

新型农村金融机构设立能够 促进县域经济增长吗？*

宋 科^{1,2} 李宙甲³ 刘家琳^{4,5}

摘要：随着县域金融改革的不断深化，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。本文使用通过文本挖掘方法整理得到的2000—2019年中国县级行政单位内村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社3类新型农村金融机构设立情况数据，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，且在中西部地区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县域经济增长，即通过促进县域资金回流和工业发展推动经济增长。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的经济增长；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县域经济增长。本文为准确把握新型农村金融机构设立的经济效应，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

中图分类号：F830.3 **文献标识码：**A

一、引言

习近平指出：“经济是肌体，金融是血脉，两者共生共荣。”^①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）和《关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》（中发〔2023〕1号）等文件，将乡村振兴的重要性提到

*本文仅代表作者个人研究观点，不代表所在单位意见。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：刘家琳。

^①资料来源：《新时代中国金融发展的根本遵循》，<http://www.scio.gov.cn/31773/31774/31779/Document/1725951/1725951.htm>。

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。”^①因此，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，中国县域金融服务供给方主要为政策性金融机构、商业性金融机构和合作性金融机构等。2006年以来，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^②，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”^③。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，该理论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促进经济增长。Rajan and Zingales（1998）、Love（2003）从产业层面和企业层面证明，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）研究发现，金融发展有利于提高储蓄向投资转换的效率。部分研究从金融机构角度分析金融发展对经济增长的影响。例如：在金融机构发展方面，林毅夫和孙希芳（2008）发现中小金融机构贷款余额占比提升会显著促进经济增长，Cheng and Hans（2010）基于省级面板数据的实证研究表明，中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行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年中国县级面板数据，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，与大量基于省级、地市级样本的研究不同，本文将研究视角拓展至县级层面，评估新型农村金融机构设立对县域经济增

^①参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

^②参见《十七届三中全会解读：规范发展新型农村金融机构》，http://www.gov.cn/jrzq/2008-11/24/content_1157489.htm。

^③参见《人民银行 银保监会 证监会 财政部 农业农村部 乡村振兴局联合发布〈关于金融支持巩固拓展脱贫攻坚成果 全面推进乡村振兴的意见〉》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-07/01/content_5621872.htm。

长的影响与影响机制，以及新型农村金融机构设立的溢出效应，可以丰富关于县域经济发展的研究。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 3 种新型农村金融机构设立情况数据，在研究数据方面具有一定创新性。第三，本文进一步分析数字金融与新型农村金融机构设立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、理论分析与研究假说

县域层面新型农村金融机构设立可以从金融供给和金融需求两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，促进市场竞争，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，地方金融机构能够通过促进金融资源集聚和产业发展来推动区域经济增长（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 2 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，会将其本地部分存款配置到高收益地区，使本地金融需求难以得到充分满足，本地投资也受到影响（谢平和徐忠，2006）。新型农村金融机构以服务县域经济发展为根本宗旨，它的资金用途受到限制，其设立有利于提高对县域实体经济的正规金融支持力度，减少县域实体经济的非正规金融需求，在一定程度上可以促进资金回流、优化信贷资源配置（张正平和杨丹丹，2017）、提高企业生产效率和增加企业利润，从而促进县域经济增长。

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，也会服务非农经营主体（张珩等，2022）。金融发展可以为工业经济平稳健康增长提供支持（钟伟和王浣尘，2004）。相较于第一产业，第二产业投资收益更高、回报周期更短（张珩等，2022）。根据国家统计局数据，2022 年中国工业增加值突破 40 万亿元，约占国内生产总值的比重为 33.2%^①。在政治“晋升锦标赛”的影响下（周黎安，2007）^②，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，从而促进工业企业发展，推动经济增长。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来促进县域经济增长。

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

^①2022 年中国工业增加值为 401644 亿元，国内生产总值为 1210207 亿元。数据来源：《中华人民共和国 2022 年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.gov.cn/xinwen/2023-02/28/content_5743623.htm。

