

农地经营权抵押贷款对农户收入的影响及模式差异：实证与解释*

张珩^{1,2} 罗剑朝³ 王磊玲⁴

摘要：本文基于农地经营权抵押贷款试点地区的农户调查数据，利用固定效应模型，探讨了农地经营权抵押贷款对农户收入增长的影响效果。研究发现，总体上讲，在控制了农户户主个人特征和家庭特征等变量后，农地经营权抵押贷款能使农户农业收入平均提高 7.99%，且该正向影响具有持续效应；进一步从农户的农业生产要素投入和产出角度剖析农地经营权抵押贷款影响农户收入增长的内在根源，发现农地经营权抵押贷款对资本要素投入有显著的正向影响，但对劳动力要素投入无显著影响；农地经营权抵押贷款会显著提高资本要素投入和劳动力要素投入的产出弹性，但不会提高土地要素投入的产出弹性。此外，政府主导型农地经营权抵押贷款和市场主导型农地经营权抵押贷款对农户收入、农业生产要素投入和要素投入产出的影响效果存在显著差异。相较于政府主导型农地经营权抵押贷款，市场主导型农地经营权抵押贷款的影响更为显著。

关键词：农地经营权抵押贷款 固定效应模型 农户收入

中图分类号：F321.1 F832.4 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国农户人均纯收入以年均 18.60% 的速率增长，中国农村发展创造了举世瞩目的经济奇迹^①。毫无疑问，农户作为最基本的农村经济主体，对这一奇迹做出了巨大贡献。与此同时，随着农业现代化和规模化经营快速发展，农户在生产经营中的资金需求也越发强烈。但是，由于缺乏有效的抵押品，农户普遍遭受信贷约束（Stiglitz and Weiss, 1981；Knight and Yueh, 2008）。为了有效激活农村产权的资本功能，2008 年 10 月，中国人民银行、中国银行业监督管理委员会联合发布了《关于加快农村金融产品和服务方式创新的意见》，由此，以农地经营权抵押贷款（以下简称“农地抵押贷款”）为代表的农村产权抵押贷款产品开始试点并逐步在全国推广，为缓解农户贷款难问题带来了新的曙光。2013 年 11 月，中共十八届三中全会审议通过了《关于全面深化改革若干重大问题的决定》，明确赋予了农户对承包地占有、使用、收益、流转及承包经营权抵押、担保的权

^①资料来源：根据《中国统计年鉴 2017》中 1978~2015 年农村居民人均纯收入绝对数计算所得。

能。2013 年之后的中央“一号文件”、政府工作报告等也多次肯定了农村产权的可抵押性，并扩大了农地抵押贷款试点范围，为进一步深化农村金融改革提供了重要的政策依据。

与此同时，在政策的推动下，全国各试点地区结合自身地域特点积极开展农地抵押贷款，试点成效明显。截至 2017 年 9 月末，全国 232 个试点地区农地抵押贷款余额总计 295 亿元，累计发放额达 448 亿元^①。农地抵押贷款不仅持续带动了地方农业产业发展和农户收入增长，也逐步推动了农村金融服务支持乡村振兴战略的发展。在各试点地区的实践中，农地抵押贷款分为两种模式，一是政府主导型农地抵押贷款（如陕西高陵、宁夏平罗），即以国家和地方政府出台的相关文件为指导，地方政府发挥直接担保或间接担保功能，与当地金融部门密切配合，自上而下共同引导、推动并监督农地抵押贷款业务的开展；二是市场主导型农地抵押贷款（如宁夏同心），即农户自发成立土地经营权流转合作社，农户以承包农地的经营权入股并成为合作社社员，可借助社员之间的多户联保或合作社担保向金融机构申请贷款。由于这两种模式的客户群体、运作流程和市场条件均有不同，农地抵押贷款至今尚未形成“可复制、易推广、广覆盖”的通用模式。本文拟以陕西高陵、宁夏平罗和宁夏同心三个试点地区的农户为样本，分析农地抵押贷款对农户收入的影响机理，以便为进一步优化农地抵押贷款产品设计和试点地区的政策效果评估提供案例依据。

二、文献回顾与研究假说

（一）文献回顾

自中国农地抵押贷款试点开展以来，众多学者对此予以关注并发表了大量研究成果。在以往的文献中，少数研究围绕农地抵押贷款的必要性和可行性（例如肖诗顺、高锋，2010）、制度性困境（例如万广军、杨遂全，2011）、运作模式与构建思路（例如罗剑朝等，2015）以及保障机制（例如杨青贵，2017）等问题进行了探讨，而更多的文献对农地抵押贷款试点效果展开了分析。基于涉农金融机构的视角，林乐芬、王军（2011）研究发现，受制于农地经营权市场价值评估体系的不完善和相关法律法规的缺失，地方金融机构开展农地抵押贷款的积极性不高。兰庆高等（2013）研究发现，农户自身特征、农地抵押贷款试点地区的经济基础特征和政策制度特征均是影响金融机构开展农地抵押贷款意愿的主要因素。基于农户的视角，惠献波（2013）采用二元 Logistic 模型分析了农户对政府主导型农地抵押贷款的潜在需求及其影响因素，发现家庭收入水平、户主性别和年龄显著影响农户对农地抵押贷款的需求。黄惠春（2014）采用双变量 Probit 模型分析了农户对政府主导型农地抵押贷款的可得性及其影响因素，发现耕地面积、工资性收入水平和对农地价值的认知等因素显著影响农户对农地抵押贷款的需求。李韬、罗剑朝（2015）采用 Poisson Hurdle 模型分析了农户对市场主导型农地抵押贷款的行为响应，发现小农户对农地抵押贷款的响应比大农户更为积极。上述文献更多地侧重于分析某个试点地区农户对某种模式农地抵押贷款的潜在需求、可得性与行为响应，而未比较不同模式农地抵押贷款的试点效果，也未探析农地抵押贷款本身对农户收入的影响。少数

