

转板能促进中小企业创新吗? ——来自新三板转板企业的新证据

薛海燕¹, 张信东², 贺亚楠¹

(1. 山西财经大学会计学院, 山西 太原 030006;
2. 山西大学 经济与管理学院, 山西 太原 030006)

摘要:运用多期双重差分和动态分析模型,考察新三板企业转板行为对其创新的影响及作用机制。结果表明,转板能显著促进企业创新投资和创新产出,且在转板后两年内促进效果明显。机制研究发现,转板通过增强外部监督和吸引创新人才促进了企业创新。异质性分析表明:转板对竞争能力较强企业的创新投资和创新产出促进效果明显;对于两权合一和创新能力较强的企业,转板有利于促进其创新投资,而对于非两权合一和创新能力较弱的企业,转板对其创新产出的促进效果更显著。进一步研究发现,转板并不能缓解企业融资约束,也不会加剧管理者短视,已有 IPO 影响企业创新的作用机制并不适用于转板情境。研究结论有助于科学评估新三板对中小企业创新的市场培育功能,为市场监管者通过转板制度安排促进中小企业创新提供实践证据。

关键词:转板; 中小企业; 创新; 多期双重差分; 动态分析

中图分类号:F275;F283 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2023)03-0123-17

Can switching market promote innovation of SMEs? ——New evidence from NEEQ companies

XUE Haiyan¹, ZHANG Xindong², HE Yanan¹

(1. School of Accounting, Shanxi University of Finance & Economics, Taiyuan 030006, China;
2. School of Economics and Management, Shanxi University, Taiyuan 030006, China)

Abstract: This paper employs the multi-period difference-in-difference model and dynamic analysis model to test the impact of the switching market on corporate innovation and its mechanism. Compared with non-switched companies, innovation investment and innovation output of NEEQ innovation layer companies increased significantly after switching to a higher-level capital market, and the promotion effect could last at least 2 years. Results show that the innovation improvement following the switch due to the enhancement of external oversight and attraction to innovative talent. Moreover, based on the analysis of firm heterogeneity characteristics, this paper finds that the more competitive firms have a significant increase in both innovation investment and innovation output after switching market, and companies with two-power integration or more innovative firms have a significantly higher investment in innovation after switching, while the innovation output of companies with non-dual power integration or less innovative firms will promote after

收稿日期:2022-10-30 修回日期:2023-02-20

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(22YJC630180);山西省高等学校人文社会科学重点研究基地项目(20210132);山西省科技战略研究专项课题(202104031402069)。

作者简介:薛海燕(1982—),女,山西吕梁人,山西财经大学讲师,管理学博士,硕士生导师,研究方向为资本市场与企业创新。通信作者:张信东。

switching market. Further research shows that switching market cannot alleviate the financing constraints of enterprises, nor will it aggravate the short-sightedness of managers. The existing mechanism of IPO affecting enterprise innovation is not applicable to the switching market situation. The conclusion of this study is helpful to scientifically evaluate the cultivation function of the NEEQ for SMEs' innovation, and provides practical evidence for market regulators to promote the innovation of SMEs through the institutional arrangements.

Key words: switching market; SMEs; innovation; multi-period difference-in-difference; dynamic analysis

创新是引领发展的第一动力。作为企业创新融资的主要渠道,股权市场已成为助力中小企业创新发展的推动器^[1-2]。2020 年 5 月北交所“观典防务”成功转板科创板,6 月北交所“泰祥股份”成功转板创业板,实现了“新三板—北交所—科创板/创业板”三连跳,标志着我国多层次资本市场服务中小企业创新发展的通道成功实现互联互通。转板制度作为我国多层次资本市场深入改革的又一重大举措,通过丰富股权融资渠道可进一步助力中小企业创新发展。我国资本市场转板制度与中小企业转板实践呈现出“自下而上”“从松到严”等特点,与西方发达国家上市公司近年来纷纷选择退市或转板到监管更宽松板块形成鲜明对比^[3-4]。鉴于我国多层次资本市场区别于西方发达资本市场的独特实践经验和我国新三板企业转板热情不断高涨之现状,考虑新三板、创业板和科创板均定位于服务中小企业创新,探讨中小企业从新三板转板到创业板/科创板是否以及如何影响其创新发展,是亟待回答和解决的时代难题。

对新三板挂牌企业而言,保持持续创新投入和优质创新产出是其高质量发展的立命之本,不断完善的资本市场转板制度在为其打通成长壮大的上升通道同时,是否能进一步促进其创新发展?转板促进企业创新的机制是什么?什么类型的新三板企业选择转板对其创新更有利?这些问题的回答,不仅能为新三板中小企业进行转板时机选择提供有价值的参考,还能为我国转板制度的进一步完善提供政策依据。

目前,关于转板影响企业创新的研究成果较少,相关的学术探讨主要聚焦在非上市企业首次公开发行(IPO)对其创新的影响,且尚未达成一致结论。有学者认为,IPO 能通过缓解融资约束、加强公司治理水平、提高公司声誉促进企业创新^[5-9]。

还有学者认为,企业 IPO 后面临创新信息公开、高管业绩压力以及股东投资回报要求等问题,上市又会导致企业创新下降^[10-12]。囿于企业上市前相关研究数据的可得性,研究者缺乏对企业上市前特征及运行状况的全面了解和持续关注,研究结论主要建立在企业上市后的表现得出。理论上,如果决策者是理性的,基于“事前证据”揭示的“事后效果”应该是一致的,即如果上市动机是基于企业长远发展考虑,则上市后创新活动会增加。另外,相较非上市公司 IPO 后才首次适应资本市场相关规则,新三板企业在挂牌期间已定期进行信息披露、公开接受各方监督,对转板到创业板(或科创板)的适应度更高,且经过新三板培育成长的中小企业表现出其独有特征,为本文依据上市决策理论,从企业转板动机视角探究新三板企业转板对其创新的影响提供了特有的样本资源。

本文以在新三板创新层退市后转板沪深交易所的企业为研究对象,利用多期双重差分、动态分析模型等方法,检验转板对企业创新的影响及作用机制。

一、文献回顾与研究假设

(一)上市动因及影响后果

理论上,只有对企业长期发展有利时企业才会选择上市,但实证研究表明上市对企业而言是一把双刃剑。上市带来企业商业信用供给显著增加^[13]、市场竞争能力提升、通过产品差异化策略获得更高收益^[14],上市后也会出现全要素生产率下降、经营业绩下滑^[15-16]。此外,基于不同资本市场选择的研究发现境外上市增加了债务融资成本^[17]、交叉上市显著降低了企业成本黏性^[18]、从监管较严的板块转到监管较松的板块后企业经营业绩提高^[3]。进一步地,从上市时机选择视角,学者们发现在企业生产力达到顶峰时或在同行业公

司股票市场估值较高时选择上市,会导致其生产率和业绩下滑^[19]。

(二)上市与企业创新

上市如何影响企业创新学界尚无定论。一方面,企业可通过上市拓宽创新融资渠道、吸引创新人才加入促进创新^[1,7,9]。另一方面,资本市场信息披露要求和其追求短期利益本质引发分析师跟踪增加、市场流动性过高、高管职业忧虑加剧等问题,导致上市公司高管为达到或超过盈利目标而选择推迟或取消长期创新项目的投资^[20-22],进而抑制了企业创新发展。进一步地,基于资本市场选择视角,学者们发现新三板转板通过缓解融资约束促进了企业创新;基于异质性视角,Acharya等^[7]发现上市能促进有外部融资依赖公司的创新,但对内部融资依赖企业而言,上市后充足的自由现金流反而会产生代理问题对其创新并无益。

综上所述,上市是企业发展到一定阶段的重要决策,上市动机和上市时机选择直接关系到上市对企业长期发展的影响。已有关于上市影响企业创新的研究尚未取得一致结论的原因可能源于未对上市动机进行深入探究。因此,基于上市决策相关理论,结合新三板企业有别于非上市企业直接IPO表现出的异质特征,深入探讨转板对企业创新的影响及其作用机制既能对现有文献进行深入拓展,又能从转板“源头”提出促进企业创新的理论证据和实践建议。

