

# 破解地方金融机构支持县域经济发展之谜<sup>\*</sup>

张 珩 程名望 罗剑朝 李礼连

**内容提要:**本文将农信社改制视作一个准自然实验,利用渐进性 DID 方法探讨了其对县域经济发展的影响。研究发现,农信社改制促进了县域经济发展,但先改为农合行再改为农商行的改革路径和县域金融市场的结构性竞争会弱化这一促进作用。异质效应分析发现,市场潜能和非农产业比重越高,农信社改制对县域经济发展的促进作用越明显。作用机制分析发现,虽然农信社改制没有显著加剧县域资金外流,但资金外流会弱化其对县域经济发展的促进作用;农信社改制对第二产业的促进作用要大于第一产业,但改制后,农信社加强了对第一产业的促进作用。本文为深化农信社改革、平衡激励机制和社会责任、完善县域要素市场、建立合作机制提供了政策启示。

**关键词:**农信社 县域经济 渐进性 DID

**作者简介:**张 珩,中国社会科学院金融研究所助理研究员,100710;  
程名望(通讯作者),同济大学经济与管理学院副院长、教授,200092;  
罗剑朝,西北农林科技大学经济管理学院教授,712100;  
李礼连,同济大学经济与管理学院博士研究生,200092。

**中图分类号:**F832.43 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2022)02-0098-14

## 一、引 言

长期以来,中央和地方政府对农村信用社(以下简称“农信社”)非常重视。从早期集中统一领导到后来由中国农业银行和中国人民银行代管,以及近些年来开展的农信社商业化改革,中央和地方政府在政策上给予了大力支持。随着全国 10 个省(市)农信社股份制转型的全面收官,农村商业银行开始登上金融舞台。2019 年《中国银行保险业监督管理委员会年报》显示,中国有 2228 家农信社法人机构,仅农商行就 1478 家,农村金融机构(含农商行、农合行、农信社和新型农村金

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金项目“中国农户贫困根源及其内在机理研究”(71873095);国家自然科学基金项目“农业信用担保制度有效性评价、风险控制与体系构建研究”(71873100);国家自然科学基金青年项目“法人治理、产权改革对农村信用社双重绩效的影响:机理研究与实证检验”(71903151)。本文被评为 2021 年清华农村研究博士生论坛优秀论文。感谢清华大学汪小亚研究员、上海交通大学史清华教授、中国人民银行穆争社研究员以及两位匿名审稿专家提出的修改意见,文责自负。程名望电子邮箱:walkercheng@163.com。

融机构)总资产规模高达 36.48 万亿元,农信社在机构数量和资产规模上都远超中国工商银行,成为鲜为人知的“宇宙第一大行”。作为长期扎根县域市场的地方法人金融机构,农信社最显著的特征就是“取之于当地、用之于当地”,即将吸收的金融资源用于支持当地中小企业和农村居民金融需求,促进经济发展。而政策制定者在 2003 年启动的以股份制转型为导向的农信社改革,旨在满足农信社商业可持续发展的同时,更好助力地方经济发展。那么,让国家多年来花费大量精力去支持的农信社是否实现了最初目标?有待检验。目前关于农信社改制问题的研究,已有学者充分分析了其经营绩效和支农绩效(谢平等,2006;蓝虹、穆争社,2014;张珩等,2020),但尚未见到有针对经济绩效的研究。鉴于此,本文以农信社改制为切入点,探讨其对县域经济发展的影响,不仅可以完善金融经济理论,也为进一步深化农信社改革和促进县域经济高质量发展提供有益思路。

当前,关于金融发展与经济增长关系的研究之所以有很大吸引力,其原因在于如何处理金融发展的内生性问题。郭峰和熊瑞祥(2018)将设立城商行这个事件作为“准自然实验”,研究地方金融机构对经济增长的影响,该做法为本文提供了思路。2003 年启动的农信社改革,为探究农信社对县域经济发展的影响提供了一个天然的“准自然实验”,即已改制的农信社为实验组,未改制的农信社为对照组,并且每个县域农信社改革时间不同,有些改制早,而有些改制晚。鉴于此,本文基于这个“准自然实验”,采用渐进性的双重差分方法进行分析,以克服现有研究可能存在的内生性问题。另外,从改革过程来看,因政策的调整,较早改制的农信社先改为农合行再改为农商行,而较晚改制的农信社要么只改为了农合行,要么直接改为了农商行。于是,农信社在不同改革路径上的差异为探究该问题提供了可能。

从农信社发展历程来看,农信社改制除受资产规模、不良贷款等自身因素影响外,还会受到县域要素市场上的“供给”性因素的影响,特别是中央和地方政府的行政干预。成立之初,农信社就受到中央政府管控。2003 年启动新一轮改革后,中央政府将农信社管理权限下放给省级政府,省级政府随即成立了省联社,对农信社行使行业管理、指导和服务等职能,于是农信社就成为地方政府干预的主要对象。另外,受政治“晋升锦标赛”的影响,农信社将部分信贷资金投放到地方政府所关心的产业和项目,并且在商业化的利益驱使和省联社行政干预下,农信社在可控范围内将资金投向收益较高的地区。本地资金的外流和双重目标的冲突,使一些经济较为发达和城镇化发展程度较高的农信社支持“三农”经济发展的效果备受关注。鉴于此,本文除了分析农信社改制对县域经济发展的影响外,还讨论了异质效应和作用机制。

本文可能的贡献和创新有三个。第一,将农信社改制作为准自然实验,采用双重差分等方法进行分析,能部分消除农信社对县域经济发展影响存在的内生性问题。第二,在证实农信社对县域经济发展的影响存在异质性的同时,也从资金外流和产业流动视角探讨了农信社改制对县域经济发展影响的作用机制,这不仅可以深刻理解农信社全面支持乡村振兴的重要内涵,也为深化农信社改革提供了理论创新。第三,本文不仅佐证了农信社要继续推进商业化改革的观点,还通过分析得出要持续完善县域要素供给市场、增强农信社金融创新动力等结论。

