

农地经营权抵押贷款增收效应分析¹

——基于内生转换模型的实证检验

闫啸² 牛荣³ 李芸⁴

摘要 农户农地经营权抵押贷款决策是一个基于成本-收益分析的自选择过程,因此,在估测抵押贷款产生的收入效应时,必须纠正样本选择偏差导致的内生性问题。本文以农地产权抵押贷款典型试点区宁夏平罗县农户为样本,运用内生转换回归模型(ESRM)消除自选择偏误和内生性问题,考察农地经营权抵押贷款对农户总收入、农业收入和非农收入的影响。结果表明,农地经营权抵押贷款对农户总收入、农业收入和非农收入增长均有显著正向促进作用,且农地经营权抵押贷款对非农收入的促进作用大于对农业收入的促进效应。基于此,本文提出持续推进农地经营权抵押贷款的政策建议,促进农地经营权抵押贷款进一步推广落实,更好地激发农村地区开展农地抵押贷款的积极性,有效发挥农地经营权抵押贷款的增收作用,提高农户收入,实现共同富裕。

关键词 农地经营权抵押贷款;自选择;农户收入;内生转换模型

0 引言

由于缺乏有效抵押物,导致农户普遍面临信贷约束,严重阻碍了农业发展与农户增收。农地经营权抵押贷款作为一种新型抵押产品,自开展试点以来,显著满足了农户资金需求,一定程度上缓解了农户发展农业生产面临的资金紧缺问题,是增加农民收入、促进农业生产的有效措施(李林等,2018)。2016年我国开始启动农地经营权抵押贷款试点工作,2019年1月1日正式颁布实施新

¹ 作者感谢国家自然科学基金项目“农地经营权抵押贷款信贷约束检验与模式优化研究——基于农户分化视角”(项目编号:71603208)、陕西省社会科学基金项目“基于合作金融视角的农户与新型经营主体利益联结机制研究”(项目编号:2019D030)的资助;感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

² 闫啸,西北农林科技大学经济管理学院博士研究生,E-mail:twist7819@1631.com。

³ 牛荣(通讯作者),西北农林科技大学经济管理学院教授,E-mail:315677453@qq.com。

⁴ 李芸,西北农林科技大学经济管理学院硕士研究生,E-mail:471596257@qq.com。

《农村土地承包法》,2019年11月26日发布的《中共中央国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》为农村承包土地经营权抵押贷款业务提供了强有力的法律依据和政策支持。因此,研究农地经营权抵押贷款实施对农户收入的影响,评价贷款试点效果能为进一步推进该业务提供理论依据。

鉴于此,国内外学者均对农地经营权抵押贷款收入效应进行了深入研究。国外学者较早就开始对土地抵押贷款与农户收入关系进行研究。Feder et al. (1998)的研究表明在泰国开展土地抵押贷款可显著提高农户信贷可得性,并有助于提高农户收入水平。Carter and Olinto(2003)对巴拉圭的研究结果表明,农户通过农地抵押获取贷款金额愈高,交易成本愈小,提高农户收入作用越显著。Besley(2009)研究发现农地经营权抵押贷款能有效缓解农村信贷约束,增加农业资本投入,有利于提高农业效率,进而促进农户收入水平提高。Stupen(2014)通过研究分析提出农地经营权抵押贷款是提高农业效益与增加农户收入极具效果的途径。

近年来,国内学者运用不同方法对农地抵押贷款政策实施的收入效应进行实证研究,证实了农地抵押贷款对农户的增收效应。鲁美辰(2013)基于DID模型进行实证研究,发现农地经营权抵押贷款一定程度上会影响农户收入结构,促进农户增收。于琴和刘亚相(2014)运用分位数回归方法对西部地区农地经营权抵押贷款对不同收入水平农户收入影响进行研究,发现农地经营权抵押贷款对中低收入水平农户产生明显增收效应,其贡献率随着收入增加而下降。梁虎等(2017)基于宁夏和陕西地区农户调查数据,运用倾向得分匹配法进行实证研究,发现农地经营权抵押贷款和其他贷款均促进了农户收入增长。张欣等(2017)和惠献波(2019)运用倾向得分匹配法(PSM),通过实证研究提出在不考虑样本选择性偏差和内生性问题的情况下,会高估农地经营权抵押贷款收入效应,农地经营权抵押贷款收入效应明显,农户进行农地经营权抵押贷款有利于增加其总收入和农业收入。

通过梳理文献发现,诸多实证研究认为农户进行农地经营权抵押贷款能显著提高农户收入,目前采用的研究方法主要有基于OLS模型的线性回归方法、基于自然实验法的双重差分模型(DID)、分位数回归方法、倾向得分匹配法(PSM)等。然而,是否进行农地抵押贷款并非随机事件,该决策是受到农户个人特征、家庭特征和农地经营权抵押贷款特征等因素综合影响的自选择过程。在估计农地经营权抵押贷款对农户收入影响作用时,由于进行农地经营权抵押贷款农户与未进行农地经营权抵押贷款农户初始条件并不相同,样本中贷款农户与未贷款农户划分并非随机进行,贷款参与者未得到贷款与未参与贷款者得到贷款行为无法直接观察,存在样本选择性偏差,单纯运用OLS模型估计或分位数回归方法会忽略农地经营权抵押贷款决策中的自选择与内生性问题,无法

得到无偏差的一致估计量。DID 模型有其严格的适用条件,要求样本满足随机性和同质性假设。因此,要消除自选择问题,首先要纠正样本选择偏差导致的内生性问题,PSM 作为一种改进方法,虽能有效消除由于年龄、受教育水平、经营规模等可观测变量引起的样本选择偏差,却无法消除农户兴趣偏好、合作意识、能力禀赋等不可观测变量带来的选择偏差。

因此本文采用 Maddala 提出的内生转换模型(ESRM),不仅可以消除由于个体特征、资源禀赋等可观测变量导致的自选择偏误,还考虑了风险偏好、政策了解程度等无法观测变量导致的样本选择性偏误,从而弥补了 PSM 方法的不足。通过比较进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款对农户收入的处理效应判断农户在农地经营权抵押决策上是否作出理性选择,能突破处理效应中实验组与对照组样本农户同质的不合理假设,而以往研究未对这一问题进行分析。本文对比了内生转换回归模型与 OLS 实证结果,准确量化农地经营权抵押贷款改革试验效果,为完善农地经营权抵押贷款制度及农户增收致富提供一定程度的政策借鉴。

1 理论分析

1.1 农地经营权抵押贷款影响农户收入相关理论

贷款与农户收入关系属于投入-产出关系,依据经典柯布道格拉斯生产函数,资本、劳动力和技术等均均为影响产出基本要素,农业发展主要因素包括投入劳动力数、资本与综合技术水平,表达式如下:

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta}e^{\mu}$$

其中 Y 为总产值, A 为综合技术水平, L 为投入劳动力数, K 为投入资本, α 为劳动力产出弹性系数, β 为资本产出弹性系数, μ 为随机干扰项。投入资本对总产值的影响表示如下:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = \beta AL^{\alpha}K^{\beta-1}e^{\mu} > 0$$

