

# 科创板设立与主板企业创新 ——基于竞争的传导路径

江承鑫<sup>1</sup>, 刘 斌<sup>2</sup>, 黄 坤<sup>3</sup>

(1. 重庆理工大学 会计学院, 重庆 400054; 2. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400030;  
3. 华中科技大学 管理学院, 湖北 武汉 430074)

**摘要:**企业创新投资对加快实施创新驱动发展战略至关重要。作为支持科技创新企业上市的重要举措,设立科创板能否激发市场整体的创新活力,带动更多企业创新?文章以 2015—2022 年 A 股主板上市公司为研究样本,采用双重差分模型对此进行实证检验,研究发现:(1)科创板增强了主板企业在创新领域的竞争压力,并促使其增加创新投入;(2)竞争压力的增强幅度越大,主板企业的创新投入增加越多;(3)科创板促进创新投入的效应依赖于主板企业是否处于技术领先地位,但不受其融资约束的影响。上述结果表明,科创板可以强化产品市场的创新竞争,并跨越资本市场的板块边界,激发主板企业的创新活力。文章拓展了科创板促进科技创新的作用边界和路径,揭示了不同层次上市板块之间基于竞争的交互影响,回应了相关文献的“熊彼特效应”与“逃离竞争效应”之争。

**关键词:**科创板;企业创新;竞争;逃离竞争效应

中图分类号:F832.5;F275 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2026)02-0154-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240224.102

## 一、引言

党的二十大报告指出,要加快实施创新驱动发展战略,强化企业科技创新主体地位。资本市场是企业积累创新资本的重要平台,健全资本市场功能、提高直接融资比重,对创新驱动发展战略至关重要。三十多年来,我国资本市场为实体经济做出了重要贡献,然而,股票市场长期秉持的高财务门槛让大量有潜力的企业望而却步,导致市场结构与企业构成未能有效匹配(辜胜阻等, 2016)。特别地,直接融资需求旺盛的创新企业往往因财务绩效较差而难以上市,制约了我国科技创新领域的资本积累。更重要的是,由于缺乏创新企业的进入威胁,已上市企业可以更轻易地维持旧创新的垄断租金,因而开展新创新的意愿不足,这会损害市场整体的创新活力。在此背景下,支持创新企业上市的资本市场改革具有重要意义。

2018 年 11 月 5 日,习近平总书记在首届中国国际进口博览会开幕式上宣布,将在上海证券交易所设立科创板。科创板重点支持新一代信息技术、高端装备、新材料、新能源、节能环保以及生物医药等高新技术产业和战略性新兴产业,制定更具包容性的上市条件,允许符合科创板

收稿日期:2023-09-16

基金项目:国家社会科学基金重点项目(22AGL011);国家社会科学基金青年项目(23CGL013);教育部人文社会科学研究青年基金项目(20YJC790046);重庆理工大学科研启动基金资助项目(2023ZDR027)

作者简介:江承鑫(1996—),男,四川广安人,重庆理工大学会计学院讲师,硕士生导师,管理学博士;

刘 斌(1962—),男,重庆璧山人,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,管理学博士;

黄 坤(1992—)(通讯作者),女,河南永城人,华中科技大学管理学院讲师,管理学博士。

定位、尚未盈利或存在累计未弥补亏损的企业在科创板上市。<sup>①</sup>与既有的其他上市板块(本文称之为主板)相比,<sup>②</sup>科创板具有鲜明的科技创新行业属性,其上市门槛大幅降低了财务绩效要求,且增加了研发投入等创新绩效要求。截至2022年底,已有约500家科技创新企业在科创板上市,总市值超过58万亿元。可见,科创板是我国多层次资本市场体系中专注于创新的重要一环,极大降低了创新企业的上市门槛。

通过降低创新企业的上市门槛,科创板有助于增强市场的整体创新能力:一方面,创新企业不确定性高且缺乏抵押品的特性与股权融资相匹配(张一林等,2016),股票投资者对企业风险现金流的定价也更高(Benninga等,2005);另一方面,公司首次发行上市可以筹集到大量的股权融资,上市后也有再融资的机会(祝继高和陆正飞,2012),因而科创板通过支持创新企业上市,极大满足了创新活动对股权融资的需求。需要指出的是,虽然股票市场存在上市板块的边界,但企业面临的产品市场和相应的技术创新是相通的,因此,对与科创板上市公司具有重合产品市场或技术创新的主板企业而言,其在创新领域面临的竞争压力(本文称之为“创新竞争压力”)会随着科创板的设立而提高。

经济学理论认为竞争对创新具有重要影响(Aghion和Howitt,1992)。因此,科创板对主板企业创新竞争压力的增强也势必会作用于其创新决策。从现有文献来看,这种作用既可能是正向的也可能是负向的。一方面,根据熊彼特效应,竞争会对创新产生负向影响:竞争越激烈,企业既有创新成果的垄断租金就越少,而内源融资是创新的重要基础(Schumpeter,1943),因此这会削弱企业的创新能力。另一方面,根据逃离竞争效应,竞争会对创新产生正向影响:竞争越激烈,企业预期通过新的创新提升技术能力、提高竞争优势所带来的增量利润则越高(Aghion等,2001),其创新意愿也就越强。总之,科创板对主板企业创新竞争压力的增强是较为明确的,但其进一步如何影响主板企业创新投入还是一个需要实证检验的问题。

本文以2015—2022年A股主板上市公司为研究样本,以科创板的设立为外生冲击,采用业务范围文本相似度识别科创板的处理强度,构建双重差分(DID)模型对上述问题进行了实证检验。研究发现:第一,与科创板企业的业务范围相似度较高的主板企业在科创板设立后的创新竞争压力和创新投入均显著提高,这表明科创板对主板企业的创新竞争压力和创新投入会产生正向影响;第二,创新竞争压力在科创板设立后增强越多或在科创板设立前越小,主板企业的创新投入提高则越多,这表明创新竞争压力是科创板促进主板企业创新投入的传导路径;第三,上述效应依赖于主板企业的技术领先地位,但不受融资约束的影响,这表明主板企业受创新竞争压力增强而产生了逃离竞争效应,但并未产生熊彼特效应。

本文可能的边际贡献主要有以下几点:(1)现有文献或是直接研究科创板(赖黎等,2022;吴锡皓和张弛,2022;薛爽和王禹,2022;俞红海等,2022),或是从注册制与信息环境视角考察科创板的溢出效应(刘瑞琳和李丹,2022;巫岑等,2022),本文则从上市门槛与创新竞争的视角拓展了科创板促进企业创新的作用边界和作用路径;(2)现有文献主要从企业层面入手,考察企业上市对其竞争企业的影响(Hsu等,2010;Chemmanur和He,2011;Aghamolla和Thakor,2022),本文则将这一逻辑延伸到资本市场的制度改革,揭示了不同层次资本市场间基于竞争的交互影响;(3)现有文献通常以产品市场竞争为切入点(Aghion等,2001;毛其淋和许家云,2019),本文则