(三)研究假设

中小企业在其发展早期通过挂牌新三板得到一定程度股权资金支持,促进了其创新^[23],但随着企业不断发展,新三板的服务定位已无法满足其高速扩张需求时,转板到更高层次资本市场可能对其更有利。产品市场竞争理论认为,随着企业产品市场的扩张和未来需求不确定性的增加,上市变得更具吸引力^[24]。当企业处于该行业相对优势竞争地位时,通过上市可以扩大规模,形成最优规模效应,且企业上市后可通过加大创新投资提高核心竞争力,形成竞争壁垒,保持竞争优势,而适当的竞争又能促进企业创新^[25]。因此,当新三板企业以实现跨越式发展为转板动机时,转板后

企业创新将得到进一步提升。

从转板动机视角,企业主动选择从监管较松的新三板转到监管较严的沪深市场,本身就具有强烈的规范公司治理、促进长期发展意愿。一方面,新三板企业主要从民营初创企业发展而来,大多由创始人或创始团队管控^[26],新三板企业两权合一的特点决定了实际控制人利益与公司价值趋同^[27]。另一方面,与新三板相比,沪深市场在公司治理、信息披露、股份减持以及股权激励等方面有更严格的监管规定,且具有高流动性的沪深市场还能吸引更多机构投资者持股。来自资本市场的监管和外部机构投资者的监督能加速完善公司治理,促进企业创新发展^[28-33],但在一定程度上也“束缚”了公司初创股东的自主控制权。当实际控制人作出转板上市决定时,是在自主控制权和现金流权之间权衡后使企业价值最大化的最优决策,期望通过转板后治理效能的提升促进企业创新和长远发展。

从转板时机视角,上市时机理论认为企业创始人拥有公司价值的私人信息,而外部投资人由于信息劣势对企业进行估值时会打折扣,因此企业上市的最优时机是能最小化外部投资人对企业信息的加工成本。对转板企业而言,挂牌期间的定期信息披露,使外部投资者对企业的发展历程有了相当程度的了解,更有利于转板时对企业进行合理估值,可最大化控股股东价值,进而激励企业转板后专注长期创新发展,避免短视行为对创新活动抑制。因此,创新能力强、研发技术被取代可能性低的企业,上市对其发展更有利。新三板转板企业大多为创新能力较强的创新层企业,挂牌期间持续的创新信息披露并未影响其创新能力和竞争力的提升,说明其创新技术被取代的可能性较小,转板后创新信息披露的估值效应远大于技术泄露风险。因此,就转板时机来看,新三板的创新培育功能使得企业避免了转板对其产生的不利影响,进一步促进了企业长期创新发展。

基于上述分析提出假设 H1:新三板企业转板能促进其创新

新三板企业的转板动机是实现跨越式发展目

标,转板后可通过外部监督提高公司治理水平,促进企业创新。已有研究表明,机构投资者拥有大量资金,投资规模较大,投资策略通常会考虑企业持续发展和价值增值,其一旦成为公司股东,即通过直接参与、提交议案等方式起到监督作用^[29],而机构投资者的监督是减少公司短视行为(如放弃长期创新项目)的重要手段,能显著促进企业创新^[29-33]。然而,机构投资者的监督在促进企业创新的同时,也会因其频繁交易迫使管理者降低创新^[21],因此相比持有单一企业,同时持有多家企业的共同机构投资者在投资组合中可建立所有权网络^[34],通过获得相关治理信息和积累有价值的监督经验,降低监督成本和监督过程中的信息不确定性,提高监管效率,促进企业创新^[35-37]。从转板企业实践来看,企业转板前在新三板挂牌期间尽管有大量机构投资者持股,但主要集中在券商持股,而券商持股新三板的主要目的是希望在企业转板后获利,他们更关注企业短期业绩,因此监督企业进行长期创新投资的动力不足。另外,由于新三板企业多集中在初创中小企业,风险相对较高,出于分散风险的考虑,机构投资者同时持有多家新三板企业的几率较小,加之新三板企业信息披露要求低,共同机构投资者无法形成有效的信息网络,因此监督成本较高、监督意愿较差。当企业转板沪深交易所后,股票流动性增强,信息披露要求更严格,有利于吸引更多类型机构投资者将其纳入投资组合。共同机构投资者可以将参与其他企业经营决策中积累的监督经验用于转板企业,以较小的监督成本有效识别企业短期行为,积极评估企业进行长期创新的可行性,降低管理者短视动机,进而促进企业创新。

基于上述分析,提出假设 H2:转板通过加强共同机构投资者外部监督促进企业创新

从转板时机来看,新三板企业一般在高速扩张期进行转板。企业的扩张不仅体现在货币资本的扩张,还体现在人力资本的扩张。人力资本在企业生产活动中发挥着要素功能和效率功能^[38],当新三板企业发展到一定阶段,要想进一步提升企业创新力,不仅需要吸引高水平创新人才

加入实现人力资本的要素功能,更要通过调动创新人才的科研积极性实现人力资本的效率功能。事实上,新三板挂牌企业大多为民营中小企业,由于规模小、风险大、公司治理不完善等原因,不但很难吸引高水平创新人才加入企业,也容易出现创新人才严重缺失问题^[39],进而大大制约了企业创新发展。研究表明,上市可通过提高企业声誉吸引高水平知识资本,提升企业竞争优势。因此,新三板企业的转板行为向社会传递出公司不断发展壮大且实力雄厚的信号,上市公司的“信誉”背书作用能吸引更多创新人才的加入^[2],而转板后可能实施的员工股权激励计划能进一步留住企业核心技术人员,激发研发积极性,提高失败容忍度,激励其投入长期性的创新研发,进而有效提升企业创新水平^[40]。

基于上述分析提出假设 H3:转板通过吸引创新人才促进企业创新

二、研究设计

(一)样本选择和数据来源

本文选取在 2016—2019 年从新三板退市并在沪深交易所重新上市的企业为研究对象。为消除企业在“空窗期”(本文定义为从退市到重新上市的期间)非市场因素对其创新决策的影响,剔除了空窗期大于 1 年的企业,只保留退市后一年内又上市的企业。为观察企业转板前后创新活动的动态变化,将样本期设定为 2014—2021 年,并选择该期间新三板创新层挂牌企业为对照组样本。本文的数据主要来源于 Wind 数据库和同花顺数据库,对于部分缺失数据通过手工查询上市企业(挂牌企业)年报得到。

(二)模型设定和变量定义

本文参考龙小宁等^[41]构建了多期双重差分的基准回归模型(1)和动态分析模型(2),考察转板对企业创新的影响及转板前后创新的变化。

$$INN_{i,k,t} = \alpha + \beta Switch_{i,k,t} + \gamma X_{i,k,t} + \eta_k + \xi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中,因变量 $INN_{i,k,t}$ 为企业的创新活动,自变量 $Switch_{i,k,t}$ 为公司转板状态,企业转板后为 1,企业转板前和非转板企业为 0。 $X_{i,k,t}$ 为影响企业创新

活动的其他控制变量,其中包括有形资产投资、公司规模、盈利能力、负债水平、增长能力、产生现金流的能力和外部融资依赖水平。 η_k 、 ξ_t 分别代表行业固定效应和时间固定效应。同时,为避免公司层面的聚集效应对标准误的影响,回归中在公司层面进行了 cluster 处理。

模型(1)以转板企业为处理组,以未转板企业为控制组,通过比较转板前后处理组的平均变化与控制组的平均变化来识别转板对企业创新的“处置效应”,解释变量 *Switch* 系数 β 即反应“处置效应”,当 β 显著为正时,说明与未转板企业相比,转板企业的创新投资和产出显著提高, β 值的大小反映了创新提高的程度。

$$INN_{i,k,t} = \alpha + \sum_{s=1}^4 \delta_s Before_{i,k,t}^s + \sum_{s=1}^4 \lambda_s After_{i,k,t}^s + \gamma X_{i,k,t} + \eta_k + \xi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中, $Before_{i,k,t}^s$ 表示转板前第 s 年的虚拟变量,如 $Before_{i,k,t}^1 = 1$ 表示转板企业在转板前第 1 年的观察值为 1,其余为 0。类似地, $After_{i,k,t}^s$ 表示转板后第 s 年的虚拟变量,如 $After_{i,k,t}^1 = 1$ 表示转板企业在转板后第 1 年的观察值为 1,其余为 0。为比较企业转板前后变化,本文将转板当年作为对照的基准。 $INN_{i,k,t}$ 和 $X_{i,k,t}$ 的定义同模型(1)。同样,该模型也控制了行业和时间固定效应,在公司层面进行聚类处理。

