



No. 2303

Working Paper

新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗？

宋科 李宙甲 刘家琳

【摘要】 随着县域金融改革不断深化，以传统银行为主导的县域金融机构体系已发生深刻变化，新型农村金融机构在促进县域经济增长方面正发挥着越来越大的作用。在此背景下，本文基于通过文本挖掘法整理的 2000 — 2019 年县级行政单位的村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社等三类新型农村金融机构数据，采用双重差分法分析新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响。结果表明：新型农村金融机构设立对县域经济增长具有显著的促进作用，且在中西部和交通设施较为完善的地区，新型农村金融机构设立对县域经济增长的促进作用更强。机制分析表明，新型农村金融机构设立能够通过资金渠道与产业渠道影响经济增长，即通过促进县域资金回流和工业发展而推动经济增长。进一步分析发现，新型农村金融机构设立存在溢出效应与协同效应。一方面，新型农村金融机构设立能够显著促进接壤县经济增长。另一方面，新型农村金融机构设立与数字金融发展能够协同促进经济增长。本文为准确把握新型农村金融机构的经济效应，并据此在新发展阶段推动县域金融发展和乡村振兴战略实施提供了新的理论基础与经验证据。

【关键词】 新型农村金融机构 县域经济增长 数字金融

【文章编号】 IMI Working Paper NO. 2303



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗？

宋 科¹ 李宙甲² 刘家琳³

【摘要】随着县域金融改革不断深化，以传统银行为主导的县域金融机构体系已发生深刻变化，新型农村金融机构在促进县域经济增长方面正发挥着越来越大的作用。在此背景下，本文基于通过文本挖掘法整理的 2000—2019 年县级行政单位的村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社等三类新型农村金融机构数据，采用双重差分法分析新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响。结果表明：新型农村金融机构设立对县域经济增长具有显著的促进作用，且在中西部和交通设施较为完善的地区，新型农村金融机构设立对县域经济增长的促进作用更强。机制分析表明，新型农村金融机构设立能够通过资金渠道与产业渠道影响经济增长，即通过促进县域资金回流和工业发展而推动经济增长。进一步分析发现，新型农村金融机构设立存在溢出效应与协同效应。一方面，新型农村金融机构设立能够显著促进接壤县经济增长。另一方面，新型农村金融机构设立与数字金融发展能够协同促进经济增长。本文为准确把握新型农村金融机构的经济效应，并据此在新发展阶段推动县域金融发展和乡村振兴战略实施提供了新的理论基础与经验证据。

【关键词】新型农村金融机构 县域 经济增长 数字金融

一、引言

习近平总书记指出：“经济是肌体，金融是血脉，两者共生共荣”。金融发展对经济增长发挥着重要作用。2020 年以来，中共中央、国务院先后发布《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》（中发[2020]30 号）《关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》（中发[2021]1 号）《关于做好 2022 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》（中发[2022]1 号）等文件，将乡村振兴的重要性提到了前所未有的高度。党的二十大报告明确指出：“坚持农业农村优先发展，坚持城乡融合发展，畅通城乡要素流动”。在此过程当中，充分激活并发挥县域层面金融服务实体经济的作用显得尤为重要。长期以来，我国县域金融服务供给方主要为传统金融机构，如政策性金融机构、商业性金融和合作性金融机构等。2006 年，农村金融市场准入政策逐步放宽，县域金融机构体系发生深刻变化（王雪和何广文，2019），以村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社为代表的新型农村金融机构兴起（原中国银监会，2009）⁴，并逐渐在县域金融服务供给方面发挥越来越重要的作用。2021 年 6 月 29 日，中国人民银行等六部门印发《关于金融支持巩固拓展脱贫攻坚

¹ 宋 科，中国人民大学国际货币研究所副所长，中国人民大学财政金融学院副教授。

² 李宙甲，中国人民银行。

³ 刘家琳，北京大学数字金融研究中心，北京大学国家发展研究院。

⁴ 《农村中小金融机构案件责任追究指导意见》（银监发[2009]38 号）。

成果 全面推进乡村振兴的意见》（银发〔2021〕171号），明确指出“健全农村金融组织体系”“继续做好县域农村金融机构监督管理、风险化解、深化改革工作，督促其完善治理结构和内控机制，保持县域农村金融机构法人地位和数量总体稳定”。新型农村金融机构迎来提质升级、稳健发展的重要时期。

关于金融发展与经济增长关系的探讨由来已久。20世纪60年代，金融发展理论开创，认为金融发展与实体经济息息相关、相互影响（李扬，2017）。Greenwood and Jovanovic（1990）认为，金融发展可以通过提供资本和推动技术创新等方式来促进经济增长。Rajan and Zingales（1998）、Love（2003）分别从产业和企业层面证明金融发展的资金融通功能对经济增长有显著促进作用。Ma et al.（2013）则从储蓄和投资转换角度发现，随着金融发展水平提高，储蓄向投资的转换效率更高。部分研究从金融机构角度分析其对经济增长的影响。金融机构发展层面，林毅夫和孙希芳（2008）发现中小金融机构贷款余额占比提升显著促进了经济增长，而 Cheng and Hans（2010）基于省级面板数据的实证研究表明，工、农、中、建等大型银行发展对经济增长的正向作用显著。在金融机构设立方面，张晓云等（2016）的研究表明，放宽新型农村金融机构准入条件有利于提高农村地区中低收入群体的收入水平，缩小农村地区收入差距。也有研究指出，城市商业银行可缓解企业融资约束，增加企业贷款和出口，提升企业产值和外商直接投资，从而促进经济增长（郭峰和熊瑞祥，2018；吕朝凤和毛霞，2020）。此外，也有学者将研究范围拓展至县域层面。张珩等（2022）研究发现，农村信用合作社改制能显著促进县域经济发展。整体上讲，虽然既有文献从理论和经验层面探究了金融发展对经济增长的影响，但是对于县域层面金融机构设立与经济增长之间关系的探讨并不充分，而且多聚焦于传统金融机构，少有研究关注新型农村金融机构与经济增长之间的关系。

鉴于此，本文拟采用文本挖掘方法整理2000-2019中国县级面板数据，并通过双重差分法探究新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响。本文可能的边际贡献在于：第一，与大量基于省、地市级样本的研究不同，本文将研究视角拓展至县级层面，评估了新型农村金融机构设立的政策效应、溢出效应及其影响县域经济增长的中介机制，丰富了关于县域经济的理论与经验分析。第二，本文采用文本挖掘方法整理县域村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社等新型农村金融机构数据，并在此基础上使用渐进双重差分（DID）方法，很大程度上缓解了内生性问题，结论较为可信。此外，为验证溢出效应，本文还利用百度搜索引擎，手动搜索并确认各县级行政区划所在范围，获取各县级行政单位所在地级市接壤县和非接壤县相关数据并进行实证分析。第三，本文进一步分析了数字金融与新型农村金融机构在推动县域经济增长中的协同效应，对于正确理解数字金融边界及其与传统金融的关系，协调推动两者发展具有重要意义。

二、理论分析与研究假设

县域层面新型农村金融机构设立从金融供给、金融需求和政府行为等三个方面影响经济增长。

从金融供给看,引入外部竞争者可以助推金融市场发展(Yildirim and Philippatos, 2007)。新型农村金融机构设立有利于打破农村金融市场垄断,提升竞争程度,降低信贷利率,从而提升农村金融服务效率(温涛等, 2015),抑制本地区资金外流(张正平和杨丹丹, 2017)。从金融需求看,新型农村金融机构设立将进一步丰富信贷渠道,提升居民信贷可得性,满足居民金融服务需求(易小兰和蔡荣, 2017)。基于上述分析,本文提出研究假说 1。