^①资料来源：<http://www.xinhuanet.com/>。

学者研究了农地抵押贷款对农户收入的影响。如于丽红等（2016）采用五级量表方法对辽宁省昌图县 486 户农户样本的研究发现，农地抵押贷款能显著促进农户增收。牛晓冬等（2017）利用平均处理效应模型对陕西和宁夏 2959 户农户样本的研究发现，获得农地抵押贷款会使农户的家庭年人均收入和农业收入均得到显著提高。由于数据的限制，上述研究未能深入探讨农地抵押贷款影响农户收入的持续效应，也未能从农户生产要素投入和生产要素投入产出的角度对其有效性进行评价。

本文主要有两个：一是在研究内容上，本文将农地抵押贷款影响农户收入的持续效应纳入到农地抵押贷款试点效果评估体系中，并从生产要素投入和产出的视角做进一步解释。二是在研究方法上，本文采用年度和个体双向固定效应模型，探讨了农地抵押贷款对农户收入的平均效应和持续效应，并比较了不同模式农地抵押贷款对农户收入的影响效果。

（二）研究假说

已有研究认为，民间借贷由于具有监督和控制机制灵活、无需担保等特点更受农户青睐（Petrick, 2004）。但是，民间借贷资金多被用于消费领域（史清华、陈凯，2002），农户在农业生产投资方面的资金需求往往需要依靠正规借贷资金来满足。从金融功能观来看，正规借贷可以提升农户的农业生产投资能力，促进其增加农业要素投入，从而提高农业产出和促进收入增长（Adetiloye, 2012）。作为来自正规金融机构的贷款产品，农地抵押贷款能有效激活农户的土地资本，促进农户加大资本和劳动力要素投入，改善其信贷可得性，从而促使资源合理配置，实现农业产出的提高和农户财富水平的提升（Besley and Ghatak, 2009）。一般来讲，正规金融机构会要求农户按照贷款合约将农地抵押贷款资金“取之于农，用之于农”。基于以上分析，本文提出假说 1：

H1a：农地抵押贷款能促进农户收入增长。

H1b：农地抵押贷款能促进农户增加农业生产要素投入，从而提高农业产出。

理性小农理论认为，在资金匮乏的情况下，农户会以帕累托最优为原则进行资源配置，其行为动机在于收益最大化。因此，假定农户的初始生产投入为 I_0 ，初始财富水平为 W_0 。当得到贷款 L 后，农户会投入资金 I_1 用于农业生产投资。当农业生产要素得以重新配置后，农户的财富水平会提高到 W_1 ($W_1 > W_0$)。次年，农户在财富水平为 W_1 的情况下，会将上一年积累的部分资金 I_2 用于农业生产投资，当农业生产要素再次被重新配置后，农户的财富水平将从 W_1 提高到 W_2 。如此循环往复，当生产投资活动的边际收益等于 0 时，农户才会停止农业生产投入。可见，贷款对农户财富水平的影响在一定时期内具有持续效应。郭忠兴等（2014）研究发现，受农地交易市场不完善、交易成本高以及抵押物处置面临法律风险等因素的制约，与其他类型贷款相比，农户申请农地抵押贷款后可获得的贷款额度相对较小。此外，由于农地抵押贷款还处于试点、探索阶段，获得农地抵押贷款的农户大部分是原先能够获得担保贷款的农户，这可能会导致农地抵押贷款不能充分发挥促进农户收入增长的作用。基于以上分析，本文提出假说 2：

H2：农地抵押贷款能持续促进农户增收，但它对农户增收的促进作用可能较小。

已有研究表明，由于不同地区农村经济发展水平和农业主导产业存在差异，不同模式农地抵押

贷款业务在贷款流程、合约设计（如对贷款对象、贷款额度的规定等）、抵押物价值评估（如评估方式、评估机构资质）、抵押物处置（如违约偿还机制、风险分担机制）等方面也存在明显差异（伍振军等，2011）。此外，因不同试点地区市场条件和金融生态环境不同，不同模式农地抵押贷款业务对土地流转市场发育程度、政府角色及财政支持力度、金融机构服务能力与客户群体信用水平等方面的要求也存在明显差异（房启明等，2015）。黄惠春等（2014）的研究表明，在农业主导产业鲜明和土地流转市场较为完善的地区开展农地抵押贷款业务，效果可能更好。也有学者研究发现，相较于政府主导型农地抵押贷款，市场主导型农地抵押贷款的客户群体信用较好，农户对农地抵押贷款的行为响应更积极，满意度更高（曹璨、罗剑朝，2015）。基于以上分析，本文提出假说3：

H3a：不同模式农地抵押贷款对农户收入的影响存在明显差异。

H3b：相较于政府主导型农地抵押贷款，市场主导型农地抵押贷款对农户收入的正向影响更大。

三、数据来源与变量说明

（一）数据来源与样本描述

1.数据来源。本文研究所使用的数据来源于2016年12月和2017年8月对陕西省高陵区、宁夏回族自治区平罗县和同心县农户的调查。为保证样本的代表性，调查采取分层抽样和随机抽样相结合的方式。由于高陵区仅有2个乡镇开展了农地抵押贷款，而平罗县和同心县几乎所有乡镇都开展了农地抵押贷款，因此，在高陵区选取了2个乡镇，在平罗县选取了12个乡镇，在同心县选取了5个乡镇；在每个乡镇随机选取以种植业和养殖业为主要产业的村；根据各村常住人口规模，在每个村按照不少于30%的比例随机抽取10~60户户主为非党员身份的农户^①。两次调查一次性回收了1772份农户问卷，问卷内容包括农户2014~2016年的家庭基本情况、收入与支出水平、贷款经历等。经过筛选，本文最终获得了一组包括1420户农户、共4260组观察值的平衡面板数据。