① 摘自中国证券监督管理委员会公告(2019)2号,《关于在上海证券交易所设立科创板并试点注册制的实施意见》。

② 当前,上交所、深交所的上市板块格局为主板和科创板、主板和创业板,但创业板在2020年实施注册制改革前与科创板有本质区别,为便于表述,在本文中将其归于主板范畴。

从资本市场进入门槛变化的视角为竞争与企业创新之间关系的“熊彼特效应”与“逃离竞争效应”之争提供了经验证据。

## 二、研究假设

### (一) 科创板设立与主板企业创新竞争压力

技术和市场需求的不确定性使创新活动面临高风险(王玉泽等, 2019), 导致创新企业更适合股权融资: 对于银行等债权融资供给者而言, 创新失败可能使其损失本金, 创新成功却只能为其带来事前约定的固定收益, 收益与风险不相匹配(Stiglitz 和 Weiss, 1981); 对于股权融资供给者而言, 创新成功的高额回报以股权市值或分红的方式予以分配, 股权融资的长期性也更符合创新活动的长周期需求(张一林等, 2016)。已有研究也普遍认为股权融资更适合支持创新(Levine, 2002; 张一林等, 2016)。公司上市可以筹集到大量的股权资本, 上市后也有再融资的机会(祝继高和陆正飞, 2012); 同时, 股票的流通性更好、定价效率更高, 有助于股权质押。因此, 上市可以更好地满足企业创新活动的资金需求。然而, 由于上市制度过于强调企业财务绩效和风险规避, 我国股权融资市场在一定程度上存在“排斥创新企业、偏好非创新企业”的结构性错配问题, 导致创新企业很难上市, 参与市场竞争的能力较弱, 从而使已上市企业具有相对竞争优势。设立科创板极大地改变了上述现状。

首先, 科创板的行业要求具有鲜明的创新属性, 优先支持符合国家战略、拥有关键核心技术、科技创新能力突出、主要依靠核心技术开展生产经营……具有较强成长性的企业。<sup>①</sup>其次, 从上市条件来看, 主板不仅对净利润有较高且长期的要求, 对现金流或营业收入也有较高要求, 甚至设置了无形资产的上限; 创业板虽然在注册制改革后有所降低, 但也没有提供支持创新的单独条款; 科创板的上市财务条件为五选一, 有对净利润不作要求的条款, 也有对研发投入的要求, 还有完全不要求净利润、营业收入而仅要求创新指标的条款。最后, 从实际财务表现来看, 科创板企业在上市首年的研发投入明显高于其他板市场, 而净利润、营业收入、经营性现金流量净额等传统财务指标又明显低于后者。<sup>②</sup>综上所述, 科创板使大量创新企业得以上市, 为暂未上市的创新企业提供了上市机会。虽然未上市企业、科创板企业与主板企业之间存在资本市场的边界, 但它们面临的产品市场和相应的技术创新是相通的, 某个企业群体的融资能力提高, 会通过竞争影响特定行业或领域内的其他企业。例如, 企业股价对竞争企业的 IPO 产生负面反应(Akhigbe 等, 2003; Hsu 等, 2010; 胡志强等, 2017), 企业会迫于竞争对手上市带来的竞争压力而同样选择上市(Aghamolla 和 Thakor, 2022), IPO 提高了拟上市企业的产品市场竞争优势, 促使在位企业采取积极的差异化策略(胡志强等, 2019)等。因此, 科创板的设立会使创新企业的上市机会变大、上市数量增加, 提升其创新能力或潜在的创新能力, 从而增强其所属行业或领域的创新竞争并作用于主板企业。基于上述分析, 本文提出如下研究假设:

假设 1: 科创板增强了主板企业的创新竞争压力。

### (二) 科创板设立与主板企业创新投入

科创板设立所产生的创新竞争效应是如何进一步影响主板企业的创新投入的? 要回答这一问题, 首先有必要回顾讨论竞争与创新关系的文献。以熊彼特为代表的学者们认为, 竞争会对创新产生负面影响, 形成打击创新的力量(菲利普·阿吉翁等, 2021)。他们认为, 竞争会侵蚀创

<sup>①</sup> 详见《科创板首次公开发行股票注册管理办法(试行)》。

<sup>②</sup> 各板块上市条件和上市首年财务表现由作者自相关资料整理所得, 限于篇幅未在文中披露, 如有需要可向作者索取。

新所能获得的垄断租金(Caballero 和 Jaffe, 1993),这一方面会直接削弱企业创新的经济激励,另一方面还会减少企业创新所依赖的内源融资。部分经验研究为竞争与创新的负相关性提供了证据。例如,Liu等(2021)基于中国加入WTO的实证检验发现,进口竞争对中国企业创新造成负面影响;田晖等(2021)发现进口竞争总体上抑制了中国制造业高质量发展,创新在两者的关系中发挥了相应的中介作用。

随着越来越多的经验证据出现,一些学者开始提出新的理论解释,认为竞争可能正向影响创新。部分学者指出,占据垄断地位的企业不愿意创新的原因在于,新的创新会打破过去的创新,进而损害旧创新所能维持的垄断租金(菲利普·阿吉翁等,2021),当竞争加剧时,旧创新的垄断租金,即创新前租金,势必会降低,企业通过创新提升技术能力和竞争效率带来的增量利润提高(Aghion等,2001),其创新意愿也就越强。相关的经验证据也非常丰富,国外研究中,Aghion等(2001)发现,进口关税减免引致的进口竞争会促使本国企业开展研发创新以保持原有的市场份额;Hombert和Matray(2018)发现,美国企业可以采取增加产品差异化的策略以降低来自中国的进口竞争的负面影响。国内研究中,张杰等(2014)基于1999—2007年中国工业企业数据的研究表明,竞争与创新呈现显著且稳健的正向关系;毛其淋和许家云(2014,2019)发现,对外直接投资、贸易自由化会使中国企业面临着更激烈的海外市场竞争,促使其加大研发投入以避免被国际市场竞争淘汰。

综合上述文献来看,竞争既可能通过降低垄断租金而抑制企业创新,也可能通过增加逃离竞争的边际收益而促进企业创新。遵循已有文献(Aghion等,2015;Shu和Steinwender,2019)的表述,本文将这两种效应分别称为熊彼特效应(Schumpeterian effect)和逃离竞争效应(Escape-competition effect)。此外,还有学者综合以上两种效应提出了竞争与创新的倒U形关系:当竞争较弱时,逃离竞争效应占主导地位,创新随竞争的加剧而增加;当竞争较强时,熊彼特效应占主导地位,创新随竞争的加剧而减少(Aghion等,2005)。