^②该理论认为，地方官员晋升与地方生产总值增长高度相关，因此地方官员有动力发展地区经济以获得政治升迁。

空间溢出效应产生明显影响。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发生损耗甚至产生歧义。因此，距离金融机构信贷决策中心越远，企业信贷可得性越低（Alessandrini et al., 2010; Cotugno et al., 2013）。新型农村金融机构设立之后，企业与金融机构距离缩短，其信贷可得性也会提高。另一方面，金融集聚不仅能促进当地经济增长，还能对邻近地区产生空间溢出效应。一是金融集聚将延伸金融服务网络，提升周边地区投资水平（张浩然，2014）；二是金融集聚与企业生产率之间存在密切关联，区域金融中心建设能够促进邻近地区企业生产率提升（陶锋等，2017）。因此，新型农村金融机构设立县的接壤县相比于非接壤县而言，其金融集聚水平和金融供给质量更高，居民和企业的金融需求也更可能得到充分满足。由此，新型农村金融机构设立更可能促进接壤县的县域经济增长。

此外，随着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，明显提升了信贷效率（Frost et al., 2019），促使传统金融与数字金融形成共同发展、相互促进的格局。数字金融发展具有明显“路径依赖性”，在传统金融发展水平较高的东部地区，数字金融发展程度较高，而在传统金融发展水平较低的中西部地区，数字金融发展程度较低（姚耀军和施丹燕，2017）。新型农村金融机构设立促进传统金融发展水平提高，有利于激发传统金融与数字金融发展的“协同效应”（宋科等，2022a）。该效应有助于缩小城乡收入差距（宋科等，2022b）和促进县域经济增长。所以，在数字金融发展程度高的地区，新型农村金融机构设立对县域经济增长可能会起到较强的促进作用。然而，在数字金融发展程度低的地区，该作用可能不明显。基于上述分析，本文提出研究假说3和研究假说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，新型农村金融机构设立对县域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。

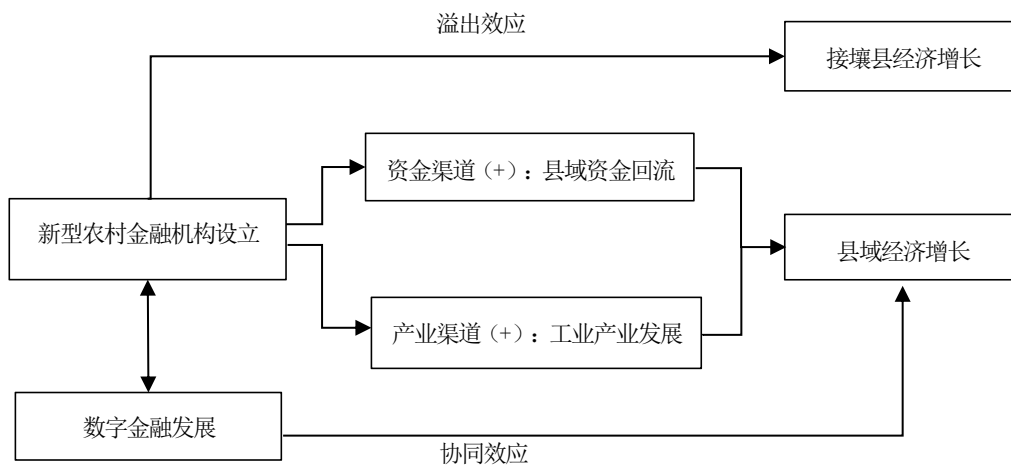


图1 新型农村金融机构设立促进县域经济增长的逻辑框架

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不同，本文最终采用渐进双重差分法进行分析，同时控制个体固定效应、年度固定效应和其他因素的影响，并将残差在县级层面聚类。基础模型设定如下：

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

(1) 式中：被解释变量 $Y_{i,t}$ 是县域经济增长，使用代理变量人均地区生产总值表示； $DID_{i,t}$ 是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 $DID_{i,t}$ 取值为 1，否则取值为 0； $F_{i,t}$ 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 是年度固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项； α 、 β 、 γ 为待估计参数。