## 二、研究假说

新古典经济理论表明,金融发展能提高储蓄向投资的转换效率和配置效率,满足企业资金需求,促进经济增长(Ma 等,2013;翟琼等,2015)。事实上,农信社改革的初衷就是让其在实现自身商业可持续性的同时(李婧等,2015;张珩等,2017),服务“三农”、助力地方经济发展(肖斌卿等,

2017)。改制后的农信社业务更加多元化,资金来源和服务对象也不再局限于原有的小微企业和“三农”客户,这在一定程度上能激发县域市场竞争活力,带动小微企业和民营企业发展,促进经济高质量发展;<sup>①</sup>并且,换上银行牌照之后,农信社在资产规模、风险承担、法人治理和经营机制等方面“焕然一新”,这不仅使农信社助力实体经济发展的能力大大增强,也对其他金融机构造成了很大的冲击。与此同时,农信社三种不同产权模式(合作制、股份合作制、股份制)在产权形式、集资方式、联合形式、利润分配和产权可交易性等方面存在显著差异,导致其所对应的产权组织形式在设立条件、股权设置、治理结构、经营目标与支农服务方面也不尽相同。<sup>②</sup>另外,此次改革是分批分次、逐步推进的,各县域农信社改制时间和改制路径完全不同,改制较早的农信社不仅自身资产规模、盈利能力等条件都较好,而且所获得的政策红利也非常明显。从改制路径来看,先改为农合行再改为农商行的农信社可能要比只改为农合行或直接改为农商行付出更多的成本,这会导致农信社改制对县域经济发展的影响存在差异。鉴于此,本文提出研究假说1。

H1:农信社改制能促进县域经济发展,并且在不同时间和不同改革路径下存在显著差异。

已有研究表明,农信社何时改制以及通过何种路径改制不仅与其资产规模、不良贷款等自身因素有关,也与县域市场要素有关(马宇等,2009)。在外在因素影响下,农信社改制对县域经济发展的影响会产生显著的异质效应。从物质资本来看,物质资本多的地区的农信社能吸引更多资本投入并产生更多经济回报(Madsen, 2010; 杜思正等, 2016; 钱海章等, 2020),促进经济发展。从城镇化发展来看,农信社既能通过“供给引导”推进城镇化发展,还能通过“需求追随”推动金融创新。一方面,农信社可将居民的储蓄存款转化为信贷资金,通过更多的信贷支持和必要的资本积累促进经济增长(李敬等, 2007; 唐未兵、唐谭岭, 2017);另一方面,基础设施建设能集聚更多人口和技术等要素,形成大规模信贷需求。此时,农信社需要金融创新才能满足这些新增的金融需求,进而推动城镇化发展(陈雨露, 2013; 孙红玲等, 2014)。从市场潜能来看,市场潜能代表了市场规模,而社会分工的精细化程度和生产效率的高低会形成不同的集聚效应。一般地,市场潜能越高,农信社通过资本要素流动和资源再分配所形成的集聚效应越明显,对经济发展的正向影响就越强(Head 和 Mayer, 2006; 潘文卿, 2012)。从产业结构来看,非农产业比重越高,农信社的信贷投资回报就越高(张珩等, 2021),促进经济发展的作用越强。鉴于此,本文提出研究假说2。

H2:受外在市场要素影响,农信社改制对县域经济发展的影响存在异质性。物质资本越多、城镇化发展越快、市场潜能越大和非农产业比重越高,农信社改制对县域经济发展的促进作用就越明显。

资金外流是经济发展中常见的一个社会现象。大量研究表明,资金外流不仅会影响当地金融需求,还会遏制资本投资、影响经济发展(谢平、徐忠, 2006)。改制后,农信社更加注重商业可持续发展,会将部分储蓄存款和金融资本配置到高收益地区,而不适用于当地实体经济发展,这会在一定程度上加大资金外流的可能性(Huang 等, 2006; 王伟、朱一鸣, 2018)。另外,改制后的农信社不仅会将吸收的农村储蓄存款服务于当地农村经济主体和第一产业,还会配置到获利空间大的非农经济主体和第二产业。相比农村经济主体和第一产业,非农经济主体和第二产业的投资周期短、收益高。因此,在政治“晋升锦标赛”影响下,面对收益较高的非农经济主体和第二产业,地方政府会

① 从陕西省农信社系统情况来看,截至2019年12月末,存款余额和贷款余额分别为6014.32亿元和3330.39亿元,其总量和增量连续多年位居全省同业首位,实体贷款余额2546.76亿元,涉农贷款余额2170.59亿元,支持民营企业8000余户,1000万元以下普惠型小微企业贷款余额超过420亿元。

② 具体详见国务院颁布的《关于印发深化农村信用社改革试点方案的通知》和中国银保监会的相关文件。

动员农信社提供更多的信贷支持,促进经济增长。而对于风险高、收益低的农村经济主体和第一产业,它们因缺乏农信社认可的抵押品而经常受到严重的金融排斥(姜付秀等,2019),不利于经济增长。鉴于此,本文提出研究假说 3。

H3:受利益驱使,农信社改制不仅会通过资金外流影响县域经济发展,还会使其对第二产业的促进效应大于对第一产业的促进效应。

### 三、计量策略、数据来源与变量说明

#### (一) 计量策略

本文借鉴 Beck 等(2010)、Wang(2013)的研究思路,构建如下模型分析农信社改制对县域经济发展的影响:<sup>①</sup>

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 reformtime_{ijt} + \lambda X_{ijt} + \gamma_t \times \eta_j + \mu_i + \xi_{ijt} \quad (1)$$

式(1)中, $Y_{ijt}$ 为*i*地区*j*县域在*t*年的县域经济发展水平或质量,*reformtime*为农信社改制,若进行了改制赋值为 1,否则赋值为 0。系数  $\beta_1$  为农信社改制对县域经济发展的影响程度。 $X$  为控制变量,系数  $\lambda$  是控制变量对县域经济发展的影响程度。 $\gamma_t \times \eta_j$  为年份效应  $\gamma_t$  和地区效应  $\eta_j$  的交互项,主要捕捉所有随时间变化的地区特征。 $\mu_i$  为个体效应。 $\xi_{ijt}$  为随机误差项。