在保持综合技术水平和投入劳动力数量不变条件下,随着资本投入量增加,农业总产值和农户收入会相应提高。由于农户家庭自有综合技术和劳动力数量短期内一般不会发生较大变化,因此,资本投入量便成为农户在生产活动中最易控制的可变要素(陈云松和范晓光,2011)。当农户投入一定规模劳动力,该家庭即拥有相应生产能力,家庭产出将会达到相应预期数值。基于此,若欲进一步扩大家庭总产出,提高家庭收入,便需要追加资本投入量。而农村家庭资本总量包括两个重要来源:一是农户初始资本金额;二是农户从各种金融机构申请获取的融资金额。农户通过农地经营权抵押贷款获得更多初始资金,

对劳动要素投入没有显著影响,而是加大资本要素投入量(李雪松和黄彦彦,2015),从而增加农业产出和提高农户经济收入。

1.2 研究假设

农户从金融机构获取农地经营权抵押贷款一般用于生产要素中资本投入(牛荣等,2018)。农地经营权抵押贷款对农户收入增长的影响解释如图1所示。农户贷款前初始生产投入为 K_0 ,初始收入为 R_0 。获取农地经营权抵押贷款后,农业生产和非农业投资活动增加后的生产投入为 K_1 ,农户收入将增加至 R_1 。而下一时期,农户将继续使用前期部分收入进行投资与再生产,因此如果下一时期生产性投入 K_2 大于 K_0 ,则同期收入将增加至 R_2 。如此循环往复,直至生产投资活动的边际收益为0时,农户才会中止再投入。因此,农地经营权抵押贷款具有可持续性,能不断推动包括农业收入和非农业收入的农户收入增长。贷款对农户收入的作用表现为 $R_i(i \geq 1)$ 相对于 R_0 的增长, $i=t$ 时贷款对农户收入的促进作用完全发挥, $i \neq t$ 时贷款对农户的增收作用尚未完全发挥,此时农户会将贷款产生的收入增长用于再生产,以继续提高收入。农地经营权抵押贷款促进农户农业收入和非农业收入的增长作用机理相同,作为农业收入和非农业收入之和的农户总收入自然会相应增长(孟楠等,2016)。因此本文提出假说1。

假说1:在排除其他因素影响下,农地经营权抵押贷款可显著促进农户总收入、农业收入和非农收入增加。

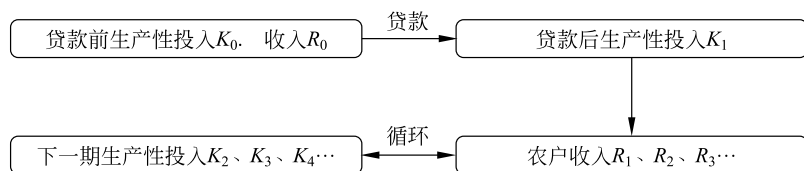


图1 农地经营权抵押贷款促进农户增收机制

农户将农地经营权向金融机构进行抵押贷款的初衷是要弥补资金流动性不足,将资金投入 to 农业生产中,进而促进农业增效和农户增收。而在农地经营权抵押贷款试点中,由于非农生产收益的绝对优势,出现了原本应该用于农业生产的贷款被部分抵押农户转移至非农业生产中的现象,这种现象的发生使贷款用途的差异对农户收入结构产生影响(曹璨等,2019)。按照理性人假说,农户追求的是消费效用的最大化和利润的最大化。农户更多地会选择将贷款资金作为要素投入到非农生产和其他产业经营中,从而促进非农收入增加。据此本文提出假说2。

假说2:在排除其他因素的影响下,农地经营权抵押贷款促进农户非农业收入的增幅大于促进农业收入的增幅。

2 数据、变量与模型

2.1 数据来源

本文数据来源于西北农林科技大学陕西省农村金融研究所对宁夏回族自治区平罗县 6 个乡(镇)35 个村庄 438 名农户 2018 年相关情况的实地调研。调查问卷包含本文所需基础数据,如受访者基本信息、家庭基本情况、借贷情况、是否进行农地经营权抵押贷款等内容。平罗县 2013 年开启农村产权抵押贷款试点,结合当地实际采用政府主导型农地经营权抵押贷款模式,将农业产业基金、扶贫基金与农村各类产权抵押贷款统筹运用,引入“政银保”抵押担保合作模式,2018 年办理农村产权抵押贷款 2840 笔 2.29 亿元,有效解决了农村贷款抵押不足的难题,缓解了农户信贷约束。以此试点为调查区域,具有典型性和代表性。为保证样本代表性,调查采取分层抽样和随机抽样相结合方式,每个乡(镇)中选取 5~6 个村,每个村中随机抽样选取 10 余农户进行问卷调查,剔除缺失和异常数据,共获取 383 个有效样本。

2.2 变量选择

本文对农户总收入、农业收入和非农业收入分别取对数后作为被解释变量。选择户主特征、家庭特征及其他特征为控制变量,参照已有文献(梁虎等,2017;闫啸和牛荣,2017)的研究,选择户主年龄与文化程度,家庭特征包括人口数、供养比、土地经营面积、土地流转状况和家庭经营类型作为户主特征,选择是否参加培训、负债和是否购买保险作为其他特征变量。本文的核心解释变量为是否进行农地经营权抵押贷款。

进行排除性限制检验是内生转换回归模型的关键,即决策方程至少需要一个不出现在收入方程的变量作为识别变量,识别变量要求与农户是否进行农地经营权抵押贷款显著相关,而不直接影响农户总收入(林乐芬和王步天,2015)。本文只选取对农地经营权抵押贷款政策认知程度的一个变量作为识别变量,因此不存在过度识别问题。工具变量法第一阶段估计 F 统计量值为 214.038,大于经验值 10,说明不存在弱工具变量问题。对农地经营权抵押贷款政策的认知程度满足排除性限制,可以作为识别变量。

表 1 变量定义

变量名称	变量定义	均值	标准差
总收入对数	总收入取对数	11.03	0.79
农业收入对数	农业收入取对数	10.40	0.88

续表			
变量名称	变量定义	均值	标准差
非农业收入对数	非农业收入取对数	10.09	1.14
户主年龄	29 岁及以下=1,30~39 岁=2,40~49 岁=3,50~59 岁=4,60 岁及以上=5	3.50	0.96
户主文化程度	没上过学=1,小学文化=2,初中文化=3,高中文化=4,大专以上文化=5	2.67	0.75
人口数	家庭人口数	4.08	1.53
供养比	供养比=非劳动力人数/人口数	0.31	0.23
土地经营面积	家庭土地经营面积	16.76	26.14
土地流转情况	流出=1,既无流出也无流入=2,流入=3	2.00	0.62
家庭经营类型	纯农业=1,农业为主兼营非农业=2,非农业为主兼营农业=3,非农业=4	2.41	1.18
是否参加过培训	否=0,是=1	0.28	0.45
负债	无=0,0~20000 元=1,20001~50000 元=2,50001~80000 元=3,80001~100000 元=4,100000 元以上=5	1.26	1.58
是否购买保险	否=0,是=1	0.96	0.21
是否进行农地经营权抵押贷款	否=0,是=1	0.26	0.44
对农地抵押贷款政策的认知程度	非常不了解=1,比较不了解=2,一般=3,比较了解=4,非常了解=5)	2.42	1.19

2.3 模型构建

考虑到存在选择性偏误,本文采用内生转换回归模型研究农地经营权抵押贷款这一自选择决策对农户总收入、农业收入和非农收入的不同影响,模型包括一个是否进行农地经营权抵押贷款的选择方程和两个总收入决定方程。