平行趋势假设是使用双重差分法的前提，平行趋势假设检验也可以观测新型农村金融机构设立对县域经济增长的动态影响。鉴于新型农村金融机构设立年份不同，本文在模型估计之后，参照莫怡青和李力行（2022）的做法开展平行趋势假设检验，并分析新型农村金融机构设立动态效果。模型设定如下：

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

(2) 式中： $D_{i,q}^{-k}$ 和 $D_{i,q}^k$ ($k=1, 2, 3, 4, 5$) 为新型农村金融机构设立前后的年度虚拟变量。具体而言，若年度 q 是 i 县设立新型农村金融机构之前的第 k 年，则 $D_{i,q}^{-k}$ 取值为 1，否则取值为 0；若年度 q 是 i 县设立新型农村金融机构之后的第 k 年，则 $D_{i,q}^k$ 取值为 1，否则取值为 0。此外，对于新型农村金融机构设立前 4 年及以上的观测值， $D_{i,q}^{-4}$ 取值为 1；对于新型农村金融机构设立后 5 年及以上的观测值， $D_{i,q}^5$ 取值为 1。其他符号含义与 (1) 式一致。 α 、 $\beta_1 \sim \beta_{10}$ 为待估计参数。

考虑到新型农村金融机构放贷能力对县域经济增长可能存在影响，本文在稳健性检验部分分析新型农村金融机构资本和新型农村金融机构资产对县域经济增长的影响。由于上述 2 个变量为连续变量，故本文使用面板固定效应模型分析。具体模型设定如下：

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

(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； $L.Asset_pop_{i,t}$ 表示滞后 1 期的新型农村金融机构资产。其他符号含义与 (1) 式一致。

进一步地，本文参考江艇（2022）的做法，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：

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

(4) 式中， $MID_{i,t}$ 为中介变量。根据前文分析，中介变量主要包括资金渠道（存贷比）与产业

渠道（人均产出值和人均增加值）两方面。其他符号含义与（1）式一致。

（二）变量说明

1.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^①。该指标值越大，经济高质量发展水平越高。

2.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。具体步骤如下：第一步，从天眼查官方网站^②爬取了2000年1月1日至2020年6月5日全国村镇银行、小额贷款公司、农村资金互助社3类新型农村金融机构设立时间及其所在县级行政单位信息。第二步，根据新型农村金融机构设立情况将这些县级行政单位划分处理组和控制组。本文将2000—2019年期间至少设立1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，确认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2000—2019年期间的设立及存续情况。

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/样本县总人口数）、新型农村金融机构资产（新型农村金融机构资产/样本县总人口数）作为新型农村金融机构设立的代理变量。囿于数据可得性，本文无法获得各新型农村金融机构资产规模数据。因此，本文使用资

^①限于篇幅，各项指标数值及其权重未列出，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。各指标数据来源于《中国县域统计年鉴》（2001—2020年，历年）。

^②数据来源：天眼查官方网站，<https://www.tianyancha.com/>。

本金×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1.5^①。考虑到其他2类机构并没有明确的最大杠杆率限定，本文参考《商业银行资本管理办法（试行）》（银监会令〔2012〕1号）^②，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大杠杆率设定为12.5。

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，再分别进行回归分析。

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设立对县域经济增长的异质性影响。在区域发展差异方面，本文将地区按照经济发展程度进行划分^③，考察东部地区和中西部地区新型农村金融机构设立对县域经济增长影响的差异。在交通设施差异方面，本文以公路

^①《关于小额贷款公司试点的指导意见》规定，在法律、法规规定的范围内，小额贷款公司从银行业金融机构获得融入资金的余额，不得超过资本净额的50%。据此，本文将小额贷款公司的最大杠杆率设定为1.5。资料来源：《银监会央行发布关于小额贷款公司试点的指导意见》，http://www.gov.cn/gzdt/2008-05/08/content_965058.htm。

^②资料来源：《中国银行业监督管理委员会令》，http://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content_2245522.htm。