#### (二) 数据来源、处理方式与样本代表性

##### 1. 数据来源与处理方式

本文数据来源于《中国县域统计年鉴》(2001—2018 年)和《陕西区域统计年鉴》(2001—2018 年)。处理方式为:首先,处理《中国县域统计年鉴》并提取得到陕西省 87 个县域的数据;其次,以 87 个县域为标识码(ID),匹配《陕西区域统计年鉴》;再次,针对缺失数据,通过查询各县统计年鉴和地方县志进行插值处理;最后,获得陕西省 87 个县域 2000—2017 年共计 1566 个样本,该样本为平衡性面板数据。在样本中,已改制和未改制的农信社分别为 203 个和 1363 个,这为采用准自然实验进行分析提供了基础。

##### 2. 样本代表性说明

之所以以陕西省为例进行研究有三方面原因:其一,作为全国首批深化改革的重点省份,陕西农信社改革进度较为缓慢;<sup>②</sup>其二,陕西三大区域的农信社改革进度不一,在全国具有代表性,经济发达的陕北地区在 2014 年就已收官,经济较落后的陕南地区也将完成改制,而经济基础较好的关中地区却比较滞后;其三,陕西提出的金融控股改革模式,即秦农银行全资或控股其他各县农信社、农合行和农商行,在全国独一无二,颇具特色。

#### (三) 重要变量及其测度

##### 1. 被解释变量

本文将经济发展水平和发展质量两个指标作为被解释变量。其中,前者用县域人均生产总值(*rggdps*)表示,后者用县域经济发展的全要素生产率(*tfp*)度量。<sup>③</sup>

① 农信社改制采取的是以政府主导、存量为主的渐进性方式,不同农信社改制时间有差异,因此采用渐进性 DID 方法分析。

② 截至 2017 年末,全国已改制为农商行的县为 1478 个,而陕西省已改制为农商行的县仅有 53 个。

③ 需要说明的是,本文采用 DEA 方法中的固定参比 Malmquist(简称为 FM)指数测算了县域经济发展的全要素生产率,其中,投入指标为资本存量和劳动力,产出指标为县域人均生产总值。考虑到数据误差,利用 1992 年生产总值指数进行了平减。

2. 核心解释变量

农信社改制为本文的核心解释变量,用虚拟变量表示。首先,识别农信社所在的县域是否进行了改制(*reform*),改制了赋值为1,未改制赋值为0。然后,根据改制时间加入时间变量(*time*),改制之前 *time* 赋值为0,改制当年及之后 *time* 赋值为1。最后,将两个变量 *reform* 和 *time* 相乘得到核心解释变量(*reformtime*)。

3. 其他控制变量

除了选取资本(*k*)和劳动力(*labor*)外,参考 Mankiw 等(1992)的研究,选取县级层面的就业情况(*emp*,就业人口/总人口)、政府干预经济的程度(*gov*,政府财政支出/生产总值)、人力资本投资(*student*,小学和中学在校学生数/总人口)、人口密度(*popden*,人口数量/行政面积)、政府分权程度(*govauto*,地方财政收入/地方财政支出)、政府获取农村资源的程度(*rural*,农村人口/总人口)、金融规模(*fda*,城乡居民储蓄存款余额/县域生产总值)和金融效率(*fde*,各项贷款余额/城乡居民储蓄存款余额)作为控制变量。为控制其他随时间和地区变化的因素(如普惠金融等)对经济发展的影响,本文加入了时间和地区的交互项来反映不同地区和不同时间的线性增长趋势。另外,为避免因遗漏某些变量而使结果失真,本文还控制了市级层面的生产总值、非农产业结构和金融规模。变量详见表1。

(四)描述性统计

从表1可知,进行了农信社改制的县域经济发展水平和发展质量的均值均显著高于未进行农信社改制的县域。从其他经济特征来看,除劳动就业人数、政府分权程度和金融规模外,进行了农信社改制的县域,其资本、就业、政府干预经济的程度、人力资本投资、人口密度、政府获取农村资源的程度和金融效率的均值与未进行农信社改制的县域存在显著差异。这表明,并不完全是那些人力资本投资高、人口密度大、获取农村资源程度大和金融效率高的县域进行了农信社改制。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	所有样本		对照组		处理组		T 检验	标准化偏差
	均值	方差	均值	方差	均值	方差		
<i>rpgdps</i>	0.19	0.06	1.49	0.05	4.82	0.30	-11.08***	211.71
<i>tfp</i>	0.13	0.28	0.70	0.02	1.84	0.14	-8.09***	212.69
<i>reformtime</i>	0.13	0.01	—	—	—	—	—	—
<i>k</i>	4.03	1.72	4.13	1.68	3.94	1.75	-25.37***	427.43
<i>labor</i>	6.71	5.07	6.69	0.14	6.84	0.27	-0.49	322.48
<i>emp</i>	0.22	0.00	0.21	0.00	0.27	0.01	-8.01***	255.00
<i>gov</i>	0.15	0.00	0.20	0.00	0.25	0.01	-4.98***	263.01
<i>student</i>	0.02	0.00	0.16	0.00	0.12	0.00	18.28***	403.53
<i>popden</i>	0.27	0.22	0.02	0.00	0.01	0.00	13.73***	746.84
<i>govauto</i>	0.79	0.15	0.27	0.00	0.27	0.02	-0.13	245.47
<i>rural</i>	0.53	0.34	0.80	0.00	0.75	0.01	3.63***	237.69
<i>fda</i>	0.52	0.01	0.53	0.01	0.49	0.03	1.15	228.51
<i>fde</i>	1.54	0.02	1.56	0.02	1.43	0.04	2.98***	292.47
观测值	1566		1363		203		—	

注：\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。下同。

四、实证结果分析

(一)模型的适用性检验

1. 检验农信社改制是否受县域经济发展影响。虽然农信社改制是按照“成熟一家、改制一家”的思路开展,但不同地区之间、同一地区内部并不是完全随机的,较早改制的一般是经过“精心挑选”的,即一些经济发展水平高、各项指标都达标的农信社改制可能比较早,因此有必要检验农信社改制是否受县域经济发展影响。以农信社是否改制为被解释变量,用滞后 1 期的县域人均生产总值作为解释变量来分析,若县域人均生产总值会显著影响农信社改制,说明存在内生性问题。为提高可信度,按照整体改制的时间、实际改制的时间以及政策调整的时间将样本划分为 2000—2004 年、2005—2011 年和 2012—2017 年三个时间段。<sup>①</sup> 如表 2 所示,利用二元面板 Probit 模型进行回归后发现,无论处于哪个时间段,县域人均生产总值对农信社改制的影响均不显著,说明样本满足“随机性”的假设。从控制变量的结果来看,在不考虑农信社自身因素时,资本、劳动力和政府财政实力等因素会显著影响农信社改制,这个结果验证了 H2。

