

# 科创板对资本配置的影响： 来自一级市场的证据

张圣一 王耀璟<sup>1</sup>

**内容摘要:** 作为中国近年来金融体系改革的关键组成部分和服务国家科技创新战略的重要政策工具，科创板率先试点股票注册制发行，为强科创属性行业企业提供优质、快速的上市通道，让金融市场更好助力实体经济高质量发展。一级市场股权投资作为企业融资的重要途径，研究科创板的设立是否影响一级市场PE/VC机构的资本配置、推动更多资金流向强科创属性行业，对评估科创板设立的政策效果具有重要意义。本文利用2017-2021年中国一级市场投融资项目数量和投资额度等数据，通过双向固定效应模型等实证方法研究发现，科创板的设立使得强科创属性行业的投资事件数目和金额均显著增加。处于不同发展阶段、位于不同地域的待融资公司均可享受这一政策带来的红利。

**关键词:** 科创板 资本配置 一级市场

## 一、引言

2023年10月，中央金融工作会议指出：金融是国民经济的血脉。新时代以来，我国金融部门坚持把金融服务实体经济作为根本宗旨，守正创新，落地各项改革，活跃资本市场。其中，于2019年创立的科创板既是中国近年来金融体系改革的关键组成部分，又是服务国家科技创新战略的重要政策工具。评估科创板的设立对引导金融市场服务实体经济的政策效果，对于我国金融部门进一步建立健全资本市场基础设施、推动资本市场优化资产配置方向、助力实体经济高质量发展具有重要的现实意义。

从历史视角看，科创板的诞生是中国资本市场发展的重要一环。自20世纪80年代的股份制改革启动后，中国股票发行、交易需求萌芽。1990年11月，上海证券交易所成立；1991年4月，深圳证券交易所成立。进入21世纪后，建立健全多层次的资本市场体系成为改革重点方向，2019年6月，科创板在上海证券交易所开板，实行注册制试点。同年7月22日，中微公司、心脉医疗、西部超导等25家公司在科创板首批上市。科创板服务国家战略需求，主要满足有硬科技实力、科创属性强的新兴企业融资需求，具体覆盖信息技术、高端装备、新材料、新能源、节能环保和生物医药等行业。作为独立于主板和创业板等既有股票市场的新设板块，科创板（STAR Market）是中国深化多层次资本市场改革、建立健全资本市场基础设施的重要成果。截至2023年12月31日，科创板共有上市公司566家，总市值6.46万亿元人民币。相对于其他市场，科创板试行注册制改革，上市审核流程更快、标准更宽，场内投资者更为专业，为科创属性强的非上市公司提供了更优质的融资渠道。

对于实体经济中的经营主体而言，除登陆二级市场外，一级市场中私募股权和风险投资（PE/VC）机构同样是其融资的重要渠道。目前，一级市场投资对支持创新创业、活跃实体经济的重要意义得到了学界的广泛支持（吴超鹏等，2012；张学勇和张叶青，2016；陈思等，2017；González-Uribe, 2020；Lerner and Nanda, 2020）。我国的风险投资历史尽管不长，但已经快速跃升为仅次于美国的第二大的风投市场，为全球第二多的“独角兽”企业提供资金

---

<sup>1</sup> 张圣一，清华大学经济管理学院硕士研究生；王耀璟（通讯作者），北京大学经济学院助理教授，电子邮箱：[wangyaojing@pku.edu.cn](mailto:wangyaojing@pku.edu.cn)。文责自负。

等多方位的支持（Chen, 2023）。对中国经济而言，PE/VC机构汇集了风险偏好较高、对资产流动性要求较低的投资者，集中其资本投资于初创企业，恰好与后者业务风险较大、投资回收期长的特点相吻合，有力帮助后者成长壮大。因此充分理解我国PE/VC的投资逻辑、有效促进以及定向引导PE/VC机构向符合国家重大战略发展方向的产业进行布局，是孵化高新技术企业、促进科技创新、提升产业结构的有效途径。从特征事实上看，中国一级市场投资在设立科创板之后明显向强科创属性的先进制造和医疗健康等行业倾斜（图1）。

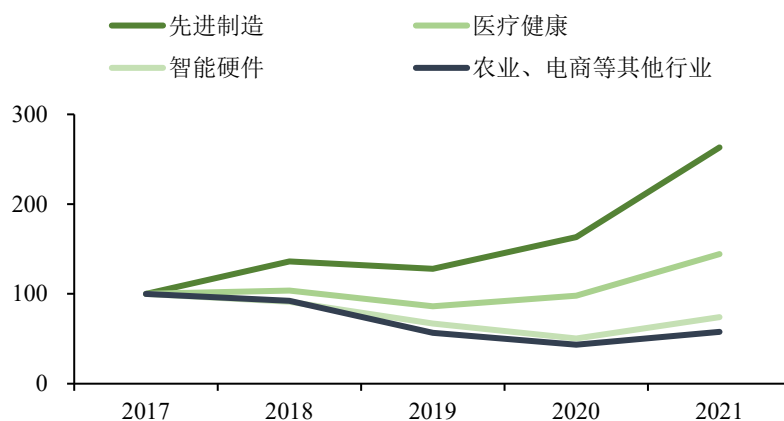


图1 2017-2021年中国一级市场投资事件数目（以2017年为100）

科创板的设立为一级市场上科创属性强的先进制造和医疗健康等行业提供了上市退出机制的边际改进，理性的PE/VC机构将有更强的激励在这些领域投资，从而将更多资本配置于科创属性强的新兴行业。如果这一推断成立，科创板对中国金融市场资本配置和实体经济产业结构的影响渠道将不仅限于二级市场，而可上溯至一级市场。本文将通过理论和实证方法检验上述假说。本文首次通过实证手段研究科创板设立对中国一级市场PE/VC投资方向的影响，利用2017-2021年中国一级市场投融资项目数量和额度等数据，通过固定效应模型等实证方法加以检验。实证结果表明，科创板的设立放松了强科创属性行业企业上市面临的监管审核约束，从而成功吸引一级市场股权投资资金更多配置在强科创属性行业。从行业的层面看，科创板设立使得强科创属性行业的投资事件数目增加81%，投资金额增加76%；从细分领域的层面看，科创板设立使得强科创属性细分领域的投资事件数目增加52%，投资金额增加65%。在改变样本时间范围、排除新冠疫情潜在影响的条件下，结论保持稳健；安慰剂检验亦表明这一结论的稳健性。此外，处于不同发展阶段、位于不同地域的待融资公司均可享受这一政策带来的红利。

本文上承两支相关文献。一方面，关于PE/VC投资的决定因素，有部分文献关注影响其投资策略的宏观经济变量、制度设计等因素。其中，Grill（2019）对关注GDP、通胀和就业率等宏观经济变量和税收、法律、金融体系等制度设计的各类实证文献做了总结和归纳。就我们关心的金融体系如何影响PE/VC投资这一话题而言，已有大量外国文献验证了股票市场发展对PE/VC投资的正向影响（Black and Gilson, 1998； Da Rin et al., 2006； Gompers et al., 2008； Ning et al., 2015； Groh and Wallmeroth, 2016），以及IPO活动增加对PE/VC投资的正向影响（Bonini and Alkan, 2012； Carvell et al., 2013； Felix et al., 2013）。在这些文献中，Gompers et al.（2008）以不同行业内发生的年度投资事件数目作为主要被解释变量，研究了二级市场IPO情况、产业投资情况等因素对PE/VC投资方向的影响，在样本选择和模型设置上为我们的文章提供了很好的启示；Da Rin et al.（2006）利用欧洲市场的相关数据发现，开设单独针对创新创业型企业的股票市场提高了PE/VC投资事件中高科技领域项目的占比。