^③根据《国务院关于大力实施促进中部地区崛起战略的若干意见》《国务院关于实施西部大开发若干政策措施的通知》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个省份，其他省份属于东中部地区（台湾省、香港特别行政区、澳门特别行政区除外）。资料来源：《国务院关于大力实施促进中部地区崛起战略的若干意见》，http://www.gov.cn/zwggk/2012-08/31/content_2214579.htm；《国务院关于实施西部大开发若干政策措施的通知》，http://www.gov.cn/gongbao/content/2001/content_60854.htm。

里程变量表征交通设施发展程度。若样本县内公路里程高于样本总体公路里程的中位数，则公路里程变量取值为1，否则取值为0。

本文将对比新型农村金融机构设立对接壤县和非接壤县经济增长影响的差异，考察新型农村金融机构设立促进县域经济增长的溢出效应。具体地，本文利用百度搜索引擎，手动搜索获得各县级行政单位在所属地级市范围内的接壤县和非接壤县相关数据。在此基础上，本文分别计算处理组各样本县所有接壤县和非接壤县的人均地区生产总值，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^①。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^②。该指标能较好地体现人们对金融科技的关注和需求，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^③。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^④。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

^①由于北京大学数字普惠金融指数县级层面数据的时间区间为2014—2020年，故本文数字金融发展水平数据的时间区间为2014—2020年。数据来源：<https://idf.pku.edu.cn/zsbz/index.htm>。

^②金融科技发展水平数据的时间区间为2011—2016年。

^③本文研究数据收集于2020年。由于新型农村金融机构设立与撤销的信息公布时间具有时滞，所以本文获取的新型农村金融机构数量数据可能与官方公布数据存在微小差异，但是这并不影响实证分析结果。

^④囿于数据可得性，本文计量回归部分样本观测值数发生变化。

7551 家，农村资金互助社 44 家^①。本文研究数据覆盖全国大部分新型农村金融机构，包括 1251 家村镇银行、4685 家小额贷款公司和 35 家农村资金互助社。

主要变量说明与描述性统计如表 1 所示。

表 1 主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/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数据来源：《银行业金融机构法人名单（截至 2019 年 12 月底）》，<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=894966&itemId=863&&generaltpe=1>；《2019 年小额贷款公司统计数据报告》，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4061852/index.html>。

表 1 (续)

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影响县域经济增长的基准回归结果。回归 1 和回归 2 结果显示，新型农村金融机构设立显著且系数方向为正，表明新型农村金融机构设立能够显著促进县域经济增长。模型加入控制变量，并控制县域固定效应和年度固定效应后，回归结果依然稳健（见回归 3），假说 H1 得以验证。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，业务范围较为广泛。新型农村金融机构设立会加剧金融机构之间的竞争，既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，也有利于提高居民和企业信贷可得性，刺激金融需求扩大，从而促进县域经济增长。

表 2 新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响：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

表 2 (续)

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：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②稳健标准误为聚类到县域层面的标准误。

(二) 内生性问题

尽管渐进双重差分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，本文参考田鹤和张勋（2022）的做法，使用“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”交乘项作为新型农村金融机构设立的工具变量，并使用两阶段最小二乘法估计。表 3 回归 1 报告了第一阶段估计结果。可以看出，工具变量与新型农村金融机构设立显著正相关，即样本县与其所在地级市内其他县距离之和较大时，该县更可能设立新型农村金融机构。从金融可得性角度而言，地理距离较远会影响金融交易（陶锋等，2017），导致金融服务供给不足，会促进新型农村金融机构设立。从金融竞争角度而言，农村地区金融机构竞争不足，金融市场引进“适度竞争”有利于提高金融机构对小微企业的放贷额度，也能增强企业信用（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设立的重要因素。

表 3 回归 2~回归 4 报告了使用工具变量法的第二阶段估计结果。从工具变量相关检验来看，模型通过了工具变量识别不足检验、弱工具变量检验和内生性检验，表明本文所选工具变量比较合理。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，本文所选工具变量是有效的工具变量。从估计结果来看，新型农村金融机构设立变量显著且系数方向为正，表明新型农村金融机构设立会促进县域经济增长，这与基准回归结果一致。

表 3 使用工具变量法的估计结果

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)