农户是否进行农地经营权抵押贷款选择方程如下:

$$I_i^* = \gamma Z_i + \mu_i \tag{1}$$

其中 I_i^* 表示决定农户 i 是否进行农地经营权抵押贷款的潜变量, γ 为待估参数, Z_i 是影响农户是否进行农地经营权抵押贷款的解释变量向量,包含 10 个控制变量和 1 个农地经营权抵押贷款政策认知程度的识别变量, μ_i 为随机误差项。为消除内生性问题带来的选择性偏误,决策方程至少需要一个不出现在收入方程中的变量作为识别变量,识别变量要求与农户是否进行农地经营权抵押贷款显著相关,而不直接影响农户总收入,本文选取对农地经营权抵押贷款政策的认知程度作为识别变量。

假定 I_i 为潜变量 I_i^* 的相应可观测结果,若 $I_i^* > 0$,则 $I_i = 1$,表示农户 i 进行农地经营权抵押贷款,对应处理组个体;否则 $I_i = 0$,表示农户 i 未进行农地经营

权抵押贷款, 对应控制组个体。

总收入决定方程如下:

$$\text{若 } I_i = 1, \quad \ln Y_{1i} = \alpha_{11} X_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

$$\text{若 } I_i = 0, \quad \ln Y_{2i} = \alpha_{21} X_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (3)$$

其中 $\ln Y_{1i}$ 和 $\ln Y_{2i}$ 分别表示进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款两种情况下的农户总收入对数, 同一农户在同一时间点 $\ln Y_{1i}$ 和 $\ln Y_{2i}$ 只能有一个被观察到; X_{1i} 和 X_{2i} 为影响总收入水平的解释变量向量, α_{11} 和 α_{21} 为待估参数向量, ε_{1i} 和 ε_{2i} 为随机误差项。

影响农户是否进行农地经营权抵押贷款的决策因素同时也会影响其总收入, 因而会导致 μ_i 与 ε_{1i} 、 ε_{2i} 相关, 使得 ε_{1i} 和 ε_{2i} 的条件期望不为 0。

μ_i 、 ε_{1i} 和 ε_{2i} 均服从正态分布, 协方差矩阵如下:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 & \sigma_{1u} & \sigma_{2u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_1^2 & . \\ \sigma_{2u} & . & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (4)$$

其中 σ_μ^2 是选择方程随机误差项 μ_i 的方差; σ_1^2 和 σ_2^2 是总收入方程随机误差项 ε_{1i} 和 ε_{2i} 的方差; σ_{1u} 是 μ_i 与 ε_{1i} 的协方差; σ_{2u} 是 μ_i 与 ε_{2i} 的协方差; 未定义 ε_{1i} 和 ε_{2i} 的协方差, 因为只可观察到 Y_{1i} 或 Y_{2i} , 两者不会同时显现。

由于随机误差项 μ_i 与 ε_{1i} 、 ε_{0i} 均相关, 采用 OLS 无法得到一致估计结果, 此时采用极大似然估计法, 对数似然函数如下:

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_i \left(I_i \left\{ \ln [F(\eta_{1i})] + \ln \left[f \left(\frac{\varepsilon_{1i}}{\sigma_1} \right) \right] - \ln \sigma_1 \right\} + \right. \\ \left. (1 - I_i) \left\{ \ln [F(\eta_{2i})] + \ln \left[f \left(\frac{\varepsilon_{2i}}{\sigma_2} \right) \right] - \ln \sigma_2 \right\} \right) \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $f(\cdot)$ 和 $F(\cdot)$ 分别表示标准正态分布密度函数和分布函数。

$$\eta_{ji} = \frac{\left(\gamma Z_i + \frac{\rho_j \varepsilon_{ji}}{\sigma_j} \right)}{\sqrt{1 - \rho_j^2}}, \quad j = 1, 2 \quad (6)$$

$$\rho_1 = \frac{\sigma_{1u}^2}{\sigma_u \sigma_1} \quad (7)$$

$$\rho_2 = \frac{\sigma_{2u}^2}{\sigma_u \sigma_2} \quad (8)$$

其中 ρ_1 是 μ_i 与 ε_{1i} 的相关系数, ρ_2 是 μ_i 与 ε_{2i} 的相关系数。

ε_{1i} 和 ε_{2i} 条件期望如下:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{1i} | I_i = 1) &= E(\varepsilon_{1i} | I_i^* > 0) = E(\varepsilon_{1i} | \gamma Z_i + \mu_i > 0) = E(\varepsilon_{1i} | \mu_i > -\gamma Z_i) \\ &= E(\varepsilon_{1i} | \mu_i < \gamma Z_i) = \sigma_{2u} \times \frac{f(Z_i \gamma)}{F(Z_i \gamma)} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{2i} | I_i = 0) &= E(\varepsilon_{2i} | I_i^* \leq 0) = E(\varepsilon_{2i} | \gamma Z_i + \mu_i \leq 0) = E(\varepsilon_{2i} | \mu_i \leq -\gamma Z_i) \\ &= E(\varepsilon_{2i} | \mu_i \geq \gamma Z_i) = \rho_2 \times \frac{-\varphi(Z_i \gamma)}{1 - \Phi(Z_i \gamma)} \end{aligned} \quad (10)$$

记 $\lambda_{1i} = \frac{\varphi(Z_i \gamma)}{\Phi(Z_i \gamma)}$, $\lambda_{2i} = \frac{-\varphi(Z_i \gamma)}{1 - \Phi(Z_i \gamma)}$, λ_{1i} 和 λ_{2i} 被称为逆米尔斯比率。

$$\ln Y_{1i} = \alpha_{11} X_{1i} + \lambda_{1i} \sigma_{1\mu} + \vartheta_{1i} \quad (11)$$

$$\ln Y_{2i} = \alpha_{21} X_{2i} + \lambda_{2i} \sigma_{2\mu} + \vartheta_{2i} \quad (12)$$

其中随机误差项 ϑ_{1i} 和 ϑ_{2i} 满足条件期望为 0 的正态分布。

不同情形下农户的条件期望总收入为：

$$E(\ln Y_{1i} | L_i = 1) = \alpha_{11} X_{1i} + \lambda_{1i} \sigma_{1\mu} \quad (13)$$

$$E(\ln Y_{1i} | L_i = 0) = \alpha_{11} X_{2i} + \lambda_{2i} \sigma_{1\mu} \quad (14)$$

$$E(\ln Y_{2i} | L_i = 1) = \alpha_{21} X_{1i} + \lambda_{1i} \sigma_{2\mu} \quad (15)$$

$$E(\ln Y_{2i} | L_i = 0) = \alpha_{21} X_{2i} + \lambda_{2i} \sigma_{2\mu} \quad (16)$$

表 1 中定义了处理组和控制组的平均处理效应与异质性效应。其中 ATT 为进行农地抵押贷款的平均处理效应, ATU 为未进行农地抵押贷款的平均处理效应, HT 为进行农地抵押贷款收入与未进行抵押贷款反事实收入之间的差异, HU 为未进行农地抵押贷款收入与进行抵押贷款反事实收入之间的差异, Δ 为消除自选择问题与异质性偏误之后进行农地抵押贷款与未进行抵押贷款的收入差异。ATT 与 ATU 表示政策评估中的潜在产出或潜在效果, 可用于评估进行农地经营权抵押贷款这一个体决策是否符合经济理性。若 ATT 大于 0 且 ATU 小于 0, 平均处理效应在方向上的不一致说明是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题, 是个体基于比较优势做出的理性决策结果(刘辉煌和吴伟, 2014)。

