

普惠金融的农民增收效应

——来自村镇银行设立的证据*

周 博 梁蕴佳

〔摘 要〕设立村镇银行的初衷是发展乡村普惠金融,解决农村地区金融机构网点覆盖率低、金融供给不足、竞争不充分等问题,但目前鲜有文献直接研究这些议题。本文使用中国县域统计数据和农村固定观察点数据,利用村镇银行在县域和年份上成立的差异,构造多时点双重差分模型考察了村镇银行的经济效应。研究发现:(1)村镇银行的设立促进了县域层面的金融资源供给增加和经济增长;(2)村镇银行的直接增收效应主要作用于经营企业(即新型农业经营主体)的农户,这是由于村镇银行显著增加了农民专业合作社等新型农业经营主体的进入数量;(3)村镇银行进一步通过家庭农场的辐射带动效应间接促进了普通农户的收入增长以实现共同增收;(4)普惠金融数字化程度与村镇银行设立所产生的交互式影响显著促进了普通农户的收入水平。本文的研究结果表明,支持新型农业经营主体发展是普惠金融激活农村经济增长潜能的重要渠道,这为如何促进普惠金融高质量发展并最终实现共同富裕提供了政策启示。

关键词: 普惠金融 农民增收 新型农业经营主体 共同富裕

JEL分类号: G21 O16 Q14

一、引 言

在推进乡村全面振兴的新发展阶段,强化金融要素保障具有重要意义。然而,农村地区普惠金融发展仍面临着融资难、融资贵以及风险保障水平低等问题和挑战,这是当前我国普惠金融高质量发展的主要薄弱环节之一。2023年10月召开的中央金融工作会议明确将普惠金融作为建设金融强国的五篇大文章之一。而为小微企业和“三农”领域提供更多高质量的金融服务就是普惠金融的具体体现(李建军等,2020)。因此,如何解决农村金融包容性问题,满足农村经济发展多层次多样化的金融需求,对增强中国农村地区的经济前景具有关键意义。本文重点关注的村镇银行是经银保监会批准的为当地农民、农业和农村经济发展活动提供金融服务的正规金融机构,村镇银行的设立是我国普惠金融发展过程中的重要举措。村镇银行从2006年试点开始至今不过16年,但在数量上已发展成为国内数量最多的一类银行金融机构,如图1所示^①。

* 周博,西南财经大学经济学院,博士研究生;梁蕴佳(通信作者),四川大学经济学院,博士研究生。作者感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵修改意见,文责自负。

① 截至2022年6月,我国银行业金融机构有3480家。其中,开发性金融机构1家,政策性银行2家,国有大型银行6家,股份制商业银行12家,城市商业银行125家,住房储蓄银行1家,民营银行19家,农村商业银行1602家,外资银行41家,农村合作银行23家,村镇银行1648家。其中,村镇银行数量占比最高。

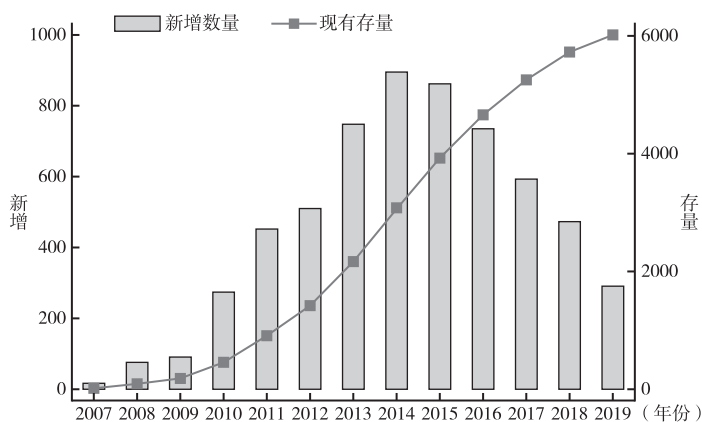


图1 村镇银行的发展状况

数据来源：中国银保监会。

村镇银行成立的目的是解决农村地区银行业金融机构网点覆盖率低、金融供给不足、竞争不充分等问题，支持“三农”的发展，并实现农业稳产增产、农民稳步增收、农村稳定安宁。为了实现上述目标，监管机构对村镇银行的业务开展制定了相关的规定。例如信贷资金用于当地县域的比例不得低于80%、农户和小微企业贷款比例不得低于90%、户均贷款不得大于35万人民币^①。根据银保监会的数据，截至2020年9月末，全国共组建村镇银行1641家，已覆盖全国31个省份的1306个县（市、旗），中西部占比65.8%，县域覆盖率71.2%。贷款主要投向县域农户和小微企业，农户和小微企业贷款占比始终保持在90%以上，单户500万元以下贷款占85%，户均贷款30.5万元^②。

作为普惠金融的主力军，村镇银行所产生的影响到底如何，实现了农村产业兴旺，尤其是农民收入增加的目标吗？根据现实情况来看，答案是不确定的。一方面，从金融供给的角度来看，虽然政策监管要求村镇银行涉农贷款不得低于一定比例，但是农业生产活动风险大，村镇银行作为商业机构，往往从利润最大化的角度出发，经常违规将涉农贷款用于其他项目。因此，村镇银行实际上的支农贷款比例并没有那么高^③。另一方面，从金融需求的角度来看，农村地区的信贷需求是比较低的。根据2015年中国家庭金融调查数据，如图2所示，信贷需求最高的农业合作社也只有25%的信贷需要比例，而普通农户的信贷需要比例最低，只有10%。除此之外，他们往往还遭受银行等金融机构的拒贷，平均而言，他们被银行拒绝贷款的比例为28%。

如上述分析所示，在金融供给存在痛点、金融需求存在堵点的情况下，很难从理论层面直接推断出村镇银行的成立促进了农村经济发展的结论。另外，即使村镇银行促进了农业发展和经济增长，也不一定所有农民都从中受益。图2说明不同农业主体的信贷需求比例是不一样的，且不同农业主体利用银行信贷的能力也是存在差异的。李建军和韩珣(2019)指出，银行和保险等金融机构忽视弱势群体的资源配置能力是导致包容性金融体系无法实现减贫的根源。由此引申出的一个

① 数据来源于《中国银保监会办公厅关于推动村镇银行坚守定位提升服务乡村振兴战略能力的通知》<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=875847&itemId=924&generaltype=1>。

② 数据来源于中国银保监会网站链接 <http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=956082&itemId=916&generaltype=0>。

③ 浙江省审计厅2019年第17号公告《全省村镇银行服务“三农”和防范风险情况专项审计调查结果》http://sjt.zj.gov.cn/art/2019/7/29/art_1229147064_4330821.html。

重要问题是：如何促进普惠金融发展以帮助存在先天禀赋差异的各类农民都实现增收。这正是本文尝试回答的重大理论和现实问题。

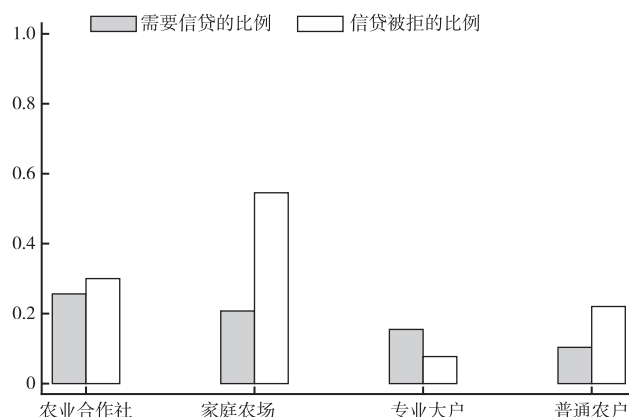


图2 农村地区的信贷需求

数据来源：2015年中国家庭金融调查数据库。

本文的边际贡献体现在以下两个方面。(1)从研究内容来看,已有文献大多基于县域层面的数据研究村镇银行设立对县域经济增长和农民收入的影响,且主要从地理区位和主发起行类型两方面进行异质性分析(杨国佐等,2021;周孟亮和王立聪,2023;李志辉等,2023)。而本文则是利用微观家庭数据并通过严谨的实证分析,识别检验了村镇银行的设立对不同收入来源的农民存在异质性的增收效应,这为相关文献脉络提供了新的微观证据。村镇银行的快速发展虽然促进了经济增长,但是其产生的收入增长效应主要作用于资本的投入者企业主。这表明有效克服金融发展的不平衡增长效应问题是包容性金融体系健康发展的重要前提。(2)从研究视角来看,本文基于新型农业经营主体这一新颖视角进一步深入考察其在村镇银行的异质性收入分配效应中发挥的关键调节作用。这为我国在实现共同富裕进程中如何防范金融发展可能导致农村收入差距加大的问题提供了实证依据。李实和朱梦冰(2022)也指出,在推进和实现共同富裕的过程中不仅需要重视经济增长,同时也要重点关注收入分配的问题。然而,积极发挥新型农业经营主体的辐射带动作用是有有效化解这一问题的重要渠道。

