

正规借贷促进农村居民家庭消费了吗？*

——基于 PSM 方法的实证分析

王慧玲 孔荣

摘要：本文从收入增长效应视角阐释了正规借贷影响农户家庭消费的机理，基于山东省 622 户农户的实地调查数据，运用 Logit 模型剖析了农户参与正规借贷的影响因素，利用倾向得分匹配法（PSM）测算了正规借贷对农村居民家庭总消费、生产性消费和生活性消费的影响效应，比较了影响效应在不同年龄、受教育程度下的组群差异，并采用 Tobit 模型和 OLS 模型实证检验了收入增长效应视角下正规借贷对农村居民家庭消费的影响机理。研究表明：户主年龄、户主受教育年限、亲友供职于信用社或银行、家庭资产、对正规借贷的了解情况、未来三年融资需求等因素显著影响农户参与正规借贷；正规借贷会促使农户家庭总消费、生产性消费和生活性消费分别显著提升 82.1%、164.3% 和 71.1%，对生产性消费的促进作用大于对生活性消费的促进作用。组群差异结果表明，相较于其他年龄段与受教育程度的户主，正规借贷对户主年龄处于 45~55 岁、户主受教育程度为高中及以上的农户家庭消费的影响效应更为显著。此外，农户获取正规借贷后通过增加收入进而提升农户家庭消费水平的影响机理得以验证。

关键词：正规借贷 农户家庭消费 生产性消费 生活性消费 倾向得分匹配法

中图分类号：F014.4 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放 40 年以来，依托于家庭承包责任制政策的施行，农户已从集体经济时期的单一型消费决策单位转变为融生产、消费于一体的复合型经济决策单位，经济学将他们的生产或消费活动统称为消费行为（史清华，2019）。随着乡村振兴和精准扶贫战略的深入实施，消费提档升级成为中国新时代经济质量变革、效率变革和动力变革的关键因素（黄隽、李冀恺，2018）。据国家统计局公布的数据资料显示，2018 年农村人口占全国总人口的 40.42%，但农村地区消费总额仅占全国消费

*本文研究得到国家自然科学基金项目“金融行为中介作用下农民金融素养对收入质量的影响机制及提升路径研究”

（项目编号：71773094）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，但文责自负。本文通讯作者：孔荣。

总额的 24.68%^①，已严重制约了全国整体消费水平的提升和中国农村经济“新常态”下的高质量发展，将农村消费市场作为当前深挖消费潜力、促进消费转型升级的主攻方向显得尤为迫切（张永丽、徐腊梅，2019）。因此，围绕农村居民的消费行为开展实证研究对刺激农村消费市场、释放农民消费潜力、驱动农业经济发展和助力中国乡村振兴具有十分重要的现实意义。

已有研究多基于收入视角考察对农户家庭消费的影响，鲜有文献从融资角度展开探讨（徐丽鹤、Nico Heerink，2015）。在发展中国家，农户借贷市场的供给方由正规金融机构和非正规金融机构构成（申云，2016）。正规金融机构提供的贷款被称为正规借贷。本文将正规借贷界定为向信用社、银行或邮储机构等正规金融机构申请并获批贷款的行为。理论上，农户获取正规借贷资金后，不仅可以平滑家庭的跨期消费，而且能够有效降低家庭消费对于可支配收入的敏感性，进而在缓解流动性约束的同时实现提前消费（Wu，2018）。事实上，随着中国普惠金融的快速发展、农村金融体制改革的深入推进和农村正规金融机构借贷服务的逐步完善，正规借贷对农村消费的影响日渐深远。然而，通过梳理文献可以发现，学者们在正规借贷影响农村消费的方向和程度问题上还存在较大分歧。有学者认为，农户通过参与正规借贷可以缓解流动性约束，进而有效提升家庭消费水平（易行健等，2017）。但是，也有学者持相反意见，如陈东、刘金东（2013）基于 1981~2010 年的统计数据，运用状态空间模型和中介效应检验证实农村借贷对居民消费的影响不显著。

既往研究从不同方面考察了正规借贷对农村居民家庭消费的影响，但至少还需在以下三个方面进行完善：一是在研究方法方面。现有文献多采用 Logit、Probit、Tobit 和分位数回归等传统线性回归方法，将是否参与正规借贷当作虚拟变量引入回归方程直接比较参与正规借贷农户和未参与正规借贷农户的行为差异（例如马燕妮、霍学喜，2017），但是该类方法忽视了两类农户的异质性，不能克服有偏估计与样本“自选择”导致的样本选择性偏误，致使计量结果失效。亦有少量文献利用双重差分法分析农户在参与正规借贷前后的行为差异，但难以准确观测农户参与正规借贷前的行为，易导致模型结果存在有偏估计。二是在研究内容方面。现有文献多聚焦于考察农户参与正规借贷的意愿及其影响因素（例如易小兰，2012；王定祥等，2011），属于“事前”（参与正规借贷前）研究，缺乏“事前”与“事后”（参与正规借贷后）的对比。此外，现有相关研究多探析正规借贷对全样本农户的影响，鲜有文献将农户分组并探讨组群差异。三是在农村居民家庭消费指标测度方面。现有文献多将农户消费划分为食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及维修服务、医疗保健和个人用品、交通和通信、娱乐教育文化用品及服务、居住等八大类，或生存型消费、发展型消费和享受型消费三大类，然而，在以家庭为主的中国农业农村经济发展过程中，农户既是消费者又是直接的生产经营者和投资者，经济活动既包括生产性消费亦包括生活性消费，却鲜有文献据此展开深入探究。

鉴于此，本文从理论上阐释正规借贷对农村居民家庭消费的影响机理，基于山东省 622 户农户

^① 数据来源：根据国家统计局统计数据库（<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）2018 年人口和全体及分城乡居民收支基本情况（新口径）两项指标计算所得。

的实地调查数据，利用 Logit 模型探析农户参与正规借贷的影响因素，采用倾向得分匹配法（Propensity Score Matching，简称 PSM）这一准自然实验研究方法建立反事实研究框架，探究正规借贷对农村居民家庭消费^①的影响效应，并实证分析影响效应在不同年龄、受教育程度背景下的组群差异，运用 Tobit 模型和 OLS 模型实证检验收入增长效应视角下正规借贷对农村居民家庭消费的影响机理。本文的研究结果有益于拓宽正规借贷对农户福利效应的研究视域，笔者以期通过本文研究为进一步优化正规借贷供给决策、推动农村消费市场的发展、助力农村消费转型升级提供重要的实践参考依据。

二、正规借贷影响农村居民家庭消费的经济解释及研究假说

（一）正规借贷对农村居民家庭消费总水平的影响分析

本文以消费经济学理论、马克思主义政治经济学理论和相关学者的研究为指导，从总消费、生产性消费和生活性消费三方面衡量家庭消费。生产性消费是指农户对生产资料的消耗行为和过程，包括劳动力、原材料、能源动力和生产工具的耗费，以及各种为生产服务的劳务消费等（Steger, 2010；王利明，2002；何林，2008）。生活性消费指农户用于满足日常生活需要而发生的消费，包括用于食物、衣服、日用品、教育、医疗等方面的消费（曲兆鹏、赵忠，2008）。