2. 事前平行趋势检验。本文主要检验在农信社改制之前处理组和对照组的县域经济发展是否保持相同的趋势。若趋势相同或存在固定差异,则通过平行趋势检验;反之,则要控制非平行趋势。检验之前,将农信社改制划分为三个时间段,并将后一时间段视为前一时间段的对照组。检验结果显示,农信社改制前处理组和对照组的经济发展水平和经济发展质量的 t 检验在各年均不显著,且变化趋势基本一致,不存在显著差异,说明通过了事前平行趋势检验假设。<sup>②</sup>

表 2 县域经济发展对农信社改制影响的实证结果

变量	第二阶段:2005—2011 年		第三阶段:2012—2017 年		全时间段:2000—2017 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
L. rpgdps	0. 3843	(0. 2459)	0. 3483	(0. 2711)	0. 1855	(0. 1990)
L. k	0. 9506 ***	(0. 1874)	0. 9483 ***	(0. 2003)	0. 8611 ***	(0. 1447)
L. labor	0. 6278 **	(0. 2472)	0. 7021 ***	(0. 2329)	0. 4895 ***	(0. 1755)
L. emp	- 0. 8703	(1. 3816)	- 3. 5006 ***	(1. 3186)	- 0. 4702	(0. 9247)
L. gov	5. 4179 ***	(0. 9351)	3. 8199 ***	(0. 9504)	2. 9338 ***	(0. 6694)
L. student	1. 9313	(3. 6743)	- 6. 9269 *	(3. 8383)	1. 4855	(2. 6035)
L. popden	- 0. 0064 ***	(0. 0010)	- 0. 0077 ***	(0. 0011)	- 0. 0065 ***	(0. 0008)
L. govauto	- 0. 6836	(0. 4903)	- 0. 5363	(0. 5273)	- 1. 0551 ***	(0. 4061)
L. rural	1. 2538 **	(0. 5392)	- 0. 3971	(0. 5914)	0. 6152	(0. 4058)
L. fda	- 0. 3272	(0. 3293)	2. 0435 ***	(0. 5371)	- 0. 4609	(0. 2879)
L. fde	- 0. 5559 ***	(0. 1552)	- 0. 1455	(0. 1761)	- 0. 5202 ***	(0. 1273)

① 第一阶段中,没有农信社改制,做剔除处理;第二阶段中,以第三阶段为对照组,甄别在第二阶段之前这两组样本中选择进行农信社改制的标准;第三阶段中,以未进行农信社改制的县域作为对照组,甄别这两组样本中选择进行农信社改制的标准。

② 限于篇幅,本文未列出结果。读者若感兴趣,可向作者索取。

续表 2

变量	第二阶段:2005—2011 年		第三阶段:2012—2017 年		全时间段:2000—2017 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
<i>_cons</i>	- 10. 5675 ***	(2. 6253)	- 7. 7939 ***	(2. 6341)	- 6. 7148 ***	(1. 8707)
<i>Log likelihood</i>	- 215. 6939		- 212. 4087		- 358. 5282	
Pseudo R <sup>2</sup>	0. 3527		0. 4725		0. 3188	
观测值	609		522		1479	

注:“L.”表示对变量滞后一期。

(二)双重差分的结果分析

1. 总体结果分析。从表 3 加入县级层面和市级层面的控制变量、个体效应、时间和地区交互的固定效应的结果来看,农信社改制对县域经济发展水平和发展质量均在 1% 的水平下有显著的正向影响,这说明农信社改制可以显著促进县域经济发展,验证了 H1。这启示有关部门要深化农信社改革,充分发挥其主力军优势,为县域经济发展注入新的动力和源泉。

表 3 农信社改制对县域经济发展影响的实证结果

变量	总体结果		不同时间段结果		不同改制路径结果		三重差分结果	
	<i>rpgdps</i>	<i>tfp</i>	<i>rpgdps</i>	<i>tfp</i>	<i>rpgdps</i>	<i>tfp</i>	<i>rpgdps</i>	<i>tfp</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>reformtime</i>	0. 1402 *** (0. 0252)	0. 2915 *** (0. 0965)					0. 1218 ** (0. 0574)	0. 3315 ** (0. 1537)
<i>rfitslot<sub>2</sub></i>			0. 1372 *** (0. 0478)	- 0. 2630 (0. 2623)				
<i>rfitslot<sub>3</sub></i>			0. 1408 *** (0. 0256)	0. 4309 *** (0. 1135)				
<i>rfitselected<sub>2</sub></i>					0. 1165 *** (0. 0268)	- 0. 0727 (0. 0884)		
<i>rfitselected<sub>3</sub></i>					- 0. 1046 ** (0. 0483)	- 0. 2136 ** (0. 1011)		
<i>rfitgroup</i>							- 0. 2770 ** (0. 1171)	- 0. 4125 ** (0. 2047)
<i>group</i>							- 0. 1217 ** (0. 0538)	- 0. 1863 (0. 1747)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间 × 地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R <sup>2</sup>	0. 959	0. 684	0. 959	0. 688	0. 959	0. 679	0. 951	0. 666
F 值	689. 73	24. 43	682. 60	22. 81	673. 05	22. 01	412. 09	15. 73
观测值	1566	1566	1566	1566	1566	1566	1566	1566



## 2. 不同时间段的结果分析

为检验不同时间段农信社改制对县域经济发展的影响,将  $reformtime$  改为  $reformtime$  与不同时间段 ( $slot_m$ ) 的交互项  $rfislot_m$ 。其中,  $slot_1$ 、 $slot_2$  和  $slot_3$  分别为第一、第二和第三时间段。表 3 结果显示,农信社改制在第二时间段对经济发展水平有显著促进作用,在第三时间段对经济发展水平和发展质量均有显著促进作用,这验证了 H1。