文章接下来的安排:第二部分介绍村镇银行成立的背景、相关文献综述以及研究假设的提出,第三部分阐述本文的实证策略和使用的相关数据,第四部分分析村镇银行对农民收入的影响,第五部分研究村镇银行与新型农业经营主体和数字金融对农民收入的交互影响,第六部分总结本文的主要发现及政策建议。

二、制度背景、文献综述与理论假设

本节首先介绍我国设立村镇银行的制度背景并梳理国内外村镇银行的相关文献,然后在已有文献的基础上结合严谨的逻辑推断提出本文的研究假设。

(一)制度背景

为了解决农村地区银行业金融机构网点覆盖率低、金融供给不足、竞争不充分等问题,2006年12月原银监会发布了《关于调整放宽农村地区银行业金融机构准入政策更好支持社会主义新农村

建设的若干意见》。2007年3月,首批村镇银行在国内6个试点省份批准成立。为进一步解决农村地区金融机构网点覆盖率低的问题,2007年10月原银监会将村镇银行的试点省份从6个推广到全国除港澳台的31个省(市)地区。2007年村镇银行刚试点时,全国仅有四川、青海、甘肃、内蒙古、吉林、湖北6省有村镇银行成立,而到2011年时,在全国的31个省(市)中除了西藏地区外均有村镇银行覆盖。但大量的村镇银行仍然集中于东部地区,而西部地区如青海、西藏、云南和四川西部等地村镇银行的覆盖率极低。

为了扭转村镇银行布局在东西部不均衡的问题,2011年7月原银监会发布的《中国银监会关于调整村镇银行组建核准有关事项的通知》,提出重新调整和完善村镇银行的挂钩政策。在地点上,由全国范围内的点与点挂钩,调整为省份与省份挂钩;在次序上,按照先西部地区、后东部地区,先欠发达县域、后发达县域的原则组建。上述的挂钩策略对增加中西部省份村镇银行覆盖率起到了一定的作用。但是由于在欠发达地区单独组建村镇银行面临无法实现商业可持续经营的突出困难,即使存在政策的地区性照顾,中西部地区和老少边穷地区的村镇银行覆盖率依然是较低的。为了解决上述问题,2018年9月银保监会同意河北、山西、内蒙古、黑龙江、福建、河南、湖南、广东、广西、四川、云南、陕西、甘肃、青海、新疆15个中西部和老少边穷且村镇银行规划尚未完全覆盖的省份开展首批“多县一行”制村镇银行试点。从最新的村镇银行分布数据来看,这一“多县一行”制村镇银行试点政策确实增加了中西部省份村镇银行覆盖率。至此,村镇银行已基本覆盖全国各省份。

(二)文献综述

我国农村地区长期面临信贷约束,农户的信贷需求无法得到有效满足(朱守银等,2003;何明生和帅旭,2008;程郁等,2009;王定祥等,2011)。朱喜和李子奈(2006)基于3000户农村家庭抽样调查发现,具有贷款需求的农户中有66.1%被金融机构拒之门外,且资产水平越低的农户获取信贷资金的难度更大(刘西川和程恩江,2009)。黄祖辉和俞宁(2010)发现,大多数新型农业经营主体在资金要素获得上面临着较强的约束,有59%的农民专业合作社由于授信担保困难、隐性交易费用高等问题存在资金融通的困难。因此,我国大力发展农村信用社、农村商业银行及村镇银行以支持三农领域从而促进农村地区经济增长。

金融发展有利于促进农村经济增长已成为众多学者的共识,但其对收入差距的影响,即不同人群从金融发展中的获益程度仍然存在一定的争议。部分研究指出,金融发展同农村居民收入的增长负相关,且拉大了城乡之间的收入差距(叶志强等,2011;王征和鲁钊阳,2011)。其中重要的影响因素是城市居民和农村居民对金融服务的获取能力存在较大差异(刘贯春,2017;尹志超和张号栋,2018),而农户金融资产和金融借贷能力同样是影响农户收入的显著因素(史清华,2002)。程名望等(2015)通过对农村固定观察点数据的分析发现,人力资本、金融资产和非农就业降低了农户之间的收入差距,但是金融负债的差异却增加了农村家庭的收入差距。

我国村镇银行的原型是2006年诺贝尔和平奖得主尤努斯创立的格莱明银行,格莱明银行主要向穷人发放小额信贷来满足低收入人群的贷款需求并改善其收入状况。面向穷人的小额信贷受到了广泛的欢迎,且这一模式在亚洲、非洲和拉丁美洲等发展中国家得到了迅速的推广(李树和严荣,2019)。Burgess and Pande(2007)发现,印度村镇银行的扩张显著提高了农村地区金融资源的供给水平并有效降低了贫困率。Barboni et al.(2021)针对印度870个村庄的随机对照试验发现,村镇银行分支机构的设立使得三分之一的家庭获得了正规机构的借贷并降低了约10%的非正规借贷额,且受处理村庄的家庭增加了7%的非农雇佣的工作,最终提高了6%的工资收入和20%的经营性收入。但是,基于中国的研究却得到了不一样的结论。毛日昇和罗骏

(2018)使用四川省的样本发现,村镇银行的设立显著提高了农业生产率,其作用机制主要是通过信贷支持促进了涉农企业的发展而非对分散的小规模农户的直接金融支持。马九杰等(2021)从银行机构竞争的视角出发研究了村镇银行设立对农信机构贷款的影响,发现村镇银行设立所产生的“鲶鱼效应”使得涉农企业和组织的信贷可得性提高,但普通农户并未从中获益。周顺兴和林乐芬(2015)基于江苏省的实证研究也发现,村镇银行的设立显著改善了小微企业的信贷可得性。此外,部分文献还考察了设立村镇银行对发起行风险承担水平的影响(郑宁等, 2023)。

通过对已有文献的梳理,可以发现:第一,现有文献认为金融发展可以促进地区经济增长,但是不同人群从中的获益程度是不一样的。第二,现有文献关于村镇银行发挥的增收效果存在不一致的结论。国外的研究发现,村镇银行改善了金融资源的稀缺性,且显著提高了低收入人群的收入和降低了贫困率。而部分基于中国数据的研究则指出,村镇银行改善了涉农企业和小微企业的信贷可得性,但普通农户却未获得相应的金融支持。基于此,本文深入研究村镇银行的农民增收效应及其异质性影响是对现有文献的重要补充。

(三)理论分析

村镇银行成立的目的是解决农村地区银行业金融机构网点覆盖率低、金融供给不足、竞争不充分等问题,以支持“三农”的发展。为了实现上述目标,监管机构对村镇银行的业务开展制定了相关的规定。例如信贷资金用于当地县域的比例不得低于80%、农户和小微企业贷款比例不得低于90%、户均贷款不得大于35万人民币。即从政策监管上保证村镇银行的贷款主要投向县域农户和小微企业。因此,村镇银行的设立能够增加农村地区的信贷供给从而可以提升农民收入。一方面,从现实情况来看,虽然政策监管要求村镇银行涉农贷款不得低于一定比例,但是农业生产活动风险大,村镇银行作为商业机构,往往从利润最大化的角度出发,经常违规将涉农贷款用于其他项目。因此,村镇银行实际上的支农贷款比例并没有那么高。另一方面,从金融需求的角度来看,农村地区的信贷需求比较低,且不同农业主体利用银行信贷的能力也是存在差异的。李建军和韩珣(2019)指出,银行和保险等金融机构忽视弱势群体的资源配置能力是导致包容性金融体系无法实现减贫的根源。根据以上分析,本文提出以下研究假设1a和假设1b。