表 2 处理效应与异质性效应

	进行农地抵押贷款	未进行农地抵押贷款	处理效应
进行农地抵押贷款	$A = E(\ln Y_{1i} L_i = 1)$	$B = E(\ln Y_{2i} L_i = 1)$	$ATT = A - B$
未进行农地抵押贷款	$C = E(\ln Y_{1i} L_i = 0)$	$D = E(\ln Y_{2i} L_i = 0)$	$ATU = C - D$
异质性效应	$HT = A - C$	$HU = B - D$	$\Delta = HT - HU = ATT - ATU$

类似地, 运用内生转换模型可分别研究农地经营权抵押贷款对农户农业收入与非农业收入的影响, 并估计其处理效应与异质性效应。

2.4 描述性统计

根据表 3,总体受调查农户户主年龄以中老年群体为主,40~59 岁占比高达 68.93%。户主受教育水平普遍偏低,初中及以下学历占比超过 90%。大多数农户仅拥有自身承包土地而不存在流转,占比高达 61.88%。绝大多数农户家庭经营类型为农业与非农业同时进行,占比达 77.55%。大多数农户未参加培训,参训农户占比仅为 27.94%。超半数农户不存在负债,占比达 51.17%。高达 95.56%的农户选择购买保险,说明农户保险意识普遍较强。

表 3 分类变量描述性统计

变量	总样本 (<i>N</i> =383)	进行农地经营权 抵押贷款 (<i>N</i> =99)	未进行农地经营权 抵押贷款 (<i>N</i> =284)
户主年龄			
29 岁及以下	1.04%	1.01%	1.06%
30~39 岁	14.36%	15.15%	14.08%
40~49 岁	33.94%	41.41%	31.34%
50~59 岁	34.99%	37.37%	34.15%
60 岁及以上	15.67%	5.05%	19.37%
户主文化程度			
没上过学	7.05%	6.06%	7.39%
小学文化	28.72%	28.28%	28.87%
初中文化	54.83%	57.58%	53.87%
高中文化	9.14%	8.08%	9.51%
大专以上文化	0.26%	0	0.35%
土地流转情况			
流出	19.06%	16.16%	20.07%
既无流出也无流入	61.88%	54.55%	64.44%
流入	19.06%	29.29%	15.93%
家庭经营类型			
纯农业	16.97%	14.14%	17.96%
农业为主兼营非农业	34.73%	45.45%	30.99%
非农业为主兼营农业	42.82%	37.37%	44.72%
非农业	5.22%	3.03%	5.99%
是否参加过培训			
否	72.06%	61.62%	75.70%
是	27.94%	38.38%	24.30%

续表			
变量	总样本 (<i>N</i> =383)	进行农地经营权 抵押贷款 (<i>N</i> =99)	未进行农地经营权 抵押贷款 (<i>N</i> =284)
负债			
无	51.17%	26.26%	59.86%
0~20000 元	8.88%	5.05%	10.21%
20001~50000 元	22.19%	32.32%	18.66%
50001~80000 元	6.53%	11.11%	4.93%
80001~100000 元	3.13%	7.07%	1.76%
100000 元以上	8.09%	18.18%	4.58%
是否购买保险			
否	4.44%	5.05%	4.23%
是	95.56%	94.95%	95.77%
是否进行农地经营权抵押贷款			
否	74.15%	0	100%
是	25.85%	100%	0
对农地经营权抵押贷款政策认知程度			
非常不了解	24.02%	0%	32.39%
比较不了解	39.95%	11.11%	50.00%
一般	10.44%	13.13%	9.51%
比较了解	20.89%	59.60%	7.39%
非常了解	4.70%	16.16%	0.71%

3 实证结果分析

3.1 回归估计结果

3.1.1 总收入回归估计结果

农地经营权抵押贷款总收入效应的内生转换回归模型和 OLS 估计结果如表 4 所示。 $\lambda_j(j=1,2)$ 分别为进行农地经营权抵押贷款和未进行抵押贷款条件下收入方程的逆米尔斯比率。若内生转换回归模型似然比检验的卡方统计量相应 p 值小于 0.1,表明拒绝选择方程和总收入方程相互独立的原假设,说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策并非随机过程,存在选择性偏误和内生性,运用 OLS 无法得到无偏一致的结果;若相应 p 值大于 0.1,表明无法拒绝选择方程和总收入方程相互独立的原假设,无法说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策过程存在选择性偏误和内生性,可直接使用 OLS 进行估计。

表 4 总收入回归估计结果

变量	内生转换回归			OLS (4)
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2) 处理组	(3) 控制组	
户主年龄	-0.176 (0.146)	-0.192 ** (0.028)	-0.111 *** (0.006)	-0.111 *** (0.007)
户主文化程度	-0.094 (0.510)	0.159 * (0.097)	0.116 ** (0.020)	0.122 ** (0.011)
人口数	-0.000 (0.998)	0.189 *** (0.000)	0.190 *** (0.000)	0.173 *** (0.000)
供养比	0.398 (0.440)	-1.241 *** (0.000)	-0.521 *** (0.003)	-0.633 *** (0.001)
土地经营面积	-0.006 (0.108)	0.020 *** (0.000)	0.002 (0.224)	0.003 (0.157)
土地流转情况	0.149 (0.345)	0.437 *** (0.000)	0.112 * (0.072)	0.216 *** (0.000)
家庭经营类型	-0.168 (0.216)	0.015 (0.874)	0.110 *** (0.000)	0.102 (0.114)
是否参加过培训	0.074 (0.732)	0.182 (0.154)	0.297 *** (0.001)	0.270 *** (0.000)
负债	0.197 *** (0.001)	0.122 *** (0.001)	0.055 * (0.071)	0.063 *** (0.005)
是否购买保险	-0.364 (0.393)	0.422 (0.126)	0.240 (0.174)	0.358 *** (0.003)
是否进行农地经营权抵押贷款				0.350 *** (0.000)
对农地经营权抵押贷款政策的认知程度	0.973 *** (0.000)			
常数项	-2.422 ** (0.018)	8.990 *** (0.000)	9.535 *** (0.000)	9.276 *** (0.000)
λ_j		1.721	0.482	
模型似然比检验的卡方统计量		4.19 ** (0.041)		

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

(1) 内生转换回归模型似然比检验结果。内生转换回归模型似然比检验的卡方统计量为 4.19, 相应 p 值为 0.041, 表明在 5% 显著性水平拒绝选择方程和总收入方程相互独立的原假设, 说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策并非随机过程, 存在选择性偏误和内生性。

(2) OLS 估计结果。根据 OLS 估计结果,控制变量中户主年龄和家庭供养比对农户总收入具有显著负向降低作用,户主文化程度、家庭人口数、土地流转情况、参加培训、负债水平和购买保险对农户总收入均具有显著正向促进作用。农地经营权抵押贷款对农户总收入具有显著正向促进作用,在其他条件相同情况下,进行农地经营权抵押贷款比未进行抵押贷款农户的总收入高 35%。但由于是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,OLS 无法消除选择性偏误。

(3) 内生转换回归模型选择方程估计结果。表 4 中内生转换回归模型的选择方程(1)显示是否进行农地经营权抵押贷款的影响因素估计结果。结果表明农户负债水平与进行农地经营权抵押贷款概率正相关。对农地经营权抵押贷款政策的认知程度越高,农户进行抵押贷款意愿越强烈,概率越高。

