

地方政府控股金融机构如何影响企业创新水平

——以城市信用社改制为准自然实验

刘贯春 王琪红 叶永卫 何 枫

摘要: 如何为企业创新营造良好的融资环境是实现创新驱动型经济增长的关键所在。本文将城市信用社改制为城市商业银行视为一项准自然实验, 利用渐进式双重差分方法考察地方政府控股金融机构如何影响企业创新水平。研究发现, 城市信用社改制显著降低了企业专利申请数量, 其核心作用机制在于企业债务期限缩短引致的创新投入不足。异质性分析表明, 对于财政压力大和城市信用社改制力度大的地区以及创新密集型企业, 城市信用社改制对企业创新的抑制效应更强。进一步讨论发现, 企业创新质量在城市信用社改制后亦显著下降。特别地, 全国统一大市场建设有助于缓解地方政府控股金融机构对企业创新的抑制效应。得益于地方政府对基础设施投入力度的加大, 城市信用社改制在整体上提升了企业生产率和总产出。本文认为, 在缓解政企融资竞争关系以促进企业创新的同时, 还需考虑地方政府融资以加大生产性公共支出所带来的经济增长效应, 进而推动经济高质量发展。

关键词: 地方政府控股 城市信用社改制 企业创新 债务期限结构

中图分类号: F832.33; F273.1 **文献标识码:** A

一、引言

面对新一轮科技革命和产业变革加速演进的全球趋势, 2012 年党的十八大报告明确要求把科技创新摆在国家发展全局的核心位置, 并正式提出实施创新驱动发展战略。伴随中国经济步入以高质量发展为特征的新时代, 2022 年党的二十大报告进一步要求加快实施创新驱动发展战略。经过多年建设发展, 中国的全球创新指数排名已由 2012 年的第 34 位提升至 2024 年的第 11 位^①。在此期间, 居于创

[资助项目] 国家社会科学基金重点项目“要素市场化配置改革的现实困境与突破路径研究”(编号: 24AZD014)。

[作者信息] 刘贯春, 中山大学岭南学院、中山大学中观经济学研究院; 王琪红, 中山大学岭南学院; 叶永卫, 上海财经大学财税投资学院; 何枫(通讯作者), 首都经济贸易大学金融学院, 电子邮箱: feng_ac@163.com。

^①资料来源:《中国这十年: 我国成功进入创新型国家行列》, https://www.gov.cn/xinwen/2022-06/07/content_5694355.htm;《世界知识产权组织〈2024 年全球创新指数报告〉显示——中国创新能力稳步提升》, https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202410/content_6978963.htm。

新主体地位的企业发挥了至关重要的作用。2023 年,企业的研发经费占全社会研发经费的比重高达 77.7%^①,企业拥有的有效发明专利占国内有效发明专利总量的比重高达 71.2%^②。但不可忽略的是,中国企业的自主创新能力尤其是高质量创新能力依旧严重滞后于经济发展需要。2024 年国务院《政府工作报告》明确指出,中国的科技创新能力还不强,并要求强化企业科技创新主体地位,激励企业加大创新投入^③。可见,如何充分激励企业加大创新投入,是各级政府部门在新时代加快实施创新驱动发展战略和实现创新驱动的内涵型增长亟待解决的难题。

不同于其他类型投资,企业的创新活动具有高风险和长周期的特征。一方面,创新活动需要反复试错以筛选出可行方案,即便试验成功,成果也需要进一步接受市场考验,因此,创新活动的回报往往存在诸多不确定性。另一方面,对于从事研发创新的企业而言,内嵌于人力资本中的知识构成了企业创新的关键要素(Kerr and Nanda, 2015)。新知识需要长时间积累,一旦人才流失,企业创新的基础资源就会随之消失,这就促使企业必须维持创新投资的长期稳定性。因此,企业创新成功的关键在于确保持续不断的长期资金投入(Mazzucato, 2013)。仅仅依靠企业内部资金难以维系创新项目的正常运行,创新活动受到外部融资市场的制约。创新型企业虽然具有较高比例的无形资产,但这类资产通常难以进行评估并成为抵押品,创新型企业往往面临严重的融资约束。考虑到中国的金融市场以间接融资为主,企业外部融资的主要方式是银行借贷,银行业改革对企业创新的影响不言而喻。

在中国现行的银行体系中,城市商业银行已成为继五大商业银行和十二家全国性股份制商业银行之后的第三梯队。《中国城市商业银行发展报告(2024)》显示,截至 2023 年末,中国城市商业银行总资产规模为 55.20 万亿元,占银行业金融机构的比重为 13.23%,其贷款余额占总资产的比重为 51.84%,全年实现净利润 2930.79 亿元^④。城市商业银行的前身是城市信用合作社(以下简称“城市信用社”)。改革开放之后,伴随城市集体企业和民营经济的迅速发展,城市信用社应运而生,至 1994 年其数量已超过 5000 家^⑤。然而,城市信用社普遍规模较小、经营管理不规范,其在扩张过程中积累了大量风险。因此,国务院决定自 1995 年起,在城市信用社的基础上,由城市企业、居民和地方财政投资入股组建城市商业银行,为地区经济发展特别是城市中小企业的发展提供金融服务。随着城市信用社改制的逐步推进,原本的城市信用社转变为以股份有限公司形式存在的城市商业银行,并引入现代企业“三会一层”的治理结构和组织框架,开启了走向市场化、公司化和商业化发展的进程。同时,在财政改革和金融改革的联动下,地方政府作为城市商业银行的入股方,成为城市商业银行的“实

^①资料来源:《2023 年全国科技经费投入统计公报》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202410/t20241002_1956810.html。

^②资料来源:《中国成为首个国内有效发明专利数量突破 400 万件的国家——知识产权数据映射中国经济活力》, https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202401/content_6926441.htm。

^③资料来源:《政府工作报告》, https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202403/content_6939153.htm。

^④资料来源:《中国银行业协会发布〈城市商业银行发展报告(2024)〉》, <https://www.china-cba.net/Index/show/catid/14/id/44101.html>。

^⑤资料来源:《中国金融年鉴 1995》, 第 593 页。

际控制人”（巴曙松等，2005），城市商业银行也逐渐成为地方政府的“第二财政”（周立，2003）。

城市信用社改制是否以及如何影响企业创新？从理论上讲，由于银行信贷是企业创新活动的主要外部资金来源，城市信用社改制必然会对企业创新产生重要影响。一方面，城市信用社改制可能促进企业创新。城市商业银行在获取本地企业的“软信息”方面具有比较优势，能够较好地缓解信息不对称问题，而且现代化的治理结构更加有利于城市商业银行向企业提供信贷服务。同时，城市商业银行的设立，促进了地区范围内的同业竞争，增加了企业信贷资源的可得性（郭峰和熊瑞祥，2017），有助于企业创新。另一方面，城市信用社改制可能抑制企业创新。首先，地方领导干部为实现政治晋升，往往比较偏好能够快速拉动地区生产总值的房地产项目或基础设施项目。在行政干预下，地方政府控股的城市商业银行可能选择性地信贷资源投向与这些项目相关的领域（钱先航等，2011；Kang et al., 2021），对企业融资产生“挤出”效应并抑制其研发创新。其次，地方政府控股城市商业银行为地方政府财政风险的金融化提供了便利条件，可能加剧城市商业银行的流动性风险（张甜和曹廷求，2022），进而导致城市商业银行收紧面向企业创新投资项目的长期信贷供给（Choudhary and Limodio, 2022）。最后，改制后的城市商业银行背负着原城市信用社沉重的历史包袱，在很长一段时间内存在不良资产率高和资本充足率低的问题，导致企业高风险的创新投资项目难以取得银行授信。可见，城市信用社改制对企业创新的整体影响有待深究。

鉴于此，为考察城市信用社改制对企业创新的综合影响，本文基于分期分批进行的城市信用社改制构建一项准自然实验，将1998—2009年中国工业企业数据库和专利数据库的数据相匹配，借助渐进式双重差分方法进行因果识别。第一，检验城市信用社改制对企业专利申请数量的整体影响。第二，考察城市信用社改制对企业创新的作用机制是否源自债务期限结构调整引致的创新投入不足。第三，分别从地方政府财政压力、城市信用社改制力度以及企业异质性特征等多个维度出发，开展一系列异质性分析。第四，基于专利申请类型以及“销售收入—专利申请”的敏感度框架，考察城市信用社改制对企业专利申请质量的影响。第五，进一步探讨地区基础设施建设和全国统一大市场建设的作用，以及城市信用社改制对企业生产率和总产出的影响。

本文可能的边际贡献包括：第一，评估城市信用社改制的企业创新效应。既有文献侧重于考察城市商业银行设立对经济增长（郭峰和熊瑞祥，2017）、FDI区位选择（吕朝凤和毛霞，2020）、僵尸企业形成（蔡宏波等，2020）、创业（陈勇兵等，2022）、出口（Chen et al., 2020）、债务融资（Kang et al., 2021）等的影响，本文则注重区分城市商业银行设立与城市信用社改制的本质区别，并将研究视角拓展至企业创新。第二，丰富债务期限结构与企业创新关系的相关研究。不同于既有文献基于企业债券融资（江轩宇等，2021）、公共性发展金融（许坤和刘杰，2023）和银行监管处罚（魏建等，2024）等场景论证债务期限结构对企业创新的重要性，本文利用城市信用社改制的准自然实验克服内生性问题，证实债务期限结构与企业创新需求不匹配会抑制企业创新。第三，拓展政企融资竞争与企业创新关系的相关研究。不同于既有文献关注政企融资竞争对企业融资（梁若冰和王群群，2021）、投融资期限错配（刘贯春等，2022）、人力资本升级（李逸飞等，2023）、杠杆率分化（李志生等，

2024)等的影响,本文证实地方政府融资对企业长期融资的挤出效应会导致企业创新投入不足,但得益于基础设施建设等生产性公共支出的经济增长效应,企业生产率和总产出整体有所提升。

二、制度背景

城市信用社是以城市集体企业、个体工商户以及城市居民为服务对象的非银行金融机构。改革开放之后,中国经济建设热情空前高涨,集体经济和个体经济快速发展,城市信用社随之遍地开花。1979年,首家城市信用社在河南省漯河市成立,之后城市信用社数量快速增长,至1988年已激增至3265家(金建栋,1993)。为加强对城市信用社的管理,中国人民银行于1989—1991年第一次对城市信用社进行系统的清理整顿,确保城市信用社满足《城市信用合作社管理规定》,实行独立核算、自主经营、自负盈亏、民主管,办成具有法人地位的独立的经济实体,不得作为银行或其他任何部门的附属机构。此次清理整顿工作取得了较好成效,城市信用社的机构设置、业务经营及人员配备等基本达到了要求。截至1991年末,城市信用社共有3518家,存款和贷款余额为417亿元和303亿元,分别较1988年增加了158%和103%(金建栋,1993)。此后,随着中国经济的高速发展,城市信用社数量急剧增长。《中国金融年鉴1995》显示,截至1994年末,城市信用社已高达5229家,资产规模为3172亿元,存款和贷款规模分别为2354亿元和1324亿元,占全国金融机构存款和贷款规模的6%和3%。

伴随城市信用社的惊人扩张,地区的金融风险也在不断积累,引起了国家的高度重视。为加强对城市信用社的管理、监督和稽核,保证城市信用社的稳定发展和资金安全,1995年3月,中国人民银行发布《关于进一步加强城市信用合作社管理的通知》,严令禁止批准设立新的城市信用社,同时在北京市、天津市、上海市等5个城市开始试点城市信用社改制,即在原城市信用社基础上组建城市合作银行。同年9月,国务院发布《关于组建城市合作银行的通知》,决定在35个大中城市分期分批组建城市合作银行。1996年6月、1997年12月,试点范围分别进一步扩大至其他60个地级市和58个地级市。1998年3月,国务院同意将城市合作银行名称变更为城市商业银行股份有限公司(以下简称“城市商业银行”)。此后,城市信用社改制工作稳步推进。直至2012年4月,浙江省象山县绿叶城市信用社改制为宁波东海银行股份有限公司,城市信用社改制工作才正式宣告结束^①。城市信用社改制是中国进一步深化金融体制改革、完善金融体系建设和促进地区经济发展的重要举措,开启了城市商业银行走向市场化、公司化和商业化发展的进程,并为地方政府控股金融机构提供了契机。

在城市信用社改制之后,地方政府享有“一股独大”的控股地位(巴曙松等,2005)。根据《城市信用合作社管理规定》《城市信用合作社管理办法》《城市合作银行管理规定》,城市信用社改制使得其企业属性由集体企业转变成股份有限公司。一方面,由股东大会、董事会、监事会和管理层组成的现代企业治理结构和组织框架取代了原有的社员大会、理事会、监事会和管理层。另一方面,不同于城市信用社由地方企业、个体工商户、城市居民共同出资设立,城市商业银行还吸收了地方财政

^①篇幅所限,城市信用社改制的时序演进见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的图A1。

资金。《城市合作银行管理规定》指出,地方政府为最大股东,持有最高不超过银行股本总额 30% 的股本。此时,地方政府成为城市商业银行的实际控制人,可以直接干预城市商业银行的经营管理决策以及人事任免。尽管后续股权结构不断发生变化,但是地方政府仍能直接或间接地对城市商业银行施加较大影响。特别地,祝继高等(2012)的抽样调查数据显示,2004—2009 年,平均有 37.8% 的城市商业银行以地方政府为第一大股东,44.6% 的城市商业银行以国有企业为第一大股东。纪志宏等(2014)也发现,截至 2009 年底,在 123 家城市商业银行中,由地方政府直接或间接控股的比例高达 80%。

随着城市信用社陆续退出历史舞台,城市商业银行的总资产规模逐年扩大,并成为银行业金融机构的重要组成部分以及地方性金融机构的关键一员。尽管城市商业银行的市场份额有限,但却是地方政府最重要的金融资源之一(欧明刚,2010),承担着为地方政府基础设施建设提供资金的重要任务(巴曙松等,2005)。国务院发展研究中心金融研究所《中国城市商业银行研究》课题组(2005)的抽样调查显示,各地城市商业银行都为地方政府预留了很大份额的授信额度,用于支持地方基础设施建设,其提供给国有企业、地方政府的贷款分别占总贷款的 17% 和 6.7%。欧明刚(2010)通过调查推算,在城市商业银行的全部贷款中,地方政府直接干预的用于地方市政建设和地方重点项目的贷款占比为 16%~25%,部分城市商业银行甚至高于 25%。此外,需要说明的是,本文考察的城市信用社改制并不完全等同于城市商业银行设立^①。城市商业银行设立和城市信用社改制可以视为一枚硬币的两面。其中,前者的主体是城市商业银行,侧重于城市商业银行作为银行金融机构的“从无到有”的设立过程,对应着银行部门机构的数量扩张;后者的主体是城市信用社,强调的是城市信用社由合作制性质的金融机构转变为股份有限公司性质的金融机构,对应着制度环境的重大变革。相较于其他组建方式,由城市信用社改制而来的城市商业银行将众多城市信用社归并为统一的法人机构,既延续了城市信用社的原有业务,保持了经营活动的相对独立性,又引入了现代化企业的治理机制和组织结构。

三、理论分析与研究假说

企业的研发创新活动难以仅依靠内部资金维系,而是需要外部资金的大力支持,尤其是依赖于外部大规模资金的稳定持续投入(Mazzucato, 2013)。特别地,在中国银行主导型金融体系下,银行信贷成为企业创新的主要外部资金来源(蔡庆丰等,2020)。从理论上讲,城市信用社改制有促进企业创新的可能性,如现代化“三会一层”的治理结构和组织框架的引入可以提升城市商业银行经营管理效率,地方财政资金的注入可以提升城市商业银行的资本充足率,增加企业信贷资源的可得性(郭峰和熊瑞祥,2017),进而促进企业创新。但不可忽略的是,城市信用社改制赋予地方政府“一股独大”的控股地位,为地方政府干预城市商业银行的信贷资源配置提供了极大便利,使得地方财政风险向金融风险传导(巴曙松等,2005),进而压缩企业融资空间,抑制企业创新。事实上,城市商业银行一

^①在本文收集整理的 190 个城市商业银行(含成立后被兼并的城市商业银行)样本中,大约 16% 的城市商业银行是新设立或通过除城市信用社改制之外的其他特殊合并方式组建的。

度作为地方政府的准财政部门而存在，难以摆脱城市信用社的历史包袱^①。鉴于此，本文认为城市信用社改制对企业创新的影响会以抑制效应为主，并从信贷资源配置视角进行理论剖析。

首先，地方政府因城市信用社改制而“一股独大”，这意味着地方政府对城市商业银行的经营管理决策和人事任命罢免享有直接且决定性的控制权^②，为其干预城市商业银行的信贷资源配置创造了有利条件。自1994年分税制改革之后，地方政府因财权上移和事权加重普遍深陷财政困境。加之以地区生产总值增长为导向的“晋升锦标赛”愈演愈烈（周黎安，2007），由此形成地方政府攫取金融资源的强烈动机。同时，受限于1995年《中华人民共和国预算法》以及当时发展滞后的金融市场，无法发行市政债券的地方政府基本上只能借助银行贷款弥补财政缺口（欧明刚，2010）。伴随国有银行垂直化管理改革的推进，地方政府逐渐丧失对辖区内国有商业银行分支机构的控制力，更是激发了地方政府寻求其他替代性银行资源来维持和扩大地方经济建设投资的愿望。此时，出于经济建设需求和政治晋升动机，地方政府很可能利用自身控股条件，引导甚至干预城市商业银行将更多信贷资源投放于短期内能够迅速拉动经济增长的经济建设项目（如房地产项目和基础设施投资项目等），从而引致激烈的政企融资竞争关系，导致包括企业创新项目在内的融资被大规模挤出。

其次，城市信用社改制带来的股权结构变化，使得城市商业银行的公司治理成为地方政府处于强势地位的多方博弈（欧明刚，2010）。不同于城市信用社以利润最大化为经营目标，城市商业银行可能优先考虑政府目标或官员政绩，导致企业创新融资需求难以得到满足。城市商业银行已成为地方政府的“第二财政”（周立，2003），并将相当一部分信贷资源用于支持地方基础设施建设（巴曙松等，2005；钱先航等，2011），集中投放于建筑行业 and 房地产行业（钱先航等，2011），导致原本应借贷给其他实体企业的信贷资源被挤出。基础设施项目往往是分批建设的，资金需求量大且覆盖周期较长，因此，企业被挤出的更可能是长期银行信贷，这将导致其创新活动的长期资金需求无法得到有效满足。诸多研究表明，在地方财政和政治晋升的双重压力下，地方政府引导城市商业银行将更多中长期贷款用以支持地方经济发展（钱先航等，2011；张甜和曹廷求，2022）。

最后，在地方财政压力和官员晋升激励的双重作用下，城市信用社改制赋予地方政府对城市商业银行的控股权，实际上为地方政府财政风险的金融化提供了契机（张甜和曹廷求，2022）。大量效率低下和还款能力不足政府关联企业、政绩工程和低水平重复建设项目依旧能够获得城市商业银行的

^①2004年原银监会发布的《城市商业银行监管与发展纲要》明确指出，城市商业银行整体仍面临着十分突出的经营风险和相关问题，资本充足率普遍偏低，贷款损失准备严重不足，处于高风险状态的城市商业银行比例达到10%，仍未摆脱历史包袱的城市商业银行占20%。此外，根据《中国商业银行竞争力报告（2010）》，2004年底，城市商业银行平均资本充足率为-3.15%，平均信贷不良率高达14.00%；直到2008年底，城市商业银行才全部达到监管当局提出的资本充足率不低于8%的要求，平均资本充足率上升至12.58%，平均信贷不良率下降至2.51%。

^②经过1989—1991年的清理整顿，政府部门、国有企业等在城市信用社的入股资金大多被清退，相关人员在城市信用社的兼职基本退出。大部分城市信用社与地方政府等组建部门脱离了隶属关系，归口中国人民银行领导（金建栋，1993）。由此可见，在城市信用社改制之前，地方政府难以对城市信用社进行直接控制，其行政干预面临着日趋严格的监管束缚。

信贷支持,导致城市商业银行的经营风险(纪志宏等,2014;张甜和曹廷求,2022)和不良贷款率(钱先航等,2011;祝继高等,2012)难以降低。为维持对地方政府及其相关主体的信贷供给以及避免相关主体破产清算,承接地方财政风险的城市商业银行在面对周期长且风险高的企业创新融资时更可能采取慎贷的经营策略。从流动性风险来看,在地方政府的引导和干预下,大量信贷资金尤其是低流动性的长期信贷资金投向地方经济建设项目,将进一步增加城市商业银行的流动性供给压力,从而降低其支持企业创新融资的意愿。从信贷风险来看,企业创新风险较高,且与创新相关的无形资产抵押品价值偏低(徐飞,2019),吸纳地方财政风险、深陷不良资产困境的城市商业银行将更加缺乏支持企业创新融资的动机。

综上所述,在城市信用社改制之后,在严峻的地方财政和政治晋升压力下,地方政府具有强烈动机干预城市商业银行的信贷资源配置,而其“一股独大”的控股地位为此提供了便利条件。地方政府融资变得容易,企业创新融资被挤出。同时,地方财政风险向城市商业银行转移,导致城市商业银行面临的流动性风险升高,降低城市商业银行新增贷款的风险偏好,企业创新融资项目因周期长和风险高更难获得城市商业银行支持。此时,企业将难以稳定、持续地维系创新投入,最终创新投入不足将导致企业创新减少。综上所述,本文提出如下待检验的核心研究假说。

H1: 城市信用社改制会抑制企业创新。

结合上述分析可知,城市信用社改制阻碍企业创新的核心逻辑在于地方政府对城市商业银行信贷资源配置的行政干预,使得企业债务期限缩短,最终导致企业创新投入不足。诸多文献指出,财政压力是地方政府干预城市商业银行信贷资源配置的重要推手(钱先航等,2011;祝继高等,2012;张甜和曹廷求,2022)。地方政府面临的财政压力越大,越有可能干预城市商业银行信贷资源配置,企业能够获取的银行信贷尤其是长期信贷越可能被挤占,企业研发创新活动受到的抑制作用越强。按照“一城一行”规则建立的城市商业银行属于一级法人单位。城市信用社的独立法人地位在改制后被取消,城市信用社继而转变为受城市商业银行总部统一领导和管理的分支机构。由此可见,在城市信用社改制力度越大的地区,城市商业银行掌握的信贷资源越多,地方政府对城市商业银行信贷资源配置的行政干预动机越强,城市信用社改制对企业创新的抑制作用越凸显。企业的创新活动不仅风险高而且回收周期长,迫切需要银行信贷的长期支持。对于创新密集型企业而言,其对城市商业银行长期信贷资源的依赖程度更高。然而,出于风险管控的考虑,城市商业银行通常不愿意向缺乏足够抵押物的这类企业提供信贷(Campello and Larrain, 2016),城市信用社改制的创新抑制作用也随之更为凸显。综上所述,本文提出如下待检验的研究假说。

H2: 对于财政压力大、改制力度大的地区以及创新密集型企业,城市信用社改制对企业创新的抑制效应更强。

四、研究设计

(一) 数据来源

本文所使用的企业层面数据来源于中国微观经济数据查询系统提供的1998—2009年的工业企业

数据库和专利数据库^①。在数据预处理方面：首先，本文剔除了工业企业数据库中重要指标缺失以及不符合会计准则、不符合规模以上要求的样本，还剔除了非制造业企业。其次，对上述两个数据库进行匹配并仅保留完全匹配的样本。再次，基于各城市商业银行官方网站以及其他网络信息，手动收集城市信用社改制的具体时间点，并依据企业所处城市，将其与上述数据进行匹配。最后，为避免数据异常值对估计结果可能造成的偏差，对全部连续变量进行前后各 1% 水平的缩尾处理。城市层面数据主要来源于 1999—2010 年《中国城市统计年鉴》。本文最终得到 103524 个样本观测值，其中包含 41544 家企业。

（二）指标选取

1. 被解释变量：企业创新水平。本文采用专利申请总数量（包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利）来衡量企业创新水平。该指标刻画了企业创新产出，相较于全要素生产率指标更契合市场化程度还不够高的中国情形，而且在数据可得性和准确性方面比研发投入指标更具优势，同时比专利授权指标更贴近技术前沿（寇宗来和刘学悦，2020）。

2. 核心解释变量：城市信用社改制。在城市发生城市信用社改制的当年和以后年份，将城市信用社改制变量赋值为 1，否则赋值为 0。特别地，考虑到制度实施需要一定时间才能见效，本文借鉴郭峰和熊瑞祥（2017）、陈勇兵等（2022）的处理办法，当城市信用社改制时间发生在 1—6 月时，将城市信用社改制时点认定为当年，否则认定为下一年。

3. 控制变量。本文参考徐飞（2019）的思路，选取的企业层面控制变量包括企业规模、企业年龄、资产收益率、杠杆率和资本劳动比；选取的城市层面控制变量包括人均地区生产总值、第二产业占比、外商直接投资和平均工资。

表 1 报告了主要变量的定义及描述性统计结果。

表 1 主要变量的定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义或赋值	观测值	均值	标准差	中位数
企业创新水平	企业当年专利申请总数量（个）	103524	3.4342	7.3662	1.0000
城市信用社改制	城市发生城市信用社改制的当年及以后年份赋值为 1，否则赋值为 0	103524	0.9712	0.1673	1.0000
企业规模	企业总资产（亿元）	103524	3.0101	8.7405	0.5776
企业年龄	企业成立年限（年）	103524	12.4182	12.9195	8.0000
资产收益率	企业利润总额与总资产规模之比	103524	0.0674	0.1119	0.0388
杠杆率	企业总负债与总资产规模之比	103524	0.5652	0.2389	0.5736
资本劳动比	企业固定资产总额与员工人数之比（万元/人）	103524	11.9840	16.4345	6.4416
人均地区生产总值	地区生产总值与年末总人口之比（万元/人）	103524	6.0656	6.3350	4.0821
第二产业占比	第二产业增加值与地区生产总值之比	103524	0.5026	0.0811	0.5084

^① 鉴于城市信用社改制工作在 2012 年上半年已完成，且中国工业企业数据库 2010 年指标存在大量缺失，为保障数据连续性和可靠性，并避免时间窗口过长引致混淆效应，本文最终将样本期间确定为 1998—2009 年。

表 1 (续)

外商直接投资	外商实际投资额与地区生产总值之比	103524	0.0503	0.0332	0.0477
平均工资	城市在岗职工平均工资 (万元)	103524	2.8609	1.2791	2.8010

注：在后文回归中，企业创新水平加 1 后取对数，企业年龄加 1 后取对数，企业规模、资本劳动比、人均地区生产总值、平均工资均取对数。

(三) 计量模型

为考察城市信用社改制对企业创新的影响，本文结合城市信用社改制分期试点和逐步推广的特征，在将其视为一项准自然实验的基础上，参考郭峰和熊瑞祥（2017）、Kang et al.（2021）的思路，构建如下渐进式双重差分模型：

$$Patent_{ict} = \alpha + \beta Cbank_{ct} + \gamma X_{it} + \delta Z_{ct} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

(1) 式中：下标 i 、 c 、 t 依次代表企业、城市和年份；被解释变量 $Patent_{ict}$ 为企业创新水平；核心解释变量 $Cbank_{ct}$ 为城市信用社改制； X 为企业层面的控制变量； Z 为城市层面的控制变量； μ_i 和 τ_t 分别表示企业固定效应和时间固定效应； ε_{ict} 为随机误差项； α 为常数项； β 、 γ 、 δ 均为待估计参数。基于假说 H1，本文有如下基本预期： β 显著为负，这意味着城市信用社改制会抑制企业创新。进一步地，结合假说 H2，本文预期 β 的显著性和绝对值大小与地区特征和企业特征密切相关，即城市信用社改制的创新抑制效应具有非对称特征。

五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了城市信用社改制影响企业创新水平的基准回归结果。其中，除企业固定效应和时间固定效应外，表 2 (1) 列仅纳入了核心解释变量和企业层面控制变量，表 2 (2) 列进一步纳入了城市层面控制变量。可以发现，城市信用社改制的估计系数均为负值，且在 5% 的统计水平上显著。以表 2 (2) 列回归结果为例，城市信用社改制的估计系数为 -0.0748，这意味着城市信用社改制导致企业创新水平平均下降 7.48%，假说 H1 得到验证。

表 2 城市信用社改制影响企业创新水平的基准回归结果

变量	被解释变量：企业创新水平			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
城市信用社改制	-0.0759**	0.0346	-0.0748**	0.0346
企业规模	0.1968***	0.0109	0.1975***	0.0109
企业年龄	-0.1600***	0.0121	-0.1606***	0.0121
资产收益率	0.2793***	0.0486	0.2848***	0.0487
杠杆率	-0.0625**	0.0274	-0.0634**	0.0274
资本劳动比	-0.0274***	0.0069	-0.0271***	0.0069

表2 (续)

人均地区生产总值			0.0133	0.0374
第二产业占比			-0.3691**	0.1718
外商直接投资			0.1964	0.2326
平均工资			0.1044	0.0642
常数项	1.7066***	0.0498	1.8703***	0.0998
企业与时间固定效应		已控制		已控制
观测值		103524		103524
调整后的R ²		0.0144		0.0145

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，以下各表同。

(二) 平行趋势检验

考虑到使用双重差分方法的重要前提是实验组和对照组需要满足平行趋势假设。本文参照 Beck et al. (2010)、陈肖雄等 (2025) 的做法，利用事件研究法对平行趋势假设进行检验，同时分析城市信用社改制对企业创新水平的动态影响。具体地，构建如下计量模型：

$$Patent_{ict} = \alpha + \beta_1 D_{ct}^{-3} + \beta_2 D_{ct}^{-2} + \dots + \beta_6 D_{ct}^{+3} + \gamma X_{it} + \delta Z_{ct} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

(2) 式中： D_{ct}^k (k 表示改制前后相对时间， k 的取值为-3、-2、-1、1、2、3) 为虚拟变量，用于表征城市信用社改制事件，其他变量含义与 (1) 式一致。记城市 c 发生城市信用社改制的具体年份为 s_c ，那么， D_{ct}^k 的取值规则为：当 $t - s_c \leq -3$ 时， $D_{ct}^{-3} = 1$ ，否则 $D_{ct}^{-3} = 0$ ；当 $t - s_c = k$ 时， $D_{ct}^k = 1$ ，否则 $D_{ct}^k = 0$ ；当 $t - s_c \geq 3$ 时， $D_{ct}^{+3} = 1$ ，否则 $D_{ct}^{+3} = 0$ 。本文重点关注 $\beta_1 \sim \beta_6$ 的系数大小和显著性，其刻画了城市信用社改制前后企业创新水平的相对变化。

图1和图2分别展示了城市信用社改制影响企业创新水平的平行趋势检验结果和修正后的平行趋势检验结果。

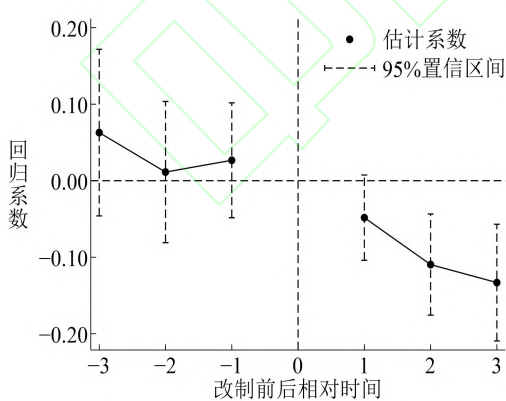


图1 平行趋势检验结果

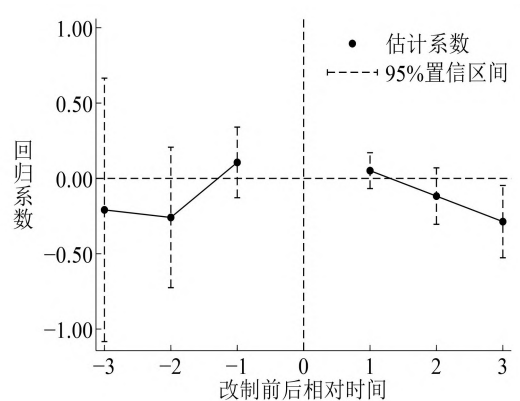


图2 修正后的平行趋势检验结果

考虑到渐进式双重差分模型存在异质性处理效应这个潜在问题，传统的双向固定效应模型可能存在估计偏误。本文进一步利用 De Chaisemartin and D'Haultfœuille (2022) 提出的包含异质性处理效应的稳健估计量进行动态效应再估计。从图1和图2可以看出，城市信用社改制之前的时期所对应的 $\beta_1 \sim$

β_3 均不显著,表明本文所使用的渐进式双重差分方法通过了平行趋势检验。

(三) 稳健性检验

1.排除城市信用社改制非随机分布的影响^①。本文借鉴 Beck et al. (2010) 的做法,基于 Weibull 风险模型进行政策外生性检验。特别地,由于城市层面的城市信用社改制政策不太可能受到企业层面因素的影响,本文在城市层面展开检验。其中,被解释变量为城市信用社改制,解释变量包括城市创新(城市专利授权和城市商标注册)、城市创业、人均地区生产总值、第二产业占比、外商直接投资、平均工资。结果表明,城市专利授权和城市商标注册的估计系数均不显著,城市创业、人均地区生产总值、第二产业占比的估计系数均显著,这说明城市创新不是城市信用社改制的选择因素,证实了该政策的外生性。进一步地,本文在基准回归中引入城市信用社改制的事前(1994年)选择变量(城市创业、人均地区生产总值、第二产业占比)与时间固定效应的交互项。结果显示,城市信用社改制的估计系数仍然显著为负,说明本文研究结论基本不受城市信用社改制非随机分布的影响。

2.排除其他同时期政策的影响。首先,2003年6月,国务院印发了《深化农村信用社改革试点方案》,明确提出改革农村信用社管理体制,将农村信用社的管理交由地方政府负责。为消除农村信用社改制的潜在影响,本文做了如下工作:第一,鉴于农村信用社改制集中发生于2003年之后,本文利用1998—2002年子样本进行再估计。表3(1)列结果显示,城市信用社改制的估计系数依旧显著为负。第二,考虑到农村信用社的主要服务对象为农民和农业,本文依据《国民经济行业分类》国家标准(GB/T4754—2002)将全样本划分为农业相关组别(两分位行业代码小于23)和非农业相关组别(两分位行业代码大于等于23),分组进行回归分析。表3(2)列和(3)列结果表明,城市信用社改制的估计系数仅在非农业相关组别中显著为负。可见,城市信用社改制对企业创新的抑制效应集中于非农业相关企业,一定程度上可以排除农村信用社改制的干扰。

其次,2003年10月,《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》要求在加强监管和保持资本金充足的前提下,稳步发展各种所有制金融企业。为控制该政策可能引致的混淆效应,考虑到银行资本金管制更多作用于非国有银行以及银行密度高的地区,本文控制了“地区银行密度×银行资本金改革”和“非国有银行占比×银行资本金改革”两个交互项变量。表3(4)列结果显示,城市信用社改制的估计系数显著为负,由此排除了银行资本金管制政策冲击的潜在影响。

再次,1999年9月,《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》提出,到2010年,国有企业改革和发展的目标是基本完成战略性调整和改组,形成比较合理的国有经济布局 and 结构,建立比较完善的现代企业制度。在此背景下,国有企业改革措施密集出台。为排除其影响,本文依据企业实际控制人识别国有企业和非国有企业,仅将不受改革影响的非国有企业纳入基准回归模型中。表3(5)列结果显示,城市信用社改制的估计系数显著为负,由此排除了国有企业改革的潜在影响。

最后,2004年1月,劳动和社会保障部出台《最低工资规定》,将职工个人缴纳的社会保险费和住房公积金列为月最低工资标准确定和调整的考虑因素。为排除该规定的影响,考虑到劳动密集型行

^①篇幅所限,具体实证结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的表A1。

业大量使用劳动力，更可能受到该政策冲击，本文依据马双和赖漫桐（2020）的做法，构建劳动密集强度变量。在基准回归模型的基础上，将“劳动密集强度×最低工资政策”的交互项变量纳入基准回归模型中，表3（6）列结果显示，城市信用社改制的估计系数显著为负，研究结论保持稳健。

表3 排除其他同时期政策影响的回归结果

变量	被解释变量：企业创新水平					
	农村信用社改制			银行资本金	国有企业	最低工资
	1998—2002 年	农业	非农业	改革	改革	规定
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市信用社改制	-0.1263** (0.0550)	0.0428 (0.1102)	-0.0908** (0.0360)	-0.0759** (0.0347)	-0.0845** (0.0371)	-0.0739** (0.0346)
地区银行密度×银行资本金改革				-0.0019 (0.0123)		
非国有银行占比×银行资本金改革				-0.1118 (0.1042)		
劳动密集强度×最低工资政策						-0.2420*** (0.0308)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
企业与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	18869	12818	90706	103524	83396	103524
调整后的 R ²	0.0521	0.0551	0.0129	0.0146	0.0188	0.0160

注：①括号内为标准误，控制变量包括企业规模、企业年龄、资产收益率、杠杆率、资本劳动比、人均地区生产总值、第二产业占比、外商直接投资、平均工资，以下各表同。②（4）列将地区银行密度与非国有银行占比作为控制变量，第（6）列将劳动密集强度作为控制变量。③“地区银行密度”为城市事前（2003 年）所有银行分支机构数量除以地区总人口；“非国有银行占比”为城市事前（2003 年）非国有银行分支机构数量除以所有银行分支机构数量；“银行资本金改革”在 2004 年及以后赋值为 1，否则为 0；若企业属于劳动密集型行业，“劳动密集强度”赋值为 1，否则为 0；“最低工资政策”在 2004 年及以后赋值为 1，否则为 0。

3.其他稳健性检验^①。首先，替换企业创新水平的衡量指标。本文使用企业人均专利申请数量加 1 的对数值构造指标“企业创新 I”；并根据企业是否申请专利构造指标“企业创新 II”，当企业专利申请数为正时，“企业创新 II”赋值为 1，否则赋值为 0；考虑到 Cohn et al.（2022）对专利加 1 取对数进行线性回归做法的担忧，进一步以专利申请数量构建指标“企业创新 III”，利用面板负二项回归方法进行参数估计。回归结果显示，核心解释变量的估计系数仍显著为负，研究结论保持稳健。

其次，考虑其他部门变化的可能冲击。考虑到除城市商业银行以外的其他金融部门以及房地产部门变化可能带来的创新效应，本文构造国有银行部门变量、股份制银行部门变量和房地产部门变量，并将其作为新增控制变量纳入基准回归模型。回归结果显示，城市信用社改制的估计系数依旧显著为

^①篇幅所限，具体实证结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的表 A2 和 A3。

负，与基准回归结果保持一致。

再次，纳入交互固定效应和调整样本。参考师磊和彭子晨（2024）的做法，本文在基准回归模型的基础上，新增了省份一时间固定效应和行业一时间固定效应。同时，本文还多次尝试调整样本：为避免部分行业样本过少，剔除观测值少于 2000 个的行业；为避免部分行业创新强度过低，剔除被解释变量均值低于 0.8 的行业；为排除 2008 年全球金融危机的干扰，剔除 2008 年及之后的观测值；考虑到城市信用社改制工作结束于 2012 年上半年，而中国工业企业数据库 2010 年的指标大量缺失，为增强研究可靠性和代表性，将 2011 年数据纳入样本范围；为排除早期城市信用社改制的影响，剔除早期（1995—1996 年）改制城市对应的观测值。此外，考虑到实验组样本占全部样本的比重偏高，可能存在因实验组和对照组样本分布不均匀导致的样本自选择问题，本文进一步参照白俊红等（2022）的思路，基于卡尺内最近邻匹配方法（一对一，卡尺范围为 0.01）进行倾向得分匹配（PSM），逐年为对照组企业选取最佳实验组企业。在此基础上，采取频数加权回归的方式重新构造样本^①。根据上述调整后的模型设定和样本重新回归，结果显示，城市信用社改制的估计系数均显著为负，基准回归结果稳健。

最后，进行安慰剂测试^②。本文逐一为各实验组城市随机抽取一个年份，并将其设定为虚假的城市信用社改制时间，从而构造虚假城市信用社改制变量进行重新回归。理论上讲，由于虚假城市信用社改制是随机生成的，若不存在遗漏变量问题，其估计系数应与 0 无显著差异。为避免小概率事件，本文重复上述数据生成过程 1000 次。结果表明，虚假城市信用社改制的估计系数集中分布在 0 附近，并且真实估计系数（-0.0748，见表 2）明显位于核密度函数之外。由此可见，城市信用社改制的创新抑制效应并非由其他未控制因素导致，基准回归模型不存在严重的遗漏变量问题。

（四）作用机制检验

1. 债务期限结构。本文构造了多个衡量企业债务期限结构的细分指标：第一，长期负债 I，采用长期负债除以总资产来表示；第二，长期负债 II，采用长期负债除以企业短期负债和长期负债之和来表示；第三，长期负债 III，当长期负债为正值时，取值为 1，否则为 0；第四，长期负债 IV，采用长期负债加 1 后取自然对数来表示；第五，短期负债 I，采用短期负债除以总资产来表示；第六，短期负债 II，采用短期负债加 1 后取自然对数来表示。将上述指标作为被解释变量、城市信用社改制作为核心解释变量的回归结果见表 4（1）～（6）列。其中，城市信用社改制的估计系数在（1）～（4）列显著为负，在（5）列和（6）列显著为正。结果表明，在城市信用社改制后，企业债务期限显著缩短，具体表现为企业长期负债的规模、获取概率和比例显著降低，以及企业短期负债的规模显著提高。

2. 总负债、融资成本与创新投入。本文进一步考察城市信用社改制对企业总负债和融资成本的影响，分别使用企业总负债的自然对数以及企业利息支出与总负债的比值来衡量。表 4（7）列和（8）列的回归结果显示，城市信用社改制显著提升了企业总负债规模，并降低了企业融资成本，这与郭峰和熊瑞祥（2017）的结论一致。结合前文结果可知，尽管企业信贷可得性增加且融资成本降低，但城

^①篇幅所限，匹配前后的平衡性检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的表 A4 和 A5。

^②篇幅所限，虚假城市信用社改制的估计系数及相应 p 值见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的图 A2。

市信用社改制对企业创新整体上存在抑制作用。究其原因：企业创新需要长期信贷资金支持，若主要依靠短期信贷资金，将面临很高的再融资风险，创新项目将趋于失败（Rong et al., 2023），这强化了债务期限缩短的核心作用机制。换言之，城市信用社改制形成的地方政府控股便利条件，使得地方政府融资挤出了企业长期融资，这与既有研究发现相吻合（钱先航等，2011；张甜和曹廷求，2022）。同时，城市商业银行的信贷资源配置空间有限，随着地方政府大量吸纳长期信贷资金以及地方财政风险的不断转移，为维持对地方经济建设项目的长期信贷供给和避免自身破产清算，城市商业银行在压缩企业长期信贷空间的同时，会扩大能增加收益、风险低且流动性高的企业短期贷款供给。

本文进一步考察城市信用社改制对企业创新投入的影响。特别地，中国工业企业数据库在绝大部分年份未披露企业研究开发费数据，导致本文难以基于研发支出来刻画企业创新投入。同时，根据鞠晓生等（2013）的研究，企业研发支出并不等于实际的创新投资，企业研发支出仅覆盖了部分创新投入，而未能将人力资本开发和新技术的引进、消化、吸收等涵盖在内。相反，无形资产包括专利权、非专利技术、商标和版权等，其增量与企业创新投资紧密相关，能更全面地反映企业创新投入变化。据此，结合数据可得性和准确性考虑^①，本文构造无形资产 I 指标和无形资产 II 指标来刻画企业创新投入。其中，前者采用无形资产加 1 取自然对数后的一阶差分来表示；后者使用人均无形资产加 1 取自然对数后的一阶差分来表示。将上述企业创新投入指标作为被解释变量，以城市信用社改制作为核心解释变量的回归结果见表 4（9）列和（10）列。不难发现，城市信用社改制的估计系数均显著为负，这说明城市信用社改制显著降低了企业创新投入。由此可见，地方政府控股城市商业银行挤占了实体企业的长期信贷，导致研发创新活动的资金需求无法得到满足，最终导致企业创新水平大幅降低。

表 4 城市信用社改制影响企业创新水平的作用机制检验结果

变量	长期负债 I (1)	长期负债 II (2)	长期负债 III (3)	长期负债 IV (4)	短期负债 I (5)	短期负债 II (6)
城市信用社改制	-0.5968* (0.3221)	-1.0230* (0.5781)	-0.0413*** (0.0138)	-0.3369*** (0.1237)	0.7707* (0.4160)	0.0414** (0.0196)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
企业与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	103524	102974	103524	103280	103524	103499
调整后的 R ²	0.0545	0.0209	0.1888	0.0710	0.6708	0.5965
变量	总负债 (7)	融资成本 (8)	无形资产 I (9)	无形资产 II (10)		
城市信用社改制	0.0158** (0.0066)	-0.0018** (0.0009)	-0.5158** (0.2612)	-0.1875* (0.0966)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制		
企业与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制		

^①中国工业企业数据库提供了 1998—2007 年的企业无形资产数据。

表 4 (续)

观测值	103446	103457	32065	32067
调整后的 R ²	0.9123	0.0460	0.5196	0.4028

注：为更清楚直观地显示回归结果，（1）列、（2）列和（5）列的被解释变量在数值上均乘以 100。

六、异质性分析与进一步讨论

（一）异质性分析

1. 基于地区财政压力的异质性分析。结合前文理论分析可知，城市信用社改制抑制企业创新的核心逻辑在于地方政府控股城市商业银行对企业长期融资产生“挤出”效应。张甜和曹廷求（2022）指出，地方政府因愈演愈烈的收不抵支的财政状况，选择依靠城市商业银行信贷填补资金缺口。鉴于此，本文构造了两组基于地方财政压力的分组检验，以探究地方政府财政压力如何影响城市信用社改制的创新抑制效应。一是采用财政预算支出与收入的差值除以地区生产总值作为地方财政赤字的度量指标，计算地方财政赤字增长率，并逐年按照样本五分位数将全样本划分为低财政压力组（前 40%）和高财政压力组（后 40%），财政压力分组 I 的回归结果见表 5（1）列和（2）列。二是依据地方财政赤字增长率是否为正将全样本划分为高财政压力组和低财政压力组，财政压力分组 II 的回归结果见表 5（3）列和（4）列。不难发现，无论采用何种分组指标，城市信用社改制在高财政压力组的估计系数均显著为负，而在低财政压力组的估计系数均不显著。由此可见，地区财政压力越大，地方政府控股城市商业银行越可能挤占企业长期信贷资源，从而对企业创新的抑制作用越强。

表 5 异质性分析一：基于地区财政压力的分组回归结果

变量	被解释变量：企业创新水平			
	财政压力分组 I		财政压力分组 II	
	高 (1)	低 (2)	高 (3)	低 (4)
城市信用社改制	-0.2042*** (0.0568)	0.0117 (0.0735)	-0.1117** (0.0512)	0.0258 (0.0625)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
企业与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	43306	44496	50573	52862
调整后的 R ²	0.0188	0.0181	0.0177	0.0162
组间系数差异检验（经验 p 值）	0.2159*** (0.0000)		0.1375* (0.0800)	

2. 基于城市信用社改制力度的异质性分析。在城市信用社改制完成之后，其原有网点通常成为城市商业银行的分支机构。因此，城市商业银行的分支机构数量能够在一定程度上衡量城市信用社的改制力度。基于上述逻辑，本文利用城市商业银行占比和城市商业银行密度两个细分指标对各地区的城市信用社改制力度进行测量，并对城市信用社改制的创新抑制效应进行分组检验。其中，城市商业银行占比的度量方式为城市商业银行分支机构数量除以所有商业银行分支机构数量，城市商业银行密度

的度量方式为每万人拥有的城市商业银行分支机构数量。随后,依据城市商业银行占比和城市商业银行密度的样本五分位数,将全样本划分为城市信用社改制力度小(前40%)和城市信用社改制力度大(后40%)两组,分组回归结果见表6。可以发现,城市信用社改制在城市信用社改制力度大组的估计系数均显著为负,在城市信用社改制力度小组的估计系数均不显著。这说明,在城市信用社改制力度越大的地区,地方政府控股城市商业银行对企业创新的抑制作用越强。

表6 异质性分析二:基于城市信用社改制力度的分组回归结果

变量	被解释变量:企业创新水平			
	城市商业银行占比		城市商业银行密度	
	大 (1)	小 (2)	大 (3)	小 (4)
城市信用社改制	-0.3328*** (0.0974)	0.0344 (0.0476)	-0.4069*** (0.1240)	-0.0080 (0.0375)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
企业与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	48950	42396	43063	42218
调整后的R ²	0.0142	0.0175	0.0168	0.0158
组间系数差异检验(经验p值)	0.3672*** (0.0000)		0.3989*** (0.0000)	

3.基于创新密集度的异质性分析。高创新密集度的企业通常有更高的创新需求,更依赖于长期信贷资金的持续支持,因而对银行信贷资源配置调整更加敏感。同时,由于创新项目具有高度不确定性等特征(Kerr and Nanda, 2015),高创新密集度的企业往往更难获取银行授信。鉴于此,本文构建了企业、行业和地区三个维度的创新密集度指标,具体包括:第一,企业创新密集度,以企业专利申请总量与总资产的比值来表示;第二,行业创新密集度,以行业专利申请总量与总资产的比值来表示;第三,地区创新密集度,以各省(区、市)专利申请受理量除以科技人员数来表示。随后,基于这些指标的样本五分位数将全样本划分为低创新密集度(前40%)和高创新密集度(后40%)两组,分组回归结果见表7。结果显示,城市信用社改制在高创新密集度组的估计系数显著为负,在低创新密集度组的估计系数不显著。可知,企业创新密集度越高,城市信用社改制的创新抑制作用越强。

表7 异质性分析三:基于创新密集度的分组回归结果

变量	被解释变量:企业创新水平					
	企业创新密集度		行业创新密集度		地区创新密集度	
	高 (1)	低 (2)	高 (3)	低 (4)	高 (5)	低 (6)
城市信用社改制	-0.1346*** (0.0513)	-0.0188 (0.0391)	-0.1708** (0.0709)	-0.0353 (0.0474)	-0.1793*** (0.0649)	-0.0189 (0.0426)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
企业与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表 7 (续)

观测值	42624	42695	42026	42008	49290	50331
调整后的 R^2	0.1528	0.0721	0.0262	0.0127	0.0204	0.0088
组间系数差异检验 (经验 p 值)	0.1158 (0.1500)		0.1355* (0.0700)		0.1604*** (0.0000)	

综上所述,对于财政压力大和城市信用社改制力度大的地区以及创新密集型企业,城市信用社改制对企业创新的抑制作用更为凸显,假说 H2 得证。

(二) 进一步讨论

1. 企业创新质量^①。相较于非发明专利(实用新型专利和外观设计专利),发明专利通常被认为技术含量较高且更加贴近技术前沿,能够为企业带来更多市场价值。基于此,本文根据专利类型进行分组检验。检验结果表明,城市信用社改制显著降低了企业发明专利申请,但对企业非发明专利申请的抑制作用不显著,这说明城市信用社改制不仅降低了企业创新数量,而且显著降低了企业创新质量。

进一步地,本文构建了“销售收入—专利申请”敏感度框架,考察城市信用社改制对企业创新质量的影响。具体而言,以销售收入为被解释变量,以“企业创新水平 \times 城市信用社改制”为核心解释变量。结果显示,“企业创新水平”的估计系数显著为正,而“企业创新水平 \times 城市信用社改制”的估计系数显著为负,可见,城市信用社改制显著弱化了企业销售收入对于专利申请数量的正向敏感度,使得企业创新质量降低。此外,区分专利类型的结果显示,“发明专利申请 \times 城市信用社改制”和“非发明专利申请 \times 城市信用社改制”的估计系数均显著为负,这说明城市信用社改制显著降低了不同专利类型的“销售收入—专利申请”敏感度,再次证实了城市信用社改制对企业创新质量的抑制作用。

2. 地区基础设施建设和全国统一大市场建设。考虑到城市信用社改制抑制企业创新的背后逻辑是地方政府融资挤出企业长期融资引致的创新投入不足,而地方政府融资很大程度上是用于推动地区基础设施建设,本文进一步考察城市信用社改制对地区基础设施建设的影响,以深化对城市信用社改制经济效应的认识。具体而言,本文围绕园林绿化、供水排水、公共交通、邮电、文化、卫生六个维度选取指标^②,基于全局主成分分析方法构建地区基础设施建设变量。回归结果见表 8 (1) 列,城市信用社改制的估计系数显著为正,说明城市信用社改制显著提升了地区基础设施建设水平。

考虑到党的二十大报告提出要构建全国统一大市场,深化要素市场化改革,建设高标准市场体系,本文进一步考察全国统一大市场建设场景下城市信用社改制对企业创新的影响,以动态把握城市信用社改制的经济效应。具体而言,借鉴吕越等(2018)的做法,本文基于商品零售价格分类指数^③测算

^①篇幅所限,具体实证结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的表 A6。

^②为全面衡量地区基础设施建设水平,本文选取的指标包括建成区绿地率、建成区比率、供水管道密度、排水管道密度、人均供水量、人均道路面积、每万人拥有公共汽车数、铁路客运量、公路客运量、邮局密度、每百人公共图书馆藏书数量、人均医院数等。资料来源于 1998—2009 年《中国城市建设统计年鉴》。

^③本文选取了粮食、油脂、水产品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、日用品、化妆品、燃料、中西药品和家用电器 11 类商品零售价格指数。资料来源于 1999—2010 年《中国统计年鉴》。

各省（区、市）的市场分割程度，作为全国统一大市场建设的反向指标，并将市场分割变量及“城市信用社改制×市场分割”的交互项纳入回归方程，结果如表8（2）列所示，交互项的估计系数显著为负，说明全国统一大市场建设（市场分割程度降低）能够有效缓解城市信用社改制的创新抑制效应。

总体来说，这些结果表明，应辩证看待城市信用社改制的创新抑制效应。尽管城市信用社改制加剧了地方政府和企业之间的信贷资源配置扭曲情况，但亦为地方政府的公共性支出提供了融资支持，推动了地区基础设施建设。同时，从长期来看，随着全国统一大市场加快建设，城市信用社改制的创新抑制效应将不断被弱化。

3. 企业生产率和总产出。理论上讲，技术创新是企业生产率和总产出的重要驱动因素，如果城市信用社改制抑制了企业创新的数量和质量，那么企业生产率和总产出很可能下降。同时，考虑到城市信用社改制对地区基础设施建设存在促进作用，而基础设施建设对企业生产率和总产出的提升作用已经得到广泛证实（刘冲等，2020），企业生产率和总产出亦可能伴随城市信用社改制而提高。鉴于此，为全面认识城市信用社改制对企业的影响，本文进一步考察企业生产率和总产出如何变化。具体而言，本文在利用OP方法测算企业生产率、以工业总产值的自然对数表示企业总产出的基础上，将计量模型的被解释变量设定为企业生产率和企业总产出，回归结果见表8（3）列和（4）列。可以看出，城市信用社改制的估计系数均显著为正，说明城市信用社改制显著提升了企业生产率和企业总产出。综上所述，尽管城市信用社改制抑制了企业创新，但得益于地方政府大力推进地区基础设施建设，企业生产率和总产出整体上得到了提升。

表8 关于地区基础设施建设、全国统一大市场建设、企业生产率与企业总产出的回归结果

变量	地区基础设施建设 (1)	企业创新水平 (2)	企业生产率 (3)	企业总产出 (4)
城市信用社改制×市场分割		-0.2315* (0.1378)		
城市信用社改制	0.1492*** (0.0479)	-0.0442 (0.0417)	0.1952*** (0.0368)	0.0750*** (0.0173)
市场分割		0.1941 (0.1371)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
企业与时间固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
城市与时间固定效应	已控制	未控制	未控制	未控制
观测值	1580	103524	88611	103423
调整后的 R ²	0.3684	0.0146	0.7288	0.5479

注：（1）列控制变量包括人均地区生产总值、第二产业占比、外商直接投资和平均工资。

七、研究结论与政策启示

在外部不确定性加剧的大背景下，依赖廉价劳动力和物质资本积累的传统高速增长模式难以为继，

如何实现创新驱动型增长成为中国经济高质量发展的关键。本文利用中国工业企业数据库和专利数据库,将城市信用社分期分批改制为城市商业银行视为一项准自然实验,系统考察了地方政府控股金融机构如何影响企业创新水平。研究表明,城市信用社改制显著降低了企业专利申请数量。作用机制检验发现,城市信用社改制显著缩短了企业债务期限,具体表现为长期负债减少和短期负债增加,导致企业创新投入降低。异质性分析发现,对于财政压力大和城市信用社改制力度大的地区以及创新密集型企业,城市信用社改制的创新抑制作用更为凸显。进一步分析表明,城市信用社改制不仅显著降低了企业发明专利申请数量,而且显著弱化了专利申请对企业销售收入的促进作用,这说明城市信用社改制降低了企业创新质量。此外,全国统一大市场建设能够弱化地方政府控股金融机构的创新抑制效应;同时,得益于地方政府大力推进基础设施建设,城市信用社改制提升了企业生产率和总产出。

本文的政策含义主要体现在如下三个方面:第一,鉴于城市信用社改制的创新抑制作用主要源自地方政府融资对企业长期信贷融资的挤出效应,有必要深化投融资体制改革和提升金融服务实体经济质效,助力创新驱动型增长模式的形成。一方面,应通过深化财税体制改革、推进地方融资平台市场化转型和政府和社会资本合作新机制等一系列措施,系统性规范并拓宽地方政府融资渠道,防范化解地方债务风险。另一方面,应继续深化资本市场改革,尤其是资本要素市场化配置改革,通过健全多层次资本市场体系,增加有效金融服务供给,引导资金尤其是长期资金更多流向实体企业。同时,还应鼓励银行等金融机构加大对科技创新的支持力度,借助融资担保基金、风险补偿资金池和贷款贴息等方式分担融资风险与成本,并通过搭建信息共享平台、提供对接服务等方式降低信息不对称程度。

第二,地方政府参与是深化金融体制改革的重要保障。考虑到地方政府控股城市商业银行可能引致的信贷资源配置扭曲和地方财政风险金融化问题,有必要加强和完善地方政府参与金融治理的体制机制建设。例如,在公司治理层面,通过引入战略投资者、建立健全小股东权益保护机制等措施,优化股权结构以制衡控股股东行为;在外部监管层面,通过优化绩效考核和干部问责制度、完善信息披露机制等措施,强化激励约束机制以防范化解金融风险。

第三,本文的研究肯定了地方政府推进公共基础设施建设和建设全国统一大市场的积极意义。现阶段,面对严峻复杂的国内外经济形势,有必要深入推进新型基础设施建设和全国统一大市场建设,通过贯彻落实《关于推动新型信息基础设施协调发展有关事项的通知》《全国统一大市场建设指引(试行)》等政策文件,发挥好新型基础设施建设和全国统一大市场建设的稳增长作用,以应对经济下行压力。同时,考虑到投融资体制改革等尚需时日,在此过程中,应统筹好地方债务风险化解和稳定发展工作。

参考文献

- 1.巴曙松、刘孝红、牛播坤,2005:《转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究》,《金融研究》第5期,第25-37页。
- 2.白俊红、张艺璇、卞元超,2022:《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》,《中国工业经济》第6期,第61-78页。
- 3.蔡宏波、宋研霏、马红旗,2020:《城市商业银行设立与僵尸企业的形成》,《中国工业经济》第9期,第80-98页。

- 4.蔡庆丰、陈熠辉、林焜, 2020:《信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据》,《经济研究》第10期,第124-140页。
- 5.陈肖雄、黄晓迪、刘贯春、吴泓洁, 2025:《税收征管数字化的溢出效应研究——基于银行信贷配置效率改善的视角》,《中国农村经济》第2期,第153-174页。
- 6.陈勇兵、陈永安、王贝贝, 2022:《金融如何支持创业:基于城市商业银行设立的自然实验》,《世界经济》第12期,第99-128页。
- 7.郭峰、熊瑞祥, 2017:《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。
- 8.国务院发展研究中心金融研究所《中国城市商业银行研究》课题组, 2005:《城市商业银行调查》,《发展》第7期,第77-78页。
- 9.纪志宏、周黎安、王鹏、赵鹰妍, 2014:《地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据》,《金融研究》第1期,第1-15页。
- 10.江轩宇、贾婧、刘琪, 2021:《债务结构优化与企业创新——基于企业债券融资视角的研究》,《金融研究》第4期,第131-149页。
- 11.金建栋, 1993:《中国城市信用合作社》,北京:中国金融出版社,第7-11页。
- 12.鞠晓生、卢荻、虞义华, 2013:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》第1期,第4-16页。
- 13.寇宗来、刘学悦, 2020:《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》,《经济研究》第3期,第83-99页。
- 14.李逸飞、李静、楚尔鸣, 2023:《地方债管理体制变革与企业人力资本升级:理论与机制》,《金融研究》第9期,第131-149页。
- 15.李志生、汪颖栋、金凌, 2024:《地方政府债务置换与企业杠杆率分化——兼论优化地方债务结构》,《经济研究》第2期,第23-41页。
- 16.梁若冰、王群群, 2021:《地方债管理体制变革与企业融资困境缓解》,《经济研究》第4期,第60-76页。
- 17.刘冲、吴群锋、刘青, 2020:《交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角》,《经济研究》第7期,第140-158页。
- 18.刘贯春、程飞阳、姚守宇、张军, 2022:《地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善》,《管理世界》第11期,第71-89页。
- 19.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。
- 20.吕越、盛斌、吕云龙, 2018:《中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗》,《中国工业经济》第5期,第5-23页。
- 21.马双、赖漫桐, 2020:《劳动力成本外生上涨与FDI进入:基于最低工资视角》,《中国工业经济》第6期,第81-99页。

22. 欧明刚, 2010: 《城市商业银行问题研究——公司治理与发展战略》, 北京: 中国经济出版社, 第 28-29 页、第 59-66 页。
23. 钱先航、曹廷求、李维安, 2011: 《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》, 《经济研究》第 12 期, 第 72-85 页。
24. 师磊、彭子晨, 2024: 《企业数字化转型对其创新效率的影响——基于熊彼特创新范式的分析框架》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 99-119 页。
25. 魏建、薛启航、王慧敏、姚笛, 2024: 《银行监管处罚如何影响企业创新》, 《中国工业经济》第 7 期, 第 105-123 页。
26. 徐飞, 2019: 《银行信贷与企业创新困境》, 《中国工业经济》第 1 期, 第 119-136 页。
27. 许坤、刘杰, 2023: 《公共性发展金融与企业创新》, 《经济学(季刊)》第 6 期, 第 2454-2470 页。
28. 张甜、曹廷求, 2022: 《地方财政风险金融化: 来自城商行的证据》, 《财贸经济》第 4 期, 第 21-35 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. 周立, 2003: 《改革期间中国金融业的“第二财政”与金融分割》, 《世界经济》第 6 期, 第 72-79 页。
31. 祝继高、饶品贵、鲍明明, 2012: 《股权结构、信贷行为与银行绩效——基于我国城市商业银行数据的实证研究》, 《金融研究》第 7 期, 第 48-62 页。
32. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
33. Campello, M., and M. Larrain, 2016, “Enlarging the Contracting Space: Collateral Menus, Access to Credit, and Economic Activity”, *Review of Financial Studies*, 29(2): 349-383.
34. Chen, Z., S. Poncet, and R. Xiong, 2020, “Local Financial Development and Constraints on Domestic Private-Firm Exports: Evidence from City Commercial Banks in China”, *Journal of Comparative Economics*, 48(1): 56-75.
35. Choudhary, M. A., and N. Limodio, 2022, “Liquidity Risk and Long-Term Finance: Evidence from a Natural Experiment”, *Review of Economic Studies*, 89(3): 1278-1313.
36. Cohn, J. B., Z. Liu, and M. Wardlaw, 2022, “Count (and Count-like) Data in Finance”, *Journal of Financial Economics*, 146(2): 529-551.
37. De Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille, 2022, “Difference-in-Differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects”, NBER Working Paper 29873, <https://www.nber.org/papers/w29873>.
38. Kang, S., J. Dong, H. Yu, J. Cao, and D. Valeriya, 2021, “City Commercial Banks and Credit Allocation: Firm-Level Evidence”, BOFIT Discussion Paper 4/2021, <https://ssrn.com/abstract=3801460>.
39. Kerr, W. R., and R. Nanda, 2015, “Financing Innovation”, *Annual Review of Financial Economics*, 7(1): 445-462.
40. Mazzucato, M., 2013, “Financing Innovation: Creative Destruction vs. Destructive Creation”, *Industrial and Corporate Change*, 22(4): 851-867.
41. Rong, Z., F. Zhang, and S. Chen, 2023, “Short-Term Loans and Firms’ High-Quality Innovation: Evidence from the Access to Patent-Backed Loans in China”, *China Economic Review*, Vol.78, 101918.

How Government Ownership of Financial Institutions Affects Corporate Innovation: A Quasi-Natural Experiment from Ownership Reform of Urban Credit Cooperatives

LIU Guanchun^{1,2} WANG Qihong¹ YE Yongwei³ HE Feng⁴

(1. Lingnan College, Sun Yat-sen University;

2. Institute of Mezzoeconomics, Sun Yat-sen University;

3. College of Public Finance and Investment, Shanghai University of Finance and Economics;

4. School of Finance, Capital University of Economics and Business)

Summary: Amidst a new round of technological revolution and industrial transformation reshaping the global innovation landscape, enterprises, as key drivers of technological innovation, are expected to play a pivotal role in promoting high-quality economic development and advancing technological self-reliance and self-strengthening at higher levels. However, enterprises still grapple with challenges such as insufficient investment in innovation and weak innovation capabilities. Therefore, exploring effective ways to cultivate a conducive financing environment for corporate innovation to effectively strengthen enterprises' innovation capacity is of great significance for transitioning to an innovation-driven economic growth mode.

This paper exploits the ownership reform of urban credit cooperatives into city commercial banks as a quasi-natural experiment, and leverages matched data from the China Industrial Enterprise Database and the Patent Database spanning 1998–2009 to systematically investigate how local government ownership of financial institutions affects corporate innovation. Econometric analysis using a staggered difference-in-differences (DID) approach reveals that the reform of urban credit cooperatives significantly reduced firms' patent applications. These findings satisfy the parallel trends assumption and remain robust across various robustness checks, including controls for non-random selection into the ownership reform and adjustments for concurrent policies during the study period. Mechanism analysis shows that the ownership reform of urban credit cooperatives significantly shortened firms' debt maturity structure, characterized by a decline in long-term liabilities and a rise in short-term liabilities. This shift, in turn, led to a reduction in firms' innovation investment. Heterogeneity test shows that this effect is more pronounced in regions with higher fiscal pressure and greater reform intensity, and firms with higher R&D intensity. Further analysis shows that the number of invention patents and the positive sensitivity of sales revenues to patent applications significantly decrease, revealing that this ownership reform worsens corporate innovation quality. In particular, the establishment of a unified national market helps alleviate the innovation-inhibiting effects of government ownership of financial institutions, and the increased infrastructure investment by local governments is conducive to improving firms' productivity and output.

Our findings highlight the need for a nuanced evaluation of government ownership in financial institutions. While alleviating financing competition between governments and firms to promote corporate innovation, it is necessary to account for the economic growth effect of productive public expenditures. This paper makes two key contributions. First, it innovatively differentiates the fundamental distinctions between the establishment of urban commercial banks and the reform of urban credit cooperatives, providing a systematic evaluation of the latter's impact on corporate innovation. Second, leveraging the exogenous nature of the ownership reform of urban credit cooperatives, this paper bridges two strands of literature—debt maturity structure and firm innovation, as well as government-enterprise financing competition and firm innovation—thereby enriching existing research.

Keywords: Government Ownership of Banks; Ownership Reform of Urban Credit Cooperatives; Corporate Innovation; Debt Maturity

JEL Classification: D21; G21; O31

(责任编辑: 尚友芳)