为深入探讨农地抵押贷款对农户收入的影响，本文需确认农户在不同年份的贷款行为。由于农户在一定时期内获得农地抵押贷款既有可能是连续的，也有可能是不连续的，因此，本文根据原始数据推断，若农户在某一年获得了农地抵押贷款，则认为该农户在这一年有参与农地抵押贷款的行为。为保证相关数据统计口径的一致性及其在各年间的可比性，本文对价格、收入、支出等数据均依2014年居民消费价格总指数进行了转换。由于大部分样本农户主要从事大棚蔬菜和水稻种植业，以及牛羊养殖业，其农业收入占家庭总收入的比重相对较高。因此，选择农地抵押贷款试点地区的农户作为研究对象，且样本的时间跨度为2014~2016年，不仅有利于全面分析农地抵押贷款对农户收入的影响，也基本可以反映不同模式农地抵押贷款的试点效果。

2.样本描述。以2016年为例，样本的基本特征描述如表1所示。户主为男性的农户占样本总数

^①在高陵区鹿苑和通远2个乡镇选取了6个以大棚蔬菜种植业为主的村庄，共获取了500个农户样本；在平罗县除城关镇以外的12个乡镇选取了所有以水稻种植业为主的村庄，共获取了708个农户样本；在宁夏同心县王团、石狮、河西、丁塘、兴隆5个乡镇选取16个以牛羊养殖业为主的村庄，共获取了564个农户样本。

的 75.77%；户主年龄在 40~49 岁的农户占样本总数的 34.01%；户主文化程度为初中的农户占样本总数的 51.76%；家庭总收入为 5 万~15 万元的农户占样本总数的 38.73%；家庭劳动力数占家庭人口数的比重为 50%及以下的农户占样本总数的 84.08%；二兼农户占样本总数的 51.13%。获得过农地抵押贷款的农户占样本总数的 54.15%，在获得过农地抵押贷款的样本农户中，31.34%的农户获得过 2 笔及以上的农地抵押贷款。农地抵押贷款的期限大多为 1 年，平均贷款额度为 3.91 万元。

表 1 样本农户及家庭基本特征

指标及分类		样本数(个)	比例(%)	指标及分类		样本数(个)	比例(%)
户主文化程度	小学及以下	187	13.17	户主性别	男	1076	75.77
	初中	735	51.76		女	344	24.23
	高中	319	22.46	2016 年家庭总收入	5 万元及以下	418	29.44
	大专及以上	179	12.61		5 万~15 万元	550	38.73
			15 万元以上		452	31.83	
户主年龄	30 岁及以下	149	10.49	家庭劳动力数占家庭人口数的比重	25%及以下	574	40.42
	31~39 岁	327	23.03		25%~50% (含)	620	43.66
	40~49 岁	483	34.01		50%~75% (含)	148	11.42
	50~59 岁	290	20.42		75%~100%(含)	78	5.50
	60 岁及以上	171	12.04				
家庭经营类型	纯农业户	269	18.94	农地抵押贷款	获得过	769	54.15
	一兼农户	385	27.11		未获得过	651	45.85
	二兼农户	726	51.13	农地抵押贷款期限	1 年及以内	730	94.93
	非农业户	40	2.82		1 年以上	39	5.07

注：在家庭经营类型变量中，纯农业户是指家庭总收入中农业收入占比超过 80%的农户；一兼农户是指家庭总收入中农业收入占比为 50%~80%的农户；二兼农户是指家庭总收入中农业收入占比为 20%~50%的农户；非农业户是指家庭总收入中农业收入占比少于 20%的农户。

(二) 变量选取

1.被解释变量。在农户的经济生活中，家庭总收入、农业收入与非农收入均可用于衡量农户收入水平。但是，由于农地抵押贷款“取之于农，用之于农”的特性，将农户的农业收入作为被解释变量能更加有效地衡量农地抵押贷款对农户收入的影响。同时，本文也将农户家庭总收入和非农收入作为被解释变量，以便比较农地抵押贷款对家庭总收入、农业收入和非农收入的影响效果。

2.核心解释变量。本文模型中的核心解释变量为农地抵押贷款，用 2014~2016 年农户获得农地抵押贷款的情况来表示。若农户在当年获得过农地抵押贷款，则该变量取值为 1，否则取值为 0。

3.控制变量。本文选取了户主性别、户主年龄作为反映农户户主特征的控制变量，选取了家庭土地经营规模、家庭人均固定资产价值、家庭经营类型、与农户所在村庄村（委会）主任来往是否密切、与政府人员来往是否密切以及与银行员工来往是否密切作为反映农户家庭特征的控制变量。

表 2 为各变量的含义与描述性统计结果。

表 2 变量的含义与描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差
家庭总收入	当年家庭总收入（万元），在模型中采用对数值	11.58	29.77
农业收入	当年家庭农业收入（万元），在模型中采用对数值	6.04	26.67
非农收入	当年家庭非农收入（万元），在模型中采用对数值	5.61	14.41
农地抵押贷款	获得过=1，未获得过=0	0.22	0.42
户主性别	女=1；男=0	0.24	0.43
户主年龄	30岁及以下=1；31~39岁=2；40~49岁=3；50~59岁=4；60岁及以上=5	3.00	1.16
家庭土地经营规模	当年家庭人均土地经营面积（亩）	7.26	19.03
家庭人均固定资产价值	当年家庭人均房屋和耐用品的原值（万元），在模型中采用对数值	2.10	7.41
家庭经营类型	纯农业户=1，一兼农户=2，二兼农户=3，非农业户=4	2.39	0.89
与村（委会）主任来往是否密切	是=1，否=0	0.13	0.34
与政府人员来往是否密切	是=1，否=0	0.10	0.29
与银行员工来往是否密切	是=1，否=0	0.06	0.24
资本要素投入	当年家庭人均农业生产支出（万元）	5.01	1.42
劳动力要素投入	当年家庭劳动力数量（人）	2.67	1.36
土地要素投入	当年家庭人均土地经营规模（亩）	2.57	5.99

四、计量模型和实证结论

（一）模型设定与说明

1.基本模型的设定。分析面板数据通常可以采用混合效应模型、固定效应模型或随机效应模型。出于数据特点和所研究问题的考虑，并参照徐翠萍等（2009）的研究思路，本文构建了年度和个体双向固定效应回归模型，以讨论农地抵押贷款对农户收入的影响，模型的具体形式如下：

$$\ln Income_{it} = \alpha_0 + \beta X_{it} + \delta Loan_{it} + Y_t + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