(4) 内生转换回归模型收入方程估计结果。内生转换回归模型的收入方程(2)和(3)估计了进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款两种情况下农户总收入方程结果。结果表明户主年龄和家庭供养比对农户总收入具有显著降低作用,户主文化程度、家庭人口数、土地流转情况和负债水平对农户总收入具有显著正向促进作用。处理组中土地经营面积对农户总收入具有显著正向促进作用,而控制组中并不显著。控制组中家庭经营类型和参加培训对农户总收入具有显著正向促进作用,在处理组中并不显著。

3.1.2 农业收入回归估计结果

农地经营权抵押贷款农业收入效应的内生转换回归模型和 OLS 估计结果如表 5 所示。

表 5 农业收入回归估计结果

变量	内生转换回归			OLS
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2)处理组	(3)控制组	(4)
户主年龄	-0.142 (0.268)	-0.036 (0.746)	-0.149*** (0.005)	-0.111** (0.037)
户主文化程度	-0.194 (0.207)	0.330*** (0.006)	0.037 (0.571)	0.095 (0.156)
人口数	-0.036 (0.648)	0.224*** (0.000)	0.070** (0.049)	0.095** (0.015)
供养比	0.573 (0.283)	-1.135*** (0.009)	-0.196 (0.384)	-0.422* (0.068)
土地经营面积	-0.006 (0.108)	0.020*** (0.000)	0.003* (0.099)	0.004* (0.059)

续表

变量	内生转换回归			OLS
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2)处理组	(3)控制组	(4)
土地流转情况	0.135 (0.410)	0.494 ^{***} (0.000)	0.189 ^{**} (0.024)	0.293 ^{***} (0.000)
家庭经营类型	0.066 (0.637)	-0.164 (0.148)	0.082 ^{**} (0.032)	0.046 [*] (0.095)
是否参加过培训	0.075 (0.735)	0.072 (0.644)	0.132 (0.245)	0.164 [*] (0.093)
负债	0.157 ^{**} (0.011)	0.098 ^{**} (0.035)	0.069 [*] (0.060)	0.081 ^{***} (0.008)
是否购买保险	-0.423 (0.331)	0.784 ^{**} (0.022)	0.320 (0.173)	0.425 ^{***} (0.010)
是否进行农地经营权抵押贷款				0.235 ^{**} (0.012)
对农地经营权抵押贷款政策的认知程度	1.039 ^{***} (0.000)			
常数项	-2.457 ^{**} (0.020)	7.405 ^{***} (0.000)	9.500 ^{***} (0.000)	8.903 ^{***} (0.000)
λ_j		1.733	0.484	
模型似然比检验的卡方统计量		10.23 ^{***} (0.001)		

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

(1) 内生转换回归模型似然比检验结果。内生转换回归模型似然比检验的卡方统计量为 10.23,相应 p 值为 0.001,表明在 1%显著性水平拒绝选择方程和农业收入方程相互独立的原假设,说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策并非随机过程,存在选择性偏误和内生性。

(2) OLS 估计结果。根据 OLS 估计结果,家庭供养比对农户农业收入具有显著负向降低作用,家庭人口数、土地经营面积、土地流转情况、家庭经营类型、参加培训、负债水平和购买保险对农户农业收入具有显著正向促进作用。农地经营权抵押贷款对农户农业收入具有显著正向促进作用,在其他条件相同情况下,进行农地经营权抵押贷款比未进行抵押贷款的农户农业收入高 23.5%。但由于是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,OLS 无法消除选择性偏误。

(3) 内生转换回归模型选择方程估计结果。表 5 中内生转换回归模型选择方程(1)估计了是否进行农地经营权抵押贷款的影响因素结果。结果表明农户负债水平与进行农地经营权抵押贷款概率正相关。对农地经营权抵押贷款的认知程度越高,进行农地经营权抵押贷款概率越高。

(4) 内生转换回归模型收入方程估计结果。内生转换回归模型的收入方程(2)和(3)估计了进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款两种情况下的农户农业收入方程结果。结果表明家庭人口数、土地经营面积、土地流转情况和负债水平对农户农业收入均具有显著正向促进作用。处理组中家庭供养比对农户农业收入具有显著负向降低作用,户主受教育水平和购买保险对农户农业收入具有显著正向促进作用,控制组中并不显著。控制组中户主年龄和家庭经营类型对农户农业收入具有显著正向促进作用,但处理组中并不显著。

3.1.3 非农收入回归估计结果

农地经营权抵押贷款非农业收入效应的内生转换回归模型和 OLS 估计结果如表 6 所示。

表 6 非农收入回归估计结果

变量	内生转换回归			OLS
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2)处理组	(3)控制组	(4)
户主年龄	-0.167 (0.159)	-0.358 *** (0.005)	-0.052 (0.436)	-0.092 (0.117)
户主文化程度	-0.126 (0.370)	-0.021 (0.880)	0.230 *** (0.006)	0.185 ** (0.021)
人口数	-0.044 (0.560)	0.154 ** (0.032)	0.215 *** (0.000)	0.193 *** (0.000)
供养比	0.187 (0.720)	-1.392 *** (0.008)	-0.879 *** (0.002)	-0.875 *** (0.001)
土地经营面积	-0.002 (0.684)	0.023 *** (0.000)	0.008 ** (0.022)	0.011 * (0.084)
土地流转情况	0.195 (0.217)	0.114 (0.391)	0.141 (0.182)	0.132 (0.142)
家庭经营类型	-0.100 (0.475)	0.260 * (0.068)	0.491 *** (0.000)	0.466 *** (0.000)
是否参加过培训	0.015 (0.944)	0.042 (0.827)	0.443 *** (0.002)	0.305 *** (0.007)

续表

变量	内生转换回归			OLS
	选择方程	收入方程		
	(1)	(2)处理组	(3)控制组	(4)
负债	0.199 ^{***} (0.001)	0.146 ^{***} (0.007)	-0.066 (0.176)	0.011 (0.766)
是否购买保险	-0.255 (0.538)	0.019 (0.963)	0.040 (0.889)	0.573 (0.368)
是否进行农地经营权抵押贷款				0.573 ^{***} (0.000)
对农地经营权抵押贷款政策的认知程度	0.927 ^{***} (0.000)			
常数项	-2.360 ^{**} (0.021)	9.418 ^{***} (0.000)	7.094 ^{***} (0.000)	7.395 ^{***} (0.000)
λ_j		1.668	0.486	
模型似然比检验的卡方统计量		20.91 ^{***} (0.000)		

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

(1) 内生转换回归模型似然比检验结果。内生转换回归模型似然比检验的卡方统计量为 20.91,相应 p 值为 0,表明在 1%显著性水平拒绝选择方程和非农业收入方程相互独立的原假设,说明农户是否进行农地经营权抵押贷款决策并非随机过程,存在选择性偏误和内生性。

(2) OLS 估计结果。依据 OLS 估计结果,家庭供养比对农户非农业收入具有显著负向降低作用,户主文化水平、家庭人口数、土地经营面积、家庭经营类型和参加培训对农户非农业收入具有显著正向促进作用。农地经营权抵押贷款对农户非农业收入也具有显著正向促进作用,其他条件相同情况下,进行农地经营权抵押贷款较未进行抵押贷款农户的非农业收入高 23.5%。但由于是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,OLS 无法消除选择性偏误。