## 3. 农信社改制后的结果分析

为深入考察农信社改制对县域经济发展的影响趋势,借鉴 Wang (2013) 的做法,首先以 2005 年作为样本农信社改制的基准年,生成变量  $tread$ 。若  $t > s_j$ , 则  $tread_m = t - s_j$ , 否则为 0 ( $t$  代表年份,  $s_j$  代表  $j$  县域的农信社改制的具体年份);然后在模型 1 的基础上,将核心解释变量改为  $reform$  与  $tread_m$  的交互项 ( $rfitread_m$ ) ( $m = -5, -4, -3, \dots, 12$ ), 并重新进行回归。绘制 95% 置信区间下的核心解释变量系数变化趋势 (见图 1) 可以发现,其在 2000—2004 年均不显著,说明处理组和对照组在改制前不存在显著差异,满足平行趋势检验。另外,改制后的农信社对县域经济发展水平和发展质量的影响在每年均显著为正,且系数较改制的基准年的系数不断增大,这表明随着时间的推移,农信社改制对县域经济发展的促进效应越来越大。这个结果再次验证了 H1。

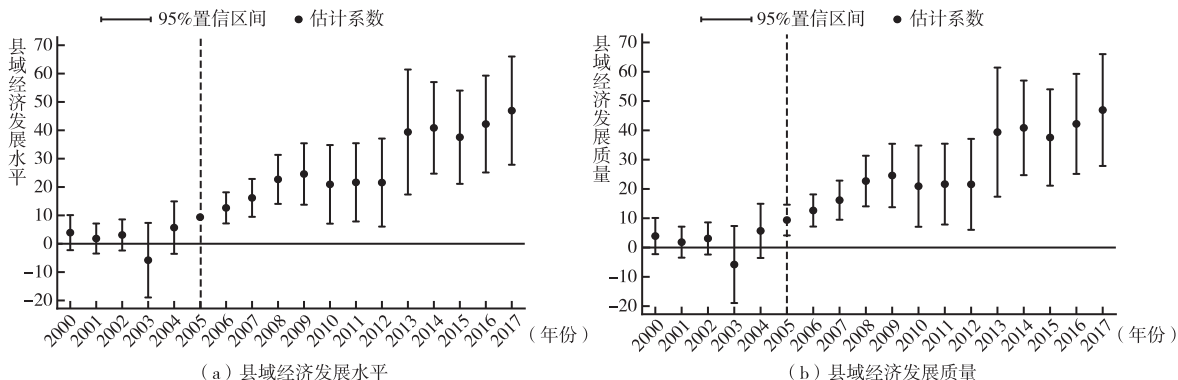


图 1 农信社改制后对县域经济发展的影响趋势

## 4. 不同改制路径的结果分析

2011 年 11 月,中国银监会宣布不再组建新的农合行,逐步将符合条件的农信社和农合行改为农商行。这个政策的调整使现实中的农信社存在三种改制路径。为检验不同改制路径对县域经济发展的影响,以农信社只改为农合行为对照组 ( $selected_1$ ),在模型 1 的基础上,将核心解释变量改为  $reformtime$  与选择路径 ( $selected_m$ ) 的交互项 ( $rfisselected_m$ )。其中,  $selected_2$  代表农信社改为农商行,  $selected_3$  代表农信社先改为农合行再改为农商行。表 3 结果显示,在先改为农合行再改为农商行这个路径下,农信社改制对县域经济发展水平和发展质量均在 5% 的水平下有显著的负向影响,这验证了 H1。可能的原因是农合行作为一种过渡性的产权组织形式,其自身体制的不完善导致其对县域经济发展产生了明显的抑制效应,这也是学者对农合行存在担忧的主要原因 (姚耀军, 2005)。

### (三) 三重差分的结果分析

上述分析结果有偏差,即可能还存在其他政策对县域经济发展有影响。为克服这个问题,需要寻找另外一组不受农信社改制影响的处理组和对照组。2006 年 12 月,中国银监会提出新型农



村金融机构准入政策,其目的是通过建立多元化的竞争体系打破农信社垄断县域市场局面,解决“三农”资金匮乏问题和支农县域经济发展。由于这个政策不受农信社改制的影响,因此通过搜集银保监会发布的金融许可证信息,用“是否有村镇银行”来衡量这个政策。其中,将有村镇银行的县域作为新的处理组,没有村镇银行的县域作为对照组。由于是否有村镇银行不会对农信社改制直接产生影响,所以第二个处理组和对照组的差异只来源于这个政策的影响。将第一个处理组和对照组的差异(包含农信社改制与准入政策的差异)减去第二个处理组和对照组的差异,就可得到农信社改制的差异与新型农村金融机构准入政策的差异之和。处理过程为:首先生成变量 *group*,若 *j* 县域有村镇银行赋值为 1,没有则赋值为 0;然后加入 *group* 以及 *reformtime* 与 *group* 的交互项 *rtfgroup*。重新回归后发现,表 3 三重差分结果出现了与双重差分结果不一致的情况。在区分是否有村镇银行后发现,农信社改制对县域经济发展产生了显著的负影响,说明金融市场结构性竞争会弱化农信社改制对县域经济发展的促进效应,这与 Love 和 Peria(2012)、Leon(2015)提出的市场力量假说不一致。可能有两个原因:其一,金融市场结构性竞争会使农信社改革的政策红利稍纵即逝,无法高质量支持县域经济发展;其二,省联社“本末倒置”的管理体制抑制了农信社金融创新,使其难以满足不断变化的金融需求。因此,只有加大农信社金融创新力度,才能持续推动其支持县域经济发展。

#### (四)稳健性检验和内生性讨论

本文进行了一系列稳健性检验。(1)更换估计方法。采用固定效应模型和随机效应模型检验农信社改制对县域经济发展的影响。(2)采用不同方式衡量县域经济发展。分别采用平减前的人均生产总值和 GM 指数方法测算得出新的 *tfp* 作为被解释变量的替代变量。<sup>①</sup> (3)面板工具变量法。借鉴刘勇政等(2019)的思路,采用除自身和存在跨区经营以外的其他县域农信社是否改制的均值和农信社与其所属省会城市省联社的距离两个变量作为工具变量,并利用面板工具变量模型进行回归。<sup>②</sup> (4)安慰剂检验。具体做法为:首先根据原数据中已进行改制的样本的比例随机生成新的核心解释变量,然后基于 Bootstrap 进行 1000 次随机抽样,按照模型 1 重新回归。以上操作所得的结果与基准结果一致,说明前文分析结果具有较好的稳健性。<sup>③</sup>

