

【农业经济】

# 农地转出视角下农户生计模式与融资行为研究

——基于湖南和四川两省 20 县的调查

周月书,汪曼

(南京农业大学 金融学院,江苏 南京 210095)

**摘 要:**本文在促进农地流转和农村产业融合的背景下,运用湖南和四川两省 20 县 1089 户农户的实地问卷调查数据,通过建立 Logit 模型和 Heckman 两阶段模型,实证分析农地转出后,农户生计模式发生变化,其所依赖的生产要素主要由土地转为资本,进而对农户融资行为的影响。实证结果表明,农地转出和非农生计模式共同对农户的融资需求产生显著的正向影响;进一步分析发现,从事工商经营对农户借款需求和借款规模有显著的正向影响,且借款渠道更倾向于正规金融机构;而外出务工与农户融资需求间不存在显著的相关关系。据此,本文提出构建多层次、多元化的农村金融组织体系,创新农村金融服务,为农户生计转型和可持续发展提供金融支持;引导农村产业发展,促进农地转出户的生计可持续,推进农村产业融合发展。

**关键词:**农地转出;农户生计模式;融资需求;融资渠道

**中图分类号:**F832      **文献标志码:**A      **文章编号:**1671-7465(2021)05-0152-12

## 一、引言

农地流转是发展现代农业的必经阶段,是积极践行乡村振兴战略的关键。2019 年中央一号文件强调进一步深化农村土地制度改革,健全土地流转规范管理制度,发展多种形式农业适度规模经营。农地流转作为农村经济发展和土地制度变革的重要内容,在推动农业发展、促进农民增收以及推进我国农业现代化进程等方面做出了重要贡献。近年来,随着我国农业现代化的快速发展,农业结构逐步调整,特别是发展现代农业成为当前农业发展的主要任务,党中央、国务院出台了一系列政策,在不同程度上促进了农地流转。

长期以来,农地是农户赖以生存的基本生产资料。在农地流转的趋势下,必然有一部分农户脱离土地。据农业农村部农村经营管理处统计分析,截至 2017 年 6 月底,全国承包耕地流出的农户达到 7434.3 万户,占家庭承包农户总数的 27.7%。而第三次全国农业普查结果显示,截至 2016 年底,我国规模农业经营户仅为 398 万户,占比只有 1.9%,这意味着,虽然我国农业生产经营主体发生了较大变化,但是并未改变小农户仍占据绝对多数这一事实。根据我国当前的国情农情,党的十九大报告提出“实现小农户和现代农业发展有机衔接”,鲜明地指出扶持小农户、提升小农户发展能力的政策方向。因此,小农户如何维系生计发展值得关注。农户转出农地后,其生计模式也发生较大变化,积极引导农户顺利实现生计转型,保持农地转出户的生计可持续性,不仅有助于维护社会稳定,还能促进农村产业融合发展。同时,农户选择的生计模式不同,其信贷行为也会存在差异<sup>[1]</sup>。那么,农地转出后,农户生计模式改变对其融资行为有何影

收稿日期:2021-01-27  
基金项目:国家自然科学基金面上项目“规模农户产业链融资运行机制、融资绩效与政策优化研究”(71773049)  
作者简介:周月书,女,南京农业大学金融学院教授,博士生导师;汪曼,女,南京农业大学金融学院硕士生。

响?不同生计模式下农户融资需求及融资渠道有何差异?基于此,本文依据可持续生计分析框架,从农户生计模式分化的视角分析农地转出后农户的融资需求,揭示其融资行为差异的影响机理,为促进农地转出户生计模式转型和农村产业融合发展,推动农村金融改革和乡村振兴提供科学依据。

## 二、文献综述

已有农地流转相关研究多集中于农户参与土地经营权流转的动因以及农地流转所带来的福利效应问题。研究认为,在农地流转背景下,农村剩余劳动力向非农产业转移,不仅丰富了农村劳动力参与非农劳动力市场的就业形式,而且提供了新的农业和非农就业机会,促进了农地使用权的供给<sup>[2-4]</sup>。非农就业机会促使农户将农地流转给农地禀赋较差或农业种植能力更强的其他农户,诱发了农地流转市场的发育<sup>[5-9]</sup>。获得信贷支持能够明显促进农地流转,农业补贴以及涉农贷款对农户流转农地的决策具有显著的正向影响。在促进农民增收、提高产出效率方面,农地流转能够增加农地产出率,改进经济绩效,进而促进农户增收和农村产业融合发展<sup>[10-11]</sup>。无论是转入还是转出农地,农户的福利水平都得到显著提高<sup>[12-13]</sup>。