表3 (续)

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：①***表示1%的显著性水平。②括号中为聚类到县域层面的稳健标准误。③回归4控制年度固定效应后，由于模型中的虚拟变量较多，内生性检验卡方统计量无法估计得到。

(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^①，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。

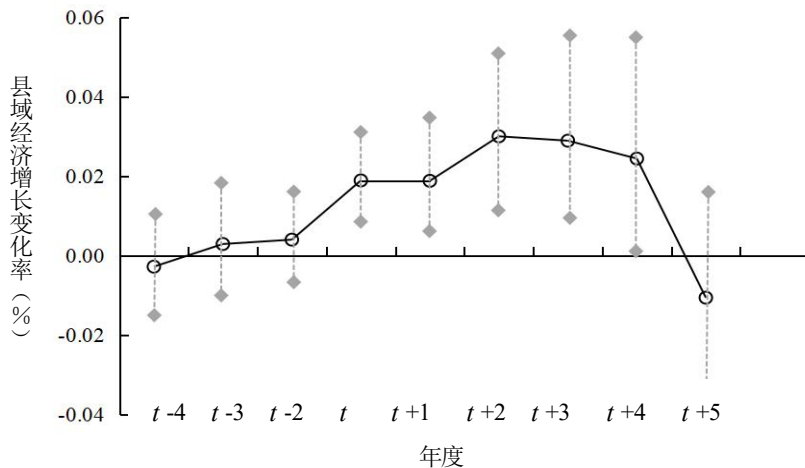


图2 平行趋势假设检验

注：横轴为相对于新型农村金融机构设立时间（ t ）的年度；纵轴为以新型农村金融机构设立前1年（ $t-1$ ）为基准年度时，新型农村金融机构设立前后的年度虚拟变量与新型农村金融机构设立交乘项的估计系数；虚线为估计系数的95%置信区间。

2. 安慰剂检验。为了排除随机因素影响县域经济增长的可能性，本文参考莫怡青和李力行（2022）的做法，通过随机选取处理组的方式做安慰剂检验。具体地，本文随机为样本县赋予处理组和控制组角色，由此得到一个随机生成的虚假的新型农村金融机构设立虚拟变量，并用该变量替代回归模型中

^①虽然图中显示，在新型农村金融机构设立后的第5年，新型农村金融机构设立对县域经济增长的促进作用下降，但是该效应的估计结果并不显著。

的新型农村金融机构设立变量进行回归。将此过程分别重复 500 次和 1000 次后，本文将虚假的新型农村金融机构设立变量的回归系数和概率密度展示在图 3 (a) 和图 3 (b) 中。由图 3 可知，虚假的新型农村金融机构设立变量的回归系数大部分在 0 附近，表明该变量产生的影响是非随机的，为本文新型农村金融机构设立会促进县域经济增长的研究结果提供进一步支持。