模型中的主要变量定义见表 1。其中,企业创新分别用创新投资和创新产出衡量。创新投资变量参考张信东等^[23]的计量方法,除费用化 R&D 支出外,还考虑了自主创新开发阶段的资本化部分和通过购买或兼并重组获得的专利、商标等投资支出,确保了创新投资计量的完整准确。企业的专利申请一方面可体现其研发进展,另一方面具有创新甄别效应,因此创新产出变量用专利申请数(*Patent*)来测量。考虑到发明专利在审核时会受到严格审查,是含金量较高的创新产出,而实用新型专利和外观设计专利的授予只进行形式审查,不进行实质审查,是增量较小的创新。因此,本文又将专利分为发明专利(*Invent*)、实用新型专利(*Utility*)、外观设计专利(*Design*),对其区别研

究,以期得到转板影响创新产出的异质性作用。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	符号	定义
因变量	创新投资	<i>IIR</i>	创新投资率 = [(期末无形资产 - 期初无形资产 + 本期摊销额 - 期末土地使用权 + 期初土地使用权 - 本期土地摊销额) + (期末开发支出 - 期初开发支出) + 费用化研发支出]/上期末总资产
		<i>Patent</i>	ln(1 + 专利申请数)
	创新产出	<i>Invent</i>	ln(1 + 发明申请数)
		<i>Utility</i>	ln(1 + 实用新型申请数)
		<i>Design</i>	ln(1 + 外观设计申请数)
自变量	转板状态	<i>Switch</i>	企业转板后为 1,企业转板前和非转板企业为 0
控制变量	有形资产投资	<i>TIR</i>	有形资产投资率 = (期末固定资产净值 - 期初固定资产净值 + 本期折旧 + 期末在建工程 - 期初在建工程 + 期末存货 - 期初存货 + 期末库存现金 - 期初库存现金)/上期末总资产
	公司规模	<i>SIZE</i>	公司总资产的对数
	公司收入	<i>SALE</i>	公司收入的对数
	收入增长率	<i>SALEG</i>	(本期收入 - 上期收入)/上期收入
	销售现金流	<i>CF_sale</i>	经营活动产生的现金流量净额/营业收入
	公司盈利能力	<i>ROA</i>	总资产收益率
	资产负债率	<i>LEV</i>	负债总额/资产总额
	外部融资依赖	<i>EFD</i>	[(有形资产投资 + 创新资产投资) - 经营活动产生的现金流]/(有形资产投资 + 创新资产投资)

(三)描述性统计分析

表 2 将全样本划分为两组,其中 $Switch = 0$ 的组为非转板企业与尚未转板企业的样本(即新三板企业), $Switch = 1$ 的组为转板后企业的样本(即已转板到沪深交易所)。从表 2 可以看出,新三板企业的创新投资均值为 7.15%,转板后企业的创新投资均值为 4.09%,新三板企业创新投资显著高于转板后企业,但新三板企业的创新产出显著低于转板后企业。转板后企业的股权融资能力远高于新三板企业,因此其资产负债率显著低于新三板企业。另外,转板后企业的规模、销售收入显著大于新三板企业。

表 3 将转板企业按转板前后分为两组,其中 $Switch = 0$ 的组为转板前样本(即尚在新三板挂牌), $Switch = 1$ 的组为转板后样本(即已转板到沪深交易所)。从表 3 可以看出,转板企业尚未转板

前的创新投资均值为 6.18%,转板后的创新投资均值为 4.09%,转板前的创新投资显著高于转板后,但转板后的创新产出显著高于转板前。另外,与转板前相比,转板后企业资产规模和销售收入显著增加、资产负债率显著下降,但盈利能力下降也较显著。

需要说明的是,描述性统计结果发现转板后

企业创新投资低于转板前,该结果似乎与本文研究结论相悖,可能的原因是创新投资指标为相对值指标,企业转板后资产总额的增加速度远高于创新支出的增长速度,因此出现转板后创新投资均值下降现象。而下文的实证研究得出的转板促进企业创新的结论则应理解为与未转板企业相比,转板企业的创新投资和产出显著提高。

表 2 全样本分组描述性统计

变量		<i>IIR</i>	<i>Patent</i>	<i>TIR</i>	<i>SIZE</i>	<i>EFD</i>	<i>ROA</i>	<i>LEV</i>	<i>SALE</i>	<i>SALEG</i>	<i>CF_sale</i>
<i>Switch</i> = 0	<i>Mean</i>	7.15	1.17	13.60	9.85	0.52	8.49	42.47	9.59	56.91	-43.44
	<i>SD</i>	8.08	1.18	41.95	1.13	15.00	13.16	21.83	1.18	540.81	2468.50
	<i>N</i>	6 428.00	6 428.00	6 428.00	6 428.00	6 428.00	6 428.00	6 428.00	6 428.00	6 428.00	6 428.00
<i>Switch</i> = 1	<i>Mean</i>	4.09	2.27	12.35	12.18	-0.46	7.73	32.73	11.55	24.73	12.44
	<i>SD</i>	3.09	1.28	11.02	0.79	7.11	6.59	15.38	0.90	39.23	16.03
	<i>N</i>	250.00	250.00	250.00	250.00	250.00	250.00	250.00	250.00	250.00	250.00
<i>MeanDiff</i>		3.058 ***	-1.103 ***	1.26	-2.330 ***	0.97	0.76	9.740 ***	-1.955 ***	32.18	-55.88

表 3 转板企业分组描述性统计

		<i>IIR</i>	<i>Patent</i>	<i>TIR</i>	<i>SIZE</i>	<i>EFD</i>	<i>ROA</i>	<i>LEV</i>	<i>SALE</i>	<i>SALEG</i>	<i>CF_sale</i>
<i>Switch</i> = 0	<i>Mean</i>	6.18	1.88	14.24	11.06	1.69	12.72	42.02	10.82	27.83	13.30
	<i>SD</i>	6.74	1.29	19.69	0.97	28.92	8.05	16.64	0.98	39.68	13.95
	<i>N</i>	250	250	250	250	250	250	250	250	250	250
<i>Switch</i> = 1	<i>Mean</i>	4.09	2.27	12.35	12.18	-0.46	7.73	32.73	11.55	24.73	12.44
	<i>SD</i>	3.09	1.28	11.02	0.79	7.11	6.59	15.38	0.90	39.23	16.03
	<i>N</i>	250	250	250	250	250	250	250	250	250	250
<i>MeanDiff</i>		2.089 ***	-0.390 ***	1.893	-1.120 ***	2.147	4.983 ***	9.285 ***	-0.730 ***	3.092	0.864

三、实证结果与分析

(一) 转板影响企业创新的实证结果

(1) 基准回归结果与分析。首先,用模型(1)检验转板影响企业创新投资的结果,如表 4 所示。第(1)列~第(3)列分别列示了固定时间、固定行业和时间行业双固定的实证结果,可以发现企业在转板后,创新投资显著增加。以第(3)列为例进行说明,*Switch* 的系数为 2.421,且在 1% 水平显著为正,说明企业转板后创新投资提升了 2.421 个百分点,具有显著经济意义。

接着用模型(1)检验转板影响企业创新产出的实证结果,如表 5 所示。第(1)列是转板影响创新产生的总体结果,第(2)列~第(4)列分别为发明、实用新型和外观设计的分项结果。从表 5 可以看出,无论创新产出用专利申请衡量还是分别用发明、实用新型和外观设计衡量,*Switch* 系数都显著为正,说明新三板企业转板后创新产出显著增加。假设得到验证。

表 4 转板影响企业创新投资的回归结果

变量	<i>IIR</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Switch</i>	2.187 *** (4.600)	2.694 *** (6.210)	2.421 *** (5.784)
<i>TIR</i>	0.018 *** (4.781)	0.022 *** (3.910)	0.021 *** (4.021)
<i>SIZE</i>	-2.735 *** (-9.258)	-2.393 *** (-8.282)	-2.400 *** (-8.287)
<i>EFD</i>	0.004 (1.197)	0.000 (0.011)	-0.001 (-0.284)
<i>ROA</i>	0.065 ** (1.993)	0.069 ** (2.210)	0.066 ** (2.121)
<i>LEV</i>	0.000 (0.006)	0.012 (1.115)	0.012 (1.084)
<i>SALE</i>	0.503 ** (1.986)	0.522 * (1.859)	0.546 * (1.921)
<i>SALEG</i>	0.003 *** (5.248)	0.003 *** (5.756)	0.003 *** (5.745)
<i>CF_sale</i>	-0.000 *** (-11.382)	-0.000 *** (-11.478)	-0.000 *** (-11.218)
时间固定效应	是	否	是
行业固定效应	否	是	是
观察值	6 674	6 673	6 673
<i>R</i> ²	0.184	0.264	0.271