假设1a:村镇银行的设立能够提高农民收入水平。

假设1b:村镇银行的设立对农民收入没有影响。

已有文献主要从地理区位和主发起行类型两方面研究了村镇银行对经济增长和农民收入的异质性影响(杨国佐等,2021;周孟亮和王立聪,2023;李志辉等,2023)。然而,不同人群从金融发展中的获益程度也存在异质性。其中的重要影响因素是不同人群对金融服务的获取能力存在较大差异(刘贯春,2017;尹志超和张号栋,2018),且农户金融资产和金融借贷能力同样也是影响农户收入的显著因素(史清华,2002)。程名望等(2015)基于农村固定观察点数据研究发现,人力资本、金融资产和非农就业降低了农户之间的收入差距,但是金融负债的差异却增加了农村家庭的收入差距。据此本文提出研究假设2。

假设2:村镇银行的设立对不同收入来源的农民存在异质性影响。

已有研究表明,新型农业经营主体作为农业生产主要的经营主体之一,对于其他普通农户的收入水平存在辐射带动作用(李江一和秦范,2022)。然而,黄祖辉和俞宁(2010)发现,大多数新型农业经营主体在资金要素获得上面临着较强的约束,有59%的农民专业合作社由于授信担保困难、隐性交易费用高等问题存在资金融通的困难。因此,信贷可得性的提高如设立村镇银行等,加大了农村金融供给,是促进更多新型农业经营主体成立的关键要素(黄祖辉和俞宁,2010;温涛等,

2015)。而新型农业经营主体的成立可以为低收入人群创造和提供多种就业机会,从而促进农民收入增加(阮荣平等,2017;Naminse et al.,2018;黄祖辉等,2022;林嵩等,2023)。据此本文提出研究假设3。

假设3:新型农业经营主体对于村镇银行的异质性收入分配效应具有调节作用。

现有文献发现,数字金融在传统金融发展更为落后的地区具有更强的促进作用,能够弥补传统金融的不足(李建军和姜世超,2021;梁方等,2022)。张勋等(2019)结合中国数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据研究发现,中国的数字金融不但在落后地区的发展速度更快,且显著提升了家庭收入,尤其是促进了农村低收入人群的收入水平。因此,数字金融的发展可能会弥补传统普惠金融如村镇银行的不足,进而发挥数字金融与传统普惠金融的交互影响,促进农民收入水平的提升。根据以上分析,本文提出以下研究假设4。

假设4:数字金融发展与村镇银行设立所产生的交互式影响能够促进农户的收入水平。

三、研究设计

本节将介绍本文的实证模型设定、变量定义、样本数据来源和描述性统计结果以及展示基本特征事实。

(一)实证模型设定与变量定义

本文综合使用宏观县域层面的数据和微观家庭层面的数据来探讨村镇银行成立的影响。首先,设定如式(1)所示的模型,利用地区县域层面的数据分析村镇银行成立对县域宏观经济指标的影响:

$$Y_{ct} = \beta_0 + \beta_1 Setup_{ct} + \beta_2 X'_{ct} + \beta_3 (S_c \times \lambda_t) + \delta_{prov} \times \lambda_t + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中, Y_{ct} 为 c 县 t 年份的宏观经济指标,如金融机构贷款余额、地区生产总值以及新型农业经营主体进入数量等。 $Setup_{ct}$ 是本文关注的政策哑变量, c 县在 t 年份成立了村镇银行则为1,否则为0, β_1 度量了村镇银行的成立对农村收入的政策效果; β_0 为常数项, μ_c 和 λ_t 分别代表县域固定效应和年份固定效应;控制了县域层面可能会影响村镇银行设立的变量,如人口规模、财政支出、其他金融机构数量、扶贫政策、电子商务进农村示范县政策、产业结构 X'_{ct} 等因素。其次,考虑到原银监会在政策审批上强调村镇银行的设立名额向县域经济不发达的县重点倾斜,因此本文以2006年各县的人均地区生产总值作为前定变量同年份固定效应进行交乘 $S_c \times \lambda_t$ 来剔除掉村镇银行向不发达县域倾斜可能带来的有偏估计影响。最后,考虑到村镇银行的布局是按照从西部和中部优先设立并逐步推广到东部的模式,本文进一步控制了省份与年份固定效应的交乘项 $\delta_{prov} \times \lambda_t$ 来控制处理组和控制组分组时的非随机因素。 ε_{ct} 为误差项,在后续回归分析时在县级层面进行聚类。

变量定义方面,关于被解释变量(Y_{ct}): c 县 t 年份的指标。一方面,本文使用《中国县域统计年鉴》中县级层面的金融机构贷款余额对数值、地区生产总值对数值、农业增加值对数值以及农村家庭收入对数值作为衡量县域经济发展的指标。另一方面,在进一步分析中,本文使用工商注册数据来获取各县每年成立的新型农业经营主体数量,具体包括各县的农业企业年度新增数量、农民专业合作社年度新增数量、家庭农场年度新增数量以及新型农业经营主体年度新增总量四个指标。

关于核心解释变量($Setup_{ct}$): c 县在 t 年份是否成立了村镇银行。本文主要目的是研究村镇

银行设立对农民收入的影响,理想状况下应该比较不同地区村镇银行发放的涉农贷款数量差异而导致的农民收入的变化。但是受限于数据可得性,我们无法从公开渠道获得村镇银行的贷款流向数据。替代方案是使用某年某县是否成立村镇银行这一哑变量作为核心解释变量^①,即双重差分法的思路,通过比较成立村镇银行的县与未成立村镇银行的县在成立时间前后当地农民收入的变化来识别出村镇银行对农民增收的作用。这一替代方案具有以下两方面的合理性:第一,监管机构对村镇银行的定位就是服务地方县域经济和支持当地“三农”发展,因此村镇银行的贷款必须用于当地,且涉农贷款不得低于一定的比例。这一规定使得村镇银行的跨区域贷款受到了严格的政策限制,其服务范围集中于当地县域经济。即如果某县成立了村镇银行则意味着当地的涉农信贷的供给是明显增加的。第二,村镇银行作为具有政策特色的支持农业和中小企业发展的“微小银行”,其注册资本的要求更低并且规模也更小,所以不同村镇银行之间体量和规模差异不会太大。村镇银行的这一微小特征也使得本文从是否成立村镇银行来定义农村地区金融供给增加具有了合理性。一方面,在村镇银行规模比较接近的情况下,县级层面村镇银行的数量在一定程度上能较好地度量村镇银行的成立为当地带来的金融资源的丰富程度。另一方面,从村镇银行的成立情况来看,截至2019年全国有61%的县级行政单位成立了村镇银行,但仍然有剩余39%约970个县级行政单位未成立村镇银行,村镇银行在县域和年份层面的设立批次差异也为本文利用村镇银行成立作为事件冲击提供了实证设计上的支持。

关于控制变量(X'_{ict}):控制了县域层面可能会影响村镇银行设立的因素,如人口规模、财政支出、其他金融机构数量、扶贫政策、电子商务进农村示范县政策、产业结构等。具体地,人口规模和财政支出分别使用《中国县域统计年鉴》中县级层面的人口规模对数值和财政支出对数值来衡量;其他金融机构数量是基于银保监会的金融机构许可证名单构建了县域-年份层面的其他金融机构的数量来控制县域其他金融机构的金融供给的影响;针对同时期的扶贫政策干扰,我们收集了国家级贫困县名单,并且按照党中央提出精准扶贫的时间(2015年之后,我国开展了大规模的脱贫攻坚行动,并配合实施了大量的财政补贴和支持政策)来引入是否为国家级贫困县与是否为2015年之后的时间项的交互固定效应,以控制同时期扶贫政策的干扰;针对同时期电商政策可能带来的干扰,我们收集了从2014年开始陆续在全国推广试点的电子商务进农村示范县政策(王奇等,2021;赵绍阳等,2023)的试点名单(2014~2020年),并将这一名单纳入控制变量来缓解遗漏电商政策带来的干扰;针对县级层面产业结构可能产生的影响,我们控制了2006年第一产业占比与年份固定效应的交乘项、2006年第二产业占比与年份固定效应的交乘项、2006年第一产业增加值与年份固定效应的交乘项、2006年第二产业增加值与年份固定效应的交乘项。