为了进一步厘清正规借贷对农村居民家庭消费的影响，本文参照叶静怡、刘逸（2011）的研究，设计两期模型，并作以下 5 点假定：第一，农户仅可将时间支配于闲暇或劳动；第二，农户在生产过程中将通过合理配置劳动时间和资本以追求产出最大化；第三，个体将选择效用最大化的消费水平；第四，个体均可获得适宜的借贷水平以缓解家庭流动性约束；第五，农户既可将借贷资金投入生产性消费，也可用于生活性消费。考虑到借贷行为通常涉及跨期消费，因而，农户效用最大化问题可表示为：

$$\begin{aligned} \text{Max} : U &= U(C_1, C_2, l_1, l_2) \\ \text{s.t.} \begin{cases} p_1 f(K_1, H_1) + \omega_1 M_1 = B + C_1 + I \\ p_2 f(K_2, H_2) + \omega_2 M_2 = B(1+r) + C_2 \\ T_1 = H_1 + M_1 + l_1 \\ T_2 = H_2 + M_2 + l_2 \\ K_2 = I \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

（1）式中， C_1 代表生产性消费， C_2 代表生活性消费， l_1 为生产闲暇， l_2 为生活闲暇， p 为农产品价格， K 为投入资本， H 为农业劳动时间， $f(\bullet)$ 为生产函数， ω 为工资率， M 为非农劳

^① 本文依据消费经济学理论和马克思主义政治经济学理论，并结合相关学者的研究成果，将农村居民家庭消费界定为农户对生产资料的消耗行为、过程以及用于满足日常生活需要而发生的消费，包括生产性消费与生活性消费两部分。具体内涵详见本文第二部分。

动时间， r 为利率， B 为借贷资金， I 为储蓄， T 为时间禀赋。

假设农户在当期获批正规借贷资金 B 后有两种选择：第一，全部用于生活性消费，提升家庭生活消费水平；第二，全部投入生产性消费，即期生活性消费水平保持不变。

在第一种情况下，农户会将 B 全部用于生活性消费，那么，农户当期的家庭消费水平会有所提升且效用得到最大化满足。与此同时，家庭的生产性消费将保持不变，农户下期的农业收入不会增加。受 $B(1+r)$ 还款压力的影响，农户势必会减少第二期的家庭生活性消费。因此，农村居民家庭效用水平的变化取决于当期和未来的生活消费偏好以及利率水平 r 。事实上，由于农村居民收入水平往往偏低，相应地，他们的消费需求层次低且主要关乎生存的必需消费，即他们多偏向于生活性消费。因而，为了满足家庭基本的生活需求，农户会通过正规金融机构的融资渠道获批资金，保障家庭生活性消费，进而提升家庭即期效用水平。

在第二种情况下，农户将借贷资金全部用于生产性消费，那么，农户仍然需要在第二期向正规金融机构偿还 $B(1+r)$ 。不同的是，鉴于农户将当期获批借贷资金 B 全部投入下期生产性消费，在其他条件保持不变的情况下，下期的产出和收入水平一定会得以提升，表明下期的消费水平取决于农业投资回报率、利率 r 和下期的经营情况。若投资回报率高于借贷利率 r ，在下期的经营规模和生产性消费水平保持不变的情况下，则下期的家庭消费水平将提升，反之则降低。实际上，农户的储蓄率长期处于较低水平，依靠自身储蓄扩大经营规模、改善生产性消费的难度较大。因此，正规借贷资金的投入将有助于缓解农户融资约束，促进家庭生产性消费，进而提升家庭效用水平。

总体来看，农户在面临自有资金不足和流动性约束时，通常会选择合适的利率水平进行资金借贷，用于家庭生产性消费或生活性消费，以满足当期的生产和生活所需，提升家庭总消费水平。因此，可以推断，参与正规借贷是农户提升家庭效用水平的关键因素和重要途径。

基于上述分析，本文提出如下假说：

H1：正规借贷对农村居民家庭消费具有显著正向影响。

H1-1：正规借贷对农村居民家庭总消费具有显著正向影响。

H1-2：正规借贷对农村居民生产性消费具有显著正向影响。

H1-3：正规借贷对农村居民生活性消费具有显著正向影响。

（二）正规借贷对农村居民家庭消费的结构影响分析

家庭收入和正规借贷资金是保障农户生产性消费的主要资金来源，然而，受农业弱质性和个体收入来源单一性的影响，借贷资金的多寡会直接制约农户家庭的经营规模。为解决由资金投入不足引致的农业现代化发展进程缓慢的迫切问题，政府大力倡导发展普惠金融，持续推进农村金融体制机制改革，切实缓解农民融资难的问题，不断增加借贷资金投入以促进农业快速发展（梁虎等，2017）。Singh et al.（1986）在运用多种农户模型进行实证分析后认为，获取正规金融市场资本支持对农户生产性消费和生活性消费的促进作用显著不同。通常而言，若将等量借贷资金用于生产性消费，则更有利于提升农户家庭福利的边际效用。其他学者的研究亦证实了正规借贷对生产性消费的促进作用更为显著（Petrick，2005；朱喜、李子奈，2006）。基于此，本文提出假说2：

H2: 正规借贷对生产性消费的促进作用大于对生活性消费的促进作用。

(三) 收入增长效应视角下正规借贷对农村居民家庭消费的影响分析

居民消费理论的形成、发展与演进历程揭示了收入是影响消费的核心变量。在居民消费理论形成的初期阶段, Keynes (1936) 倡导绝对收入假说, 认为当期(可支配)收入决定家庭消费, 且收入与边际消费倾向呈负相关; Duesenberry (1949) 却指出受“棘轮效应”和“示范效应”的影响, 消费往往由相对收入所决定, 并非取决于现期绝对收入水平; 随后, Modigliani and Brumberg (1954) 提出生命周期假说, 认为理性的个体倾向于平滑终生消费以追求长期贴现效用之和最大化; Hall (1978) 则认为在预算约束下, 消费者为实现个体效用最大化通常会遵循一个随机游走的轨迹; 然而, 由于随机游走假说基于借贷市场完善且不存在风险的假定, 与现实情况相悖, 所以 Flavin (1985) 提出流动性约束假说, 认为受限于家庭财富积累与信息不对称, 消费者通常很难获取贷款, 消费倾向受到抑制。