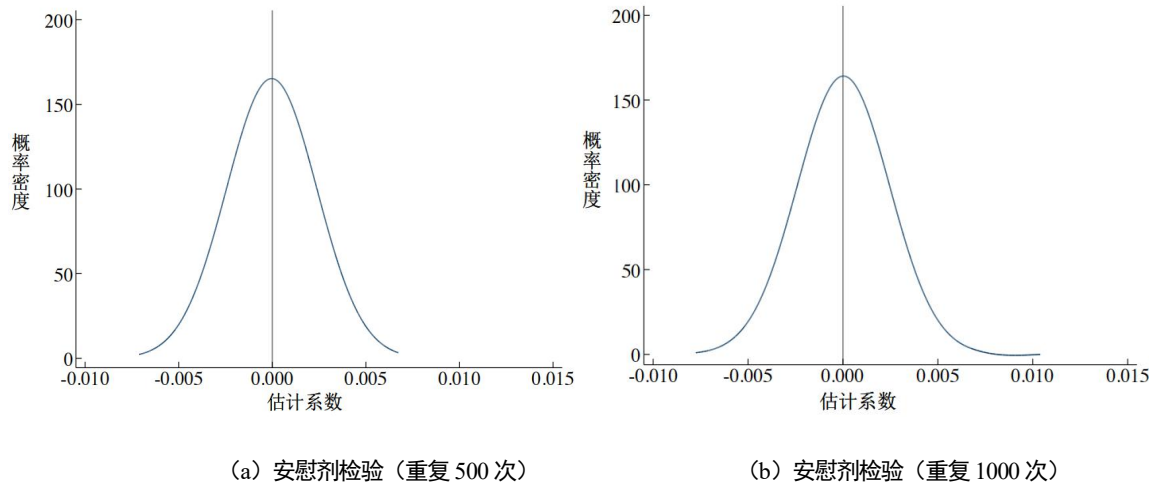


图 3 安慰剂检验结果

3.其他稳健性检验。除平行趋势假设检验和安慰剂检验之外，本文还采用多种方式做稳健性检验^①。具体如下：一是更换新型农村金融机构设立的度量方式。基准回归中，本文以新型农村金融机构设立虚拟变量为核心解释变量，只能衡量新型农村金融机构设立与否对县域经济增长的影响。本文继续从新型农村金融机构放贷能力角度，考察新型农村金融机构设立对县域经济增长的影响。具体地，本文以新型农村金融机构资本金和新型农村金融机构资产替换核心解释变量，发现 2 个变量均显著且系数方向为正。因此，将新型农村金融机构设立虚拟变量替换为新型农村金融机构资本金和新型农村金融机构资产 2 个连续变量后，新型农村金融机构设立仍显著促进县域经济增长。此外，本文选择“所有新型农村金融机构设立之前年份（本文选择 2002 年数据）的人均银行机构贷款余额（取对数）×新型农村金融机构设立前后的年度虚拟变量”交乘项作为新型农村金融机构资本金和新型农村金融机构资产 2 个连续变量的工具变量进行内生性检验，结论仍然成立。

二是更换被解释变量度量方式。基准回归中，本文使用人均地区生产总值作为衡量被解释变量县域经济增长的指标。本文分别使用地区生产总值、县域层面全球夜间灯光数据和经济高质量发展水平指标度量县域经济增长，以检验基准回归结果的稳健性。其中，县域层面全球夜间灯光数据为美国国防气象卫星观测到的客观数据，不会对新型农村金融机构设立造成影响，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地区生产总值、县域层面全球夜间灯光数据和经济高质量发展水平指标代理的县域经济增长有显著的正向影响。因此，新型农村金融机构设立促进县域经济增长的结果具有稳健性。

^①限于篇幅，其他稳健性检验结果未列出，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

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设立对县域经济增长的影响。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 3 类传统农村金融机构，以及村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社 3 类新型农村金融机构是主要的金融供给方。在消除农村商业银行、农村信用合作社和农村合作银行 3 类其他农村金融机构的影响之后，回归分析结果显示，新型农村金融机构设立变量的影响仍然显著，且系数方向为正，表明新型农村金融机构设立促进县域经济增长的结果具有一定稳健性。

四是调整样本选择范围。基准回归中，为排除因直辖市与其他省份相关政策存在较大差异而产生的影响，本文剔除了北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市内县级行政单位的观测值。考虑到副省级城市^①等行政级别较高地区与其他城市之间的政策资源差异也可能对结果产生影响，本文在样本中进一步去掉副省级城市的观测值。结果仍表明，新型农村金融机构设立会促进县域经济增长。基准回归结果不会因城市间的政策差异而改变，具有稳健性。

（四）机制分析

1. 资金渠道。表 4 回归 1 报告了新型农村金融机构设立对存贷比影响的回归结果。新型农村金融机构设立的系数方向为正，表明新型农村金融机构设立可以促进金融资金回流。一个可能的解释在于：与倾向于将本地存款配置到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，减少县域实体经济的非正规金融服务需求，优化信贷资源配置，从而促进县域经济增长。