另一支文献主要关注科创板设立对中国金融市场乃至实体经济各方面的因果影响，主要

集中在其对市场定价效率的影响、对研发投资的影响、对上市公司质量的影响等方面。例如，赖黎等（2022）对比科创板与其他股市板块，发现注册制提高了市场定价效率；又如，刘瑞琳和李丹（2022）发现在科创板注册制改革中提高的强制性信息披露要求促使同行业其他公司提高了研发投入和投资效率；再如，张晓燕和张子健（2022）发现，相对主板上市公司，科创板上市公司在IPO后，研发投入、盈利等增长有一定提高。但是，针对科创板设立对一级市场的影响，仅有少数文献定性地提出，科创板的设立使得PE/VC机构更多投资于先进制造、医疗健康等强科创属性行业，达成了引导金融体系支持实体经济创新的政策目标（徐继金，2019；汪潮涌、赵丽，2019）。

已有文献针对我国风险投资的定量研究较少，且主要集中在风险投资促进企业创新的视角上，由于数据所限，多数通过A股市场中已上市企业是否有风险投资背景来识别处理组（吴超鹏等，2012；张学勇和张叶青，2016；陈思等，2017）。这种做法存在两方面的局限性：一是A股市场上市为核准制，使用上市公司样本容易产生样本选择偏误；二是已上市企业是否有风险投资背景可能与一些不可观测因素相关，从而使得OLS回归的结果存在偏误，且无法由PSM等样本匹配方法消除。除了Gao等（2024）之外，直接使用一级市场数据做实证分析的研究依然十分缺乏。相较于已有文献，本文的主要边际贡献在于：（1）首次对我国一级市场投资行为进行实证分析，为理解中国市场PE/VC的行为逻辑提供了实证证据；（2）直接使用我国一级市场PE/VC投资数据进行因果推断，可以有效避免使用已上市企业数据带来的样本选择及遗漏变量产生的估计偏误问题；（3）本文将科创板设立对中国金融体系乃至实体经济的影响追溯到相关公司上市以前，为研究企业融资难题提供了一个更早期、全面的分析视角。

本文余下部分安排如下：第二节建立一个投资机构决策的理论模型，提出几个科创板设立对一级市场投资方向影响的假说；第三节介绍样本选择、数据来源、变量定义和实证模型等研究设计；第四节汇报基准模型回归结果；第五节进一步讨论机制，并针对项目阶段和地域分布展开异质性分析；第六节检验结论的稳健性；第七节总结全文。

## 二、理论分析

通过直接调查PE/VC机构，Gompers et al.（2016，2020）发现绝大部分PE/VC机构选择IRR作为投资决策的关键判断指标。投资过程中，待融资企业的发展前景、估值倍数等都是影响项目IRR，进而影响PE/VC投资决策的关键参数。基于公司金融学的相关理论、Gompers et al.（2016，2020）提供的实证证据和中国一级市场PE/VC机构的投资实践，我们考虑这样一个理论模型：存在一个风险中性的投资机构，依照由预期回报和初始投资成本计算得到的IRR决定是否投资，如果某个项目的IRR超过门槛值则投资，反之放弃投资。

假设投资机构对某项目的起始投资额度为 $c$ ，投资时点被投资公司某财务指标为 $f_0$ 、二级市场针对该指标的估值倍数为 $m_0$ ，则投后估值 $V = \alpha m_0 f_0$ ， $\alpha$ 代表由公司管理层和投资机构双方根据是否有业绩对赌等特殊权利设置、是否让渡部分管理权等其他事项确定的系数。由此可知，投资机构所持投后股比即为 $c/\alpha m_0 f_0$ 。假设投资机构所持股比在后续融资轮次中逐渐稀释，到上市时为 $\delta c/\alpha m_0 f_0$ ，其中 $\delta < 1$ ，且投资时项目所处阶段越早， $\delta$ 越小。

假设被投资公司上市时，财务指标增长至 $f_{\text{exit}} = f_0(1 + g)^t$ 。其中， $g$ 为自投资时点至公司上市期间内财务指标的年化增长率， $t$ 为投资时点至公司上市的时间间隔，单位为年。对早期项目而言，其在投资时点至上市期间内的年化增长率往往高于晚期项目。因此我们还假设，早期项目对应的 $g$ 更大。此外，按照审慎投资的原则，大部分PE/VC机构在决策时往往不考虑估值倍数增长带来的投资收益，因此我们假设投资机构对退出倍数的估计服从适应性预期，也即 $E(m_{\text{exit}}) = m_0$ 。

最后，我们假设公司成功上市需要跨越业务和法律两大硬性门槛：在业务方面，公司必须验证自己的商业模式并在竞争中存活下来、取得优势，做大财务业绩；在法律方面，公司必须满足上市所需各类软硬约束，取得监管认可。我们假设公司跨越业务门槛的概率为 $p_b$ ，跨越法律门槛的概率为 $p_r$ 。项目所处阶段越早， $p_b$ 越小； $p_r$ 则由监管政策决定，科创板的设立可以看做强科创属性行业公司 $p_r$ 的提高。

由此，我们可以得到起始投资 $c$ 带来的期望回报

$$E(\pi) = \frac{\delta c}{V} E(m_{\text{exit}}) f_{\text{exit}} p_b p_r = \frac{\delta c}{\alpha m_0 f_0} m_0 f_0 (1+g)^t p_b p_r = \frac{\delta c}{\alpha} (1+g)^t p_b p_r$$

从这一期望回报出发计算得到的IRR即为

$$IRR = \left(\frac{E(\pi)}{c}\right)^{\frac{1}{t}} - 1 = \left[\frac{\delta}{\alpha} (1+g)^t p_b p_r\right]^{\frac{1}{t}} - 1 = (1+g) \left(\frac{\delta}{\alpha} p_b p_r\right)^{\frac{1}{t}} - 1$$

根据上式，我们可以得到如下两个结论：

科创板的设立将提高投资强科创属性行业公司的IRR，推动这一领域投资增多。这一结论的证明是显然的：

$$\frac{\partial IRR}{\partial p_r} = \frac{1}{t} (1+g) \left(\frac{\delta}{\alpha} p_b\right)^{\frac{1}{t}} p_r^{\frac{1}{t}-1} > 0$$

根据这一结论，科创板设立后，相对其他行业公司，来自强科创属性行业的公司将在期望上为PE/VC带来更高的回报率，从而更有可能取得PE/VC投资。

由此，我们得到**H1：科创板的设立后，强科创属性行业的投资增多。**

(2) 科创板设立对投资强科创属性行业公司的IRR的影响不受项目所处阶段限制，早期或晚期项目均可享受政策红利。这一结论的证明如下：

定义一个变量 $s$ 反映项目所处阶段， $s$ 越小，项目越早期，反之越晚期。根据模型设定，有 $dg/ds < 0$ ； $dp_b/ds > 0$ ； $d\delta/ds > 0$ 和 $dt/ds < 0$ 。简明起见，令 $\alpha = 1$ ，那么

$$\begin{aligned} \frac{\partial IRR}{\partial p_r} &= \frac{1}{t} (1+g) (\delta p_b)^{\frac{1}{t}} p_r^{\frac{1}{t}-1} \\ \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial s} &= \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r} \frac{dg}{ds} + \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial p_b} \frac{dp_b}{ds} + \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial \delta} \frac{d\delta}{ds} + \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial t} \frac{dt}{ds} \end{aligned}$$