### 五、进一步分析:异质效应与作用机制

#### (一)异质效应:农信社改制的外在边界条件

根据假说可知,在外在边界条件影响下,农信社改制对县域经济发展的促进作用可能存在异质效应,因此有必要进行检验。在模型 1 的基础上加入物质资本、城镇化率、市场潜能和非农产业结构 4 个异质性变量(*hetero<sub>m</sub>*)以及 *hetero<sub>m</sub>* 与 *reformtime* 的交互项,然后进行回归。<sup>④</sup> 从表 4 结果来

① FM 指数是将 2000 年(基期)作为所有评价对象的参考集来测算县域经济发展质量,这种方法存在与本期以外的前沿面进行参比的情况,容易产生无可行解问题。

② 以高陵县为例,高陵农信社改制的工具变量为除高陵县农信社和存在跨区经营以外的其他县域农信社改制的平均值。以此类推,可以计算出每个县域农信社改制的工具变量。

③ 限于篇幅,本文未列出稳健性检验结果,读者若感兴趣,可向作者索取。

④ 当 *m* 等于 1 时为物质资本,等于 2 时为城镇化率,等于 3 时为市场潜能,等于 4 时为非农产业结构。其中,物质资本是借鉴钱海章等(2020)的做法用全社会固定资产总值的对数值表示,城镇化率用城镇人口与当地总人口之比表示,市场潜能是参照 Harris(1954)的做法用 2000—2017 年县域金融市场储蓄存款规模计算所得,非农产业结构用非农产业生产总值的占比表示。

看,(1)物质资本越多的县域,农信社改制对经济发展质量的促进作用越显著。可能的解释是农信社改制有利于降低实体经济交易成本,加速资本深化,产生偏向性技术进步,进而提高县域经济发展质量(Madsen,2010)。出现对经济发展水平影响不显著的原因可能与当前县域金融基础设施薄弱、要素流动和聚集能力弱以及金融资源配置错配有关,这部分验证了 H2。(2)城镇化率越高的县域,农信社改制对经济发展水平的抑制作用越大,这与当前农信社的金融产品无法有效满足县域实体经济信贷需求有关。城镇化率越高的县域,农信社改制对经济发展质量的促进作用越大,这与农信社在推进城镇化发展中所发挥的“供给引导”效应和“需求追随”效应有较大关系,这部分验证了 H2。(3)县域市场潜能越大,农信社改制对经济发展水平和经济发展质量的促进效应越显著。可能的原因是在市场潜能大的县域,农信社改制能提高与当地企业建立业务关系的概率,进而促进其社会再生产,并带动经济发展,这验证了 H2。(4)县域非农产业比重越高,农信社改制对经济发展水平和发展质量的促进作用越显著。可能的解释是,非农产业比重高的县域,产业经济相对发达,更容易使农信社形成规模效应,对当地经济发展的促进作用也更大。这也验证了 H2。

表 4 异质性检验:农信社改制的外在边界条件

变量	rpgdps				tfp			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	物质资本	城镇化率	市场潜能	非农产业	物质资本	城镇化率	市场潜能	非农产业
<i>reformtime</i> × <i>hetero<sub>m</sub></i>	0.0140 (0.0212)	-0.1751 * (0.0971)	0.0475 * (0.0265)	0.9086 *** (0.2512)	0.7129 *** (0.1265)	1.3268 ** (0.6331)	0.4062 *** (0.1409)	7.7412 *** (1.0244)
<i>reformtime</i>	0.0610 (0.1106)	0.1875 *** (0.0385)	0.0288 (0.3055)	-0.6284 *** (0.2054)	-3.7393 *** (0.6781)	-0.0667 (0.1650)	-4.4921 *** (1.6157)	-6.2534 *** (0.8224)
<i>hetero<sub>m</sub></i>	0.2898 *** (0.0389)	0.1055 (0.0652)	0.1424 *** (0.0528)	1.4981 *** (0.1619)	0.0708 (0.0963)	0.5219 *** (0.1999)	0.1903 * (0.1022)	1.4981 *** (0.1619)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间 × 地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R <sup>2</sup>	0.959	0.959	0.961	0.962	0.716	0.688	0.697	0.716
F 值	690.47	683.64	747.17	760.58	23.09	24.34	22.97	26.09

(二)作用机制分析

1. 资金外流

为验证 H3 是否成立,本文从资金外流视角检验了农信社改制对县域经济发展的影响。借鉴周振等(2015)的研究,用年末县域金融机构的存贷差与上期县域存贷差的差值表示县域资金外流(*outflow*),首先分析农信社改制对 *outflow* 的影响,然后将 *outflow* 作为控制变量,检验有县域资金外流的农信社的改制对县域经济发展的影响。从表 5 列(1)来看,*reformtime* 对 *outflow* 的影响为负但不显著,说明农信社改制没有显著加剧县域资金外流,这与农信社不能跨区设置分支机构的要求有关。在控制资金外流后[列(2)和(3)],*reformtime* 系数显著,而 *outflow* 系数不显著,说明当考虑县域资金外流因素时,农信社改制依然会显著促进县域经济发展。这验证了 H3。由于农信社

“因农而生”，其任务就是服务地方“三农”发展，因此要参考美国《社区银行法》做法，限制农信社资金，“取之于当地、用之于当地”，从源头上杜绝县域农村资金外流的可能与趋势（张珩等，2019）。

表 5 作用机制分析一：资金外流视角

变量	<i>outflow</i>	<i>rpgdps</i>	<i>tfp</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>reformtime</i>	- 0. 2823 (1. 1516)	0. 1404 *** (0. 0252)	0. 3121 *** (0. 0927)
<i>outflow</i>		0. 0005 (0. 0010)	0. 0025 (0. 0037)
其他变量	YES	YES	YES
时间 × 地区效应	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES
adj. R <sup>2</sup>	0. 175	0. 959	0. 683
F 值	4. 63	325. 73	23. 67

