥	保险排斥	控制变量	观测值	Pseudo $R^2$	Wald $\chi^2$
流转	-0.1197*** (0.0215)			是	2648	0.1628	462.88***
		-0.1121*** (0.0215)		是	2648	0.1617	459.60***
			-0.1234*** (0.0213)	是	2648	0.1634	461.40***
转入	-0.0744*** (0.0177)			是	2648	0.1222	278.47***
		-0.0657*** (0.0177)		是	2648	0.1207	273.57***
			-0.0810*** (0.0175)	是	2648	0.1236	282.43***
转出	-0.0698*** (0.0195)			是	2648	0.0428	110.88***
		-0.0696*** (0.0194)		是	2648	0.0428	110.47***
			-0.0632*** (0.0194)	是	2648	0.0419	108.85***

注:表中报告的是平均边际效应。

持。同时由于农户面临金融排斥,其资金流动性较低,也较难通过外部资金支持扩大农地经营规模<sup>[24]</sup>,从而降低了农地转入的可能。此外,若农户计划通过非农就业提高其家庭收入,则很有可能因面临金

融排斥,增加家庭贫困概率<sup>[41]</sup>,无法顺利开展非农就业活动。同时,由于非农就业会挤占农户从事农业生产的时间和资本投入,而农户农业劳动力的下降会使其土地边际收益下降。此时,农户最优决策是

2022年11月

调整土地耕种规模,可以将耕地流转给其他农户经营。然而,由于面临金融排斥,农户可能无法实现在农业生产和非农就业上的最优决策,从而降低了农地转出的可能<sup>[7]</sup>。

#### 4.4.2 金融排斥对农户农地流转行为影响的组群差异

由于农户户主年龄和文化程度具有一定差异,不同年龄段和文化程度的农户可能表现出不同的农地流转行为,同时考虑到耕地规模反映了农户农业生产规模大小,也是影响农户农地流转行为的重要农业资本因素,故金融排斥对不同耕地规模农户的农地流转行为影响可能也不一致。因此,有必要以户主年龄、文化程度和耕地规模为分组依据,聚焦金融排斥对农户农地流转行为的影响展开组群差异分析。基于此,以户主年龄、文化程度和耕地规模为分组标志,将样本农户划分为多个子样本,以验证金融排斥对农户农地流转行为影响的组群差异。金融排斥对农户农地流转行为影响的组群差异结果如表7所示。

(1)从户主年龄组群差异的回归结果来看,金融排斥对40~59岁农户农地流转行为的影响最强,

对20~39岁农户农地流转行为的影响较弱,对60岁及以上的农户农地流转行为无显著影响。可见,随着户主年龄的增加,金融排斥对农户农地流转的影响先变强,后变弱。结合家庭生命周期理论和实际调研情况可知,20~39岁农户大多处于家庭形成阶段,社会资本和家庭财富在逐渐积累,可以在一定程度上抵消金融排斥对其农地流转行为产生的不利影响。40~59岁农户大多处于家庭稳定阶段,该阶段内农户普遍“上有老,下有小”,此时一旦面临金融排斥,不仅不利于其扩大农业生产规模,也不利于其参与创业或非农就业,甚至会加剧农户生活负担。此外,相较于户主年龄较小的农户,户主年龄较大的农户在金融服务方面和农业生产方面不具有比较优势,金融机构也更愿意向相对年轻的户主家庭提供金融服务。同时,随着户主年龄不断增大,农户对金融服务和农地流转的需求可能逐渐降低,从而导致金融排斥对此类农户农地流转影响不显著。