上式中

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial g} &= \frac{1}{t} (\delta p_b)^{\frac{1}{t}} p_r^{\frac{1}{t}-1} > 0 \\ \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial p_b} &= \frac{1}{t^2} (1+g) \delta^{\frac{1}{t}} (p_b p_r)^{\frac{1}{t}-1} > 0 \\ \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial \delta} &= \frac{1}{t^2} (1+g) p_b^{\frac{1}{t}} (\delta p_r)^{\frac{1}{t}-1} > 0 \end{aligned}$$

因此

$$\frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial g} \frac{dg}{ds} < 0$$

这一不等式的经济学意义为：由于早期项目未来年化增长率更高，而高增长意味着未来成功上市后的高回报。因此，从增长潜力的角度出发，在科创板设立放松了法律门槛后，PE/VC会更倾向于投资早期项目；

$$\frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial p_b} \frac{dp_b}{ds} > 0$$

这一不等式的经济学意义为：由于晚期项目商业模式清晰、竞争格局明朗，存活下来并在竞争中脱颖而出的概率更高，未来成功上市带来回报的期望更高。因此，从跨越业务门槛

的角度出发，在科创板设立放松了法律门槛后，PE/VC会更倾向于投资晚期项目：

$$\frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial \delta} \frac{d\delta}{ds} > 0$$

这一不等式的经济学意义为：由于晚期项目后续融资轮次少，股权稀释往往更少，未来成功上市时，投资机构所持股比更高，带来回报的期望更高。因此，从股权稀释的角度出发，在科创板设立放松了法律门槛后，PE/VC会更倾向于投资晚期项目；

$$\frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r \partial t} = \frac{\partial^2 IRR}{\partial p_r} \frac{d\frac{1}{t}}{dt} = -\frac{1}{t^2} [(\delta p_b)^{\frac{1}{t}} p_r^{\frac{1}{t}-1} + \frac{1}{t} \ln(\delta p_b p_r) (\delta p_b)^{\frac{1}{t}} p_r^{\frac{1}{t}-1}]$$

由于 $\delta < 1$ ； $p_b < 1$ 和 $p_r < 1$ ， $\partial^2 IRR / \partial p_r \partial t$ 的符号不能判断。故而 $\partial^2 IRR / \partial p_r \partial s$ 实际上是由两个正项、一个负项和一个未定项相加而成，其符号不能判断。因此，我们不能断言，科创板的设立会更多影响早期项目还是晚期项目。

事实上，在投资实践中，对不同项目而言，它们的增长潜力 $g$ 、跨越业务门槛概率 $p_b$ 和跨越法律门槛概率 $p_r$ 等各类参数都不尽相同。即使是同一个标的公司，对不同投资机构而言，后者亦会基于自己的研究和尽调对这些参数做出不同的判断，并最终导致可能不同的投资决策。因此，科创板设立对投资强科创属性行业公司的IRR的影响不受项目所处阶段限制，公司A的种子轮融资或公司B的Pre-IPO轮融资都可能受科创板政策红利影响而得到更多融资。

由此，我们得到**H2：科创板设立对投资强科创属性行业公司的IRR的影响不受项目所处阶段限制，早期或晚期项目均可享受政策红利。**

### 三、研究设计

#### （一）样本选择与数据来源

鉴于监管对一级市场投资事件不做强制的披露要求，相关数据多由独立的第三方机构统计。其中，IT桔子收集范围较齐全、数据准确性较高的统计机构之一。学界已有一些参考IT桔子提供数据的研究先例（郑馨等，2019；王节祥等，2021）。此外，中金公司、中信证券等金融行业头部机构亦均在其发布的研报中多次参考来自IT桔子的数据。

我们通过IT桔子收集了中国一级市场2017-2021年的PE/VC投资事件共35,193起，时间上跨越5年20个季度，空间上包括中国全境，覆盖先进制造、医疗健康等22个行业大类和3C电子、3D打印、AR/VR等233个细分领域。对于这些投资事件，IT桔子提供的信息包括：投资时间、被投公司名称和所属行业、投资额度、投资方和估值等。其中，投资时间、被投公司名称和所属行业质量较高，绝大部分数据完整；投资额度和估值的相关数据则受制于一级市场天然存在的信息不对称而有不少缺失。尽管IT桔子根据其他公开信息给出了预计投资额和预计估值数据，但可靠性有限。因此，我们将以不同行业或细分领域内，每个季度发生的投资事件数目对数值作为下文主要研究的被解释变量，也兼顾投资额数据。

在行业划分上，科创属性较强、属于科创板上市潜在标的的公司绝大部分属于先进制造、医疗健康和智能硬件三大行业大类中。其他大类或不具备科创属性，如本地生活、教育、农业等；或有科技属性而无创新属性，如传统制造、汽车交通、物流等；或有一定的创新属性但不符合“硬科技”要求，如区块链、元宇宙等。

除此之外，我们还收集了两组控制变量以尽可能消除估计过程中的偏误。第一组控制变量包括每季度的GDP同比增长率 $gdp_t$ 、根据GDP平减指数计算的通货膨胀率 $inf_t$ 和上海银行间同业拆放利率 $shibor_t$ 。这组控制变量主要刻画了对应时期内我国在产出、通胀和利率三大方面的宏观经济形势，数据来源为Wind。第二组控制变量包括每季度不同行业大类内的龙头上市公司在二级市场上的平均市净率 $pb_{it}$ 、市销率 $ps_{it}$ 和换手率 $turnover_{it}$ 。这组控制变量

主要刻画了某一行业在对应时期内的二级市场表现。由于少数公司可能在特定时间段内没有实现盈利而导致市盈率（P/E）数据的缺失，我们转而选择不依赖净利润为正的P/B和P/S倍数衡量二级市场上的估值水平，数据来源为Capital IQ。另一方面，二级市场上的流动性水平同样会影响PE/VC的投资决策，因此我们加入换手率这一变量代表二级市场上的流动性，数据来源为Wind。

特别地，由于IT桔子给出的22个行业大类中，区块链和元宇宙属于新兴技术，不存在可参考的上市公司，我们没有收集这两个行业大类的二级市场表现数据。对于细分领域，由于IT桔子所做的拆分较为细致，难以找到足够多的上市公司反映每个领域在二级市场上的整体表现，我们将用每个细分领域所属行业大类的二级市场表现数据代替其二级市场表现数据。

## （二）变量定义

参考Gompers et al.（2008）的变量设置，并鉴于IT桔子提供的数据质量以投资事件数目为高，我们首先选择t季度内发生在i行业内的投资事件数目的对数值 $deals_{it}$ 作为被解释变量。核心解释变量 $star_{it}$ 为虚拟变量，对于科创属性强的先进制造、医疗健康和智能硬件3个行业，在科创板设立（2019年第3季度）及以后取值为1，其他情况下取值为0。

除行业大类以外，我们也考虑了将不同投资事件按细分领域分类的情况。在此情况下，我们将被解释变量换为t季度内，发生在i行业的s细分领域内的投资事件数目的对数值 $deals_{ist}$ 。核心解释变量则换为 $star_{ist}$ ，在属于i行业的s细分领域满足强科创属性条件，且科创板设立之后取值为1，其他情况下取值为0。值得说明的是，在选择强科创属性细分领域的过程中，我们没有简单按照属于先进制造、医疗健康和智能硬件三个行业大类的细分领域即满足强科创属性、反之则不满足来“一刀切”，而是根据细分领域性质做了微调，以得到更准确的结果。其中，我们删去了医疗健康行业中的医药流通、寻医疗诊等明显不符合“硬科技”要求的细分领域，补充了汽车交通行业大类中的自动/无人驾驶这一符合“硬科技”要求的细分领域。调整后，233个细分领域内，共有机器人、无人机等25个满足强科创属性条件，宠物服务、儿童早教等208个不满足强科创属性条件。