诸多实证研究亦证实, 可支配收入的多寡是导致农户家庭消费支出增减的核心因素且可支配收入的变动与消费支出的增减具有同向性(胡帮勇、张兵, 2011)。Gourinchas and Parker (2001) 将借贷与消费生命周期理论相结合, 得出农户可通过正规借贷增加家庭财富以促进消费支出的结论。周小刚、陈熹(2017) 运用结构方程模型发现, 参与正规借贷有利于通过提高农户劳动生产率和增加农业收入, 进而改善农户消费水平。Mckinnon (1973) 以存在分割经济、生产者拥有经济理性和投资机会为前提建立模型, 并提出在面临分割经济时, 由于存在自有资金不足、面临资本约束的情况, 农户常因投资资金匮乏导致家庭收入处于低水平。为了缓解借贷约束, 农户会通过参与正规借贷来积累物质资本、提升人力水平和生产经营能力, 优化现有资源配置, 提高农户家庭收入, 进而促进农村居民家庭消费。闫啸、牛荣(2017) 利用 1771 户农户调查数据, 构建固定效应模型考察了农户借贷对收入的影响, 结果表明农户借贷与家庭收入呈正相关关系, 农户参与借贷有利于改善家庭福利状况。刘辉煌、吴伟(2014) 基于家庭金融调查微观数据剖析农户借贷状况及其收入效应, 结果发现借贷对农户收入增长具有显著的促进作用。

鉴于上述分析, 本文认为正规借贷的推进有助于缓解农户的资金约束, 在较大程度上提升农户家庭可支配收入, 进而影响农户家庭消费决策。基于此, 本文将家庭收入分为总收入、农业收入和非农收入, 从收入增长效应视角剖析正规借贷影响农户家庭消费的机理(见图 1), 并提出如下假说:

H3: 正规借贷对农村居民家庭收入具有显著正向影响。

H3-1: 正规借贷对农村居民家庭总收入具有显著正向影响。

H3-2: 正规借贷对农村居民农业收入具有显著正向影响。

H3-3: 正规借贷对农村居民非农收入具有显著正向影响。

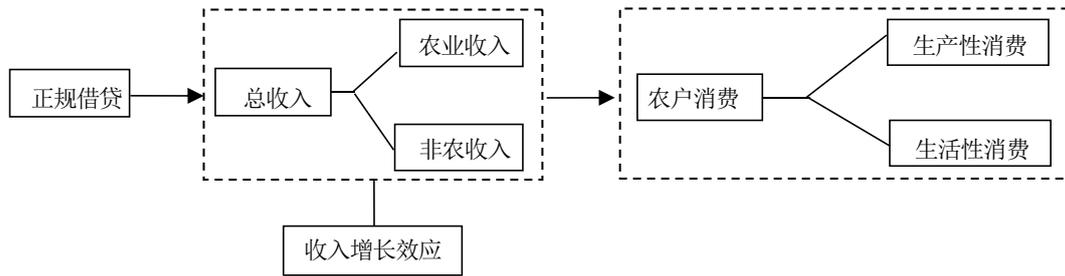


图1 正规借贷影响农户家庭消费的机理

三、研究设计

（一）数据来源及样本基本情况

本文数据源自项目组于2018年9月在山东省聊城市莘县、临沂市沂南县和潍坊市青州市开展的入户调查。山东省素有“中国经济缩影”的称号，农业占比较大，正规金融介入较为丰富（张述存、顾春太，2018）。本次调查遵循多阶段分层抽样与随机抽样相结合的原则，项目组在莘县、沂南县和青州市随机抽选3个样本镇，每个样本镇随机抽取2~3个自然村，并在样本村内随机访问25~30个农户。本次入户调查共涉及3个市3个县9个乡镇25个自然村，累计发放问卷650份，回收有效问卷622份，有效率为95.69%，样本代表性良好。

样本基本情况如下：从区域分布来看，聊城市莘县、临沂市沂南县和潍坊市青州市的农户问卷分别为234份（占比37.62%）、168份（占比27.01%）和220份（占比35.37%）。从农户参与借贷情况来看，参与正规借贷的农户样本量为228户（占比36.66%），未参与正规借贷的农户样本量为394户（占比63.34%）；样本农户获得正规借贷资金的主要方式是个人信用贷款、小组联户或公务员等担保贷款，平均贷款期限为2.64年，平均贷款年利率为6.92%。从个体特征来看，受访者中有440名男性（占比70.74%）和182名女性（占比29.26%）；受访者的平均年龄为48岁；受教育程度集中于初中学历（占比24.60%）。从家庭特征来看，2017年农村居民家庭平均总消费、生产性消费和生活性消费分别为14.32万元、7.50万元和6.83万元。

（二）变量选取及描述性统计

1. 因变量。本文研究的因变量为家庭消费，分别以家庭总消费、生产性消费和生活性消费表征。为了保证数据平稳，克服变量间的非线性问题，本文对总消费、生产性消费和生活性消费加1后作取自然对数处理，并用其分别表征各变量。

2. 核心自变量。本文研究的核心自变量为农户是否参与正规借贷，若家庭参与正规借贷，则记作1；反之，则记作0。

3. 控制变量。为了厘清农户参与正规借贷决策的影响因素，进一步测度正规借贷对农户家庭消费的影响效应，本文借鉴已有相关研究（杨汝岱等，2011；Barslund and Tarp, 2008；张珩等，2018；丁淑娟等，2017），选取户主特征、家庭特征、借贷特征和区域特征作为控制变量。

本文选取年龄和受教育年限表征户主特征。考虑到年龄和受教育年限对正规借贷行为的影响可能存在非线性关系，即中年户主或受教育程度为中等的户主可能更倾向于参与正规借贷，因而，本文在模型中还设置了户主年龄平方和受教育年限平方两个变量。

本文选取亲友是否供职于信用社或银行、家庭资产变量来表征家庭特征。受访者家庭中若有亲友供职于信用社或银行，则农户获取有关正规借贷政策的信息会更便利，缓解双方信息不对称和降低交易成本的可能性更大，农户借贷行为响应更积极。此外，家庭资产亦常常影响农户正规借贷的参与决策和获批额度。有研究表明，家庭资产匮乏的农户往往缺乏理财经验，其资金利用效率相对较低，因而难以获得正规借贷或获批额度较小；而家庭资产丰裕的农户由于更注重投资的成本收益分析，其资金使用效率相对较高，因而更容易获得正规借贷（周小刚、陈熹，2017）。

本文选取对正规借贷了解情况、未来三年融资需求和对正规金融机构办理业务积极性的评估作为反映借贷特征的变量。农户对正规借贷的了解越深入，与正规金融机构的沟通将越顺畅，则成功获批正规借贷的概率也就越大。与此同时，农户未来三年的融资需求越强烈，为了实现融资，参与正规借贷亦会越积极。农户对金融机构办理业务积极性评价越高，表明农户在贷款办理过程中面临的阻碍可能越小，对贷款业务办理流程越满意，参与正规借贷的可能性亦越大。