（1）式中， $Income_{it}$ 代表第 i 个农户第 t 年的收入； α_0 是农户 i 的个体固定效应； X_{it} 是反映农户户主特征、家庭特征的一组控制变量， β 为 X_{it} 变量的系数； $Loan_{it}$ 是反映第 i 个农户第 t 年得到农地抵押贷款情况的虚拟变量；系数 δ 代表农地抵押贷款对农户收入的平均影响； Y_t 表示年份 t 的固定效应； ε_{1it} 表示随机误差项。

为深入探讨一定时期内农地抵押贷款对农户收入的持续效应，即 2014~2016 年农地抵押贷款对农户当年及后续若干年收入的影响，本文将（1）式中的 $Loan_{it}$ 变量拆分成一组年份虚拟变量： $Loan_{2014_{it}}$ 、 $Loan_{2015_{it}}$ 和 $Loan_{2016_{it}}$ ，分别表示农户在 2014 年、2015 年和 2016 年得到农地抵押贷款的情况，加入 $Loan_{2014_{it}}$ 、 $Loan_{2015_{it}}$ 和 $Loan_{2016_{it}}$ 变量后，模型形式为：

$$\ln Income_{it} = \alpha_0 + \beta X_{it} + \delta_1 Loan_{2014_{it}} + \delta_2 Loan_{2015_{it}} + \delta_3 Loan_{2016_{it}} + Y_t + \varepsilon_{1it} \quad (2)$$

(2) 式中, δ_m ($m=1, 2, 3$) 表示农地抵押贷款对农户第 m 年收入的固定效应。

2.对模型的进一步说明。首先,本文采用了方差膨胀因子(VIF)检验了解释变量之间的多重共线性。从检验结果来看,VIF值为1.02~1.23,远小于10,说明解释变量之间不存在明显的多重共线性问题。其次,在分析过程中,本文采用稳健标准误对模型进行估计,以消除由于样本个体差异可能存在相似性而产生的异方差的影响。此外,本文还对混合效应模型和固定效应模型进行了F值检验,对随机效应模型和固定效应模型进行了Hausman检验,检验结果最终支持采用固定效应模型。

(二) 模型结果及分析

本文采用Stata12.0统计软件中的固定效应模型分析模块估计模型,结果如表3所示。

1.农地抵押贷款对农户收入的平均效应。平均效应估计结果显示,农地抵押贷款对家庭总收入和农业收入分别在5%的水平上有显著的正向影响,对非农收入没有显著影响。假说H1a得到了验证。农地抵押贷款使家庭总收入平均提高3.90%,使农业收入平均提高7.99%。这表明农地抵押贷款促进农户收入增加的效应是可观的。可能的原因是,农地抵押贷款能在一定程度上解决农户生产经营中的资金短缺问题,促使农业收入较高的农户增加农业生产要素投入,减少外出务工时间,从而促进其农业收入增加。这也可能是农地抵押贷款对非农收入的平均效应不显著的原因。

2.农地抵押贷款对农户收入的持续效应。持续效应的估计结果显示,农地抵押贷款在2014年、2015年和2016年均表现出对家庭总收入、农业收入和非农收入的显著正向影响。2014年农地抵押贷款使家庭总收入、农业收入和非农收入分别增加了3.24%、4.36%和22.75%,2015年农地抵押贷款使家庭总收入、农业收入和非农收入分别增加了4.30%、11.74%和13.52%,2016年农地抵押贷款使家庭总收入、农业收入和非农收入分别增加了5.77%、8.20%和28.96%。这表明,农地抵押贷款对农户收入的正向影响在短期内具有持续效应,且与其对农业收入的影响相比,其对农户非农收入的促进作用更明显。可能的原因是,农户在获得农地抵押贷款之后将资金用于非农生产项目投资,由于非农生产项目的收益往往高于农业生产的收益,因此,农地抵押贷款对非农收入的正向影响表现出显著的持续效应。这基本验证了假说H2。

表3 农地抵押贷款对农户收入影响的估计结果

变量	平均效应			持续效应		
	家庭总收入	农业收入	非农收入	家庭总收入	农业收入	非农收入
<i>Loan</i>	0.0390** (0.0180)	0.0799** (0.0330)	0.0668 (0.1685)	—	—	—
<i>Loan_2014</i>	—	—	—	0.0324*** (0.0029)	0.0436** (0.0194)	0.2275*** (0.0500)
<i>Loan_2015</i>	—	—	—	0.0430** (0.0213)	0.1174* (0.0973)	0.1352*** (0.0134)
<i>Loan_2016</i>	—	—	—	0.0577*** (0.0024)	0.0820*** (0.0049)	0.2896*** (0.0016)
<i>Y_2015</i>	0.0464***	0.0206***	0.0855***	0.0470***	0.0350*	0.0097

农地经营权抵押贷款对农户收入的影响及模式差异：实证与解释

	(0.0007)	(0.0016)	(0.0077)	(0.0084)	(0.0188)	(0.0095)
Y_2016	0.0444***	0.0156***	0.0640***	0.0232***	0.0252***	-0.0605***
	(0.0011)	(0.0019)	(0.0098)	(0.0015)	(0.0061)	(0.0114)
常数项	9.3892***	10.9682***	1.2687***	9.4004***	10.9578**	1.3597***
	(0.0248)	(0.0789)	(0.0948)	(0.0294)	(0.0798)	(0.1374)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
F值	23.89***	2.82**	6.46***	17.51***	2.87***	4.68***
Hausman 检验的p值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
观察样本数	4260	4260	4260	4260	4260	4260
农户数	1420	1420	1420	1420	1420	1420