可供我们选择的控制变量包括行业的个体固定效应 $\lambda_i$ 、时间固定效应 $\mu_t$ 、反映宏观经济形势的一组控制变量 $Y_t$ 和反映各个行业二级市场表现的一组控制变量 $X_{it}$ 。其中 $Y_t$ 包括 $gdp_t$ 、 $inf_t$ 和 $shibor_t$ 这3个宏观经济变量，由于PE/VC单个项目的投资决策周期往往持续数月之久，宏观经济形势对其投资决策的影响存在一定的时滞，参考Ning et al.（2015）等过往研究的做法，我们在回归中对3个宏观经济变量都取一阶滞后 $Y_{t-1}$ ； $X_{it}$ 包括 $pb_{it}$ 、 $ps_{it}$ 和 $turnover_{it}$ 这3个二级市场表现指标，也取一阶滞后 $X_{it-1}$ 。主要变量的描述性统计如表1所示：

表1 主要变量的描述性统计

变量	含义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$deals_{ist}$	t季度内发生在i行业s细分领域内的投资事件数目的对数值	3,966	1.59	1.11	0	5.27
$star_{ist}$	在属于i行业的s细分领域满足强科创属性条件，且科创板设立之后取值为1，其他情况下取值为0	3,966	0.06	0.23	0	1
$gdp_t$	t季度GDP同比增长率	459	0.06	0.04	-0.07	0.18
$inf_t$	根据GDP平减指数计算的t季度通货膨胀率	459	0.03	0.02	0.00	0.05
$shibor_t$	t季度平均上海银行间同业拆放利率	459	0.02	0.00	0.01	0.03

$pb_{it}$	t季度i行业上市龙头公司 平均市净率	420	5.55	3.76	1.03	24.09
$ps_{it}$	t季度i行业上市龙头公司 平均市销率	420	6.82	5.12	0.57	40.99
$turnover_{it}$	t季度i行业上市龙头公司 平均换手率	420	0.02	0.01	0.00	0.09

### (三) 实证模型

我们的基准模型如下：

$$deals_{it} = \beta \cdot star_{it} + X_{it-1}'\Gamma + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中被解释变量 $deals_{it}$ 是t季度内发生在i行业s细分领域内的投资事件数目的对数值；关键解释变量 $star_{it}$ 在强科创属性的行业i在科创板设立后的t年时为1，其余情况为0。 $star_{it}$ 的系数 $\beta$ 代表科创板设立对一级市场投资的影响。我们进一步考虑行业内细分领域，将被解释变量换为 $deals_{ist}$ 。核心解释变量则换为 $star_{ist}$ ，对于个体固定效应，我们也转而控制细分领域的固定效应 $\varphi_s$ ，而非行业的固定效应 $\lambda_i$ ，其他控制变量的设置与模型（1）一致。由此，我们得到另一个基准回归模型如下：

$$deals_{ist} = \beta \cdot star_{ist} + X_{it-1}'\Gamma + \varphi_s + \mu_t + \varepsilon_{ist} \quad (2)$$

除投资事件数之外，我们还考虑季度投资额作为被解释变量，来衡量一级市场上对应行业的投资热度。理论上投资额相比投资事件数目是更理想的指标。但如前所述，受制于一级市场天然存在的信息不对称问题，IT桔子对很多起投资事件给出的投资额都仅有较为模糊的估计。例如，在35,193起投资事件中，完全未透露投资额的即达11,927起，还有一些投资事件只披露“百万级”或“千万级”等量级信息。对于这些事件，IT桔子根据公司体量、投资轮次等信息给出了对投资额的估计，但相对真实值必然存在误差。因此，我们首先汇报了根据投资事件数目回归得到的结果，将投资额的回归结果作为辅助性证据，为读者提供一个较为直观的数量级的参考。基于这一逻辑，我们将模型（1）中的被解释变量由 $deals_{it}$ 替换为 $volume_{it}$ ，反映i行业在t季度内得到的总投资额的对数值，得到模型（3）如下：

$$volume_{it} = \beta \cdot star_{it} + X_{it-1}'\Gamma + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

将模型（2）中的被解释变量由 $deals_{ist}$ 替换为 $volume_{ist}$ ，反映s细分领域在t季度内得到的总投资额的对数值，得到模型（4）如下：

$$volume_{ist} = \beta \cdot star_{ist} + X_{it-1}'\Gamma + \varphi_s + \mu_t + \varepsilon_{ist} \quad (4)$$

## 四、实证检验

### (一) 基准模型回归结果

模型（1）的回归结果汇报在表2中。其中，（1）列控制了行业固定效应、宏观经济变量；（2）列控制了行业固定效应和时间固定效应；（3）列的控制变量最为齐全，控制了行业固定效应、时间固定效应和二级市场表现。

表2 基准模型回归结果

变量	deals <sub>it</sub>			deals <sub>ist</sub>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
star	0.578**	0.798***	0.810**	0.441***	0.607***	0.518***
	(0.229)	(0.253)	(0.299)	(0.112)	(0.117)	(0.114)
gdp <sub>t</sub>	0.214			0.204		
	(0.385)			(0.256)		



$inf_t$	5.947**			6.466***		
	(2.393)			(1.066)		
$shibor_t$	62.970**			44.521**		
	*			*		
	(19.430)			(7.145)		
$pb_{it}$			0.005			0.036***
			(0.036)			(0.010)
$ps_{it}$			0.008			0.007
			(0.011)			(0.006)
$turnover_{it}$			2.200			1.621
			(3.178)			(1.552)
控制变量						
行业固定效应	Y	Y	Y			
细分领域固定效应				Y	Y	Y
时间固定效应		Y	Y		Y	Y
宏观经济变量	Y			Y		
二级市场表现			Y			Y
样本数	435	437	400	3,384	3,753	3,291
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.307	0.498	0.586	0.150	0.263	0.286

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*表示 $p < 0.1$ ，系数下括号内的数值为聚类稳健标准误。其中，（1）-（3）列回归聚类到行业大类层面，（4）-（6）列回归聚类到细分领域层面。

结果表明，科创板的设立显著增加了强科创属性行业的投资事件数目。在控制行业和时间固定效应以及二级市场表现的条件下，科创板设立后，强科创属性行业的投资事件数目相对设立前增加了81%。以2017年至2019年第2季度期间，季度平均投资事件数目为153起的先进制造行业为例，81%的投资事件数目增加意味着每季度内该行业投资事件数目增加124起。

模型（2）的结果汇报在表2的后三列。和（1）-（3）列结果类似，细分领域的回归结果也表明，在统计学意义上，科创板的设立显著增加了强科创属性领域的投资事件数目。在经济意义上，（6）列回归的估计显示，科创板设立使得强科创属性领域的投资事件数目增长52%。以2017年至2019年第2季度期间，季度平均投资事件数目为71起的“生物技术和制药”细分领域为例，81%的投资事件数目增加意味着每季度内该细分领域投资事件数目增加58起。

（二）被解释变量改为季度总投资额对数值时的回归结果

模型（3）（4）的回归结果汇报在表3中，其中，不同列的控制变量设置和表2相同。

表3 被解释变量改为季度总投资额对数值时的回归结果

被解释变量	volume <sub>it</sub>			volume <sub>ist</sub>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
star	0.717**	0.810**	0.759*	0.745***	0.812***	0.651***
	(0.280)	(0.304)	(0.367)	(0.161)	(0.176)	(0.177)
gdp <sub>t</sub>	2.327**			2.408***		
	(0.871)			(0.639)		
inf <sub>t</sub>	5.899			8.666***		
	(4.734)			(2.433)		
shibor <sub>t</sub>	18.942			-15.524		