众多实证研究所得出的线性关系囊括了处于不同市场环境和竞争结构、具有不同基本特质的企业,是一种综合效应,很难从中分离出适用于当前我国经济环境的结论。此外,本文是企业层面的研究,且解释变量是科创板设立这一虚拟变量,不适用于基于行业层面的非线性关系。当然,主板企业所属行业处于倒U形的哪个阶段,仍与本文的预期密切相关。虽然张杰等(2014)认为我国处于倒U形曲线的前半段,但这是基于2007年以前的数据所得出的结论,在宏观经济环境、资本市场制度、上市公司质量等已发生较大变化的今天不一定适用。因此,现有文献还不能明确得出科创板影响主板企业创新的具体方向。

科创板给主板企业带来的创新竞争与一般意义上的产品市场竞争存在共性,但也存在差异,要预测其对创新投入的影响方向,还需要更具体的分析。就熊彼特效应而言:首先,与一般意义上的竞争一致,科创板带来的创新竞争使主板企业预期已有创新所享有的垄断租金会降低,可用于支持创新的资金会减少,迫使其减少创新投入;其次,科创板提高了主板企业竞争对手的融资能力,在金融资源总量有限的前提下,这会导致主板企业的融资能力相对下降,从而使其减少创新投入;最后,科创板的科技创新属性决定了其吸收的资金主要以创新企业的股票为投资标的,这些创新资金在科创板设立后更少被供给于主板企业的创新活动,这会进一步迫使主板企业减少创新投入。

就逃离竞争效应而言:首先,与一般意义上的竞争一致,科创板带来的创新竞争也可能使主板企业预期当前进行创新可以在未来获得更多垄断租金,从而激励其增加创新投入;其次,创新

竞争对手直接融资能力的提高会对主板企业既有的创新地位构成威胁,使主板企业预期当前已经拥有的创新在未来的垄断租金会下降,现在进行新的创新可以在未来获得更大收益,即旧创新发生贬值,新创新升值,这会激励主板企业放弃旧创新的垄断租金而寻求新的创新,进而增加创新投入;最后,与未能在主板上市的创新企业相比,主板企业在一定程度上可称为“在位企业”,它们有保持旧创新的垄断租金而不进行新创新的动机,科创板打破了主板企业的“在位优势”,抑制了此类动机。

综上所述,基于现有竞争对创新影响的相关理论和证据,科创板对主板企业创新竞争的增强如何进一步作用于其创新投入尚需实证检验。据此,本文提出如下竞争性研究假设:

假设 2a: 科创板促使主板企业减少创新投入。

假设 2b: 科创板促使主板企业增加创新投入。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文的样本公司为在科创板设立前已经上市的沪深 A 股主板上市公司。本文采用双重差分模型进行实证检验,而科创板设立的时间点是 2019 年,因此样本时间范围为 2015—2022 年。考虑到后文的检验需要用到每家公司在样本期间的完整数据,本文剔除了在样本期间有缺失的样本公司,即本文的数据为平衡面板数据。遵循研究惯例,本文还剔除了金融行业上市公司、被 ST 和 \*ST 等特别处理的上市公司以及数据不全的样本。最终,本文共得到 17776 个“公司—年度”观测值。本文所使用的业务范围数据、会计报表数据和公司治理数据等均来自国泰安数据库(CSMAR),年度报告的文本信息来自巨潮网。

#### (二) 模型构建与变量定义

为检验假设 1,本文构建如下双重差分(DID)模型:

$$InnoComp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Treat_i + \beta_c Control_{it} + Year + Firm + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $InnoComp$  表示创新竞争压力;  $Post$  表示科创板设立前后的虚拟变量;  $Treat$  表示科创板设立的处理强度;  $Control$  表示控制变量,借鉴相关研究的做法(阮睿等, 2021),其包括企业规模( $Size$ )、资产负债率( $Lev$ )、总资产收益率( $ROA$ )、企业年龄( $Age$ )、分析师跟踪( $Analyst$ )、账面市值比( $BTM$ )、股票年度收益率( $Return$ )、股权集中度( $EC$ )、两职合一( $Dual$ )、年度报告文本语调( $Tone$ )等变量;  $Year$  和  $Firm$  分别表示年度和公司固定效应。根据假设 1,预期  $\beta_1$  显著为正。

为检验假设 2a 和假设 2b,本文在模型(1)的基础上构建如下 DID 模型:

$$RD_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Treat_i + \beta_c Control_{it} + Year + Firm + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $RD$  表示创新投入;其余变量同模型(1)。不同的是,本文参考创新投入的影响因素研究(刘斌和江承鑫, 2022),选取企业规模( $Size$ )、资产负债率( $Lev$ )、总资产收益率( $ROA$ )、企业年龄( $Age$ )、股权集中度( $EC$ )、两职合一( $Dual$ )、产权性质( $SOE$ )等作为控制变量。若  $\beta_1$  显著为负(正),则假设 2a(2b)得到证实。

如何度量科创板对主板企业的处理强度( $Treat$ ),是模型(1)和模型(2)的关键。显然,与科创板覆盖业务重合度较高的主板企业受科创板的冲击更强。然而,同行业企业之间在业务同程度和竞争关系上也存在差异,仅用是否与主板企业属于同行业的科创板企业数量或规模度量  $Treat$  可能不够精确。为此,本文借鉴 Hoberg 和 Phillips(2016)的做法,采用主板企业与科创板的业务范围文本的余弦相似度构建这一变量:计算每家主板企业  $i$  与同行业科创板企业  $j$  的

业务范围文本的余弦相似度( $SIM_{ij}$ ), 加总后得到识别科创板对主板企业处理强度的变量 $SIM_i$ 。文本余弦相似度的具体计算方法见后文。

需要特别指出的是, 仅基于主板企业与科创板企业的业务范围构建  $SIM$  识别  $Treat$  可能存在特定行业发展趋势的干扰。例如, 行业形势、产业政策等宏观因素可能使特定行业在科创板设立后的时期内发展较快、IPO 的数量相对较多, 属于该行业的主板企业的  $SIM$  也相对更大, 而且这些因素也可能使该行业的创新竞争压力( $InnoComp$ )和创新投入( $RD$ )在科创板设立后提高, 从而导致  $Post \times Treat$  的系数混杂了这些因素的影响。显然, 上述宏观因素对特定行业 IPO 数量的影响并不限于科创板。基于此, 本文计算了每家主板企业  $i$  与 2019—2022 年期间上市的主板企业  $k$  的业务范围相似度( $SIM_{ik}$ ), 加总后得到反映时间趋势的变量  $SIM_{1i}$ 。最后, 用  $SIM_i$  与  $SIM_{1i}$  回归的残差识别时间趋势所不能解释的  $SIM_i$ , 作为相对干净的科创板对主板企业的处理强度的度量( $Treat$ )。