注:*** $p < 0.01$ 、** $p < 0.05$ 、* $p < 0.10$ 均有统计学意义。下表同。

表5 转板影响企业创新产出的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Patent</i>	<i>Invent</i>	<i>Utility</i>	<i>Design</i>
<i>Switch</i>	0.315 ** (2.349)	0.351 *** (2.918)	0.230 * (1.808)	0.271 ** (2.384)
<i>TIR</i>	0.000 (1.053)	0.000 (0.925)	0.000 (1.268)	-0.000 (-0.758)
<i>SIZE</i>	0.154 *** (3.299)	0.187 *** (5.196)	0.063 * (1.780)	-0.018 (-0.734)
<i>EFD</i>	-0.000 (-0.036)	-0.000 (-1.130)	-0.000 (-0.100)	0.001 *** (3.616)
<i>ROA</i>	0.004 ** (1.991)	0.001 (0.510)	0.003 ** (2.458)	0.001 (0.496)
<i>LEV</i>	-0.001 (-0.664)	-0.001 (-0.792)	0.000 (0.503)	-0.002 *** (-3.067)
<i>SALE</i>	0.006 (0.141)	-0.036 (-1.067)	0.015 (0.472)	0.051 ** (2.491)
<i>SALEG</i>	-0.000 *** (-2.665)	-0.000 *** (-3.268)	-0.000 (-1.628)	0.000 (0.206)
<i>CF_scale</i>	-0.000 (-1.112)	-0.000 (-1.084)	0.000 (0.866)	-0.000 ** (-2.573)
固定时间效应	是	是	是	是
固定行业效应	是	是	是	是
观察值	6 609	6 609	6 609	6 609
R^2	0.197	0.154	0.218	0.103

(2)动态分析结果。基准回归结果反映的是转板对企业创新的平均影响,并没有反映转板对企业创新的动态影响。因此,通过模型(2)分别检验转板影响企业创新投资和创新产出的动态趋势变化。

图1是根据模型(2)得到的转板企业创新投资的变化趋势,横坐标是相对于转板的时间,纵坐标是 *Before* 和 *After* 的估计参数大小及对应的95%置信区间,将转板当年作为基准参照组。观察图1可以发现,企业转板前年份的哑变量估计系数均未通过5%水平的显著性检验,说明处理组和对照组在转板前不存在明显的差异,满足平行趋势假设,转板后创新投资显著上升不是事前差异的结果。此外,从转板后估计系数的变化可以看出,转板后企业创新投资在第1年和第2年持续增加,第3年有所下降,到第4年转板对创新投资的效应消失,说明转板对企业创新投资的影响具有一定持续性且至少能持续2年。

图2是根据模型(2)得到的转板企业创新产出的变化趋势,分别展示了专利产出的总变化和

发明、实用新型、外观设计各分类变化。横坐标是相对于转板的时间,纵坐标是 *Before* 和 *After* 的估计参数的大小及对应的95%置信区间,将转板当年作为基准参照组。观察图2可以看出,企业转板前2年的哑变量估计系数均未通过5%水平的显著性检验,说明处理组和对照组在转板前2年不存在明显的差异,满足平行趋势假设。从总体来看,从转板前1年开始,企业创新产出开始上升,且转板的促进效应持续到转板后2年,到转板后第3年,系数已不再显著。分别各专利的动态趋势来看:发明专利在转板后第1年显著上升,第2年即出现下降趋势;实用新型转板后的变化不太明显,趋于平缓;外观设计则表现出强势上升。由此得出,转板促进创新产出的效果主要体现在外观设计的上升,其次是发明专利。需要说明的是,转板前1年即出现专利申请显著上升的情况是因为企业从提出上市申请到最终上市平均时间为1年,企业提交上市申请开始创新产出即增加,且出现持续上升现象,在新三板转板企业中并未发现专利产出转板前上升、上市后持续下降的专利管理现象。

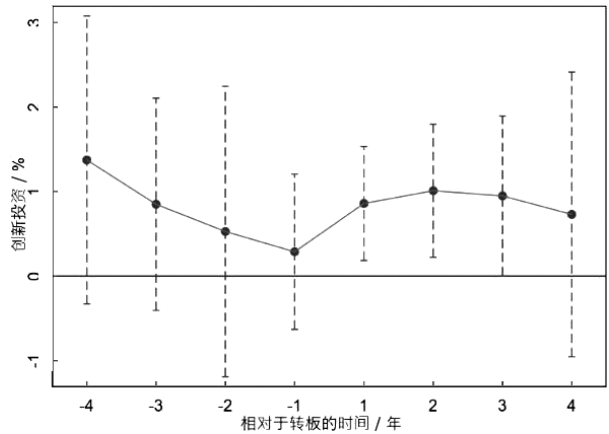


图1 转板影响创新投资的动态趋势

(二)稳健性和内生性检验

本文通过更换样本期间、更换因变量、滞后因变量等方法对结果的稳健性进行检验,通过PSM-DID检验、“公司—时间”固定效应模型、工具变量法和安慰剂检验等解决可能产生的内生性问题。

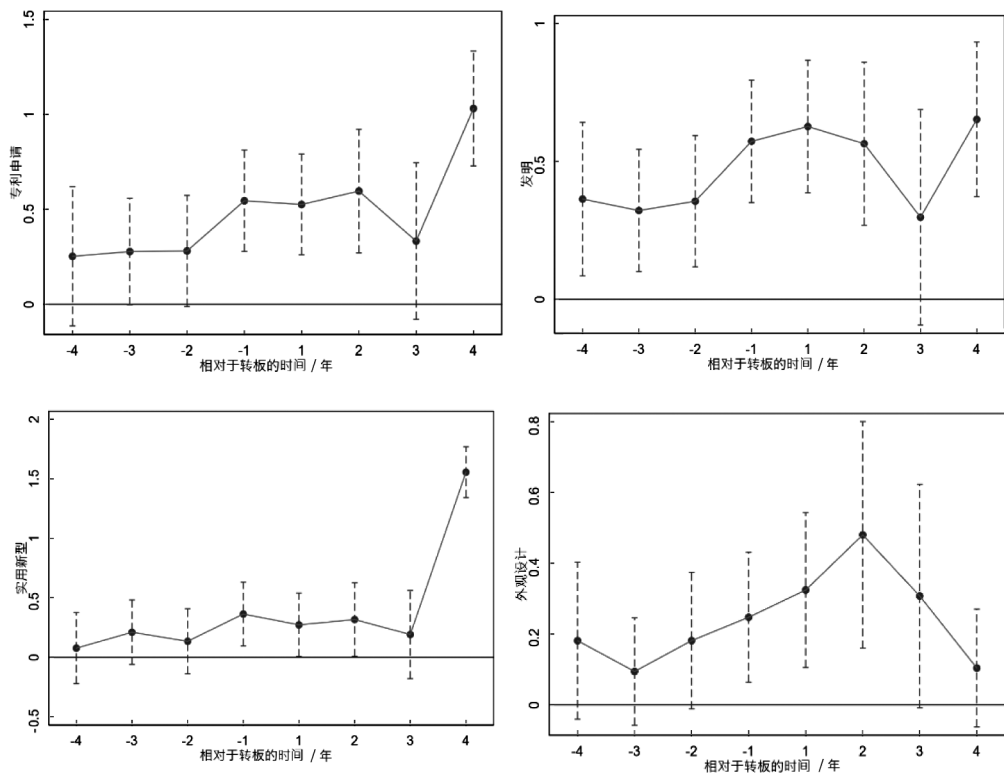


图2 转板影响创新产出的动态趋势

(1) 稳健性检验。表 6 是转板影响企业创新投资的稳健性检验。为排除新冠疫情爆发对企业创新投资决策影响,只保留 2014—2019 年期间样本重新进行检验,结果见表 6 第(1)列,结果显示 *Switch* 系数为 2.508,在 1% 水平显著为正,说明本研究结论不受新冠疫情突发事件影响,结果稳健。将因变量创新投资的计量换成传统的 R&D 投资进行了检验,结果见第(2)列,回归结果显示 *Switch* 系数为 2.677,在 1% 水平显著为正,结果稳健。为进一步检验转板对创新投资是否具有动态持续影响,第(3)列和第(4)列分别将因变量滞后 1 期和滞后 2 期进行检验,结果发现 *Switch* 系数分别为 2.309 和 1.642,均在 1% 水平显著为正,与动态分析的结论一致,结果稳健。