2. 产业流动

为进一步验证 H3 是否成立，本文从产业流动视角检验了农信社改制对县域第一产业增加值、第二产业增加值和规模以上工业企业增加值的影响。从表 6 的平均效应结果列(1)、(3)和(5)来看，*reformtime* 对第二产业增加值有显著的正影响，但对县域第一产业增加值和规模以上工业企业增加值的影响不显著，说明农信社对第二产业的促进作用要明显大于对第一产业的促进作用。为度量农信社改制后对不同产业增加值的影响趋势，将模型 1 中的 *reformtime* 替换成 *rfiread*，然后重新回归后，由列(2)、(4)和(6)可以发现，改制后的农信社对县域第一产业增加值和第二产业增加值的影响均有显著的增长趋势，说明改制后农信社加强了对第一产业的促进作用，这部分验证了 H3。可能的原因是：改制后，农信社经营范围有所调整，并更倾向于发放商业贷款，因而促进了非规模以上工业企业的第二产业的发展；但从长期来看，受自身战略目标和政治要求的影响，农信社逐渐重视激励机制和社会责任之间的平衡，增强了“三农”服务功能，因而增强了支持县域第一产业发展的效果。

表 6 作用机制分析二：产业流动视角

变量	第一产业增加值		第二产业增加值		规模以上工业企业增加值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>reformtime</i>	0. 0303 (0. 0232)		0. 1798 *** (0. 0409)		0. 1336 (0. 1006)	
<i>rfiread</i>		0. 0229 *** (0. 0070)		0. 0364 *** (0. 0102)		0. 0309 (0. 0266)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间 × 地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

续表 6

变量	第一产业增加值		第二产业增加值		规模以上工业企业增加值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
adj. R <sup>2</sup>	0. 947	0. 947	0. 955	0. 955	0. 812	0. 812
F 值	329. 40	324. 78	248. 10	247. 85	77. 15	77. 43

六、结论与启示

习近平总书记指出：“金融活，经济活；金融稳，经济稳”，该论断表明金融发展对于经济发展有重要影响。那么，作为全面推进乡村振兴的县域金融的主力军，农信社是否有效助力了当地经济发展？答案是肯定的。本文以陕西省为例，将农信社改制视作一个准自然实验，利用渐进性的双重差分等方法探讨农信社改制对县域经济发展的影响、异质效应和作用机制。研究发现，农信社改制能显著促进县域经济发展，但先改为农合行再改为农商行的农信社以及县域金融市场结构性竞争会弱化这一作用。在外在边界条件影响下，农信社改制对县域经济发展的影响存在明显的异质性，在市场潜能和非农产业比重越高的县域，农信社改制促进经济发展的作用越明显。从资金外流角度分析发现，农信社改制没有加剧县域资金外流，但资金外流会弱化农信社对县域经济发展的促进作用。从产业流动角度分析发现，农信社改制对第二产业的平均促进效应要大于对第一产业的平均促进效应，但改制后农信社加强了对第一产业的促进作用。

基于以上结论，本文政策启示如下。第一，深化农信社改革，促进县域经济高质量发展。首先，农信社改革是一项系统性工程，需要中央、地方和农信社多头努力。中央政府应牵头出台农信社深化改革指导意见，并通过激励或补偿机制（如定向降准、再贷款等）支持农信社发展。地方政府应积极制定符合本土实践的改革方案，积极推进省联社改革。其次，虽然商业化和合作制一直是农信社改革中争议的焦点，但不得不承认农信社改制确实对县域经济发展有显著的促进作用，说明商业化改革实现了预期目标，因此要坚持商业化改革的方向。最后，由于农信社改制对县域经济发展的影响表现出独特的异质性，说明改制所产生的经济效应仅仅是局部受益，而非全部受益。因此，在未来支持县域经济发展时要特别关注农信社的外在边界条件，切忌“一刀切”。第二，赋予农信社金融创新权利，平衡激励机制和社会责任。虽然前文分析发现金融市场的结构性竞争会弱化农信社对县域经济发展的促进作用，但本质原因还是农信社金融创新不足。因此，要积极为农信社创造良好的金融创新环境，激发其创新支持金融供给侧改革和服务乡村振兴战略需求的内在动力，提高县域经济主体的可得性。同时要积极利用“互联网+”、大数据平台等金融科技手段挖掘县域市场，特别是要惠及当前尚未触及的潜在客户，以此提高金融服务广度。最后，针对当前农信社趋于商业化发展的事实，还要注意处理好激励机制和社会责任之间的关系。作为支农支小的主力军，农信社本质上还是金融，不仅要带动供给端，还要兼顾需求端，只有平衡好两者之间的关系，才能使农信社真正成为支持县域经济高质量发展的金融主体。第三，完善县域经济发展的要素市场，建立农信社联合和合作机制。前文发现在不考虑农信社自身因素情况下，资本、劳动

力和财政实力等“供给”性要素也会影响农信社改制。因此,在支持县域经济高质量发展的过程中,农信社要建立与县域要素市场相匹配的联结机制,制定与所在县域和产业特点相适应的发展方向、战略定位 and 经营重点,这样才能实现由“输血”到“造血”的转变。另外,在维持县域法人数量稳定不变的条件下,可考虑在条件较好的行政区域之间建立农信社联合或合作机制,推动县域资源要素在区域内部之间的自由流动和平等交换,以此解决资金头寸不足等问题,同时防止农信社通过金融市场业务将信贷资金外流到商业价值更高的地区,为推动农信社支持县域经济高质量发展提供新的源泉和动力。