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Setup_{ct} + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 X'_{ict} + \beta_4 (S_c \times \lambda_t) + \delta_{prov} \times \lambda_t + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

进一步地,在式(1)的基础上,本文还设定了如式(2)所示的模型。利用微观家庭层面的数据分析村镇银行成立对农村家庭收入的影响。其中, Y_{ict} 为c县t年份的家庭i的收入水平。控制变量的选取上,本文在式(1)的基础上还控制了家庭层面的可能影响家庭收入水平的控制变量 X_{ict} ,如家庭的资产规模(用住房面积大小来度量)、其他扶贫政策(用收到政府补贴的数量来衡量)、家庭经营主业、户主是否为国家干部、是否为党员等。

(二)数据说明

本文所使用的数据主要分为四个部分:第一套数据是村镇银行在各县设立的情况,来自于银

^① 在后续的分析中,本文也使用村镇银行的数量作为核心解释变量进行相关的实证分析。

保监会官方网站统计的银行分支机构数据。该数据中银行机构代码只能识别到地市级层面,因此本文利用该数据中村镇银行的地址通过高德地图 API 整理出了各村镇银行的区县代码,并生成了表示村镇银行成立的 $Setup_{it}$ 核心解释变量。第二套数据是全国县域层面的经济社会发展数据,该数据通过《中国县域统计年鉴》和各省份的统计年鉴整理得到。本文重点关注的农村人均可支配收入这一变量则来自于各省份的统计年鉴中的各县(市、区)统计指标,不同省份在不同年份对这一指标的披露存在差异,因此在全国 2506 个县级行政单位 2000~2019 年共 50120 的观测值中有 70% 左右的样本记录了农村人均可支配收入,另外 30% 是缺失的。为了弥补宏观县域统计数据中农村人均支配收入这一变量的缺失问题,我们采用了微观层面的家庭数据来测量农村居民收入水平的变化。第三套数据来源于全国农村固定观察点数据,该数据每年从全国 31 个省份随机调查了 368 个县并记录了有良好样本代表性的 2 万家庭农户的农业生产情况和家庭收支信息(朱诗娥等, 2018;徐舒等, 2020;朱秋博等, 2022)。本文所使用的是该数据的一个随机抽样的子样本,包含 2000~2017 年一共约 18 万农户的统计信息。第四套数据是 2000~2017 年的工商注册数据,该数据集可以帮助我们识别村镇银行对新型农业经营主体进入数量的影响以及作用于农民收入的渠道和机制。

表 1 描述性统计

	处理组			对照组		
	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差
农村固定观测点微观数据:						
农村家庭收入(对数)	51078	10.64	0.89	106948	10.23	0.94
县域宏观数据:						
农村家庭收入(对数)	5710	9.25	0.42	20469	8.35	0.65
地区生产总值(对数)	6559	14.38	0.84	25520	12.86	1.30
金融机构贷款余额(对数)	6295	13.80	0.97	24164	11.99	1.47
农业增加值(对数)	5146	11.86	0.80	7038	10.89	1.29
工商企业注册数据:						
新型农业经营主体年度新增总量	7044	198.02	265.84	28971	47.99	97.59
农业企业年度新增数量	7044	14.12	58.45	28971	1.47	18.03
农民合作社年度新增数量	7044	113.67	143.67	28971	31.01	73.77
家庭农场年度新增数量	7044	70.23	175.19	28971	15.51	42.05

表 1 按照村镇银行的设立情况划分为处理组和对照组,并给出了主要变量在 2000~2019 (2017)年的描述性统计结果。从农村固定观察点的微观数据来看,处理组的家庭总收入高于对照组的家庭总收入,而从各省份的县域经济数据同样可以看到,处理组的农村人均可支配收入也是明显高于对照组的农村人均可支配收入。但仅从这一简单的对比分析并不能得出结论说村镇银行的设立显著促进了农村地区家庭的收入,因为上述关系可能仅代表相关关系,而没有考虑随时

间变化的共同趋势的影响以及处理组和对照组并不随机分组等问题。因此,本文接下来将通过严谨的实证分析研究村镇银行对农村家庭收入的因果影响。

(三)基本特征事实

在进入到基准回归之前,本文先利用地区县域层面的数据分析村镇银行成立的一阶段效应,即是否增加了金融资源的供给和发挥了经济增长效应,具体的回归结果如表2所示。首先,村镇银行的成立显著促进了当地金融机构贷款余额的增加。这说明村镇银行的进入使得地区的信贷供给增加,发挥了缓解地区“融资难”的问题。然后,村镇银行的成立也显著拉动了地区经济的增长。村镇银行通过增加信贷供给使得地区生产总值提高,实现了普惠金融助力经济增长的目标。最后,本文还发现村镇银行的成立也显著提高了当地的农业增加值,即村镇银行的成立在提高经济增长的同时还发挥了乡村振兴的作用。总体来看,县域经济数据的分析表明,村镇银行的成立在增加信贷供给的同时也促进了经济增长和乡村振兴。

表2 村镇银行成立对县域宏观经济活动的影响

	(1)	(2)	(3)
	金融机构贷款余额对数	地区生产总值对数	农业增加值对数
村镇银行成立	0.0646*** (0.0122)	0.0175** (0.0080)	0.0192* (0.0101)
其他县域控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是
县域特征×年份固定效应	是	是	是
观测值	33946	35049	12229
R-squared	0.9631	0.9864	0.9853

注:农业增加值存在部分缺失,因此观测值数量小于金融机构贷款余额和地区生产总值的数量。

四、村镇银行成立对农民收入的影响

本节报告实证模型的基准回归结果,并从异质性处理效应、更换数据来源、添加家庭固定效应以及替换核心解释变量度量方式四个方面进行稳健性检验,最后考察村镇银行设立对不同收入来源的农户产生的异质性影响。

(一)基准回归分析

本部分将利用微观家庭数据(即农村固定观察点数据)来探究村镇银行的成立对农村收入的影响。表3的前两列报告了村镇银行成立对县域层面农村人均可支配收入的影响,其中列(1)仅控制了相对外生的年份、县域、省份与年份以及县域特征与年份的固定效应,列(2)在列(1)的基础上控制了县域层面随时间变化的特征变量,列(3)在列(2)的基础上控制了家庭层面的特征变量。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	农村家庭总收入对数	农村家庭总收入对数	农村家庭总收入对数
村镇银行成立	0.0198 (0.0246)	0.0185 (0.0262)	0.0191 (0.0241)
家庭层面控制变量	否	否	是
其他县域控制变量	否	是	是
年份固定效应	是	是	是
县域固定效应	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是
县域特征×年份固定效应	是	是	是
观测值	106431	104354	102563
R-squared	0.4143	0.4128	0.4792

注:括号内报告的是县级层面聚类的标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下的显著性。下同。

从列(1)的回归结果来看,村镇银行的成立对县域农村人均收入有正向影响,但不具备统计学意义上的显著性。在控制了其他可能会影响县域农村人均收入但又不直接受到村镇银行成立影响的县域控制变量后,列(2)结果显示该系数仍然不具有统计意义上的显著性。进一步控制了家庭层面的特征变量后,列(3)的回归结果依然表明村镇银行的成立对农村家庭的收入没有显著性的影响。本文的研究假设1b得证。