H1: 新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长。

既有研究表明,地方金融机构能通过促进金融资源集聚和产业发展而推动区域经济增长(郭峰和熊瑞祥, 2018; 张珩等, 2022)。对于新型农村金融机构而言,上述两种渠道可能同样成立。一方面,传统金融机构出于商业可持续性考虑,会将部分本地存款配置到高收益地区,使得当地金融需求无法被满足,投资也受到影响(谢平和徐忠, 2006)。新型农村金融机构以服务县域为根本宗旨,资金用途受到限制,其设立有利于提高对县域生产者的正规金融支持力度,减少县域生产者的非正规金融需求,在一定程度上促进资金回流、优化信贷资源配置(张正平和杨丹丹, 2017)、提升企业生产效率和利润,从而促进经济增长。

另一方面,新型农村金融机构不仅会扶持当地农业经营主体,也会服务于非农经济主体(张珩等, 2022)。例如,金融发展为工业经济的平稳健康增长提供了积极的支持作用(钟伟和王浣尘, 2004)。相较于第一产业,第二产业投资收益高、周期短(张珩等, 2022)。2021 年工业增加值占总 GDP 比重达 32.61%,是占比最高的板块。因此,工业企业是地方政府税收收入的重要来源。在“政治锦标赛”的影响下(周黎安, 2007),地方政府会鼓励新型农村金融机构为工业企业提供信贷支持,从而使其产出增加,促进经济增长。基于上述分析,本文提出研究假说 2。

H2: 新型农村金融机构的设立能通过资金渠道与产业渠道影响县域经济增长,即通过促进县域资金回流和工业产业发展而促进经济增长。

在区域层面,新型农村金融机构设立可能会产生溢出效应。金融地理学认为,地理距离会对金融服务可得性和空间溢出效应产生显著影响。一方面,与数字、文字、图形等标准化信息不同,个人经验、公司声誉、竞标消息等非标准化信息在传播过程中会随着距离增加而有所损耗甚至产生歧义。因此距离银行信贷决策中心越远,信贷可得性越低(Alessandrini et al., 2010; Cotugno et al., 2013)。另一方面,金融集聚不仅能显著促进当地经济增长,还对邻近地区存在空间溢出效应。一是金融集聚将延伸金融服务网络,增加向周边地区的投资、信息溢出等(张浩然, 2014);二是金融集聚也与企业生产率之间存在着密切关联,区域金融中心建设能显著促进邻近地区的企业生产率提升(陶锋等, 2017)。因此,新型农村金融机构所在县的接壤县相比非接壤县具有距离优势。此类机构与接壤县金融机构同业间学习交流更频繁,流动性互助、同业拆放等合作更密切,使得接壤县金融供给质量更高,居民和企业金融服务可得性提升,金融需求得到更为充分的满足,进而促进经济增长。

此外,随着近年来区域层面的数字经济迅速发展与信息技术长足进步,数字金融发展也进入快车道。金融科技公司凭借智能手机普及与电商平台优势(Thakor, 2020),为客户提供更为便利的

金融服务，显著增加了信贷效率（Frost et al., 2019），促使传统金融与数字金融共同发展、相互促进的格局形成，大大激发了传统金融与数字金融的“协同效应”（宋科等，2022a），进而在区域层面表现出同步发展的“路径依赖性”。在传统金融发达的东部地区，互联网金融发展程度较高；而在传统金融不发达的中西部地区，互联网金融也有待发展（姚耀军和施丹燕，2017）。而且，数字金融与传统金融在缩小城乡收入差距方面具有明显的协同效应（宋科等，2022b）。因此，在新型农村金融机构代表的传统金融发展促进经济增长的情况下，数字金融水平低的地区，新型农村金融机构设立的政策效果可能不明显。反之，在数字金融水平高的地区，新型农村金融机构的设立对经济增长会产生较强的促进作用。基于上述分析，本文提出研究假说 3 和研究家说 4

H3：新型农村金融机构设立存在溢出效应，能够促进接壤县经济增长。

H4：新型农村金融机构设立与数字金融发展之间存在协同效应。数字金融发展程度高的地区，新型农村金融机构的设立对经济增长的促进作用更强。

图 1 为新型农村金融机构设立促进县域经济增长的逻辑框架图。

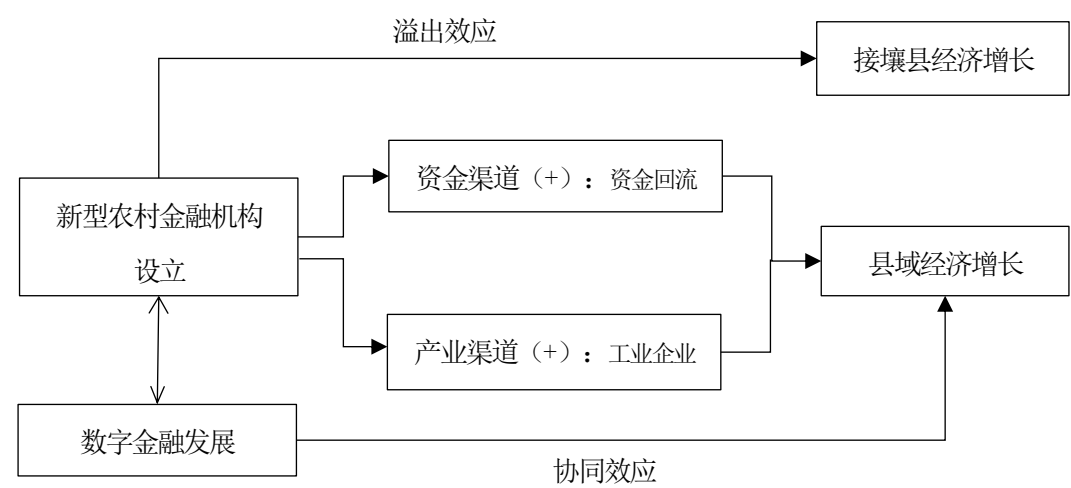


图 1 新型农村金融机构设立促进县域经济增长的逻辑框架

三、研究设计

（一）实证策略

本文采用双重差分法分析新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响，鉴于新型农村金融机构设立的时间先后不同，本文最终采用渐进双重差分方法。同时，本文也控制个体固定效应、年度固定效应以及经济、金融等因素的影响，并将残差在县级层面聚类。具体模型设定如下：

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta \cdot DID_{i,t} + \gamma \cdot F_{i,t} + \theta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

（1）式中：被解释变量 Y 是县域经济增长， $DID_{i,t}$ 表示新型农村金融机构设立，为虚拟变量，

若 i 县在 t 年设立了新型农村金融机构，则 t 年及之后年份 DID_{it} 取 1，否则取 0。F 为一系列控制变量； θ_i 是县级行政单位个体固定效应， η_t 是时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

平行趋势假设是双重差分模型的前提。鉴于新型农村金融机构的设立时点不同，本文参照莫怡青和李力行（2022）采用灵活估计形式检验平行趋势假设，分析新型农村金融机构设立的动态效果。具体回归模型设定如下：

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,q}^{-4} + \beta_2 D_{i,q}^{-3} + \dots + \beta_9 D_{i,q}^4 + \beta_{10} D_{i,q}^5 + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