2. 产业渠道。表 4 回归 2 和回归 3 分别报告了新型农村金融机构设立对人均产出值和人均增加值影响的回归结果。结果表明，新型农村金融机构设立显著促进工业企业产出，从而推动县域经济增长。可能的原因在于：规模以上工业企业投资收益高且回报周期短，地方政府出于提升当地地区生产总值和增加税收收入的动机，会鼓励新型农村金融机构为工业企业提供信贷支持，使得工业企业融资渠道更为畅通，促进县域经济增长。至此，假说 H2 得以验证。

表 4 新型农村金融机构设立与县域经济增长：机制分析

变量	存贷比		人均产出值		人均增加值	
	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	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	

^①根据 1994 年中央机构编制委员会文件（中编〔1994〕1 号），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 市的行政级别被定为副省级。1997 年，重庆恢复为中央直辖市后，副省级市减少为 15 个。资料来源：《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》，<http://www.reformdata.org/1995/0219/21183.shtml>。

表 4 (续)

观测值数	6189	14179	2206
R ²	0.4109	0.3768	0.4800

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平。②稳健标准误为聚类到县域层面的标准误。

(五) 异质性分析

1. 区域发展差异。为进一步探究新型农村金融机构与县域经济增长之间关系在东部和中西部地区的差异，本文在回归方程中加入中西部地区虚拟变量和“中西部地区×新型农村金融机构设立”交乘项。回归结果显示，“中西部地区×新型农村金融机构设立”交乘项显著且系数为正，表明相较于东部地区，在中西部地区新型农村金融机构设立促进县域经济增长的作用更为显著^①。原因可能在于：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，对县域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。中西部地区消费者的整体金融需求程度、金融知识水平和金融观念等可能落后于东部地区。新型农村金融机构设立更有利于激发中西部地区消费者的金融需求，提高消费者金融知识水平，增强消费者金融观念，进而激发县域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，推动企业进入和资本流入，提高企业平均效率，有效拉动第二产业发展，提升县域人均地区生产总值，促进经济发展（刘南，2002）。如果公路交通设施较差，就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，人员流动越频繁，生产原材料与产品的物流成本越低，企业越高效，商业经济越发达，这些地区企业的金融需求越旺盛。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和消费机会，使得居民拥有更多的融资需求。新型农村金融机构设立能促进公路沿线居民和企业的金融需求得到满足，有利于实体经济发展。因此，本文进一步讨论公路交通设施对新型农村金融机构设立与县域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和“公路里程×新型农村金融机构设立”交乘项。回归结果显示，“公路里程×新型农村金融机构设立”交乘项显著且系数为正，表明交通设施越完善，新型农村金融机构设立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% 显著性水平上促进接壤县经济增长，但对非接壤县经济增长的影响并不显著，表明

^①限于篇幅，本文异质性分析回归结果未列出，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

新型农村金融机构设立存在溢出效应，假说 H3 得以验证。可能的原因在于，地理距离会影响金融服务可得性和空间溢出效应。新型农村金融机构设立样本县的接壤县比非接壤县具有距离优势和金融集聚优势，居民和企业的金融需求可以得到更为充分的满足。

表 5 新型农村金融机构设立的溢出效应回归结果

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	

注：①***表示1%的显著性水平。②稳健标准误为聚类到县域层面的标准误。

（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县域经济增长过程中的作用，以期探究新型农村金融机构设立与数字金融发展的协同效应。回归结果如表 6 所示。结果表明，无论是采用数字金融发展水平还是金融科技发展水平来度量数字金融发展程度，交乘项都显著且系数方向均为正。回归 1、回归 2 和回归 4 结果显示，控制年度固定效应和县域个体固定效应后，新型农村金融机构设立在 1%水平上显著，即在数字金融发展水平较高时，新型农村金融机构设立更能促进县域经济增长，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。假说 H4 得以验证。一个可能的原因在于：金融科技公司凭借智能手机普及与电商平台优势，依靠淘宝、微信等互联网平台产生的网络效应，能够降低金融交易成本和信息成本，提升金融服务效率（Thakor, 2020; 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。在数字金融发展水平低的地区，新型农村金融机构设立的政策效果可能不明显。反之，在数字金融发展水平高的地区，新型农村金融机构的发展环境更好。因此，新型农村金融机构设立会对县域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与数字金融发展的协同效应回归结果