表 7 是转板影响企业创新产出的稳健性检验。第(1)列是排除新冠病毒感染疫情影响的结果,回归结果显示 *Switch* 系数为 0.269,在 5% 水平显著为正,结果稳健。第(2)列将因变量专利申请数换成专利授予数进行了检验,回归结果显示 *Switch* 系数为 0.279,在 5% 水平显著为正,结果稳健。为

表 6 转板影响企业创新投资的稳健性检验

变量	IIR			
	(1) 2014—2019	(2) R&D 投资	(3) 滞后 1 期	(4) 滞后 2 期
<i>Switch</i>	2.508 *** (5.681)	2.677 *** (7.237)	2.309 *** (5.010)	1.642 *** (3.071)
<i>TIR</i>	0.019 *** (4.694)	0.014 *** (7.813)	0.000 (0.043)	-0.002 * (-1.920)
<i>SIZE</i>	-2.498 *** (-7.664)	-2.710 *** (-9.740)	-3.343 *** (-11.196)	-2.797 *** (-9.952)
<i>EFD</i>	0.001 (0.330)	-0.003 (-1.298)	-0.005 (-1.273)	-0.005 (-0.954)
<i>ROA</i>	0.058 * (1.693)	0.056 * (1.909)	0.010 (0.378)	-0.014 (-0.597)
<i>LEV</i>	0.013 (0.973)	0.005 (0.489)	-0.002 (-0.230)	-0.007 (-0.671)
<i>SALE</i>	0.527 * (1.663)	1.008 *** (3.687)	1.242 *** (4.320)	0.934 *** (3.326)
<i>SALEG</i>	0.003 *** (5.506)	0.002 *** (4.887)	0.002 *** (8.864)	0.002 *** (14.709)
<i>CF_sale</i>	-0.000 *** (-7.787)	-0.000 *** (-12.325)	-0.000 *** (-12.833)	-0.000 *** (-11.923)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观察值	5 513	6 673	5 495	4 401
<i>R</i> ²	0.266	0.350	0.290	0.269

进一步检验转板对创新产出是否具有动态持续影响,第(3)列和第(4)列分别将因变量滞后 1 期和

滞后 2 期进行检验,结果发现 *Switch* 系数分别为 0.366 和 0.400,分别在 1% 水平和 5% 水平显著为正,与动态分析的结论一致,结果稳健。

表 7 转板影响企业创新产出的稳健性检验

变量	<i>Patent</i>			
	(1) 2014—2019	(2) 专利授权	(3) 滞后 1 期	(4) 滞后 2 期
<i>Switch</i>	0.269 ** (1.993)	0.279 ** (2.153)	0.366 *** (2.608)	0.400 ** (2.291)
<i>TIR</i>	0.000 (1.117)	0.000 (0.919)	-0.000 (-0.643)	0.000 * (1.697)
<i>SIZE</i>	0.148 *** (3.055)	0.115 *** (2.749)	0.149 *** (2.956)	0.111 ** (2.089)
<i>EFD</i>	-0.000 (-0.361)	0.000 (0.036)	-0.000 (-0.191)	-0.001 * (-1.702)
<i>ROA</i>	0.003 * (1.650)	0.004 ** (2.435)	0.007 *** (3.137)	0.007 *** (2.795)
<i>LEV</i>	-0.001 (-0.989)	-0.001 (-0.781)	0.000 (0.343)	0.001 (0.994)
<i>SALE</i>	0.018 (0.392)	0.021 (0.547)	-0.000 (-0.008)	0.020 (0.384)
<i>SALEG</i>	-0.000 *** (-2.677)	-0.000 ** (-2.081)	-0.000 (-0.279)	-0.000 (-0.672)
<i>CF_sale</i>	-0.000 ** (-2.196)	-0.000 *** (-2.692)	0.000 * (1.838)	0.000 (0.843)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观察值	5 513	6 609	5 513	4 421
<i>R</i> ²	0.187	0.200	0.187	0.181

(2) 内生性检验。由于企业转板通常不是随机的,影响转板的因素可能同时影响企业创新,为避免由此产生的选择性偏误,通过 PSM 逐年匹配获得可比未转板新三板企业作控制组,对匹配后样本进行检验,结果见表 8,第(1)列为影响创新投资的检验结果,*Switch* 系数为 1.256,1% 水平显著为正,第二列为影响创新产出的检验结果,*Switch* 系数为 1.221,在 1% 水平显著为正,PSM - DID 的回归结果与基准回归结果一致。

为控制不可观测且不随时间变化的公司特征变量,进一步通过“公司—时间”固定效应进行内生性检验,结果见表 9。第(1)列为影响创新投资的检验结果,*Switch* 系数为 2.187,1% 水平显著为正,第(2)列为影响创新产出的检验结果,*Switch* 系数为 0.513,在 1% 水平显著为正,与基准回归结果一致。

表 8 转板影响企业创新的 PSM - DID 检验

变量	(1) <i>IIR</i>	(2) <i>Patent</i>
<i>Switch</i>	1.256 *** (3.562)	1.221 *** (8.284)
<i>TIR</i>	0.000 (0.126)	-0.000 (-1.644)
<i>SIZE</i>	0.385 *** (3.724)	0.249 *** (5.857)
<i>EFD</i>	-0.001 (-0.426)	-0.001 (-1.356)
<i>ROA</i>	0.040 *** (5.416)	0.010 *** (5.206)
<i>LEV</i>	-0.016 *** (-5.123)	-0.003 *** (-2.604)
<i>SALE</i>	0.346 *** (3.247)	0.055 (1.397)
<i>SALEG</i>	0.000 (1.434)	0.000 (0.403)
<i>CF_sale</i>	-0.000 *** (-4.158)	-0.000 ** (-2.228)
时间固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
观察值	3 573	3 573
<i>R</i> ²	0.188	0.336

表 9 转板影响企业创新的“公司—时间”固定效应检验

变量	(1) <i>IIR</i>	(2) <i>Patent</i>
<i>Switch</i>	2.187 *** (4.123)	0.513 *** (5.548)
<i>TIR</i>	0.018 *** (9.283)	0.000 (1.236)
<i>SIZE</i>	-2.735 *** (-18.331)	0.237 *** (9.071)
<i>EFD</i>	0.004 (0.752)	-0.000 (-0.223)
<i>ROA</i>	0.065 *** (7.438)	0.007 *** (4.349)
<i>LEV</i>	0.000 (0.013)	0.002 ** (1.961)
<i>SALE</i>	0.503 *** (3.429)	-0.062 ** (-2.409)
<i>SALEG</i>	0.003 *** (11.951)	-0.000 ** (-2.444)
<i>CF_sale</i>	-0.000 *** (-9.811)	0.000 (0.148)
时间固定效应	是	是
公司固定效应	是	是
观察值	6 674	6 610
<i>R</i> ²	0.164	0.041

进一步地,通过工具变量法解决转板和创新可能产生互为因果关系的内生性问题。由于新三板企业转板上市会受到当年证监会 IPO 业务否定率的影响,IPO 业务否定率越高,企业转板成功的

几率越低,但 IPO 业务的否定率作为一个政策外生变量不会直接影响企业创新活动,因此借鉴龙小宁等^[41],选取证监会 IPO 业务的否定率为工具变量,对新三板企业以及转板企业转板前使用证监会 IPO 业务的行业一年度否定率均值,对转板企业转板当年及其后使用转板当年的行业一年度否定率。工具变量法的回归结果见表 10,第(1)列和第(2)列分别为影响创新投资和创新产出的检验结果,Kleibergen – Paaprk LM statistic 和 Kleibergen – Paaprk Wald F statistic 的统计量结果表明,工具变量拒绝了不可识别假设和弱识别假设,说明工具变量合理。第(1)列 *Switch* 系数为 12.529,1% 水平显著为正,第(2)列 *Switch* 系数为 5.390,1% 水平显著为正。工具变量法的回归结果表明转板后企业创新投资和创新产出显著提高,与基准回归结果一致。

(3)安慰剂检验。尽管在动态趋势检验中已经发现实验组和控制组在转板前满足平衡趋势检验,但仍需要考虑企业创新变化是否由于同一时期其他政策或随机因素引起,为排除这种可能,进一步进行了安慰剂检验。具体地,借鉴郭金花等^[42]的