(3) 内生转换回归模型选择方程估计结果。表 6 中内生转换回归模型选择方程(1)表明是否进行农地经营权抵押贷款的影响因素估计结果。结果表明农户负债水平与进行农地经营权抵押贷款概率正相关。对农地经营权抵押贷款的认知程度越高,农户进行农地经营权抵押贷款概率越高,主动性越强。

(4) 内生转换回归模型收入方程估计结果。内生转换回归模型收入方程(2)和(3)估计了进行农地经营权抵押贷款与未进行抵押贷款两种情况下农户

的非农收入结果。结果表明家庭供养比对农户非农业收入具有显著负向降低作用,家庭人口数、土地经营面积和家庭经营类型对农户非农业收入具有显著正向促进作用。处理组中户主年龄对农户非农业收入具有显著负向降低作用,负债水平对农户非农业收入具有显著正向促进作用,控制组中并不显著。控制组中户主受教育水平和参加培训对农户非农业收入具有显著正向促进作用,但处理组中并不显著。

3.2 处理效应与异质性效应

根据表 7,ATT 表明进行农地经营权抵押贷款农户收入超过假设其未进行抵押贷款条件下收入的比例;ATU 表明未进行农地经营权抵押贷款农户如进行抵押贷款收入超出其实际收入的比例。若 ATT 符号为正,说明进行农地经营权抵押贷款农户做出理性选择;若 ATU 符号为负,说明未进行农地经营权抵押贷款农户做出理性选择;若 ATT 符号为正同时 ATU 符号为负,说明进行与未进行抵押贷款农户均为实现自身利益最大化做出理性决策,农户抵押贷款决策为自选择过程。HT 表明未进行农地抵押贷款农户如选择抵押贷款,其收入超过实际进行农地抵押贷款农户收入的比例;HU 表明进行农地抵押贷款农户如未进行农地抵押贷款,其收入超过实际未进行农地抵押贷款农户收入的比例; Δ 是在消除自选择问题和异质性偏差后,进行农地抵押贷款农户收入超过未进行抵押贷款农户收入的比例。

表 7 处理效应与异质性效应

	总收入	农业收入	非农业收入
ATT	0.253	0.216	0.937
ATU	-0.085	0.171	-0.239
HT	0.645	0.274	0.933
HU	0.307	0.228	-0.244
Δ	0.338	0.046	1.176

3.2.1 总收入处理效应分析

首先,总收入下 ATT 表明进行农地经营权抵押贷款农户总收入较假设其未进行抵押贷款条件下总收入高 23.3%,ATU 表明如果未进行农地经营权抵押贷款农户选择进行抵押贷款,其总收入会减少 8.5%,说明对于总收入而言,是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,无论是进行还是未进行农地经营权抵押贷款的农户均基于比较优势做出利于增加自身收益的理性决策。其次,总收入下 ATT 的绝对值大于 ATU 的绝对值,说明进行农地经营权抵押贷款农户比实际未进行抵押贷款农户总收入增长更高,克服选择性偏误和内生性后,农

地经营权抵押贷款促进总收入提高的作用依然显著。再次,HT表明如果未进行农地抵押贷款农户选择进行农地抵押贷款,其总收入将比实际进行农地抵押贷款农户高64.5%;HU表明如果进行农地抵押贷款的农户选择不进行农地抵押贷款,其总收入将比实际未进行农地抵押贷款农户高30.7%; Δ 表明消除自选择问题和异质性偏差后,进行农地抵押贷款农户总收入比未进行农地抵押贷款农户总收入高33.8%。最后,使用OLS估计农地经营权抵押贷款对农户收入增长作用时系数为35%,说明在考虑农地经营权抵押贷款选择性偏差和内生性问题后,农地经营权抵押贷款对农户总收入提高作用明显变小,忽视农地经营权抵押贷款选择性偏差和内生性问题将会造成农地经营权抵押贷款总收入效应严重高估(张欣等,2017)。

3.2.2 农业收入处理效应分析

首先,农业收入下ATT表明进行农地经营权抵押贷款农户比假设其未进行抵押贷款条件下农业收入高21.6%,说明在克服选择性偏误和内生性后,农地经营权抵押贷款促进农户收入的提高作用依然显著;ATU表明如果未进行农地经营权抵押贷款的农户选择进行抵押贷款,其总收入会增长17.1%,说明对于农业收入而言,未进行农地经营权抵押贷款农户未做出理性选择。其次,HT表明如果未进行农地抵押贷款农户选择进行抵押贷款,其农业收入将比实际进行农地抵押贷款农户高27.4%;HU表明进行农地抵押贷款农户如果选择不进行抵押贷款,其农业收入将比实际未进行农地抵押贷款农户高22.8%; Δ 表明消除自选择问题和异质性偏差后,进行农地抵押贷款农户农业收入较未进行抵押贷款农户农业收入高4.6%。最后,使用OLS估计农地经营权抵押贷款对农户农业收入增长作用时的系数为23.5%,说明在考虑农地经营权抵押贷款选择性偏差和内生性问题后,农地经营权抵押贷款对农户农业收入的提高作用变小,忽视农地经营权抵押贷款的选择性偏差和内生性问题将导致农地经营权抵押贷款的农业收入效应高估。

3.2.3 非农业收入处理效应分析

首先,非农业收入下ATT表明进行农地经营权抵押贷款农户比假设其未进行抵押贷款条件下的非农业收入高93.7%,ATU表明如果未进行农地经营权抵押贷款农户选择进行抵押贷款,其非农业收入会减少23.9%,说明对于非农业收入而言,是否进行农地经营权抵押贷款存在自选择问题,无论是进行农地经营权抵押贷款农户还是未选择抵押贷款农户都基于比较优势做出增加自身收益的理性决策。其次,非农业收入下ATT绝对值大于ATU绝对值,说明进行农地经营权抵押贷款农户比实际未选择抵押贷款农户非农业收入增长更高,克服选择性偏误和内生性问题后,农地经营权抵押贷款促进非农业收入提高的作用

依然显著。再次,HT表明如果未进行农地抵押贷款农户选择进行抵押贷款,其非农业收入将比实际进行农地抵押贷款农户高93.3%;HU表明如果进行农地抵押贷款农户不选择抵押贷款,其非农业收入将比实际未进行农地抵押贷款农户低24.4%; Δ 表明消除自选择问题和异质性偏差后,进行农地抵押贷款农户农业收入比未进行抵押贷款农户非农业收入高117.6%。最后,运用OLS估计农地经营权抵押贷款对非农业收入增长作用时的系数为57.3%,说明在考虑农地经营权抵押贷款的选择性偏差和内生性问题后,农地经营权抵押贷款对农户总收入的提高作用明显变大,忽视农地经营权抵押贷款的选择性偏差和内生性问题将会造成农地经营权抵押贷款非农业收入效应严重低估。