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)

表 6 (续)

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

注：①***表示1%的显著性水平。②括号中为聚类到县域层面的稳健标准误。

六、主要结论与政策启示

本文采用文本挖掘方法整理 2000—2019 年中国县级行政单位内村镇银行、小额贷款公司和农村资金互助社 3 类新型农村金融机构设立情况数据，采用渐进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。研究表明：在县域层面，新型农村金融机构设立对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、服务县域经济发展的作用。经过内生性问题处理和稳健性检验后，这一结论仍然成立。机制分析表明：新型农村金融机构设立通过资金渠道与产业渠道影响县域经济增长。一方面，新型农村金融机构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，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地区生产总值和增加税收收入的动机，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：由于不同地区金融机构竞争强度不同、金融需求程度不同，在中西部地区，新型农村金融机构设立对经济发展的促进作用更显著；交通设施越完善的地区，企业和居民的金融需求越强烈，新型农村金融机构设立越能促进县域经济发展。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。数字金融发展水平越高，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.李扬, 2017: 《“金融服务实体经济”辨》, 《经济研究》第 6 期, 第 4-16 页。
- 9.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。
- 10.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。
- 11.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。
- 12.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、第 3 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.田鹤、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.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。
- 23.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。
- 24.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。
- 25.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。
- 26.张晓云、范香梅、辛兵海, 2016: 《机构准入、金融包容与收入分配》, 《中国农村观察》第 6 期, 第 12-28 页。
- 27.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、第 94 页。
- 28.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。
- 29.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。
- 30.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.
- 31.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.
- 32.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.
- 33.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.
- 34.Greenwood, J., and B. Jovanovic, 1990, “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 98(5): 1076-1107.
- 35.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.
- 36.Love, I., 2003, “Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model”, *The Review of Financial Studies*, 16(3): 765-791.
- 37.Ma, G., R. McCauley, and L. Lam, 2013, “The Roles of Saving, Investment and the Renminbi in Rebalancing the Chinese Economy”, *Review of International Economics*, 21(1): 72-84.
- 38.Rajan, R., and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, 88(3): 559-586.
- 39.Thakor, A. V., 2020, “Fintech and Banking: What Do We Know?”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 41, 100833.

40.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.

(作者单位: ¹中国人民大学财政金融学院;

²中国财政金融政策研究中心;

³中国人民银行;

⁴北京大学数字金融研究中心;

⁵北京大学国家发展研究院)

(责任编辑: 柳 荻)

Does the Establishment of New-type Rural Financial Institutions Promote Counties' Economic Growth?

SONG Ke LI Zhoujia LIU Jialin

Abstract: With the deepening of financial reform in counties, the financial system dominated by traditional financial institutions has experienced a profound change as new-type rural financial institutions play an increasingly important role in promoting counties' economic growth. In this context, this paper adopts the Difference-in-differences (DID) method to analyze the influence of new-type rural financial institutions on economic growth, based on a county-level dataset of three new types of rural financial institutions including rural banks, microfinance companies, and rural mutual cooperatives in China from 2006 to 2019 collected by text-mining techniques. The results show that new-type rural financial institutions have a positive impact on counties' economic growth, and this effect is stronger in the central and western regions as well as the areas with relatively well-developed transportation systems. A following mechanism analysis shows that the establishment of the new-type rural financial institutions can stimulate the economic growth through the capital channel (i.e. the return of county funds) and the industrial channel (i.e. the development of manufacturing industries). Further analysis shows that the establishment of new-type rural financial institutions generates spatial spillover effect and synergy effect. On the one hand, the establishment of new-type rural financial institutions significantly accelerates the economic growth of neighboring counties. On the other hand, the effect of establishing new-type rural financial institutions is stronger in areas with higher levels of digital financial inclusion. This paper proposes a theoretical framework and empirical evidence of the economic effect of new-type rural financial institutions, providing policy implications for the financial development in counties and the rural revitalization in the new development stage.

Key Words: New-type Rural Financial Institutions; Counties; Economic Growth; Digital Finance