（2）式中： $Y_{i,t}$ 为 i 县在 t 年的人均 GDP， $D_{i,q}^k$ 为相较于新型农村金融机构设立的时间，具体而言，若年度 q 是 i 县成立新型农村金融机构之前的第 k 年，则 $D_{i,q}^k$ 取 1，否则取 0；若年度 q 是 i 县成立新型农村金融机构之后的第 k 年，则 $D_{i,q}^k$ 取 1，否则取 0。此外，对于新型农村金融机构成立前 4 年以上的观测值， $D_{i,q}^{-4}$ 取 1；对于新型农村金融机构成立后 5 年以上的观测值， $D_{i,q}^5$ 取 1。

考虑到新型农村金融机构放贷能力对经济增长可能存在影响，本文在稳健性检验部分从新型农村金融机构的资本金和总资产层面分析其对经济增长的影响。由于解释变量为连续型变量，故本文使用面板固定效应模型进行分析。具体模型设定如下：

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta \cdot L.Capital_pop_{i,t}/L.Asset_pop_{i,t} + \gamma \cdot F_{i,t} + \theta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

（3）式中： $L.Capital_pop_{i,t}$ 表示滞后 1 期的新型农村金融机构资本金， $L.Asset_pop_{i,t}$ 表示滞后 1 期的新型农村金融机构的资产。其他符号含义与（1）式一致。

进一步地，本文参考江艇（2022），直接采用两段式中介检验方法验证新型农村金融机构设立与中介变量之间的关系。具体模型设定如下：

$$MID_{i,t} = \alpha + \beta \cdot DID_{i,t} + \gamma \cdot F_{i,t} + \theta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

（4）式中， $MID_{i,t}$ 为中介变量，根据前文分析，主要包括资金渠道（存贷比）与产业渠道（人均产出值和人均增加值）。

（二）变量说明

1. 核心解释变量：新型农村金融机构设立。本文采用文本挖掘方法，整理了新型农村金融机构相关数据的代理变量。第一步，本文从天眼查官方网站爬取了 2000 年 1 月 1 日到 2020 年 6 月 5 日村镇银行、小额贷款公司、农村资金互助社等三类新型农村金融机构的成立时间及其所在县级行政单位。第二步，在筛选并确认企业正常经营后，根据新型农村金融机构成立情况，本文将 2000—2019 年期间至少设立一类新型农村金融机构的县级行政单位归为处理组，将从未设立任何新型农村金融机构的县级行政单位归为控制组。第三步，确立各县级行政单位村镇银行、小额贷款公司、农村资金互助社在时间跨度内成立及存续情况。

本文在稳健性检验部分使用新型农村金融机构资本金（新型农村金融机构资本金/样本县总人口）、新型农村金融机构资产（新型农村金融机构资产/严格不能县总人口）作为新型农村金融机构的代理变量。囿于数据可得性问题，本文无法获得各机构资产规模数据。因此，本文使用资本金乘以最大杠杆率来近似刻画新型农村金融机构资产规模。具体地，本文参考《关于小额贷款公司试点的指导意见》（银监发〔2008〕23 号），将小额贷款公司的最大杠杆率设定为 1.5 倍。考虑到其他

两类机构并没有明确的最高杠杆率限定，本文分别参考《商业银行资本管理办法（试行）》（银监会令〔2012〕1号）和《中国银监会关于农村资金互助社监督管理的意见》（银监发〔2007〕90号），根据其中有关资本充足率的要求，将村镇银行与农村资金互助社的最高杠杆率设定为12.5倍。

2.被解释变量：县域经济增长。本文在基准回归中将人均地区生产总值（取对数）作为县域经济增长的代理变量，人均地区生产总值越高，经济发展水平越高。此外，在稳健性检验部分，本文采用3种方法替换人均地区生产总值作为县域经济增长的代理变量：一是地区生产总值（取对数）。二是县域层面全球夜间灯光数据，具体包括DMSP-OLS灯光数据（取对数）和VIIRS-DNB灯光数据（取对数）。参考Henderson and Weil (2012)，本文基于全球夜间灯光数据库（global night-time light database, 简称GNLD）构建相关数据指标。全球夜间灯光数据包括美国国防气象卫星计划卫星运行的线性扫描系统（defense meteorological satellite program operational linescan system），简称DMSP-OLS）影像数据和可见光红外成像辐射仪套件昼夜波段（visible infrared imaging radiometer suite day/night band，简称VIIRS-DNB影像数据）。其中：DMSP-OLS影像数据频率为年度，时间区间为1992-2013年；VIIRS-DNB影像数据频率为月度，时间区间为2013年1月至2019年12月。本文对VIIRS-DNB影像数据的月度数据计算平均值，得到2014-2019年的年度平均灯光数据。为了避免2种灯光数据获取方法不同造成数据时间趋势上的重大变化，本文分别以2种灯光数据作为县域经济增长的代理变量。一般来讲，地区夜间灯光亮度越高，经济活动强度越大，经济增长越快。三是经济高质量发展水平指标。本文借鉴黄顺春和邓文德（2020）的做法，选择人均地区生产总值、城乡居民收入泰尔指数、城镇化率、每万人在校中学生数、城镇登记失业率、每万人医院床位数、公路里程、互联网接入用户比例、第三产业产值占地区生产总值比重、社会消费品零售总额与地区生产总值之比共10个指标，构建经济高质量发展水平指标体系，并参考王洋等（2012）的研究，采用熵值法确定指标权重，计算样本县经济高质量发展水平指标值”。该指标值越大，经济高质量发展水平越高。

3. 控制变量。本文参考郭峰和熊瑞祥（2018）、张珩等（2022）的做法，控制一系列可能影响县域经济增长的变量。具体包括：人口密度、财政支出、第三产业占比、人均消费、传统金融发展程度、投资水平、正规金融机构、其他农村金融机构等。其中：人口密度用每平方公里人口数度量；财政支出用一般预算支出与地区生产总值之比度量；第三产业占比用第三产业产值占地区生产总值比重度量；人均消费以人均社会消费品零售总额度量；传统金融发展程度以金融机构年末各项贷款余额与地区生产总值之比度量；投资水平以固定资产投资与地区生产总值之比度量；正规金融机构以每万人拥有的商业银行分支机构数度量。考虑到其他农村金融机构，例如农村商业银行、农村信用合作社和农村合作银行等，也可能对县域经济增长产生影响，为尽量将新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响与其他农村金融机构设立促进县域经济增长的效应区分开，本文参考莫怡青和李力行（2022）的做法，在稳健性检验部分采取控制其他农村金融机构（设立农村商业银行、农村信用合作社和农村合作银行中任意1类）变量和剔除设立其他农村金融机构的样本县两种做法，分别进行回归分析。

4. 中介变量。本文从资金渠道和产业渠道两方面探究新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响机制。具体地，在资金渠道方面，本文借鉴张珩等（2022）的做法，采用存贷比变量（金融机构年末各项贷款余额 / 各项存款余额）衡量县域资金回流程度，该值越大，地区资金回流现象越明显，金融集聚能力越强。在产业渠道方面，本文以人均产出值（人均规模以上工业企业产出值）和人均增加值（人均规模以上工业企业增加值）衡量工业企业产出，该值越大，表明工业企业产出越高。

5. 其他重要变量。本文从区域发展差异和交通设施差异两方面考察新型农村金融机构成立对经济增长的异质性影响。在区域发展差异方面，本文主要考察东部和中西部地区间差异。东部和中西部地区按照经济发展程度划分¹，若县（区、县级市）位于中西部地区，则 *Noncast* 取 1，否则取 0。在交通设施差异方面，本文以公路里程代表交通设施发展程度。若县级行政单位中的公路里程高于样本县的公路里程中位数，则 *Mile* 取 1，否则取 0。