	(31.088)			(13.311)		
pb <sub>it</sub>			0.027			0.062***
			(0.054)			(0.016)
ps <sub>it</sub>			-0.011			-0.002
			(0.015)			(0.011)
turnover <sub>it</sub>			-0.302			2.984
			(5.131)			(3.598)
控制变量						
行业固定效应	Y	Y	Y			
细分领域固定效应				Y	Y	Y
时间固定效应		Y	Y		Y	Y
宏观经济变量	Y			Y		
二级市场表现			Y			Y
样本数	435	437	400	3,384	3,753	3,291
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.065	0.150	0.176	0.020	0.052	0.067

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*表示 $p < 0.1$ ，系数下括号内的数值为聚类稳健标准误。其中，（1）-（3）列回归聚类到行业大类层面，（4）-（6）列回归聚类到细分领域层面。

可以看到，对不同模型而言，回归结果均保持显著。在经济学意义上，（3）列的回归结果说明，科创板设立后，强科创属性行业的投资金额相对设立前增加了76%。以2017年至2019年第2季度期间，季度平均投资金额为298亿元的先进制造行业为例，76%的投资金额增加意味着每季度内该行业投资金额增加227亿元。（6）列的回归结果说明，科创板设立后，强科创属性细分领域的投资金额相对设立前增加了65%。以2017年至2019年第2季度期间，季度平均投资金额为88亿元的“生物技术和制药”细分领域为例，65%的投资金额增加意味着每季度内该细分领域投资金额增加57亿元。

由此，我们初步验证了H1：科创板的设立后，强科创属性行业的投资增多。

## 五、进一步讨论

### （一）机制分析

科创板的设立之所以能够促进一级市场PE/VC机构增加对强科创属性行业的投资，首先是得益于注册制改革后，针对强科创属性行业更宽松的上市条件。我们在表4中展示了A股市场主要板块的上市条件。可以发现，科创板的5套上市标准在预计市值、盈利和现金流等层面的刚性要求均较主板和创业板更加宽松，这无疑为强科创属性行业企业的上市提供了便利。例如，按第五套上市标准已在科创板上市的前沿生物、盟科药业等企业，如果在主板或创业板申请上市，将会因申报期内未实现盈利、营业收入也未达标准而无法通过。

表4 A股市场主要板块上市条件

板块	上市条件
主板	标准一：最近3年净利润均为正，且最近3年净利润累计 $\geq 1.5$ 亿元，最近1年净利润 $\geq 6,000$ 万元，最近3年经营活动产生的现金流量净额累计 $\geq 1$ 亿元或者营业收入累计 $\geq 10$ 亿元 标准二：预计市值 $\geq 50$ 亿元，且最近1年净利润为正，最近1年营业收入 $\geq 6$ 亿元，最近3年经营活动产生的现金流量净额累计 $\geq 1.5$ 亿元 标准三：预计市值 $\geq 80$ 亿元，且最近1年净利润为正，最近1年营业收入 $\geq 8$

	元
创业板	标准一：最近2年净利润均为正，且累计 $\geq 5,000$ 万元 标准二：预计市值 $\geq 10$ 亿元，最近1年净利润为正且营业收入 $\geq 1$ 亿元 标准三：预计市值 $\geq 50$ 亿元且最近1年营业收入 $\geq 3$ 亿元
科创板	标准一：预计市值 $\geq 10$ 亿元，最近两年净利润均为正且累计净利润 $\geq 5,000$ 万元，或者预计市值 $\geq 10$ 亿元，最近一年净利润为正且营业收入 $\geq 1$ 亿元 标准二：预计市值 $\geq 15$ 亿元，最近一年营业收入 $\geq 2$ 亿元，且最近三年研发投入合计占最近三年营业收入的比例 $\geq 15\%$ 标准三：预计市值 $\geq 20$ 亿元，最近一年营业收入 $\geq 3$ 亿元，且最近三年经营活动产生的现金流量净额累计 $\geq 1$ 亿元 标准四：预计市值 $\geq 30$ 亿元，且最近一年营业收入 $\geq 3$ 亿元 标准五：预计市值 $\geq 40$ 亿元，主要业务或产品需经国家有关部门批准，市场空间大，目前已取得阶段性成果。医药行业企业需取得至少一项核心产品获准开展二期临床试验批件，其他符合科创板定位的企业需具备明显的技术优势并满足相应条件

在刚性要求之外，科创板率先试点注册制改革，交易所和证监会的审核速度也较主板和创业板更快。尽管随着后续主板和创业板也完成注册制改革，这一优势逐渐淡化；但在政策推出之初，更高效的审核沟通机制也是科创板制度优势的重要组成部分。

此外，尽管我们在第一节中假设投资机构对被投项目的估值保持审慎，避免在做出投资决策时过多考虑估值上涨带来的收益。但不可否认的是，科创板更高的估值倍数的确推高了强科创属性行业项目在二级市场上退出的估值，吸引更多一级机构。如表5所示，截至2023年12月31日，科创板上市公司平均市销率、市净率和市盈率均明显超过主板和创业板。特别是反映未盈利、轻资产企业价值的市销率，科创板估值接近主板的3倍、创业板的2倍。而未盈利、轻资产恰恰是科技产业初创公司的典型特征。由此，我们可以理解科创板的设立何以使得一级市场上的资金更多配置在强科创属性行业：更有利的上市条件、更便捷的发审机制和更高的估值。

表5 A股市场主要板块估值情况（截至2023年12月31日）

板块	市销率	市净率	市盈率
主板	3.96	3.15	26.43
创业板	6.19	3.67	36.93
科创板	11.09	4.09	40.58

注：数据来源为Wind，计算平均值时剔除估值倍数不在区间（0，200）内的离群值。

## （二）项目阶段是否影响促进效果？

在明确科创板对于强科创属性行业一级投资的推动作用之后，我们还希望探讨这种推动作用的异质性。一些社会声音认为，如果这种推动只局限于对那些体量较大、上市前景明确的龙头公司的申报前“突击入股”，没有覆盖到更需要资金支持的小微初创企业、“投早、投小”，则其助力科创产业成长的效果可能面临质疑。

对于这种评价，我们此前得到的H2表明，科创板的推动作用理论上应当能够同时覆盖早期和晚期项目，不存在只促进“突击入股”套利、不支持小微企业发展的弊病。实证上，我们将通过针对项目阶段的异质性分析加以判断，从数据上验证理论假说。

最直观反映项目所处阶段的指标是项目的投资轮次。种子轮、天使轮等均属早期创投，后续通常由A、B、C等字母表示轮次递增，项目所处阶段也逐渐进入晚期。但是，在实践中，字母轮次的设定较为随意，不同公司之间可比性较差。因此，我们仅对比种子、天使轮投资和其他轮次投资受政策冲击的情况。

针对模型（1）（3）分别回归的结果汇报在表6中。从中可以看到，科创板设立对种子轮、天使轮等早期创投的影响和对后续轮次的影响差距在统计学意义上不显著。

表6 根据投资轮次分别回归结果

被解释变量	deals <sub>it</sub>		volume <sub>it</sub>	
	种子轮和天使轮	后续轮次	种子轮和天使轮	后续轮次
star <sub>it</sub>	0.685**	0.774**	0.686	0.731*
	(0.277)	(0.297)	(0.437)	(0.367)
控制变量				
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
二级市场表现	Y	Y	Y	Y
样本数	388	399	388	399
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.714	0.454	0.324	0.175