(2)从户主文化程度组群差异的回归结果来看,金融排斥对农户农地流转行为的影响随着户主文化程度的提高而降低,说明户主学历水平越高,金融排斥对其农地流转的抑制效应越弱。究其原因,文化程度为小学及以下的农户常以自给自足生产为主,十分依赖土地,农业生产活动易受经济因素制约,较难通过扩大农业生产规模或非农就业参与农地流转。同时,此类农户由于其文化程度较低,人力资本不足,在信贷、保险等金融服务上容易碰壁,更易面临金融排斥,从而导致金融排斥对其农地流转抑制效应最强。相反,对于文化程度较高的户主而言,其生产和投资视野更为开阔,在现实中面临的金融排斥相对较弱。同时,文化程度较高的户主会更加理性地判断农地流转的收益与风险,从而合理配置其家庭各类生产要素,以实现农业生产的帕累托最优。不可否认的是,金融排斥对高文化程度农户农地流转也具有抑制效应,但从程度上来看远弱于低文化程度农户。

(3)从农户耕地规模组群差异的回归结果来看,金融排斥对不同土地规模农户农地流转均具有抑制效应。其中,金融排斥对20亩以上农户农地流转影响最强,10亩及以下农户次之,10~20亩(含)农

表7 金融排斥对农户农地流转行为影响的组群差异结果

Table 7 Results of group differences in the impact of financial exclusion on farming households' farmland transfer behavior

分类标准		流转	转出	转入
年龄	20~39岁	-0.0450*** (0.0166)	-0.0111 (0.0501)	-0.0327** (0.0140)
	40~59岁	-0.0835*** (0.0133)	-0.0322*** (0.0121)	-0.2562*** (0.0508)
	60岁及以上	-0.0341 (0.0378)	0.0266 (0.0345)	-0.0780*** (0.0267)
文化程度	小学及以下	-0.0949*** (0.0162)	-0.0300** (0.0139)	-0.0719*** (0.0131)
	初高中	-0.0474*** (0.0173)	-0.0077 (0.0145)	-0.0440** (0.0147)
	大专及以上	-0.0414** (0.0181)	-0.0389** (0.0165)	-0.0112 (0.0154)
耕地规模	10亩及以下	-0.0696*** (0.0122)	-0.0292*** (0.0104)	-0.0474*** (0.0092)
	10~20亩(含)	-0.0418* (0.0220)	-0.0032 (0.0186)	-0.0418** (0.0144)
	20亩以上	-0.0846*** (0.0262)	0.0135 (0.0429)	-0.1023** (0.0453)

注:表中报告的是平均边际效应。

户最弱。从现实角度来看,对于耕地规模较大的农户而言,其农业生产资本投入通常较为稳定,一旦遭受金融排斥,则易使其农业生产经营遭受风险,甚至使其农业生产投资中断。此时,农户不仅无法转入他人农地扩大农业生产规模,也较难将农地流转给其他农户,最终无法顺利将农地流转。相反,耕地规模在10亩以下的农户,其农业生产资本投入相对较少,且大部分是从事农业生产的必要投入,农业收入相对稳定,从而使得金融排斥对其农地流转的影响较弱。比较来看,尽管金融排斥对10~20亩农户农地流转影响弱于其他土地规模农户,但不能否认金融排斥此类农户农地流转的抑制效应。

#### 4.5 机制分析:抑制非农就业和农业资本投资

实证分析结果表明,金融排斥对农户农地流转具有显著抑制作用,但金融排斥具体通过何种途径影响农户农地流转<sup>③</sup>? 回答这一问题有利于厘清金融排斥影响农户农地流转的现实逻辑。因此,采用中介效应模型验证“金融排斥—非农就业—农地转出”和“金融排斥—农业资本投资—农地转入”的作用路径。模型设定如下式所示:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_1 \quad (5)$$

$$M_i = \alpha_3 + \beta Fin_i + \alpha_4 X_i + \varepsilon_2 \quad (6)$$

$$Y_i = \alpha_5 + \alpha_6 Fin_i + \gamma M_i + \alpha_7 X_i + \varepsilon_3 \quad (7)$$