本文对比机构设立对接壤县和非接壤县经济增长的不同影响，考察新型农村金融机构设立的溢出效应。具体地，本文利用百度搜索引擎，手动搜索并确认各县级行政区划所在范围，获得了各县级行政单位所在地级市接壤县和非接壤县相关数据，在此基础上，对其所有接壤县和非接壤县的人均 GDP 取平均数作为接壤县和非接壤县经济增长的代理变量。

本文考察传统金融与数字金融在县域经济增长方面的协同效应。鉴于数据颗粒度、代表性与可匹配度不同，本文选择 2 种方法度量数字金融发展水平。其一，本文参考郭峰等（2020）的做法，以北京大学数字普惠金融指数度量数字金融发展水平。该指标包括覆盖广度、使用深度和数字化程度等多个维度，能较好地反映中国数字金融发展水平。其二，本文采用李春涛等（2020）构建的金融科技发展水平指标作为数字金融发展水平的另一个代理变量^{*}。该指标能较好地体现人们对金融科技的关注 and 需求，可用于现状追踪和趋势预测。而且该指标为地级市层面数据，相比省级层面数据更为细致。

具体地，本文按照样本县数字普惠金融指数值是否高于样本总体中位数，将样本县划分为数字金融发展高水平组和数字金融发展低水平组。若某样本县划归数字金融发展高水平组，则其数字金融发展水平取值为 1，反之取值为 0。本文按照样本县金融科技发展指数值是否高于样本总体中位数，将样本县划分为金融科技发展高水平组和金融科技发展低水平组。若某样本县划归金融科技发展高水平组，则其金融科技发展水平取值为 1，反之取值为 0。由于李春涛等（2020）构建的金融科技发展指数为地级市层面数据，故本文将县级行政单位与其所在地级市逐一匹配。

（三）数据来源和样本选择

本文研究所用数据主要来自《中国县域统计年鉴》（2001-2020 年，历年）、天眼查官方网站和 Wind 数据库等。本文对县域样本数据做如下处理：一是为排除因直辖市与其他省份在政策上存在

¹ 根据《中共中央、国务院关于促进中部地区崛起的若干意见》《国务院发布关于西部大开发若干政策措施的实施意见》以及党的十六大报告等，西部地区包括内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区 12 个省，其他省份区域为东中部地区（台湾省、香港特别行政区、澳门特别行政区除外）。上述区域划分情况与国家统计局（2022）划分标准相同。

较大差异而产生的影响，本文剔除北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市的县级行政单位；二是本文剔除无法获得新型农村金融机构设立情况的县级行政单位；三是根据数据可得性，本文确定样本的时间区间为 2000-2019 年。经过上述处理，本文最终获得中国 1921 个县级行政单位 2000-2019 年的非平衡面板数据，共计 23637 个观测值”。根据《银行业金融机构法人名单（截至 2019 年 12 月底）》和《2019 年小额贷款公司统计数据报告》，截至 2019 年底，全国共有村镇银行 1630 家，小额贷款公司 7551 家，农村资金互助社共有 44 家，本文收集数据覆盖绝大部分新型农村金融机构，剔除四个直辖市之后数据中共包括村镇银行 1329 家，小额贷款公司 5155 家，农村资金互助社 36 家¹。

主要变量说明及描述性统计如表 1 所示。

表 1 要变量说明与描述性统计

变量名称	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
县域经济增长	样本县人均地区生产总值（取对数）	9.6531	0.9419	6.7060	12.8179
地区生产总值	样本县地区生产总值（取对数）	13.4116	1.2698	8.4489	17.5047
DMSP-OLS 灯光数据	样本县基于 DMSP-OLS 的灯光影像数据（取对数）	0.9702	1.6318	-8.5172	4.1431
VIIRS-DNB 灯光数据	样本县基于 VIIRS-DNB 的灯光影像数据（取对数）	0.3147	0.9367	-1.7918	3.9863
经济高质量发展水平	构建经济高质量发展水平指标体系，采用熵值法确定指标权重，计算样本县经济高质量发展水平指标值	14.2275	14.1185	0.0000	100.0000
新型农村金融机构设立	若样本县在某年设立新型农村金融机构，则变量取值为 1，否则取值为 0	0.4102	0.4919	0.0000	1.0000
新型农村金融机构资本金	样本县新型农村金融机构资本金/样本县总人口数（万元/人）	0.0196	0.0620	0.0000	3.3540
新型农村金融机构资产	样本县新型农村金融机构资本金×最大杠杆率/样本县总人口数（万元/人）	0.0761	0.1923	0.0000	6.0553
人口密度	样本县总人口数/样本县行政区域面积（万人/平方公里）	0.5624	0.2051	0.0000	18.4750
财政支出	样本县一般预算支出/地区生产总值（%）	18.2756	17.0554	0.2362	412.1264
第三产业占比	样本县第三产业产值/地区生产总值（%）	35.5461	11.7873	3.5559	98.5777
人均消费	样本县社会消费品零售总额/样本县总人口数（万元/人），当社会消费品零售总额缺失时，采用城镇社会消费品零售总额和农村社会消费品零售总额的平均值来替代	0.9739	1.4078	0.0058	33.9447
传统金融发展程度	样本县金融机构年末各项贷款余额/地区生产总值（%）	59.4943	42.3252	0.0000	962.5762
投资水平	样本县固定资产投资/地区生产总值（%）	59.6955	46.3114	0.0000	895.7690
正规金融机构	样本县每万人拥有的商业银行分支机构累计数量（个/万人）	0.9817	0.9479	0.0057	49.8173

¹ 本文于 2020 年收集数据，新型农村金融机构数量设立与撤销时间具有时滞，所以可能会与官方公布数据有微小差别，但并不影响实证结果。

其他农村金融机构	若样本县设立农村商业银行、农村信用合作社和农村合作银行中任意 1 类，变量取值为 1，否则取值为 0	0.3237	0.4679	0.0000	1.0000
存贷比	样本县金融机构年末各项贷款余额/各项存款余额	0.6608	0.3555	0.0079	18.1458
人均产出值	样本县规模以上工业企业产出值/总人口数（万元/人）	3.5322	6.9335	0.0000	183.9595
人均增加值	样本县规模以上工业企业增加值/总人口数（万元/人）	0.4858	1.0242	0.0001	19.7224
中西部地区	若样本县位于中西部地区，取值为 1，否则取值为 0	0.6502	0.4769	0.0000	1.0000
公路里程	若样本县内公路里程高于样本总体中位数，取值为 1，否则取值为 0	0.4995	0.5000	0.0000	1.0000
数字金融发展水平	若样本县数字普惠金融指数值高于样本总体中位数，取值为 1，否则取值为 0	0.4999	0.5000	0.0000	1.0000
金融科技发展水平	若样本县金融科技发展指数值高于样本总体中位数，取值为 1，否则取值为 0	0.4873	0.4999	0.0000	1.0000

四、新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响

（一）基准回归

表 2 报告了新型农村金融机构设立对经济增长的基准回归结果。DID 系数显著为正，表明新型农村金融机构成立能够显著促进经济增长，加入控制变量和控制年度、县域固定效应后结果依然稳健。以第（3）列为例，新型农村金融机构设立会在 1%显著性水平上推动经济增长 2.53%，验证了假设 1。新型农村金融机构广泛吸纳了民间资本，股权结构较为多元，业务范围较广，其设立会增强金融机构之间的竞争程度，有利于打破金融市场垄断，降低金融服务成本，提高金融供给质量，也有利于增加居民和企业金融服务的可得性，刺激金融需求扩大，从而促进经济增长。