本文用文本向量夹角大小(余弦)度量文本相似度。首先, 用 jieba 对业务范围文本分词; 其次, 用 TF-IDF 方法计算每个词的逆文本频率, 公式为:  $idf(w) = \log[N/df(w)]$ , 其中,  $idf(w)$  表示词  $w$  的逆文本频率,  $N$  表示文本篇数,  $df(w)$  表示出现了  $w$  的文本篇数; 再次, 计算每篇文本中所有词的 TF-IDF 值, 公式为:  $TF-IDF(w) = tf(w) \times idf(w)$ , 其中,  $tf(w)$  表示  $w$  在该篇文本的词频; 最后, 将每篇文本向量化, 元素为所有词, 元素的值为  $TF-IDF(w)$ , 随后计算向量夹角的余弦, 其值越大表明夹角越小, 文本的余弦相似度越大, 公式为:  $SIM = \cos(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i \times Y_i)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i)^2} \times \sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_i)^2}}$ , 其中,  $n$  表示向量长度(词语总数),  $X_i$  和  $Y_i$  分别代表  $i$  公司业务范围向量和  $j$  公司业务范围向量中每个元素的值。

如何度量主板企业的创新竞争压力( $InnoComp$ ), 是本文实证检验的另一个难点。本文借鉴张成思等(2021)的做法, 利用文本分析技术挖掘上市公司年度报告中披露的关于创新竞争的文本信息, 计算企业的创新竞争压力  $InnoComp$ 。具体来说: 首先, 以上市公司的年度报告文本为语料, 采用 word2vec 模型分别对种子词“创新”和“竞争”进行拓展, 得到与之相关的词汇列表; 其次, 识别出年度报告中出现创新相关词汇的句子, 并计算其中出现竞争相关词汇的次数( $Words$ ); 最后, 用  $Words$  加 1 的自然对数对年度报告文本长度的自然对数回归, 取残差为  $InnoComp$  变量, 其值越大, 表明创新竞争压力越强。表 1 的 Panel A 展示了拓展出的创新竞争关键词, Panel B 展示了识别出的创新竞争文本示例。

所有变量的定义总结于表 2。

表 1 文本分析结果示例

Panel A 拓展出的创新竞争关键词表				
类型	关键词			
创新	创新、研发、技术、前沿、产学研、原创、技术、创造、新型、攻关、科研、研究、开发、科技、科学			
竞争	并立、博弈、定价权、话语权、角逐、竞合、竞争、劣势、领先、落后、马太效应、趋同、商战、淘汰、同质、洗牌、优胜劣汰、优势、争夺、逐鹿			
Panel B 识别出的创新竞争文本示例				
股票简称	会计年度	文本示例	创新关键词	竞争关键词
昌红科技	2020	企业才能形成高水平的研发和技术团队以应对激烈竞争	研发、技术	竞争
中国宝安	2020	企业若不能适应市场变化和客户需求, 持续保持技术领先优势及持续创新能力, 将可能面临被市场淘汰的风险	技术、创新	竞争、领先、优势、淘汰
光威复材	2020	公司开发新产品也可能面临与国内其他企业的竞争	开发	竞争

注: 部分相关词语单独出现时不具有区分度, 如“推动”“激变”等, 本文剔除了这些词语; 部分词语相互重合, 如“竞争”与“市场竞争”, 本文剔除了这种重复。

表 2 变量定义

变量代码	变量名称	变量定义
<i>Words</i>	创新文本中的竞争词数	见上文
<i>InnoComp</i>	创新竞争压力	见上文
<i>RD</i>	创新投入	费用化研发支出与资本化研发支出之和/期末总资产
<i>Post</i>	科创板开板前后	2019–2022年取1, 2015–2018年取0
<i>SIM</i>	业务范围相似度	见上文
<i>Treat</i>	科创板对主板企业的处理强度	见上文
<i>Size</i>	公司规模	期末总资产的自然对数
<i>Lev</i>	财务杠杆	期末总负债/期末总资产
<i>ROA</i>	盈利能力	当期净利润/期末总资产
<i>Age</i>	企业年龄	上市总年数的自然对数
<i>EC</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
<i>Dual</i>	两职合一	董事长与总经理是否为同一人
<i>SOE</i>	产权性质	国有企业取1, 非国有企业取0
<i>Analyst</i>	分析师关注	出具分析报告的分析师数量加1的自然对数
<i>BTM</i>	账面市值比	账面净资产/市值
<i>Return</i>	股票回报率	(年末股价-年初股价)/年初股价
<i>Tone</i>	年度报告文本语调	(积极词汇数-消极词汇数)/(积极词汇数+消极词汇数)

#### 四、实证检验

##### (一)描述性统计

##### 1. 变量有效性检验

为确保业务范围文本相似度(*SIM*)的有效性,本文检验了非同行业公司样本与同行业公司样本的*SIM*是否存在显著差异。结果如表3的Panel A所示,同行业公司样本的*SIM*显著大于非同行业公司样本,支持了*SIM*的有效性。为确保创新竞争压力(*InnoComp*)的有效性,本文检验了*InnoComp*与反映市场集中度的赫芬达尔-赫希曼指数(*HHI*)的相关性。结果如表2的Panel B所示,*InnoComp*与*HHI*的相关系数显著为负,支持了*InnoComp*的有效性。

表 3 变量有效性检验

Panel A <i>SIM</i> 的有效性检验					
不同行业		同行业		差异	<i>T</i> 值
均值	观测数	均值	观测数		
0.0216	2 883 916	0.0252	2 648 034	0.0036***	120
Panel B <i>InnoComp</i> 的有效性检验					
与 <i>HHI</i> 的相关系数				<i>P</i> 值	
-0.0713***				0.0000	

注:上标\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同;Panel A的数据结构为“公司对”形式,故观测数较大。

##### 2. 描述性统计

本文主要变量的描述性统计情况如表4所示。*Words*的均值为10.9973,这表明平均每份年报的创新相关文本中约有11个竞争相关词汇;*RD*的均值为0.0194,这表明平均每家主板企业的年度研发支出与总资产之比为1.94%。