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内的数字为稳健标准误。

3.不同模式农地抵押贷款对农户农业收入的影响。考虑到不同模式农地抵押贷款对收入的影响效果可能存在较大差异，本文参照房启明等（2015）的研究，结合不同模式农地抵押贷款在不同调查区域的运行情况，将全部样本分为政府主导型农地抵押贷款子样本和市场主导型农地抵押贷款子样本分别进行回归。从表 4 中报告的平均效应估计结果来看，市场主导型农地抵押贷款对农户农业收入在 1%的水平上有显著的正向影响，使农户农业收入平均提高 8.13%。从持续效应的估计结果来看，两种模式的农地抵押贷款对农户农业收入有持续的正向影响，即农地抵押贷款在 2014 年、2015 年和 2016 年均对农业收入表现出显著的正向影响。进一步对比发现，政府主导型农地抵押贷款在 2015 年对农业收入影响最大，使农户农业收入提高了 17.06%；市场主导型农地抵押贷款在 2016 年对农业收入影响最大，使农户农业收入提高了 29.00%，且在 2014 年和 2016 年对农户收入增长的持续效应均较大。可能的原因是，对于政府主导型农地抵押贷款而言，由于土地经营权或收益权作为抵押品尚不被法律认可，金融机构开展农地抵押贷款业务的意愿并不强烈；而市场主导型农地抵押贷款实质上是一种“抵押+保证+信用”贷款，多重保障大大消除了金融机构的顾虑（汪险生、郭忠兴，2014），因此，金融机构开展农地抵押贷款业务的积极性较高。同时，政府主导型农地抵押贷款的大部分贷款户是由原先的担保贷款户转变而来的，而市场主导型农地抵押贷款的贷款户大多是以前无法从正规金融机构获得贷款的农户，因而客户群体对市场主导型农地抵押贷款的接受度明显较高，对农地抵押贷款的行为响应较好。此外，政府主导型农地抵押贷款的贷款户所能得到的最大贷款额度不能超过金融机构认定的用于抵押的农地经营权评估价值的 70%，而市场主导型农地抵押贷款的贷款户所能得到的最大贷款额度不能超过用于反担保的农地经营权评估价值的 80%，即在同等条件下，市场主导型农地抵押贷款的贷款户可获得的贷款额度会高于政府主导型农地抵押贷款的贷款户，因而市场主导型农地抵押贷款对农户收入的拉动效应也更明显。假说 H3a 和 H3b 得到了验证。

表 4 不同模式农地抵押贷款对农户农业收入影响的估计结果

变量	政府主导型		市场主导型	
	平均效应	持续效应	平均效应	持续效应

	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>Loan</i>	0.0752	0.1282	—	—	0.0813***	0.0160	—	—
<i>Loan</i> _2014	—	—	0.0984***	0.0167	—	—	0.1209***	0.0018
<i>Loan</i> _2015	—	—	0.1706*	0.0972	—	—	0.0224***	0.0045
<i>Loan</i> _2016	—	—	0.0156***	0.0053	—	—	0.2900***	0.0079
<i>Y</i> _2015	0.0170***	0.0008	0.0280	0.0175	0.0309***	0.0042	0.0638***	0.0016
<i>Y</i> _2016	0.0433***	0.0010	0.0181***	0.0065	0.0499***	0.0077	0.0512***	0.0022
常数项	8.1467***	0.0296	8.1656***	0.0280	6.8635***	0.2742	6.8137***	0.2968
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
F值	16.61***		12.84***		11.24***		7.58***	
Hausman检验的p值	0.00		0.00		0.06		0.06	
观察样本数	3003		3003		1257		1257	
农户数	1001		1001		419		419	

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；标准误为稳健类型的标准误。限于篇幅，本文未列出家庭总收入和非农收入的估计结果，也未列出控制变量的估计结果。

4. 稳健性检验。本文从三个方面进行了稳健性检验^①：①考虑到样本农户的家庭总收入变量可能因农户间收入差距过大而存在异常值，本文剔除掉了农户家庭总收入低于10%和高于90%的分位数值值的样本，然后对新样本再次进行回归。结果表明，所有变量的系数符号和显著性水平与全样本回归结果基本保持一致，即异常值样本并未对回归结果产生明显影响。②考虑到样本中有部分农户在考察期内并未向金融机构申请农地抵押贷款，本文在稳健性检验中剔除了这部分样本，将获得过农地抵押贷款的农户作为新样本再次进行回归。结果表明，虽然核心解释变量的显著性水平改变了，但仍然显著，并且系数符号均与全样本回归结果保持一致。③考虑到农地抵押贷款与农户收入之间可能存在反向因果关系，即前一年度的收入状况可能会影响本年度获得农地抵押贷款的情况，本文在稳健性检验中加入了被解释变量的一阶滞后项，并采用动态面板模型中的系统GMM方法再次进行回归。结果表明，虽然核心解释变量和一些控制变量的显著性水平改变了，但仍然显著，并且被解释变量的一阶滞后项在10%的水平上有显著的正向影响，说明上文的估计结果是稳健的。

五、对农地抵押贷款效果的进一步分析

由前文的分析可知，农地抵押贷款对农户农业收入的正向影响是显著的。那么，农地抵押贷款为什么会具有这样的影响呢？理论上讲，促进农户农业收入增长的路径是提高农产品的产量或价格，降低生产成本，以及提高农业生产效率，但是，由于农地抵押贷款的作用主要在于解决农户在农业生产经营中遇到的资金不足问题，它对农产品价格、农业生产成本和生产效率没有直接影响，所以，需从农产品产量的角度，分析农地抵押贷款对农户农业生产要素投入及生产要素投入产出的影响。

^①限于篇幅，本文没有列出稳健性检验的结果。读者如有兴趣，可向本文作者索要。

（一）农地抵押贷款对农户农业生产要素投入的影响

1.模型设定。本文进一步考察农地抵押贷款对农户农业生产要素投入的影响。一般来讲，农户投入的农业生产要素包括资本、劳动力和土地。开展农地抵押贷款，在一定程度上就是为了满足规模经营主体的资金需求，而在短期内，土地要素的供给具有刚性，因此，本文仅分析资本和劳动力两个要素，并构建如下两个模型：

$$\ln K_{it} = \alpha'_0 + \beta' X_{it} + \theta Loan_{it} + Y_t + \varepsilon'_{2it} \quad (3)$$

$$Labor_{it} = \alpha''_0 + \beta'' X_{it} + \varphi Loan_{it} + Y_t + \varepsilon''_{3it} \quad (4)$$