考虑到农村居民正规借贷和家庭消费情况常受区域特征影响，本文引入 2 个地区虚拟变量控制区域固定效应。

上述各变量的赋值说明与描述性统计见表 1。

表 1 变量赋值说明与描述性统计

变量类型	变量名称	赋值说明	全样本	参与组 (A)	未参与组 (B)	差值 (A-B)
消费	家庭总消费	对 2017 年家庭总消费加 1 后取自然对数	9.961	10.701	9.533	1.168*** (0.185)
	生产性消费	对 2017 年生产性消费加 1 后取自然对数	8.705	9.588	8.193	1.395*** (0.262)
	生活性消费	对 2017 年生活性消费加 1 后取自然对数	9.324	10.022	8.921	1.101*** (0.176)
户主特征	年龄	户主实际年龄	47.744	45.162	49.239	-4.077*** (0.774)
	年龄平方	户主年龄的平方	2378.452	2113.443	2531.807	-418.364*** (72.931)
	受教育年限	户主实际受教育年限	7.605	8.548	7.058	1.490*** (0.262)
	受教育年限平方	户主受教育年限的平方	69.514	81.092	62.813	18.279*** (4.254)
家庭特征	亲友供职于信用社或银行	是=1, 否=0	0.093	0.162	0.053	0.109*** (0.027)
	家庭资产	家庭资产加 1 后取自然对数	11.714	12.117	11.480	0.637***

正规借贷促进农村居民家庭消费了吗？

						(0.098)
借贷特征	对正规借贷的了解情况	完全没听说过=1, 听说过一点=2, 一般=3, 比较了解=4, 非常了解=5	1.997	2.737	1.569	1.168*** (0.097)
	未来三年融资需求	是=1, 否=0	0.354	0.522	0.256	0.266*** (0.040)
	对正规金融机构办理业务的积极性的评估	非常不积极=1, 不太积极=2, 一般=3, 比较积极=4, 非常积极=5	3.297	3.719	3.053	0.666*** (0.071)
区域特征	样本地处聊城	是=1, 否=0	0.376	0.224	0.464	-0.240*** (0.037)
	样本地处临沂	是=1, 否=0	0.270	0.399	0.195	-0.204*** (0.038)

注：***表示估计结果在1%的水平上显著，括号中数字为标准误。

综合比较参与正规借贷组农户与未参与正规借贷组农户在各类变量值（见表1）上的差异可知，相较于未参与组农户，参与组农户在户主特征方面呈现出年龄偏低和受教育程度偏高的特征；在家庭特征方面表现为亲朋在信用社或银行工作的概率偏高和家庭资产偏丰裕的特征；在借贷特征方面体现为对正规借贷更为了解、未来三年融资需求更为强烈、对正规金融机构办理业务的积极性的评估更为积极的特征；在区域特征方面展现为聊城市偏少、临沂市偏多的特征。不考虑其他影响因素的条件下，参与正规借贷组农户在家庭总消费、生产性消费和生活性消费方面显著高于未参与组农户（差值在1%水平上显著）。考虑到农户是否参与正规借贷本质上属于一种“自选择”行为，家庭消费的差异性并不一定源自正规借贷的直接影响，因而，有必要建立反事实研究框架及运用PSM方法测度正规借贷对农户家庭消费的影响净效应。

（三）农户正规借贷的反事实研究框架

1. 农户参与正规借贷方程与农户家庭消费方程。根据随机效用决策模型，可设置变量 U_{1i} 和变量 U_{0i} 分别代表农户 i 参与和未参与正规借贷的效用，将 M_i^* 定义为二者的差值，即 $M_i^* = U_{1i} - U_{0i}$ 。由于微观经济学假设个体完全理性且追求效用最大化，因而，若 $M_i^* > 0$ ，则说明农户会参与正规借贷，即 $M_i^* = 1$ ；反之，则说明农户不会参与正规借贷，即 $M_i^* = 0$ 。本文设定农户参与正规借贷的方程为：

$$M_i^* = \psi(x) + \varepsilon \quad (2)$$

(2)式中， M_i^* 为二值被解释变量； x 为影响农户参与正规借贷的外生解释变量向量，包括户主特征、家庭特征、借贷特征和区域特征，具体变量如表1所示； ε 为随机误差项。

为了测度正规借贷对农户家庭消费的影响效应，本文设定农户家庭消费的方程为：

$$Y_{ki}^* = \phi(Z) + \lambda M_i^* + \delta \quad (3)$$

(3) 式中, Y_{ki}^* 为农户家庭消费潜变量, $K=1,2,3$ 分别代表家庭总消费、生活性消费和生产性消费; Z 为影响农户家庭消费的外生解释变量向量, M_i 为农户 i 参与正规借贷变量, δ 为随机扰动项。考虑到农户参与正规借贷 (M_i) 可能会受某些不可观测因素的影响, 而这些不可观测因素或许与家庭消费 (Y_{ki}) 相关, 从而致使 (3) 式中的 M_i 与 δ 相关。因此, 如果直接对方程进行回归分析可能导致计量结果存在估计偏误。与传统线性回归方法相比, 倾向得分匹配法能够有效克服有偏估计与样本“自选择”导致的“选择偏差” (Wooldridge, 2002)。由于 PSM 既不需要事先假定函数形式、参数约束及误差项分布, 亦不要求解释变量严格外生, 故在解决处理变量的内生性问题时存在明显优势, 因此, 本文采用该方法进行模型估计与实证分析。

2. 基于倾向得分匹配的农户正规借贷反事实分析框架。参照经典的反事实分析框架, 本文设置虚拟变量 $D_i = \{0,1\}$ 表示农户 i 是否参与正规借贷, 即 $i=1$ 为参与, $i=0$ 为未参与。在调查问卷中设计“最近三年您家有向信用社/银行/邮储机构等申请贷款吗?” 题项, 并设置“没有=1; 有, 但后来主动放弃了申请=2; 有, 但被拒绝=3; 有, 获得部分贷款=4; 有, 获得全额贷款=5” 5 个回答选项, 反映农户实际参与正规借贷情况。当农户对题项作答 4 或 5 时, 则界定该农户为参与户, 即 $i=1$; 当农户对题项作答 1、2 或 3 时, 则界定该农户为未参与户, 即 $i=0$ 。对于个体 i , 其未来家庭消费 y_i 可能有两种状态, 即 y_{1i} 表示农户 i 参与正规借贷的未来家庭消费, y_{0i} 表示农户 i 未参与正规借贷的未来家庭消费。

本文的反事实分析框架研究步骤如下:

第一步, 选择协变量 x_i 。借鉴相关文献, 将影响农村居民家庭消费和参与正规借贷的因素纳入模型, 即户主特征、家庭特征、借贷特征和区域特征变量, 以保证可忽略性假设得到满足。

第二步, 计算倾向得分。本文运用 Logit 模型计算个体 i 参与正规借贷的倾向得分值, 并遵循 Rosenbaum and Rubin (1983) 的建议, 在模型中引入 x_i 的高次项 (如年龄平方、受教育年限平方) 使得方程形式更为灵活, 从而进一步提升计算结果的精准度。