随着乡村振兴战略的推进,学者们开始关注农地流转对农户生计模式选择的影响。农地流转对农户生计策略产生显著正向影响,增加了农户的生计选择,从而提高其生活水平和收入水平;对于部分失地农民而言,他们的生计资本发生变化,自然资本量的减少使其较难开展规模化种植或养殖,而人力资本量的增加促使他们从事其他经营活动以提高收入<sup>[14]</sup>,其生计策略转型为以非农业生产为主,甚至完全从事非农业生产模式。陈美球等<sup>[15]</sup>通过构建七维生计资本量化指标体系,分析表明土地转出后,不同生计策略类型的农户在单项生计资本指标和生计资本总指数均存在不同的分化特征。农地转出户的经营方式,在农业方面表现为从传统种植业为主发展为种养结合;在非农业方面表现为从传统农民工聚集的建筑业、制造业、交通运输业,逐渐转变到工商业、服务业等行业<sup>[3]</sup>,农地流转促进了农民外出务工<sup>[7,10]</sup>。农户开启新的生计模式,往往会对其信贷行为产生一定影响。农地经营权的出租能有效缓解农户的债务负担<sup>[16]</sup>;农地转出户的收入开始更大比例地来源于相对稳定的非农就业和风险较低的工商业,所以更容易从正规金融机构获得贷款<sup>[12]</sup>。马晓青等<sup>[17]</sup>认为“非粮化”种植和以市场化为导向的农户更愿意而且更可能从农村信用社等正规部门融资。米运生等<sup>[18]</sup>认为农地流转在推动农业转型升级的同时,也促使农户在选择融资渠道时更倾向正规金融机构。

综上所述,现有文献就农地流转及其对农户福利的影响开展了大量研究,且一致认为农地流转有助于农户福利水平的提高,也有学者关注农地流转对农户生计模式的影响。但鲜有学者从农地转出户的视角考察农户不同生计模式对其融资行为的影响。因此,本文在农地流转背景下,以我国农村农地转出户为研究对象,从农户生计模式分化的视角分析其融资需求,探究农户不同生计模式对融资行为的异质性影响。

## 三、理论分析与研究假说

### (一) 农地转出背景下农户生计模式与农户融资需求

托达罗模型指出,二、三产业的相对高收益诱使边际生产率较低的农户离开农业,产生转出农地的意愿。农地流转意味着农户要素配置结构的变化,影响农户的生计模式。选择农地转出的农户将从繁重的农业生产中解放出来,有更多的时间和精力从事非农生产经营活动。农户转出农地意味着与农业生产相关的自然资本和物质资本发生相应的变化,大部分农户在农地转出

后会选择兼业型、务工主导型生计策略来优化劳动力配置,调整就业结构,进而直接或间接影响农户的自然资本、物质资本、人力资本、金融资本和社会资本<sup>[19]</sup>。农地转出不仅仅是简单的生产要素的内部替代,更会对农户的生计模式乃至生活方式产生深刻影响。无论是在生产领域还是生活领域,农户资金需求将变得更为强烈。在经济与金融日益密切的现代农业中,采取不同生计模式的农户将产生不同的金融行为。农地转出后,追求利润最大化的农户衍生出旺盛的资金需求,也加快了资本对劳动的替代,进而从改善供给与增加需求两方面提升农户的信贷可得性<sup>[18]</sup>。农地转出及生计模式的变化意味着农地在农户生产活动中的相对重要性下降,在给定预算约束的条件下,农地转出户需要投入更多资本要素来实现更高效益的生产,同时,农地转出后,农户改变了长期以来自给自足的小农生产生活模式,资金需求增加,衍生出强烈的融资需求。据此,本文提出以下假说:

H1:农地转出农户开展非农生计模式使得资金需求增加,从而融资需求增加。

(二) 农地转出背景下农户不同生计模式对信贷需求的异质性影响

可持续生计理论为研究微观农户的决策和行为提供了切入视角和理论基础,也是本文构建理论机制的基础。农地转出背景下农户生计模式与信贷行为分析框架见图 1,农地转出后农户的人力、金融、自然、社会、物质等各项生计资本发生变化,农户生计资本差异结合自身风险、心理等因素,使得农户选择的生计模式也存在差异,农户不同的生产目的、生产规模和生产方式进一步加深其生计模式的分化程度。农户转出土地后,其生计模式总体上呈现非农化、多样化发展趋势。农地转出后,农户土地等自然资本量的减少加大了其种植养殖的难度,但人力资本的释放又使其能够从事其他生计模式。陈美球等<sup>[15]</sup>通过构建七维生计资本量化指标体系分析表明,农地转出后,不同生计策略类型的农户在单项生计资本指标和生计资本总指数上均存在着不同的分化特征。因此,农地转出后,农户生计资本变化,致使其改变原来的生计策略。

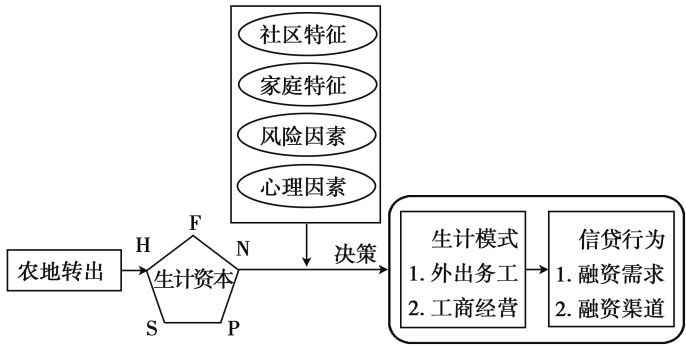


图 1 农地转出背景下农户生计模式与信贷行为分析框架

注:图中 H 为人力资本,F 为金融资本,N 为自然资本,P 为物质资本,S 为社会资本。

农户开启新的生计模式,往往会对其信贷行为产生影响。职业的非农化激活了农地转出者的信贷需求,提高了农户的信贷可得性,也深刻影响了农户融资渠道和信贷契约的模式选择<sup>[1]</sup>。对于从事工商经营的农地转出户,他们通常需要大量资本要素的投入以及面临日常经营性资金需求,因此,其生计模式的转型升级增加了对融资的有效需求;对于外出务工的农地转出户,他们尽管生活消费资金需求增加,但生产性支出减少,而且较为稳定的工资收入有助于提高家庭年均纯收入和净资产水平,因此可以有效缓解其生产性融资需求。据此,本文提出以下假说:

H2:农地转出后,不同生计资本的农户选择不同的生计模式,工商经营的农户生产模式对生产性资金需求有正向影响,而外出务工的农户生计模式对生产性资金需求有负向影响。

(三) 农地转出背景下农户非农生计模式与融资渠道的正规化

农户收入和职业的分化将促进融资渠道的变化,从基于人际信任的民间中介转换为基于制度信任的正规中介<sup>[1]</sup>。农地流转在推动农业转型升级的同时,也促使农户在选择融资渠道时更

倾向正规金融机构<sup>[18]</sup>。一方面,从事工商经营的农户大多离开农村生活于城镇,其文化、理念和习惯也日益市民化,随着人力资本增加、收入增长和抗风险能力的提高,农户的资信水平和还款能力提升,农地转出户的收入开始更大比例地来源于相对稳定的非农就业和风险较低的工商业,所以更容易从商业银行等一些正规金融机构获得贷款<sup>[12]</sup>。另一方面,民间借贷资金供给规模较小,尽管能有效缓解农户的消费性资金需求,但是无法解决农户创业型融资需求问题<sup>[1,20]</sup>。民间借贷对人际信任的过度依赖,使其融资规模、利率水平及其金融产品质量等难以满足从事工商经营农户的经营性资金需求。因此,农地转出在促进农民生产、生活方式转型的同时,也促进了融资渠道的结构转换。据此,提出以下假说:

H3:农地转出促进了农户职业分化和生计模式的转变,从事工商经营的农户更偏向于向金融机构借款。

四、数据来源与模型设定

(一) 数据来源

本文研究的数据来自课题组于 2018 年 6—11 月开展的中国农村金融调查,通过抽样选取具有代表性的样本地区开展入户调研,在获取农户家庭基本人口统计学信息、农户家庭收入及资产信息以及生产经营信息的基础上,着重了解农村地区农户的信贷市场参与情况。考虑到地域差异,本文选取了四川和湖南两个农业大省作为调查对象。为保证样本的随机性与代表性,本项目调研的整体抽样方案采用三阶段分层按规模成比例的抽样方法。在第一阶段的县级层面抽样中,在同一省内对样本县(县级市和区)按照人均 GDP 进行降序排列,然后按照与样本区县的户籍人口成比例的方式抽取样本区县 10 个;第二阶段的村级层面抽样中,对已经确定的样本县按照经济发展水平(主要是村人均纯收入)对该县各村进行降序排列,然后计算累计人口数,按照与样本村户籍人口成比例的方式抽取样本村 3 个。第三阶段抽样,在已经确定的样本村内用随机起点的循环等距抽样方式,以扩大样本量的方法抽取农户样本,每个样本村完成 24~30 户目标样本数。两省调查样本共计 1438 份,剔除部分缺省样本和异常样本,最终获得有效样本为 1089 户。样本农户农地转出具体情况见表 1。

表 1 样本农户农地转出情况

省份	转出				未转出
	完全转出	部分转出	外出务工	工商经营	
湖南省	178	41	129	63	331
四川省	118	73	136	30	348
合计	296	114	265	93	679

(二) 变量选取及描述性统计

- 1.因变量。如表 2 所示,本文因变量包括是否有融资需求、融资规模和融资渠道。其中,参考周月书等<sup>[21]</sup>的做法,以农户是否向金融机构申请贷款或者向私人借款来判断其是否有融资需求;融资规模以具有融资需求的农户实际获得的借款额衡量;融资渠道借鉴米运生等<sup>[1]</sup>的做法,并结合调查数据,将其分为银行类金融机构、非银行类金融机构和民间借贷。
- 2.核心自变量。本文核心自变量包括农地转出与否和生计模式。农地转出与否,选择转出农地的农户更有可能从事非农生产,生产性资金需求较大,融资意愿增强。生计模式,参考已有文献,以家庭收入和主要劳动力从事行业为标准,在模型(1)中,将农户生计模式划分为农业和非农业;模型(2)和模型(3)中将农户生计模式划分为外出务工与经商自营两类。参考已有研究<sup>[3,22]</sup>,本文对生计模式的具体划分标准如下:农业型生计模式为全年生产性收入中的 60%及



以上来自农业,非农型生计模式为全年生产性收入中的 60%及以上来自非农业;外出务工型是指工资收入占家庭年收入的 60%及以上,工商经营型是指工商业收入占家庭年收入的 60%及以上。