式中:  $Y_i$  表示农户  $i$  农地转入或转出行为;  $Fin_i$  表示农户  $i$  面临的金融排斥,用上文主成分分析得到的金融排斥因子衡量;  $M_i$  表示农户非农就业和农业资本投资;  $X_i$  表示一系列控制变量;  $\alpha_0$ 、 $\alpha_3$ 、 $\alpha_5$  表示常数项;  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_4$ 、 $\alpha_6$ 、 $\alpha_7$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  均为待估计参数;  $\varepsilon_1$ 、 $\varepsilon_2$ 、 $\varepsilon_3$  表示随机扰动项。非农就业与农业资本投资在金融排斥影响农户农地流转行为中的中介效应检验结果如表8所示。

表8左侧模型(5)~(7)显示了金融排斥、非农就业和农地转出的作用路径。具体来看,金融排斥对农地转出的影响系数为-0.0226,且在5%水平上显著;金融排斥对非农就业的影响系数为-0.0947,且在1%水平上显著。引入非农就业变量后,金融排斥会显著降低农户家庭成员从事非农就业的数量。同时引入金融排斥和非农就业变量后,非农就业对农地转出的影响系数在1%水平上显著为正,表明农户家庭成员从事非农就业的人数越多,农地转出的可能性越大。同时,金融排斥对农地转出的影响系数降低了7.96%,表明农户非农就业在金融排斥和农地转出的关系中发挥了一定中介效应。结合 Sobel test 检验结果来看,在金融排斥对农户农地转出的影响效应中,平均有7.85%来自非农就业比例中介效应,且这一比例也在5%水平上显

表8 金融排斥对农户农地流转行为的影响机制分析结果

Table 8 Analysis results of the mechanism of impact of financial exclusion on farming households' farmland transfer behavior

	模型(5) 农地转出	模型(6) 非农就业	模型(7) 农地转出	模型(5) 农地转入	模型(6) 农业资本投资	模型(7) 农地转入
金融排斥	-0.0226** (0.0092)	-0.0947*** (0.0215)	-0.0208** (0.0092)	-0.0473*** (0.0087)	-0.4733*** (0.0753)	-0.0244*** (0.0079)
非农就业			0.0187*** (0.0083)			
农业资本投资						0.0485*** (0.0020)
控制变量	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.0406	0.0317	0.0440	0.0996	0.0675	0.2703
中介效应		7.85%			48.47%	
Sobel test		Z值:-2.20 P值:0.0277			Z值:-5.86 P值:0.0000	
观测值	2648	2648	2648	2648	2648	2648

注:表中报告的是估计系数。

③ 考虑到金融排斥影响农户农地流转的作用机制除此路径外,还可能其他路径,但受数据所限,作者将在日后的研究中不断完善调研问卷,以尽可能更全面的对此问题展开分析。另外,考虑到也可能存在“金融排斥—非农就业—农地转入”和“金融排斥—农业资本投资—农地转出”的影响机制,但模型估计结果并不支持此假说,故未展示其回归结果,留存备索。



2022年11月

著。同样表明金融排斥会通过抑制农户非农就业进而阻碍其农地转出。证实假说2。

表8右侧模型(5)–(7)显示了金融排斥、农业资本投资和农地转入的作用路径。具体来看,未引入农业资本投资变量时,金融排斥对农地转入的影响在1%水平上显著为负,系数为 $-0.0473$ ;金融排斥对农户农业资本投资的影响显著为负,也在1%水平上显著,表明金融排斥会降低农户农业资本投资。同时引入金融排斥和农业资本投资变量后,金融排斥对农户农地转入行为的影响系数由 $-0.0473$ 变化至 $-0.0244$ ,而农业资本投资对农户农地转入的影响显著为正,系数为 $0.0485$ ,表明农业资本投资对农户农地转入具有正向促进作用,且这一促进作用在金融排斥和农地转入的关系中发挥了部分中介效应。此外,由Sobel test检验结果可知,在金融排斥和农地转入的影响效应中,平均有48.47%的比例来自农户农业资本投资,且这一比例在1%水平上显著。可见,金融排斥会通过抑制农户农业资本投资而阻碍其农地转入。