表 2 新型农村金融机构设立与经济增长：基准回归结果

变量	县域经济增长					
	回归1		回归2		回归3	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
新型农村金融机构设立	1.1604***	0.0080	0.3125***	0.0154	0.0253***	0.0060
人口密度			-2.2485***	0.5979	-2.1874***	0.8729
财政支出			0.0013	0.0008	-0.0045***	0.0006
第三产业占比			-0.0091***	0.0014	-0.0106***	0.0009
人均消费			0.2645***	0.0407	-0.0372***	0.0116
传统金融发展程度			-0.0004	0.0003	0.0002***	0.0001
投资水平			0.0023***	0.0001	0.0002**	0.0001

正规金融机构		0.2599***	0.0191	-0.0082	0.0106
县域固定效应	已控制	已控制		已控制	
年度固定效应	未控制	未控制		已控制	
观测值数	23637	12653		12653	
R ²	0.5204	0.6724		0.9000	

注：括号内为残差聚类在县域层面的稳健标准误。***、**、*分别代表 1%、5%、10%显著水平。被解释变量为取对数之后的数值。下同。

（二）内生性问题

尽管渐进双重差分方法可以在一定程度上缓解内生性问题，但是新型农村金融机构设立这一政策仍不可避免地受到县域层面诸多因素的影响，很难将其一一控制。因此，本文参考田鸽和张勋（2022），使用当县对所处地级市内其他县距离之和与是否设立新型农村金融机构时间虚拟变量的交互项作为 DID 项的工具变量，并使用两阶段最小二乘法进行估计。表 3 中第（1）列报告了第一阶段结果。可以看出，工具变量 IV 与 DID 显著正相关，即当县对所处地级市内其他县距离之和较大时，更容易设立新型农村金融机构。从金融可得性角度而言，地理距离较大会影响金融交易（陶锋等，2017），引起金融服务不足，进而会促进新型农村金融机构的设立。从金融竞争角度而言，农村地区内金融机构竞争不足，金融市场引进“适度竞争”，有利于提高金融机构对小微企业贷款，增强企业信用（边文龙等，2017，戴美虹，2022）。因此，金融竞争是促进新型农村金融机构的重要因素。

表 3 的回归 2~回归 4 列报告了使用工具变量估计的第二阶段结果。从工具变量相关检验来看，工具变量通过了识别不足检验、弱工具变量检验和内生性检验，表明该工具变量与 DID 之间存在相关性，模型不存在弱工具变量问题，该工具变量是合理的。由于工具变量和内生解释变量数目相同，无需进行过度识别检验。因此，该工具变量是有效的工具变量。从估计结果来看，DID 数显著为正，表明设立新型农村金融机构会促进经济增长，这与基准回归结果一致。

表 3 内生性检验：工具变量估计

变量	新型农村金融机构设立	县域经济增长		
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
样本县与其所在地级市内其他县的 距离之和×新型农村金融机构设立 前后的年度虚拟变量	0.0781*** (0.0001)			
新型农村金融机构设立		1.1626*** (0.0079)	0.3168*** (0.0153)	0.0285*** (0.0060)
控制变量	已控制	未控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	已控制	未控制	未控制	已控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		1173.7930 (0.0000)	935.3890 (0.0000)	1212.4820 (0.0000)

Cragg-Donald Wald F 统计量		1.6×10^7	5.6×10^6	4.6×10^6
卡方统计量		36.6100	68.9780	
		(0.0000)	(0.0000)	
观测值数	12641	23634	12641	12641
R ²		0.5204	0.6701	0.9000

注：第（4）列控制年度固定效应后，虚拟变量较多，无法估计内生性检验结果。

此外，新型农村金融机构设立是从基础设施层面考虑其对经济增长的影响，因此本文进一步控制城镇化水平（Urban）来缓解遗漏变量问题，结果依然保持不变¹。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势假设检验。为观测新型农村金融机构设立对县域经济增长的动态影响，本文做了平行趋势假设检验（见图2）。由图2可知，在控制县域固定效应和年度固定效应之后，新型农村金融机构设立前1年，各样本县县域经济增长并无明显差别，平行趋势假设成立。然而，在新型农村金融机构设立当年，县域经济增长水平明显提高。随着时间推移，新型农村金融机构设立后的4年内，新型农村金融机构设立对县域经济增长的促进作用稳定，表明新型农村金融机构设立会促进县域经济增长。这说明本文基准回归结果具有一定的稳健性。

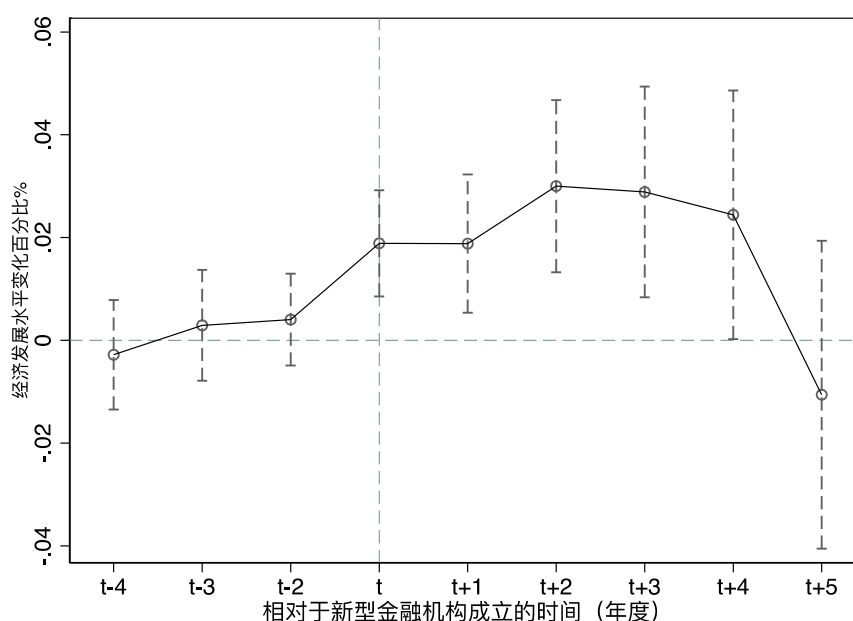


图2 平行趋势假设检验及新型农村金融机构设立的动力效果：经济增长变化2

注：横轴为各期相对于新型农村金融机构成立年份（t）的时期，纵轴为以新型农村金融机构成立前一年（t-1）为基准组时前后每年的估计系数，虚线为相应的95%置信区间。

2. 安慰剂检验。为了排除因随机因素影响经济增长的可能性，我们参考莫怡青和李力行（2022），

¹ 由于篇幅所限，结果备索。

通过随机选取处理组的方式进行了安慰剂检验。具体地，我们随机地为不同县域赋予处理组和控制组的角色，由此得到一个随机生成的新型农村金融机构设立的虚拟变量，然后将其替代回归模型中的处理变量后进行回归分析。将此过程分别重复进行 500 次和 1000 次后，本文将虚假的处理变量的回归系数的和核密度展示在图 3a 和图 3b 中。可以看到，虚假处理变量的回归系数大部分在零附近，表明新型农村金融机构设立产生的影响是非随机的，为本文的主要结论提供了进一步支持。