安慰剂检验法,每年生成一个转板(*Switch*)随机变量,让转板影响企业创新变得随机,然后将随机生成的 *Switch* 变量代入公式(1)进行重复回归 100 次,得到估计系数的核密度分布如图 3 所示。

表 10 转板影响企业创新的工具变量法检验

变量	(1) <i>IIR</i>	(2) <i>Patent</i>
<i>Switch</i>	12.529 *** (4.035)	5.390 *** (7.410)
<i>TIR</i>	0.018 *** (5.232)	0.000 (0.154)
<i>SIZE</i>	-3.300 *** (-11.913)	0.034 (0.793)
<i>EFD</i>	0.006 (1.544)	0.000 (0.373)
<i>ROA</i>	0.071 *** (2.997)	0.008 *** (4.127)
<i>LEV</i>	0.014 (1.503)	0.007 *** (5.612)
<i>SALE</i>	0.380 ** (1.970)	-0.096 *** (-3.008)
<i>SALEG</i>	0.003 *** (4.051)	-0.000 *** (-2.837)
<i>CF_sale</i>	-0.000 *** (-5.332)	0.000 (1.158)
Kleibergen – Paaprk LM statistic	239.713	179.217
Kleibergen – Paaprk Wald F statistic	247.620	182.896
观察值	6 674	6 610
<i>R</i> ²	0.122	-0.355

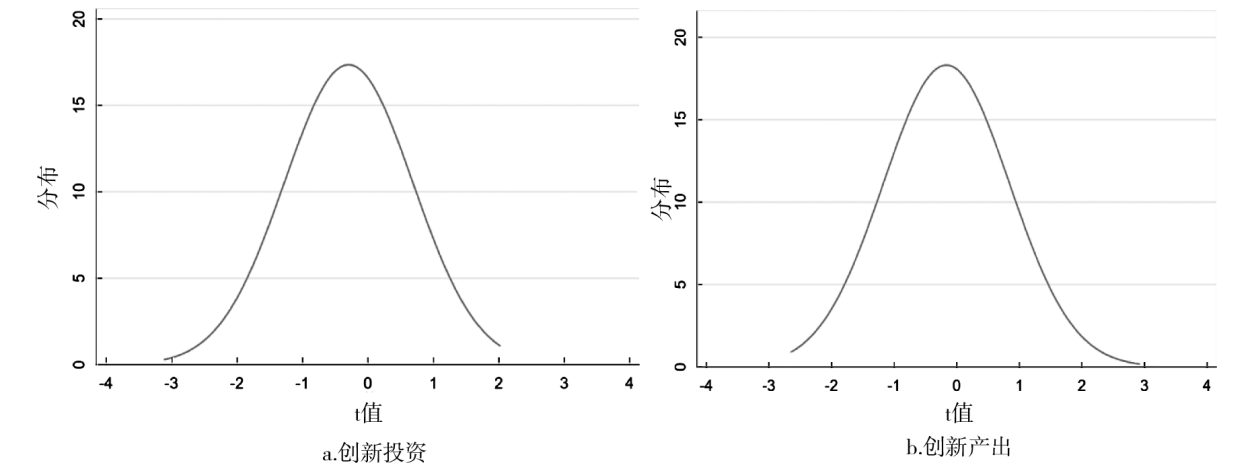


图 3 核密度分布图

结果显示,绝大多数抽样估计系数 *t* 值的绝对值都在 2 以内,且 *p* 值都在 0.1 以上,说明在 100 次抽样中转板变量 *Switch* 的估计系统大部分未通过显著性检验,即未被观测到的随机因素并不会影响模型的估计结果,通过了安慰剂检验。

(三)作用机制检验

上述实证结果已证明企业转板能显著促进其创新投资和创新产出,接下来通过进一步分析深入探究转板影响企业创新的作用机制。

(1)加强外部监督机制。本文用机构共同持

股来衡量企业受外部监督作用的强弱,参考杜勇等^[43]对机构共同持股的测量方法,在季度上计算每家公司有多少名共同机构投资者,再求这一数据的年度均值,并加1取对数,得到共同机构持股指标 *Coz*。将模型(1)中因变量换成 *Coz* 检验外部监督机制,结果见表11。第(1)列、第(2)列分别列示了不加控制变量和加入控制变量的固定时间效应的实证结果,第(3)列、第(4)列分别列示了不加控制变量和加入控制变量的固定行业效应的实证结果,第(5)列、第(6)列分别列示了不加控制变量和加入控制变量的时间固定效应和行业固定效应的实证结果。从实证结果来看,*Switch* 系数均显著为正,说明企业转板后共同机构持股比例显著增加,加强了对公司的监督,进而促进了企业创新。

表 11 加强外部监督机制检验

变量	Coz					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Switch</i>	0.129 *** (3.451)	0.077 * (1.933)	0.290 *** (7.157)	0.179 *** (4.239)	0.119 *** (3.260)	0.063 * (1.657)
<i>TIR</i>	— —	-0.000 (-1.539)	— —	-0.000 (-1.629)	— —	-0.000 (-1.559)
<i>SIZE</i>	— —	0.027 *** (4.740)	— —	0.043 *** (7.093)	— —	0.030 *** (5.103)
<i>EFD</i>	— —	-0.000 (-1.348)	— —	-0.000 (-1.634)	— —	-0.000 (-1.629)
<i>ROA</i>	— —	-0.001 *** (-3.989)	— —	-0.001 *** (-4.181)	— —	-0.001 *** (-3.966)
<i>SALEG</i>	— —	0.000 * (1.752)	— —	0.000 (1.375)	— —	0.000 (1.594)
<i>CF_sale</i>	— —	-0.000 *** (-20.515)	— —	-0.000 *** (-15.198)	— —	-0.000 *** (-14.839)
<i>AGE</i>	— —	0.000 (0.087)	— —	0.003 *** (3.056)	— —	0.000 (0.348)
时间固定效应	是	是	否	否	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	是	是
观察值	9 117	6 674	9 117	6 673	9 117	6 673
<i>R</i> ²	0.122	0.127	0.053	0.101	0.142	0.153

(2)吸引创新人才机制。本文通过检验转板后企业技术人员比例是否提高、专利发明人数是否增加两方面来检验吸引创新人才机制。企业技术人员比例数据来源于 Wind 数据库,专利发明人数数据来自国家知识产权局网站,通过手工检索、下载、匹配样本企业专利发明人数数据并计算专利发明人人。表12 是将模型(1)中因变量换成企业技术人员比例和专利发明人数的实证检验结果。从实证结果可以发现,无论是否加入控制变量,*Switch* 系数均显著为正,说明企业转板后技术人才的比例大幅提高、专利发明人增加,证明了新

三板企业转板后通过吸引创新人才机制促进了企业创新。

表 12 吸引创新人才机制检验

变量	技术人员比例		专利发明人数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Switch</i>	6.752 *** (3.599)	5.958 *** (3.235)	0.561 *** (4.492)	0.208 * (1.797)
<i>TIR</i>	— —	-0.007 * (-1.938)	— —	-0.000 ** (-1.974)
<i>SIZE</i>	— —	1.538 * (1.894)	— —	0.261 *** (6.197)
<i>EFD</i>	— —	0.005 (0.527)	— —	0.000 (1.137)
<i>ROA</i>	— —	0.085 (1.500)	— —	-0.003 * (-1.683)
<i>LEV</i>	— —	-0.029 (-1.094)	— —	-0.000 (-0.151)
<i>SALE</i>	— —	-1.809 ** (-2.282)	— —	-0.004 (-0.099)
<i>SALEG</i>	— —	0.003 *** (4.517)	— —	0.000 (1.048)
<i>CF_sale</i>	— —	-0.000 *** (-5.962)	— —	-0.000 ** (-2.160)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观察值	6 799	6 238	7 200	5 771
<i>R</i> ²	0.396	0.449	0.150	0.206