总结以上结论,第一,于总收入和农业收入而言,无论进行农地经营权抵押贷款农户还是未选择抵押贷款农户均做出理性选择;于农业收入而言,未进行农地经营权抵押贷款农户如其选择抵押贷款,农业收入会进一步增长,部分真正需要农地经营权抵押贷款农户并未进行贷款。第二,消除选择性偏差和内生性问题后,农地经营权抵押贷款对农户总收入、农业收入和非农业收入均具有显著正向促进作用。第三,农地经营权抵押贷款对农户非农业收入的正向促进作用大于对农业收入的正向促进效应,因为原本应该用于农业生产贷款被部分抵押农户转移至非农业经营中(吴昕蓉,2018),非农生产项目的经济收益往往高于农业生产经济收益(惠献波,2019)。最后,如不考虑农地经营权抵押贷款的内生性问题,直接运用OLS进行估计,会高估农地经营权抵押贷款对农户总收入和农业收入的正向促进作用,并低估农地经营权抵押贷款对农户非农业收入的正向促进作用。

4 稳健性检验

为考察变量解释能力,本文改变研究方法,由于对农地经营权抵押贷款政策认知程度对农户是否进行抵押贷款具有直接影响,而对农户收入并无直接影响,因此,参照张欣等(2016)的研究,将贷款行为与待选工具变量进行回归,检验其相关性。依据检验结果,农地经营权抵押贷款政策认知程度通过了显著性检验,因此将其作为工具变量^①,运用工具变量法研究农地经营权抵押贷款收入效应,进行稳健性检验。工具变量法实证结果如表8所示。

根据表8,总收入、农业收入和非农业收入方程中农地经营权抵押贷款的系数均显著为正,说明农地经营权抵押贷款对总收入、农业收入和非农业收入均

^① 本文选择贷款经历和农地经营权抵押贷款政策认知程度作为待选工具变量。由于篇幅限制,回归结果未报告,如有需要可联系作者索取。

具有正向促进作用,与内生转换回归模型结论一致,通过稳健性检验。

表 8 工具变量法估计结果

变量	总收入	农业收入	非农业收入
户主年龄	-0.109 *** (0.007)	-0.103 ** (0.048)	-0.094 (0.103)
户主文化程度	0.123 *** (0.010)	0.100 (0.133)	0.184 ** (0.019)
人口数	0.173 *** (0.000)	0.094 ** (0.013)	0.194 *** (0.000)
供养比	-0.630 *** (0.000)	-0.410 * (0.073)	-0.878 *** (0.001)
土地经营面积	0.003 (0.141)	0.004 ** (0.036)	0.011 * (0.082)
土地流转情况	0.215 *** (0.000)	0.289 *** (0.000)	0.134 (0.129)
家庭经营类型	0.103 (0.106)	0.048 * (0.077)	0.463 *** (0.000)
是否参加过培训	0.267 *** (0.000)	0.149 (0.118)	0.310 *** (0.003)
负债	0.060 *** (0.010)	0.068 ** (0.028)	0.015 (0.698)
是否购买保险	0.358 *** (0.003)	0.426 *** (0.009)	0.160 (0.359)
是否进行农地经营权抵押贷款	0.382 *** (0.001)	0.375 ** (0.013)	0.528 *** (0.006)
常数项	9.265 *** (0.000)	8.847 *** (0.000)	7.416 *** (0.000)

注：*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著

5 结论与建议

5.1 结论

本文以宁夏石嘴山市平罗县调研数据为样本,进行描述性分析与实证分析,运用内生转换回归模型研究农地经营权抵押贷款对农户总收入、农业收入和非农业的收入效应,并计算相应处理效应,得到以下结论:

(1) 根据描述性分析结果,选择进行农地经营权抵押贷款的农户比例不

高,农户对农地经营权抵押贷款政策的整体认知程度较低,而对农地经营权抵押贷款的政策认知程度对其是否进行抵押贷款具有显著影响,说明抵押贷款政策尚未得到全面推广,农地经营权抵押贷款政策宣传落实工作仍有待提高。

(2) 依据内生转换回归模型估计结果,无论农户是否进行农地经营权抵押贷款,户主年龄和家庭供养比均对农户总收入具有显著负向降低作用,户主文化程度、家庭人口数、土地流转情况和负债水平均对农户总收入具有显著正向促进作用。

(3) 就农地经营权抵押贷款决策的自选择问题而言,根据 ATT 与 ATU 的符号,进行农地经营权抵押贷款农户的总收入(非农业收入)比假设其没有进行农地经营权抵押贷款条件下的总收入(非农业收入)高,未进行农地经营权抵押贷款农户比假设其进行农地经营权抵押贷款的总收入(非农业收入)高;同时,进行农地经营权抵押贷款农户的农业收入比假设其没有进行农地经营权抵押贷款条件下的农业收入高,未进行农地经营权抵押贷款农户比假设其进行农地经营权抵押贷款的农业收入低。在总收入和非农业收入层面,无论是进行农地经营权抵押贷款还是未进行农地经营权抵押贷款的农户均基于比较优势作出了理性选择;而在农业收入层面,未进行农地经营权抵押贷款的农户的选择存在非理性,如其选择进行农地经营权抵押贷款,农业收入将会得到进一步增长,说明部分真正需要农地经营权抵押贷款的农户未进行贷款。

(4) 消除选择性偏误和内生性问题之后,研究发现农地经营权抵押贷款对总收入、农业收入和非农业收入均具有显著的正向促进作用,且农地经营权抵押贷款对农户非农业收入的正向促进作用大于对农业收入的正向促进效应,增收效果更好。

5.2 建议

鉴于实证结果验证了农地经营权抵押贷款对农户收入具有显著正向促进作用,且进入全面建设小康社会后,农地经营权抵押贷款更需持续推进,结合实际提出政策建议,促进农地经营权抵押贷款进一步推广落实,有效发挥农地经营权抵押贷款的增收作用,提高农户收入,实现共同富裕。

(1) 政府激励扶持,出台优惠政策。由于进行农地经营权抵押贷款的农户比例较低,政府应出台相应的良性激励措施,在政策上予以优惠,进一步激励农户开拓创新,有效利用农地经营权抵押贷款拓展新业务,获得新收益,提高自身收入,促进农村经济发展。

(2) 金融机构要结合农户自身禀赋设计贷款合约。农地经营权抵押贷款决策是基于农户自身禀赋的自选择过程,金融机构开展农地经营权抵押贷款业务时,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,合理调整与

优化农地经营权抵押贷款合约设计。

(3) 重点扶持新型农业经营主体发展。农地经营权抵押贷款对非农生产的增收效果显著,因此有必要扶持发展适度规模经营,对新型农业经营主体等重点对象进行引导,尤其是对规模经营农户,充分发挥金融助推农业生产作用,推动农地产权抵押贷款,开展以农业多种经营,实现农民增收、农业增效。

(4) 开放农地经营权抵押试点范围。农地经营权抵押贷款的增收效应已经实证检验,应进一步扩大试点范围,政府和金融机构合力保障农地贷款政策落实,使更多农户共享政策红利,促进农村经济发展和农民增收。

(5) 建立健全、有序、开放的农地产权交易市场。由于土地流转情况对农地经营权抵押贷款和农户总收入均具有显著正向促进作用,政府应完善农地产权交易市场。建立土地交换机制,并为其提供公平公正的交易场所;建立在线交易平台,以进一步扩大产权交易市场。