(3)式中， K_{it} 为农户*i*第*t*年的家庭人均农业生产支出，用以反映其农业生产中资本要素投入； α'_0 是农户*i*的个体固定效应； X_{it} 是反映农户户主特征、家庭特征的一组控制变量， β' 为 X_{it} 变量的系数； $Loan_{it}$ 是反映第*i*个农户第*t*年得到农地抵押贷款情况的虚拟变量；系数 θ 代表农地抵押贷款对资本要素投入的平均效应； ε'_{2it} 代表随机误差项。(4)式中， $Labor_{it}$ 是农户*i*第*t*年投入于农业的劳动力数量，用以反映其农业生产中劳动力要素投入；系数 φ 代表农地抵押贷款对劳动力要素投入的平均效应。其他符号的含义与(3)式相同。

2.结果分析。表5中报告的回归结果显示，农地抵押贷款对农业生产中资本要素投入在1%的水平上有显著的正向影响，而对劳动力要素投入没有显著影响。从年份固定效应的结果来看，无论是对于全部样本还是按照农地抵押贷款模式划分的子样本，农业生产中资本要素投入在2015年和2016年均呈现显著的正向影响，而劳动力要素投入却表现出不一致的结果。其中，劳动力要素投入在2015年表现出显著的正向影响，而在2016年表现出显著的负向影响。这一点比较符合中国农村的实际情况，假说H1b也基本得到了验证。一方面，农地抵押贷款的设计初衷就是解决农户在农业生产经营中面临的融资难问题，促进他们增加农业生产中资本要素投入；另一方面，随着大量农村劳动力向城市转移，农村劳动力流失也导致农户减少农业生产中劳动力要素投入。

由表5可知，仅市场主导型农地抵押贷款对农业生产中资本要素投入在1%的水平上有显著的正向影响。可能的原因是^①：第一，两类农地抵押贷款试点地区经济发展水平不同。市场主导型农地抵押贷款主要在国家级贫困县开展，虽然政府主导型农地抵押贷款试点地区（如陕西高陵和宁夏平罗）也属于经济欠发达地区，但相较而言，市场主导型农地抵押贷款试点地区（如宁夏同心）农业人口比例更高，农户人均可支配收入更低。因此，市场主导型农地抵押贷款对农业生产中资本要素投入的促进作用可能更明显。第二，两类农地抵押贷款试点地区农业主导产业不同。政府主导型

^①截至2016年12月末，陕西高陵区农业人口比例为35.80%，农户人均可支配收入为16431.00元，人均耕地面积为1.60亩；宁夏平罗县农业人口比例为52.12%，农户人均可支配收入为12195.66元，人均耕地面积为3.15亩；宁夏同心县农业人口比例为61.69%，农户人均可支配收入为7388.38元，人均耕地面积为6.37亩。资料来源：<http://www.shaanxitj.gov.cn/>和<http://www.nxtj.gov.cn/>。

农地抵押贷款试点地区多以大棚蔬菜、水稻等农作物种植业为主导产业，而市场主导型农地抵押贷款试点地区多以牛羊养殖业为主导产业。由于从事养殖业的农户购买牲畜所需的资金量更大，所以，市场主导型农地抵押贷款对农户农业生产中资本要素投入的影响也更显著。第三，两类农地抵押贷款试点地区耕地资源富集程度不同。由于市场主导型农地抵押贷款试点地区人均耕地面积明显多于政府主导型农地抵押贷款试点地区，市场主导型农地抵押贷款试点地区农户可以用于抵押的土地经营面积更大，可获得的抵押贷款更多，可投入的资本要素也更多。因此，在同等条件下，市场主导型农地抵押贷款对农业生产中资本要素投入的影响更大。假说 H3a 和 H3b 基本得到了验证。

表 5 农地抵押贷款对农户农业生产要素投入影响的估计结果

变量	农业生产中资本要素投入			农业生产中劳动力要素投入		
	全部样本	政府主导型	市场主导型	全部样本	政府主导型	市场主导型
<i>Loan</i>	0.0471*** (0.0147)	-0.0230 (0.0306)	0.1950*** (0.0057)	0.0033 (0.0051)	-0.0002 (0.0107)	0.0097 (0.0101)
<i>Y_2015</i>	0.1583*** (0.0001)	0.1845*** (0.0003)	0.0957*** (0.0002)	0.0101*** (0.0004)	0.0102*** (0.0013)	0.0057*** (0.0005)
<i>Y_2016</i>	0.1569*** (0.0005)	0.1823*** (0.0009)	0.0967*** (0.0006)	-0.0168*** (0.0009)	-0.0033* (0.0019)	-0.0481*** (0.0003)
常数项	2.1035*** (0.0608)	2.1460*** (0.0708)	4.6667*** (1.1720)	3.8587*** (0.8646)	7.8167*** (0.8126)	7.8167*** (0.8126)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
F值	41.35***	33.08***	16.76***	32.75***	21.38***	6.58***
Hausman检验的p值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内的数字为稳健标准误。

(二) 农地抵押贷款对农户农业生产要素投入产出的影响

1.模型设定。理论上讲，农户农业生产要素投入与其产出之间的关系可以采用 Cobb-Douglas 生产函数来表示，因此，为了剖析农地抵押贷款对农业生产要素投入产出的影响，本文设定如下模型：

$$\begin{aligned} \ln Income_{it} = & \alpha_i + \delta' Loan_{it} + \gamma_1 \ln K_{it} + \gamma_2 \ln Labor_{it} + \gamma_3 \ln Land_{it} \\ & + \gamma_4 Loan_{it} \times \ln K_{it} + \gamma_5 Loan_{it} \times \ln Labor_{it} \\ & + \gamma_6 Loan_{it} \times \ln Land_{it} + Y_t + \varepsilon_{4it}'' \end{aligned} \quad (5)$$