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*表示 $p < 0.1$ ，系数下括号内的数值为聚类稳健标准误。回归均聚类到行业大类层面。

除此之外，某项目的投资额度同样能反映其所处阶段：早期项目中，公司业务体量较小，融资缺口较小，因此投资额度也较小；反之，晚期项目则要求较大的投资额度。因此，在轮次数据可靠性有限的前提下，我们也根据投资额度将投资事件分为1000万元以下、1000万元（含）至1亿元（不含）和1亿元及以上三类分别回归，尝试间接判断。

表7 根据投资额度分别回归结果

被解释变量	deals <sub>it</sub>			volume <sub>it</sub>		
	<1000万元	1000万-1亿元	≥1亿元	<1000万元	1000万-1亿元	≥1亿元
star <sub>it</sub>	0.560*	0.741**	0.716**	0.354	0.731**	0.602*
	(0.283)	(0.290)	(0.262)	(0.312)	(0.305)	(0.328)
控制变量						
个体固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
二级市场表现	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本数	381	399	392	381	399	392
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.756	0.564	0.263	0.686	0.503	0.158

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*表示 $p < 0.1$ ，系数下括号内的数值为聚类稳健标准误。回归均聚类到行业大类层面。

根据投资额度，针对模型（1）（2）分别回归的结果汇报在表7中。从中可以看到，科创板设立对1000万元以下小额投资、1000万元（含）至1亿元（不含）的中等规模投资和1亿元及以上的较大规模投资影响差距在统计学意义上亦不显著。

综上所述，无论是通过投资轮次直接反映、还是投资额度间接反映，回归结果均表明，对于阶段不同的项目，科创板设立的影响异质性不显著。由此，我们验证了H2：科创板设立的影响不受项目所处阶段限制，早期或晚期项目均可享受政策红利。实证结果表明，科创板设立对早期、晚期投资的影响分布基本是均匀的，一级市场股权投资资金在流向那些已在竞争中初设壁垒的强势龙头公司的同时，也为更多小微企业注入发展可能。

（三）项目所处地域是否影响促进效果？

除此之外，我们还对投资项目所处地域展开异质性分析。待验证或证伪的逻辑为：相比其他企业，位于上海地区的企业与科创板的直接监管方上海证券交易所所有着更便捷的沟通渠道和可能的更紧密联系，如果这种机制能够干预上市审核过程，那么位于上海地区的强科创属性企业将有更大可能登陆科创板市场，因此在科创板设立后将取得更多投资。反之，如果不存在上述干预上市审核的机制，位于上海地区和其他地区的强科创属性行业企业应当平等地享受政策红利，投资事件和金额增长不存在显著差异。

因此，我们对比了上海地区与其他地区投资事件和金额在科创板设立前后的增长情况。针对模型（1）（2）分别回归的结果汇报在表8中。从中可以看到，科创板设立对这两类企业的影响差距在统计学意义上不显著。

表8 根据地域分布分别回归结果

被解释变量	deals <sub>it</sub>		volume <sub>it</sub>	
	上海地区	其他地区	上海地区	其他地区
star <sub>it</sub>	0.706**	0.830**	0.982**	0.734*
	(0.276)	(0.309)	(0.346)	(0.397)
控制变量				
个体固定效应	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
二级市场表现	Y	Y	Y	Y
样本数	388	399	388	399
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.714	0.454	0.324	0.175

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*表示 $p < 0.1$ ，系数下括号内的数值为聚类稳健标准误。回归均聚类到行业大类层面。

因此，没有证据表明，来自不同地域的待上市企业在科创板上市审核过程中受到不同对待。科创板的发审机制是较为公平、合理的，其政策效果对于全国各地是均匀、普惠的。

## 六、稳健性检验

### （一）平行性趋势检验

首先，我们通过事件研究法检验平行性趋势假设，时间窗口为2018年第1季度至2021年第4季度。在科创板于2019年第3季度正式开板之前的2018年11月5日，习近平在首届中国国际进口博览会开幕式上宣布中国将设立科创板并试点注册制，以支持科技创新和经济高质量发展。资本市场，特别是PE/VC机构由此开始形成对科创板落地的预期，改变投资决策，更多将资金投向具有强科创属性、能够享受科创板注册制红利的先进制造、智能硬件等行业。因此，我们在此将政策宣布时点的前一期，也即2018年第3季度，作为基期。

如前所述，由于一级市场信息较为不透明，投资金额这一变量可能存在较大的测量误差，我们在此只针对投资事件数目展开研究。对于行业大类数据，在控制行业固定效应、时间固定效应和二级市场表现的情况下，得到的结果如图2所示：

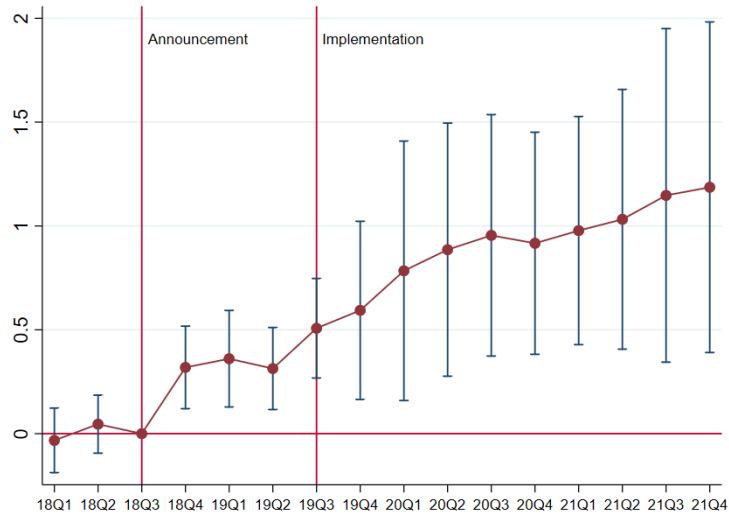


图2 针对行业大类数据 $deals_{it}$ 的事件研究法回归结果

从图2中容易看出，在2018年第4季度以前，强科创属性行业投资事件数目相对其他行业并无显著差异。自2018年第4季度始，强科创属性行业投资事件数目相对其他行业略有增长，但在经济学意义上增幅不大。自2019年第3季度，也即科创板正式设立始，强科创属性行业投资事件数目开始显著增长，与其他行业间的差距在2019年下半年至2021年不断扩大。

对于细分领域数据，在控制细分领域的固定效应、时间固定效应和二级市场表现的情况下，得到的结果如图3所示：

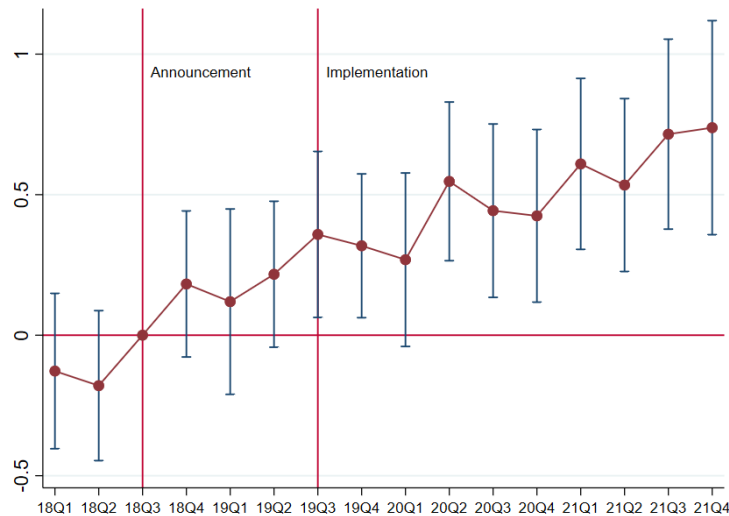


图3 针对细分领域数据投资事件数目的事件研究法回归结果

从图3中容易看出，在2018年第4季度政策宣布以前，强科创属性细分领域投资事件数目相对其他领域并无显著差异。直到政策正式落地的2019年第3季度前，二者差异亦不显著。科创板正式设立始，强科创属性细分领域投资事件数目方才显著增长，与其他行业间的差距在2019年下半年至2021年不断扩大。