## 5 结论与政策启示

### 5.1 结论

金融排斥事关农村金融和农业农村全局发展,对农村土地流转具有重要影响。本文利用陕西永寿县和宁夏西吉县实地调研数据,采用Probit、双变量Probit模型从农户层面探讨了金融排斥对农地流转的影响及其异质性,并利用中介效应模型分析金融排斥对农户农地流转的影响机制。主要结论如下:

(1)金融排斥对农户农地流转行为具有双重负向影响,即金融排斥的加剧既会降低农户转入农地的概率,也会降低农户转出农地的概率。这一负向影响由储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥共同形成,且储蓄排斥、信贷排斥和保险排斥都会抑制农户农地流转。

(2)金融排斥对不同土地规模农户农地流转行为均具有负向影响。同时,金融排斥对农户农地流转行为的负向影响既会随着户主年龄增加而变强(60岁及以上的农户除外),也会随着户主学历水平提高而减弱。

(3)金融排斥既能通过抑制农户非农就业而降低其农地转出概率,也能通过抑制农户农业资本投

资而降低其农地转入概率。其中,金融排斥影响农户农地转出的影响效应中有7.85%的比例来自非农就业的部分中介效应,金融排斥影响农户农地转入的影响效应中有48.47%的比例来自农户农业资本投资的部分中介效应,

### 5.2 政策启示

根据上述结论,可以得到以下政策启示:

(1)持续推进普惠金融和农村信贷体系建设,拓宽农民享受储蓄、信贷和保险服务的现实途径,在加大金融基础设施建设的同时,要针对不同农户群体实行差异化的金融支持和农地流转政策。具体表现在,金融排斥对中青年户主、低学历户主和耕地规模在20亩以上的农户农地流转行为的负面影响比其他农户大,故政策靶向应瞄准此类农户,向此类农户积极推广储蓄、信贷和保险等金融服务,以弱化金融排斥对其农地流转行为产生的负面影响。

(2)农地流转政策的着力点应由财政直接补贴方式向农户非农就业和农业资本投资转移。例如,政府既可以积极引导制造业、农业企业等相关企业下乡,也可以加大对农民的职业培训力度,使农民具有一技之长,推动农户非农就业,从而盘活农地资源。同时,应完善农业资本投入补贴政策,明确补贴标准的稳定性和连续性,并将其与农户实际耕种面积挂钩,以此保障农户为实现农业规模经营而投入农业生产资本的积极性,从而为实现土地适度规模经营创造现实条件。

### 参考文献(References):

- [1] 王震, 辛贤. 为什么越来越多的农户选择跨村流转土地[J]. 农业技术经济, 2022, (1): 19–33. [Wang Z, Xin X. Why more and more farmers are transferring land across villages? [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2022, (1): 19–33.]
- [2] 高延雷, 张正岩, 王志刚. 农地转入、农户风险偏好与种植结构调整: 基于CHFS微观数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2021, (8): 66–80. [Gao Y L, Zhang Z Y, Wang Z G. Land transfer, appetite for risk and crop pattern: Empirical analysis based on micro data of CHFS [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2021, (8): 66–80.]
- [3] 匡远配, 张容. 农地流转对粮食生产生态效率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(4): 172–180. [Kuang Y P, Zhang R. Effect of farmland transfer on the ecological efficiency of food production [J]. China Population, Resources and Environment, 2021,