(5) 式中， $Income_{it}$ 代表农户 i 第 t 年的农业收入，用以反映农业生产中资本、劳动力或土地等要素投入的产出； K_{it} 为农户 i 第 t 年家庭人均农业生产支出，用以反映农业生产中资本要素投入； $Labor_{it}$ 为农户 i 第 t 年家庭劳动力数量，用以反映农业生产中劳动力要素投入； $Land_{it}$ 为农户 i 第 t 年家庭人均土地经营面积，用以反映农业生产中土地要素投入。 $Loan_{it} \times \ln K_{it}$ 、 $Loan_{it} \times \ln Labor_{it}$ 和 $Loan_{it} \times \ln Land_{it}$ 分别代表农户 i 第 t 年农地抵押贷款与农业生产中资本要素投入、劳动力要素投入和土地要素投入的交互项。设置交互项的目的在于检验农地抵押贷款对农户农业收入的直接影响与对生产要素投入产出的间接影响之间可能存在的交叉效应。若交互项系数显著，且异于零，则认

为农地抵押贷款明显改变了各农业生产要素投入的产出弹性。

2.结果分析。从表6中报告的回归结果可以看到，在基于全部样本的回归结果中，农业生产中资本要素投入、劳动力要素投入和土地要素投入均对农业收入在1%的水平上有显著的正向影响。而交互项中，仅农地抵押贷款与农业生产中资本要素投入的交互项、农地抵押贷款与农业生产中劳动力要素投入的交互项有显著的正向影响。这表明，农户获得农地抵押贷款之后，仅农业生产中资本要素投入和劳动力要素投入的产出弹性呈现出显著变化，而土地要素投入的产出弹性并没有发生显著变化，即在既定条件下，获得农地抵押贷款会促使农户农业生产中单位资本要素投入和单位劳动力要素投入的产出增加，进而促使农业收入增加。这一结果基本验证了假说H1a。

农业生产中资本要素投入、劳动力要素投入和土地要素投入对农业收入均有显著的正向影响，但是，三个交互项的显著性有明显差异。仅农地抵押贷款与资本要素投入的交互项、农地抵押贷款与劳动力要素投入的交互项在基于市场主导型农地抵押贷款的子样本回归中对农业收入有显著的正向影响。同时，三个交互项在基于政府主导型农地抵押贷款的子样本回归中均不显著，说明获得农地抵押贷款并未导致三种农业生产要素投入的产出发生明显变化。可能的原因是：政府主导型农地抵押贷款的贷款额度不能完全满足农户在农业生产经营中的资金需求^①。笔者在调查中也发现，相当一部分农户认为政府主导型农地抵押贷款的利率偏高，对其满意度评价较低。这说明，需要从产品设计和保障条件等方面对农地抵押贷款机制进行合理调整和完善，只有充分满足农户的真实信贷需求，才能全面释放农地抵押贷款对农户农业生产要素投入的实际效应。

表6 农地抵押贷款对农户农业生产要素投入产出影响的估计结果

变量	全部样本		政府主导型		市场主导型	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>Loan</i>	2.7178***	0.5766	0.7366	1.2455	3.0742***	0.6780
<i>ln K</i>	1.8725***	0.5467	3.7460***	0.4906	1.5920***	0.5149
<i>ln Labor</i>	0.1893***	0.0682	0.1607***	0.0278	0.2201***	0.0745
<i>ln Land</i>	1.1754***	0.1019	1.1314***	0.1782	1.2792***	0.1027
<i>Loan × ln K</i>	1.0094***	0.1779	-0.2864	0.5033	1.1371***	0.1954
<i>Loan × ln Labor</i>	0.2659***	0.0261	-0.1176	0.1545	0.3118***	0.0926
<i>Loan × ln Land</i>	0.0747	0.1376	-0.1644	0.2500	0.1050	0.1578
常数项	9.8694***	0.4806	9.5857***	0.6113	8.9765***	2.0380
F 值	20.29***		10.86**		5.58***	
Hausman 检验的 p 值	0.00		0.00		0.00	

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；标准误为稳健类型的标准误。限于篇幅，本文未报告持续效应的估计结果。

^①以2016年调查数据为例，政府主导型农地抵押贷款的子样本中，有16.52%的农户受到了信贷约束。

六、结论与启示

本文运用农地抵押贷款试点地区的农户调查数据，通过构建固定效应模型，分析了农地抵押贷款对农户收入的影响效果，并从农业生产要素投入及生产要素投入产出的视角分析了农地抵押贷款促进农户收入增长的根源。研究发现：农地抵押贷款使农户农业收入平均提高 7.99%，且对农户收入的正向影响具有显著的持续效应；获得农地抵押贷款会显著增加农户农业生产中的资本要素投入，但不会影响其劳动力要素投入；获得农地抵押贷款会显著提高农户农业生产中资本要素投入和劳动力要素投入的产出弹性，但不会提高土地要素投入的产出弹性；相较于政府主导型农地抵押贷款，市场主导型农地抵押贷款在促进农户收入增长和激励农户增加农业生产要素投入方面效果更好。

基于以上研究可得出如下启示：首先，鉴于不同模式农地抵押贷款对农户收入和农业生产要素投入影响的差异性，各地金融机构在开展农地抵押贷款业务时，应充分考虑农户自身禀赋和当地农业经济发展特点等因素，合理调整和优化农地抵押贷款合约，以便发挥农地抵押贷款对农户收入增长和农业生产要素投入的促进作用。其次，应持续加大对农地抵押贷款的宣传力度，特别是对于政府主导型农地抵押贷款，地方政府应鼓励更多有资金需求的农户申请农地抵押贷款，扩大农户对农地抵押贷款的响应范围。再次，鉴于不同模式农地抵押贷款所对应市场条件的差异性，未来应进一步规范农地产权交易市场，制定符合农村实际情况的抵押物价值评估标准，特别是对于市场主导型农地抵押贷款，要适时引入第三方评估机构，解决农地经营权价值评估公信力的问题。最后，鉴于金融机构对开展不同模式农地抵押贷款业务的积极性不同，未来应完善贷款发放激励机制，引导农村金融机构开展农地抵押贷款业务，特别是对开展政府主导型农地抵押贷款业务积极性不高的金融机构，可通过用地方财政建立风险补偿基金等措施，降低农地抵押贷款的风险，提高其可持续性。