表 2 变量说明及描述性统计

分类	变量名	变量定义及赋值	均值	标准差
因变量	是否有融资需求	是 = 1, 否 = 0	0.11	0.32
	融资规模	实际获得的借款 单位:万元	2.09	7.23
	融资渠道	银行类金融机构 = 1, 民间借贷 = 2, 非银行类金融机构 = 3, 混合渠道 = 4	0.72	0.99
核心自变量	农地转出与否	转出 = 1, 未转出 = 0	0.38	0.49
	生计模式 1	非农业 = 1, 农业 = 0	0.87	0.34
	生计模式 2	经商 = 1, 非经商 = 0	0.14	0.35
		务工 = 1, 非务工 = 0	0.53	0.50
家庭特征变量	户主性别	男 = 1, 女 = 0	1.08	0.27
	户主年龄	单位:岁	53.75	10.87
	风险偏好	风险厌恶 = 1, 风险中性 = 2, 风险偏好 = 3	2.65	0.60
	收入稳定与否	稳定 = 1, 不稳定 = 0	0.73	0.44
生计资本变量	户主受教育年限	单位:年	7.32	3.27
	劳动力比例	家庭劳动力比例占家庭总人口比重	0.61	0.30
	职业	经营个体 = 1, 其他 = 0	0.19	0.40
	务工人员数	单位:个	0.88	1.04
	抚养子女人数	单位:个	1.13	0.95
	是否党员	是 = 1, 否 = 2	1.85	0.36
	是否信用用户	是 = 1, 否 = 0	0.11	0.32
	社会资本 1	是否为村干部? 是 = 1, 否 = 0	0.41	0.04
	社会资本 2	有无亲朋好友在银行或者政府部门工作? 是 = 1, 无 = 0	0.23	0.42
	收入水平	单位:万元	10.71	10.39
	支出水平	单位:万元	0.65	0.92
	生产性固定资产现值	单位:万元	3.11	15.94
	农村居住性用房重置成本	单位:万元	30.89	22.06
	家庭金融资产水平	单位:万元	7.04	19.22
	生活性消费水平	单位:万元/月	0.22	0.19
	生活性耐用消费品现值	单位:万元	4.26	6.46
	住房现值合计	单位:万元	21.73	17.89
	生产性用房商品房现值	单位:万元	2.44	8.77
社区特征变量	到最近的金融服务点距离	单位:公里	3.83	3.83
	到县城的距离	单位:公里	19.51	15.46
区域特征变量	省份	四川 = 1, 湖南 = 2	1.50	0.50
	县	县编码	5.65	2.96

3.家庭特征变量。①户主性别:女性的风险规避程度相对高于男性。因此,男性作为家庭经营和信贷的决策者会比女性有着更强烈的借款意愿以及更大的信用规模。②户主年龄:在生命周期中,年龄对农户信贷行为的影响呈倒 U 型。从幼年到青壮年,随着年龄增长,由于从事生

产经营活动,年龄与信贷需求呈正相关;到老年时,随着生产经营活动的减少,其信贷意愿会削弱。③风险偏好:风险偏好型的农户更愿意尝试新的职业,也更有可能选择借款。④收入稳定与否:如果农户收入不稳定,其资金出现缺口的可能性较大,借款需求也较大。

4. 生计资本变量。借鉴已有研究<sup>[22]</sup>,本文选取生产性固定资产现值、生活性耐用消费品现值、生产性用房商品房现值来反映农户的物质资本;选取收入水平、支出水平以及家庭金融资产水平来反映农户的金融资本;选取干部身份或者银行、政府部门有无亲朋好友来反映农户的社会资本;选取户主受教育年限、户主有无参与过有关技术或经营方面的培训以及劳动力比例来反映农户的人力资本。

5. 社区特征变量。①到最近的金融服务点距离:距离银行等金融服务点越近,农户的借款意愿越强。②到县城的距离:距离县城越近,农户的非农化程度越高,融资需求也就越大。

6. 区域特征变量。由于地区间经济发展存在差异,各地的农地流转市场与金融市场发育程度不同,因此需要控制地区变量。

(三) 模型设计

1. 农地转出背景下农户生计模式与农户融资需求

本文采用二元 Logit 模型对其进行回归分析。在此基础上,考虑到很多地区农户因各种原因转向非农生产,但并未选择将农地转出,因此为了更全面地考虑可能的情形,本文在模型中构建了农地转出与生计模式的交互项。另外,在计量经济模型中,当一个解释变量对被解释变量的偏效应取决于另一个解释变量的大小时,通常在模型中加入这两个解释变量的交互项来分析<sup>[5-6]</sup>。根据前文的分析,农地流转通过农户生计模式的变化影响农户的融资需求,因此需在模型中加入二者的交互项。该模型用于验证假说 1,具体模型如下:

$$Y = \alpha + \beta_1 L + \beta_2 M + \beta_3 M * L + \beta_4 X_i + \varepsilon \tag{1}$$

其中, $Y$  表示农户是否申请借款; $\alpha$  为常数项; $L$  表示农地转出与否; $M$  表示农户从事农业或非农业; $X_i$  表示一系列控制变量; $\varepsilon$  表示扰动项。

2. 农地转出背景下不同生计模式对农户融资需求的异质性影响

为了避免出现样本选择偏差,本文拟采用 Heckman 两阶段模型考察不同生计模式下农地转出农户的融资需求,该模型用于验证假说 2,首先,第一阶段将采用 Probit 模型考察农户在不同生计模式下融资的概率。第一阶段模型如下:

$$P_i^* = \beta_1 M_i + \beta_2 X_{i1} + \varepsilon_1 \tag{2}$$

式中, $P_i^*$  表示选择第  $i$  种生计模式的农户存在融资需求的概率。因此,当农户曾向金融机构提出贷款申请或者向私人借款以及有隐形融资需求时, $P_i^* > 0$ ,表明选择该种生计模式的农户有融资需求;反之, $P_i^* < 0$ ,表明农户没有融资需求。 $X_{i1}$  为影响选择第  $i$  种生计模式农户融资需求的因素, $\varepsilon_1$  为随机干扰项。