- 31(4): 172-180.]
- [4] 彭开丽, 程贺. 决策行为视角下农地流转对农户收入的影响: 来自湖北省东部9县(市/区)的证据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020, (5): 132-142. [Peng K L, Cheng H. The impact of land transfer on farmers' income based on the perspective of decision-making behavior: Evidences from 9 counties in eastern Hubei [J]. Journal of Huazhong Agricultural University(Social Sciences Edition), 2020, (5): 132-142.]
- [5] 阿布都热合曼·阿布迪克然木, 石晓平, 饶芳萍, 等. “三权分置”视域下产权完整性与安全性对农地流转的影响: 基于农户产权认知视角[J]. 资源科学, 2020, 42(9): 1643-1656. [Abudurehman A, Shi X P, Rao F P, et al. Tenure integrity, security, and farmland transfer under the background of “three rights separation”: Based on farmers' perception of land tenure[J]. Resources Science, 2020, 42(9): 1643-1656.]
- [6] 杜书云, 徐景霞, 牛文涛. 农地市场化流转与农民多维权益实现困局: 来自河南省孟楼镇的观察[J]. 农业经济问题, 2020, (4): 49-57. [Du S Y, Xu J X, Niu W T. The market-oriented circulation of farmland and the dilemma of realizing the multi-dimensional rights and interests of farmers: An observation from Menglou town of the central province in China[J]. Issues in Agricultural Economy, 2020, (4): 49-57.]
- [7] 汪险生, 李宁. 提高金融可得性能否促进土地流转: 来自CHFS数据的证据[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(1): 54-72. [Wang X S, Li N. Would improving financial availability promote land circulation: Evidence from China household finance survey data. [J]. Journal of Shanxi University of Finance and Economics, 2021, 43(1): 54-72.]
- [8] 王小茵. 经济双循环格局下农村金融困境及系统性对策研究[J]. 宏观经济研究, 2020, (9): 68-76. [Wang X Y. A study on rural financial dilemma and systematic countermeasures under the economic double cycle pattern[J]. Macroeconomics, 2020, (9): 68-76.]
- [9] 丁博, 赵纯凯, 奚君羊. 宗教信仰对家庭金融排斥的影响研究: 来自CHFS2013的经验证据[J]. 社会学评论, 2021, 9(1): 125-143. [Ding B, Zhao C K, Xi J Y. Religious impacts on household financial exclusion: Empirical evidence from CHFS2013[J]. Sociological Review of China, 2021, 9(1): 125-143.]
- [10] 黄红光, 白彩全, 易行. 金融排斥、农业科技投入与农业经济发展[J]. 管理世界, 2018, 34(9): 67-78. [Huang H G, Bai C Q, Yi X. Financial exclusion, agricultural science and technology investment and agricultural economic development[J]. Journal of Management World, 2018, 34(9): 67-78.]
- [11] 柳凌韵, 周宏. 正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资: 基于水稻种植规模农户的数据调查[J]. 农业经济问题, 2017, 38(9): 65-76. [Liu L Y, Zhou H. The effect of formal lending constraints on agricultural machinery investment under the background of rural land transfer[J]. Issues in Agricultural Economy, 2017, 38(9): 65-76.]
- [12] 万晶晶, 钟涨宝. 非农就业、农业生产服务外包与农户农地流转行为[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(10): 2307-2322. [Wan J J, Zhong Z B. An empirical study on the impact of non-farm employment and agricultural productive services outsourcing on farmers' behavior of farmland transfer[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2020, 29(10): 2307-2322.]
- [13] 胡俊波, 熊若希, 唐张雨青. “信用评价”能缓解农村小微企业“融资难”吗?[J]. 农村经济, 2021, (2): 77-86. [Hu J B, Xiong R X, Tang Z Y Q. Can “credit evaluation” alleviate the “financing difficulties” in rural small and micro enterprises?[J]. Rural Economy, 2021, (2): 77-86.]
- [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. [Ge Y B, Chen H Y, Zhao G Q. Non-agricultural employment and rural household financial asset allocation from the perspective of financial exclusion[J]. Modern Economic Science, 2021, 43(3): 16-31.]
- [15] 黎毅, 王燕, 罗剑朝. 农地认知、农地确权与农地流转: 基于西部6省(市、区)的调研分析[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(1): 120-132. [Li Y, Wang Y, Luo J C. Farmland cognition, farmland certification and farmland transfer: Based on the survey of farmers from six provincial regions of western China[J]. Research on Economics and Management, 2021, 42(1): 120-132.]
- [16] 王杰, 蔡志坚, 秦希. 农村劳动力老龄化及其家庭结构差异对农地转出决策的影响[J]. 资源科学, 2021, 43(9): 1876-1888. [Wang J, Cai Z J, Qin X. Impact of aging rural labor force and household structure on the decision to transfer farmland[J]. Resources Science, 2021, 43(9): 1876-1888.]
- [17] 李立朋, 丁秀玲, 李桦. 资源支持视角下关系网络对农户土地流转的影响: 以黄河流域为例[J]. 资源科学, 2022, 44(3): 450-463. [Li L P, Ding X L, Li H. Influence of the relationship network on the land transfer of farming households from the perspective of resource support: An example from the Yellow river basin[J]. Resources Science, 2022, 44(3): 450-463.]
- [18] 李菁, 冯国强, 任晓丽. 村庄组织化程度与农地经营权流转: 基于中国劳动力动态调查数据的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(1): 116-126. [Li J, Feng G Q, Ren X L. The organized degree of village and the transfer of farmland management rights: An empirical research on CLDS survey data[J]. Journal of Central South University(Social Sciences), 2022, 28(1): 116-126.]
- [19] 温涛, 张梓榆, 王定祥. 城乡工资水平差距与农地流转[J]. 农业技术经济, 2017, (2): 4-14. [Wen T, Zhang Z Y, Wang D X. The gap between urban and rural wage levels and agricultural land circulation[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2017, (2): 4-14.]
- [20] 黄建伟, 陈东强. 工商资本下乡对农户农地流转行为的影响[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 913-926. [Huang J W, Chen D Q. The im-

