

“赐福”抑或“诅咒”：农信社发展 对县域经济增长的影响*

张珩¹ 罗博文² 程名望¹ 叶俊焘³ 张家平⁴

摘要：基于2008—2016年陕西省数据，本文运用FGLS方法和面板门槛模型，分析了农信社发展对县域经济增长的影响和作用机制，以此验证“金融诅咒”假说是否对于农信社成立。研究发现，“非学习效应”（即农信社发展）会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，而“学习效应”会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。检验非线性关系后发现：第一，农信社发展对县域经济增长的影响具有显著的门槛效应；第二，金融状态的不同会使农信社发展对县域经济增长产生有条件的金融“诅咒”效应，当农信社规模过大、市场份额过高和经营效率较低时，这种“诅咒”效应表现得更明显；第三，经济基础的不同也会使农信社发展对县域经济增长产生的“诅咒”效应存在显著差异，并且在市场潜能低、人均生产总值高和第二第三产业比重低的县域，这种“诅咒”效应表现得更明显。作用机制分析发现，在不同的金融状态和经济基础的影响下，改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度或金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生不同程度的“赐福”或“诅咒”效应。

关键词：农信社发展 县域经济增长 金融诅咒 门槛模型 陕西省

中图分类号：F832.35 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国经济快速增长，创造了举世瞩目的“增长奇迹”，一跃成为世界第二大经济体。银行业作为支持现代经济发展的核心因素，在这一“增长奇迹”中功不可没。回顾新中国金融发

* 本文研究受到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”（编号：71873100）、“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”（编号：71903151）和教育部人文社会科学青年基金项目“乡村振兴战略背景下法人治理对农村信用社绩效的影响机理与优化路径研究”（编号：19YJC790181）。感谢清华大学汪小亚研究员、上海交通大学史清华教授、中国农业大学穆争社教授和西北农林科技大学罗剑朝教授在论文写作中给予的指导。当然，文责自负。本文通讯作者：程名望。

展历程，早期国家以严格的金融管制方式支持经济发展^①。2000年以来，中国人民银行开始放松金融管制，于是金融业开始以一种高于实体经济增长速度的方式快速发展（即金融业增加值增长率高于国内生产总值增长率）^②，呈现出罕见的金融超发展现象，城市实体经济也随之呈现出“空心化”和弱化特征，这对经济增长产生了严重的“诅咒”效应（黄宪、黄彤彤，2017）。然而，与城市金融市场不同，中国的县域金融市场远没有达到超发展状态，金融机构信贷供给与实体经济需求的结构性失衡一直是拖累县域经济增长的关键原因（张亦春、王国强，2015）。2016年2月以来，为高质量、高效率地支持县域经济增长，中国银监会多次出台文件，为提高金融机构服务实体经济指明方向^③。2017年7月，习近平总书记在全国第五次金融工作会议上强调，要围绕服务实体经济、防控金融风险和深化金融改革三项任务，推动金融机构回归本源和支持经济发展。2017年10月，党的十九大报告提出了乡村振兴战略。作为融合城乡经济的主体，县域经济的发展和乡村振兴战略的全面推进离不开县域金融的支撑。作为长期活跃在县域金融市场的“宇宙第一大行”^④，农信社经过近二十年的发展，占据了县域金融市场的大部分份额，成为金融支持县域经济增长和乡村振兴最重要的一环。那么，农信社发展对县域经济增长究竟有什么影响？这是一个有待探讨和检验的重大理论和现实问题。

学术界针对金融发展对经济增长影响的研究由来已久，但在结论上一直未达成共识。国外早期的经济学家开创了金融发展理论，其形成的金融结构论、金融抑制论和金融深化论等均认为金融发展会对经济增长产生“赐福”效应（Greenwood and Jovanovic, 1990）。这一观点也在国内得以证实（卢峰、姚洋，2004；陈刚等，2006）。随着日本房地产泡沫事件、墨西哥金融危机、东亚和巴西金融危机的爆发，学术界重新审视了金融发展对经济增长的影响，并提出了另外两种观点：一是金融发展无助于经济增长或影响很小（王晋斌，2007），二是金融发展会对经济增长产生“诅咒”效应。2008年美国次贷危机爆发以后，一些经济学家更加质疑金融发展能对经济增长产生“赐福”效应的观点，他们利用不同国家的数据，论证了金融过度发展会对经济增长产生“诅咒”效应（Cecchetti and Kharroubi, 2015）的观点。更有学者研究发现，像依赖资源发展的实体经济受到“资源诅咒”一样，金融过度发展会使实体经济受到“金融诅咒”的威胁，并对经济增长产生“诅咒”效应（Shaxson and Christensen,

^① 2000年以前，中国人民银行对金融市场准入、存贷款利率和人民币汇率等方面都实行了严格管制，导致金融机构只能将有限的信贷资金配置到国家优先发展的部门和产业中。

^② 根据国家统计局公布的数据计算得到，2000—2019年金融业增加值增长率（16.13%）明显高于国内生产总值增长率（12.90%），金融业增加值与国内生产总值的比值在不断提高，由2000年的4.83%变化为2019年的7.78%。2019年末，银行业人民币信贷余额达到120万亿元，约为1980年的485倍。

^③ 中国银监会出台的文件包括《关于银行业进一步做好服务实体经济发展工作的指导意见》（银监发〔2015〕25号）、《关于提升银行业服务实体经济质效的指导意见》（银监发〔2017〕4号）等。

^④ 这里的农信社是大口径，即农信社系统，包括农村商业银行（简称农商行）、农村合作银行（简称农合行）和一级法人农信社（小口径）。截至2017年末，农信社（大口径）资产规模高达32.8万亿元，法人机构2260家，从业人员近90万人，远远超过了同年中国工商银行在年报中披露的资产规模、网点数量和从业人员数量数据。

2013)。这一观点也得到 Law et al. (2018) 和夏璋煦、刘渝琳 (2019) 的证实。在这些研究的推进中，一些学者也质疑金融发展对经济增长的影响具有线性关系的观点，他们利用不同数据和模型分析后发现，金融发展对经济增长的影响具有门槛效应（杨友才，2014；Law and Singh，2014），即金融发展对经济增长的影响是一种非线性关系。只有一定范围内的金融发展才会对经济增长产生“赐福”效应，而金融不足或金融过度都会对经济增长产生“诅咒”效应。例如，Arcand et al. (2015) 从金融规模角度研究发现，当私人部门信贷总额与 GDP 之比大于 1 时，金融发展才会对经济增长产生“诅咒”效应。Hu et al. (2019) 从金融效率角度研究发现，只有金融效率达到某一临界值后，才会对经济增长产生“赐福”效应。上述研究大多从某一个维度对金融发展水平进行度量，由于同一维度上选择的具体衡量金融发展水平的指标有所不同，现有研究结论存在较大差异。事实上，金融发展水平不只是金融规模、金融结构或金融效率等单一维度的表现结果，而是三个维度的综合表现。此外，上述文献大多从宏观层面探讨金融发展对经济增长的影响，鲜有从微观层面分析金融机构对经济增长影响的研究，专门针对农信社发展对县域经济增长影响的研究更是寥寥无几。鉴于此，本文利用 2008—2016 年数据，在加入“学习效应”后，首先采用 FGLS 方法估计了农信社发展对县域经济增长的影响，然后利用面板门槛模型检验了农信社发展对县域经济增长影响的非线性关系和作用机制。这不仅很好地回答了农信社在何种条件下才会对县域经济增长产生“赐福”效应这一现实问题，也为进一步推进金融机构支持县域经济高质量增长的理论研究提供了依据。

本文有三方面的贡献和创新：第一，本文是国内为数不多分析金融机构对县域经济增长影响的研究。以往研究多从宏观层面探讨金融发展对经济增长的影响，虽然可以刻画出金融发展对经济增长的线性或非线性关系，但难以准确捕捉到微观金融机构对经济增长产生的实际效果。本文以农信社为切入点，从微观层面诠释农信社发展的适度性问题，以此探寻农信社发展对县域经济增长产生“诅咒”效应的内在根源。第二，按照“规模、结构、效率”的思路，从农信社发展规模、市场结构和经营效率三个维度综合考察了农信社发展对县域经济增长的影响，同时引入“学习效应”进行分析，既使研究结论更具说服力，也佐证了农信社发展对县域经济增长的影响存在条件的观点。第三，分别从农信社发展和县域经济增长两个层面选择门槛变量检验农信社发展对县域经济增长影响的非线性关系和作用机制，在分析农信社在何种金融状态（规模、结构、效率）和经济基础（市场潜能、人均生产总值和第二第三产业比重）下才能对县域经济增长产生显著“赐福”效应的同时，也得到了改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度或金融服务渗透度，会使农信社对县域经济增长产生不同程度的“赐福”或“诅咒”效应的结论，这为推进县域金融市场化改革提供了决策依据。

二、研究假说

受商业化改革政策的利好影响，农信社除满足本县域实体经济的部分信贷需求外，其剩余资金会在省联社的统一调控下被配置到高收益率地区，而不是用于支持当地经济增长。为获取更多可以支持当地经济增长的信贷资源，地方政府会在不同地区之间开展 GDP 竞争（周立、王子明，2002；周黎安，2018），这种竞争会刺激当地金融机构数量扩张和业务创新，进而形成“金融竞赛”。就农信社

而言，虽然农信社不能跨区经营（即不同县域农信社之间不存在直接竞争），但考虑到同一省域内所有农信社都要服从省联社的统一管理，因此这些农信社难免存在着排序竞争。同时，受各地方政府 GDP 竞争的影响，农信社所衍生出来的金融创新行为也会在短期内增加支持当地实体经济发展的信贷资金，从而对县域经济增长产生“赐福”效应。另外，在农信社发展对县域经济增长的影响过程中也存在着一定的“空间外部效应”。这种效应不仅使本县域农信社受到影响，也使相邻其他县域农信社受到影响，即若本县域农信社发展对县域经济增长的“赐福”效应较强，则对相邻县域也有一定的示范带动效应。确实，一些理性的农信社会“盯住”其他相邻县域或发展水平接近的农信社，即先观察“兄弟社”对县域经济增长影响的路径，再确定自己的路径，于是就会产生“学习效应”。一般来讲，两个县域的农信社发展水平越接近，相互学习的可能性就越大，农信社发展对县域经济增长产生的“赐福”效应就越明显。由此，本文提出研究假说 1：

H1：加入“学习效应”后，农信社发展会对县域经济增长产生“赐福”效应。

已有研究发现，金融发展既有可能对经济增长产生“赐福”效应，也有可能对经济增长产生“诅咒”效应。从宏观层面来看，由于中国当前的直接融资市场尚不完善，所以当实体经济缺少资金时，它们仍会以银行贷款作为主要的融资方式。但是，在信贷供给不足的情况下，由于信息不对称或抵押品匮乏，许多真正需要信贷资金支持的实体经济往往会面临比较严重的信贷歧视。此时，如果金融发展水平过低，经济增长就会受阻，金融发展对经济增长产生的“赐福”效应就不明显。只有当金融发展超过一个临界点后，才会对经济增长产生显著的“赐福”效应。但如果继续提高金融发展水平（超规模发展），金融机构的资本积累效率就会降低，系统性风险就会加大，此时金融发展对经济增长产生“诅咒”效应（田卫民，2017）。与宏观层面上金融发展对经济增长的影响不同，当微观层面的农信社发展水平过低时，其对县域经济增长产生的“赐福”效应不明显；当农信社发展超过一个临界点后，其会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；但是，由于中国的县域金融市场远没有达到超发展状态，因此当继续提高农信社发展水平时，依然会对县域经济增长产生“赐福”效应，而不是“诅咒”效应。鉴于此，本文提出研究假说 2：

H2：农信社发展对县域经济增长的影响具有门槛效应。

已有研究发现，在不同金融状态（金融规模、金融结构或金融效率）下，金融发展会对经济增长产生不同的影响。那么，在理论上，农信社发展是否也会对县域经济增长产生不同的影响？

从金融规模角度来看，金融资本作为县域经济增长的投入要素之一，对实体经济发展具有重要的影响。作为金融资本的一种表现形式，农信社发展规模如果过小，那么能提供给实体经济的信贷资金就不充足，对经济增长产生的“赐福”效应就会受限。此时，如果农信社能基于质量和效率两大原则来扩大规模，其对经济增长产生的“赐福”效应就会变得更明显。

从金融结构角度来看，长期高度垄断县域金融市场的农信社一直没有充分履行“一农支三农”的责任，导致其对经济增长产生的“赐福”效应并不明显。随着国有银行、股份制银行和新型金融机构纷纷进入县域市场，金融市场化竞争将不断加剧。在有限的客户资源下，农信社不得不通过增强信贷规模和提高服务质量来防止客户分流，其对县域经济增长产生的“赐福”效应开始变得明显。

从金融效率角度来看，如果农信社要更好地服务于县域实体经济，关键之处在于提高自身的经营效率。一般来讲，农信社经营效率越高，信贷错配的可能性就越低，配置给真正有贷款需求的实体经济的资金就越多，对县域经济增长产生的“赐福”效应就越明显。但是，由于农信社要素投入存在边际效用递减规律，即当农信社经营效率达到一定水平时，其对县域经济增长的“赐福”效应就会弱化。

另外，从经济基础来看，市场潜能、经济发展水平和第二第三产业比重高的地区信用环境更好，农信社识别和监督实体经济投机行为的能力也更强，信贷资金供给实体经济的效率更高，这在一定程度上能使金融市场形成稳定的交易数量和交易主体，并形成明显的规模经济和范围经济，从而对县域经济增长产生“赐福”效应。而在市场潜能、经济发展水平和第二第三产业比重低的地区，较少的交易主体使农信社利用社会闲散金融资源的能力较弱，支持实体经济扩大再生产和技术创新的难度较大，因此对县域经济增长无法产生显著的“赐福”效应。鉴于上述分析，本文提出研究假说3：

H3：金融状态和经济基础的不同会使农信社发展对县域经济增长的影响产生差异。

已有研究发现，信用环境、交易成本、中间业务创新和金融服务不仅是影响微观金融机构发展的因素，也会对县域经济增长产生影响。

从信用环境来看，良好的信用环境不仅能降低实体经济给农信社带来的信贷风险，为其获得信贷资源提供可能，还能吸引更多经济主体参与投资活动，提高经济增长质量（姚耀军，2012）。一般而言，在信用环境较好的地区，农信社不仅能准确地甄别出实体经济的投机行为，还能更好地集聚和利用社会闲散资源，因此配给给实体经济的信贷资金就越多，对县域经济增长的“赐福”效应就越明显。

从交易成本来看，为解决实体经济在贷款时可能存在的道德风险问题，农信社通常会增加交易成本（即提高贷款利率）。但过高的交易成本不仅不利于农信社形成规模经济，还会降低其资金配置效率。此时，农信社若能适当降低交易成本，不仅可以使存量客户获得低成本的贷款资金，还能吸引潜在客户进入本地市场，从而形成规模经济，对县域经济增长产生“赐福”效应。

从中间业务创新来看，随着县域金融市场开放，大量进入本地市场的潜在客户能催生出更多的金融服务需求。此时，农信社若能通过加大中间业务创新力度来满足这些客户的金融服务需求，不仅可以提高农信社自身的资金配置效率和储蓄投资转化率，还能刺激这些客户释放出更多的生产力和经济活力，进而对县域经济增长产生显著的“赐福”效应（Bianchi, 2010）。

从金融服务来看，农信社发展能否对县域经济增长产生“赐福”效应也取决于其自身金融服务的渗透度。已有研究认为，农户所拥有的农信社银行卡数量不仅能反映客户直接接触并利用农信社金融服务的情况（张珩等，2017a），也能代表农信社自身金融服务渗透情况。近年来，农信社营业网点向服务空白地区的延伸不仅有效满足了存量客户和新增“长尾群体”（低收入群体和涉农企业）对存、储等最基本金融服务的需求，也为他们提供了生产经营活动中所需要的消费资金或投资资金，在一定程度上提高了市场消费能力和扩大再生产能力（王修华、赵亚雄，2019），对县域经济增长产生了“赐福”效应。鉴于此，本文提出研究假说4：

H4：改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度和金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生不同程度的“赐福”或“诅咒”效应。

三、研究设计

（一）数据来源、处理方式与样本代表性

1.数据来源与处理方式。本文所使用的数据由农信社数据和社会经济发展数据两部分组成。其中，农信社（含农合行和农商行）数据来自陕西省农村金融研究中心建立的农信社专项数据库，社会经济发展数据来自2009—2017年国家统计局发布的《中国县域统计年鉴》和陕西省统计局发布的《陕西省区域统计年鉴》。本文按如下步骤处理和筛选了样本数据：①处理农信社专项数据库数据，生成可贷资金、营业收入、贷款户数和贷款余额等诸多与衡量农信社发展水平相关的数据；②以每个农信社的ID为标识码，把《中国县域统计年鉴》和《陕西省区域统计年鉴》中能反映经济增长的数据与农信社数据进行一对一匹配；③剔除陕西省秦农银行和秦农银行成立之前所涉及的6个区农信社和其他地级市辖区农信社数据；④采用插值法对缺失指标做干净处理。最终，本文共获得陕西省87个县连续9年（2008—2016年）共计783个观测样本的数据，该数据为平衡面板数据。

2.样本代表性说明。本文之所以研究陕西省农信社发展对县域经济增长的影响，主要有两个原因：其一，虽然陕西省是全国首批实施深化改革方案的重点省份之一，但与全国其他省市农信社相比，其改革进度仍然较慢，发展效果也不尽如人意。截至2017年，在全国2100多个有农信社的县（旗）中，已改制为农商行的县（旗）共计1478个，而陕西省已改制为农商行的县仅有53个。其二，陕西三大区域的经济发展各有特色且差异较大，致使各区域农信社发展水平也存在较大差异。经济较发达的陕北地区的农信社在发展规模、盈利能力等方面均处于全省前列，经济较落后的陕南地区的农信社发展也比较好，但经济较好的关中地区的农信社发展却比较滞后。陕北、关中和陕南经济特色与农信社发展差异较大，在西部经济欠发达地区乃至全国具有代表性。

（二）重要变量定义

1.被解释变量。被解释变量用县域生产总值表示。考虑到通货膨胀会使数据产生偏差，本文以2000年为基期，利用陕西省生产总值指数对各县域生产总值进行平减，得到实际的县域生产总值。

2.核心解释变量。核心解释变量为农信社发展水平。目前，学术界对于采用什么指标来衡量金融发展水平尚未达成共识。多数学者用金融规模来衡量金融发展（Arcand et al., 2015; Muhammad et al., 2016），也有学者同时用金融规模和金融效率来衡量（李健、盘宇章，2017），个别学者还同时用金融规模、金融结构和金融效率来衡量（张雪芳、戴伟，2019）。为全面反映农信社发展水平，本文借鉴已有研究，从农信社发展规模、市场结构和经营效率三个维度来衡量农信社发展水平。

维度一：发展规模。发展规模是从金融规模的角度来衡量农信社发展水平的一个指标。借鉴杨友才（2014）的做法，本文选用年末农信社贷款余额与该县生产总值的比值来衡量发展规模^①。

^① 这里没有采用“M2/县域生产总值”或“私人信贷总量/县域生产总值”来衡量农信社发展规模的原因有两个：其一，目前收集和整理的数据很难区分农信社和其他金融机构的私人信贷总量；其二，货币供应量M2仅在省级层面统计和公布，在县域层面没有统计，并且M2只受货币政策的直接影响，不受农信社发展的直接影响。

维度二：市场结构。市场结构是从金融结构的角度来衡量农信社发展水平的一个指标。已有研究通常采用“股票市场市值与GDP之比”或“金融机构部门贷款规模与非金融机构部门融资总额之比”来衡量金融结构。但是，由于县域层面尚不统计非金融机构部门融资总额这个指标，所以参考刘培森（2018）的做法，选用农信社贷款余额与其所处地级市辖区金融市场贷款余额的比值来衡量市场结构。

维度三：经营效率。经营效率是从金融效率的角度来衡量农信社发展水平的一个指标。已有研究通常采用金融市场的存贷款之比来衡量金融效率。虽然这个指标可以反映金融市场资源的配置效率，但不能代表金融机构实际的投入产出效率。因此，本文借鉴张珩等（2017b）的做法，利用MaxDEA Pro 12.0软件中的GML指数方法测算得出农信社经营效率值，用以衡量经营效率。需要说明的是，本文在分析时首先将发展规模、市场结构和经营效率作为农信社发展的三个维度，然后采用Cov-AHP方法为各个指标赋权，最后计算得出农信社发展的综合得分。计算步骤详见张珩等（2017a）的阐述。

3.其他变量。①资本投入。由于经济增长不仅依赖本期的资本投入，也依赖往年的资本投入，因此在测算资本投入 K_t 时，本文首先借鉴樊纲等（2011）的做法，用各县全社会固定资产投资额作为各县的新增投资额 I_t ，并以2000年为基期，利用陕西省固定资产投资价格指数对各县的 I_t 进行平减。然后，参考单豪杰（2008）的做法，按照公式 $K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$ （假定 $\delta = 10.96\%$ ）测算出往年的资本投入。②劳动投入。古典经济理论和新经济增长理论认为，劳动力数量（就业人员数量）的变化和劳动力质量（劳动力平均受教育年限）的提升均对经济增长有重要影响（Barro and Lee, 1993）。但鉴于《中国县域统计年鉴》不公布测算劳动力质量的相关指标，因此本文只控制了劳动力数量对县域经济增长的影响^①。另外，本文参考Honohan（2008）的做法，在后续的实证分析中还加入了城乡收入差距（用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比表示）、基础教育水平（用普通中小学专任教师数量与在校学生数量之比表示）、人口密度（用年末人口总数与行政区划面积之比表示）和人均社会消费品零售总额等作为控制变量。变量描述性统计见表1。

表1 主要变量的描述性统计

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
生产总值（取对数）（原单位：亿元）	783	4.0679	0.9806	0.7885	7.1077
农信社发展	783	0.1477	0.0379	0.0584	0.4260
发展规模	783	0.4469	0.3088	0.0438	3.6263
市场结构	783	0.0297	0.0272	0.0009	0.2077
经营效率	783	0.6486	0.1482	0.2728	1.0000
资本投入（取对数）（原单位：亿元）	783	14.2428	1.1114	10.9094	17.2352
劳动投入（取对数）（原单位：万人）	783	10.9218	0.8476	7.8196	12.8203
城乡收入差距	783	0.6822	0.0477	0.4423	0.7834

^① 由于测算劳动就业人员数量相关指标的统计口径在2013年的《中国县域统计年鉴》中发生了变化，因此为最大限度地避免数据偏差带来的影响，本文2008—2012年采用“年末单位从业人员数+乡村从业人员数-农林牧渔业从业人员数”，2013—2016年采用“第二产业从业人员数+第三产业从业人员数”分别表示劳动就业人员数量。

基础教育水平	783	0.1294	0.0912	0.0371	2.5304
人口密度（万人/平方公里）	783	11.8437	5.1259	0.6856	35.2565
人均社会消费品零售总额（元）	783	5861.5740	2949.9020	1065.5440	19658.77

（三）模型设定

1. 基准模型设定。本文借鉴 Jordan and Morris（2002）的研究，建立了如下模型：

$$\ln Y_{ipt} = \ln A_{ipt} + \alpha \ln K_{ipt} + \beta \ln L_{ipt} + \gamma \ln RF_{ipt} + \theta X_{ipt} + \eta_p + \phi_t + \mu_i + \xi_{ipt} \quad (1)$$

（1）式中， Y_{ipt} 、 A_{ipt} 、 K_{ipt} 、 L_{ipt} 、 RF_{ipt} 分别表示 p 地区 i 县在 t 年的生产总值、全要素生产率、资本存量、劳动力投入和农信社发展水平。 X_{ipt} 是一组控制变量，包括城乡收入差距、基础教育水平、人口密度和人均社会消费品零售总额等。 η_p 为地区效应，主要捕捉不随时间变化的地区特征。 ϕ_t 为年份效应， μ_i 为农信社产权组织形式效应。 ξ_{ipt} 为随机误差项。

2. 加入“学习效应”的模型设定。为考察加入“学习效应”的农信社发展对县域经济增长的影响，本文结合 Salop and Steven（1979）提出的空间竞争模型，在（1）式基础上建立如下模型：

$$\ln Y_{ipt} = \ln A_{ipt} + \alpha \ln K_{ipt} + \beta \ln L_{ipt} + \gamma RF_{ipt} + \theta X_{ipt} + \omega [RF_{ipt} \times \sum (w_{i,j} \times RF_{ipt})] + \eta_p + \phi_t + \mu_i + \xi_{ipt} \quad (2)$$

（2）式中， $RF_{ipt} \times \sum w_{i,j} \times RF_{ipt}$ 表示的是县域 i 与其他县域 j 之间的“学习效应”。其中， RF_{ipt} 表示“非学习效应”，即（1）式中的农信社发展水平； $w_{i,j}$ 表示的是县域金融市场特征的空间权重矩阵，与本县域金融市场特征接近的县域会被赋予较大权重。在矩阵 $w_{i,j}$ 中，非对角线上的元素（即当 $i \neq j$ 时）等于 $1/|deposit_{ipt} - deposit_{jpt}|$ ，对角线上的元素（即当 $i = j$ 时）为 0； $deposit$ 是对应县域在样本考察期内（2008—2016 年）金融市场存款余额（万元）的平均值。需要说明的是，这里需要对 $w_{i,j}$ 做标准化处理。其他符号如前所述。

3. 农信社发展对县域经济增长影响非线性关系检验的模型设定。为进一步检验农信社发展对县域经济增长影响的非线性关系，本文采用基于 Bootstrap 方法的面板门槛效应模型进行分析。该模型的优点在于它不仅可以得出具体的门槛估计值，还能检验出门槛数量和门槛估计值的显著程度（Hansen, 1999）。为了不使结果依赖于分样本回归，本文基于全样本数据构建了如下模型：

$$\ln Y_{ipt} = \ln A_{ipt} + \alpha \ln K_{ipt} + \beta \ln L_{ipt} + \gamma_1 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} \leq \eta) + \gamma_2 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} > \eta) + \theta X_{ipt} + \xi_{ipt}'' \quad (3)$$

（3）式中， LRF_{ipt} 代表农信社发展水平，采用 i 县域农信社发展水平相对于所有样本县域农信社发展水平平均值的离差值表示。 g_{ipt} 为门槛变量； η 为待估计的门槛值。 $\Phi(\cdot)$ 为指示性函数，在指定

区间内为1，否则为0。其他符号如前所述。需要说明的是，为验证农信社发展对县域经济增长的影响不依赖于（2）式中的“学习效应”，这里用 LRF_{ipt} 作为核心解释变量。

4. 农信社发展对县域经济增长影响作用机制的模型设定。为进一步检验农信社发展对县域经济增长影响的作用机制，本文基于前文研究假说，在（3）式的基础上构建如下模型：

$$\begin{aligned} \ln Y_{ipt} = & \ln A_{ipt} + \alpha \ln K_{ipt} + \beta \ln L_{ipt} + \gamma_1 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} \leq \eta) \\ & + \gamma_2 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} > \eta) + \gamma_3 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} \leq \eta) \times mechanism_{ipt}^l \\ & + \gamma_4 LRF_{ipt} \times \Phi(g_{ipt} > \eta) \times mechanism_{ipt}^l + \lambda mechanism_{ipt}^l + \theta X_{ipt} + \xi_{ipt}^m \end{aligned} \quad (4)$$

（4）式中， $mechanism_{ipt}^l$ 代表反映作用机制的变量，当 l 为1时代表信用环境（*fineco*），选用各县域信用户数与辖区内农户总数之比作为代理变量；当 l 为2时代表交易成本（*tranco*），选用各县域农信社贷款加权利率水平作为代理变量；当 l 为3时代表中间业务创新力度（*finnino*），选用农信社中间业务收入与所有业务收入之比作为代理变量；当 l 等于4时代表金融服务渗透度（*finser*），选用每万户农户拥有的农信社银行卡数（张）作为代理变量。这里设置 $mechanism_{ipt}^l$ 与 LRF_{ipt} 交互项的目的是检验在不同门槛值的影响下，农信社是否会通过改变信用环境等对县域经济增长产生不同的影响。若交互项系数显著异于零，则认为改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度或金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生不同的影响。其他符号如前所述。

四、实证结果分析

（一）农信社发展对县域经济增长影响的结果分析

本文使用的数据属于长面板数据，若采用普通的固定效应模型或随机效应模型分析，则无法解决误差项存在的异方差和自相关问题。鉴于此，本文首先采用面板 GLS 方法进行初步估计，然后对估计结果进行组间异方差、组内自相关和组间同期相关检验。结果显示，组间异方差、组内自相关和组间同期相关检验均拒绝原假设，说明采用面板 GLS 方法估计得到的结果存在组间异方差、一阶组内自相关和组间同期相关，故本文最终采用一阶系数不相同的全面 FGLS 方法对模型进行估计^①。

从表2第1列的结果来看，若不加入“学习效应”，农信社发展对县域经济增长的影响在1%水平上显著，系数为负说明农信社发展会对县域经济增长产生“诅咒”效应。可能的解释有两个：一是农信社的特殊地位决定了其贷款对象主要是高风险低收益的涉农客户，贷款给这些客户所产生的经济效益远低于低风险高收益的非农客户。二是一些经过股份制改革的农信社会将部分贷款资源转移至债券市场，导致实体经济不能获得足额的信贷支持，从而没有使农信社发展对县域经济增长产生“赐福”

^① 组间异方差的原假设为不同个体扰动项同方差，采用 Wald 检验，若 Wald 统计值显著，则拒绝原假设；组内自相关的原假设为不存在一阶组内自相关，采用沃尔德检验，若 F 统计值显著，则拒绝原假设；组间同期相关的原假设为不存在组间同期相关，采用 Breusch-Pagan LM 检验，若 LM 统计量显著，则拒绝原假设。限于篇幅，未列检验结果。

效应。第2列是在第1列的基础上加入了控制变量，结果基本保持不变。第3、4列为加入“学习效应”后的估计结果。与前两列结果相比，“非学习效应”的系数显著且为负，“学习效应”的系数显著且为正，说明“学习效应”会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，这与相邻县域农信社产生的“空间外部效应”以及“兄弟社”之间产生的“学习效应”有关。该结果验证了假说1。

表2 农信社发展对县域经济增长影响的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
资本投入（取对数）	0.8286*** (0.0115)	0.7873*** (0.0152)	0.8314*** (0.0114)	0.7902*** (0.0153)
劳动力投入（取对数）	0.2209*** (0.0107)	0.2426*** (0.0124)	0.2211*** (0.0106)	0.2417*** (0.0125)
“非学习效应”(农信社发展)	-1.0057*** (0.1659)	-1.0291*** (0.1841)	-7.7667*** (3.0148)	-6.8256** (3.3933)
“学习效应”			1.3899** (0.6185)	1.1882* (0.6961)
城乡收入差距		-1.3371*** (0.2441)		-1.3522*** (0.2452)
基础教育水平		0.1914** (0.0867)		0.1859** (0.0880)
人口密度		-0.0047*** (0.0009)		-0.0046*** (0.0009)
人均社会消费品零售总额		0.0000*** (0.0000)		0.0000*** (0.0000)
常数项	-9.3824*** (0.1142)	-8.1895*** (0.2312)	-9.3314*** (0.1163)	-8.1176*** (0.2359)
控制变量	否	是	否	是
Wald 统计值	21589.27***	19702.45***	22725.22***	19702.45***
样本量	783	783	783	783

注：括号内为标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；表中回归结果均控制了时间效应、地区效应和产权组织形式效应；下表同。

（二）基于不同维度的农信社发展对县域经济增长影响的结果分析

在农信社发展的三个维度中，发展规模、市场结构和经营效率是否也会对县域经济增长产生显著的影响？为回答这个问题，本文在（2）式的基础上，分别将农信社的发展规模、市场结构和经营效率作为解释变量进行估计，以此识别出它们对县域经济增长的影响。具体估计结果详见表3。

1. 发展规模的结果分析。从表3看，不加入“学习效应”时，“非学习效应”的系数显著且为负；加入“学习效应”后，“非学习效应”的系数显著且为负，“学习效应”的系数显著且为正，说明加入“学习效应”后，农信社发展规模的扩大会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。原因有两个：

一是农信社贷款更多聚焦于收益低、见效慢的涉农客户，其发挥出的乘数效应远低于商业性金融机构；二是县域经济增长所需的贷款资金不仅能得到本县域农信社的支持，也可能有本县域商业性金融机构和其他县域农信社的支持。

2. 市场结构的结果分析。从表 3 看，不加入“学习效应”时，“非学习效应”的系数显著且为正，加入“学习效应”后，“非学习效应”的系数显著且为正，“学习效应”的系数显著且为负，说明加入“学习效应”后，农信社市场结构的优化会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。可能的原因是长期垄断县域金融市场的农信社不存在过度竞争行为，导致其在动员资源流入、缓解金融市场不稳定和落实“三农”政策等方面没有起到很好的效果。

表 3 基于不同维度的农信社发展对县域经济增长影响的估计结果

变量	发展规模		市场结构		经营效率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
资本投入（取对数）	0.8024*** (0.0267)	0.7488*** (0.0130)	0.8474*** (0.0265)	0.8298*** (0.0113)	0.8767*** (0.0114)	0.8724*** (0.0131)
劳动力投入（取对数）	0.1414*** (0.0217)	0.1910*** (0.0114)	0.1872*** (0.0203)	0.2173*** (0.0105)	0.1559*** (0.0234)	0.1657*** (0.0246)
“非学习效应”（农信社发展）	-0.3358*** (0.0450)	-1.3049*** (0.2158)	1.1319** (0.5621)	22.8520*** (6.2284)	-0.0134 (0.0462)	1.0107 (0.9126)
“学习效应”		0.0598** (0.0148)		-22.8962*** (6.5792)		-0.0467 (0.0417)
常数项	-8.1961*** (0.4322)	-7.9892*** (0.1499)	-9.3473*** (0.3255)	-9.4667*** (0.1218)	-9.4525*** (0.1683)	-9.5977*** (0.2039)
Wald 统计值	4781.53***	16887.40***	6406.37***	18501.02***	43733.62***	35296.12***
样本量	783	783	783	783	783	783

注：限于篇幅，文中未列出加入控制变量的回归结果，若读者感兴趣，可向作者索要。

3. 经营效率的结果分析。从表 3 看，无论是否加入“学习效应”，“非学习效应”的系数和“学习效应”的系数均不显著，说明农信社经营效率提升对县域经济增长没有显著影响。进一步利用 MaxDEA Pro 12.0 软件，将采用 GML 指数方法测算得到的经营效率进行分解发现（详见表 4），虽然纯效率变化、纯技术变化、规模效率变动和技术规模变动在个别年份存在递减（小于 1）的情况，但造成农信社经营效率对县域经济增长没有显著“赐福”效应的原因是其纯技术变化小于 1。可能的原因是当前农信社仅对存量客户提供储、贷、汇等基础性业务，这种单一的服务模式已无法满足实体经济的金融服务需求（张珩等，2019）。

表 4 农信社 GML 指数的变动及其分解（累积值）

	全要素生产率	纯效率变化	纯技术变化	规模效率变动	技术规模变动
2009 年	1.1671	1.0471	1.0402	1.0376	1.0362
2010 年	1.0093	0.9867	0.9861	0.9913	1.0590
2011 年	1.1506	1.1055	1.0249	1.0290	1.0036
2012 年	0.9774	1.0473	0.9468	1.0089	0.9798
2013 年	1.0628	1.0338	1.0240	0.9835	1.0352
2014 年	0.9953	0.9942	1.0075	1.0264	0.9871
2015 年	1.0789	0.9658	1.1358	0.9791	1.0050
2016 年	0.7940	1.1381	0.6954	1.0430	0.9783
均值	1.0294	1.0398	0.9826	1.0124	1.0105

注：全要素生产率为几何平均值，即全要素生产率=纯效率变化×纯技术变化×规模效率变动×技术规模变动。

（三）稳健性检验与内生性讨论

本文拟进行一系列稳健性检验和内生性讨论：①改变测度农信社发展的赋权方法。采用变异系数法重新对农信社的发展规模、市场结构和经营效率进行赋权，然后计算出新的农信社发展水平，最后将其作为新的核心解释变量进行回归。②改变经营效率的测算方法。为剔除环境因素和随机干扰项等外界环境对经营效率的影响，本文采用三阶段 GML 指数方法测算经营效率，进而得出新的农信社发展水平，并将其作为新的核心解释变量进行回归。③替换控制变量（组合）。为减少遗漏变量对估计结果产生的影响，本文多次替换控制变量，如将人口密度和人均社会消费品零售总额这两个变量替换成地方财政盈余（用地方财政收入减去地方财政支出表示）和工业化水平（用规模以上工业总产值与县域生产总值之比表示）。④采用面板工具变量模型。为解决模型可能存在的内生性问题，本文借鉴王修华、赵亚雄（2019）和刘勇政等（2019）的思路，采用除自身以外其他县域农信社发展水平的平均值（*arf*）^①和农信社改革（*ref*）^②两个变量作为农信社发展的工具变量，并采用面板工具变量模型进行回归。⑤采用系统 GMM 模型。内生金融理论认为，经济增长会通过市场化改革形成更多的金融要素，进而对金融发展产生影响，即经济增长与金融发展之间可能互为因果。为解决这个问题，本文将县域 GDP 的一阶滞后项作为工具变量，采用系统 GMM 模型进行回归。以上操作所得的回归结果与基准回归结果基本一致^③，说明前文分析结果具有较好的稳健性。

^① 以高陵县为例，高陵县农信社发展水平的工具变量为除高陵县农信社以外的其他 86 个县域农信社发展水平的平均值。以此类推，可以计算出每个县域农信社发展水平的工具变量。

^② 这里的改革变量（*ref*）为农信社是否改革（*reform*）和改革时间（*time*）的乘积。具体来看，若农信社进行了改革，则 *reform* 取值为 1，反之取值为 0；若在改革之前，则 *time* 取值为 0，反之取值为 1。

^③ 限于篇幅，本文未列出稳健性检验结果，若读者感兴趣，可向作者索要。

五、非线性关系检验与作用机制分析

（一）非线性关系检验的结果分析

前文分析发现，“非学习效应”（农信社发展）会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，这似乎与现有学者主观认为农信社发展会对县域经济增长产生“赐福”效应的观点并不一致。那么，农信社发展对县域经济增长的影响是否存在“分岔效应”？鉴于此，本文检验了两者之间的非线性关系。考虑到农信社发展内含于县域经济增长中，不仅不同的经济基础会对农信社发展产生差异化的影响，而且在不同金融状态（规模、结构、效率）下，农信社发展也会反作用于经济增长。因此，本文从农信社发展和县域经济增长两个层面各选取3个门槛变量，基于 Bootstrap 方法反复抽样300次来检验门槛效应的显著性，并得到具体的门槛估计值。从表5结果看，除经营效率的第一个门槛估计值未通过显著性检验外，其他门槛估计值均在5%的水平上通过了显著性检验，说明农信社发展对县域经济增长的影响确实存在门槛效应，这验证了假说2^①。另外，本文不断改变门槛模型中的“异常值去除比例”，其所得的结果与表5结果无太大差异，说明估计结果稳健性较好。

表5 农信社发展对县域经济增长影响的门槛效应检验结果

门槛变量		门槛模型	门槛估计值	F 统计量	BS 次数
农信社发展	发展规模	单一门槛	0.7024	27.96***	300
	市场结构	单一门槛	0.0042	24.09**	300
	经营效率	单一门槛	0.5076	9.65	300
		双重门槛	0.4734	3.60***	300
县域经济增长	市场潜能	单一门槛	11.66	14.56***	300
	人均生产总值	单一门槛	8573.65	7.47**	300
	第二第三产业比重	单一门槛	0.1984	49.61***	300

基于上述检验，本文在（3）式的基础上，模拟得出了门槛模型的结果（详见表6）。表6中，第1至第3列分别是以农信社的发展规模、市场结构和经营效率为门槛变量进行回归得到的结果，第4至第6列分别是以市场潜能^②、人均生产总值和第二第三产业比重为门槛变量进行回归得到的结果。

1. 以农信社发展为门槛变量的结果分析。表6结果显示：①当农信社发展规模低于门槛值0.7024时，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；当发展规模超越门槛值0.7024时，农信

^① 本文主要采用单一门槛模型进行分析。之所以对经营效率采用双重门槛模型进行分析，是因为经营效率的第一个门槛估计值没有通过显著性检验（即门槛值无效），而第二个门槛估计值在1%水平上通过了显著性检验（即门槛值有效）。限于篇幅原因，未列出门槛估计值和置信区间的关系图，若读者感兴趣，可向作者索要。

^② 参考 Krugman (1991) 提出的市场潜能概念，测算了文中的市场潜能，并将其作为县域经济增长的一个门槛变量进行了分析。市场潜能的计算公式为： $MP_i = \sum Deposit_{jt} / d_{ij}$ 。其中， d_{ij} 表示不同县域之间的地理距离（用百度地图手工整理所得的公路里程表示）。该公式表示的是 i 县域的市场潜能是其他非 i 县域金融市场存款余额的加权和。

社发展会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。可能的原因：当发展规模低于门槛值时，农信社向实体经济拓展信贷业务的积极性更高，发放的信贷资金更多，从而对县域经济增长产生的“赐福”效应就更明显；当发展规模超越门槛值后，过多的客户交易难免会使农信社信贷资源产生错配，并形成更多低效率的资金支持，从而对县域经济增长产生“诅咒”效应。②当农信社市场结构低于门槛值 0.0042 时，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；当市场结构超越门槛值 0.0042 后，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。这表明在以间接融资为主的县域金融市场体系中，农信社市场份额越高，其对实体经济的融资效率就越低，从而对县域经济增长产生“诅咒”效应。③当经营效率低于门槛值 0.5076 时，农信社发展对县域经济增长的影响不显著；当经营效率介于两个门槛值之间时，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；当经营效率超越门槛值 0.4734 后，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应^①。可能的解释有两个：其一，由于农信社没有深入了解新型经营主体（如职业农民、专业大户等）的发展特征、经营模式和财富创造方式，导致其提供的金融服务不能有效满足这些客户的实际需求。其二，“本末倒置”的管理体制降低了农信社自主开展金融业务创新的积极性（张珩等，2019），致使经营效率超过门槛值后，农信社发展对县域经济增长产生“诅咒”效应。可见，在不同的金融状态下，农信社发展对县域经济增长会产生一种有条件的“金融诅咒”效应，当农信社发展规模过大、市场份额过高和经营效率较低时，这种“诅咒”效应表现得更为明显。以上结果验证了假说 3。

2.以县域经济增长为门槛变量的结果分析。表 6 的结果显示：①当市场潜能低于门槛值 14.56 时，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应；当市场潜能超越门槛值 14.56 后，农信社发展会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。这与实际情况完全吻合。可能的原因是市场潜能高的县域更容易形成金融集聚现象，其丰富的信贷资源能有效带动县域实体经济发展，从而对县域经济增长产生“赐福”效应；而在市场潜能低的县域，信贷资源相对匮乏，农信社不能有效满足县域实体经济的实际需求，从而对县域经济增长产生“诅咒”效应。②当县域人均生产总值低于门槛值 8573.65 元时，农信社发展会对县域经济增长产生“赐福”效应；当县域人均生产总值超越门槛值后，农信社发展对县域经济增长的影响不显著。可能的原因是：在人均生产总值低的县域，农信社往往会通过政府支持来发挥其在储蓄动员、项目甄别、企业监督等方面的优势，从而使实体经济获得低成本的资金，进而对县域经济增长产生“赐福”效应；而在人均生产总值高的县域（如陕北农信社），受“资源诅咒”和政府之间竞争的影响，农信社会被迫将一些信贷资源投向能带来更高收益的客户，从而减少了给予真正会“赐福”县域经济增长的客户群体的信贷资金。③无论第二第三产业比重是否超越门槛值 0.1984，农信社发展都会对县域经济增长产生“诅咒”效应，只不过当其超越门槛值 0.1984 后，农信社发展对县域经济增长产生的“诅咒”效应不显著。可能的解释是：当前第二第三产业所释放的结构性“红利”使农信社发展对县域经济增长不再产生阻碍作用（于斌斌，2015）。可见，经济基础不同也会使农信社发展对县域经济增长的影响产生差异，在市场潜能低、人均生产总值高或第二第三产业

^① 经营效率的第二个门槛值 0.4734 低于第一个门槛值 0.5076，可能是农信社投入产出指标不匹配所致。

比重低的县域，农信社发展会对县域经济增长产生“诅咒”效应。这些结果再次验证了假说3。

表6 农信社发展对县域经济增长影响的门槛回归结果

变量	门槛变量：农信社发展			门槛变量：县域经济增长		
	发展规模	市场结构	经营效率	市场潜能	人均生产总值	第二第三产业 比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$LRF \times \Phi^0(\bullet)$	0.9757* (0.5234)	5.7310* (2.6189)	0.8252 (1.3200)	-1.3999** (0.4256)	3.6777*** (0.4339)	-13.0000*** (1.6463)
$LRF \times \Phi^1(\bullet)$	-2.9507*** (0.6648)	-1.0373** (0.4371)	3.8787*** (0.8976)	1.6540* (0.8434)	-0.7896 (0.4368)	-0.2326 (0.4326)
$LRF \times \Phi^2(\bullet)$			-1.0910** (0.4668)			
组内 R ²	0.8612	0.8602	0.8576	0.8585	0.8571	0.8644
N	783	783	783	783	783	783

注：由于单一门槛和双重门槛的变量有所差异，本文对表中变量名称从简处理。以发展规模为例， $LRF \times \Phi^0(\bullet)$ 表示 $LRF \times \Phi(g_{pt}^1 \leq 0.7024)$ ， $LRF \times \Phi^1(\bullet)$ 表示 $LRF \times \Phi(g_{pt}^1 > 0.7024)$ ，其他可以此类推；其他变量均控制；下表同。

(二) 作用机制检验的结果分析

基于上述分析，本文分别以信用环境、交易成本、中间业务创新力度和金融服务渗透度为作用机制变量，以农信社发展和县域经济增长为门槛变量，模拟得出作用机制检验的结果（详见表7）。

1.以农信社发展为门槛变量的结果分析。表7结果显示，①当农信社发展规模低于门槛值时，改善信用环境会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，原因可能是：发展规模低的农信社资本数量也较少，即使降低交易成本也无法吸引到更多优质客户，导致农信社发展无法对县域经济增长产生较好的效果；当农信社发展规模超越门槛值后，改善信用环境、降低交易成本、增强中间业务创新力度和提高金融服务渗透度均会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。②当市场结构低于门槛值时，降低交易成本会使农信社给更多潜在客户提供贷款，进而对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而提高金融服务渗透度（即给存量客户发放更多的银行卡）并不能对农信社发展起到实质性作用；当市场结构超越门槛值后，加大金融服务渗透度会使农信社满足更多实体经济的金融需求，进而对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本会使农信社的一部分优质客户被“长尾客户”挤出，进而对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。③当农信社经营效率低于第一个门槛值时，改善信用环境和加大中间业务创新力度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：对于经营效率本身就低的农信社，即使降低交易成本也不能让农信社吸引到更多客户；当经营效率处于第一个门槛值和第二个门槛值之间时，改善信用环境和降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而提高中间业务创新力度和金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅

咒”效应，这与农信社不是完全基于客户实际需求而进行金融产品与服务创新有关；当经营效率超越第二个门槛值后，加大金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本和加大中间业务创新力度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：农信社投入产出的不完全匹配，导致经营效率在超越第二个门槛值后有所下降，此时若继续降低交易成本或加大中间业务创新力度，无形之中会提高农信社经营成本，导致经营效率再次下降，对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。这些结果验证了假说4。

2.以县域经济增长为门槛变量的结果分析。表7结果显示：①当市场潜能低于门槛值时，改善信用环境会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：市场潜能低的县域，客户容量少，即使降低交易成本让客户获得更多的贷款，农信社发展也不会对县域经济增长产生“赐福”效应；而当市场潜能超越门槛值后，加大中间业务创新力度、提高金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。②当人均生产总值低于门槛值时，提高金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应；当人均生产总值超越门槛值后，改善信用环境会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而降低交易成本和提高中间业务创新力度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：降低交易成本不利于农信社筛选出优质客户，加之农信社业务种类单一，即使提高中间业务创新力度，也不能在短期内使农信社发展对县域经济增长起到实质性效果。③当第二第三产业比重低于门槛值时，改善信用环境会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“赐福”效应，而加大中间业务创新力度、提高金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，这与客户容量小、高端服务需求少有关；当第二第三产业比重超越门槛值后，降低交易成本会使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，可能的解释是：降低交易成本会使农信社提高贷款发放率的同时也加剧贷款违约风险，进而使农信社发展对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应。这些结果再次验证了假说4。

表7 农信社发展对县域经济增长影响作用机制的检验结果

变量	门槛变量：农信社发展			门槛变量：县域经济发展		
	发展规模	市场结构	经营效率	市场潜能	人均生产 总值	第二第三产 业比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$LRF \times \Phi^0(\bullet) \times fineco$	3.8581** (1.4510)	3.7371 (6.9826)	6.6309*** (1.7360)	3.3502** (1.3224)	-0.3745 (1.5876)	14.1406** (4.4513)
信用环境 $LRF \times \Phi^1(\bullet) \times fineco$	7.7775*** (1.4751)	1.4734 (1.2318)	4.9841** (1.7754)	0.4921 (3.3914)	6.4698** (2.7964)	-0.3199 (1.3338)
$LRF \times \Phi^2(\bullet) \times fineco$			-4.0192 (2.2270)			
交易成本 $LRF \times \Phi^0(\bullet) \times tranco$	13.7945** (5.1373)	-25.1207* (11.5845)	16.0950*** (4.4049)	16.4416** (4.9869)	6.6096 (4.8352)	-2.9107 (8.5646)

“赐福”抑或“诅咒”：农信社发展对县域经济增长的影响

	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times tranco$	-20.4580*** (6.0649)	11.9998* (5.5006)	-21.6228* (9.6318)	-5.8965 (6.6387)	27.3965*** (7.1325)	15.1668*** (4.1610)
	$LRF \times \Phi^2(\bullet) \times tranco$			13.3363** (5.0942)			
中间	$LRF \times \Phi^0(\bullet) \times fininno$	-11.7077 (30.2212)	305.2115 (363.5935)	57.7560*** (6.2473)	5.1964 (8.8580)	-3.5854 (10.1130)	-308.2058** (99.8554)
业务	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times fininno$	24.6594*** (6.5518)	-0.5639 (10.6246)	-87.3496*** (24.2974)	-38.6046** (15.241)	-547.1268*** (101.2074)	-10.4489 (10.1267)
创新	$LRF \times \Phi^2(\bullet) \times fininno$			-20.0280* (9.1739)			
力度							
金融	$LRF \times \Phi^0(\bullet) \times finser$	-3.7228 (4.1098)	-20.1541*** (3.8285)	2.2988 (4.9539)	6.1185 (3.3864)	5.7909** (1.9813)	-30.3487*** (7.5465)
服务	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times finser$	8.9212* (3.8688)	12.3808*** (2.7757)	-11.8276** (4.4050)	-11.8443** (4.5160)	-6.8173 (4.7186)	5.6221 (3.3439)
渗透							
度	$LRF \times \Phi^1(\bullet) \times finser$			11.5337** (4.6826)			

六、结论与政策建议

历经多年的发展，中国县域处于产业结构调整、经济发展方式转变的新阶段，在当前经济全球化和区域一体化趋势下，提高金融机构服务县域经济增长的质量和效率，既是新常态下推动经济高质量发展的动力所在，也是双循环格局下金融支持实体经济发展的应有之义。那么，作为县域金融市场的主力军，农信社发展是否会对县域经济增长产生显著影响？答案是肯定的。本文采用 FGLS 方法和面板门槛模型，深入分析了农信社发展对县域经济增长的影响和作用机制。研究发现，“非学习效应”

（农信社发展）会对县域经济增长产生显著的“诅咒”效应，而“学习效应”会对县域经济增长产生显著的“赐福”效应。非线性关系检验结果表明，第一，农信社发展与县域经济增长之间是一种非线性关系；第二，金融状态的不同会使农信社发展对县域经济增长产生有条件的金融“诅咒”效应，当农信社发展规模过大、市场份额过高和经营效率较低时，这种“诅咒”效应表现得更明显；第三，经济基础的不同也会使农信社发展对县域经济增长产生的“诅咒”效应存在显著差异，在市场潜能低、人均生产总值高和第二第三产业比重较低的县域，这种“诅咒”效应表现得更明显。作用机制分析发现，在不同的金融状态和经济基础的影响下，改变信用环境、交易成本、中间业务创新力度或金融服务渗透度会使农信社发展对县域经济增长产生不同程度的“赐福”或“诅咒”效应。

基于以上结论，本文政策启示如下：第一，在加快省联社功能转变的基础上，注重农信社自身的存量重组、增量优化以及治理效率的提升，保证其有“韧性”地发展。同时，加强乡村银行家队伍塑造，并把乡村振兴和县域经济增长作为农信社高管考核的重要指标，以此推进农信社“业务下沉”，解决好“洗脚上岸”的难题。另外，要看懂和发现“长尾群体”的内在价值，充分发挥出农信社发展

规模和经营效率对县域经济增长产生的“赐福”效应。第二，有条件地解除监管限制，强化县域金融机构之间的“学习效应”，打破农信社在县域金融市场长期“一支独大”的局面。同时，加快县域金融市场改革进程，增强商业性金融对实体经济的“造血”功能，发挥政策性金融对县域战略性、重点工程的“增血”功能，挖掘新型金融组织对县域经济增长的“补血”功能，以此推进形成具有高度适应性和竞争力的县域金融市场体系。第三，着力解决好农信社发展与县域经济增长之间的适应性问题，避免县域经济进入表面繁荣增长的陷阱之中。同时，加快开发设计适合农业农村特点、符合农业农村需要的金融服务，加强农信社对县域经济的金融赋能。另外，要利用市场化改革方法帮助实体经济“降成本”“去杠杆”“稳增长”，并在推动县域经济从速度增长向高质量发展转变的同时，实现不同县域经济之间的协调发展。第四，加快对市场潜能低、经济发展水平高和第二第三产业比重低的县域的信用体系建设，特别是要重点提高中小微企业和农业经营主体的金融素养，完善对其的正向激励和逆向惩戒机制，以此为县域经济高质量增长塑造诚实守信的契约文化。第五，要加快借助科技手段，在县域建立广覆盖、低成本、高效率的绿色普惠金融服务体系。特别要在经济发展水平较低的县域，提高县域金融机构对“长尾群体”的金融包容度，满足其因经济结构调整和农村三大产业融合所衍生出来的金融需求，以此最大限度地提高县域金融服务所能给经济增长带来的“赐福”效应。

参考文献

- 1.陈刚、尹希果、潘杨，2006：《中国的金融发展、分税制改革与经济增长》，《金融研究》第2期。
- 2.单豪杰，2008：《中国资本存量K的再估算：1952~2006年》，《数量经济技术经济研究》第10期。
- 3.樊纲、王小鲁、马光荣，2011：《中国市场化进程对经济增长的贡献》，《经济研究》第9期。
- 4.黄宪、黄彤彤，2017：《论中国的“金融超发展”》，《金融研究》第2期。
- 5.李健、盘宇章，2017：《金融发展、实体部门与全要素生产率增长——基于中国省级面板数据分析》，《经济科学》第5期。
- 6.刘培森，2018：《金融发展、创新驱动与长期经济增长》，《金融评论》第4期。
- 7.刘勇政、贾俊雪、丁思莹，2019：《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》第7期。
- 8.卢峰、姚洋，2004：《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》，《中国社会科学》第1期。
- 9.田卫民，2017：《金融发展缘何抑制了经济增长——来自中国省际面板数据的经验证据》，《经济问题》第1期。
- 10.王晋斌，2007：《金融控制政策下的金融发展与经济增长》，《经济研究》第10期。
- 11.王修华、赵亚雄，2019：《中国金融包容的增长效应与实现机制》，《数量经济技术经济研究》第1期。
- 12.夏璋煦、刘渝琳，2019：《“赐福”还是“诅咒”：金融与实体经济的非线性发展》，《财经科学》第6期。
- 13.杨友才，2014：《金融发展与经济增长——基于我国金融发展门槛变量的分析》，《金融研究》第2期。
- 14.姚耀军，2012：《金融发展与全要素生产率增长：区域差异重要吗？——来自中国省级面板数据的经验证据》，《当代财经》第3期。
- 15.于斌斌，2015：《产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析》，《中

国工业经济》第12期。

16.张珩、罗剑朝、郝一帆, 2017a: 《农村普惠金融发展水平及影响因素分析——基于陕西省107家农村信用社全机构数据的经验考察》, 《中国农村经济》第1期。

17.张珩、罗剑朝、郝一帆, 2019: 《农村信用社发展制度性困境与深化改革的对策——以陕西省为例》, 《农业经济问题》第5期。

18.张珩、罗剑朝、牛荣, 2017b: 《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》第5期。

19.张雪芳、戴伟, 2019: 《金融发展对经济增长影响的门槛效应研究——基于金融发展规模、效率和结构三维视角的实证检验》, 《当代经济管理》第4期。

20.张亦春、王国强, 2015: 《金融发展与实体经济增长非均衡关系研究——基于双门槛回归实证分析》, 《当代财经》第6期。

21.周黎安, 2018: 《“官场+市场”与中国增长故事》, 《社会》第2期。

22.周立、王子明, 2002: 《中国各地区金融发展与经济增长实证分析: 1978—2000》, 《金融研究》第10期。

23.Arcand, J. L., E. Berkes, and U. Panizza, 2015, “Too much Finance?”, *Journal of Economic Growth*, 20(2): 105-148.

24.Barro, R. J., and J. W. Lee, 1993, “International Comparison of Educational Attainment”, *Journal of Monetary Economics*, (32), 363-394.

25.Bianchi, M., 2010, “Credit constraints, Entrepreneurial Talent, and Economic Development”, *Small Business Economics*, 34(3), 433-448.

26.Cecchetti, S. G., and E. Kharroubi, 2015, “Why does Financial Sector Growth Crowd Out Real Economic Growth?”, BIS Working Papers, No. 490.

27.Greenwood, J., and B. Jovanovic, 1990, “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.

28.Hansen, B. E., 1999, “Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference”, *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.

29.Honohan, P., 2008, “Cross-country Variation in Household Access to Financial Services”, *Journal of Banking & Finance*, 32(11), 2493-2500.

30.Hu, M., J. Zhang, and C. Chao, 2019, “Regional Financial Efficiency and Its Non-linear Effects on Economic Growth in China”, *International Review of Economics & Finance*, 59(2), 193-206.

31.Jordan, S., and A. Morris, 2002, “Does Financial Development ‘Lead’ Economic Growth?”, *International Review of Applied Economics*, 16(2), 153-168.

32.Krugman P., 1991, “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 99(3): 483-499.

33.Law, S. H., and N. Singh, 2014, “Does too much Finance Harm Economic Growth?”, *Journal of Banking and Finance*, 41(4), 36-44.

34.Law, S.H., A. M. Kutan, and N. A. M. Naseem, 2018, “The Role of Institutions in Finance Curse: Evidence from

International Data”, *Journal of Comparative Economics*, 46(1), 174-191.

35. Muhammad, N., A. R. M, Islam, and H. A., Marashdeh, 2016, “Financial Development and Economic Growth: An Empirical Evidence from the GCC Countries Using Static and Dynamic Panel Data”, *Journal of Economics and Finance*, 40(4), 773-791.

36. Salop, and C. Steven, 1979, “Monopolistic Competition with Outside Goods”, *Bell Journal of Economics*, 10(1), 141.

37. Shaxson, N., and J., Christensen, 2013, “*The Finance Curse: How Oversized Financial Sectors Attack Democracy and Corrupt Economies?*”, New York: Commonwealth Publishing.

(作者单位: ¹ 同济大学经济与管理学院;

² 西北农林科技大学经济管理学院;

³ 浙江科技学院经济与管理学院;

⁴ 华东师范大学经济与管理学部)

(责任编辑: 胡 祎)

“Blessing” or “Cursing”: The Impact of the Development of Rural Credit Cooperatives on County Economic Growth

ZHANG Heng LUO Bowen CHENG Mingwang YE Juntao ZHANG Jiaping

Abstract: Based on the data of Shaanxi Province from 2008 to 2016, this article uses the FGLS method and panel threshold model to analyze the impact relationship and action mechanism of the development of rural credit cooperatives (RCCs) on county economic growth and verifies whether the “financial curse” hypothesis holds for RCCs. The results show that the development of RCCs without “learning effect” may produce a significant “cursing” effect on county economic growth, whereas those with “learning effect” may produce a significant “blessing” effect. A nonlinear relationship test shows that, first of all, the development of RCCs has a significant threshold effect on county economic growth. Secondly, the differences in local financial market status impose a precondition on the financial “cursing” effect of RCC development, in the sense that the “cursing” effect would be more obvious when RCCs have a large asset scale, a high market share but low operation efficiency. Thirdly, the differences in local economic basis place another precondition, and the financial “cursing” effect is more obvious in counties with low market potential, high per capita gross domestic product and low proportion of the secondary and tertiary sectors. The action mechanism analysis suggests that in a fixed configuration of financial market status and economic basis, the changes in the credit environment and transaction costs, as well as the intermediary business innovation or financial services penetration in the development process of RCCs can generate different degrees of “blessing” or “cursing” effect on county economic growth.

Keywords: Development of RCC; County Economic Growth; Financial Curse; Threshold Model; Shaanxi Province