第二阶段考察有融资需求的农户实际所获借款规模,其模型如下:

$$Y_i = \beta_3 M_i + \beta_4 X_{i2} + \beta_5 IMR_i + \varepsilon_2 \tag{3}$$

式中, $Y_i$  为选择第  $i$  种生计模式的农户实际获得的借款规模; $X_{i2}$  为影响第  $i$  种生计模式下农户实际获得资金规模的因素。需要注意的是, $X_{i2}$  应为  $X_{i1}$  的一个严格子集。 $IMR_i$  为逆米尔斯比率,由第一阶段模型结果计算得来,若存在样本选择偏差,则  $IMR_i$  应当显著。 $\varepsilon_2$  为随机干扰项。

3. 农地转出背景下农户生计模式与融资渠道正规化

个体面临的选择有时是多值的,而不仅仅是二值。本文中农户的融资渠道有多种选择,因此,本文使用多项式 Logit 模型来对农户某种融资渠道的概率进行分析:

$$P(y_i = j | x_i) = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^J \exp(x_i \beta_k)}, i = 1, 2, \dots, n; k = 1, 2, \dots, J \tag{4}$$

其中, $P(.)$ 为被解释变量,表示农户通过融资渠道 $j$ 的贷款概率; $j$ 为融资渠道的分类,以 $j=0$ 即农户既没有向私人借款也没有向金融机构借款为参照组; $i$ 表示每个农户; $x$ 为解释变量。

五、模型估计结果及解释

(一) 农地转出背景下农户生计模式与农户融资需求

考虑到模型变量之间可能存在相关性,因此,对变量作 Pearson 和 Spearman 相关性检验,结果表明,各主要变量之间的相关系数均小于 0.43,表明变量间不存在显著的相关性。进一步对全部变量采用方差膨胀因子(VIF)检验来判断多重共线性问题,VIF 值均大于 0 且小于 5,说明变量间不存在多重共线性问题。

本文首先利用 Stata15.0 软件,运用二元 Logit 模型对农地转出、农户生计模式和融资需求进行实证分析。模型估计结果(表 3)显示,似然比检验结果为 140.52,模型在 1%的水平上通过了显著性检验。

表 3 农地转出、农户生计模式与农户融资需求

变量	系数	标准误
生计模式 1	-1.03 ***	0.29
农地转出与否	-1.14	0.71
农地转出与否 * 生计模式	2.25 ***	0.74
户主性别	-0.05	0.33
户主年龄	-0.04 ***	0.01
户主是否为干部	0.25 ***	0.07
有无亲朋好友在银行或政府部门工作	0.31	0.19
到县城的距离	0.01	0.01
到最近的金融服务点的距离	0.01	0.02
风险偏好	0.25 *	0.14
生产性固定资产现值	0.02 ***	0.00
农村居住性用房重置成本	0.01 **	0.00
家庭金融资产水平	0.01 **	0.00
收入水平	0.01 **	0.01
支出水平	0.01	0.09
区域	0.44 **	0.20
常数项	1.84 **	0.84
Log likelihood	-435.85	
卡方检验值	140.52 ***	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.14	

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,下表同。

回归结果显示,农地转出与生计模式交互项的回归系数为正,且通过了显著性检验。这说明当农户选择将农地转出且从事非农生产时,资金需求增加,融资需求随之增加。农地转出不仅是简单的生产要素的内部替代,更会对农户的生计模式乃至生活方式产生深刻影响。生计模式的变化不仅影响农户对各种要素投入资金的分配,也使得农户对资金的需求产生变化。无论是生产领域还是生活领域,农地转出户的资金需求将变得更为强烈。因此,农地转出后的农户在从事相对于农业而言资金需求更为密集的非农行业时,其资金需求量更大,融资需求更旺盛,验证了假说 1。

农户特征变量中,户主年龄负向显著影响农户信贷需求,这表明随着年龄增长,农户越不倾向于融资。调研发现,相较于年轻人,农村地区的年长者对于借款较为排斥。风险偏好状况对

农户融资需求有显著的正向影响,表明风险偏好型农户的融资需求相对更为强烈。生计资本变量中,生产性固定资产现值、农村居住性用房重置成本、家庭金融资产水平和收入水平通过了显著性检验,且对农户的融资需求有正向影响。农户生产性固定资产现值的大小可以反映其生产经营规模,生产经营规模越大,农户融资意愿越强。同时,有些生产性固定资产还能作为抵押担保,因而有助于农户降低进入金融市场的门槛。农村居住性用房重置成本在一定程度上能反映农户建房资金的投入和生活水平。重置成本越高,农户往往所需的资金也越多。家庭金融资产水平高表明农户的还款能力较强,因此农户在需要资金时往往比较愿意选择外部融资。收入水平越高,说明农户参与的生产投资较大,其融资需求也相应较大。户主是否为干部对农户信贷需求有显著的正向影响,说明农村地区社会资本对于农户获取外部资金资源具有促进作用。