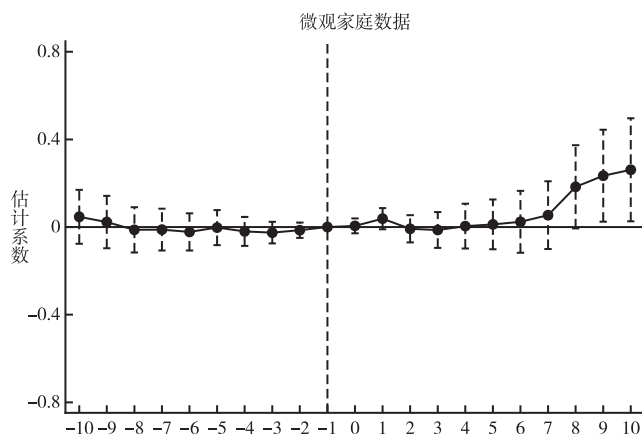


图3 村镇银行设立对农村收入的动态效应

表3的结果显示,村镇银行的成立在平均意义上并没有对农村收入产生正向的显著性影响。考虑到村镇银行的成立在短时间内并不能作用于农民的收入水平,而是首先刺激生产经营活动,然后实现产出活动的增加,最后从分配角度增加了农民的收入。因此,村镇银行对农民收入的作用可能需要一定的时间才能体现出来。进一步地,本文采用事件分析法的逻辑来检验村镇银行成立对农民收入影响的动态效应,图3呈现出了相应的事件分析框架的结果。从动态图的结果看,在村镇银行成立之前农村家庭总收入都是没有显著性差别的,即满足事前平行趋势的假设。从长期

周博、梁蕴佳：普惠金融的农民增收效应

影响来看,村镇银行成立7到10年之后开始对农民收入产生显著性正向影响。上述结果表明,在短期内村镇银行的农民增收效应并不明显,但是从长期来看村镇银行的成立对农民收入可能存在促进作用。

(二)稳健性分析

基准回归分析中发现,在平均意义上,村镇银行的成立对农民收入没有显著性的增加作用。针对这一不显著的结果,理论上存在两种解释:第一,村镇银行确实对农村收入并没有产生正向推动作用;第二,由于数据质量或者模型设定等问题导致表3的回归结果未能捕捉到村镇银行的真实效应。因此,本文将重点分析由于数据质量和模型设定可能导致的问题,并进行了异质性处理效应、更换数据来源、控制家庭固定效应以及重新测量核心解释变量四个方面的稳健性检验^①。

(三)异质性分析

基准回归和稳健性检验的结果都表明,村镇银行在平均意义上对农村家庭的总收入没有显著性影响。但正如本文一开始指出的,农村地区的信贷需求是比较低的,尤其是不同农业主体之间的信贷需求存在较大的差异。所以,基准回归中将所有农村家庭视作整体参与回归则可能忽略了不同家庭之间利用银行信贷的异质性差异。例如,经营企业农户(如家庭农场和农民合作社等)的信贷需求就大于普通农户,而经营企业农户更可能从村镇银行的成立中获益。因此,本文将按照农户的主要收入来源进行分类回归,探讨村镇银行对不同农村家庭收入的异质性影响。

农村固定观察点数据对家庭收入的主要来源进行了详细的分类,大致分为家庭经营、经营企业、受雇佣劳动力以及国家干部四类。其中,家庭经营农户是以家庭为单位凭借自有或与他人合有以及集体的生产资料从事农业和服务业,但其经营规模又未达到私营企业标准的独立核算、自负盈亏的家庭,样本中95%以上的家庭经营是农业经营;经营企业农户则是指家庭成员是私营企业的所有者,例如家庭农场、农民合作社、乡镇企业等;而受雇佣农户则是指家庭成员受雇于他人,包括国有企业事业单位、集体企业、三资企业、国外企业、私营企业和合伙企业以及其他家庭;干部农户则是其收入来源于国家和政府部门发放的工资,属于农村地区的政府管理人员。

表4 村镇银行增收效应的异质性影响

因变量:农村家庭总收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)
按照收入来源分组	家庭经营农户	经营企业农户	受雇佣农户	干部农户
村镇银行成立	0.0050 (0.0237)	0.2107** (0.0862)	0.0426 (0.0356)	-0.0338 (0.0486)
家庭层面控制变量	是	是	是	是
其他县域控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
县域特征×年份固定效应	是	是	是	是

① 受篇幅所限,稳健性检验的回归结果留存备案。

续表4

因变量:农村家庭总收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)
按照收入来源分组	家庭经营农户	经营企业农户	受雇佣农户	干部农户
观测值	62992	2047	22018	2018
R-squared	0.4617	0.6390	0.4740	0.6327

表4的回归结果显示,村镇银行对家庭经营农户、受雇佣农户以及干部农户的家庭总收入没有显著性影响,但是显著增加了以经营企业为主要收入来源的家庭总收入23.45%($e^{0.2107} - 1$)。本文的研究假设2得证。从这一结果来看,正是由于村镇银行对不同收入来源家庭的异质性影响,即其增收效应仅作用于以经营企业为主要收入来源的农户家庭,而这一类型家庭在整个农村地区家庭的占比是非常微小的,导致了在基准回归中我们发现村镇银行对农村家庭的平均增收效果是不显著的。本文的这一发现同Banerjee et al.(2015)在印度实施的关于小额信贷的随机对照试验的结果是一致的。他们的研究发现在贫民窟设立发放小额信贷的分支机构仅使得24%的家庭能够获得贷款支持,且只增加了实验前就从事小型商业活动的家庭的商业投资和商业利润,而对整体收入却没有显著影响。

上述回归分析的结果表明,不同收入来源家庭从村镇银行的成立和发展中的获益是存在差异的。同样地,为了检验上述结果是否满足平行趋势的假设,本文在图4中呈现了不同类型农户的收入增长趋势。图4的结果表明,不同类型农户的收入在村镇银行设立之前都没有显著性差异,但是经营企业的农户在村镇银行成立之后其家庭收入水平显著上升,而其他类型农户的收入则没有明显变化。图4显示的动态效果与表4的结果是一致的。

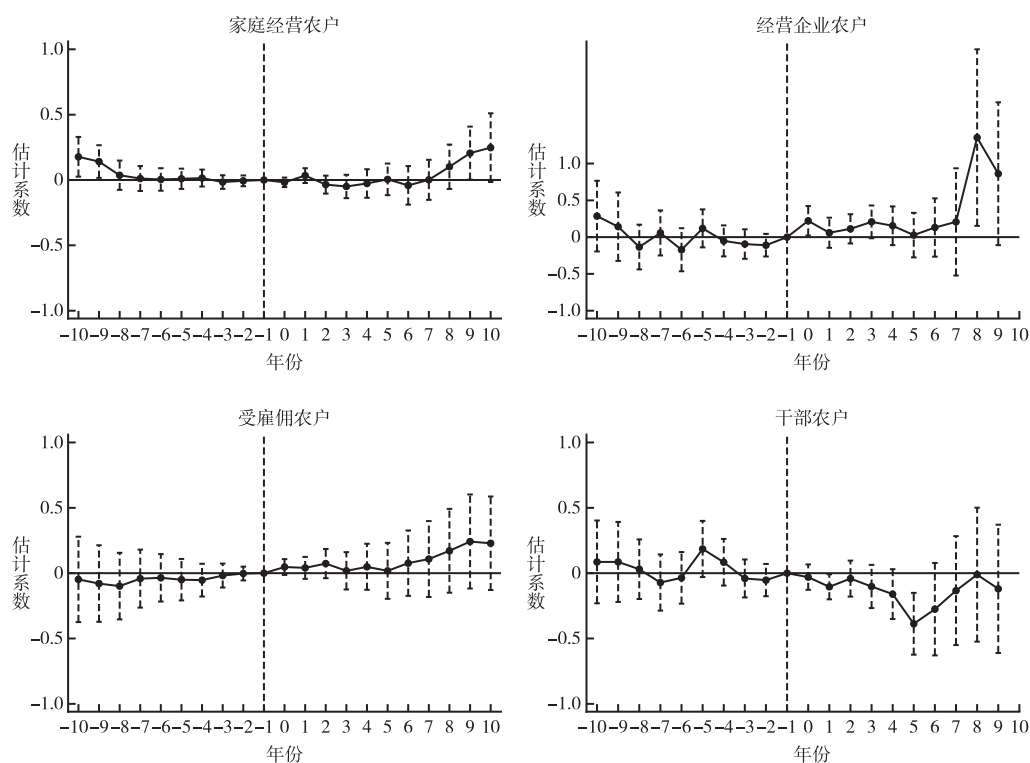


图4 村镇银行对不同农户收入的动态效应

五、进一步分析

本节通过在基准模型中加入机制变量与核心解释变量的交乘项,讨论新型农业经营主体和数字金融在村镇银行设立对农民产生增收影响中发挥的调节作用。

(一)村镇银行成立对新型农业经营主体进入的作用

按照收入来源的异质性分析表明,经营私人企业的家庭从村镇银行的发展过程中实现了增收效应,这意味着私人企业从村镇银行获得了信贷支持,缓解了融资约束进而扩大企业生产规模,从而实现了营业收入的增加。为了进一步验证上述逻辑和实证结果的可靠性,本文从新型农业经营主体进入的视角提供了额外的证据。村镇银行的成立极大地增加了农村地区的金融供给水平,缓解了企业的融资约束,同时也降低了农村地区企业,尤其是新型农业经营主体成立的门槛。所以,本文参考李江一和秦范(2022)的做法,将每年各县在工商部门登记注册的农业企业、农民合作社以及家庭农场等新型农业经营主体的数量纳入回归分析。表5的结果显示,村镇银行的成立使得该县的新增农业经营主体数量显著增加。从分类上看,村镇银行的成立对农业企业的进入数量没有显著影响,但是显著增加了农民合作社和家庭农场的进入数量。