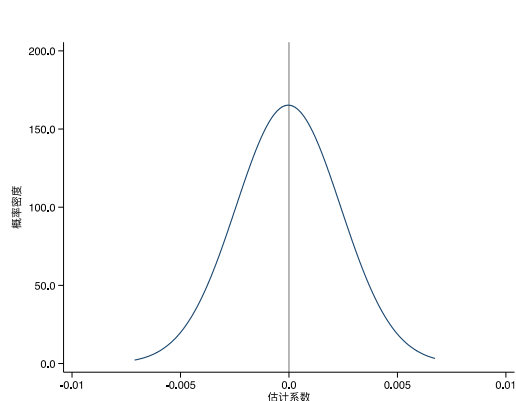


图 3a 安慰剂检验（重复 500 次）

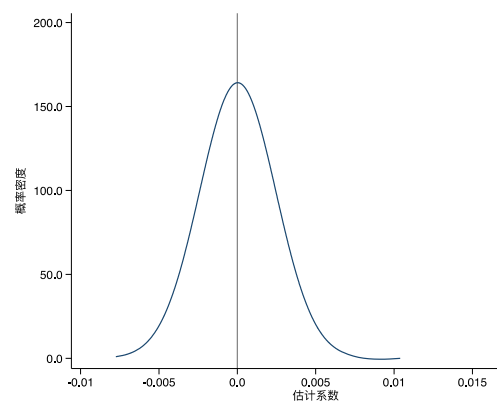


图 3b 安慰剂检验（重复 1000 次）

3.其他稳健性检验¹。在平行趋势检验和安慰剂检验之外，本文还采用多种方式进行稳健性检验。一是替换解释变量来。基准回归中，本文主要以县域新型金融机设立 DID 作为主要解释变量，只能衡量成立与否对经济增长的影响。本文继续从资本金和资产端讨论新型农村金融机构放贷能力对经济增长的影响。具体地，本文以人均新型农村金融机构资本金以及人均新型农村金融机构资产替换解释变量，发现其均与经济增长显著正相关。因此，将主要解释变量替换为连续变量后，新型农村金融机构仍显著促进经济增长。此外，本文选择所有新型农村金融机构设立之前年份（选择 2002 年）的人均银行机构贷款变量（取对数）与新型农村金融机构设立的时间虚拟变量的交互项作为工具变量，对此进行内生性检验，结论仍然成立。

二是替换被解释变量度量方式。在基准回归中，本文使用人均 GDP 作为被解释变量经济增长的衡量指标。在检验基准回归结果的稳健性时，本文也从 GDP、全球夜间灯光数据以及经济高质量发展方面考察经济增长。其中，全球夜间灯光数据为美国空军气象卫星观测到的客观数据，不会对新型农村金融机构的设立造成影响，有助于缓解反向因果问题。结果表明，新型农村金融机构设立对 GDP、夜间灯光数据以及经济高质量发展指标代理的经济增长有显著的正向影响。因此，替换被连续变量后新型农村金融机构仍显著促进经济增长。

三是政策唯一性检验。基准回归中，本文主要考察新型农村金融机构成立对经济增长的影响。在县域层面，农村商业银行、农村信用合作社和农村合作银行三类传统金融机构以及村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社三类新型农村金融机构是主要的金融供给方，农村商业银行、农村信用合作社和农村合作银行设立可能也对经济增长具有政策影响。本文控制农村商业银行、农村信用

¹ 由于篇幅所限，其他稳健性检验结果备索。

合作社和农村合作银行设立的政策变量（Agrifin）及剔除设立过这三类金融机构的县级样本之后的回归分析结果显示，DID 系数仍然显著为正，表明在考虑其他县域金融政策后，新型农村金融机构设立仍能显著促进经济增长。

四是调整样本选择范围。基准回归中，本文为排除因直辖市与其他省份在政策上存在较大差异而带来的影响，剔除了北京、上海、天津和重庆四个直辖市的县级行政单位观测值。考虑到副省级城市等行政级别较高的地区与其他城市之间的政策资源差异也可能会对结果产生影响，本文继续在样本中去掉副省级城市地区观测值¹。结果仍表明新型农村金融机构设立会促进经济增长。基准结果不会因不同城市间政策差异而改变，具有稳健性。

（四）机制分析

1.资金渠道。表 4 第（1）列为新型农村金融机构设立同各项贷款余额与各项存款余额之比（LTD ratio）的回归结果。DID 系数为正，表明新型农村金融机构设立有利于促进金融资源回流。一个可能的解释在于，与倾向于将本地存款配置于高收益地区的传统金融机构不同，新型农村金融机构资金用途受限，主要服务当地客户，其设立有利于提高县域企业和居民的正规金融支持力度，减少县域生产者的非正规金融服务，优化信贷资源配置，从而促进经济增长。

2.产业渠道。表 4 回归 2 和回归 3 列分别报告了新型农村金融机构设立对人均规模以上工业企业产出值和人均规模以上工业企业增加值影响的回归结果。结果表明，新型农村金融机构的设立显著促进了工业企业产出，从而推动了经济增长。可能的原因在于，较第一产业而言，第二产业收益高、周期短，工业增加值是 GDP 占比最高的板块，工业企业是地方政府税收收入的重要来源。地方政府出于提升当地 GDP 和税收的动机鼓励新型农村金融机构为工业企业提供信贷支持，使得工业企业的融资渠道更为畅通，工业产业进一步发展。H2 得以验证。

表 4 新型农村金融机构设立与经济增长：机制分析

变量	存贷比 回归 1		人均产出值 回归 2		人均增加值 回归 3	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
新型农村金融机构设立	0.0135*	0.0075	0.5518***	0.1086	0.2389*	0.1365
控制变量	已控制		已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制		已控制	
年度固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值数	6189		14179		2206	
R ²	0.4109		0.3768		0.4800	

（五）异质性分析²

1.区域发展差异。本文进一步探究新型农村金融机构与经济增长之间关系在东部和中西部地区

¹ 根据 1994 年中央机构编制委员会文件（中编〔1994〕1 号），副省级城市包括重庆、广州、武汉、哈尔滨、沈阳、成都、南京、西安、长春、大连、青岛、深圳、厦门、宁波、济南、杭州共 16 个市行政单位。1997 年，重庆恢复为中央直辖市后，副省级市减少为 15 个（中央机构编制委员会印发《关于副省级市若干问题的意见》的通知（中编发〔1995〕5 号））

² 由于篇幅限制，结果备索。

的结构性差异，在回归方程中加入区域虚拟变量（Noneast）及其与新型农村金融机构的交互项。回归结果显示新型农村金融机构设立与中西部地区（Noneast）的交互项显著为正，这表明相较于东部地区，中西部地区内新型农村金融机构设立将更为显著地促进经济增长。可能原因在于：一是金融机构竞争程度不同。东部地区多为沿海地区，金融机构数量较多，金融市场化程度相对较深，资金外流问题并不严重（谭燕芝等，2018）。在金融供给较为充分的背景下，新型农村金融机构面临的竞争压力较大，对经济增长发挥的促进作用较小。与此不同，中西部地区多为内陆地区，金融业欠发达，资金外流现象仍在持续，金融供给相对不足，更需要新型农村金融机构支持经济发展。二是金融需求程度存在差异。中西部地区消费者金融需求、金融知识以及金融观念都低于东部地区。新型农村金融机构的设立更有利于激发中西部地区消费者金融需求，提高消费者金融知识水平和金融观念，进而激发经济增长的内生动力。

2.交通设施差异。“要想富，先修路”。完善的公路交通设施可以降低商品物流成本，推动企业进入及资本流入，提高企业平均效率，有效拉动第二产业发展，从而提升县级人均 GDP，促进经济发展（刘南，2002）。如果公路交通设施较差，则势必对县域经济发展产生不利影响。理论上，公路交通设施对金融部门也可能存在影响。一方面，公路里程越长、交通越便捷的地区，人员的流动越频繁，生产要素与产成品的物流成本越低，企业越高效，商业经济越发达，这些地区企业的金融需求较为旺盛。另一方面，公路建设能够推动经济繁荣，提高居民人均可支配收入和消费意愿，为当地民众提供更多的投资机会，使得居民拥有更多的融资需求。新型农村金融机构的设立能满足公路沿线居民和企业日益增长的金融需求，从而促进实体经济发展。因此，本文进一步讨论公路交通设施对新型农村金融机构与经济增长之间关系的影响，在回归方程中加入公路里程虚拟变量（Mile）及其与新型农村金融机构的交互项。回归结果显示，“新型农村金融机构设立×公路里程”交乘项虚拟变量显著为正，表明交通设施越完善，新型农村金融机构对经济发展的促进作用越明显。

