

【区域与农村金融】

农信社股份制改革对县域经济增长的影响研究

孙希芳 王晨晨

【摘要】2010年以来,我国农信社改革进入了全面股份制改革阶段,作为我国县域金融体系的主要组成部分,这一改革对县域经济增长的影响是一个有待探讨的重大理论和现实问题。文章利用历年收集的全国金融机构的金融许可证信息来识别全国范围内农信社改制进程,采用1549个县(市、旗)在2011-2018年期间的数据,基于双重差分模型系统评估了农信社股份制改革对县域经济增长的影响。研究结果表明,农信社股份制改革对县域经济增长具有显著的促进作用。其机制为农信社股份制改革能够抑制资金供给不足的县域的资金外流,促进县域资本积累和提升县域投资效率。地区异质性分析发现,在中部和西部地区农信社股份制改革促进了县域经济增长,而在东部地区则表现为“脱农离小”和加速县域资金外流。文章的研究拓展了对农信社改革绩效的研究,为我国正在进行的农信社改制工作和今后的政策调整提供了一定的决策依据,同时对新阶段县域经济的平衡充分发展具有重要政策含义。

【关键词】农信社;农村商业银行;县域经济增长;县域资金外流

【作者简介】孙希芳(1973-),女,山东滨州人,华南理工大学经济与金融学院副教授,博士生导师;王晨晨(1995-)(通讯作者),男,山西运城人,华南理工大学经济与金融学院博士研究生(广东 广州 510006)。

【原文出处】《财经研究》(沪),2022.4.154~168

【基金项目】国家社会科学基金项目(18BJY155)。

一、引言

2010年11月中国银保监会(原银监会)发布《关于加快推进农村合作金融机构股权改造的指导意见》,明确提出“将农村合作金融机构总体改制为产权关系明晰、股权结构合理、公司治理完善的股份制金融企业”^①。从此我国农信社改革几经变迁后,放弃合作制,走上了全面股份制改革的道路。在此政策推动下,截至2018年底,全国已有10个省市全面完成农信社改制工作,农村商业银行(下称农商行)法人机构1397家,占农合机构法人总数的62.4%,农村金融体系进入由农商行主导的新阶段。

农合机构是我国农村金融体系的重要组成部分,那么如何评价2010年以来农信社全面股份制改革的绩效呢?这是学术界和政策制定者关心的重要问题。现有文献对农信社改革绩效的评估,主要从

股权与治理结构的改善、商业可持续性的提高、对当地经济的金融支持等几个方面展开。关于前两个方面的讨论,谢平等(2006)、张兵等(2008)、蓝虹和穆争社(2016)以及张珩等(2017)进行了考察和分析。相关文献的一个基本共识是,农信社改制为股份制商业银行后,其产权关系逐步明晰,经营机制和效率得到改善和盈利能力有所提高(刘锡良等,2013;周立,2020)。然而,学术界对于第三个方面的讨论有限,并且主要从支农贷款的角度展开,结论也不一致(谢平等,2006;战明华和许月丽,2009;赵峦和孙文凯,2010;张兵和曹阳,2010;马九杰等,2020)。

本文认为分析农合机构对当地实体经济的金融支持,不仅是考察其对支农贷款的数量和比例的影响,而且是要拓宽关注的范围,考察股份制改革前后农合机构对县域经济增长的影响。县域经济(不含

China Social Science Fulltext. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

市辖区)本质是以城镇为中心,以广大农村地区为基础的区域性经济,县域经济的发展是解决“三农”问题的重要保证。现阶段进一步发展县域经济、推动县域经济平衡充分发展,是实现乡村全面振兴和城乡融合发展的重要路径(李永友,2021;罗必良和张露,2021)。国家“十四五”规划强调“发展县域经济”。而农合机构的市场定位始终为“服务县域、支农支小”,是县域地区重要的法人金融机构,在稳定县域金融供给和助力县域经济发展方面发挥关键作用。因此,本文着重考察2010年以来的农信社全面股份制改革对县域经济增长的影响,为农信社改革绩效的研究和评估提供一个新的视角。