表5 村镇银行对新型农业经营主体进入的影响

因变量:新型农业经营主体进入数量	(1)	(2)	(3)	(4)
按照类型分组:	总样本	农业企业	农民合作社	家庭农场
村镇银行成立	17.9724*** (4.7511)	-0.0144 (1.2543)	10.7514*** (3.2407)	7.2354** (2.8088)
其他县域控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
县域特征×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	28667	28667	28667	28667
R-squared	0.5575	0.2740	0.5664	0.4003

同样地,图5动态效果图表明,在村镇银行设立的冲击之前,新型农业经营主体的进入数量在处理组和对照组并没有显著差异,但在村镇银行成立之后新型农业经营主体的进入数量,尤其是农民合作社和家庭农场的进入数量显著增加。动态效果图也表明,表5的结果是满足双重差分模型的平行趋势假设条件的。结合表5的估计结果和表1的描述性统计结果,我们可以计算得到村镇银行的成立使得新型农业经营主体的进入数量增加了9.07%(=17.9724/198.02),其中分别增加了农民合作社9.45%(=10.7514/113.67)和家庭农场的进入数量10.3%(=7.2354/70.23)。

(二)村镇银行与新型农业经营主体对农民收入的交互影响

我们进一步构造交互项用以考察新型农业经营主体对村镇银行发挥增收效应的影响效果。

具体而言,新型农业经营主体进入率是用各区县 2007~2017 年新型农业经营主体的累积进入数量除以 2006 年该区新型农业经营主体的存量计算所得。具体地,本文分别检验了村镇银行与农业企业进入、农民专业合作社进入和家庭农场进入对农村家庭收入的交互式影响。回归结果表明村镇银行对于不同农业企业进入率地区的农户增收效应并没有显著差异^①。

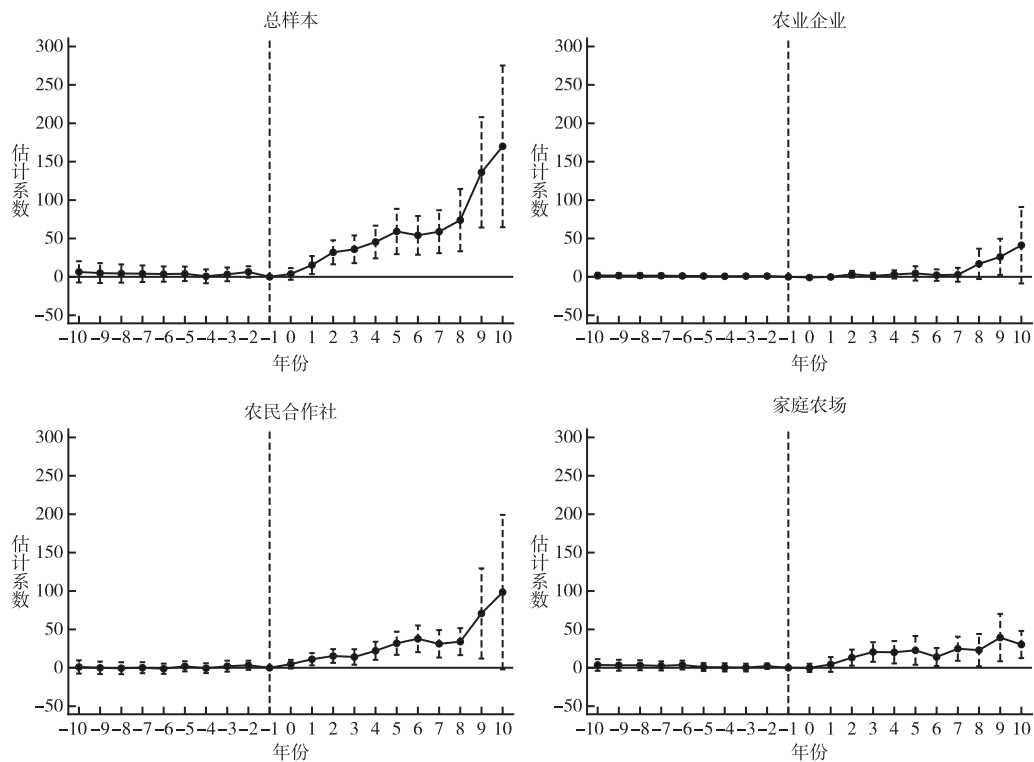


图5 村镇银行设立对新型农业经营主体进入的动态效应

表6的回归结果表明,农民专业合作社的进入显著促进了村镇银行对于经营企业农户的增收效应,但对其他农户(如家庭经营农户、受雇佣农户和干部农户)的收入没有显著性影响。因此,结合表4、表5和表6的结果可以发现,村镇银行显著促进了农民专业合作社进入数量是其增收效应直接作用于以经营企业为主要收入来源农户的重要原因。

表6 村镇银行成立与农民专业合作社进入的交互式影响

因变量:农村家庭总收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)
按照收入来源分组:	家庭经营农户	经营企业农户	受雇佣农户	干部农户
村镇银行成立	-0.0111 (0.0280)	0.1109 (0.0957)	0.0400 (0.0410)	-0.0331 (0.0733)
村镇银行成立×农民专业合作社进入率	5.0311 (4.3480)	17.0809* (9.8521)	6.3923 (6.4476)	-7.6811 (13.9219)

① 受篇幅所限,回归结果留存备索。

续表 6

因变量:农村家庭总收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)
按照收入来源分组:	家庭经营农户	经营企业农户	受雇佣农户	干部农户
家庭层面控制变量	是	是	是	是
其他县域控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
县域特征×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	57290	1910	19490	1812
R-squared	0.4685	0.6451	0.4832	0.6382

新型农业经营主体作为农业生产主要的经营主体之一,对于其他普通农户的收入水平存在辐射带动作用(李江一和秦范,2022)。如表7列(1)的回归结果所示,家庭农场的进入有利于村镇银行对于家庭经营农户收入水平的提升。正如前文所述,家庭经营农户是指以家庭为单位从事农业生产的农户家庭,其经营规模较小。而适度规模经营的新型农业经营主体可以通过“农户+企业”的产业合作模式,辐射带动这些家庭经营农户的生产(阮荣平等,2017;赵绍阳等,2023)。具体而言,由于家庭农场等新型农业经营主体的经营规模更大,其销售渠道以及议价能力都比小规模的普通农户更有优势,因此通过与普通农户进行生产合作,能够更好地发挥规模效应,实现共同增收。本文的研究假设3得证。

表7 村镇银行成立与家庭农场进入的交互式影响

因变量:农村家庭总收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)
按照收入来源分组:	家庭经营农户	经营企业农户	受雇佣农户	干部农户
村镇银行成立	-0.0222 (0.0293)	0.1127 (0.1019)	0.0193 (0.0381)	0.0132 (0.0745)
村镇银行成立×家庭农场进入率	16.1172*** (5.6494)	24.1472 (18.4206)	23.3079 (14.2378)	-34.8683 (21.5463)
家庭层面控制变量	是	是	是	是
其他县域控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
县域特征×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	57290	1910	19490	1812
R-squared	0.4686	0.6450	0.4834	0.6386