五、新型农村金融机构设立的溢出效应与协同效应

（一）新型农村金融机构设立的溢出效应：对接壤县经济增长的影响

表 5 报告了新型农村金融机构设立对接壤县和非接壤县经济增长的影响。结果表明，新型农村金融机构设立在 1%的显著度水平上促进了接壤县经济增长，但对非接壤县经济增长的影响并不显著，表明新型农村金融机构的设立存在溢出效应，假设 3 成立。可能的原因在于，地理距离会显著影响金融服务可得性和空间溢出效应，新型农村金融机构所在县级行政单位的接壤县相比非接壤县具有距离优势，该类机构与接壤县金融机构的同业间学习交流更频繁，个人经验、公司声誉、竞标消息等非标准化信息在二者间的传播更顺畅，流动性互助、同业拆放等合作更密切，从而使得接壤县金融供给质量更高，金融需求得到更为充分的满足，企业生产率提升。此外，新型农村金融机构的设立可能会促进所在区域的金融集聚，从而延伸金融服务网络、产生溢出效应，推动接壤县经济

增长。

表 5 新型农村金融机构设立的溢出效应：对接壤县经济增长的影响

变量	县域经济增长（接壤县）		县域经济增长（非接壤县）	
	回归 1		回归 2	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
新型农村金融机构设立	0.0207***	0.0075	0.0035	0.0062
控制变量	已控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制	
年度固定效应	已控制		已控制	
观测值数	8909		12647	
R ²	0.9015		0.9084	

（二）新型农村金融机构设立的协同效应：与数字金融发展的关系

本文进一步分析数字金融发展在新型农村金融机构设立促进经济增长过程中的作用，以期探究传统金融与数字金融的协同效应。结果如表 6 所示。表 6 中 DDD_1 表示数字普惠金融发展水平与新型农村金融机构设立的交互项， DDD_2 表示金融科技发展水平与新型农村金融机构设立的交互项。结果表明，无论采用数字普惠金融发展水平还是金融科技发展水平来度量，数字金融与新型农村金融机构的交互项系数均为正，控制年度固定效应和县域个体固定效应后，系数在 1%水平上显著，即在数字金融发展水平较高时，新型农村金融机构将进一步促进区域经济增长，表明数字金融发展与新型农村金融机构设立存在协同效应。假设 4 成立。一个可能的解释在于，金融科技公司凭借智能手机普及与电商平台优势（Thakor, 2020），依靠淘宝、微信等互联网平台产生的网络效应等方式，降低金融服务成本，提升金融服务效率（Frost et al., 2019），数字金融的知识溢出效应与技术人才共享有利于新型农村金融机构的数字化转型。在数字金融水平低的地区，新型农村金融机构设立的政策效果可能不明显。反之，在数字金融水平高的地区，新型农村金融机构的发展环境更好。在此环境中，新型农村金融机构的设立会对经济增长产生较强的促进作用。

表 6 新型农村金融机构设立的协同效应：与数字金融发展的关系

变量	县域经济增长			
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
新型农村金融机构设立	0.0459*** (0.0101)	0.0003 (0.0080)	0.0928*** (0.0127)	0.0297*** (0.0092)
数字金融发展水平×新型农村金融机构设立	0.0087 (0.0068)	0.0255*** (0.0051)		
金融科技发展水平×新型农村金融机构设立			0.0296*** (0.0070)	0.0144*** (0.0046)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年度固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制
观测值数	3420	3420	3532	3532
R ²	0.4356	0.6752	0.5427	0.7656

六、主要结论与政策启示

本文采用文本挖掘法整理了 2000—2019 年县级行政单位的村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社等三类新型农村金融机构数据，采用渐进双重差分法分析了新型农村金融机构设立对经济增长的影响。结果表明：新型农村金融机构设立对县域经济增长具有显著的促进作用，表明新型农村金融机构可以有效发挥为县域企业及居民提供融资、服务县域发展的作用。经过内生性处理和稳健性检验后，这一结论仍然成立。机制分析表明：新型农村金融机构的设立通过资金渠道与产业渠道影响经济增长。一方面，新型农村金融机构的设立能促进县域资金回流，提高县域企业和居民的正规金融支持力度，减少县域生产者的非正规金融服务，优化信贷资源配置，从而促进经济发展；另一方面，地方政府出于提升当地 GDP 和税收的动机会鼓励新型农村金融机构为工业企业提供信贷支持，进而促进工业产业发展，拉动经济增长。异质性分析表明：由于东中西部金融机构竞争强度不同、金融需求程度不同，在中西部地区，新型农村金融机构对经济发展的促进作用更显著；交通设施越完善，企业和居民的金融需求越强烈，新型农村金融机构越能促进县域经济发展。④进一步分析发现，新型农村金融机构设立存在溢出效应与协同效应。从溢出效应看，该类机构设立能够显著促进接壤县经济增长，对非接壤县的影响则不显著。从协同效应看，由于数字金融有利于推动新型农村金融机构的数字化转型，数字金融发展与新型农村金融机构设立存在协同效应。数字金融发展程度越高，新型农村金融机构对县域经济发展的正向影响越显著。

本文为深刻理解新型农村金融机构设立的经济效应、推动县域金融发展和乡村振兴战略实施提供了有益的理论阐释与经验证据。第一，要充分认识新型农村金融机构设立在促进经济增长方面的作用，进一步发挥其促进资金回流和工业产业发展等积极作用，保持“支农支小”初衷，服务县域经济发展。要进一步引导新型农村金融机构优化业务模式或工作流程，提高经营效率，强化公司治理，建立经营管理负面清单，完善内控体系建设，强化重大风险管控。第二，要考虑区域差异性，制定并推动实施符合地区实际的发展政策，在中西部地区和公路交通网络较发达的地区，推动新型农村金融机构设立与发展，确保其稳健规范经营。第三，要认识到新型农村金融机构设立的溢出效应，发挥新型农村金融机构设立对接壤县经济发展的促进作用，不断推动区域协同一体化发展，实现互利共赢。同时要发挥数字金融与新型农村金融机构在促进经济增长中的协同效应，并在此基础上更为准确地把握数字金融与传统金融之间的关系。