本文首先理论分析了农信社股份制改革对县域经济增长的影响。一方面,从公司治理的角度,农信社股份制改革成为农商行,在内部激励加强和外部行政干预降低的作用下,其会更为积极地改善金融服务,发挥其比较优势为县域内具有潜力的投资者提供资金支持。这就促进县域资金供给,扩大投资规模和提升投资效率,进而推动县域经济增长。另一方面,农信社改制为农商行后,其商业性职能得到强化,在追求赢利的动机下,也可能偏离自身的市场定位,在县域内寻求大客户,甚至突破地域限制将资金投向其他发达地区,不利于当地经济发展。不过考虑到我国长期以来对县域法人金融机构进行严格审慎监管,而且县域经济整体发展阶段不高和大型企业数量有限,本文认为农信社全面股份制改革对县域经济增长产生的抑制效应可能是有限的,因此公司治理的改善对县域经济增长产生的正向作用会占据主导。对此,我们利用历年收集的全国金融机构的金融许可证信息来识别全国范围内农信社改制进程,并与县域经济数据匹配,采用双重差分模型进行实证研究。结果表明,农信社改制对县域经济增长具有显著的促进作用,改制后的县域人均GDP增长率平均每年要比未进行改制的县高出约0.8个百分点;机制分析表明农信社改制有效地抑制资金供给不足的县域的资金外流,促进县域扩大投资和提升县域投资效率。不过农信社改制效应的地区差异也很显著,其主要促进了中西部地区的县域农业、工业和经济增长,而在东部地区可能表现为“脱农离

小”和加速县域资金外流的情况。

本文的贡献主要体现在以下四个方面。第一,在研究内容方面,已有研究大多笼统地讨论2003年试点以来农信社改革的成效,其中少量文献着眼于农信社改革试点初期的产权选择及其绩效,而2010年以来对农信社全面股份制改革的政策效应的定量分析较少,本文着重在这方面进行探讨。第二,在研究视角方面,本文考察农信社改制为农商行对县域经济增长的影响。现有文献主要关注农信社改革对农信社自身的经营效率的影响和农信社改制对支农贷款的影响。本文的研究拓展了现有文献关于农信社改革绩效的研究,同时也丰富了县域经济发展领域的相关文献。第三,在数据方面,不同于已有文献选择个别农合机构、省份或地级市的农合机构作为研究对象,本文采用银行业分支机构数据来识别全国范围内的农信社改制的进程,并分析其对县域经济增长的影响,样本量较大,研究结果更具一般性。第四,农信社全面股份制改革是我国金融机构市场化改革的重要举措之一,基于这一准自然实验的研究也为金融发展与经济增长领域的文献(Levine, 2005;郭峰和熊瑞祥,2018)提供了新证据。本文的研究也具有重要的政策意义。文章通过规范的实证研究,有助于政策制定者评估本轮改革的经济绩效,为正在进行的农信社改制实践和相关政策的完善提供理论依据。

本文包括六部分,第二部分介绍制度背景并作理论分析;第三部分是研究设计;第四部分阐述主要计量结果;第五部分是稳健性检验和内生性分析;最后总结全文并提出政策建议。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

1. 农信社改革的简要历程

改革开放以来,我国农信社的改革可以大致分为以下四个阶段。第一阶段是从1979年至1996年,由农业银行管理时期。第二阶段是从1997年至2002年,人民银行管理与合作制改革时期。第三阶段是从2003年至2010年,省级政府管理和全面探索改革路径时期。表1显示,全国农合机构的法人数量由2003年的33987个迅速减少到2010年的2954

个。第四阶段是从2010年以后,全面股份制改革时期。2010年末我国农信社改革在几经变迁后,放弃合作制,走上了全面股份制改革的道路。在2003-2010年间的农信社改革中,农信社可以自主选择改制为农商行或农合行或改组为县级法人的农信社,实践中以第三类选择居多。如表1所示,在2010年末,农商行的法人机构数量只有85家,2011-2018年全国农合机构的法人总数基本稳定,而农商行法人机构总数由2010年末的85家增至2018年末的1397家,占农合机构法人总数的比例由2010年末的2.9%上升至2018年末的62.4%。

2. 我国县域金融发展现状^②

当前,农合机构在县域经济发展中具有举足轻重的地位。无论是网点数量,还是从业人员,在整个县域金融体系中占比都是最高的。2018年末,在我国县域范围内,农合机构的网点数占有金融机构网点总数的45.8%。另外,在全国范围内,2018年末农合机构各项存贷款余额占同期全部金融机构各项存、贷款余额的比例分别为13.9%和11.8%。在支农贷款方面,2018年末,在全部金融机构涉农贷款中农合机构占比为29.0%,农合机构在农村金融服务中充当主力军。

(二) 理论分析与研究假说

农合机构是县域金融组织体系的主要组成部分,县域经济增长过程中的金融服务需求能否得到满足在很大程度上依赖于农合机构的行为和绩效。另一方面,即使考虑到国家对农合机构服务“三农”

的政策导向,也应超越农户贷款的范围而考察整个县域经济的发展。解决“三农”问题的根本出路在农业和农村之外。推动县域经济增长,促进农村劳动力向非农产业转移,从而以工业反哺农业,以城镇发展带动乡村振兴,这是提高农民收入和实现农业规模化经营的根本途径(罗必良和张露,2021)。那么,农信社改制为股份制农商行后,能否更有效地支持县域经济增长?这部分对此进行深入全面的分析。