表 4 描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Words</i>	17776	10.9973	9.6373	0	126
<i>RD</i>	17776	0.0194	0.0178	0	0.0830
<i>Post</i>	17776	0.5000	0.5000	0	1
<i>Treat</i>	17776	0.0283	0.4347	-1.0115	1.0102
<i>Size</i>	17776	22.5868	1.3202	20.1668	26.5955
<i>Lev</i>	17776	0.4334	0.1949	0.0644	0.8775
<i>ROA</i>	17776	0.0322	0.0629	-0.2633	0.1909
<i>Age</i>	17776	12.9542	7.3974	0	28
<i>EC</i>	17776	0.5621	0.1490	0.2321	0.8960
<i>Dual</i>	17776	0.2587	0.4379	0	1
<i>SOE</i>	17776	0.3857	0.4868	0	1
<i>Analyst</i>	17776	2.3618	1.9149	0	5.8289
<i>BTM</i>	17776	0.6334	0.2662	0.1220	1.2205
<i>Return</i>	17776	0.1036	0.5004	-0.5570	2.1500
<i>Tone</i>	17776	0.2193	0.1445	-0.1365	0.5142

注：*InnoComp*是回归残差，其描述性统计无实际意义，故这里报告的是创新文本中的竞争词数*Words*。

## (二) 回归结果

假设 1 的检验结果如表 5 列(1)和列(2)所示，分别为没有纳入控制变量和纳入控制变量的回归结果，两组回归均控制了年度固定效应和公司固定效应。可见，*Post*×*Treat* 的回归系数分别为 0.0708 和 0.0598，且均在 1% 的水平上显著。这表明科创板设立后，与科创板企业的业务范围越相似，主板企业的创新竞争压力越强，符合假设 1 的预期。

假设 2 的检验结果如表 6 列(1)和列(2)所示，分别为没有纳入控制变量和纳入控制变量的回归结果，两组回归均控制了年度固定效应和公司固定效应。可见，*Post*×*Treat* 的回归系数均为 0.0031，且均在 1% 的水平上显著。这表明科创板设立后，与科创板企业的业务范围越相似，主板企业越会进行更多创新投入，符合假设 2b 的预期。需要指出的是，创新投入增加只能说明主板企业在总体上表现出逃离竞争效应的预期，并不意味着与之对立的熊彼特效应不存在，本文将在后续的进一步检验中对此展开分析。

## (三) 稳健性检验

### 1. 平行趋势检验

采用双重差分模型的重要前提之一是实验组和对照组之间满足平行趋势条件，即在政策实施之前，两组的结果变量需要有一致的变化趋势。为检验模型(1)和模型(2)是否满足平行趋势假定，本文构建如下模型：

$$\begin{aligned} InnoComp_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Post2016_t \times Treat_i + \beta_2 Post2017_t \times Treat_i + \beta_3 Post2018_t \times Treat_i \\ & + \beta_4 Post2019_t \times Treat_i + \beta_5 Post2020_t \times Treat_i + \beta_6 Post2021_t \times Treat_i \\ & + \beta_7 Post2022_t \times Treat_i + \beta_c Control_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} RD_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Post2016_t \times Treat_i + \beta_2 Post2017_t \times Treat_i + \beta_3 Post2018_t \times Treat_i \\ & + \beta_4 Post2019_t \times Treat_i + \beta_5 Post2020_t \times Treat_i + \beta_6 Post2021_t \times Treat_i \\ & + \beta_7 Post2022_t \times Treat_i + \beta_c Control_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

表5 科创板设立与主板企业创新竞争压力

	(1) <i>InnoComp</i>	(2) <i>InnoComp</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0708*** (3.72)	0.0598*** (3.13)
<i>Size</i>		-0.0168 (-1.00)
<i>Lev</i>		0.0644 (1.21)
<i>ROA</i>		0.0940 (1.31)
<i>Age</i>		-0.0117 (-0.37)
<i>EC</i>		-0.2138*** (-2.82)
<i>Dual</i>		-0.0079 (-0.56)
<i>SOE</i>		-0.0279 (-0.89)
<i>Analyst</i>		-0.0052 (-1.52)
<i>BTM</i>		-0.0758** (-1.99)
<i>Return</i>		-0.0027 (-0.29)
<i>Tone</i>		0.3237*** (4.67)
年度	控制	控制
公司	控制	控制
常数项	0.1023*** (11.75)	0.6579 (1.40)
观测数	17 776	17 776
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.016	0.021

表6 科创板设立与主板企业创新投入

	(1) <i>RD</i>	(2) <i>RD</i>
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0031*** (6.96)	0.0031*** (7.00)
<i>Size</i>		-0.0029*** (-6.23)
<i>Lev</i>		0.0001 (0.05)
<i>ROA</i>		0.0005 (0.28)
<i>Age</i>		0.0009 (1.42)
<i>EC</i>		0.0018 (0.80)
<i>Dual</i>		0.0001 (0.35)
<i>SOE</i>		-0.0014** (-2.00)
年度	控制	控制
公司	控制	控制
常数项	0.0173*** (97.88)	0.0735*** (6.11)
观测数	17 776	17 776
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.085	0.101

其中, *Post*<sub>2016</sub>—*Post*<sub>2022</sub> 分别表示是否为 2016—2022 年的虚拟变量; 其他变量分别同模型(1)和模型(2)。本文以 2015 年为基准年, 因而模型中没有针对 2015 年的变量。结果如表 7 的 Panel A 所示, *Post*<sub>2016</sub>×*Treat*、*Post*<sub>2017</sub>×*Treat* 和 *Post*<sub>2018</sub>×*Treat* 的系数均不显著, 这表明在科创板设立前, *Post*×*Treat* 对 *InnoComp* 和 *RD* 均没有显著影响, 符合平行趋势假定。

## 2. 安慰剂检验

除了科创板设立的影响, 企业行为还可能受到许多其他不可观测的宏观因素的影响, 因此即使模型满足平行趋势, 也不能保证实证结果一定是由科创板的设立所导致的。为此, 本文设计了一个安慰剂检验。总体思路是, 选取与政策实际发生年度不同的另一年度为假定的政策实施年度, 再进行与主检验同样的检验。若检验结果显著且与主检验结果一致, 则表明主检验所得的结果在没有政策实施的情况下也存在, 没有通过安慰剂检验; 若检验结果不显著, 则表明主检验所得的结果在没有政策实施的情况下不存在, 通过安慰剂检验。

在假定的实验窗口与真实的实验窗口不重合的前提下, 为使研究样本所处的宏观环境与主检验尽量相近, 也为尽可能得到充足的样本量, 本文以距离真实的实验窗口最近的 2015—2018 年为假定的实验窗口, 以 2011—2014 年为对照窗口。同时, 将 *Treat* 追溯到安慰剂检验的时间窗口, 即每家公司的 *Treat* 不变, 仅改变 *Post* 的取值。其他设定同模型(1)和模型(2)。

结果如表 7 的 Panel B 所示,  $Post \times Treat$  的回归系数均不显著, 这表明假设 1 和假设 2 的检验结果在没有政策实施的情况下不再存在, 通过了安慰剂检验。