此外，我们亦以2018年第4季度的政策宣布时点，而非2019年第3季度的政策落地时点作为新的起始时点再次回归。对于满足强科创属性的行业 $i$ 或细分领域 $s$ 而言，2018年第4季度及之后的各个季度内， $star_{it}$ 或 $star_{ist}$ 的值都取为1。模型的其他设定仍与前文相同，回归结果汇报在表9和表10中。

表9 政策起始时点提前到2018年第4季度——投资事件数目

被解释变量	deals <sub>it</sub>			deals <sub>ist</sub>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
star	0.481**	0.790***	0.804**	0.338***	0.609***	0.529***
	(0.206)	(0.229)	(0.284)	(0.109)	(0.113)	(0.112)
控制变量						
行业固定效应	Y	Y	Y			
细分领域固定效应				Y	Y	Y
时间固定效应		Y	Y		Y	Y
宏观经济变量	Y			Y		
二级市场表现			Y			Y
样本数	435	437	400	3,384	3,753	3,291
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.295	0.492	0.578	0.143	0.261	0.285

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*表示 $p < 0.1$ ，系数下括号内的数值为聚类稳健标准误。其中，(1) - (3)列回归聚类到行业大类层面，(4) - (6)列回归聚类到细分领域层面。

表10 政策起始时点提前到2018年第4季度——总投资额

被解释变量	volume <sub>it</sub>			volume <sub>ist</sub>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
star	0.508**	0.686**	0.674**	0.540***	0.737***	0.600***
	(0.219)	(0.249)	(0.314)	(0.163)	(0.176)	(0.180)
控制变量						
行业固定效应	Y	Y	Y			
细分领域固定效应				Y	Y	Y
时间固定效应		Y	Y		Y	Y
宏观经济变量	Y			Y		
二级市场表现			Y			Y
样本数	435	437	400	3,384	3,753	3,291
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.053	0.141	0.168	0.014	0.049	0.065

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*表示 $p < 0.1$ ，系数下括号内的数值为聚类稳健标准误。其中，(1) - (3)列回归聚类到行业大类层面，(4) - (6)列回归聚类到细分领域层面。

从表9和表10容易看出，将政策起始时点提前到2018年第4季度后，科创板设立对一级市场投资方向的影响依然显著。可以认为科创板的设立带来强科创属性行业投资事件的多这一结论是稳健的。

另一方面，从图2和表10中亦可发现，在2018年第4季度至2019年第2季度科创板政策宣布但并未落地的时间段内，市场投资主体仅靠对科创板的预期进行投资判断，此时，强科创属性行业投资事件数目有所增多，但增幅相对较小，在3个季度中保持稳定。而在2019年第3季度科创板正式落地后，强科创属性行业的投资事件数目开始继续增长，并一直持续到2021年末。这一事实一方面说明，中国一级市场是有效的，能够对二级市场的信息做出及时的反应，调整投资策略，最大化投资收益；另一方面，也说明市场上的投资主体对科创板设立的效果是认可的，它们确实通过这一渠道更好地实现退出、取得收益，因而随着科创板正式落地、上市公司不断增多，越来越多地投资来自强科创属性行业的标的。

## (二) 改变样本时间范围

自2020年初至2022年末，新冠疫情为中国经济运行增添了相当大的不确定性，也影响了

一级市场投资机构的投资决策。例如，以线下门店为主要销售渠道的消费行业公司往往因疫情防控限制而难以实现快速的业绩增长。尽管这种影响大部分集中体现在2022年奥密克戎变种占据主导地位、防控难度显著加大之后，并不在基准回归覆盖的时间范围之内，但其在2020-2021年内也是存在的。因此，为完全、彻底地排除新冠疫情可能对结果造成的影响，我们将样本时间范围进一步控制在2017-2019年，重复基准回归。结果报告在表11中。

表11 排除新冠疫情影响

被解释变量	deals <sub>it</sub>			deals <sub>ist</sub>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
star	0.515*** (0.150)	0.426** (0.153)	0.411** (0.187)	0.512*** (0.087)	0.419*** (0.089)	0.387*** (0.092)
控制变量						
行业固定效应	Y	Y	Y			
细分领域固定效应				Y	Y	Y
时间固定效应		Y	Y		Y	Y
宏观经济变量	Y			Y		
二级市场表现			Y			Y
样本数	261	262	240	2,253	2,416	2,201
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.454	0.505	0.641	0.195	0.204	0.229

注：\*\*\*表示 $p < 0.01$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*表示 $p < 0.1$ ，系数下括号内的数值为聚类稳健标准误。其中，(1) - (3)列回归聚类到行业大类层面，(4) - (6)列回归聚类到细分领域层面。

表11中回归结果显示，排除新冠疫情及相关政策对结果的潜在影响后，在加入不同控制变量的情况下，科创板设立对强科创属性行业投资事件数目的影响依然保持显著。

### (三) 安慰剂检验

此外，我们也针对控制变量最为完善的模型(1)和模型(2)进行安慰剂检验。通过随机抽样，我们构造了虚假的核心解释变量 $star_{it}$ 或 $star_{ist}$ 并分别重新回归，各重复500次。图4和图5分别汇报了模型(1)和模型(2)在500次回归中 $star_{it}$ 或 $star_{ist}$ 系数t统计量的密度函数曲线。可以看到，两幅图中t统计量均分布在0附近，而真实数据回归得到的t统计量则几乎甚至完全落在密度函数曲线之外。这样的反事实结果说明，基准回归中，投资事件增多的结果确实是由科创板的设立导致，而非偶然因素带来的巧合。