#### 参考文献:

1. 陈雨露:《中国新型城镇化建设中的金融支持》,《经济研究》2013年第2期。
2. 杜思正、冼国明、冷艳丽:《中国金融发展、资本效率与对外投资水平》,《数量经济技术经济研究》2016年第10期。
3. 郭峰、熊瑞祥:《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)》2018年第1期。
4. 姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮、李行天:《银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据》,《经济研究》2019年第6期。
5. 蓝虹、穆争社:《中国农村信用社改革后的绩效评价及提升方向——基于三阶段 DEA 模型 BCC 分析法的实证研究》,《金融研究》2014年第4期。
6. 李婧、朱承亮、郑世林:《不良贷款约束下的农村信用社绩效——来自陕西省8市86个县(区)的证据》,《中国农村经济》2015年第11期。
7. 李敬、冉光和、温涛:《金融影响经济增长的内在机制——基于劳动分工理论的分析》,《金融研究》2007年第6期。
8. 刘勇政、贾俊雪、丁思莹:《地方财政治理:授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》,《中国社会科学》2019年第7期。
9. 马宇、许晓阳、韩存、张广现:《经营环境、治理机制与农村信用社经营绩效——来自安徽省亳州市的证据》,《金融研究》2009年第7期。
10. 潘文卿:《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》,《经济研究》2012年第1期。
11. 钱海章、陶云清、曹松威、曹雨阳:《中国数字金融发展与经济增长的理论及实证》,《数量经济技术经济研究》2020年第6期。
12. 孙红玲、唐未兵、沈裕谋:《论人的城镇化与人均公共服务均等化》,《中国工业经济》2014年第5期。
13. 唐未兵、唐谭岭:《中部地区新型城镇化和金融支持的耦合作用研究》,《中国软科学》2017年第3期。
14. 王伟、朱一鸣:《普惠金融与县域资金外流:减贫还是致贫——基于中国592个国家级贫困县的研究》,《经济理论与经济管理》2018年第1期。
15. 肖斌卿、李心丹、颜建晔:《商业效率与社会效率:替代还是互补?——基于农村商业银行的面板数据检验》,《复旦学报(社会科学版)》2017年第5期。
16. 谢平、徐忠:《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》2006年第4期。
17. 谢平、徐忠、沈明高:《农村信用社改革绩效评价》,《金融研究》2006年第1期。
18. 姚耀军:《转轨经济中的农村金融:管制与放松管制》,《财经科学》2005年第6期。
19. 翟琼、罗超平、吴超:《中国储蓄投资转化效率及影响因素研究》,《宏观经济研究》2015年第8期。
20. 张珩、程名望、罗剑朝:《农村信用社双重绩效的空间格局、地区差异与分布动态研究》,《数量经济技术经济研究》2020年第7期。
21. 张珩、罗博文、程名望、叶俊熹、张家平:《“赐福”抑或“诅咒”:农信社发展对县域经济增长的影响》,《中国农村经济》2021年第3期。
22. 张珩、罗剑朝、程名望、张家平:《农村信用社管理模式的国际经验、选择条件与地方实践》,《农村金融研究》2019年第11期。
23. 张珩、罗剑朝、牛荣:《产权改革与农信社效率变化及其收敛性:2008~2014年——来自陕西省107个县(区)的经验证据》,《管理世界》2017年第5期。
24. 周振、伍振军、孔祥智:《中国农村资金净流出机理、规模与趋势:1978~2012年》,《管理世界》2015年第1期。
25. Beck, T., Levine, R., & Levkov, A., Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *The Journal of Finance*, Vol. 65, No. 5, 2010, pp. 1637–1667.
26. Harris, C. D., The Market as a Factor in the Localization of Production. *Annals of the American Geographies*, Vol. 44, No. 8,

1954, pp. 35 – 48.

27. Head, K. , & Mayer, T. , Regional Wage and Employment Responses to Market Potential in the EU. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 36, No. 5, 2006, pp. 573 – 594.

28. Huang, J. , Rozelle, S. , & Wang, H. , Fostering or Stripping Rural China: Modernizing Agriculture and Rural to Urban Capital Flows. *The Developing Economies*, Vol. 44, No. 1, 2006, pp. 1 – 26.

29. Leon, F. , Does Bank Competition Alleviate Credit Constraints in Developing Countries?. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 57, No. 8, 2015, pp. 130 – 142.

30. Love, I. , & Peria, M. S. M. , How Bank Competition Affects Firm's Access to Finance. *The World Bank Economic Review*, Vol. 29, No. 3, 2012, pp. 413 – 448.

31. Ma, G. , Mccauley, R. , & Lam, L. , The Roles of Saving, Investment and the Renminbi in Rebalancing the Chinese Economy. *Review of International Economics*, Vol. 21, No. 1, 2013, pp. 72 – 84.

32. Madsen, J. B. , Growth and Capital Deepening Since 1870: Is It All Technological Progress?. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 32, No. 2, 2010, pp. 641 – 656.

33. Mankiw, N. G. , Romer, D. , & Weil, D. N. , A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, 1992, pp. 407 – 437.

34. Wang, J. , The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities. *Journal of Development Economics*, Vol. 101, No. 1, 2013, pp. 133 – 147.

## How Local Financial Institutions Support County Economy

ZHANG Heng ( Chinese Academy of Social Sciences, 100710)

CHENG Mingwang, LI Lilian ( Tongji University, 200092)

LUO Jianchao ( Northwest A&F University, 712100)

**Abstract:** Using the reform of rural credit cooperatives (RCCs) as a quasi-natural experiment, we estimate the impact of the RCCs' reform on county economy using the method of time-varying difference-in-differences (DID). The study finds that the RCCs' reform improves county economy, but the reform path from RCCs to rural cooperative banks and then to rural commercial banks and the structural competition of the financial market could weaken RCCs' positive effect on county economy. The positive impact of RCCs on county economy shows individual heterogeneity, especially in the regions with a higher proportion of material capital and non-agricultural business. Analysis of capital outflow shows that county-level capital outflow is not affected by RCCs' reform, and it could weaken the RCCs' positive effect on county economy. Analysis of industrial flow shows that the RCCs' average positive effect on the secondary sector and output value of large-scale industrial enterprises is higher than on the primary sector. Nevertheless, RCCs strengthen their positive impact on the primary sector after their reform. The study provides important policy implications for deepening RCCs' reform, balancing the incentive mechanism and social responsibility, enhancing the county-level factor market and establishing a cooperative mechanism.

**Keywords:** Rural Credit Cooperatives, County Economy, Time-Varying Difference-in-Differences

**JEL:** D23, G21, Q14

责任编辑:静 好