表 7 平行趋势检验与安慰剂检验

Panel A 平行趋势检验	(1)	(2)	Panel B 安慰剂检验	(1)	(2)
	<i>InnoComp</i>	<i>RD</i>		<i>InnoComp</i>	<i>RD</i>
$Post2016 \times Treat$	0.0127 (0.54)	-0.0002 (-0.60)	$Post \times Treat$	-0.0323 (-1.25)	0.0009 (1.51)
$Post2017 \times Treat$	0.0217 (0.83)	-0.0003 (-0.77)			
$Post2018 \times Treat$	0.0281 (1.05)	0.0008 (1.58)			
$Post2019 \times Treat$	0.0609** (2.08)	0.0024*** (4.26)			
$Post2020 \times Treat$	0.0691** (2.25)	0.0030*** (4.97)			
$Post2021 \times Treat$	0.0914*** (2.88)	0.0037*** (5.78)			
$Post2022 \times Treat$	0.0811** (2.54)	0.0034*** (5.11)			
控制变量	控制	控制	控制变量	控制	控制
年度	控制	控制	年度	控制	控制
公司	控制	控制	公司	控制	控制
常数项	0.6624 (1.40)	0.0737*** (6.12)	常数项	0.8089 (1.49)	0.0677*** (3.59)
观测数	17 776	17 776	观测数	13 504	13 504
$R^2$	0.021	0.102	$R^2$	0.052	0.032

### 3. 改变主要变量定义

本文还尝试改变主要变量的计算方法。第一, 用同行业企业在科创板的上市数量识别处理强度 ( $Treat1$ ), 计算方法为:  $Treat1_i = IPOs1_i / (IPOs2_i + 1)$ , 其中,  $IPOs1$  表示同行业企业在科创板的 IPO 数量,  $IPOs2$  表示同行业企业在主板的 IPO 数量; 第二, 用创新文本中出现竞争的句子数除以创新文本长度度量创新竞争压力 ( $InnoComp1$ ); 第三, 计算创新投入时用营业收入平减 ( $RD1$ )。改变主要变量定义后, 模型 (1) 的回归结果如表 8 列 (1) 与列 (3) 所示, 模型 (2) 的回归结果如表 8 列 (2) 与列 (4) 所示, 结果均保持稳健。

表 8 改变主要变量定义的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>InnoComp</i>	<i>RD</i>	<i>InnoComp1</i>	<i>RD1</i>
$Post \times Treat1$	0.0379*** (3.08)	0.0026*** (8.60)		
$Post \times Treat$			0.0033** (2.51)	0.0045*** (4.09)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6939 (1.47)	0.0743*** (6.20)	0.1252*** (4.45)	0.0144 (0.50)
观测数	17 776	17 776	17 776	17 776
$R^2$	0.021	0.111	0.051	0.084

## 五、进一步分析

### (一) 传导路径检验

前文对假设 2b 的理论分析是以假设 1 为前提的, 即科创板通过加剧主板企业的创新竞争压力促使其增加创新投入。为从实证上更严密地说明假设 1 是假设 2b 的传导路径, 本文接下来

构建两个机制检验。其一，王彦超和蒋亚含(2020)用《反垄断法》实施后各地区行政垄断下降程度与 *Post* 交乘，以检验《反垄断法》通过缓解行政垄断影响企业行为的理论逻辑，本文借鉴这一做法，用创新竞争压力在科创板设立后的增强程度与 *Post* 交乘。具体而言：分别计算每家主板企业在科创板设立前后的 *InnoComp* 均值，用后者减去前者，得到科创板设立后主板企业创新竞争压力的增强程度(*Change*)，用 *Change* 替代模型(2)中的 *Treat*，预期 *Post*×*Change* 的系数显著为正。其二，对事前(科创板设立前)创新竞争压力较弱的主板企业而言，科创板增强创新竞争压力的效应会更强。据此，本文还按科创板设立前 *InnoComp* 的相对高低将样本分为两组。

回归结果如表 9 所示。Panel A 中，*Post*×*Change* 的系数在 5% 的水平上显著为正，这表明科创板设立后，创新竞争压力加剧越多的主板企业越倾向于增加创新投入。Panel B 中，*Post*×*Treat* 的系数在科创板设立前 *InnoComp* 较小和较大的样本中均显著为正，但前者的绝对值大于后者，且两者差异在 5% 的水平上显著，这表明科创板增强创新竞争压力的效应在事前创新竞争压力较弱的主板企业中更明显。综合以上两组回归结果可以推断，创新竞争压力加剧是主板企业受科创板影响而增加创新投入的传导路径。

表 9 传导路径检验

Panel A	(1) <i>RD</i>	Panel B	(1) 科创板设立前 <i>InnoComp</i> 较小 <i>RD</i>	(2) 科创板设立前 <i>InnoComp</i> 较大 <i>RD</i>
<i>Post</i> × <i>Change</i>	0.0011** (2.40)	<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.0034*** (5.55)	0.0025*** (4.12)
		系数差异 <i>P</i> 值	0.0009** 0.020	
控制变量	控制	控制变量	控制	控制
年度	控制	年度	控制	控制
公司	控制	公司	控制	控制
常数项	0.0737*** (6.12)	常数项	0.0793*** (4.33)	0.0684*** (4.12)
观测数	17 776	观测数	8 536	9 240
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.093	<i>R</i> <sup>2</sup>	0.109	0.098

注：采用费舍尔组合检验方法进行组间系数差异的检验，抽样次数设定为100次，后同。

(二)横截面检验

虽然全样本的实证检验结果支持了假设 2b，但这只能说明科创板对主板企业创新投入的影响在总体上表现为正，并不意味着假设 2a 的效应一定不存在。通过区分不同子样本的检验可以从侧面印证假设 2a，也可以检验假设 2b 的效应在不同子样本中的区别。因此，本文接下来在前文理论分析的基础上展开进一步的横截面检验。

1. 熊彼特效应：企业融资约束

科创板影响主板企业创新的理论机制之一是熊彼特效应：科创板减少了主板企业的垄断租金，挤占了其资金来源，从而削弱了主板企业的创新能力，迫使其减少创新投入。已有文献表明，外部融资环境对企业创新的影响取决于企业面临的融资约束(张璇等, 2019)。如果主板企业本来面临的融资约束较强，那么科创板竞争对手对垄断租金的削减和对金融资源的挤占更会促使其减少创新投入。因此本文进一步预期，在融资约束较强的样本中，符合假设 2b 的检验结果更弱，甚至表现出符合假设 2a 的检验结果。