四、异质性分析与进一步讨论

(一)异质性分析

(1)企业竞争能力的异质性检验。从前述对转板动机的分析来看,转板是满足企业在产品市场竞争中不断扩大产能和规模的最优决策,因此竞争能力越强的企业转板对其创新越有利。因此,本文基于产品竞争视角和行业竞争视角,检验转板对不同竞争力企业创新的异质性影响。参考吴昊旻等^[44]的研究,首先构建了衡量公司产品市场竞争力的价格—成本边际指标 *PCM*,*PCM* 等于折旧及息税前利润除以销售额;然后用 *PCM* 减去行业 *PCM* 均值计算出超额价格—成本边际指标 *EPCM*,用以衡量企业在行业中的竞争地位,该值越大说明企业在行业中越有竞争力;最后对 *EPCM* 进行分组,排在前 50% 的企业划分到竞争能力弱的组,排名后 50% 的企业划分到竞争能力强的组,并用模型(1)的方程进行分组检验,检验结果见表13,分别列示了转板对创新投资和创新产出的影响结果。从第(1)列、第(2)列对创新投资的影响

结果看,竞争能力强和弱的组 *Switch* 系数均为正,但竞争能力强的组都在 1% 水平显著,竞争能力弱的组在 10% 水平显著。进一步进行组间系数差异的 SUEST 检验后发现,经验 *p* 值为 0.000,说明竞争强的组 *Switch* 系数显著大于竞争弱的组。从第(3)列、第(4)列对创新产出的影响结果看,竞争能力强的组 *Switch* 系数为正,且在 1% 水平显著,竞争能力弱的组系数不显著,进一步进行组间系数差异的 SUEST 检验后发现,经验 *p* 值为 0.020,说明竞争能力强的企业转板能显著提升其创新产出。分组检验结果说明,转板对产品竞争优势更强企业的创新促进作用更显著,即当企业在行业中具有很强的竞争优势时,转板能促进企业创新。当企业尚未形成绝对竞争优势时,转板对其创新的影响作用有限。

表 13 产品竞争力优势的异质性检验

变量	<i>IIR</i>		<i>Patent</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	竞争力强	竞争力弱	竞争力强	竞争力弱
<i>Switch</i>	2.638 *** (4.966)	1.337 * (1.889)	0.416 *** (2.686)	0.146 (0.765)
<i>TIR</i>	0.040 *** (4.320)	0.018 *** (4.824)	0.001 (1.633)	0.000 (0.083)
<i>SIZE</i>	-2.194 *** (-3.667)	-2.725 *** (-6.908)	-0.001 (-0.013)	0.200 *** (3.878)
<i>EFD</i>	-0.005 * (-1.762)	0.002 (0.697)	0.000 (0.094)	0.000 (0.066)
<i>ROA</i>	0.174 *** (3.637)	-0.049 (-1.461)	0.000 (0.148)	0.003 (1.084)
<i>LEV</i>	0.021 * (1.666)	-0.008 (-0.787)	-0.002 (-0.968)	-0.001 (-0.789)
<i>SALE</i>	0.607 (1.107)	0.980 ** (2.421)	0.182 *** (2.583)	-0.043 (-0.834)
<i>SALEG</i>	0.003 *** (8.105)	0.004 ** (2.024)	-0.000 ** (-2.473)	-0.000 (-0.791)
<i>CF_sale</i>	-0.023 (-1.628)	-0.000 *** (-5.434)	-0.001 (-0.761)	0.000 ** (1.988)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
经验 <i>p</i> 值	0.000 ***		0.020 **	
观察值	3 474	3 138	3 442	3 106
<i>R</i> ²	0.325	0.264	0.196	0.242

进一步地,从行业竞争视角考察,采用反映市场集中度的综合指标赫芬达尔指数(*HHI*)来度量公司所在行业的竞争程度,*HHI* 值越大,说明公司所处行业的市场集中度越高,行业垄断度高,竞争度弱;反之,*HHI* 值越小,说明公司所在行业竞争越

激烈。将 *HHI* 小于中位值的公司划分到行业竞争强的组,将 *HHI* 大于中位值的公司划分到行业竞争弱的组,并用模型(1)的方程进行分组检验,检验结果见表 14,分别列示了转板对创新投资和創新产出的影响结果。从第(1)列、第(2)列对创新投资的影响结果看,行业竞争强和弱的组 *Switch* 系数均为正,进行组间系数差异的 SUEST 检验后发现,经验 *p* 值为 0.020,说明转板对处于行业竞争激烈强的企业的创新投资促进作用显著大于行业竞争弱的组。从第(3)列、第(4)列对创新产出的影响结果看,行业竞争强的组 *Switch* 系数为正,且在 5% 水平显著,行业竞争弱的组系数不显著,组间系数差异的 SUEST 检验后发现,经验 *p* 值为 0.000,说明转板能显著提升行业竞争强组的创新产出。分组检验结果说明,转板促进创新的作用对处于充分竞争行业的企业更显著。宋清等^[45]发现市场竞争程度越强,越不利于小规模科技企业创新,本文的研究结论为处于激烈竞争市场的小企业找到了提高创新的新路径——转板。

表 14 行业竞争力的异质性检验

变量	<i>IIR</i>		<i>Patent</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	行业竞争强	行业竞争弱	行业竞争强	行业竞争弱
<i>Switch</i>	3.059 *** (5.011)	2.056 *** (3.813)	0.645 ** (2.466)	0.203 (1.327)
<i>TIR</i>	0.018 *** (5.425)	0.043 *** (4.161)	0.000 (0.589)	0.001 (1.534)
<i>SIZE</i>	-2.670 *** (-7.353)	-2.233 *** (-5.124)	0.073 (1.008)	0.201 *** (3.448)
<i>EFD</i>	-0.001 (-0.284)	-0.001 (-0.304)	-0.000 (-0.172)	0.000 (0.001)
<i>ROA</i>	0.046 (1.220)	0.083 * (1.928)	-0.001 (-0.492)	0.009 *** (3.419)
<i>LEV</i>	0.021 * (1.797)	-0.006 (-0.463)	-0.002 (-1.107)	-0.000 (-0.251)
<i>SALE</i>	0.769 ** (2.200)	0.507 (1.236)	0.130 * (1.905)	-0.073 (-1.407)
<i>SALEG</i>	0.002 *** (5.820)	0.004 *** (2.733)	-0.000 ** (-2.532)	-0.000 ** (-2.349)
<i>CF_sale</i>	-0.000 *** (-8.939)	-0.001 (-0.063)	-0.000 ** (-2.192)	-0.001 (-1.371)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
经验 <i>p</i> 值	0.020 **		0.000 ***	
观察值	3 594	3 079	3 576	3 033
<i>R</i> ²	0.273	0.279	0.078	0.233

(2) 两权合一的异质性检验。两权合一企业避免了转板后委托代理问题加剧、资本市场短期业绩压力等带来的管理者短视问题,更能促进企业创新。本文通过构建企业两权合一指标(*Two_equal*),检验企业治理结构在转板影响企业创新中的异质性作用。当企业的实际控制人和董事长为同一人或实际控制人和总经理为同一人时,*Two_equal* = 1,否则 *Two_equal* = 0,总样本中两权合一企业和两权分离企业之比接近 6:7,说明新三板中小企业的两权合一现象普遍存在。按是否两权合一进行分组,并用模型(1)进行检验,结果如表 15 所示,分别列示了转板对创新投资和创新产出的影响结果。从第(1)列、第(2)列对创新投资的影响结果看,企业是否两权合一的 *Switch* 系数均为正,但进行组间系数差异的 SUEST 检验后发现,经验 *p* 值为 0.080,说明转板对两权合一企业的创新投资促进作用更显著。从第(3)列、第(4)列对创新产出的影响结果看,非两权合一企业的 *Switch* 系数显著为正,但两权合一企业的 *Switch* 系数与其接近,且两组系数的差异未通过 SUEST 检验,说明转板对两组企业的创新产出差异并不显著。

表 15 企业两权合一的异质性检验

变量	<i>IIR</i>		<i>Patent</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	两权合一	非两权合一	两权合一	非两权合一
<i>Switch</i>	2.944 *** (4.825)	1.963 *** (3.907)	0.378 (1.584)	0.407 *** (2.827)
<i>TIR</i>	0.016 *** (6.113)	0.036 *** (3.260)	0.000 (0.153)	0.001 (0.907)
<i>SIZE</i>	-2.356 *** (-6.007)	-2.513 *** (-6.775)	0.228 *** (3.816)	0.106 * (1.715)
<i>EFD</i>	0.003 (0.276)	-0.002 (-0.970)	-0.003 * (-1.648)	0.001 (1.076)
<i>ROA</i>	0.152 *** (5.130)	-0.008 (-0.244)	0.004 (1.530)	0.006 *** (2.715)
<i>LEV</i>	-0.003 (-0.254)	0.004 (0.282)	-0.002 (-1.120)	0.001 (0.979)
<i>SALE</i>	0.565 (1.464)	0.738 * (1.885)	0.026 (0.463)	-0.034 (-0.609)
<i>SALEG</i>	0.005 *** (2.866)	0.002 *** (6.550)	-0.000 *** (-2.727)	-0.000 *** (-3.802)
<i>CF_sale</i>	-0.011 (-1.422)	-0.000 *** (-9.143)	-0.002 (-1.400)	0.000 (0.393)
时间固定效应	Yes	Yes	No	No
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
经验 <i>p</i> 值	0.080 *		0.460	
观察值	2964	3549	2941	3508
<i>R</i> ²	0.309	0.269	0.239	0.197