2022年11月

- pact of industrial and commercial capital to the countryside on farmers' behavior of farmland transfer[J]. *Resources Science*, 2022, 44(5): 913-926.]
- [21] 李家辉, 陆迁. 加入合作社对农户土地转入行为的影响[J]. *资源科学*, 2022, 44(6): 1181-1195. [Li J H, Lu Q. Influence of joining cooperatives on farmers' land transfer in behavior[J]. *Resources Science*, 2022, 44(6): 1181-1195.]
- [22] 苏岚岚, 何学松, 孔荣. 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[J]. *中国农村经济*, 2018, (8): 17-31. [Su L L, He X S, Kong R. The impacts of financial literacy on farmers' behavior of farmland transfer: An analysis based on the regulatory role of farmland certification[J]. *Chinese Rural Economy*, 2018, (8): 17-31.]
- [23] 尹鸿飞, 张兵, 徐章星. 信贷可得性对农户农地流转行为的影响: 基于中介效应模型的实证分析[J]. *世界经济文汇*, 2020, (5): 89-104. [Yin H F, Zhang B, Xu Z X. The impact of credit availability on farmers' farmland transfer behavior: An empirical analysis based on a mediating effects model[J]. *World Economic Papers*, 2020, (5): 89-104.]
- [24] 谭燕芝, 叶程芳. 金融可得性视角下的农地流转与农村居民收入[J]. *经济与管理研究*, 2021, 42(11): 93-103. [Tan Y Z, Ye C F. Rural land circulation and rural residents' income from the perspective of financial availability[J]. *Research on Economics and Management*, 2021, 42(11): 93-103.]
- [25] Ajzen, I. Attitudes, traits, and actions: Dispositional prediction of behavior in personality and social psychology[J]. *Advances in Experimental Social Psychology*, 1987, 20: 1-63.
- [26] Triandis H C. Values, attitudes, and interpersonal behavior[J]. *Nebraska Symposium on Motivation*, 1979, 27: 195-259.
- [27] Thomas H, Mark P. A public banking option as a mode of regulation for household financial services in the US[J]. *Journal of Post Keynesian Economics*, 2020, 43(4): 576-607.
- [28] 康继军, 杨琰军, 傅蕴英, 等. 转型期中国金融排斥困境及其对县域经济发展的影响: 基于中国2574个县(市)数据的空间分析[J]. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2020, 26(6): 44-57. [Kang J J, Yang Y J, Fu Y Y, et al. The predicament of China's financial exclusion and its influence on the development of county economy during the transformation period: Spatial analysis based on data from 2574 counties in China[J]. *Journal of Chongqing University (Social Science Edition)*, 2020, 26(6): 44-57.]
- [29] 孙武军, 林惠敏. 金融排斥、社会互动和家庭资产配置[J]. *中央财经大学学报*, 2018, (3): 21-38. [Sun W J, Lin H M. Financial exclusion, sociability, and the households' financial assets allocation[J]. *Journal of Central University of Finance & Economics*, 2018, (3): 21-38.]
- [30] Gabriela C, Radka R. Is there a link between financial exclusion and over-indebtedness? Evidence from Czech peripheral municipalities[J]. *Journal of Rural Studies*, 2020, 78: 457-466.