(二) 农地转出背景下不同生计模式对农户融资需求的影响分析

为了避免出现样本选择偏差,本文采用 Heckman 两阶段模型考察不同生计模式下农地转出农户的融资需求,回归结果如表 4 所示。

表 4  农地转出户融资需求及融资规模影响因素

变量	Heckman 第一阶段: 农户是否有融资需求		Heckman 第二阶段: 农户实际获得的融资规模	
	系数	标准误	系数	标准误
工商经营	0.90 ***	0.21	4.25 *	2.50
外出务工	-0.09	0.18	1.33	1.75
劳动力比例	0.26	0.28	-1.84	2.56
务工人员数	-0.00	0.06	0.51	0.57
抚养子女数	0.05	0.08	—	—
是否在银行或政府部门工作	0.13	0.15	1.28	1.34
到县城的距离	0.01 *	0.00	—	—
收入稳定与否	-0.52 ***	0.15	—	—
生活性消费水平	0.13	0.39	6.68 **	3.11
生产性固定资产现值	0.00	0.00	0.02	0.03
住房现值	-0.00	0.00	0.02	0.01
居住性用房重置成本	0.00	0.00	-0.02	0.03
家庭金融资产水平	-0.07	0.00	0.03	0.04
收入水平	-0.00	0.00	0.03 ***	0.01
支出水平	0.10	0.08	-1.31 *	0.72
常数项	-0.55 *	0.27	9.76 **	4.46
逆米尔斯比率	—	—	4.25 *	2.50
Wald 检验: $\chi^2$	30.27			
Prob> $\chi^2$	0.000			

估计结果显示,Wald 检验的 p 值为 0,说明方程整体通过了显著性检验。逆米尔斯比率在 10%的水平上显著,说明存在一定的样本选择偏差,因此本文适合选择 Heckman 两阶段模型进行实证分析。

从第一阶段的回归结果来看,工商经营的生计模式对农地转出户融资需求有显著的正向影响,而外出务工负向影响农户的融资需求,但未通过显著性检验。可能原因是对于从事工商经营的农户来说,创业前期需要大量资金投入,同时日常经营中又需要流动资金周转,所以资金需求较大。而外出务工因为不存在生产性资金需求,并且有相对稳定的工资收入可以积累财富,这在一定程度上缓冲农户的资金需求,因此对于融资需求是负向影响,但并不显著。另外,农户收入稳定与否对融资需求有显著的负向影响,这说明收入越不稳定,农户更需要资金维持日常生计或是应对生产经营中的资金风险,融资需求也越大。



从第二阶段的回归结果来看,工商经营的生计模式对农户融资规模有显著正向影响,进一步验证了以上结论。同时,随着农户非农化程度的提高,提供借款的一方也越认可农户的资信能力,愿意提供资金。结合第一阶段的结果,这较好地验证了假说 2。生产经营特征变量中,家庭金融资产水平越高,说明农户还款能力越强,其可获的资金量就越大;生活性消费水平较高的农户,可能需要较多的资金维持自己较高的消费水平,在工商经营中的营销活动及社交消费也会更多,因此借款规模也相对较大。

(三) 农地转出背景下农户生计模式与融资渠道正规化分析

由于多项式 Logit 模型要求模型各类别之间独立不相关,所以本文先采取 Hausman(1978)的方法做 IIA 假定检验——被解释变量任意两类别的概率比不因其他类别存在与否而改变。结果表明,银行类金融机构、民间借贷、非银行类金融机构、混合渠道这 4 种融资渠道的检验结果都不能拒绝原假设,因此本文采用多项式 Logit 模型是合适的。

鉴于多项式 Logit 模型自变量估计系数的经济意义不好解释,本文报告了“相对风险比”即自然对数底数 e 的“估计系数值”次幂,其含义是指自变量每变化 1 个单位,相对于参照组发生的概率。实证结果如表 5 所示。

表 5 农户融资渠道的多项式 Logit 模型

变量	银行类金融机构		民间借贷		非银行类金融机构		混合渠道	
	系数	相对 风险比	系数	相对 风险比	系数	相对 风险比	系数	相对 风险比
工商经营	2.04***	7.72	0.57	1.77	2.56***	12.97	1.17*	3.22
劳动力比例	3.48***	32.59	0.07	1.07	-0.34	0.71	0.30	1.35
户主年龄	-0.04	0.96	-0.04***	0.96	-0.03	0.97	-0.06**	0.94
户主受教育年限	-0.05	0.95	-0.05	0.95	-0.09	0.92	-0.09	0.92
户主是否干部	-0.04	0.96	0.22	1.24	0.42	1.52	0.02	1.02
到县城距离	0.02	1.02	0.01	1.01	0.01	1.01	0.02*	1.02
到最近的银行的距离	-0.03	0.97	-0.05	0.95	-0.15	0.86	0.02	1.02
风险偏好	-0.58	0.56	-0.52**	0.60	-0.77**	0.46	-0.92**	0.40
收入稳定与否	-1.09*	0.34	-0.94***	0.39	-1.07**	0.34	-0.73	0.48
生活性消费水平	-0.16	0.85	0.00	1.00	0.29	1.34	1.03	2.79
生产性固定资产	0.01	1.01	-0.04	0.96	0.00	1.00	0.00	1.00
生活性耐用消费品现值	0.03	1.03	-0.02	0.98	0.01	1.01	-0.01	0.99
居住性用房重置成本	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00
生产性用房商品房现值	0.01	1.01	-0.05	0.95	-0.04	0.96	0.01	1.01
收入水平	-0.01	0.99	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00
支出水平	0.38*	1.46	-0.04	0.96	-0.11	0.90	-0.02	0.98
常数项	-1.17	0.31	2.65*	14.15	0.51	1.67	3.79*	44.31
似然比检验: $\chi^2$	0.00							
Prob> $\chi^2$	0.00							
对数似然值	-400.41							
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1576							
观测值	410							