第三步, 进行倾向得分匹配。(1) 选择匹配方法。众所周知, 匹配方法无优劣之分, 但由于不同的匹配方法存在一定的测算偏差, 故即便是处理相同的样本数据, 亦会产生异质性的计量结果。关于选用何种方法进行匹配才能使得结果最优, 学术界尚未达成共识。但是, 如果在运用多种匹配方法后获取的结果相似甚至一致, 则意味着匹配结果稳健, 样本有效性良好 (陈强, 2014)。因此, 为了增强研究结论的可靠性, 本文运用了 5 种主流方法进行匹配。①k 近邻匹配, 即通过寻找倾向得分最近的 k 个不同组个体进行匹配。本文将 k 设定为 4, 进行一对四匹配, 从而实现均方误差最小化。②卡尺匹配, 即限制倾向得分的绝对距离。经过测算, 本文将卡尺范围设定为 0.07。③卡尺内 k 近邻匹配, 即在给定卡尺范围内寻找 k 近邻匹配。本文将卡尺范围设定为 0.07, 进行一对四匹配。④核匹配。本文使用默认的核函数和带宽。⑤样条匹配。本文采用 spline 命令进行默认回归。

(2) 检验平衡性。如果倾向得分估计得较为准确, 则可用标准化偏差来检验 x_i 在匹配后的处理组和对照组之间分布是否实现了统计学上的数据平衡。

第四步, 计算平均处理效应。平均处理效应包含三类: 一是处理组的平均处理效应 (ATT),

即参与正规借贷农户家庭消费变化的平均值。二是对照组的平均处理效应（ATU），即未参与正规借贷农户家庭消费变化的平均值。三是全样本的平均处理效应（ATE），即随机样本农户的家庭消费变化的平均值。由于本文探究正规借贷对农村居民家庭消费的促进作用，聚焦于参与正规借贷农户的家庭消费变化，因而，选用 ATT 进行分析更为合适，其表达式为：

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N_1} \sum_{i:D_i=1} (y_i - \hat{y}_{0i}) \quad (4)$$

(4) 式中， N_1 表示处理组农户的数量，即参与正规借贷组农户的数量； $\sum_{i:D_i=1}$ 表示仅对参与正规借贷农户进行加总； y_i 表示农户 i 的消费行为， \hat{y}_{0i} 表示参与正规借贷组农户未参与借贷时其消费行为的估计值。

四、农户参与正规借贷的影响因素分析

为实现样本匹配，本文分析了农户参与正规借贷的影响因素，估计结果见表 2。自变量之间相关性的 Pearson 检验结果表明，各自变量之间不存在多重共线性。

表 2 基于 Logit 模型的农户参与正规借贷方程的估计结果

变量类型	变量名称	回归系数	标准误
户主特征	年龄	0.169*	0.091
	年龄平方	-0.002**	0.001
	受教育年限	0.231**	0.110
	受教育年限平方	-0.016**	0.007
家庭特征	亲友供职于信用社或银行	0.701**	0.354
	家庭资产	0.274***	0.102
借贷特征	对正规借贷了解情况	0.727***	0.115
	未来三年融资需求	0.778***	0.215
	对正规金融机构办理业务的积极性的评估	0.298**	0.140
区域特征	样本地处聊城	-0.512**	0.256
	样本地处临沂	0.337	0.274
统计检验	log likelihood	-293.540	
	R ²	0.282	
	LR chi ²	230.350	
	样本容量	622	

注：***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

由表 2 可知，差异化的户主特征、家庭特征、借贷特征和区域特征是农户参与正规借贷的重要诱因。从户主特征方面来看，年龄与参与正规借贷呈“倒 U 型”关系，即壮年农户参与正规借贷的倾向性较强，可能的原因是：一方面，农户具有较为丰富的种养殖经验和创业机会，所以偿还贷款

的能力较强；另一方面，金融机构能够较为精准地掌握他们的综合信息，便于借贷管理。此外，受教育年限与参与正规借贷之间亦呈“倒U型”关系，表明受教育水平较低和较高的农户参与正规借贷的意愿较弱。从家庭特征来看，亲友供职于信用社或银行在5%的统计水平上有显著的正向影响，表明农户与信用社或银行关系越紧密，则越有利于提高其对正规借贷可得性的预期；家庭资产在1%的统计水平上有显著的正向影响，说明家庭资产作为抵押物有利于农户获取正规借贷。从借贷特征来看，对正规借贷了解情况在1%的统计水平上有显著的正向影响，即农户对正规借贷越了解则越有利于获批贷款；未来三年融资需求在1%的统计水平上有显著的正向影响，说明农户的融资需求越强烈越容易促使其参与正规借贷；对正规金融机构办理业务的积极性的评估在5%的统计水平上有显著的正向影响，表明金融机构人员办理业务的积极性越强，则越有利于提高农户获贷的成功率。从区域特征来看，样本地处聊城在5%的统计水平上有显著的负向影响。事实上，聊城市的地区GDP在3个样本城市中位列倒数第一，金融业务的发展较其他两个城市而言相对落后，因而，该结果从侧面反映了区域内金融条件越优越，农户参与正规借贷的概率越高。

五、正规借贷对农户家庭消费的影响效应测算

（一）共同支撑域与PSM匹配结果分析

本文基于参与正规借贷方程估计结果计算农户*i*参与正规贷款的条件概率 P_i 的拟合值，即农户*i*的倾向得分。为了保证样本数据的匹配质量，在获得倾向得分后进一步绘制了密度函数图以检验匹配后的共同支撑域，如图2所示。正规借贷参与样本与未参与样本的倾向得分具有较大范围的重叠，而且多数观察值都在共同取值范围内。此外，根据5种不同匹配方法下样本的最大损失结果（见表3）可知，处理组与对照组在损失16个样本后仍然保留了606个匹配样本，表明匹配效果良好。

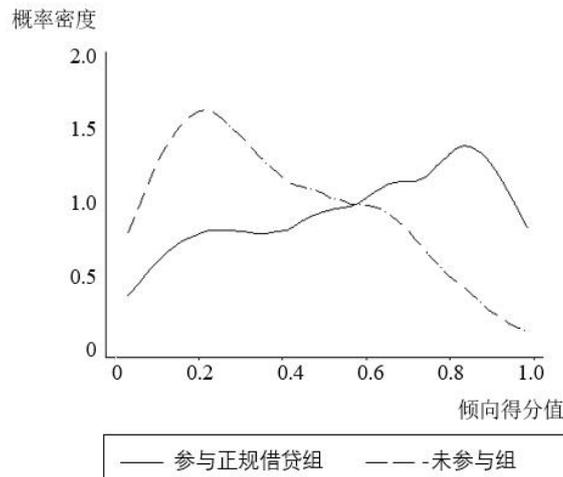


图2 农户倾向得分匹配后的密度函数图

表3 PSM 匹配结果

	未匹配样本	匹配样本	总计
对照组	15	379	394

处理组	1	227	228
总计	16	606	622

（二）平衡性检验

为了确保倾向得分匹配结果的可靠性，本文检验了协变量的平衡性，即经过匹配后，对照组和处理组农户除了在家家庭总消费、生产性消费和生活性消费方面存在差异外，在协变量方面不存在显著的系统性差异。由平衡性检验结果（见表4）可知，在样本匹配后，解释变量的标准化偏差从54.7%减少到7%~11.3%，总偏误显著降低且小于平衡性检验规定的20%红线标准；伪R²从匹配前的0.279下降到匹配后的0.012~0.027；LR统计量由匹配前的227.870下降到7.820~17.280。依据上述检验结果分析可知，运用倾向得分匹配法可有效减少对对照组和处理组之间解释变量分布的差异，并消除样本自选择导致的估计偏误。