本文借鉴刘莉亚等(2015)的做法,采用Hadlock和Pierce(2010)提出的 $SA$ 指数度量融资约束,公式为: $SA = -0.737 \times \log(Size) + 0.043 \times [\log(Size)]^2 - 0.040 \times Age$ ,其中, $Size$ 表示企业总资产(百万元), $Age$ 表示企业年龄, $SA$ 越大表示企业融资约束越强。本文计算了每家公司2015—2018年的 $SA$ 均值,按照该均值是否大于其中位数,将样本公司分为融资约束较强和融资约束较弱两组。分组回归结果如表10所示,在融资约束较小的样本和融资约束较大的样本中, $Post \times Treat$ 的系数均显著为正,且两者差异并不显著异于0,由此可以推断,科创板并未对主板企业产生熊彼特效应。

## 2. 逃离竞争效应:企业技术地位

科创板影响主板企业创新的另一条理论机制是逃离竞争效应:创新竞争压力增强后,主板企业预期已有创新的垄断租金会下降,新创新所能带来的增量收益会提高,因而其增加创新投入的激励增强。显然,其中的一个关键因素是科创板使主板企业的旧垄断租金下降了,在科创板成立前,处于技术领先地位的主板企业拥有更多的垄断租金,创新竞争压力的增强对其影响更大,因而其更可能受到逃离竞争效应的影响。现有研究也通常将企业技术水平作为竞争对创新影响的一个重要调节变量。例如,Bloom等(2016)发现,来自中国的进口竞争促使欧洲公司进行创新,同时高技术企业受到保护,而低技术企业存活率下降;陈艳莹和吴龙(2015)的研究表明,中国制造业中新企业的大量进入总体上提升了在位企业的利润率水平,利润率偏低和偏高的企业获得的利润率提升幅度更大。

本文借鉴陈艳莹和吴龙(2015)的做法,用利润率度量企业的技术地位。具体来说,本文计算了每家公司2015—2018年的利润率均值,按该均值是否大于其中位数,将样本公司分为领先企业和落后企业两组。分组回归的结果如表11所示, $Post \times Treat$ 的系数在领先企业样本和落后企业样本中均显著为正,但前者的绝对值显著大于后者,这表明科创板的逃离竞争效应在处于领先地位的主板企业中更强。综上可知,科创板对主板企业创新竞争压力的增强并未产生熊彼特效应进而抑制其创新投入,但产生了逃离竞争效应进而促进主板企业创新投入,这也印证了主检验结果对假设2b的支持。

表10 熊彼特效应:企业融资约束

	(1) 融资约束较小 $RD$	(2) 融资约束较大 $RD$
$Post \times Treat$	0.0027*** (4.35)	0.0032*** (5.27)
系数差异	-0.0005	
$P$ 值	0.190	
控制变量	控制	控制
年度	控制	控制
公司	控制	控制
常数项	0.0753*** (4.65)	0.0640*** (3.32)
观测数	8 888	8 888
$R^2$	0.107	0.105

表11 逃离竞争效应:企业技术地位

	(1) 领先企业 $RD$	(2) 落后企业 $RD$
$Post \times Treat$	0.0042*** (7.25)	0.0021*** (3.18)
系数差异	0.0021***	
$P$ 值	0.000	
控制变量	控制	控制
年度	控制	控制
公司	控制	控制
常数项	0.0973*** (5.61)	0.0552*** (3.19)
观测数	8 800	8 976
$R^2$	0.135	0.078

## 六、结论与启示

设立科创板是我国近年来最为重要的资本市场改革举措之一,其目的是支持科技创新企业上市融资,从而提升整体的科技创新实力。本文以主板企业为分析对象,研究了科创板能否通过竞争的传导路径带动科创板企业之外的更多企业进行创新。研究发现:第一,科创板对创新竞争格局产生了深刻影响,增强了主板企业在创新领域的竞争压力;第二,科创板促使主板企业增加创新投入,且竞争压力在科创板设立后的增强幅度越大,主板企业的创新投入增加越多;第三,科创板促进创新投入的效应依赖于主板企业是否处于技术领先地位,但不受其融资约束的影响,符合逃离竞争效应的预期,但排除了熊彼特效应。上述结果表明,科创板带来的创新竞争压力对主板企业的创新投入主要产生了逃离竞争效应,使主板企业无法依靠上市的“在位优势”固守旧创新,从而提升市场整体的创新活力。

上述结论具有如下政策启示:第一,支持创新企业上市不仅可以从企业融资层面促进创新资本形成,更可以通过增强市场整体的创新竞争,激发更多企业的创新意愿,进而从企业投资层面促进创新资本形成,未来应当进一步发挥好科创板、北京证券交易所等上市平台服务科技创新企业和创新型中小企业的功能,尤其要重视对上市制度的优化,使更多创新实力强但财务绩效差的成长期企业合理享受股票市场的融资便利。第二,本文研究表明,我国主板上市公司处在竞争与创新的倒U形曲线的上升阶段,即竞争促进创新的逃离竞争效应起主导作用,因此在制定激励企业创新的产业政策时,可以考虑进一步打破垄断、强化竞争的举措。第三,科创板是我国多层次资本市场体系中专注于创新的重要一环,既然科创板对主板企业决策也会产生影响,在未来的多层次资本市场建设中,有必要考虑不同层次资本市场之间“跨越边界”的效应。上述结论对未来研究也有所启示:除了产品市场竞争,资本市场制度改革导致的竞争格局变化也可能影响企业创新决策,未来可进一步探究北交所等资本市场改革举措如何影响其他企业行为,以及其他要素市场的竞争格局如何影响企业创新决策等。

### 参考文献:

- [1]陈艳莹,吴龙. 新企业进入对制造业在位企业利润率的影响——基于逃离竞争效应及其异质性的视角[J]. 中国工业经济, 2015, (8): 50-65.
- [2]菲利普·阿吉翁,赛利娜·安托南,西蒙·比内尔. 创造性破坏的力量[M]. 余江,赵建航译. 北京:中信出版集团股份有限公司, 2021.
- [3]辜胜阻,庄芹芹,曹誉波. 构建服务实体经济多层次资本市场的路径选择[J]. 管理世界, 2016, (4): 1-9.
- [4]胡志强,祝文达,陈赛飞. 企业IPO对同行业上市公司的影响:竞争效应还是信息溢出效应?——基于动态产品市场竞争的微博弈模型与实证研究[J]. 管理科学学报, 2019, (6): 57-72.
- [5]胡志强,祝文达,王一竹. IPO行业竞争效应——基于产品市场竞争博弈模型的实证研究[J]. 预测, 2017, (4): 43-49.
- [6]赖黎,蓝春丹,秦明春. 市场化改革提升了定价效率吗?——来自注册制的证据[J]. 管理世界, 2022, (4): 172-184.
- [7]刘斌,江承鑫. “两票制”改革能促进制药企业创新吗[J]. 南开管理评论, 2022, (5): 54-64.
- [8]刘莉亚,何彦林,王照飞,等. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究, 2015, (8): 124-140.
- [9]刘瑞琳,李丹. 注册制改革会产生溢出效应吗?——基于企业投资行为的视角[J]. 金融研究, 2022, (10): 170-188.
- [10]毛其淋,许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新[J]. 世界经济, 2014, (8): 98-125.