(三)村镇银行与数字金融对农民收入的交互影响

现有文献指出,数字金融在传统金融发展更为落后的地区具有更强的促进作用,能够弥补传统金融的不足(张勋等,2019;李建军和姜世超,2021;梁方等,2022)。因此,本文进一步尝试检验村镇银行设立与数字金融发展对农民收入产生的交互式作用^①。我们利用郭峰等(2020)编制的数字普惠金融指数研究是否数字金融可以弥补传统金融如村镇银行的不足,进而发挥数字金融与传统金融的互补作用。具体地,本文使用2014年县域层面的截面数据,即普惠金融数字化程度与村镇银行成立的交乘项研究村镇银行与数字金融对农民收入的交互式影响^②,回归结果如表8所示。研究发现,村镇银行成立与普惠金融数字化程度的交互式影响显著提高了家庭经营农户的收入。结果表明,普惠金融数字化程度能够显著弥补传统金融的不足,且增加家庭经营农户的收入,发挥了普惠金融的支农作用。这也为大力发展普惠金融数字化程度来与传统金融互补提供了政策启示。本文的研究假设4得证。

表8 村镇银行成立与普惠金融数字化程度的交互式影响

因变量:农村家庭总收入对数	(1)	(2)	(3)	(4)
按照收入来源分组:	家庭经营农户	经营企业农户	受雇佣农户	干部农户
村镇银行成立	-0.0500 (0.0357)	0.2106 (0.1401)	-0.0120 (0.0598)	0.0472 (0.0783)
村镇银行成立×普惠金融数字化程度	0.0015* (0.0009)	-0.0009 (0.0024)	0.0017 (0.0015)	-0.0020 (0.0016)
家庭层面控制变量	是	是	是	是
其他县域控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
县域固定效应	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	是	是	是
县域特征×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	53676	1783	18770	1803
R-squared	0.4635	0.6390	0.4802	0.6241

六、结 论

党的二十大报告指出,全面建设社会主义现代化国家,最艰巨最繁重的任务仍然在农村。因此,激活农村地区普惠金融发展潜能是实现普惠金融高质量发展的关键一环。新时代“三农”工作的重心就是在乡村振兴战略的指导下,推进农村产业兴旺和农业增产提效并持续提高农民收入,

① 感谢审稿专家这一启发式的建议。

② 由于可获得的县域层面数字金融指数的最早年份为2014年,所以为了最大限度保留回归样本的数量,本文仅使用了2014年县域层面的数字金融指数(即截面数据)与村镇银行成立的交乘项来研究村镇银行成立与普惠金融数字化程度的交互式影响。本文也检验了数字金融覆盖广度和数字金融使用深度与村镇银行成立的交互式影响,但是回归系数在统计意义上并不显著。

最终实现共同富裕。基于此,本文从金融支持农村发展的角度出发,研究了村镇银行这一中国农村金融创新成果对农民增收的影响。本文发现,村镇银行的增收效应对不同收入来源的农户存在异质性影响。一方面,由于村镇银行显著增加了农民合作社和家庭农场等新型农业经营主体的进入数量,其直接增收效应主要作用于以经营企业为主要收入来源的农户。另一方面,村镇银行通过家庭农场的辐射带动效应间接促进了普通农户的收入增长。此外,数字金融的发展与村镇银行的设立所产生的交互式影响也显著促进了家庭经营农户的收入水平。本文的结果表明,新型农业经营主体和数字金融的发展在村镇银行的异质性收入分配效应中起到了关键的调节作用,其疏通了普惠金融促进农民收入的直接和间接渠道,并实现了共同增收的效果。

本文的研究结论为如何促进普惠金融高质量发展并最终实现共同富裕提供了政策启示。第一,积极推动农村普惠金融体系建设,鼓励涉农金融机构加大“支农支小”的力度。金融监管部门在有效防范金融风险的情况下,应当采用激励性的制度设计来引导涉农金融机构对农业、农村和新型农业经营主体的融资支持,同时强化资金监管,严格查处村镇银行等金融机构将涉农信贷资金投入房地产和“两高一剩”等非农领域的违规操作。第二,加强金融支持新型农业经营主体的信贷保障,实现新型农业经营主体的适度规模经营并发挥带动作用。政府应当引导涉农金融机构为新型农业经营主体的发展提供高质量金融服务,以激活新型农业经营主体的辐射带动效应,将乡村振兴过程中经济增长的果实惠及所有农民,减少农民之间的收入差距并实现共同富裕。第三,大力支持数字金融发展,发挥好数字金融与传统金融的互补作用。2023年中央金融工作会议提出“做好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章”。而本文的研究发现,强调数字金融与普惠金融相互配合协调发展有利于实现传统金融支持经济高质量发展的新篇章。

参考文献

- 程名望、史清华、Jin Yanhong、盖庆恩(2015):《农户收入差距及其根源:模型与实证》,《管理世界》,第7期。
- 程郁、韩俊、罗丹(2009):《供给配给与需求压抑交互影响下的正规信贷约束:来自1874户农户金融需求行为考察》,《世界经济》,第5期。
- 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云(2020):《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》,第4期。
- 何明生、帅旭(2008):《融资约束下的农户信贷需求及其缺口研究》,《金融研究》,第7期。
- 黄祖辉、宋文豪、叶春辉、胡伟斌(2022):《政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察》,《中国农村经济》,第1期。
- 黄祖辉、俞宁(2010):《新型农业经营主体:现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析》,《中国农村经济》,第10期。
- 李建军、韩珣(2019):《普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择》,《金融研究》,第3期。
- 李建军、姜世超(2021):《银行金融科技与普惠金融的商业可持续性——财务增进效应的微观证据》,《经济学(季刊)》,第3期。
- 李建军、彭俞超、马思超(2020):《普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析》,《经济研究》,第4期。
- 李江一、秦范(2022):《如何破解农地流转的需求困境?——以发展新型农业经营主体为例》,《管理世界》,第2期。
- 李实、朱梦冰(2022):《推进收入分配制度改革促进共同富裕实现》,《管理世界》,第1期。
- 李树、严荣(2019):《班纳吉和迪弗洛对发展经济学的贡献——2019年度诺贝尔经济学奖得主学术贡献评介》,《经济学动态》,第12期。
- 李志辉、马晓青、常心宇等(2023):《县域组建村镇银行的经济增长效应研究——基于渐进双重差分模型的检验》,《南开经济研究》,第12期。
- 梁方、赵璞、黄卓(2022):《金融科技、宏观经济不确定性与商业银行主动风险承担》,《经济学(季刊)》,第6期。
- 林嵩、谷承应、斯晓芳、严雨珊(2023):《县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究》,《经济研究》,第3期。
- 刘贯春(2017):《金融结构影响城乡收入差距的传导机制——基于经济增长和城市化双重视角的研究》,《财贸经济》,第6期。