表4 倾向得分匹配前后解释变量平衡性检验结果

匹配方法	伪R ²	LR统计量	标准化偏差(%)
匹配前	0.279	227.870	54.700
k近邻匹配	0.027	17.280	11.300
卡尺匹配	0.023	14.540	9.800
卡尺内k近邻匹配	0.026	16.160	10.600
核匹配	0.023	14.550	9.700
样条匹配	0.012	7.820	7.000

（三）正规借贷对农户家庭消费的影响效应测算及组群差异分析

1. 影响效应测算。本文测算了正规借贷对家庭总消费、生产性消费和生活性消费的平均处理效应，估计结果（见表5至表7）显示，运用5种不同方法匹配后所获取的计量结果基本一致，表明样本数据具有良好的稳健性，因而，本文选取其算术平均值表征影响效应以便于后文实证分析。

表5 倾向得分匹配的处理效应（家庭总消费）

匹配方法	平均处理效应	标准误	T检验值
k近邻匹配(k=4)	0.814**	0.375	2.171
卡尺匹配(卡尺=0.07)	0.845**	0.356	2.374
卡尺内k近邻匹配(k=4, 卡尺=0.07)	0.801**	0.378	2.120
核匹配	0.865**	0.382	2.264
样条匹配	0.778***	0.281	2.769
平均值	0.821	-	-

注：***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著。

表6 倾向得分匹配的处理效应（生产性消费）

匹配方法	平均处理效应	标准误	T检验值
k近邻匹配(k=4)	1.766***	0.527	3.351
卡尺匹配(卡尺=0.07)	1.626***	0.500	3.252

正规借贷促进农村居民家庭消费了吗？

卡尺内 k 近邻匹配 (k=4, 卡尺=0.07)	1.663***	0.532	3.126
核匹配	1.568***	0.536	2.925
样条匹配	1.590***	0.513	3.099
平均值	1.643	-	-

注：***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 7 倾向得分匹配的处理效应（生活性消费）

匹配方法	平均处理效应	标准误	T 检验值
k 近邻匹配 (k=4)	0.697**	0.356	1.960
卡尺匹配 (卡尺=0.07)	0.737**	0.338	2.180
卡尺内 k 近邻匹配 (k=4, 卡尺=0.07)	0.692*	0.359	1.928
核匹配	0.763**	0.362	2.108
样条匹配	0.667**	0.268	2.489
平均值	0.711	-	-

注：***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

经过倾向得分匹配的反事实估计后，正规借贷正向显著影响农户家庭总消费，影响的净效应为 0.821，表明在考虑了农户选择性偏差后，参与正规借贷会促使农户家庭总消费显著提高 82.1%，H1-1 得以验证。从生产性消费来看，处理组的平均处理效应（ATT）为 1.643，表明在排除其他因素的影响下，参与正规借贷会促使农村居民生产性消费显著提高 164.3%，H1-2 得以验证。从生活性消费来看，处理组的平均处理效应（ATT）为 0.711，表明在排除其他因素的影响下，参与正规借贷会促使农村居民生活性消费显著提高 71.1%，H1-3 得以验证。由此，H1 得以验证。模型结果还表明，不论是何种匹配方法，正规借贷对生产性消费的促进作用均大于对生活性消费的促进作用，H2 得以验证。

2. 组群差异分析。事实上，即便在同一地区内部，不同类型农户参与正规借贷的情况也存在较大差异（黄祖辉等，2009；Domeher et al., 2016）。前文虽选用处理组的平均处理效应（ATT）测度正规借贷对农村居民家庭消费的影响净效应，但是 ATT 仅能反映参与正规借贷农户家庭消费变化的平均值，无法体现样本农户影响效应的结构性差异，即组群差异。因而，探讨不同类型农户的组群差异有助于丰富正规借贷对农村居民福利效应的研究内容。

户主是家庭经济决策的主要制定者，其年龄和受教育程度作为重要的人力资本变量，能够反映家庭的风险偏好程度和对借贷渠道的选择（陈飞、田佳，2017），故正规金融机构常常将年龄、受教育程度等因素纳入放贷考核标准。近年来，农村青壮年劳动力大量流失、农村劳动力老龄化现象频发（苏昕、刘昊龙，2017），留守农民常常因年龄过大、文化程度较低等面临严重的借贷配给情况（刘西川等，2014）。因而，有必要以户主年龄和受教育程度为分组依据，聚焦于正规借贷对农村居民家庭消费影响效应展开组群差异分析，为正规金融机构优化农户年龄和受教育程度的门槛值、进一步缓解农户正规借贷约束提供理论依据。基于此，本文以户主年龄和受教育程度为标志将样本进行分组处理，检验正规借贷对农户家庭消费影响效应的组间差异。基于 k 近邻一比四匹配方法的

正规借贷对农户家庭消费影响效应的组群差异比较结果见表 8。

户主年龄不仅对正规贷款参与具有显著正向影响，而且在参与正规借贷后，间接影响农户的家庭总消费、生产性消费和生活性消费。由表 8 可知，户主年龄处于 45~55 岁的农户在参与正规借贷后分别显著提升了 117% 的总消费、145.9% 的生产性消费和 110% 的生活性消费。可能的原因是：45~55 岁的户主是留守农村的中坚劳动力，他们依托自身较为充足的经营经验和经营能力，在借贷资金的扶持下，会积极购买农资农具等助力家庭生产性经营以提升家庭收入。与此同时，伴随着收入的稳定增长，农户会追求家庭生活品质的提升，进而促进生活性消费。

除了户主年龄之外，户主受教育年限也会作用于正规借贷，进而影响农户的家庭消费。由表 8 可知，户主受教育程度为高中及以上的农户在获取正规贷款后显著提升了 268.9% 的生产性消费。可能的原因在于，受教育程度的高低在一定程度上影响了户主的学识和眼界，户主的受教育程度越高、人力资本积累越多，则对生产投资机遇的把控力越强。