由回归结果可知,当农户转出农地后,相对于没有融资需求的农户,从事工商经营类生计模式的农户选择从银行类金融机构和非银行类金融机构贷款的概率要分别高出 1.04 倍和 1.56 倍。这表明当农户离开农地从事经商之后,其生活水平和思想观念相对更趋近市民化,对于金融机构的认可度不断提高,所以更愿意向正规金融机构贷款;随着人力资本增加、收入增长和抗风险能力的提高,从事工商经营的农户显然更容易满足金融机构对于抵押担保和资信能力等贷款条件的要求,因此,农户获得贷款的概率也会增加,验证了假说 3。

农户特征变量中,家庭劳动力比例与户主年龄通过了显著性检验。家庭劳动力比例每提高

1 个百分点,农户向正规金融机构融资的概率要高出 2.48 倍,说明农户家庭中劳动力比例越高,总体上收入也越高,农户获得贷款的可能性越大,就越有信心向银行申请贷款;农户收入稳定与否同上述 3 种渠道都是负相关,且通过了显著性检验。这说明收入越不稳定的农户,其借款的频次可能较高且时间不固定,因此,在金融机构之外,还往往将民间借贷作为辅助渠道来满足其融资需求。

(四) 内生性讨论与稳健性检验

考虑到农地转出与农户生计模式可能存在互为因果关系,即农地转出后农户会转变生计模式,也存在农户先转变生计模式再选择将农地转出,二者之间可能存在内生性问题。为了验证模型是否存在内生性,借鉴黄宇虹和罗必良等做法<sup>[16,23]</sup>,本文使用农地转出比例的村级均值作为工具变量(剔除家庭自身的数据)。经典的群体效应(Cohort Effect 或 Group Effect)理论认为,个体的某一特征与同区域内其他个体的这一特征密切相关,农地流转户的行为往往具有聚类特征。因此,可以计算内生变量在区域内的均值并剔除家庭本身数据来处理内生性。表 6 汇报了引入工具变量的模型估计结果。

表 6 农地转出对农户生计模式的影响分析

变量	OLS	2SLS
转出比例	0.32 ***	0.48 ***
劳动力比例	0.06	0.07
务工人数	0.04 ***	0.04 ***
户主性别	-0.06	-0.07
户主受教育年限	0.01 **	0.01 **
户主是否干部	-0.01	-0.01
是否在银行或政府部门工作	-0.02	-0.02
到最近的银行的距离	-0.00	-0.00
收入稳定与否	0.06 **	0.06 **
生产性固定资产	-0.00 ***	-0.00 **
住房现值	-0.00 **	-0.00
家庭金融资产水平	0.00 **	0.00 ***
收入水平	-0.00	-0.00
支出水平	-0.00 ***	-0.00 ***
观测值	388	388
豪斯曼检验	3.3 *	
弱工具变量检验	112.11	
识别不足检验	23.13 ***	

结果显示,在未引入工具变量和引入工具变量的估计中,农地转出比例均在 1%显著水平上正向影响农户生计模式。而且,两个模型的估计系数几乎不存在明显差异,表明模型不存在明显的内生性。

六、研究结论与政策启示

本文基于在农地转出背景下农户生计模式的转型,利用川、湘两省 20 县 1089 户农户的实地调查数据,实证分析了农户在农地转出后的融资需求以及在不同生计模式下的融资行为差异。研究发现:第一,不同非农生计模式对农地转出户融资需求有显著影响,社会资本、生产性

固定资产现值等因素能有效降低农户进入金融市场的门槛;同时,性别、年龄、风险偏好等人格特征对农户信贷需求有显著影响。第二,从事工商经营的农户生计模式对融资需求和融资款规模都有显著的正向影响,但对外出务工户的影响并不显著。第三,农地转出和生计模式变迁对农户的融资渠道产生显著影响。农地转出后,从事工商经营的农户更倾向从金融机构贷款,融资渠道呈正规化。这意味着,农业农村现代化所带来的影响深刻地在农地转出户身上形成缩影,资本对土地的替代引发农户生计模式变化及其带来的融资需求的深化和融资渠道的正规化。农户在脱离传统农业后,将通过寻求资本来促进生计模式转型和农村产业融合升级,从而促进农业、农民、农村“升级式”增收和发展,推动乡村振兴。