一方面,从完善公司治理的角度看,农信社改制为股份制农商行会更有效地支持县域经济增长。首先,农信社改制为股份制农商行后治理结构得到改善,这有助于提升其金融服务能力,增加县域金融供给和抑制县域资金外流,为县域经济增长提供金融支持。改制前,农信社内部股权结构高度分散,社员监督成本过高,使得农信社控制权由管理者掌握,形成“内部人控制”。而农信社的管理者由上级委派,其负责对象自然是上级部门,从而存在“外部人干预”(陈福成等,2005)。农信社通过股份制改革成为农商行后,股权比较集中,股东行使监督权的意愿强烈,监督成本也较低,从而避免了合作制下的所有者缺位和“内部人控制”问题,这有助于形成更为有效的内部激励机制,提升其金融服务效率和水平,如降低交易成本,拓展服务范围和创新金融产品等(战明华和许月丽,2009;赵峦和孙文凯,2010;沈明高等,2014),从而更好地满足县域经济发展中的金融服务需求,促进县域金融供给。此外,改制后的农商行股权相对集中,控股股东对银行经营更加关心(穆争社和蓝虹,2007)。

表 1 2003-2018 年全国农合机构法人数量

年份	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年
农信社	33984	32869	27101	19348		4965	3056	2646
农合行	0	12	58	80		163	196	223
农商行	3	7	12	13		22	43	85
总计	33987	32888	27171	19441	8509	5150	3295	2954
年份	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
农信社	2265	1927	1803	1596	1373	1125	965	812
农合行	190	147	122	89	71	40	33	30
农商行	212	337	468	665	859	1114	1262	1397
总计	2667	2411	2393	2350	2303	2279	2260	2239

注:数据来源于历年《中国金融年鉴》,其中2007年分类型法人数量数据缺失。

其次,农信社改制为股份制农商行后,在内部激励加强和外部行政干预降低的作用下,其资金配置结构也会得到优化,这也有助于促进县域资本积累和提高县域投资效率,进而推动县域经济增长。第一,改制前农信社经营中存在政策性业务和商业性业务混合的问题,在地方政府的行政干预下,农信社在不符合商业可持续原则下将信贷资源选择性配给贫困村等优先部门,承担较多的财政职能(谢平和徐忠,2006;战明华和许月丽,2009),影响农信社的贷款质量及可持续发展的能力,也无法满足县域内广大农户和企业的有效金融需求,造成潜在的经济增长损失(赵峦和孙文凯,2010)。而改制后的农商行会更多地按照商业目标进行经营,在控股股东的监督和约束下,管理者和员工有激励去积极寻求商业可持续的项目和能改善未来收入的投资项目,例如县域农业机械设备、运输工具、基础设施以及企业的固定资产投资等(沈明高等,2014),从而加快县域内各领域的固定资产投资,提高县域投资增速和促进县域资本积累。第二,改制前农信社的管理者主要关注上级下达的各项任务指标的完成情况,而并非资金是否投向有效率的领域和有潜力的项目(陈福成等,2005)。而改制后农商行资金的实际使用效率和收益会跟管理者及员工的工资待遇、职位升迁等挂钩(沈明高等,2014;张珩等,2017),这会激励农商行有效发挥其县域内信息优势和决策链条较短的管理优势,找出县域内具有潜力的投资者和高效率的项目并且提供资金支持,促使县域开展各类能带来高产出回报的投资活动,提升县域投资产出比率即投资效率。

另一方面,农信社改制为农商行会强化其商业性职能,赢利成为其核心经营目标,这可能会对县域经济增长产生不利的影响。首先,逐利动机的增强可能会促使农商行通过同业业务等方式突破地域限制,将资金投向投资回报率更高的发达地区,从而加剧县域资金外流(周振等,2015),这会导致资金相对缺乏的县域在资金供给上更加不足,使得所在县域丧失很多发展当地经济的投资机会。其次,在资金配置结构方面,逐利动机可能导致农商行的资金偏向大型企业。相比农户和县域小微企业,县域大型

企业普遍经营业绩良好且风险可控,金融需求规模也较大。在逐利动机下,农商行可能偏离自身的比较优势,片面追求赢利。

综合以上正反两个方面的分析,结合我国金融监管政策和县域发展的实际情况,农信社全面股份制改革对县域经济增长的影响应以正向作用为主。首先,相关监管政策对农商行的约束会限制其逐利动机可能带来的不利作用。2010年以来银保监会先后出台了《关于鼓励县域法人金融机构将新增存款一定比例用于当地贷款的考核办法》等法规。这些法规要求在农信社改制为农商行过程中要保持县域法人稳定,而且鼓励县域农商行将资金主要用于本县域,同时对县域农商行开展综合化经营和跨区域经营进行严格监管。其次,我国县域经济金融发展的现实状况也限制了农商行由于逐利动机可能带来的“脱农离小”的现象。我国县域经济整体发展阶段不高,县域企业以中小微企业和个体工商户为主,大型企业数量非常有限,而且这些县域龙头企业往往是四大行在县域分支机构的优先贷款对象,农村中小型金融机构在与其竞争县域大企业过程中处于劣势地位(温涛等,2015)。因此,农信社全面股份制改革对县域经济增长产生的抑制效应可能是有限的,然而因公司治理的改善对县域经济增长产生的正向作用会占据主导。由此,提出本文的研究假说:

假说:农信社全面股份制改革有助于促进县域经济增长。

三、研究方法、变量设置与数据来源

(一)研究方法

2010年以来的农信社股份制改革是由监管部门推动的,即以银保监会的相关文件为指导,各省(市、区)银保监局制定明确的改制时间和规划,并采取行政措施推进农信社向股份制农商行的转型。这是金融监管部门通过行政力量推动的相对外生的改革,因此农信社改制可视为一次准自然实验。除了自上而下的行政推动力量外,农信社改制须按照银保监会设定的改革标准来进行,因此一个地区的农信社是否改制和改制的具体时间主要取决于当地农信社的资产负债情况、股权结构、盈利状况等因素,^③而当地的经济增长率并不是农信社改制的主要决策因

素。这使得我们可以运用双重差分模型分析农信社改制对县域经济增长的影响。

由于各个县(市、旗)进行农信社改制的时间不一致,借鉴 Beck 等(2010),本文采用多期双重差分模型进行研究。以样本期间农信社改制为农商行的县(市、旗)作为实验组,农信社未改制为农商行的县(市、旗)作为对照组,具体模型设定如式(1)所示:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{it} + \beta_2 Control_{it} + D_i + D_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示县域, t 表示时间, $Policy_{it}$ 为农信社改制的政策虚拟变量, Y_{it} 为被解释变量, $Control_{it}$ 为一组控制变量, D_i 表示县域固定效应,用以控制县域层面不随时间变化的因素, D_t 表示年份固定效应,用以控制时间趋势及其他改革因素的影响, ε_{it} 为随机误差项。

(二) 变量设置

1. 被解释变量

县域经济增长率($Rpgdp$)为被解释变量,用县域人均实际 GDP 增长率度量。本文后续还采用县域实际 GDP 增长率、县域人均名义 GDP 增长率以及夜间灯光亮度的变化率来度量县域经济增长。

2. 核心解释变量

农信社改制($Policy$)为核心解释变量。农信社改革为股份制农商行,这是在以县(市)为单位统一法人的基础上进行整体转制。因此,对于一个县(市)来说,农信社改制为农商行是一个事件。为了构建这一政策虚拟变量,^④本文首先计算样本期内每个县(市、旗)在每一年末的农商行网点数占全部农合机构网点数的比例 $RCBratio$ 。数据显示 $RCBratio$ 呈现出 0—1 分布的特征,即各县域农合机构的构成主要表现为全部是农信社或者全部是农商行两种状态。而数据中出现的农商行占比 $RCBratio$ 介于 0 与 1 之间的中间数值的少数情况,主要是由于这些县域农信社分支机构的金融许可证信息更换存在时间差所导致。我们的数据采集时点为每年的年末,在同一个县域内,可能部分农信社分支机构的许可证信息已经替换为农商行,而部分在次年才替换为农商行,从而使得计算得到的年末 $RCBratio$ 出现介于 0 和 1 之间的中间数值。在数据中,此类样本占比不足 1%。因此,本文以 $RCBratio$ 是否达到 0.5 的临界点来构建农信社改制的政策虚拟变量($Policy$),如果一个县域在某一年末

的农商行占比 $RCBratio$ 大于 0.5,就认为该县域农信社改制为农商行,在改制当年及以后年份该县(市、旗)的 $Policy$ 取值为 1,其余情况均取值为 0。

3. 控制变量

以 Mankiw 等(1992)经济增长文献为基础,结合县域数据的可得性,选择如下控制变量。用县域期初的人均实际 GDP($Lnpgdp0$)测度县域的初始经济发展水平,控制经济收敛作用;用县域所有银行类网点数量与县域人口的比重($Pbank$)反映银行机构渗透性(Beck 等,2007);用县域农合机构网点数占所有银行类网点数的比重($Bankstr$)来控制银行业结构对经济增长的作用(林毅夫和孙希芳,2008);用贷存比(Rld)反映金融机构将存款直接用于发放本地信贷的比例;用固定资产投资占 GDP 的比重(Inv)来控制投资对经济增长的影响;用第一产业增加值占 GDP 的份额(Ind)来控制当地经济的产业结构;借鉴王雪和何广文(2019),控制人口密度(Pop)和教育水平(Edu)等人口特征变量,其中人口密度用年末总人口与行政区域土地面积之比来度量,受教育水平用中小学生人数占总人口的比例来反映;用地方财政一般预算支出占 GDP 的比例(Fis)来测度财政支出规模;受县域数据的限制,与已有文献(王雪和何广文,2019)一致,以电话用户数占总人口的比例($Infra$)来控制基础设施对县域经济增长的影响。

(三) 数据来源与处理过程

本文所用数据主要来自历年收集的中国银保监会发布的金融许可证信息数据和《中国县域统计年鉴》以及 EPS 数据平台的中国区域经济数据库。数据处理过程为:(1)对历年收集的全国金融机构的金融许可证信息在县级层面分类汇总,统计各县(市、旗)的农商行、农合行、农信社及其他银行分支机构的数量。(2)整理 2011—2018 年《中国县域统计年鉴》中的数据,剔除部分数据缺失严重的县(市、旗),同时对于个别指标中缺失数据进行插值处理。(3)对前述两组数据进行匹配,并在匹配后的面板数据基础上,进一步剔除完全无农合机构的县(市、旗)和在 2011 年前农信社已经改制为农商行或农合行的县(市、旗)。最终得到 1549 个县(市、旗)在 2011—2018 年间的面板数据。由于 2017 年和 2018 年《中

国县域统计年鉴》中未统计各县(市、旗)的固定资产投资、规模以上工业总产值等数据,而这些指标是构造本文的重要控制变量和机制检验变量的数据来源。因此,出于前后一致性的考虑,本文以 2011 - 2016 年的数据为主,并采用 2011 - 2018 年的数据进行稳健性检验。其中,由于部分变量是增长率或期初值,回归中实际运用的样本期限是 2012 - 2016 年。为避免可能的异常值对研究结果的影响,对连续变量进行首尾 1% 的缩尾处理。^⑤表 2 给出变量的描述性统计。

四、实证结果

(一)基本回归结果

由于双重差分模型估计结果的显著性容易受到异方差或序列相关的影响(Bertrand 等,2004),在估计模型(1)时采用聚类稳健标准误,在县级层面聚

类,可以解决同一县在不同时期的扰动项存在自相关和不同县之间存在异方差的问题。回归结果见表 3。第(1)列仅控制双向固定效应,第(2)~(5)列在第(1)列的基础上逐步控制其他重要因素的影响。综合各列估计结果,农信社改制变量 *Policy* 的系数在 5% 的显著性水平下显著为正,且系数大小基本稳定。回归结果显示,农信社股份制改革显著促进了县域经济增长,在控制其他因素不变的情况下,农信社改制为农商行使得县域人均 *GDP* 增长率平均每年要比未进行改制的县高出约 0.8 个百分点。样本中被解释变量 *Rpgdp* 的均值为 6.5%,因此 0.8 个百分点的人均 *GDP* 增长率的提高具有重要的经济意义。由此,本文的研究假说成立,从总体来看,农信社改制对县域经济增长的影响以正向激励作用为主导。

表 2 变量描述性统计

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Rpgdp</i>	县域经济增长率	7745	0.065	0.087	-0.245	0.311 ^⑥
<i>Policy</i>	农信社改制	7745	0.167	0.373	0	1
<i>Lnpgdp0</i>	初始经济水平	7745	9.956	0.649	8.567	11.775
<i>Pbank</i>	银行机构渗透性	7745	1.394	0.690	0.418	4.200
<i>Bankstr</i>	银行业结构	7745	0.525	0.124	0.010	0.808
<i>Rld</i>	贷存比	7745	0.881	0.458	0.261	2.781
<i>Inv</i>	投资率	7745	0.883	0.475	0.167	2.855
<i>Ind</i>	产业结构	7745	0.212	0.108	0.029	0.543
<i>Pop</i>	人口密度	7745	0.030	0.028	0.000	0.120
<i>Edu</i>	教育水平	7745	0.115	0.030	0.051	0.197
<i>Fis</i>	财政支出	7745	0.306	0.260	0.061	1.536
<i>Infra</i>	基础设施	7745	0.106	0.074	0.013	0.419

表 3 区域异质性分析与机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Rpgdp</i>	<i>Rpgdp</i>	<i>Rpgdp</i>	<i>Rpgdp</i>	<i>Rpgdp</i>
<i>Policy</i>	0.009** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.009** (0.004)	0.009*** (0.003)	0.008** (0.003)
<i>Lnpgdp0</i>		-0.239*** (0.019)	-0.245*** (0.018)	-0.350*** (0.017)	-0.379*** (0.017)
<i>Pbank</i>			0.151*** (0.018)	0.160*** (0.016)	0.132*** (0.017)

续表 3

	(1) <i>Rpgdp</i>	(2) <i>Rpgdp</i>	(3) <i>Rpgdp</i>	(4) <i>Rpgdp</i>	(5) <i>Rpgdp</i>
<i>Bankstr</i>			-0.089*** (0.031)	-0.098*** (0.028)	-0.076*** (0.026)
<i>Rld</i>			0.001 (0.007)	0.003 (0.005)	0.005 (0.005)
<i>Inv</i>				0.030*** (0.005)	0.030*** (0.005)
<i>Ind</i>				-1.531*** (0.069)	-1.429*** (0.070)
<i>Pop</i>					-2.668** (1.158)
<i>Edu</i>					0.879*** (0.100)
<i>Fis</i>					-0.216*** (0.029)
<i>Infra</i>					0.060* (0.032)
<i>Cons</i>	0.109*** (0.002)	2.455*** (0.186)	2.359*** (0.181)	3.694*** (0.176)	4.008*** (0.173)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	7745	7745	7745	7745	7745
<i>R</i> ²	0.120	0.222	0.255	0.423	0.462

注:括号中为稳健标准误,*、**和*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。下同。

(二) 区域异质性分析

我国区域间初始禀赋、金融发展、技术水平等方面的差距是显著存在的,这可能会使得不同地区的农信社股份制改革的政策效果存在异质性。因此,有必要进一步考察农信社股份制改革对不同区域的县域经济增长是否存在差异化影响。表 4 第(1)列报告了农信社改制对不同地区县域经济增长的影响。其中, $Policy \times East$ 、 $Policy \times Mid$ 、 $Policy \times West$ 是

农信社改制变量($Policy$)分别与东部($East$)、中部(Mid)、西部($West$)地区虚拟变量的交互项。结果显示在中部、西部地区,农信社改制显著促进了县域经济增长。但东部地区的农信社改制对县域经济增长没有促进作用。这可能是因为东部地区县域内大型企业数量较多,金融业市场较发达,从而导致县域资金外流渠道也相对较多。后续的机制分析也进一步印证了这一判断。

的增长率来测度。县域投资效率(*Inveff*)用增量资本产出率的倒数来测度,增量资本产出率即年度投资与当年产出增量之比,其倒数反映了单位投资额所增加的国内生产总值的数量。表4第(4)~(7)列报告农信社改制对县域投资增速和投资效率的影响。第(4)列结果表明,平均而言,农信社改制有助于推动县域投资规模的扩大。在第(6)列,*Policy*的系数为正但不显著,表明农信社改制有助于提高县域投资效率,不过这一作用并不显著。分区域看,农信社改制变量与中、西部地区虚拟变量的交互项的系数在第(5)(7)列中均显著为正。因此,在中、西部地区,农信社改制有助于扩大县域投资规模和提高县域投资效率。在东部地区,农信社改制对县域投资没有正向作用,*Policy*×*East*的系数在第(5)(7)列中均为负。基于表4各列回归结果可知,农信社改制有助于抑制资金供给不足县域的资金外流,扩大中西部地区的县域投资规模和提升县域投资效率。不过,对于县域资金外流、投资增速及投资效率这三个机制变量如何影响县域经济增长仍需要进一步检验。

表5的第(1)~(3)列分别考察了三个机制变量对县域经济增长的影响。其中,第(1)列中资金外流变量*Outflow*的系数显著为负,表明县域资金外流会

抑制经济增长。第(2)列中投资增速变量*Invgrow*的系数显著为正,表明县域投资扩张有助于县域经济增长。第(3)列中投资效率变量*Inveff*的系数也显著为正,表明县域投资效率的提高也有助于县域经济增长。第(4)列进一步将三个机制变量放入同一个回归中,*Outflow*的系数为负但变得不显著,而*Invgrow*、*Inveff*的系数依然显著为正,这表明在推动县域经济增长中,相比单纯地抑制县域资金外流,更重要的是为具有潜力的投资者提供足够的资金,加快县域投资和提高县域投资效率。

综合上述机制分析,总体来看,农信社改制有效地抑制资金供给不足县域的资金外流,促进县域扩大投资和提升县域投资效率,进而推动县域经济增长。而且对比表4第(2)(4)(6)列中*Policy*系数的显著性可知,农信社股份制改革对县域经济增长的促进作用主要是通过加快县域投资和促进县域资本积累来实现。

3. 农信社改制与县域不同产业的发展

基于数据的可得性,本文从县域农业、工业、大型工业企业发展三方面来分析。其中,县域农业发展指标(*Agrigrow*)采用县域第一产业增加值的增长率来测度,县域工业经济发展指标(*Indugrow*)采用县域第二产业增加值的增长率来测度,县域大型工业