表 8 正规借贷对农户家庭消费影响效应的组群差异

变量	分类标准	家庭总消费		生产性消费		生活性消费	
		平均处理效应	标准误	平均处理效应	标准误	平均处理效应	标准误
户主年龄	35 岁及以下	0.584	0.950	0.731	1.282	0.605	0.897
	35~45 岁 (含)	0.463	0.436	1.151	0.754	0.347	0.414
	45~55 岁 (含)	1.170**	0.509	1.459**	0.669	1.100**	0.483
	55 岁以上	0.120	0.416	0.853	0.758	0.046	0.410
户主受教育程度	小学及以下	0.373	0.420	0.542	0.460	0.336	0.404
	初中	0.842	0.531	0.787	0.739	0.802	0.502
	高中及以上	0.829	0.709	2.689***	1.032	0.672	0.674

注：***、**、* 分别表示估计结果在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(四) 收入增长效应视角下正规借贷对农户家庭消费的影响分析

本文基于 622 户农户实地调查数据，以农户在 2015~2017 年实际获得的正规借贷总金额为核心自变量，运用 Tobit 模型和 OLS 模型进一步检验了收入增长效应视角下正规借贷对农户家庭消费的影响，估计结果见表 9。模型 1、2 和模型 5、6 的计量结果显示，无论是否引入控制变量，正规借贷对农业收入、总收入均有显著正向影响，表明农户获批的正规借贷金额越多，对家庭农业收入和总收入增长的促进作用越大。由此，H3-1 和 H3-2 得以验证。模型 3 与模型 4 的计量结果显示，正规借贷对非农收入具有正向影响，但不显著，H3-3 未通过验证。究其原因可能是因为虽然正规借贷有利于缓解农户流动性约束，但受限于获批贷款额度，因而，正规借贷对农户增加非农收入未能产生显著影响。

表 9 正规借贷对农户家庭消费影响机制检验的估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
--	------	------	------	------	------	------

正规借贷促进农村居民家庭消费了吗？

	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit	OLS	OLS
正规借贷	0.100*** (0.028)	0.070** (0.029)	0.007 (0.034)	0.018 (0.035)	0.070*** (0.011)	0.037*** (0.010)
性别		1.207*** (0.348)		-1.537*** (0.408)		-0.026 (0.099)
年龄		0.148 (0.112)		-0.245* (0.130)		0.044 (0.030)
年龄的平方/100		-0.183 (0.116)		0.304** (0.135)		-0.070** (0.031)
受教育年限		0.069 (0.126)		-0.052 (0.148)		0.001 (0.041)
受教育年限平方		-0.013 (0.008)		0.018* (0.010)		0.005* (0.003)
实际耕地面积		0.130** (0.040)		0.093** (0.047)		0.016 (0.015)
劳动力人口占比		0.126 (0.177)		1.029*** (0.207)		0.301*** (0.054)
是否为信用户		0.320 (0.324)		0.449 (0.380)		0.178* (0.096)
家到银行、信用社的距离		0.124*** (0.041)		-0.053 (0.048)		0.003 (0.013)
亲友供职于银行或信用社		-0.720 (0.553)		1.331** (0.647)		0.509*** (0.193)
亲友任职村干部或公务员		0.246 (0.343)		-0.018 (0.402)		0.110 (0.118)
区域非农就业机会		-0.055 (0.154)		-0.027 (0.182)		0.120*** (0.043)
乡镇内金融机构数量		0.255 (1.064)		-0.617 (1.234)		0.441* (0.234)
常数	9.149*** (0.194)	4.090 (3.520)	8.006*** (0.237)	10.952*** (4.085)	11.121*** (0.056)	8.148*** (0.841)
Log likelihood	-1645.558	-1621.020	-1670.503	-1626.841	-	-
LR chi ²	12.900	61.980	0.040	87.360	-	-
Prob > chi ²	0.000	0.000	0.847	0.000	-	-
Pseudo R ²	0.004	0.019	0.000	0.026	-	-
R ²	-	-	-	-	0.089	0.271
Number of obs				622		

注：模型 1 和模型 2 的因变量为农业收入的对数值；模型 3 和模型 4 的因变量为非农收入的对数值；模型 5 和模型 6 的因变量为总收入的对数值。***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著，括号中的数字为标准误。

六、结论与政策建议

本文基于山东省3个市3个县9个乡镇25个自然村的622户农户实地调查数据，从收入增长效应视角阐释了正规借贷影响农村居民家庭消费的机理，运用Logit模型探析了农户参与正规借贷的诱因，采用倾向得分匹配法（PSM）测算了正规借贷对农村居民家庭消费的影响效应，比较了影响效应在不同年龄、受教育程度下的组群差异，并利用Tobit模型和OLS模型实证检验了正规借贷对农户家庭总收入、农业收入和非农收入的影响。研究表明，户主年龄、户主受教育年限、亲友供职于信用社或银行、家庭资产、对正规借贷了解情况、未来三年融资需求等因素显著影响农户参与正规借贷；正规借贷显著正向影响农村居民家庭消费；正规借贷对农户家庭总消费、生产性消费和生活性消费的影响净效应分别为82.1%、164.3%和71.1%；正规借贷对生产性消费的促进作用大于对生活性消费的促进作用。组群差异结果表明，相较于其他年龄段与受教育程度的户主，正规借贷对户主年龄处于45~55岁、受教育程度为高中及以上的农户家庭消费的影响效应更为显著。此外，正规借贷通过收入增长效应影响农户家庭消费的作用机理得以验证。

基于上述研究结论，为进一步优化农村正规借贷资金供给和促进农村消费转型升级，本文提出如下政策建议：一是鼓励正规金融资本“上山下乡”，引导借贷资金向生产性消费倾斜。正规金融机构应进一步提升借贷资金的支农力度，完善对农产品、农资农具等生产性消费的资金供给服务，为农户特别是小农户与现代农业发展的有机衔接提供稳健的金融支持。二是明晰农户生活性消费借贷需求，提升生活性消费贷款的资金供给。正规金融机构应围绕农户消费习惯开展专题入户调研，切实了解农户的消费借贷需求，并据此扩充农村消费借贷的项目种类。此外，还应不断完善“线上+线下”的金融服务体系，营造良好的消费借贷外部环境，促进农村网络信用消费。三是聚焦潜在重点需求人群，降低正规借贷准入门槛。正规金融机构亟需针对异质性农户建立相应的多层次供给服务体系，将留守农村具有高中以上文化程度的中壮年群体重点瞄准为潜在客户，对于受过良好教育的新型经营主体应适当放宽借贷的年龄准入门槛。

参考文献

- 1.陈东、刘金东，2013：《农村信贷对农村居民消费的影响——基于状态空间模型和中介效应检验的长期动态分析》，《金融研究》第6期。
- 2.陈飞、田佳，2017：《农业生产投入视角下农户借贷的福利效应研究》，《财经问题研究》第10期。
- 3.陈强，2014：《高级计量经济学及Stata应用》，北京：高等教育出版社。
- 4.丁淑娟、陈宗义、陈祖胜、Ye Bai，2017：《期限匹配、交易成本与农户意愿融资期限——来自山东省近万农户调研的证据》，《中国农村经济》第11期。
- 5.何林，2008：《试论生产消费与循环经济》，《当代经济科学》第1期。
- 6.胡帮勇、张兵，2011：《农村金融深化对农户消费需求影响的实证研究》，《云南财经大学学报》第6期。
- 7.黄隽、李冀恺，2018：《中国消费升级的特征、度量与发展》，《中国流通经济》第4期。