- 刘西川、程恩江(2009):《贫困地区农户的正规信贷约束:基于配给机制的经验考察》,《中国农村经济》,第6期。
- 马九杰、崔恒瑜、王雪、董翀(2021):《设立村镇银行能否在农村金融市场产生“鲶鱼效应”?——基于农信机构贷款数据的检验》,《中国农村经济》,第9期。
- 毛日昇、罗骏(2018):《村镇银行发展对农业生产效率的影响研究——基于四川省县级区域数据的分析》,《金融评论》,第2期。
- 阮荣平、曹冰雪、周佩、郑风田(2017):《新型农业经营主体辐射带动能力及影响因素分析——基于全国2615家新型农业经营主体的调查数据》,《中国农村经济》,第11期。
- 史清华(2002):《农户家庭储蓄与借贷行为及演变趋势研究》,《中国经济问题》,第6期。
- 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。
- 王奇、牛耕、赵国昌(2021):《电子商务发展与乡村振兴:中国经验》,《世界经济》,第12期。
- 王征、鲁钊阳(2011):《农村金融发展与城乡收入差距——基于我国省级动态面板数据模型的实证研究》,《财贸经济》,第7期。
- 温涛、王小华、杨丹、朱炯(2015):《新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果》,《管理世界》,第7期。
- 徐舒、王貂、杨汝岱(2020):《国家级贫困县政策的收入分配效应》,《经济研究》,第4期。
- 杨国佐、许干、张彦等(2021):《村镇银行金融密度与农村居民收入增长》,《经济问题》,第8期。
- 叶志强、陈习定、张顺明(2011):《金融发展能减少城乡收入差距吗?——来自中国的证据》,《金融研究》,第2期。
- 尹志超、张号栋(2018):《金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于CHFS数据的实证研究》,《金融研究》,第11期。
- 张川川、王玥琴、杨汝岱(2021):《刺激消费政策的动态影响研究——来自“家电下乡”的证据》,《经济学动态》,第12期。
- 张勋、万广华、张佳佳等(2019):《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》,第8期。
- 赵绍阳、周博、周作昂(2023):《电商发展能降低贫困发生率吗?——来自电子商务进农村综合示范县的证据》,《统计研究》,第2期。
- 郑宁、杨小洋、祁敬宇(2023):《银行扩张与风险承担水平——基于银行发起设立村镇银行视角》,《金融评论》,第2期。
- 周孟亮、王立聪(2023):《农村金融增量改革促进了县域经济发展吗——基于1137家村镇银行数据的实证分析》,《中国农村观察》,第6期。
- 周顺兴、林乐芬(2015):《银行业竞争、村镇银行发展与小微企业信贷可得性——基于江苏省县域面板数据的分析》,《金融论坛》,第11期。
- 朱秋博、朱晨、彭超、白军飞(2022):《信息化能促进农户增收、缩小收入差距吗?》,《经济学(季刊)》,第1期。
- 朱诗娥、杨汝岱、吴比(2018):《中国农村家庭收入流动:1986~2017年》,《管理世界》,第10期。
- 朱守银、张照新、张海阳、汪承先(2003):《中国农村金融市场供给和需求——以传统农区为例》,《管理世界》,第3期。
- 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。
- Banerjee, A., E. Duflo., R. Glennerster and C. Kinnan (2015): “The Miracle of Microfinance? Evidence from a Randomized Evaluation.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 7, 22–53.
- Barboni, G., E. Field and R. Pande (2021): “Rural Banks Can Reduce Poverty: Evidence from 870 Indian Villages”, Yale University Working Paper.
- Borusyak, K., X. Jaravel and J. Spiess (2024): “Revisiting Event-study Designs: Robust and Efficient Estimation.” *Review of Economic Studies*, rdae007.
- Burgess, R., and R. Pande (2007): “Can Rural Banks Reduce Poverty? Evidence from the Indian Social Banking Experiment.” *American Economic Review*, 95, 780–795.
- De Chaisemartin, C., and X. d’Haultfoeuille (2020): “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects.” *American Economic Review*, 110, 2964–2996.
- Naminse, Y., J. Zhuang and F. Zhu, (2018): “The Relation Between Entrepreneurship and Rural Poverty Alleviation in China”, *Management Decision*, 57, 2593–2611.

(责任编辑:周莉萍) (编校:霍冉冉)

CONTENTS

safeguard economic stability and promote sustainable growth.

Keywords: Fintech; Banking deregulation; Financial regulation; Financial development

JEL Codes: G21; L50; O33

State-owned Enterprises' Asset Operation Mode and Labor Share: Light Asset or Heavy Asset?

JIN Ling^[a] LIU Huan^[b] KAN Yiwei^[c]

(School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China^[a];

School of Economics, Wuhan Textile University, Wuhan 430200, China^[b];

School of Management, Xiamen University, Xiamen 361000, China^[c];

State-owned Assets and Enterprises Reform and Innovation Institute of Shenzhen, Shenzhen 518000, China^[c])

Abstract: The reform of state-owned enterprises (SOEs) has increasingly emphasized the adoption of a light asset operation mode. This paper examines whether this approach aligns with the social functions of SOEs. Our findings indicate that transitioning to a light asset operation mode significantly increases the labor share within SOEs, thereby supporting social objectives such as stabilizing employment and promoting fair income distribution. This transformation is particularly effective in non-utility industries and among large SOEs. Further analysis reveals that the light asset operation mode enhances human capital development and reduces the labor income gap. The positive impact on labor share is most pronounced in firms with weak financial constraints and low levels of specialization, where human capital upgrades are more feasible. Additionally, the light asset operation mode decreases investment-cash flow sensitivities and enhances total factor productivity. Overall, transitioning to a light asset operation mode is a viable strategy for SOE asset operation reform, contributing to both economic efficiency and social equity.

Keywords: State-owned enterprise; Light asset operation; Firm labor share; Human capital upgrading

JEL Codes: G30; G31; J24

The Income Effect of Inclusive Finance on Farmers: Evidence from Rural Banks

ZHOU Bo^[a] LIANG Yunjia^[b]

(School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China^[a];

School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610065, China^[b])

Abstract: Rural banks were established with the aim of fostering inclusive finance in rural areas, promoting rural development, and addressing challenges such as limited financial institution coverage, insufficient financial supply, and lack of competition. Despite these goals, there is limited literature directly addressing these issues. This paper leverages county-level statistics and rural fixed observation point data from China, employing a multi-time point difference-in-differences model to investigate the impact of rural banks on farmers' income. The main findings are: (1) The establishment of rural banks enhances the supply of financial resources and spurs economic growth at the county level. (2) The direct income-boosting effect of rural banks predominantly benefits farmers who operate enterprises (i.e., new agricultural operators), as rural banks significantly increase the number of such operators, including farmer cooperatives and family farms. (3) Rural banks also indirectly elevate the income of ordinary farmers through the spillover effects of family

farms, facilitating joint income growth. (4) The synergistic impact of digital inclusive finance and the establishment of village banks significantly enhances the income levels of ordinary farmers. These results offer policy implications for promoting the high-quality development of inclusive finance and ultimately achieving common prosperity.

Keywords: Inclusive finance; Farmers' income; Rural banks

JEL Codes: G21; O16; Q14

Spatial Comovement Contagion of Trading Characteristics of ETF Underlying Securities Based on Network Structure: Evidence from China

HSIEH Peilin^[a] ZHANG Lu^[b] TANG Yongjia^[b] ZHANG Hao^[c]

(College of Commerce, National Chengchi University, Taipei 11605, China^[a];

Xiamen University, Xiamen 361005, China^[b];

Guangdong Yuecai Investment Holdings Co., Ltd., Guangzhou 510045, China^[c])

Abstract: This study examines the spatial spillover effect of Exchange Traded Fund (ETF) ownership on the comovement of trading characteristics, including liquidity, trading volume, and returns of underlying stocks. Using Spatial Autoregressive Model analyses of time-varying spatial 0-1 matrices and spatial-weighted matrices, we uncover the network structure among ETF underlying securities. Our findings demonstrate that ETFs induce comovement spillover effects in the rate of return, trading volume, and liquidity of the underlying stocks, propagated through their network relationships. Observations over three periods reveal that as the number of ETFs increases and more stocks are included as ETF constituents, the spatial relationships among stocks strengthen, leading to greater comovement contagion of trading characteristics. These trends highlight dynamic spillover effects within the ETF underlying security space network. Multiple robustness tests and an endogeneity test confirm the validity of our results. Mechanism analysis indicates that ETF arbitrage activities are a key micro-mechanism driving the increase in spatial comovement contagion. This study enhances the understanding of micro-level comovement contagion within ETF shareholding networks, enriching insights into stock market linkages and capital market dynamics. By exploring the ETF perspective, the research underscores the significant impact of underlying network structures on stock comovement contagion and the comprehensive influence of institutional investor shareholding structures on financial stability.

Keywords: ETF Ownership; Stock Comovement; Spatial Spillover Effects

JEL Codes: G11, G23; F65

Management Equity Incentives and Bond Investor Protection: Based on the Design of Bond Covenants

WU Duowen^[a] ZHANG Xueying^[b] LI Peipei^[c]

(School of Business, University of Jinan, Jinan250000, China^[a];

School of Finance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan250000, China^[b];

School of Business, Southern University of Science and Technology, Shenzhen 518055, China^[c])

Abstract: This paper examines the impact of management equity incentives on the use of restrictive bond covenants from the perspective of bond investor protection. Utilizing manually organized data on bond covenant terms from