- [31] 项质略, 张德元. 金融可得性与异质性农户创业[J]. *华南农业大学学报(社会科学版)*, 2019, 18(4): 80-90. [Xiang Z L, Zhang D Y. Financial availability and heterogeneous rural households entrepreneurship[J]. *Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition)*, 2019, 18(4): 80-90.]
- [32] 张碧琼, 吴琬婷. 数字普惠金融、创业与收入分配: 基于中国城乡差异视角的实证研究[J]. *金融评论*, 2021, 13(2): 31-44. [Zhang B Q, Wu W T. Digital inclusive finance, entrepreneurship and income distribution: An empirical research from the perspective of urban-rural differences in China[J]. *Chinese Review of Financial Studies*, 2021, 13(2): 31-44.]
- [33] 李伟雯, 张兵. 非正规金融对农村家庭创业的影响机制研究[J]. *经济科学*, 2016, (2): 93-105. [Li Y W, Zhang B. Research on the influence mechanism of informal finance on rural family entrepreneurship[J]. *Economic Science*, 2016, (2): 93-105.]
- [34] 项质略, 张德元. 信贷可得性与农户创业规模扩张[J]. *软科学*, 2020, 34(9): 134-139. [Xiang Z L, Zhang D Y. Credit availability and expansion of rural households' entrepreneurship[J]. *Soft Science*, 2020, 34(9): 134-139.]
- [35] 任天驰, 张洪振, 杨晓慧, 等. 农业保险保障水平与农户生产投资: 一个“倒U型”关系: 基于鄂、赣、川、滇四省调查数据[J]. *中国农村观察*, 2021, (5): 128-144. [Ren T C, Zhang H Z, Yang X H, et al. Agricultural insurance security level and farmers' production investment: Evidence from the survey data of Hubei, Jiangxi, Sichuan and Yunnan provinces[J]. *China Rural Survey*, 2021(5): 128-144.]
- [36] 徐忠. 农户借贷与资本投入: 土地流转的影响[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2021, 21(1): 95-107. [Xu Z. Farmers' credits and agricultural investment: Influence of land transferring[J]. *Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2021, 21(1): 95-107.]
- [37] 周月书, 陈慧宇. 规模农户异质性债务融资的治理效应研究[J]. *农业技术经济*, 2020, (10): 48-60. [Zhou Y S, Chen H Y. Research on the governance effects of scale farmers' debt financing[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2020, (10): 48-60.]
- [38] 吴笑语, 蒋远胜. 社会网络、农户借贷规模与农业生产性投资: 基于中国家庭金融调查数据库CHFS的经验证据[J]. *农村经济*, 2020, (12): 104-112. [Wu X Y, Jiang Y S. Social networks, farmers' borrowing size and productive investment in agriculture: Empirical evidence based on the Chinese Household Finance Survey database CHFS[J]. *Rural Economy*, 2020, (12): 104-112.]
- [39] 张应良, 欧阳鑫. 农户借贷对土地规模经营的影响及其差异: 基于土地转入视角的分析[J]. *湖南农业大学学报(社会科学版)*, 2020, 21(5): 18-27. [Zhang Y L, Ouyang X. The influence and difference of farmers' loan on scale management of land: Analysis based on the perspective of land transferring[J]. *Journal of Hunan Agricultural University (Social Sciences)*, 2020, 21(5): 18-27.]
- [40] 谭银清, 陈益芳. 金融可得性与农户适度规模经营: 基于CHARLS数据的实证分析[J]. *金融发展研究*, 2017, (2): 78-82.