参考文献

- [1] 边文龙、沈艳、沈明高, 2017: 《银行业竞争度、政策激励与中小企业贷款——来自 14 省 90 县金融机构的证据》, 《金融研究》第 1 期, 第 114-129 页。
- [2] 戴美虹, 2022: 《金融地理结构、银行竞争与营商环境——来自银行分支机构数量和企业失信的经验证据》, 《财贸经济》第 5 期, 第 66-81 页。
- [3] 江艇, 2022: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》, 《中国工业经济》第 5 期, 第 100-120 页。
- [4] 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, 第 1401-1418 页。
- [5] 郭峰、熊瑞祥, 2018: 《地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 221-246 页。
- [6] 黄顺春、邓文德, 2020: 《高质量发展评价指标体系研究述评》, 《统计与决策》第 13 期, 第 26-29 页。
- [7] 李春涛、闫续文、宋敏、杨威, 2020: 《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》, 《中国工业经济》第 1 期, 第 81-98 页。
- [8] 林毅夫、孙希芳, 2008: 《银行业结构与经济增长》, 《经济研究》第 9 期, 第 31-45 页。
- [9] 刘南, 2002: 《高速公路对区域经济发展的影响研究——以浙江省杭甬高速公路为例》, 《中国软科学》第 11 期, 第 99-102 页。
- [10] 吕朝凤、毛霞, 2020: 《地方金融发展能够影响 FDI 的区位选择吗?——一个基于城市商业银行设立的准自然实验》, 《金融研究》第 3 期, 第 58-76 页。
- [11] 莫怡青、李力行, 2022: 《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》, 《管理世界》第 2 期, 第 31-45 页。
- [12] 宋科、李振、赵琼薇, 2018: 《区域创新、制度环境与银行稳定》, 《金融评论》第 5 期, 第 46-69+124 页。
- [13] 宋科、刘家琳、李宙甲, 2022a: 《县域金融可得性与数字普惠金融——基于新型金融机构视角》, 《财贸经济》第 4 期, 第 36-52 页。
- [14] 宋科、刘家琳、李宙甲, 2022b: 《数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗?——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应》, 《中国软科学》第 6 期, 第 133-145 页。
- [15] 谭燕芝、刘旋、赵迪, 2018: 《农村金融网点扩张与县域资金外流——基于 2005-2012 年县域经验证据》, 《中国经济问题》第 2 期, 第 72-82 页。
- [16] 陶锋、胡军、李诗田、韦锦祥, 2017: 《金融地理结构如何影响企业生产率?——兼论金融供给侧结构性改革》, 《经济研究》第 9 期, 第 55-71 页。
- [17] 田鸽、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第 5 期, 第 72-84 页。
- [18] 王雪、何广文, 2019: 《县域银行业竞争与普惠金融服务深化——贫困县与非贫困县的分层解析》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 55-72 页。
- [19] 王洋、方创琳、王振波, 2012: 《中国县域城镇化水平的综合评价及类型区划分》, 《地理研究》第 7 期, 第 1305-1316 页。

- [20] 温涛、白继山、王小华, 2015: 《基于 Lotka-Volterra 模型的中国农村金融市场竞争关系分析》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 42-54 页。
- [21] 谢平、徐忠, 2006: 《公共财政、金融支农与农村金融改革——基于贵州省及其样本县的调查分析》, 《经济研究》第 4 期, 第 106-114 页。
- [22] 徐康宁、陈丰龙、刘修岩, 2015: 《中国经济增长的真实性的检验: 基于全球夜间灯光数据的检验》, 《经济研究》第 9 期, 第 17-29 页。
- [23] 姚耀军、施丹燕, 2017: 《互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角》, 《金融研究》第 5 期, 第 127-142 页。
- [24] 易小兰、蔡荣, 2017: 《放宽市场准入下农户借贷渠道选择及信贷可得性分析》, 《财贸研究》第 10 期, 第 26-37 页。
- [25] 于斌斌, 2017: 《金融集聚促进了产业结构升级吗: 空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析》, 《国际金融研究》第 2 期, 第 12-23 页。
- [26] 张浩然, 2014: 《空间溢出视角下的金融集聚与城市经济绩效》, 《财贸经济》第 9 期, 第 51-61 页。
- [27] 张珩、程名望、罗剑朝、李礼连, 2022: 《破解地方金融机构支持县域经济发展之谜》, 《财贸经济》第 2 期, 第 98-111 页。
- [28] 张正平、杨丹丹, 2017: 《市场竞争、新型农村金融机构扩张与普惠金融发展——基于省级面板数据的检验与比较》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 30-43 页。
- [29] 钟伟、王浣尘, 2004: 《我国金融发展与工业经济增长的协调性分析》, 《中国软科学》第 12 期, 第 39-44 页。
- [30] 周黎安, 2007: 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》第 7 期, 第 36-50 页。
- [31] Alessandrini, P., A.F. Presbitero, and A. Zazzaro, 2010, “Bank Size or Distance: What Hampers Innovation Adoption by SMEs?”, *Journal of Economic Geography*, 10 (6): 845-881.
- [32] Cheng, X., and D. Hans, 2010, “The Impact of Bank and Non-Bank Financial Institutions on Local Economic Growth in China”, *Journal of Financial Service Research*, 37(2), 179-199.
- [33] Cotugno, M., S. Monferra, and G. Sampagnaro, 2013, “Relationship Lending, Hierarchy Distance and Credit Tightening: Evidence from the Financial Crisis”, *Journal of Banking & Finance*, 37(5), 1372-1385.
- [34] Frost, J., L. Gambacorta, Y. Huang, H. S. Shin, and P. Zbinden, 2019, “BigTech and the Changing Structure of Financial Intermediation”, *Economic Policy*, 34(100), 761-799.
- [35] Greenwood, J., and B. Jovanovic, 1990, “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.
- [36] Henderson, J. V., and S. Weil., 2012, “Measuring Economic Growth from Outer Space: The National Bureau of Economic Research”, *The American Economic Review*, 102(2), 994-1028.
- [37] Love, I., 2003, “Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model”, *The Review of Financial Studies*, 16(3), 765-791.
- [38] Ma, G., R. McCauley and L. Lam, 2013, “The Roles of Saving, Investment and the Renminbi in Rebalancing the

- [39] Chinese Economy”, *Review of International Economics*, 21(1), 72-84.
- [40] Merton, R., and Z. Bodie, 1995, “A conceptual framework for analyzing the financial system.” *The global financial system: A functional perspective*, 3-31.
- [41] Porteous, D.J., 1995, *The Geography of Finance: Spatial Dimensions of Intermediary Behaviors*, Aldershot: Avebury Press.
- [42] Rajan R., and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *Social Science Electronic Publishing*, 88(3):559-586.
- [43] Thakor, A. V., 2020, “Fintech and Banking: What do We Know?”, *Journal of Financial Intermediation*, 41.
- [44] Yildirim, H. S., and G. C. Philippatos, 2007, “Restructuring, Consolidation and Competition in Latin American Banking Markets”, *Journal of Banking & Finance*, 31(3), 629-639.

Will the Establishment of New Types of Rural Financial Institutions Promote Counties' Economic Growth?

Abstract: With the financial reform deepening in counties, the financial system dominated by traditional financial institutions has experienced a profound change as new types of rural financial institutions play an increasing important role in promoting counties' economic growth. In this background, this paper uses DID method to analyze the influence of new types of rural financial institutions on economic growth based on the county-level data of three new types of rural financial institutions including rural banks, microfinance companies, and rural mutual cooperatives in China from 2006 to 2019 which is collected by using text-mining techniques. The results show that: (1) New types of rural financial institutions have a positive role in promoting counties' economic growth. And this effect is stronger in the central and western regions and the areas with relatively complete transportation facilities. (2) Mechanism analysis shows that the establishment of the new types of rural financial institutions can stimulate the economic growth through the capital channels and industrial channels, that is, to promote the economic growth by promoting the recycle of county funds and the development of industrial industries. (3) Further analysis shows that the establishment of new types of rural financial institutions has spatial spillover effect and synergy effect. On the one hand, the establishment of new types of rural financial institutions can significantly promote the economic growth of neighboring counties. On the other hand, there is synergy effect between the establishment of new types of rural financial institutions and the development of digital finance in promoting economic growth. In areas with more developed digital financial inclusion, the effect of setting up new types of rural financial institutions is more obvious. This paper provides new theoretical basis and empirical evidence in accurately understanding the economic effect of new types of rural financial institutions, promoting the financial development in counties, and implementing the rural revitalization strategy in the new development stage.

Keywords: New Types of Rural Financial Institutions; Counties' Economic Growth; Digital Finance



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn