金融综合改革项目对企业创新的影响研究

——基于地级市面板数据的准自然实验

肖 妮, 林天爱

(暨南大学 经济学院金融系,广州 510632)

摘 要:金融改革与企业创新之间联系紧密。金融综合改革试验区,是否能促进企业向高端技术迈进?此次自下而上的全方位试点工作促进企业的创新发展又具有什么经验和教训?试点工作的金融制度还应怎样优化设计安排才能进一步提升企业创新能力?对此,基于这些问题,以金融综合改革试验区与企业创新之间关系为研究对象,采集2010—2019年的相关面板数据,运用多时点双重差分模型(difference-in-difference, DID),评估十二个国家金融综合改革试验区的政策效果,研究与讨论金融体制改革与企业创新能力之间的关系及影响,并提出对应的政策建议。研究结果表明:①金融综合改革试验区能促进企业创新,显著提高试验区城市的企业创新综合指数;②金融体系越发达的试验区促进企业创新的程度越大,金融体系可通过缓解融资约束这个途径正面影响企业创新;③金融综合改革试验区能有效降低风险,增强企业创新水平。

关键词:金融综合改革试验区;企业创新;准自然实验

中图分类号: F8 文献标志码: A 文章编号: 1002-980X(2022)7-0034-14

一、引言

企业创新对于企业自身绩效提高、经济水平增长和社会生活水平改善至关重要。由技术进步和创新驱动引起的生产率提高是经济增长的重要来源(Färe et al,1994)。技术变革与创新不仅是促进中国经济不断增长、国际地位提高的内在动力,也是转变经济发展方式、促进可持续发展的驱动因素。运作良好的金融体系能够催动技术进步,从而促进经济增长(Schumpeter,1911)。金融体制改革为企业技术创新创造了良好的环境与资金支持,二者息息相关,互持共进。然而,与国外高度发达的金融体系相比,我国的金融环境并没有给企业提供充分信息支持与足够资金扶持,企业创新面临诸多制约因素。鉴于我国金融发展一直采取循序渐进模式,以及不断探索各种金融改革政策的现状,其亟待解决的问题是:金融体制改革究竟应该如何操作才可有效促进企业的创新发展,金融体系的内部机制与结构应如何调整才能良好地服务为企业的技术进步工作?

长期以来,国家不断探索如何完善与强化金融系统对社会运转的促进作用,开展金融制度全面改革,实施创新驱动发展战略,尤其以2012年以来成立的国家级金融综合改革试验区为重,即经中国人民银行、国家发展改革委、财政部等部门批准,陆续在浙江、广东、福建、云南、广西等地建立一系列国家级金融综合改革试验区,力求塑造新型金融发展模式,大力促进企业技术变革与创新发展,以顺应提升企业绩效、增长区域经济水平和改善社会生活水平的经济转型要求。时至今日,这些井然有序地从金融体系的各个方面不断推进金融制度的创新,探索经济持续发展道路的金融综合改革试验区,是否能促进企业向高端技术迈进?此次自下而上的全方位试点工作促进企业的创新发展又具有什么经验和教训?试点工作的金融制度还应怎样优化设计安排才能进一步提升企业创新能力?对此,将基于这些问题,以金融综合改革试验区与企业创新之间关系为研究对象,采集2010—2019年的相关面板数据,运用多时点双重差分模型(difference-in-difference, DID),评估十二个国家金融综合改革试验区的政策效果,研究与讨论金融体制改革与企业创新能力之间的关系及影响,并提出对应的政策建议。

二、文献综述

(一)金融体制改革与试点工作的研究

2012年3月28日,国务院常务会议批准实施《浙江省温州市金融综合改革试验区总体方案》,决定在温

收稿日期:2021-12-06

基金项目:国家社会科学基金一般项目"贝叶斯面板数据协整模型及其在我国金融领域的应用研究"(18BTJ033)

作者简介:肖妮,博士,暨南大学经济学院副教授,研究方向:金融计量学、发展经济学;林天爱,暨南大学经济学院硕士研究生, 研究方向:金融经济学、企业创新。 州成立首个国家级金融综合改革试验区,以解决其存在的"民间借贷危机",化解地方金融风险。此后,国家又于2012—2017年五年期间先后在广东、福建、云南、广西、山东、江苏、河南、浙江、贵州、江西、新疆等地区设立了十二个国家级金融综合改革试验区,突出了国家针对不同所在地的区域经济发展水平差异,给予一系列的金融改革政策的"组合拳"支持,赋予地方较大的金融自主权,其有关政策内容主要体现在金融体制的优化、促进实体企业融资、金融业态创新发展与化解地方金融风险四个方面(王贤彬等,2020)。

随着金融综合改革试验区试点逐渐推开,对其项目开展研究、讨论的文献开始出现。其中,陈晔婷等(2018)运用合成控制法,对五个国家级金融改革试验区开展反事实检验,证明不同试验区对全生产要素产生的影响具有明显差异,浙江省和云南省的试验区通过扩宽融资渠道和业务创新能有效地促进全要素生产率的提升,而山东省和福建省的改革效果不甚明显;王贤彬等(2020)通过国家金融综合改革试验区设立准自然试验,运用渐进性双重差分法考察改革政策对宏观与微观两方面的影响,结果表明试验区的设立能促进全要素生产率的上升,且对经济增长具有长期影响;周立和雷中豪(2020)运用2008—2016年的季度面板数据,采用双重差分法考察发现金融改革试验区对经济的增长具有倒U型关系,政策效果先由小变大,经济水平不同的地区通过发展有差别的产业来拉动经济增长,后由大变小,即政府的过渡干预又会阻碍市场活力,不利于资源配置与经济增长;闫永生等(2022)运用多期双重差分法,发现金融综合试验区能够促进区域创新,并且具有地域异质性。由此可见,其研究结论并非取得一致。

(二)创新方面的研究

国外部分学者研究金融机构对企业创新的影响,取得了一定成果。Benfratello et al(2008)通过运用 20 世纪 90 年代意大利企业创新的数据,使用 Logit模型考察银行业发展是否影响企业层面投入创新过程的总体效果,发现对于高科技部门、更依赖外部融资的部门和较小的公司来说,银行业的发展与工艺创新联系至关重要; Amore et al(2013)将 20 世纪 80 年代和 90 年代美国跨州银行业放松管制的交错过程作为美国银行业机构地理分布外源性变化的来源,应用双重差分法来研究银行业是否能促进上市制造企业的创新,发现放松管制可驱动依赖银行的企业的金融约束,进而影响企业创新。与此研究视角相对应,另有部分文献则探讨企业自身发展对其创新的影响。Bernstein(2015)通过 1985—2003 年的创新公司样本文公司上市后对创新的影响,得出的结论是在公司收购方面,上市公司通过收购兼并获得了大量专利,且获得的专利质量高于首次公开募股后内部产生的专利。还有部分学者研究金融与创新之间的关系。Meierrieks(2014)使用了 1993—2008 年 51 个国家的面板数据,研究了金融发展对企业创新的影响,发现加强一个国家金融体系的经济政策可以增加创新活动,这反过来可能导致经济绩效的提高。

国内学者则研究政府政策对企业创新的影响。安同良等(2009)通过构建理论模型推导研究开放补贴对企业自主创新的影响,分别从信息对称、不对称两种条件下探讨了两种企业的行为选择;刘小元和林嵩(2013)则以2009—2011年的创业企业为研究对象,取我国的市场分割为特定背景,分析地方政府财政补贴和所得税对企业创新的影响,发现税收优惠对企业创新产生积极影响,适用税率越低对企业创新的激励越大,企业创新的投入与产出也越多;方云龙和刘佳鑫(2021)通过对创业板上市的企业数据进行研究,发现自贸区的设立能够通过内源与外源两方面发挥协同作用,显著地影响企业创新水平。

在金融发展与企业创新的关系研究方面,文献大多从两方面开展分析。

一是研究企业自身融资行为与企业创新的关系:郝项超等(2018)运用2010—2013年上市公司数据,通过倾向得分匹配法和双重差分模型分析融资融券行为对企业创新的影响,得出的结论为融资的负面效应大于融券的正面效应,融资融券改革对企业创新的总体效果并不理想;温军和冯根福(2018)分别从风险投资的增值服务和攫取行为两个角度证明了其对企业创新的影响,结果表明两者呈"U"型关系,风险投资增加,企业的创新程度先下降后上升;毛其淋(2019)则从融资约束与替代效应两个角度阐述了外资进入自由化对企业创新的影响,证明引进外资与国内企业创新之间的关系,结果表明引进外资有助于企业创新能力提升,融资约束降低产生的正向影响大于替代效应产生的负向影响。

二是研究金融机构的发展与企业创新的关系: 庄毓敏等(2020)采用2008—2016年的省级数据,应用系统广义矩估计对动态面板模型进行估计,考察了金融发展对企业创新、经济增长的影响及企业创新在其中的中介效应; 戴静等(2020)采集商业银行分支机构数据构造了赫芬达尔指数,通关零膨胀负二项分布模型方法和 Probit 方法检验银行竞争程度与企业创新水平之间的关系,实证表明商业银行竞争越激烈,对企业的创新

促进作用越明显;蔡庆丰等(2020)根据银行网点的地理位置信息,探讨信贷资源对企业创新的影响,发现信贷资源对企业创新的抑制作用超过了促进作用,不利于企业创新。

还有部分学者突破企业微观数据局限,将视角扩展到城市创新分析。谢呈阳和胡汉辉(2020)分析了当前土地资源的配置方式对城市创新的正面和负面两方面的影响,认为不合理的土地资源配置方式对经济发达的东部地区的负面影响更为明显;王春杨等(2020)以2001—2016年地级及以上城市样本数据,应用双重差分模型证研高铁的建设是否会对区域创新产生影响,得出的结论是高铁的开通会对区域创新带来正面影响。

(三)文献评述

总结上述文献,首先,其研究均提及金融综合改革试验区可促进经济增长,企业创新对经济发展具有巨大的推动力,但多数文献将两者之间联系起来并不多见,尤其是实证金融综合改革试验区与创新企业的关系,考察其能否促进企业创新能力提升的研究,更为少见;其次,对于创新的研究,以往文献也多偏重于企业微观方面的研究,涉及宏观政策对企业创新有何影响、如何影响等方面的实证性研究也不多见,且内容多未考虑地方金融改革这一重要的因素影响评价,导致其研究论据不够充分;最后,文献多涉及金融综合改革试验区对企业创新指标的整体研究,没有细化企业创新水平层面,并未重点讨论试验区可否促进企业进行高质量创新,以及现有政策能否促使企业接近创新前沿。

对此,本研究将开展金融综合改革试验区试点政策的评估分析,从企业创新的视角探讨金融试点工作的成效,同时,通过地级市数据的采集,细化了各个区域的数据计量分析,可精确地反映试点效果。另外,选用 DID 模型可极大地克服内生性问题,更加稳定实证结果。总之,以此实证分析金融体制改革与企业创新之间的关系问题,论证其影响因素及程度,总结经验与教训,逻辑提出完善政策建议,无疑对今后的金融改革方向将具有重大意义。

三、理论分析与假设

(一)金融综合改革试验区与企业创新的关系

金融综合改革试验区的建立,使之金融背景改善而催生企业进行创新,在当前经济大环境不稳定的情况下,将成为企业突破瓶颈的重要驱动力。这里的企业创新,是指产品与工艺方面的创新,系知识积累与科技变革结合而产生的新技术新产品(Becheikh et al, 2006),而并不包括组织与管理创新。它有以下特点:耗时周期长,经历研发、开发、检测与完成阶段,需要不断来回调试;技术难度大,依靠大量技术人员进行研发,且失败率很高;创新结果具有不确定性,许多未来事件不可期,而且创新带来的经济回报也具有不确定性;资金需求量大,需要大量研发投入,不少企业除了动用企业内部资金,还需要外部资金的帮助(Holmstrom,1989)。这些特征决定了企业管理层需要较高水平和充足资金来把握创新决策。

企业创新需要投入大量资金,其中最主要的是研发投入(R&D),其在很大程度上被认为是创新成败与否的关键(Becheikh et al, 2006)。企业管理者需要决定项目资金在企业运营的各个环节中如何分配,以及将多少资金分配到企业创新活动当中,故创新过程的实质主要是将金融资本与思想背后的人力资本相匹配,若将创新行为进行抽象简化,创新决策便构成投资决策,导致如何分配资金成为其中的标准问题(Holmstrom, 1989)。

金融改革推动金融体系与金融服务的完善,有利于改善创新决策依赖的资金和管理问题,国家政策所带来的的金融发展能够对创新产生有利影响(Meierrieks,2014)。金融综合改革试验区推动金融制度变革,以金融服务实体经济为导向,通过政府大力支持,促进市场进行资源分配,充分发挥金融体系资源调度作用。金融发达地区能够增加对增长行业的投资,减少对衰退行业的投资(Rajan和Zingales,2001)。本研究认为,金融改革促进企业创新主要路径是缓解融资约束,其机制是金融体系的发展可缓解企业的融资约束,后者将以较小成本从外部筹集充足资金,保障产品研发资金,进而促进能力创新;另外,企业创新也具有风险特性,表现为管理层的侥幸心理,不一定总为产品研发提供所需资金,甚至暂缓前沿技术的研究,导致创新活动需要接受金融监督。而金融体系的发展可有效处理企业代理问题(郝项超等,2018),金融监管水平的提高则可引导融通的资金精准地流向创新项目,从而促进企业创新水平的提升。

因此,金融综合改革试验区的设立能够通过有效促进金融体系良性发展,从而提高企业创新能力。下

面,将通过金融体系的融资与监督两个功能进行详细探讨。

1. 企业创新成本与融资约束

企业的研发投入需要资金的大力支持。企业若能增加获得外部资金的机会,通过降低成本,可能会导致 更密集的创新活动,使得新产品和新技术的开发可以顺利进行,甚至更快地采用前沿技术和实践 (Gorodnichenko和Schnitzer,2013),另外,企业在研发过程中又会出现信息不对称和道德风险问题,由此推高外部融资成本,导致融资困难,创新受到阻碍(Hall和Lerner,2010)。在金融体系两种融资方式中,我国是以银行间接融资为主导的金融体系,发达的银行体系掌握着我国绝大部分的资金资源,构成促进企业创新的重要融资途径(Amore et al,2013)。金融综合改革试验区支持银行业等地方金融中介机构的发展,能通过缓解信息不对称等问题为企业提供借贷资金。金融中介能聚集社会闲置的储蓄,在资金的存储与借贷过程中将储蓄向资本转移,有助于将储蓄转化为生产性的投资机会(Blackburn和Hung,1998)。

然而,银行业更倾向于为国有企业和有大量固定资产的大企业进行融资担保。首先,研发过程中的投入以科研技术和人力资源为主,大公司比中小企业有更多的资源来创新和支持风险活动(Tsai,2001),可以受益于研发投入的规模经济、生产和营销(Stock et al,2002),而诸多小公司则在初创阶段并没有充足的固定资产,其无形资产难以成为银行贷款的抵押品,故通过银行贷款审查概率很低。其次,有些学者认为,以融资融券为主的直接融资方式能比以金融机构为主的间接融资方式更加高效。这是因为,基于银行网络关系的金融系统的一个缺点是价格信号模糊不清,而市场经济中的良性循环则是依靠价格进行指导(Rajan和Zingales,2001)。金融综合改革试验区明确提出要提高直接融资比例,支持有条件的企业上市或上市公司优化重组,实施股票债券的直接融资方式,使之资金变动与价格变化的灵活关联,能够更好地反映公司的价值。鉴于股票市场上的股权交易制度可转让公司的投资份额、话语权与控制权,其融资并不需要抵押品的转让(Brown et al,2009)。因此股票市场对抵押品的需求低,承受风险能力高,可符合没有足够固定资产的小企业和以无形资产为主的创新企业的融资需求,从而降低资金成本,减缓外部融资约束,提升企业创新。最后,私人股本能够促进企业创新,风险资本也是如此(Lerner et al,2011),其作用在于减少融资公司的流动性不足(Rajan和Zingales,2001)。虽然小型企业和新型创新企业会经历高资本成本,风险资本的存在则部分缓解了高资本成本问题(Hall和Lerner,2010)。

一个公司的资金来源多样且复杂。强调拥有一个基于银行或基于市场的体系本身似乎并不重要(Beck和 Levine, 2002)。金融系统拥有改善信息和交易成本的能力,而不管银行或市场是否提供这些服务(Levine, 1997)。此外,银行和市场在提供金融服务方面可以起到互补作用(Huybens和 Smith, 1999)。发达的金融市场更有可能克服信息不对称和其他外部信贷障碍,随着金融市场的发展,企业面临的金融摩擦的严重性不断降低,各个金融部门的深度改革可能会很好地缓解金融摩擦的不利影响(Gorodnichenko和 Schnitzer, 2013)。产品研发活动对外部融资成本极其敏感,金融摩擦的改善对其是一个利好方向。因此金融改革所带来的融资环境的宽余能显著地刺激企业创新。

2. 企业创新风险与金融监管

创新项目与其他经营项目相比较,其承包要求高,代理成本高(Holmstrom,1989)。公司的创新活动和由创新引发的外部融资行为会引发一系列的代理问题和道德风险等问题,主要有:发明者和投资者之间的信息不对称;因所有权与经营权分离而产生的道德风险;发明者方面的道德风险(Hall,2002)。

发明者和投资者之间的信息不对称的风险表现:公司需要外部资金来进行研究和开发活动,但只有公司可以知道研究项目是否成功,这是一种私人信息,由此就会产生道德风险,即公司可以声称项目失败从而迴避还款(Blackburn和Hung,1998),而且在信息不对称下讨价还价是非常困难的,代理方不会让委托方知情所有的信息(Holmstrom,1989)。

因所有权与经营权分离、发明者方面而产生的道德风险有:鉴于企业的所有权与经营权分离,经理会有自己的考量。管理层可能倾向短视行为,通过选择回报更快的项目,提高早期平均回报,这拔高了市场对管理层与公司潜力的预期,试图最大化公司市值的管理层会被引导选择短期项目(Holmstrom,1989),管理层有可能会将融资所获资金投入回报较高的行业,而对研发风险较大,失败可能性较大,利润确定性难以评估的研发创新,则因与企业短期逐利不相符而会有所怠慢。同时,除了短期逐利行为,企业高管追求安逸生活或

保护声誉都是短期行为的动机,无论哪一种都不利于企业创新(郝项超等,2018)。

投资者为企业提供资金后也会关注企业的研发动向并约束企业管理者的短期行为。金融体系具有监督投资项目和公司治理的功能,其金融改革促进金融监管体制的加强,防范金融风险可充分发挥这一功能。金融市场通过价格机制可及时监督企业的经营活动,良好的股票市场与公司控制相关联,在公司治理中占重要地位(Black和Gilson,1998),能够督促企业将资金用于研发活动,从而促进企业进行创新。而银行等金融中介则可有效降低企业的监管成本。金融综合改革试验区加强了征信体系的建立,集中银行、担保等机构,提供信用调查,使得金融中介能将资金与监管任务整合起来,所有的管控程序由金融机构代劳,避免重复劳动,有效降低监管成本(Blackburn和Hung,1998)。除了银行,风险投资者还可对其投资的企业进行严密的监督,他们可以作为外部董事参与项目评估、非正式咨询、与客户的会议及重要的战略决策等,对私营企业起监督作用。这些监督作用能引导资金流向高性能的产品研发,将资金精准投入创新环节中,避免在其他项目过多损耗资金,从而促进企业创新。

(二)金融改革与企业创新质量

企业创新能力不仅要求创新规模的扩大,还要求创新质量的提升。只有不断在科学领域更新换代高技术产品,探索出科技领域具有前瞻性、突破性、先导性的前沿技术,成为引领这一产业的先驱与支柱,企业才能保持核心竞争力。尽管许多学者诟病专利数据衡量的是发明而不是创新(Becheikh et al, 2006),但它仍可以直观地反映企业推出新产品新技术的成果,以及其科技含量的高低。我国的专利分为发明专利、实用新型专利和外观设计专利。其中,发明专利要求的科技含量最高;实用新型专利则涉及产品的使用、构造,主要是产品形态和部分功能的改变,科技含量要求稍低;外观设计专利是改变外观与包装的新颖程度,科技含量要求最低。考虑到企业创新的难易程度、金融综合改革试验区的政策效果及滞后效应等等因素,企业对不同的专利项目会有不同的重视程度,进行不同的规划。金融改革项目为企业带来的融资使得推出的实用新型产品达到市场饱和后,想要获得更多利润,就需进一步提高产品的技术优势,不断研发出顶尖产品,进行更新换代,开括新的市场。因此,三种专利中企业最有可能研究相对保守的实用新型专利。考虑到试验区提供的优越制度环境,企业能够便利地得到创新资金,其前沿创新水平将有一定提升,并会减少低水平的创新活动。

基于以上分析,本文根据金融综合改革试验区的改革措施、金融体系的功能、企业创新风险特征及三种 专利的难易程度,提出三个假设。

假设1:金融综合改革试验区能够促进企业创新(H1):

假设2:金融体系越发达的试验区促进企业创新的程度越大(H2);

假设3:金融综合改革试验区能使得企业增加高水平,减少低水平创新,在一定程度上进行前沿创新(H3)。

四、模型设定与变量说明

本研究的对象为2012—2017年在浙江、广东、福建、云南、广西、山东、江苏、河南、贵州、江西、新疆等地设立的12个金融综合改革试验区,2019年以后新设立的试验区未纳入样本。数据选取2010—2019年的292个地级市面板数据,剔除了四个直辖市。由于试验区成立的时间不同,故采用多时点DID模型。设定模型如下:

$$innovation_{ii} = \alpha + \beta project_{ii} + \phi X_{ii} + \delta_{i} + \gamma_{i} + \mu_{ii}$$
 (1)

其中:innovation 为被解释变量,代表创新指数。以往的文献中许多学者用研发支出来衡量企业的创新能力,但这两种方法各有其缺陷。研发支出被认为是影响企业创新的重要因素,但研发支出只是衡量企业创新投入,无法衡量创新产出,在企业创新不确定、无法预测的情况下,投入与产出不一定成比例,其关系具有高度不确定性(Hall,2002),研发投入不一定会带来创新(Gorodnichenko和 Schnitzer,2013);另外,许多创新产出也不一定是在实验室里完成的(Michie,1998)。还有一种属性判断,则是鉴于知识的外溢性,创新带来的社会效益会大于公司的经济效益,一些公司更喜欢通过其他合适的方法来保护它们的创新,如技术复杂性、工业秘密,以及保持领先于竞争对手的领先时间(Kleinknecht et al,2002),进而代表其创新标志。

本文选用的衡量企业创新的指标为北京大学企业大数据研究中心发布的朗润龙信中国区域创新创业指

数,它建立了一套以企业家、资金投入和技术成果三个维度来衡量的,运用指数研究方法综合反映地区企业创新活力的企业创新指数,对各级政府的行政决策具有重要的指导意义,其中包括总指数得分、人均得分、单位面积得分三个综合指标,由新建企业、吸引外来投资、吸引风险投资、专利授权数、商标注册数量5个分项指标得出。

project 为政策项目实施的虚拟变量。将样本分为两组,设立试验区的地级市为处理组,其余地级市为对照组。若既为处理组,又为建设试验区后的年份但不包括试验区成立当年,政策虚拟变量取1,其他情况都取0。i 为地级市,t 为年份, δ_i 为地区固定效应, γ_i 为时间固定效应, μ_i 为随机扰动项。 α 为截距项, φ 为控制变量系数, β 为试验区的政策效果,是重点考察指标。

X为其他影响企业创新的控制变量,包括人口规模(lpop)、工业化程度(lind)、教育程度(ledu)、科研投入(lsci)、外商直接投资(lfdi)。

人口规模(*lpop*)。人口形成人力资本,是一个城市发展的基本,是智慧的来源,人口增长能为企业创新带来活力。优秀的城市与企业必然吸引一定的人才,当人口聚集到一定规模时才会促进企业创新。选取指标为年末总人口,加1取对数。

工业化程度(lind)。企业是创新的重要主体,创新往往是企业在工业化生产时产生的。因此企业创新与工业化程度密不可分,工业化程度越高,企业越能招商引资,为创新活动提供支持与保障(谢呈阳和胡汉辉,2020)。本研究选取的衡量工业化程度的指标为规模以上的工业企业个数/地级市GDP,加1取对数。

教育程度(ledu)。研发投入或更多的支出大部分受过高等教育的科学家和工程师的工资(Hall 和 Lerner, 2010)。企业创新过程中知识和信息越来越重要,这增强了教育的作用(Beugelsdijk 和 Cornet, 2002)。本研究选择各个地区的教育支出来衡量企业配备的人力资源情况。指标计算为教育事业费支出/地方一般公共预算支出,加1取对数。

科研投入(*lsci*)。研发投入是创新过程的一个投入,投入可以或多或少地得到有效利用,是创新成果的重要影响指标。但按地区划分研发资金数据的统计往往很难做到。因此本研究的科研投入选择地区财政科技支出,一定程度上与企业的研发投入有关,又能避免与每个企业创新程度相互牵引。指标计算为地区财政科技支出/地方一般公共预算支出,加1取对数。

外商直接投资(*lfdi*)。外商直接投资是资金、先进技术、企业管理方式等要素进行的跨国转移。因此能够将国外企业的知识、技术与经验扩散到本地(蒋殿春和张宇,2008)。指标计算为外商实际投资额/地级市GDP,加1取对数。

以上所有控制变量及后续变量都来源于《中国城市统计年鉴》、WIND数据库、EPS(economy prediction system)全球统计数据/分析平台、中国研究数据服务平台和朗润龙信中国区域创新创业指数。各个变量的定义与说明见表1。

变量的描述性统计见表 2。所有变量的观测值为 2000 多个,其中 3 个反映企业创新水平的指标:创新总量指数得分、创新人均得分、创新单位面积得分的区间为 0~100,平均数分别为51.36、50.91 和51.35;标准差约为 28,比较接近。政策虚拟变量的区间为 0~1,均值约为 0.06,标准差约为 0.24,由于地级市样本太多,而设立试验区的城市不多,数值较小。由于大部分控制变量采用比例数据,进行了量纲处理,且取了对数,数值较小,标准差也不大。

表 3 是主要变量的相关系数表。从中可以 看出创新总量指数得分、创新人均得分、创新单

表1 变量定义与说明

| 创新总量指数得分 | |
|----------|---|
| 创新人均得分 | |
| 创新单位面积得分 | |
| 政策虚拟变量 | 处理组建设试验区后的年份取1,其他情况都取0 |
| 人口规模 | ln(年末总人口+1) |
| 工业化程度 | ln(规模以上工业企业数/地级市 GDP+1) |
| 教育程度 | ln(教育事业费支出/地方一般公共预算支出+1) |
| 科研投入 | ln(科学技术支出/地方一般公共预算支出+1) |
| 外商直接投资 | ln(外商实际投资额/地级市 GDP+1) |
| | 创新人均得分 创新单位面积得分 政策虚拟变量 人口规模 工业化程度 教育程度 科研投入 |

表 2 描述性统计

| 创新人均得分 2814 50.91 28.72 0.34 100.0 创新单位面积得分 2821 51.35 28.33 0.34 100.0 project 2821 0.062 0.241 0 1 lpop 2815 5.850 0.727 0.000 9.31: lind 2793 0.471 0.255 0.020 3.261 ledu 2776 1.258 0.901 0.013 3.410 | 变量名 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|----------|------|-------|-------|-------|--------|
| 创新単位面积得分 2821 51.35 28.33 0.34 100.0 project 2821 0.062 0.241 0 1 lpop 2815 5.850 0.727 0.000 9.315 lind 2793 0.471 0.255 0.020 3.265 ledu 2776 1.258 0.901 0.013 3.410 | 创新总量指数得分 | 2821 | 51.36 | 28.30 | 0.34 | 100.00 |
| project 2821 0.062 0.241 0 1 lpop 2815 5.850 0.727 0.000 9.313 lind 2793 0.471 0.255 0.020 3.261 ledu 2776 1.258 0.901 0.013 3.410 | 创新人均得分 | 2814 | 50.91 | 28.72 | 0.34 | 100.00 |
| lpop 2815 5.850 0.727 0.000 9.315 lind 2793 0.471 0.255 0.020 3.261 ledu 2776 1.258 0.901 0.013 3.410 | 创新单位面积得分 | 2821 | 51.35 | 28.33 | 0.34 | 100.00 |
| lind 2793 0.471 0.255 0.020 3.261 ledu 2776 1.258 0.901 0.013 3.410 | project | 2821 | 0.062 | 0.241 | 0 | 1 |
| ledu 2776 1.258 0.901 0.013 3.410 | lpop | 2815 | 5.850 | 0.727 | 0.000 | 9.315 |
| | lind | 2793 | 0.471 | 0.255 | 0.020 | 3.261 |
| lsci 2778 0.127 0.066 0.001 0.31 | ledu | 2776 | 1.258 | 0.901 | 0.013 | 3.410 |
| | lsci | 2778 | 0.127 | 0.066 | 0.001 | 0.311 |
| lfdi 2346 0.261 0.292 0.000 3.626 | lfdi | 2346 | 0.261 | 0.292 | 0.000 | 3.626 |

| 变量 | 创新总量 指数得分 | 创新 人均得分 | 创新单位 面积得分 | project | lpop | lind | ledu | lsci | lfdi |
|----------|--------------|----------------------|--------------|-----------|----------|-----------|-----------|-------|------|
| 创新总量指数得分 | 1 | | | | | | | | |
| 创新人均得分 | 0.739*** | 1 | | | | | | | |
| 创新单位面积得分 | 0.795*** | 0.722*** | 1 | | | | | | |
| project | 0.126*** | 0.123*** | 0.122*** | 1 | | | | | |
| lpop | 0.525*** | -0.081*** | 0.300*** | 0.014 | 1 | | | | |
| lind | 0.192*** | 0.038** | 0.213*** | -0.052*** | 0.217*** | 1 | | | |
| ledu | 0.302*** | 0.276*** | 0.311*** | 0.168*** | 0.114*** | -0.124*** | 1 | | |
| lsci | 0.022 | -0.049*** | -0.007 | -0.049*** | 0.072*** | 0.195*** | -0.740*** | 1 | |
| lfdi | 0.177*** | 0.197*** | 0.217*** | -0.022 | 0.018 | 0.284*** | 0.033 | 0.004 | 1 |
| \\ | | . en elle tat. I end | | | | | | | |

表3 相关系数表

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

位面积得分两两高度相关,说明指标非常接近,对地级市企业创新水平的衡量没有太大的出入。主要解释变量 project 都对三个因变量呈显著正相关关系,初步说明了政策虚拟变量对企业创新有明显的的促进作用。

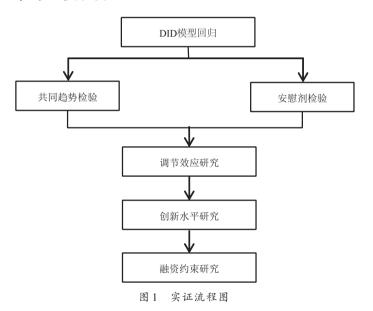
五、实证检验与分析

整个实证分析过程按基础回归、共同趋势检验、安慰剂检验、进一步分析的流程进行,如图 1 所示。

(一)基本实证结论

首先检验金融综合改革试验区对企业创新的政策效应,表4为根据式(1)运用 DID 模型做的基础回归,因变量分别为创新总量指数得分、创新人均得分、创新单位面积得分;(1)列、(3)列与(5)列没有添加控制变量;(2)列、(4)列与(6)列添加了控制变量,控制了地区固定效应和时间固定效应;括号中为稳健标准误差;星号标识系数显著性;观测值(N)2000多个。

(1)列、(3)列与(5)列的政策虚拟变量 project 的系数都为正,创新总量指数得分的回归结果为 1.701,创新人均得分的回归结果为 1.323,创新单



位面积得分的回归结果为 0.654,且(1)列与(3)列结果显著,说明在控制了设立试验区的地级市与其他城市差异的情况下,金融综合试验区能对企业创新产生积极影响。创新总量指数得分、创新人均得分、创新单位面积得分的回归系数由大到小,说明进行了人口与地区面积的分摊后,金融综合试验区能对企业创新产生积极影响也逐渐减弱。(2)列、(4)列与(6)列的政策虚拟变量 project 的系数符号也都为正,创新总量指数得分的回归结果为 2.092,创新人均得分的回归结果为 1.440,创新单位面积得分的回归结果为 0.827。相对于没有加控制变量时,数值有所上升,创新总量指数得分与创新人均得分的结果比较显著,创新单位面积得分的系数不显著,从符号为正也可以看出金融综合试验区能对企业创新产生正面影响,试验区的建立能够通过金融改革对企业创新带来有利帮助,假设 1得到了验证。

人口规模(lpop)、工业化程度(lind)、教育程度(ledu)3个控制变量的系数都显著为正。人口规模的系数结果显著为正,说明人口集聚对企业创新有正面作用,为人力资源与技术变革提供保障。工业化程度的回归结果显著为正,证实了工业建设对企业创新非常重要,是企业创新投入中不可或缺的一环。教育程度的系数结果为正,说明教育水平的提高能有效促进企业创新,创新的成果可以由熟练技术工人提供,教育能为企业带来知识积累,促进人力资源的创新性,高教育水平的管理人员也能意识到企业创新的重要性,对企业的创新活动提供更多的关注与支持。科研投入(lsci)与外商直接投资(lfdi)的系数结果有正有负,但是不显著。

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 文里 | 创新总量 | | 创新人 | 均得分 | 创新单位 | 面积得分 |
| project | 1.701** | 2.092** | 1.323* | 1.440* | 0.654 | 0.827 |
| project | (0.821) | (0.999) | (0.696) | (0.844) | (0.437) | (0.548) |
| Inon | | 2.077*** | | 2.089*** | | 0.964** |
| lpop | | (0.688) | | (0.760) | | (0.376) |
| lind | | 4.744*** | | 3.393** | | 3.315*** |
| iina | | (1.456) | | (1.570) | | (0.857) |
| ledu | | 3.083*** | | 3.833*** | | 2.597*** |
| teau | | (0.721) | | (0.684) | | (0.327) |
| lsci | | -6.850 | | -10.310 | | 3.213 |
| tsci | | (7.903) | | (7.639) | | (3.421) |
| lfdi | | -0.479 | | 0.328 | | 0.230 |
| ijai | | (0.930) | | (0.902) | | (0.413) |
| | 51.254*** | 36.669*** | 50.827*** | 34.534*** | 51.308*** | 42.791*** |
| _cons | (0.154) | (4.407) | (0.158) | (4.706) | (0.071) | (2.341) |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 2821 | 2313 | 2814 | 2313 | 2821 | 2313 |
| R^2 | 0.926 | 0.916 | 0.922 | 0.922 | 0.984 | 0.983 |

表4 试验区对企业创新的影响

注:括号内为标准误差;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

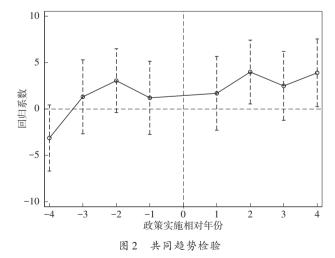
(二)共同趋势检验

为了使 DID 模型的检验结果为可靠估计,需要排除准实验构造中出现实验组与对照组本身就有差异的情况,进而根据事件研究法(event study approach)对平行趋势这一假设进行检验。

$$innovation_{ii} = \alpha + \beta \sum D_{-}n_{ii} + \omega \sum Dn_{ii} + \phi X_{ii} + \delta_{i} + \gamma_{i} + \mu_{ii}$$
 (2)

其中: β 和 ω 为政策虚拟变量的回归系数。

将生成的八个虚拟变量 D_4-D_1、D4-D1 和控制变量对因变量创新总量指数得分进行回归,根据回归结果做出趋势图,结果如图 2 所示。圆圈代表各个政策时间的回归系数,穿过圆圈的虚线为对应系数的置信区间,D_4-D_1的归回系数在 0 附近波动,回归结果不显著,说明在政策实施之前,对照组与实验组的企业创新程度没有明显差别,共同趋势假设成立。政策后的虚拟变量的系数可以反映政策的动态效果,D2和D4系数显著为正说明政策具有滞后效应,金融综合改革试验区对企业创新的影响缓慢波动加大,项目大约需要实施 2 期以后效果才逐渐显现出来。



(三)安慰剂检验

1. 更换控制组

一个干净可靠的准实验的设立需要处理组与对照组符合随机分配原则,本文采取周立和雷中豪(2020)的方法,将对照组选取为金融发展较为突出的省份,鉴于此,对照组剔除了内蒙古、黑龙江、西藏、青海、宁夏的地级市,而处理组仍为原先设立了金融综合改革试验区的地级市。按上述方法处理后,实验组与控制组的金融发展状况都满足符合设立试验区的条件,人为选择实验组与控制组的情况可以得到很好地控制。

表 5 为更换控制组后的回归结果,因变量为创新总量指数得分,(1)列没有添加控制变量,(2)列添加了控制变量,都控制了地区固定效应和时间固定效应。(1)列的政策虚拟变量 project 的回归系数为 1.717,(2)列的政策虚拟变量 project 的回归系数为 2.037,都显著为正。因此试验区对企业创新的促进作用并不是由人为控制对照组与实验组的分组而产生的。

2. 随机分组与抽取政策时间

通过随机抽取处理组与政策时间进行安慰剂检 验,进一步将分组与时间选取的人为因素降到最低, 排除对照组与政策提前的时机可能仍然会受到主观 选择的影响。如果随机抽取的处理组与政策时间得 到的回归结果显著,则表示项目的实施并不是提高企 业创新能力的原因,结果不显著说明企业创新能力的 提升确实是受到了试验区项目的影响。首先将数据 按照地级市分组,随机排序,然后将前34个地级市作 为实验组,其余地级市作为对照组。在前34个地级市 的时间变量(年份)中每个地级市随机抽取一个年份 作为其政策时间,根据实验组、对照组的分类和政策 时间生成二元变量,政策时间之后的实验组取1,其余 均取0,再根据式(1)对创新指数进行回归。将以上抽 取并回归过程重复500次,结果如图3所示。其中散 点图为回归结果的系数与p值的散点图,折线图为500 个回归系数的核密度函数。直观上看系数为0的p值 接近1,大部分的系数也分布在v轴左侧,符号为负,鲜

表5 更换对照组的安慰剂检验

| 变量 | (1) | (2) | | | |
|---------|------------------|------------------|--|--|--|
| 文里 | 创新总量指数得分 | | | | |
| project | 1.717**(0.824) | 2.037**(1.000) | | | |
| lpop | | 2.006***(0.687) | | | |
| lind | | 5.330***(1.548) | | | |
| ledu | | 3.167***(0.762) | | | |
| lsci | | -5.852(8.724) | | | |
| lfdi | | 0.110(1.052) | | | |
| _cons | 53.257***(0.164) | 37.551***(4.523) | | | |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | | | |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | | | |
| N | 2529 | 2120 | | | |
| R^2 | 0.922 | 0.912 | | | |

注:括号内为标准误差;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

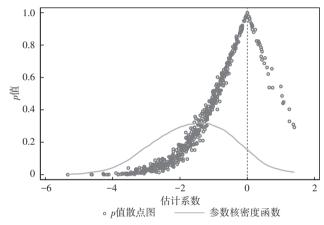


图 3 随机分组与抽取政策时间的安慰剂检验

有系数分布在y轴右侧且显著。因此与基础回归结果中政策虚拟变量系数显著为正的结果不一致,所以对照组与实验组随机分组并随机设定政策时间的反事实并不会对企业创新产生影响,回归结果通过了该安慰剂检验。

(四)调节效应研究

根据前文的理论分析,金融综合改革试验区能促进企业创新是因为设立试验区的地级市进行了金融制度的改革,金融行业的发展得以通过各种方式对企业缓解融资约束及监管公司治理,金融服务为企业创新提供了良好的外部条件。因此企业创新能力提升。那么金融改革对企业创新的影响是否确实是受到金融发展

的驱动?为了分析金融改革带来的金融行业的发展对企业创新带来的影响,将金融发展作为调节效应纳入模型中,从而捕捉金融改革促进企业创新的途径。

表6引入金融发展与政策虚拟变量的交互项作为调节效应,金融发展通过两个指标来体现,其一是金融业从业人员(emp),金融行业发展越壮大,其从业人员越多;其二是金融机构人民币存款余额(dep),金融机构存款是金融行业运行的基础,存款资金为后续的借贷等活动提供资金,是金融行业发展的源泉。模型因变量为创新总量指数得分,调节

表6 调节效应分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | | | |
|-------------|------------------|------------------|------------------|------------------|--|--|--|
| 文里 | 创新总量指数得分 | | | | | | |
| emp_project | 0.179**(0.081) | 0.217**(0.097) | | | | | |
| dep_project | | | 0.100**(0.046) | 0.122**(0.056) | | | |
| lpop | | 1.867**(0.888) | | 2.077***(0.688) | | | |
| lind | | 4.521***(1.461) | | 4.734***(1.457) | | | |
| ledu | | 2.932***(0.724) | | 3.072***(0.722) | | | |
| lsci | | -7.164(8.074) | | -7.005(7.911) | | | |
| lfdi | | -0.564(0.931) | | -0.479(0.931) | | | |
| _cons | 51.472***(0.155) | 38.084***(5.528) | 51.394***(0.153) | 36.695***(4.403) | | | |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | | | |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | | | |
| N | 2753 | 2269 | 2809 | 2311 | | | |
| R^2 | 0.925 | 0.916 | 0.925 | 0.916 | | | |
| | | | | | | | |

注:括号内为标准误差;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

变量分别为金融业从业人员(emp)和金融机构人民币存款余额 $(dep)_{\circ}(1)$ 列与(3)列没有添加控制变量,(2)列与(4)列添加了控制变量,都控制了地区固定效应和时间固定效应。

表 6 中金融业从业人员与政策虚拟变量的交互项(emp_project)系数显著为正,没有添加和添加控制变量的结果分别为 0.179 和 0.217;金融机构人民币存款余额与政策虚拟变量的交互项(dep_project)系数同样显著为正,没有添加和添加控制变量的结果分别为 0.100 和 0.122。交互项系数显著为正说明试验区的金融行业发展对企业创新具有积极影响,金融行业越发达的试验区企业创新能力越强。因此假设 2 得到验证。

(五)对企业创新技术水平的影响

由前文的实证结果已知试验区能促进企业创新,但对企业创新水平没有做具体考察。创新成果中包含的科研能力与技术含量有高有低,技术含量越高,越接近技术前沿,企业的核心竞争力越强,越难以被其他企业超越与取代。掌握世界顶尖技术的企业除了能维护自身的实力与优势,还能提升国家科技实力、竞争力与国际地位。因此前沿的创新水平异常重要。

专利数量意味着企业创新产出,虽然不是所有的企业都对创新成果申请了专利,但专利数量所代表的新颖性创造性技术性的产品的出现,则可标志为产品不断更新换代的体现,同时,专利有着严格的法律规定,是法律体系对企业创新与技术的保护,其按照审查周期、授权率等因素的不同可分为不同的类别,有专门的的审核制度,数据公开透明,方便查询。因此本文沿用徐洁香等(2020)的思路,采用不同类型的专利数来衡量企业创新成果的质量。

我国的专利技术分为三类:发明专利、实用新型专利和外观设计专利,发明专利研发难度、审核标准最难,所需周期最长;外观设计专利则最容易。从三类专利的申请数量可以看出企业创新水平的高低。接下来分别使用发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种专利数量对政策虚拟变量进行回归,考察金融制度对企业创新技术水平的影响。

表7仍然为式(1)的回归结果,(1)列、(2)列和(3)列的因变量分别替换为地级市内企业申请的发明专利、实用新型专利和外观设计专利数量,数据来源于朗润龙信中国区域创新创业指数的专利授权数的子维度指标。三个回归都添加了控制变量,都控制了地区固定效应和时间固定效应。发明专利的回归系数为2.336,结果显著;实用新型专利的回归系数为3.046,结果非常显著;外观设计专利的回归系数为-1.348,结果不显著。这说明试验区的金融制度改革可以促使企业产出高质量的创新成果,去追赶技术前沿,但研发资金更多地被用于实用新型专利的研发,使得企业更

表7 对不同专利产出的影响

| | • | | | | | |
|---------|------------------|------------------|------------------|--|--|--|
| केट हि. | (1) | (2) | (3) | | | |
| 变量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 | | | |
| project | 2.336**(0.953) | 3.046***(0.768) | -1.348(1.164) | | | |
| lpop | 0.268(0.833) | 0.296(0.805) | 2.091*(1.138) | | | |
| lind | 2.419*(1.308) | 4.561***(1.244) | 5.443***(1.898) | | | |
| ledu | 1.835**(0.746) | 4.191***(0.662) | 1.744(1.080) | | | |
| lsci | 4.149(8.137) | 4.192(6.896) | 26.205**(10.667) | | | |
| lfdi | 2.162*(1.123) | -1.530**(0.714) | -3.000***(1.109) | | | |
| _cons | 47.445***(5.211) | 44.788***(5.060) | 33.632***(7.231) | | | |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | | | |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | | | |
| N | 2313 | 2313 | 2313 | | | |
| R^2 | 0.919 | 0.936 | 0.842 | | | |
| | | | | | | |

注:括号内为标准误差;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

加注重产品实际效用而非外表的新颖性。因此假设3得到验证。

(六)融资约束改善对创新技术水平的影响

前面的理论分析中讨论过,金融体制改革影响企业创新的主要途径是缓解融资约束,即缓解公司的财务紧张,使得公司有更多的金融资源投入创新活动当中。通过实证发现,试验区使企业主要强化实用新型创新,对前沿技术水平创新也具有一定的作用。那么试验区内金融资源的使用对企业创新水平有何影响,是否会沿袭前面的观点?为了探讨这个问题,同样采用调节效应,通过添加融资约束与政策虚拟变量的交互项来捕捉融资约束的改善对企业不同创新水平的影响。

表 8 引入融资约束与政策虚拟变量的交互项作为调节效应,融资约束的改善通过两个指标来体现,其一是金融机构人民币贷款余额(loan),金融行机构贷款余额越多,企业的外部融资规模越大;其二是地级市的风险投资数量(vc),风险投资是创新企业研发资金的重要融资渠道,是许多无法获得银行贷款或还没上市的中小企业创新活动得以进行的资金保障。回归因变量仍然为三类专利的数量,(1)列和(2)列的因变量为发明专利,(3)列和(4)列的因变量为实用新型专利,(5)列和(6)列的因变量为外观设计专利。调节变量分别为

金融机构人民币贷款余额(loan)和风险投资数量(vc)。六个回归都添加了控制变量,都控制了地区固定效应和时间固定效应。

表 8 中发明专利数量的回归系数分别为 0.126 和 0.471,都比较显著;实用新型专利数量的回归系数分别为 0.173 和 0.736,结果非常显著;外观设计专利数量的回归系数分别为 -0.053 和 -0.114,结果不显著。与表 7 一样,无论是金融机构贷款的增加还是企业吸引的风险投资数目的增加,都对企业创新产生了促进作用。企业融资所得的资金可以推动企业走向技术前沿,但比不上对实用产品的创新,这也符合企业创新难度大、不确定性、与不可预见性的特征,企业出于风险考量,不一定会将资金都用于前沿研究,而更多地考虑改良产品的性能。因此企业更多地倾向于实用新型专利的研究。

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 发里 | 发明专利 | | 实用新 | 型专利 | 外观设计专利 | |
| loan_project | 0.126**(0.052) | | 0.173***(0.043) | | -0.053(0.064) | |
| vc_project | | 0.471**(0.204) | | 0.736***(0.175) | | -0.114(0.252) |
| lpop | 0.210(0.831) | 0.268(0.832) | 0.196(0.800) | 0.309(0.807) | 2.064*(1.137) | 2.107*(1.134) |
| lind | 2.315*(1.313) | 2.425*(1.308) | 4.563***(1.248) | 4.586***(1.247) | 5.263***(1.905) | 5.462***(1.898) |
| ledu | 1.925**(0.768) | 1.832**(0.747) | 4.194***(0.684) | 4.189***(0.661) | 1.987*(1.109) | 1.748(1.080) |
| lsci | 5.309(8.191) | 4.031(8.151) | 5.206(7.029) | 3.928(6.905) | 22.981**(10.829) | 26.133**(10.683) |
| lfdi | 2.337**(1.123) | 2.159*(1.124) | -1.494**(0.715) | -1.544**(0.715) | -2.891***(1.119) | -3.009***(1.109) |
| _cons | 47.753***(5.203) | 47.490***(5.205) | 45.516***(5.045) | 44.750***(5.069) | 34.198***(7.227) | 33.483***(7.211) |
| 地区固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 2279 | 2313 | 2279 | 2313 | 2279 | 2313 |
| R^2 | 0.920 | 0.919 | 0.936 | 0.936 | 0.842 | 0.842 |

表8 融资约束改善对不同专利产出的影响

注:括号内为标准误差;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著性水平。

六、结论与政策建议

以金融综合改革试验区为试点的金融改革工作,活跃民间资本,扩宽融资渠道,引导高效投资,加强企业监管,防范金融风险,为促进企业创新作出了突出贡献,也为全国的金融发展与金融改革提供了宝贵经验。为考察金融综合改革试验区与企业创新之间的关系,首先,选用2010—2019年的地级市面板数据,运用多时点 DID模型,对2012—2017年的12个金融改革综合试验区的政策效果开展评估分析,并通过构造准自然试验分析试点项目是否对企业创新产生影响;其次,用共同趋势检验判断了准自然实验的前提的合理性,再通过变换对照组、随机抽取回归两种方法进行安慰剂检验,以证明基础回归结果的可靠性;最后,通过调节效应和变换因变量进一步研究政策效果和考察试点项目对企业创新影响的途径。

基于以上实证考察步骤,得到以下结论:

- 一是根据 DID 模型实证分析得出政策虚拟变量显著为正,说明金融综合改革试验区对企业创新有积极影响。试验区通过金融制度改革,促进金融体系的发展,使得金融体系能够充分发挥集中储蓄、调动资源、促进风险交易、监督投资和实施公司治理等功能,能够缓解企业融资约束,为企业创新活动提供更多的外部资金,金融体系的资金委托方也能监管企业治理,关注企业创新项目进展,提高企业的创新积极性。因此能提高企业的创新能力。
- 二是引入金融发展指标与政策虚拟变量的交互项后,交互项的系数显著为正,说明金融综合改革试验区对企业的促进作用是由金融发展程度来调节的。试验区的金融改革措施落到实处,金融制度确实能使企业享受到金融资源的合理配置带来的好处,才能为企业创新活动提供活力。因此金融体系的健康发展才是企业创新的有利保障。
- 三是分别以发明专利、实用新型专利和外观设计专利为因变量,对其进行回归后,对发明专利的回归结果符号显著为正,对实用新型专利的回归结果为正且非常显著,对外观设计专利的回归结果为负,加入融资

约束与政策虚拟变量的调节项后依然如此。这说明试验区对企业创新水平的提升有很大的促进作用,试验区为企业创新提供的资金优势与监督职责能减少企业的低水平创新,使企业将精力转移到较高水平的创新上去,企业也会有一定的前沿技术研究。

依据研究结论,提出以下政策建议:

- 一是继续深化金融综合改革工作,完善试验区的试点制度设计安排。规范与发展民间融资,引导民间资本进入合规合法的金融市场,而不是停留在风险较大、制度不规范的民间借贷市场。支持中小企业信贷,扩大中小企业信贷规模,降低中小企业融资门槛,缓解中小企业融资约束,促进中小企业蓬勃发展,活跃金融市场与信贷业务。丰富金融产品类型,提供覆盖全面、能满足各种需求的融资理财产品,为企业的外部融资提供多种渠道。
- 二是加强对企业的监管措施,促进企业创新活力。构建清晰合理的产权交易制度,出台系统完善的经济产权法,为经济业务提供法律依据与法制保障,提供有法可依的市场环境,促进企业间合作,扩大贸易投资规模,加大风险投资力度。建立健全征信体系和完善地方金融监管,强化全社会信用体系,推进商务诚信,做到信息公开,增加透明度,严惩失信企业与高管,使得企业融资的创新创业投资落到实处,将金融资源合理运用到创新项目当中。
- 三是为高科技企业提供多方面全方位的扶持政策,在金融风险可控的情况下,支持创新企业上市融资, 走向国际舞台,探索前沿科技。鼓励高学历科研人员到创新企业工作,加大人才吸引力度,提供充足的福利 保障措施,加强企业的人才资源优势,培养艰苦奋斗的创新精神,提高科技创新水平,向世界科技前沿不断 奋进。

参考文献

- [1] 安同良,周绍东,皮建才,2009. R&D补贴对中国企业自主创新的激励效应[J]. 经济研究,44(10):87-98,120.
- [2] 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[J]. 经济研究,55(10): 124-140.
- [3] 陈晔婷,朱锐,宋志刚,等,2018.金融改革对全要素生产率的影响研究——基于五个国家级金融改革试验区的经验数据[J].中国管理科学,26(9):19-28.
- [4] 戴静,杨筝,刘贯春,等,2020.银行业竞争、创新资源配置和企业创新产出——基于中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究,(2):51-70.
- [5] 方云龙,刘佳鑫,2021.自由贸易试验区设立能促进企业创新吗?——来自创业板上市公司的经验证据[J].国际金融研究,(9):25-33.
- [6] 郝项超,梁琪,李政,2018. 融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析[J]. 经济研究,53(6):127-141.
- [7] 蒋殿春,张宇,2008. 经济转型与外商直接投资技术溢出效应[J]. 经济研究,(7):26-38.
- [8] 刘小元, 林嵩, 2013. 地方政府行为对创业企业技术创新的影响——基于技术创新资源配置与创新产出的双重视角 [J]. 研究与发展管理, 25(5): 12-25.
- [9] 毛其淋, 2019. 外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新?[J]. 金融研究, (1): 72-90.
- [10] 王春杨, 兰宗敏, 张超, 等, 2020. 高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J]. 中国工业经济, (12): 102-120.
- [11] 王贤彬, 王明灿, 郑莉萍, 2020. 金融改革推动地方经济高质量发展了吗?——来自国家金融综合改革试验区设立的证据[J]. 经济社会体制比较, (4): 11-20.
- [12] 温军, 冯根福, 2018. 风险投资与企业创新:"增值"与"攫取"的权衡视角[J]. 经济研究, 53(2): 185-199.
- [13] 谢呈阳,胡汉辉, 2020. 中国土地资源配置与城市创新: 机制讨论与经验证据[J/OL]. 中国工业经济, (12): 85-103. [2021-01-01]. https://doi.org/10.19581/j. cnki. ciejournal. 2020. 12. 004.
- [14] 徐洁香,雷颖飞,邢孝兵,2020.自由贸易试验区的创新质量效应研究[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),(4):
- [15] 闫永生,李凌飞,邵传林,2022.金融改革与区域创新能力——基于国家金融综合改革试验区设立的准自然实验[J]. 华东经济管理,36(2):32-40.
- [16] 周立, 雷中豪, 2020. 金融试验改革对地区经济增长的影响研究——基于双重差分法(DID)的经验证据[J]. 财经论 丛, (4): 43-54.
- [17] 庄毓敏, 储青青, 马勇, 2020. 金融发展、企业创新与经济增长[J]. 金融研究, (4): 11-30.

[18] AMORE M D, SCHNEIDER C, ZALDOKAS A, 2013. Credit supply and corporate innovation [J]. Journal of Financial Economics, 109(3): 835-855.

- [19] BECHEIKH N, LANDRY R, AMARA N, 2006. Lessons from innovation empirical studies in the manufacturing sector: A systematic review of the literature from 1993 to 2003[J]. Technovation, 26(5-6): 644-664.
- [20] BECK T, LEVINE R, 2002. Industry growth and capital allocation: Does having a market- or bank-based system matter? [J]. Journal of Financial Economics, 64(2): 147-180.
- [21] BENFRATELLO L, SCHIANTARELLI F, SEMBENELLI A, 2008. Banks and innovation: Microeconometric evidence on Italian firms[J]. Journal of Financial Economics, 90(2): 197-217.
- [22] BERNSTEIN S, 2015. Does going public affect innovation? [J]. The Journal of Finance, 70(4): 1365-1403.
- [23] BEUGELSDIJK S, CORNET M, 2002. 'A far friend is worth more than a good neighbour': Proximity and innovation in a small country[J]. Journal of Management & Governance, 6(2): 169-188.
- [24] BLACK B S, GILSON R J, 1998. Venture capital and the structure of capital markets: Banks versus stock markets [J]. Journal of Financial Economics, 47(3): 243-277.
- [25] BLACKBURN K, HUNG VT, 1998. A theory of growth, financial development and trade[J]. Economica, 65(257): 107-124.
- [26] BROWN JR, FAZZARIS M, PETERSEN BC, 2009. Financing innovation and growth: Cash flow, external equity, and the 1990s R&D boom[J]. Journal of finance, 64(1): 151-185.
- [27] FÄRE R, GROSSKOF S, NORRIS M, et al, 1994. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries[J]. The American Economic Review, 84(1): 66-83.
- [28] GORODNICHENKO Y, SCHNITZER M, 2013. Financial constraints and innovation: Why poor countries don't catch up [J]. Journal of the European Economic Association, 11(5): 1115-1152.
- [29] HALL BH, 2002. The financing of research and development [J]. Oxford Review of Economic Policy, 18(1): 35-51.
- [30] HALL BH, LERNER J, 2010. The financing of R&D and innovation [R]. Handbook of the Economics of Innovation, 1: 609-639.
- [31] HOLMSTROM B, 1989. Agency costs and innovation [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 12(3): 305-327.
- [32] HUYBENS E, SMITH B, 1999. Inflation, financial markets and long-run real activity [J]. Journal of monetary economics, 43 (2): 283-315.
- [33] KLEINKNECHT A, MONTFORT V K, BROUWER E, 2002. The non-trivial choice between innovation indicators [J]. Economics of Innovation and New Technology, 11(2): 109-121.
- [34] LERNER J, SORENSEN M, STROMBERG P, 2011. Private equity and long-run investment: The case of innovation [J]. The Journal of Finance, 66(2): 445-477.
- [35] LEVINE R, 1997. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. Journal of Economic Literature, 35 (2): 688-726.
- [36] MEIERRIEKS D, 2014. Financial development and innovation: Is there evidence of a schumpeterian finance innovation nexus?[J]. Annals of Economics and Finance, 15(2): 343-363.
- [37] MICHIE J, 1998. Introduction. The internationalisation of the innovation process [J]. International Journal of the Economics of Business, 5(3): 261-277.
- [38] RAJAN R G, ZINGALES L, 2001. Financial systems, industrial structure, and growth [J]. Oxford Review of Economic Policy, 17(4): 467-482.
- [39] SCHUMPETER J, 1911. The theory of economic development[M]. Cambridge: Harvard University Press.
- [40] STOCK G N, GREIS N P, FISCHER W A, 2002. Firm size and dynamic technological innovation [J]. Technovation, 22 (9): 537-549.
- [41] TSAI W, 2001. Knowledge transfer in intraorganizational networks: Effects of network position and absorptive capacity on business unit innovation and performance[J]. Academy of Management Journal, 44(5): 996-1004.

Research on the Influence of Comprehensive Financial Reform Project on Enterprise Innovation: Quasi-natural Experiment Based on Panel Data of Prefecture-level Cities

Xiao Ni, Lin Tian'ai

(School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: There is a close relationship between financial reform and enterprise innovation. Can the comprehensive financial reform pilot zone promote enterprises to advance to high-end technology? What are the experiences and lessons of this bottom-up all-round pilot work to promote the innovation and development of enterprises? How should the financial system of the pilot work be optimized to further enhance the innovation ability of enterprises? Therefore, based on these problems, taking the relationship between financial comprehensive reform pilot zones and enterprise innovation as the research object, which collects the relevant panel data from 2010 to 2019, and using the difference-in-difference (DID) model, the policy effects of twelve national financial comprehensive reform pilot zones were evaluated. The relationship and influence between financial system reform and enterprise innovation capability was studied and discussed, and the corresponding policy suggestions were put forward. The results show that the financial comprehensive reform pilot zone can promote enterprise innovation, which in turn improves the comprehensive index of enterprise innovation in the cities in the pilot zone. The more developed the financial system, the greater the degree of promoting enterprise innovation in the experimental area, and the financial system can positively influence enterprise innovation by easing financing constraints. The financial comprehensive reform pilot zone can effectively reduce risks and enhance the innovation level of enterprises.

Keywords: comprehensive financial reform pilot zone; enterprise innovation; quasi-natural experiment