- 8.黄祖辉、刘西川、程恩江，2009：《贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释》，《经济研究》第4期。
- 9.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》，《农业技术经济》第10期。
- 10.刘辉煌、吴伟，2014：《我国家庭信贷状况研究：基于CHFS微观数据的分析》，《商业经济与管理》第8期。
- 11.刘西川、陈立辉、杨奇明，2014：《农户正规信贷需求与利率：基于TobitIII模型的经验考察》，《管理世界》第3期。
- 12.马燕妮、霍学喜，2017：《专业化农户正规信贷需求特征及其决定因素分析——基于不同规模专业化苹果种植户的对比视角》，《农业技术经济》第8期。
- 13.曲兆鹏、赵忠，2008：《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》，《经济研究》第12期。
- 14.申云，2016：《社会资本、二元金融与农户借贷行为》，《经济评论》第1期。
- 15.史清华，2019：《1986~2017年农家消费行为变迁研究——以山西十村千户为观察样本》，《人民论坛·学术前沿》第2期。
- 16.苏昕、刘昊龙，2017：《农村劳动力转移背景下农业合作经营对农业生产效率的影响》，《中国农村经济》第5期。
- 17.王定祥、田庆刚、李伶俐、王小华，2011：《贫困型农户信贷需求与信贷行为实证研究》，《金融研究》第5期。
- 18.王利明，2002：《消费者的概念及消费者权益保护法的调整范围》，《政治与法律》第2期。
- 19.徐丽鹤、Nico Heerink，2015：《正规、非正规借贷对农户支出总量及其结构的影响》，《农业技术经济》第3期。
- 20.闫啸、牛荣，2017：《农户借贷对收入增长的影响：1771个农户样本》，《改革》第10期。
- 21.杨汝岱、陈斌开、朱诗娥，2011：《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》，《经济研究》第11期。
- 22.叶静怡、刘逸，2011：《欠发达地区农户借贷行为及福利效果分析——来自云南省彝良县的调查数据》，《中央财经大学学报》第2期。
- 23.易行健、莫宁、周聪、杨碧云，2017：《消费信贷对居民消费影响研究：基于家庭微观数据的实证估计》，《山东大学学报（哲学社会科学版）》第5期。
- 24.易小兰，2012：《农户正规借贷需求及其正规贷款可获性的影响因素分析》，《中国农村经济》第2期。
- 25.张珩、罗剑朝、王磊玲，2018：《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》，《中国农村经济》第9期。
- 26.张述存、顾春太，2018：《“一带一路”倡议背景下中德产业合作——以山东省为分析重点》，《中国社会科学》第8期。
- 27.张永丽、徐腊梅，2019：《互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省1735个农户

的调查》，《中国农村经济》第2期。

28.周小刚、陈熹，2017：《关系强度、融资渠道与农户借贷福利效应——基于信任视角的实证研究》，《中国农村经济》第1期。

29.朱喜、李子奈，2006：《我国农村正式金融机构对农户的信贷配给——一个联立离散选择模型的实证分析》，《数量经济技术经济研究》第3期。

30.Barslund, M., and F. Tarp, 2008, "Formal and Informal Rural Credit in Four Provinces of Vietnam", *Journal of Development Studies*, 44(4): 485-503.

31.Domeher, D., R. Abdulai, and E. Yeboah, 2016, "Secure Property Right as a Determinant of SME's Access to Formal Credit in Ghana: Dynamics between Micro-Finance Institutions and Universal Banks", *Journal of Property Research*, 33(2) 162-188.

32.Duesenberry, J. S., 1949, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge: Harvard University Press.

33.Flavin, M. A., 1985, "Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?", *Canadian Journal of Economics*, 18(1): 117-136.

34.Gourinchas, P. O., and J. A. Parker, 2001, "The Empirical Importance of Precautionary Saving", *American Economic Review*, 91(2): 406-412.

35.Hall, R. E., 1978, "Stochastic Implications of the Life Cycle-permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86(6): 971-987.

36.Keynes, J. M., 1936, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan: Cambridge University Press.

37.Mckinnon, R. I., 1973, "Money and Capital in Economic Development", *American Political Science Review*, 68(4): 1822-1824.

38.Modigliani, F., and R. Brumberg, 1954, "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data", in K. Kurihara (eds) *Post Keynesian Economics*, New Brunswick: Rutgers University Press, pp. 388-436.

39.Petrick, M., 2005, "Empirical Measurement of Credit Rationing in Agriculture: A Methodological Survey", *Agricultural Economics*, 33(2): 191-203.

40.Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, "The Central Role of the Propensity Scores in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1): 41-55.

41.Singh, I., L. Squire, and J. Strauss, 1986, "Agricultural Household Models: Extensions, Applications, Policy", *American Journal of Agricultural Economics*, 69(2):498.

42.Steger, T. M., 2010, "Productive Consumption and Growth in Developing Countries", *Review of Development Economics*, 4(3): 365-375.

43.Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press.

44.Wu, J., 2018, "The Coexistence and Interaction of Formal and Informal Lending in China: Discussion of the Wenzhou

Case”, *The Chinese Economy*, 51(1): 97-114.

(作者单位：西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑：陈静怡)

Does Formal Lending Promote Rural Households’ Consumption? An Empirical Analysis based on PSM Method

Wang Huiling Kong Rong

Abstract: This article explains the influencing mechanism of formal lending on rural households’ consumption from the perspective of income growth effect. Based on the survey data collected from 622 rural households in Shandong Province, the study uses a Logit model to analyze the determinants of formal lending participation, uses the propensity score matching method (PSM) to measure the effect of formal loan on rural households’ total consumption, productive consumption and living consumption, and compares the group differences under varied ages and education levels. In addition, the Tobit model and OLS model are used to empirically test the impact mechanism of formal lending on rural households’ consumption from the perspective of income growth effect. The results show that factors such as the age of the head of household, educational years of the head of household, the service of friends and relatives working in credit unions or banks, household assets, knowledge of formal lending, and demanding for lending in the next three years, have significantly affected farmers’ formal lending participation in decision-making. Formal lending will promote the total household consumption, productive consumption and living consumption of farmers. They have increased significantly by 82.1%, 164.3% and 71.1%, respectively. Formal lending has promoted productive consumption more than living consumption. The results of group differences show that, compared with other age and education groups, the effect of formal lending on consumption households aged between 45 and 55 years and household heads receiving high school education and above, is more significant. In addition, the mechanism of how farmers increase their household consumption level by increasing their income after obtaining formal loans has also been verified.

Key Words: Formal Lending; Household’s Consumption; Productive Consumption; Living Consumption; PSM