基于上述研究结论,本文得到以下政策启示:第一,构建多层次、多元化的农村金融组织体系,为农户生计转型和可持续发展提供适配的金融支持。针对不同生计模式下农户的融资需求,各类金融机构应明晰自身市场定位,积极为不同农户提供最为匹配的金融服务。第二,正规金融机构应创新农村金融服务,降低农户进入金融市场的门槛。鉴于农地转出后农户融资渠道的正规化,金融机构应充分利用供给侧改革契机,创新金融产品和服务,不断完善抵押担保机制,降低农户进入金融市场的门槛。第三,积极引导农村产业发展,促进农地转出户的生计可持续,推进农村产业融合发展。围绕农地转出户的生计模式转型,政府应积极引导农村产业发展,因地制宜,提供相应的配套支持政策,在推进农地有序流转的同时,提高农民收入,推进农村三产的融合发展。

#### 参考文献:

- [1] 米运生,曾泽莹,高亚佳.农地转出、信贷可得性与农户融资模式的正规化[J].农业经济问题,2017(5):36-45,110-111.
- [2] 张照新.中国农村土地流转市场发展及其方式[J].中国农村经济,2002(2):19-24,32.
- [3] 赵立娟,康晓虹,史俊宏.农地流转对农户生计转型影响的实证分析[J].中国农业资源与区划,2017(8):158-162.
- [4] 罗必良,何应龙,汪沙,等.土地承包经营权:农户退出意愿及其影响因素分析——基于广东省的农户问卷[J].中国农村经济,2012(6):4-19.
- [5] Kung J K S. Off-farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China[J]. Journal of Comparative Economics,2002,30(2):395-414.
- [6] Liu Z M, Rommel J, Feng S Y, et al. Can Land Transfer through Land Cooperatives Foster Off-farm Employment in China? [J]. China Economic Review,2017,45:35-44.
- [7] Yan X H, Bauer S, Huo X X. Farm Size, Land Reallocation and Labour Migration in Rural China[J]. Population Space and Place,2014,20(4):303-315.
- [8] Shi X P, Heerink N, Qu F T. Choices between Different Off-farm Employment Sub-categories: An Empirical Analysis for Jiangxi Province, China[J]. China Economic Review, 2007,18(4):438-455.
- [9] Yang Y. The Development of the Land Lease Market in Rural China[J]. Land Economics,2000,76(2):252-266.
- [10] 冒佩华,徐骥.农地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J].管理世界,2015(5):63-74,88.
- [11] 史常亮,栾江,朱俊峰,等.土地流转对农户收入增长及收入差距的影响——基于8省农户调查数据的实证分析[J].经济评论,2017(5):152-166.
- [12] 陈飞,翟伟娟.农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J].经济研究,2015(10):163-177.
- [13] 李庆海,李锐,王兆华.农户土地租赁行为及其福利效果[J].经济学(季刊),2011(1):269-288.
- [14] 张银银,马志雄,丁士军.失地农户生计转型的影响因素及其效应分析[J].农业技术经济,2017(6):42-51.
- [15] 陈美球,袁东波,廖彩荣,等.土地转出农户的生计资本分化及其生计策略变化[J].水土保持研究,2019

(4):349-354,362.

[16] 黄宇虹,樊纲治.土地经营权流转与农业家庭负债状况[J].金融研究,2017(12):95-110.

[17] 马晓青,朱熹,史清华.农户融资偏好顺序及其决定因素——来自五省农户调查的微观证据[J].社会科学战线,2010(4):72-80.

[18] 米运生,廖祥乐,吴怡.农业转型升级、信贷可得性与农户融资渠道正规化:基于农地流转的背景[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(4):61-70,168-169.

[19] Narain V. Growing City, Shrinking Hinterland: Land Acquisition, Transition and Conflict in Peri-urban Gurgaon, India[J]. Environment and Urbanization, 2009, 21(2):501-512.

[20] 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):83-94.

[21] 周月书,王雨露,彭媛媛.农业产业链组织、信贷交易成本与规模农户信贷可得性[J].中国农村经济,2019(4):41-54.

[22] 李聪,柳玮,冯伟林,等.移民搬迁对农户生计策略的影响——基于陕南安康地区的调查[J].中国农村观察,2013(6):31-44,93.

[23] 仇童伟,罗必良,何勤英.农地流转市场转型:理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析[J].中国农村观察,2019(4):128-144.

(责任编辑:蒋玮)

**Research on Farmers' Livelihood Mode and Financing Behavior under the Farmland Outflow: Based on the Survey of 20 Counties in Hunan and Sichuan Provinces**

*ZHOU Yueshu, WANG Man*

**Abstract:** Under the background of promoting the transfer of agricultural land and the integration of rural industries, this paper uses the field survey data of 1089 households in 20 counties of Hunan and Sichuan ProvinceS, establishing Logit model and Heckman two-stage model, and analyzing empirically the change of farmers' livelihood mode after farmland transfer—the production factors that they rely on mainly change from land to capital, and then affect farmers' financing behavior. The empirical results show that farmland transfer and non-agricultural livelihood model have a positive impact on farmers' financing demand. Further analysis shows that business operation has a positive impact on farmers' borrowing demand and borrowing scale, and the borrowing channel is more inclined to formal financial institutions; While migrant workers have no significant correlation with farmers' financing demand. Therefore, this paper proposes to build a multi-level and diversified rural financial organization system, innovate rural financial services, provide financial support for farmers' livelihood transformation and sustainable development, guide the development of rural industry, promote the sustainable livelihood of rural land transfer households, and promote the development of rural industry integration.

**Keywords:** Farmland Outflow; Livelihood Mode; Financing Demand; Financing Channel