参考文献

- 曹璨,陈璇,罗剑朝. 2019. 农地经营权抵押贷款对农户收入影响的实证检验[J]. 农林经济管理学报, 18(6): 785-794.
- Cao L, Chen X, Luo J C. 2019. Impact of mortgage loan of rural land contractual right on households' income [J]. *Journal of Agro-Forestry Economics and Management*, 18(6): 785-794. (in Chinese)
- 陈云松,范晓光. 2011. 社会资本的劳动力市场效应估算——关于内生性问题的文献回溯和研究策略[J]. 社会学研究, (1): 167-195.
- Chen Y S, Fan X G. 2011. Measuring the labor market effects of social capital: A literature review and research strategy of dealing with the endogeneity problem[J]. *Sociological Studies*, (1): 167-195. (in Chinese)
- 惠献波. 2019. 农村土地经营权抵押贷款: 收入效应及模式差异[J]. 中国流通经济, 33(1): 112-118.
- Hui X B. 2019. Research on rural land management right mortgage loan: Income effect and mode differences[J]. *China Business and Market*, 33(1): 112-118. (in Chinese)
- 李林,潘伟光,陆凯麒. 2018. 农村土地承包经营权抵押贷款意愿的影响因素——基于农户视角的调研分析[J]. 江苏农业科学, 46(2): 283-287.
- Li L, Pan W G, Lu K Q. 2018. Influencing factors of willingness to mortgage loans for the right to contract management of rural land—A survey and analysis based on the perspective of farmers[J]. *Jiangsu Agricultural Sciences*, 46(2): 283-287. (in Chinese)

- 李雪松, 黄彦彦. 2015. 房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率[J]. 经济研究, 50(9): 100-113.
- Li X S, Huang Y Y. 2015. Rising housing price, multi-suite decision and household savings rate in urban China[J]. *Economic Research Journal*, 50(9): 100-113. (in Chinese)
- 梁虎, 罗剑朝, 张珩. 2017. 农地抵押贷款借贷行为对农户收入的影响——基于PSM模型的计量分析[J]. 农业技术经济, (10): 106-118.
- Liang H, Luo J C, Zhang H. 2017. The influence of farmland management rights mortgage loan borrowing behavior on farmers' income—Econometric analysis based on PSM model [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, (10): 106-118. (in Chinese)
- 林乐芬, 王步天. 2015. 农地经营权抵押贷款制度供给效果评价——基于农村金融改革试验区418名县乡村三级管理者的调查[J]. 经济学家, (10): 84-91.
- Lin L F, Wang B T. 2015. Evaluation on the effects of the supply of mortgage system of the operation rights of rural land—Investigation on 418 managers at the levels of county, township and villages in rural financial reform test zones [J]. *Economist*, (10): 84-91. (in Chinese)
- 刘辉煌, 吴伟. 2014. 我国农户借贷状况及其收入效应研究[J]. 上海经济研究, (8): 27-33, 41.
- Liu H H, Wu W. 2014. The income effect of access to credit in rural China: An empirical research based on micro survey data [J]. *Shanghai Economic Review*, (8): 27-33, 41. (in Chinese)
- 鲁美辰. 2013. 土地承包经营权抵押贷款对农民收入的影响评价——基于DID模型分析[J]. 中外企业家, (8): 63-64.
- Lu M C. 2013. Evaluation of the impact of land contract management rights mortgage on farmers' income—Based on the DID model [J]. *Chinese & Foreign Entrepreneurs*, (8): 63-64. (in Chinese)
- 孟楠, 罗剑朝, 马婧. 2016. 农户风险意识与承担能力对农地经营权抵押贷款行为响应影响研究——来自宁夏平罗732户农户数据的经验考察[J]. 农村经济, (10): 74-80.
- Meng N, Luo J C, Ma J. 2016. Research on the impact of farmer households' risk awareness and ability to the response of farmland management rights mortgage loans: An empirical investigation from the data of 732 farmers in Pingluo, Ningxia [J]. *Rural Economy*, (10): 74-80. (in Chinese)
- 牛荣, 陈思, 张珩. 2018. 不同规模农地抵押贷款可得性研究[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 18(6): 81-89.

- Niu R, Chen S, Zhang H. 2018. Availability of rural land contractual management right mortgage from different land scale [J]. *Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition)*, 18(6): 81-89. (in Chinese)
- 吴昕蓉. 2018. 以农地抵押贷款助推现代农业发展[J]. *农村经济与科技*, 29(15): 119-120.
- Wu X R. 2018. Promoting the development of modern agriculture with the mortgage of farmland management rights [J]. *Rural Economy and Science-Technology*, 29(15): 119-120. (in Chinese)
- 闫啸, 牛荣. 2017. 农户借贷对收入增长的影响: 1771 个农户样本[J]. *改革*, (10): 105-113.
- Yan X, Niu R. 2017. The influence of farmers' borrowing or lending money on income growing: Sample of 1771 farmers [J]. *Reform*, (10): 105-113. (in Chinese)
- 于琴, 刘亚相. 2014. 西部地区农村产权抵押贷款对农户收入影响的实证分析[J]. *四川农业大学学报*, 32(4): 455-461.
- Yu Q, Liu Y X. 2014. An empirical analysis of rural property mortgage effects on farmers' income in the west of China [J]. *Journal of Sichuan Agricultural University*, 32(4): 455-461. (in Chinese)
- 张欣, 于丽红, 兰庆高. 2016. 农户农地经营权抵押贷款行为对家庭福利的影响——基于辽宁省昌图县的调查[J]. *金融理论与实践*, (10): 67-70.
- Zhang X, Yu L H, Lan Q G. 2016. The impact of farmers' farmland management rights mortgage loans on family welfare: Based on a survey in Changtu County, Liaoning Province [J]. *Financial Theory & Practice*, (10): 67-70. (in Chinese)
- 张欣, 于丽红, 兰庆高. 2017. 农户农地经营权抵押贷款收入效应实证检验——基于辽宁省昌图县的调查[J]. *中国土地科学*, 31(12): 42-50.
- Zhang X, Yu L H, Lan Q G. 2017. Empirical test on income effect of rural households' farmland management right mortgage loan: Based on the investigation on Changtu county in Liaoning province [J]. *China Land Sciences*, 31(12): 42-50. (in Chinese)
- Besley T. 2009. Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana [J]. *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.
- Carter M R, Olinto P. 2003. Getting institutions "right" for whom? Credit constraints and the impact of property rights on the quantity and composition of investment [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1): 173-186.
- Feder G, Onchan T, Raparla T. 1998. Collateral, guaranties and rural credit in developing countries: Evidence from Asia [J]. *Agricultural Economics*, 2(3):

231-245.

Stupen R. 2014. Development of land and mortgage crediting of agriculture through land banks mechanism[J]. *Ukrainian Journal Economist*, (4): 31-34.

Analysis of Income Increase Effect of Farmland Management Rights Mortgage —Empirical Test Based on Endogenous Switching Model

Xiao Yan Rong Niu Yun Li

(*College of Economy and Management, Northwest A&F University*)

Abstract Based on the data of Pingluo County, Ningxia, this paper uses the endogenous transformation regression model to solve the endogenous and selective errors caused by self-selection, and studies the effects of farmland mortgage loans on Farmers' total income, agricultural income and non-agricultural income, and then calculates the corresponding processing effects. The results show that after eliminating the selective bias and endogenous problems, farmland mortgage loans have a significant positive effect on the total income, agricultural income and non-agricultural income. And the positive effect of farmland mortgage loans on the non-agricultural income of farmers is greater than the positive effect on the agricultural income. Based on the conclusions, this paper puts forward a series of policy suggestions to improve the policy mechanism of farmland mortgages, so as to play its role in promoting the income growth of farmers better.

JEL Classification F321.1