- [Tan Y Q, Chen Y F. Financial availability and rural households' appropriate: Scale operation: An empirical study based on data of CHARLS[J]. Journal of Financial Development Research, 2017, (2): 78-82.]
- [41] 尹志超, 耿梓瑜, 潘北啸. 金融排斥与中国家庭贫困: 基于CHFS数据的实证研究[J]. 财经问题研究, 2019, (10): 60-68.
- [Yin Z C, Geng Z Y, Pan B X. Financial exclusion and Chinese family poverty: An empirical study based on CHFS data[J]. Research on Financial and Economic Issues, 2019, (10): 60-68.]
- [42] 孙琳琳, 杨浩, 郑海涛. 土地确权对中国农户资本投资的影响: 基于异质性农户模型的微观分析[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 156-173. [Sun L L, Yang H, Zheng H T. The impact of land titling on agricultural investment in rural China[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(11): 156-173.]

## The impact of financial exclusion on farming households' farmland transfer behavior

HU Jie<sup>1</sup>, LUO Jianchao<sup>1,2</sup>

(1. School of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China;

2. Shaanxi Rural Finance Research Center, Yangling 712100, China)

**Abstract:** Clarifying the impact of financial exclusion on farming households' farmland transfer behavior is crucial for promoting large-scale farmland management and realizing agricultural and rural modernization. This study used field research data from 2648 farming households in Yongshou County, Shaanxi Province and Xiji County, Ningxia Hui Autonomous Region, and adopted the Probit and bivariable Probit models to empirically test the impact of financial exclusion on farmland transfer and its heterogeneity. The mechanisms of the roles of nonfarm employment and agricultural capital investment in financial exclusion and farmland transfer were verified by the stepwise regression method. The results show that: (1) Financial exclusion has a significant negative effect on farmland transfer behavior of farming households. For every one unit increase in the financial exclusion index, the probability of transferring farmland to farming households decreases by 4.71% and the probability of transferring out decreases by 1.43%. (2) The negative impact of financial exclusion on farming households' farmland transfer behavior shows differences among different exclusion types and farmers. In terms of financial exclusion heterogeneity, savings exclusion, credit exclusion, and insurance exclusion all reduce the probability of farmland transfer; in terms of farming household heterogeneity, financial exclusion has a more substantial negative impact on farmland transfer behavior of farming households whose head is 40~59 years of age, whose education level is elementary school or below, and whose farmland size is more than 20 mu. (3) Financial exclusion can reduce the probability of farmland transfer by inhibiting farming households' off-farm employment and by inhibiting farming households' agricultural capital investment. The findings of this study provide some empirical evidence and a practical reference for alleviating the financial exclusion of farming households, improving the market of farmland transfer, and realizing moderate-scale agricultural operation.

**Key words:** financial exclusion; farmland transfer; bivariate Probit model; nonagricultural employment; agricultural capital investment