- [11]毛其淋, 许家云. 贸易自由化与中国企业出口的国内附加值[J]. 世界经济, 2019, (1): 3–25.
- [12]田晖, 程倩, 李文玉. 进口竞争、创新与中国制造业高质量发展[J]. 科学学研究, 2021, (2): 222–232.
- [13]王彦超, 蒋亚含. 竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 经济研究, 2020, (8): 137–152.
- [14]王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. 中国工业经济, 2019, (3): 138–155.
- [15]巫岑, 饶品贵, 岳衡. 注册制的溢出效应: 基于股价同步性的研究[J]. 管理世界, 2022, (12): 177–198.
- [16]吴锡皓, 张弛. 注册制改革对资本市场定价效率的影响研究——基于 IPO 抑价率的视角[J/OL]. 南开管理评论, 2022.
- [17]薛爽, 王禹. 科创板 IPO 审核问询回复函与首发抑价[J]. 管理世界, 2022, (4): 185–199, 14.
- [18]俞红海, 范思好, 吴良钰, 等. 科创板注册制下的审核问询与 IPO 信息披露——基于 LDA 主题模型的文本分析[J]. 管理科学学报, 2022, (8): 45–62.
- [19]张成思, 孙宇辰, 阮睿. 宏观经济感知、货币政策与微观企业投融资行为[J]. 经济研究, 2021, (10): 39–55.
- [20]张杰, 郑文平, 翟福昕. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验[J]. 中国工业经济, 2014, (11): 56–68.
- [21]张一林, 龚强, 荣昭. 技术创新、股权融资与金融结构转型[J]. 管理世界, 2016, (11): 65–80.
- [22]Aghamolla C, Thakor R T. IPO peer effects[J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(1): 206–226.
- [23]Aghion P, Akcigit U, Howitt P. Lessons from Schumpeterian growth theory[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(5): 94–99.
- [24]Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al. Competition and innovation: An inverted-U relationship[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2): 701–728.
- [25]Aghion P, Harris C, Howitt P, et al. Competition, imitation and growth with step-by-step innovation[J]. *The Review of Economic Studies*, 2001, 68(3): 467–492.
- [26]Aghion P, Howitt P. A model of growth through creative destruction[J]. *Econometrica*, 1992, 60(2): 323–351.
- [27]Akhigbe A, Borde S F, Whyte A M. Does an industry effect exist for initial public offerings?[J]. *The Financial Review*, 2003, 38(4): 531–551.
- [28]Benninga S, Helmantel M, Sarig O. The timing of initial public offerings[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 75(1): 115–132.
- [29]Bloom N, Draca M, Van Reenen J. Trade induced technical change? The impact of Chinese imports on innovation, IT and productivity[J]. *The Review of Economic Studies*, 2016, 83(1): 87–117.
- [30]Caballero R J, Jaffe A B. How high are the giants' shoulders: An empirical assessment of knowledge spillovers and creative destruction in a model of economic growth[J]. *NBER Macroeconomics Annual*, 1993, 8: 15–74.
- [31]Chemmanur T J, He J. IPO waves, product market competition, and the going public decision: Theory and evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2): 382–412.
- [32]Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909–1940.
- [33]Hoberg G, Phillips G. Text-based network industries and endogenous product differentiation[J]. *Journal of Political Economy*, 2016, 124(5): 1423–1465.
- [34]Hombert J, Matray A. Can innovation help U. S. manufacturing firms escape import competition from China?[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(5): 2003–2039.
- [35]Hsu H C, Reed A V, Rocholl J. The new game in town: Competitive effects of IPOs[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(2): 495–528.
- [36]Levine R. Bank-based or market-based financial systems: Which is better?[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2002, 11(4): 398–428.

- [37]Liu Q, Lu R S, Lu Y, et al. Import competition and firm innovation: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 151: 102650.
- [38]Schumpeter J A. Capitalism, socialism, and democracy[M]. 6th ed. London: George Allen & Unwin, 1943.
- [39]Shu P, Steinwender C. The impact of trade liberalization on firm productivity and innovation[J]. *Innovation Policy and the Economy*, 2019, 19: 39–68.
- [40]Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. *The American Economic Review*, 1981, 71(3): 393–410.

## Establishment of the STAR Market and Innovation of Main Board Firms: Based on the Transmission Path of Competition

Jiang Chengxin<sup>1</sup>, Liu Bin<sup>2</sup>, Huang Kun<sup>3</sup>

(1. School of Accounting, Chongqing University of Technology, Chongqing 400054, China;

2. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China;

3. School of Management, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

**Summary:** The STAR Market has lowered the listing threshold for innovative companies. Literatures show that going public can help firms raise capital and thereby enhance their innovation capabilities. At the same time, competition has an important impact on innovation: On the one hand, it will reduce the monopoly rent of old innovations and weaken the innovation capabilities of firms, that is, the Schumpeter effect; on the other hand, it will increase the incremental profits of new innovations and enhance the willingness of firms to innovate, that is, the escape-competition effect. Therefore, can the STAR Market enhance the overall innovation competition in the market, and how will it affect the innovation investment of listed companies in other boards? This paper conducts an empirical study on this issue.

Based on the data of A-share listed companies from 2015 to 2022, this paper takes the establishment of the STAR Market as an exogenous event, uses text similarity to identify treatment intensity, and constructs a DID model for empirical testing. The results show that: (1) The STAR Market enhances the competitive pressure of main board firms in the field of innovation and prompts them to increase innovation investment. (2) The greater the increase in innovation competition, the more the investment in innovation, indicating that innovation competition is the transmission path. (3) The effect of the STAR Market in promoting innovation investment depends on whether main board firms are in a leading position in technology, but is not affected by their financing constraints, supporting the escape-competition effect rather than the Schumpeter effect.

The contributions of this paper are as follows: (1) It expands the scope and path of the STAR Market's role in promoting corporate innovation from the perspective of innovation investment of listed companies in other boards and innovation competition. (2) It extends the micro theoretical logic that the listing of companies affects the decision of competing companies to the macro reform of the capital market system, and reveals the competition-based interaction between capital markets at different layers. (3) It provides empirical evidence for the debate between the “Schumpeter effect” and the “escape-competition effect” in the relationship between competition and corporate innovation from the perspective of changes in capital market threshold.

**Key words:** the STAR Market; corporate innovation; competition; escape-competition effect

(责任编辑 景行)