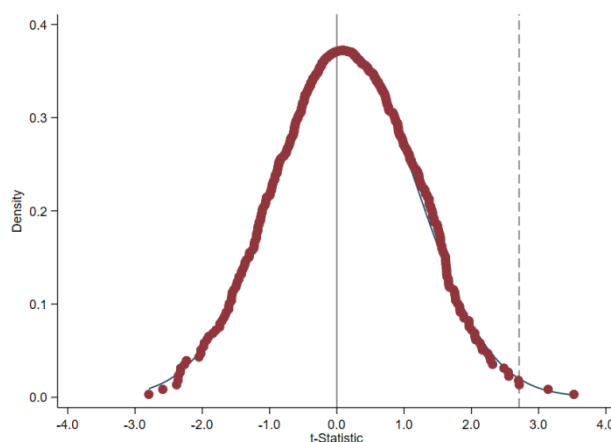


图4 针对行业大类数据 $deals_{it}$ 进行安慰剂检验的t统计量分布



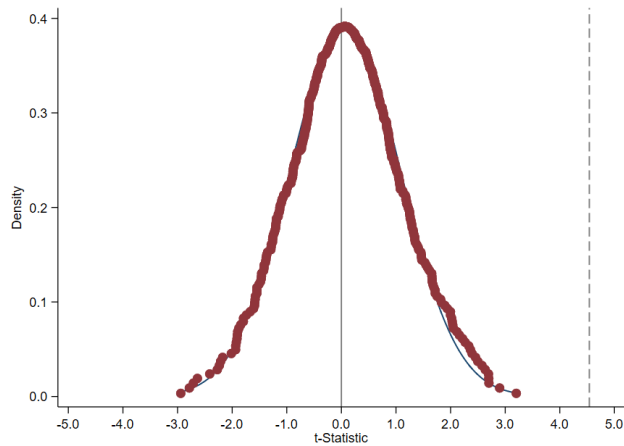


图5 针对细分领域数据deals<sub>ist</sub>进行安慰剂检验的t统计量分布

## 七、结论与启示

本文根据PE/VC进行投资决策的理论模型分析科创板设立对强科创属性行业一级市场投资的影响，并利用2017-2021年中国一级市场投融资项目数量和额度等数据，通过固定效应模型等实证方法加以检验。实证结果表明，科创板的设立放松了强科创属性行业企业上市面临的监管审核约束，从而成功吸引一级市场股权投资资金更多配置在强科创属性行业。从行业的层面看，科创板设立使得强科创属性行业的投资事件数目增加81%，投资金额增加76%；从细分领域的层面看，科创板设立使得强科创属性细分领域的投资事件数目增加52%，投资金额增加65%。在改变样本时间范围、排除新冠疫情潜在影响的条件下，结论保持稳健；安慰剂检验亦表明这一结论的稳健性。处于不同发展阶段、位于不同地域的待融资公司均可享受这一政策带来的红利。

据清科研究中心发布的《2022年度IPO盘点》，2022年上市中企中，共352家曾得到PE/VC投资，PE/VC渗透率69.3%，总投资规模4,464.4亿元人民币。A股资本市场中，科创板企业的PE/VC渗透率最高，达94.3%，高于创业板的73.0%、深市主板的69.2%和沪市主板的51.6%。科创板2022年上市的123家公司中，仅有7家在上市前未取得PE/VC投资。这一结果层面的事实亦说明，科创板已成为PE/VC机构退出的最佳途径之一，有效吸引一级市场股权投资资金向强科创属性行业集聚。

本文的实证结果表明，科创板较好地实现了政策引导投资方向、优化资本配置的目标，让金融市场更好助力实体经济高质量发展。科创板的设立，是近年来中国金融体系改革的重要组成部分，亦是改革开放以来，中国坚持推进经济制度改革、激发市场主体活力、助力经济社会发展的缩影。未来，坚持社会主义市场经济改革方向，进一步建立健全资本市场基础设施，是支持中国经济稳步增长、社会繁荣发展的重要途径。

### 参考文献

- [1] 陈思，何文龙，张然.风险投资与企业创新：影响和潜在机制[J].管理世界，2017，（01）：158-169.
- [2] 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，2022，38（04）：172-184+199+185-190.
- [3] 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.
- [4] 汪潮涌，赵丽.科创板为私募股权投资行业带来的机遇与挑战[J].清华金融评论，

2019 (06) : 43-45.

[5] 王节祥, 杨洋, 邱毅等.身份差异化: 垂直互联网平台企业成长战略研究[J].中国工业经济, 2021 (09) : 174-192.

[6] 吴超鹏,吴世农,程静雅等.风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究[J].经济研究,2012,47(01):105-119+160.

[7] 徐继金.私募股权投资基金的科创板机遇[J].经济, 2019, (04) : 86.

[8] 张晓燕, 张子健.科创板制度改革的效果——基于股票定价效率、流动性和上市公司质量的研究[J].经济学报, 2022, 9 (03) : 1-31.

[9] 张学勇, 张叶青.风险投资、创新能力与公司IPO的市场表现[J].经济研究, 2016, 51 (10) : 112-125.

[10] 郑馨, 周先波, 陈宏辉等.东山再起:怎样的国家制度设计能够促进失败再创业? ——基于56个国家7年混合数据的证据[J].管理世界, 2019, 35 (07) : 136-151+181.

[11] Black B S, Gilson R J. Venture capital and the structure of capital markets: banks versus stock markets[J]. Journal of financial economics, 1998, 47(3): 243-277.

[12] Bonini, S. and Alkan, S. The political and legal determinants of venture capital investments around the world[J]. Small Business Economics, 2012, 39(4): 997–1016.

[13] Carvell, S.A., Kim, J.-Y., Ma, Q. and Ukhov, A.D. Economic and capital market antecedents of venture capital commitments (1960-2010)[J]. International Entrepreneurship and Management Journal, 2013, 9(2): 167–182

[14] Chen, J. Venture capital research in China: Data and institutional details[J]. Journal of Corporate Finance, 2023, 81, 102239.

[15] Da Rin, M., Nicodano, G. and Sembenelli, A. Public policy and the creation of active venture capital markets[J]. Journal of Public Economics, 2006, 90(8-9): 1699–1723.

[16] Felix, E.G.S., Pires, C.P. and Gulamhussen, M.A. The determinants of venture capital in Europe: evidence across countries[J]. Journal of Financial Services Research, 2013, 44(3): 259-279.

[17] Gao, T., Wang, S., Chen, B., & Yang, L. The impact of big tech corporate venture capital investments on innovation: Evidence from the equity investment market[J]. China Economic Review, 2024, 102111.

[18] Gompers, P. A., Gornall, W., Kaplan, S. N., & Strebulaev, I. A. How do venture capitalists make decisions?[J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135(1), 169-190.

[19] Gompers, P., Kaplan, S. N., & Mukharlyamov, V. What do private equity firms say they do?[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 121(3), 449-476.

[20] Gompers, P., Kovner, A., Lerner, J., & Scharfstein, D. Venture capital investment cycles: The impact of public markets[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 87(1), 1-23.

[21] González-Uribe J. Exchanges of innovation resources inside venture capital portfolios[J]. Journal of Financial Economics, 2020, 135(1): 144-168.

[22] Grilli L, Latifi G, Mrkajic B. Institutional determinants of venture capital activity: an empirically driven literature review and a research agenda[J]. Journal of Economic Surveys, 2019, 33(4): 1094-1122.

[23] Groh, A.P. and Wallmeroth, J. Determinants of venture capital investments in emerging markets[J]. Emerging Markets Review, 2016, 29, 104–132.

[24] Lerner J, Nanda R. Venture capital's role in financing innovation: What we know and how much we still need to learn[J]. Journal of Economic Perspectives, 2020, 34(3): 237-261.

[25] Ning, Y., Wang, W. and Yu, B. The driving forces of venture capital investments[J].

## **The Effect of STAR Market on Capital Allocation: Evidence from the Primary Market**

*Wang Yaojing and Zhang Shengyi*

**Summary:** As an important part of China's financial system reform and a policy to promote science and technology innovation, the STAR Market has taken the lead in the IPO registration system reform, easing the regulatory constraints for enterprises in industries with strong science and technology innovation attributes, and let the financial market better help the high-quality development of the real economy. In addition to IPO and refinancing in the secondary market, PE/VC investment in the primary market is also an important way for enterprises to finance. Therefore, it is of great significance to study whether the establishment of the STAR Market has affected the capital allocation of PE/VC funds in the primary market and promoted more capital flow to industries with strong scientific and technological innovation attributes, to evaluate the policy effect of the STAR Market. This paper uses the data such as the number of investment projects and amounts in China's primary market from 2017 to 2021 and tests the hypotheses with the fixed effect model. Results show that the establishment of the STAR Market increased the number of PE/VC investment deals and volume significantly in industries with strong science and technology innovation. Both early and late projects, regardless of their locations, could benefit from this policy.

**Keywords:** STAR Market, Capital Allocation, Primary Market