参考文献

- 1.曹璨、罗剑朝，2015：《农户对农地经营权抵押贷款响应及其影响因素——基于零通胀负二项模型的微观实证分析》，《中国农村经济》第12期。
- 2.房启明、罗剑朝、曹璨，2015：《农地抵押融资试验模式比较与适用条件》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第3期。
- 3.郭忠兴、汪险生、曲福田，2014：《产权管制下的农地抵押贷款机制设计研究——基于制度环境与治理结构的二层次分析》，《管理世界》第9期。
- 4.黄惠春，2014：《农村土地承包经营权抵押贷款可得性分析——基于江苏试点地区的经验证据》，《中国农村经济》第3期。
- 5.黄惠春、曹青、曲福田，2014：《农村土地承包经营权可抵押性及其约束条件分析——以湖北与江苏的试点为例》，《中国土地科学》第6期。

6. 惠献波, 2013: 《农户土地承包经营权抵押贷款潜在需求及其影响因素研究——基于河南省四个试点县的实证分析》, 《农业经济问题》第 2 期。
7. 兰庆高、惠献波、于丽红、王春平, 2013: 《农村土地经营权抵押贷款意愿及其影响因素研究——基于农村信贷员的调查分析》, 《农业经济问题》第 7 期。
8. 李韬、罗剑朝, 2015: 《农户土地承包经营权抵押贷款的行为响应——基于 Poisson Hurdle 模型的微观经验考察》, 《管理世界》第 7 期。
9. 林乐芬、王军, 2011: 《农村金融机构开展农村土地金融的意愿及影响因素分析》, 《农业经济问题》第 12 期。
10. 罗剑朝、庸晖、庞玺成, 2015: 《农地抵押融资运行模式国际比较及其启示》, 《中国农村经济》第 3 期。
11. 牛晓冬、罗剑朝、牛晓琴, 2017: 《农户分化、农地经营权抵押融资与农户福利——基于陕西与宁夏农户调查数据验证》, 《财贸研究》第 8 期。
12. 史清华、陈凯, 2002: 《欠发达地区农民借贷行为的实证分析——山西 745 户农民家庭的借贷行为的调查》, 《农业经济问题》第 10 期。
13. 万广军、杨遂全, 2011: 《农村产权抵押融资的抵押物研究——成都经验的启示》, 《经济体制改革》第 2 期。
14. 汪险生、郭忠兴, 2014: 《土地承包经营权抵押贷款：两权分离及运行机理——基于对江苏新沂市与宁夏同心县的考察》, 《经济学家》第 4 期。
15. 伍振军、张云华、孔祥智, 2011: 《交易费用、政府行为和模式比较：中国土地承包经营权流转实证研究》, 《中国软科学》第 4 期。
16. 肖诗顺、高锋, 2010: 《农村金融机构农户贷款模式研究——基于农村土地产权的视角》, 《农业经济问题》第 4 期。
17. 徐翠萍、史清华, Holly Wang, 2009: 《税费改革对农户收入增长的影响：实证与解释——以长三角 15 村跟踪观察农户为例》, 《中国农村经济》第 2 期。
18. 杨青贵, 2017: 《农村土地“三权分置”对集体所有权制度的冲击与调适》, 《求实》第 4 期。
19. 于丽红、兰庆高、武翔宇, 2016: 《农村土地经营权抵押融资农户满意度分析——基于辽宁省试点县的调查》, 《中国土地科学》第 4 期。
20. Adetiloye, K. A., 2012, “Agricultural Financing in Nigeria: An Assessment of the Agricultural Credit Guarantee Scheme Fund (ACGSF) For Food Security in Nigeria (1978-2006)”, *Journal of Economics*, 3(1): 39-48.
21. Besley, T. J., and M. Ghatak, 2009, *The de Soto Effect*, London: Centre for Economic Policy Research.
22. Knight, J., and L. Yueh, 2008, “The Role of Social Capital in the Labour Market in China”, *Economics of Transition*, 16(3): 389-414.
23. Petrick, M., 2004, “A Microeconomic Analysis of Credit Rationing in the Polish Farm Sector”, *European Review of Agricultural Economics*, 31(1): 77-101.
24. Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”, *American Economic Review*, 71(3): 393-410.

(作者单位：¹ 同济大学经济与管理学院；
² 西安石油大学经济管理学院；
³ 西北农林科技大学经济管理学院；
⁴ 郑州大学商学院)
(责任编辑：董 翀)

The Impact of Farmland Management Right Mortgage Loan on Farmers' Income Growth and Mode Differences: Evidence and Explanations

Zhang Heng Luo Jianchao Wang Leiling

Abstract: Using micro survey data from rural households in pilot areas where farmers use farmland management right as collateral for loans (or the farmland management right mortgage loan, FMRML), this article applies a fixed effects model to analyze the effect of FMRML on farmers' income growth. The overall results show that FMRML has a significant and continuous effect on rural households' income growth, with an increase in their agricultural income by 7.99%. Furthermore, the study analyzes the intrinsic reasons for farmers' income growth from the perspectives of farmers' decisions on input factors and the efficiency of agricultural production, and finds that farmers would rather increase the capital input factors instead of labor input factors after they get FMRML. FMRML would significantly increase the output elasticity of capital and labor factors, but would not increase the output elasticity of land elements. In addition, the study also finds significant differences between the government-led mode and market-oriented mode with regard to the impacts of FMRML on farmers' income growth, agricultural production factors and the efficiency of agricultural production. Compared with the government-led mode, the effects of FMRML in the market-oriented mode are more effective.

Key Words: Farmland Management Right Mortgage Loan; Fixed Effects Model; Rural Household Income