表 5 机制检验:第二阶段				
	(1) <i>Rpgdp</i>	(2) <i>Rpgdp</i>	(3) <i>Rpgdp</i>	(4) <i>Rpgdp</i>
<i>Policy</i>	0.008** (0.003)	0.007** (0.003)	0.007** (0.003)	0.006** (0.003)
<i>Outflow</i>	-0.002** (0.001)			-0.001 (0.001)
<i>Invgrow</i>		0.029*** (0.005)		0.026*** (0.004)
<i>Inveff</i>			0.077*** (0.018)	0.076*** (0.018)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	7745	7745	7745	7745
<i>R</i> ²	0.463	0.472	0.520	0.527

$RCBratio$ 作为核心解释变量进行稳健性检验。另外,前文以县域农商行占比 $RCBratio$ 是否达到 50% 的临界点来构建农信社改制变量 $Policy$, 在这里分别用 0 和 100% 作为临界点来构建。第三,排除县域金融体系增量改革的可能影响。在模型中增加县域是否有新型农村金融机构、城市商业银行、全国性股份制银行等控制变量。另外还改用银行业竞争变量控制银行业结构特征,采用县域各银行网点数量所占份额的平方和来测度。第四,控制年份与所属地区虚拟变量的交互项,以排除不同地区在不同年份可能受到的其他差异化政策冲击的影响。第五,为确保实证分析前后的一致性,前文在主要回归中均采用 2011–2016 年数据,这里改用 2011–2018 年的样本进行稳健性检验,其中不控制投资率等。第六,考察农合行改制为农商行的经济影响。选取样本期内由农合行改制为农商行的县为实验组,一直为农合行的县为对照组,进行双重差分模型分析。以上的检验结果显示本文的基本结论是稳健的。

(二) 内生性分析

1. 平行趋势检验

应用双重差分模型的一个前提条件是实验组和对照组之间满足平行趋势假定,即在农信社改制前两类样本的经济增长应呈现相同的变动趋势。为验证平行趋势假定,本文考察农信社改制影响县域经济增长的动态效应,参考 Beck 等 (2010) 的做法,构建回归模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{j=-3}^4 \beta_j Policy_{it+j} + \gamma Control_{it} + D_i + D_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Policy_{it-3}$ 、 $Policy_{it-2}$ 、 $Policy_{it-1}$ 分别表示改制前第三年、第二年和第一年, $Policy_{it0}$ 表示改制当年, $Policy_{it+1}$ 、 $Policy_{it+2}$ 、 $Policy_{it+3}$ 、 $Policy_{it+4}$ 分别表示改制后第一年、第二年、第三年和第四年,各变量的取值为对应年份取 1,其他年份取 0。其余变量含义与模型 (1) 相同。为了直观地判断双重差分模型的平行趋势假定,本文绘制了系数 β_j 及其 95% 的置信区间图。

图 1 结果显示,农信社改制前的第三年、第二年和第一年的虚拟变量的系数均不显著,而农信社改制当年、改制后第一年、第二年和第四年的系数在 5% 的显著性水平下显著为正,表明平行趋势假定得到满足,这为本文应用双重差分模型的合理性提供

了支持。图 1 显示,农信社改制对县域经济增长的正向影响在改制当年就显现效果,在改制后第二年的经济影响有所回落。本文认为改制初期的经济效应可能更多来自改制的政策红利,如在改制中地方政府利用财政资金解决农信社不良贷款和历年亏损问题,或者金融监管部门对成功改制的机构进行专项奖励等。改制后第三、第四年政策变量的系数回升可能主要反映农商行内部治理机制完善产生的积极作用,这也表明农信社改制的经济影响具有长期效应。不过,改制后第三、第四年政策变量系数的置信区间变得较宽,说明改制成效存在一定的异质性。

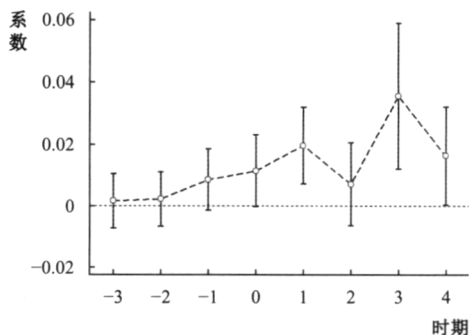


图 1 动态效应分析

2. 倾向得分匹配的双重差分模型 (PSM-DID)

本文用模型 (1) 中的所有控制变量作为县域特征变量,来确定实验组和对照组的倾向得分,并进行匹配。根据检验结果,匹配后实验组和对照组之间无系统差异。然后,用匹配后的数据对模型 (1) 进行重新回归。表 7 第 (1) (2) 列报告了 $PSM-DID$ 模型的回归结果。综合两列估计结果,农信社改制变量 $Policy$ 的系数依然显著为正。

3. IV 估计

农信社是否进行改制是由银保监会设定的改革标准决定的,更多受农信社自身的规模、不良贷款率、资本充足率等经营指标的影响。但仍然有一种潜在的反向因果关系,在经济增长较快的县域,农信社各项经营指标更易达到要求,从而更可能进行股份制改革。为了克服这一潜在的内生性问题,本文采用省份内与本县域所在地级市不相邻的其他地级市的县域地区农信社改制进度 ($Policy_IV$) 作为工具变量进行分析。其逻辑是同省各县域的特征具有较强的同质性,改制进度的相关性较强,而与本地级市不相邻的地级市内的县域普遍与本地级市内的某一县域地理

发市场主体的活力,提升其自生能力和服务县域经济的能力。而对于经济发达的地区,在推动农信社改制的同时应强化对改制后的农商行的金融监管,防止市场主体偏离自身市场定位和片面追求赢利,防范金融机构市场化的负外部性。

注释:

①农村合作金融机构,简称“农合机构”,包含农商行、农村合作银行(下称农合行)、各类农信社。“农合机构”是行业中对这三者的总称,学术界通常称其为农信社系统。为避免与狭义的农信社(即不包含农商行和农合行)概念混淆,采用行业叫法。

②网点数据来源银保监会,存贷款数据来源《中国金融年鉴》,涉农贷款数据来源《中国农村金融服务报告 2018》。

③详见《中国银监会农村中小金融机构行政许可事项实施办法》中对设立农商行的基本要求。

④目前没有披露农信社改制时间信息的官方渠道。而相关法规对农合机构的名称有严格要求,农商行及其分支机构开业需要获得金融行政许可和提交拟开业机构名称等信息。因此可以利用县域农合机构名称中固定的机构种类字样变化来准确识别农信社改制这一事件的发生。

⑤本文也直接采用未缩尾处理的数据进行回归分析,结论不变。限于篇幅未报告,若有需要可向作者索取。

⑥由于县域经济体量小,部分变量波动性比较大。

⑦限于篇幅,回归结果的表格省略,若有需要可向作者索取。

参考文献:

[1]陈福成,曹京芝,尹程,等.农村信用社法人治理结构研究[J].金融研究,2005,(1):102-110.

[2]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[J].经济学(季刊),2018,(1):221-246.

[3]李永友.省以下多样化放权策略与经济增长[J].经济研究,2021,(2):39-53.

[4]林毅夫,孙希芳.银行业结构与经济增长[J].经济研究,2008,(9):31-45.

[5]刘锡良,刘利红,刘海二.农信社股份制改革绩效评价:农商行案例分析[J].财经科学,2013,(8):28-38.

[6]马九杰,开浩,吴本健.农村金融机构市场化对金融支农的影响:抑制还是促进?——来自农信社改制农商行的证据[J].中国农村经济,2020,(11):79-96.

[7]沈明高,徐忠,沈艳.中国农村金融研究:改革、转型与发展[M].北京:北京大学出版社,2014.

[8]王雪,何广文.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[J].中国农村经济,2019,(4):55-72.

[9]温涛,白继山,王小华.基于 Lotka-Volterra 模型的中国农村金融市场竞争关系分析[J].中国农村经济,2015,(10):42-54.

[10]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[J].经济研究,2006,(4):106-114.

[11]谢平,徐忠,沈明高.农村信用社改革绩效评价[J].金融研究,2006,(1):23-39.

[12]战明华,许月丽.农村工业化、农户分层与农信社改革绩效——来自浙江面板数据的证据[J].财经研究,2009,(6):65-76.

[13]张兵,曹阳.商业可持续、支农力度与农村信用社新一轮制度变迁——基于苏南农村商业银行的实证分析[J].中国农村经济,2010,(6):87-96.

[14]张兵,曹阳,许国玉.发达地区农村信用社改革的政策效果评价——以江苏省农村商业银行模式为例[J].农业技术经济,2008,(5):89-96.

[15]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[J].管理世界,2017,(5):92-106.

[16]周振,伍振军,孔祥智.中国农村资金净流出的机理、规模与趋势:1978~2012年[J].管理世界,2015,(1):63-74.

[17]Beck T, Demircuc - Kunt A, Peria M S M. Reaching out: Access to and use of banking services across countries[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 85(1): 234-266.

[18]Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.

[19]Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S. How much should we trust differences - in - differences estimates? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(1): 249-275.

[20]Huang J K, Rozelle S, Wang H L. Fostering or stripping rural China: Modernizing agriculture and rural to urban capital flows[J]. The Developing Economies, 2006, 44(1): 1-26.

[21]Levine R. Finance and growth: Theory and evidence [J]. Handbook of Economic Growth, 2005, 1: 865-934.

[22]Mankiw N G, Romer D, Weil D N. A contribution to the empirics of economic growth[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(2): 407-437.