(3) 创新能力的异质性检验。新三板是中小企业创新的培育阵地,转板是否更有利于创新能力强的企业进一步创新值得探讨。一般认为,专精特新企业的创新能力要远高于非专精特新企业,因此按是否专精特新对样本企业进行分组,并用模型(1)进行检验。表 16 分别列示了转板对创新投资和创新产出的影响结果。从第(1)列、第(2)列对创新投资的影响结果看,企业是否专精特新企业的 *Switch* 系数均为正,但进行组间系数差异的 SUEST 检验后发现,经验 *p* 值为 0.080,说明转板对专精特新企业的创新投资促进作用更显著。但第(3)列、第(4)列对创新产出的影响与创新投资的影响结果不一致,转板显著提升了非专精特新企业的创新产出,且两组系数的差异在 10% 水平显著。

表 16 企业创新能力的异质性检验

变量	<i>IIR</i>		<i>Patent</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非专精特新	专精特新	非专精特新	专精特新
<i>Switch</i>	2.284 *** (4.933)	3.598 *** (4.204)	0.329 ** (2.226)	0.232 (1.095)
<i>TIR</i>	0.020 *** (4.102)	0.048 *** (2.659)	0.000 (1.132)	0.002 (1.148)
<i>SIZE</i>	-2.211 *** (-7.220)	-4.616 *** (-7.226)	0.167 *** (3.434)	0.059 (0.393)
<i>EFD</i>	-0.001 (-0.466)	-0.001 (-0.054)	-0.000 (-0.095)	0.001 (0.290)
<i>ROA</i>	0.059 * (1.799)	0.130 ** (2.118)	0.004 * (1.932)	-0.001 (-0.164)
<i>LEV</i>	0.012 (0.987)	-0.006 (-0.348)	-0.001 (-0.621)	-0.002 (-0.563)
<i>SALE</i>	0.459 (1.519)	1.711 *** (2.762)	-0.015 (-0.347)	0.250 (1.626)
<i>SALEG</i>	0.003 *** (5.639)	0.004 (0.782)	-0.000 *** (-3.106)	-0.001 (-0.788)
<i>CF_sale</i>	-0.000 *** (-10.482)	0.001 (0.079)	-0.000 (-0.399)	0.005 ** (2.032)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
经验 <i>p</i> 值	0.000 ***		0.080 *	
观察值	5762	911	5762	911
<i>R</i> ²	0.268	0.352	0.261	0.337

异质性检验结果表明,转板对企业创新投资和创新产出的影响因企业异质性特征表现出不同的促进作用。竞争力更强的企业转板后创新投资和产出都显著提升,该结果与产品竞争理论是一致的。两权合一企业转板后虽然创新投资增加、

但创新产出没有显著提升,此结果表明两权合一企业主要通过缓解转板带来的管理者短视问题促进了创新投资,但两权合一并不利于企业创新产出的提升。创新能力更强的企业转板后创新投资提高但创新产出并无显著变化,说明转板后创新信息披露通过提高企业估值、吸引更多创新资本促进了企业创新投资,同时创新信息的披露对企业形成技术威胁,不利于创新产出的提升。

(二)进一步讨论

已有关于上市影响企业创新的文献发现,上市能缓解企业融资约束进而提高了企业创新,但龙小宁等^[41]的研究表明,当企业上市是为了获取更多的融资时,会出现 IPO 后创新下降现象。为解开融资约束之谜,本文通过构建外部融资依赖指标(*EFD*)和内部融资约束指标(*HP*)来检验新三板企业转板是否通过缓解融资约束促进创新。参考 Acharya 等^[7]构建外部融资依赖指标 *EFD* 来衡量企业对外部资金的依赖程度,该值越高,说明企业对外部资金越依赖。另外, Hadlock 等^[46]发现规模和年龄是衡量企业融资约束水平的有效预测因子,随着企业规模和年龄的增长,企业的融资约束会得到缓解,但融资约束与企业规模的二次项成正比,即企业规模在不断扩大的过程中呈现融资约束先上升后下降的趋势。采用 Hadlock - Pierce 指数 *HP* 来衡量企业内部融资约束,该值越大,说明公司面临的融资约束越严重。表 17 是将模型(1)中因变量换成 *EFD* 和 *HP* 的实证检验结果。第(1)列、第(2)列分别列示了不加控制变量和加入控制变量的时间行业固定效应的实证结果,结果显示 *Switch* 系数为负,说明转板后企业对外部资金需求有所下降,但并不显著。第(3)列、第(4)列的结果显示 *Switch* 系数显著为正,说明企业转板后并未缓解融资约束,反而随着转板融资约束进一步加剧,这与新三板企业规模小、年纪轻的特征相匹配,进一步证明新三板企业之所以要转板到沪深交易所是因规模扩张、竞争力提升动机,该期间尚处于融资约束随规模扩张而上升的时期,转板并没有缓解企业的融资约束。

表 17 转板与企业融资约束

变量	<i>EFD</i>		<i>HP</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Switch</i>	-1.374 (-1.255)	-1.360 (-1.133)	0.293 *** (6.974)	0.171 *** (4.834)
<i>TIR</i>	— —	0.002 (0.923)	— —	0.000 ** (2.005)
<i>SIZE</i>	— —	0.520 (1.188)	— —	0.096 *** (7.532)
<i>ROA</i>	— —	-0.028 * (-1.868)	— —	0.001 * (1.943)
<i>LEV</i>	— —	0.007 (0.764)	— —	0.001 *** (5.260)
<i>SALE</i>	— —	-0.697 (-1.440)	— —	-0.015 (-1.277)
<i>SALEG</i>	— —	-0.000 (-1.424)	— —	0.000 * (1.771)
<i>CF_sale</i>	— —	0.000 * (1.664)	— —	-0.000 (-1.035)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观察值	6 675	6 673	7 290	7 585
<i>R</i> ²	0.010	0.012	0.172	0.294

已有关于上市影响企业创新的文献发现,企业上市后会因流动性增强、分析师跟踪增多、股价波动加剧等来自资本市场的短期业绩压力造成管理者短视,抑制了企业创新^[47-48]。那么,企业转板后是否也存在管理者短视加剧现象?为解答这一问题,本文参考 Acharya 等^[7],用真实盈余管理总水平(*REM*)作为管理者短视的代理变量,检验转板影响企业创新是否会受到管理者短视的冲击,进一步分别检验销售操纵(*DA1*)、费用操纵(*DA2*)、生产操纵(*DA3*)的短视行为。为使变量方向与盈余管理方向一致,在计算 *DA1* 和 *DA2* 时用正常值减去真实发生值,使得 *DA1*、*DA2*、*DA3* 的值越大,盈余管理越严重,企业管理者越短视。将模型(1)中因变量换成管理者短视代理指标检验管理者短视机制,结果见表 18。从第(1)列对盈余管理总水平的回归结果发现, *Switch* 变量的系数并不显著,说明企业转板后并未出现盈余管理现象,不存在管理者短视问题。第(4)列对生产操纵的检验发现 *Switch* 变量的系数也不显著,说明企业转板后并未出现生产操纵现象;第(3)列对费用操纵的检验发现,企业转板后非但没有进行费用的向下操纵,反而增加了销售和管理费用,说明随着企业转板后规模的扩张,短期内会出现实际费用支

出超过合理费用支出情况。只有第(2)列 *Switch* 变量的系数显著为正,可能的原因是转板后为了扩张需要、抢占市场份额进行了大量赊销,并非管理者短视的结果。因此,从检验结果可以发现,转板后企业并未出现来自资本市场短期业绩压力导致的管理者短视问题,该结果与转板企业两权合一的特征密不可分,也可能与转板后来共同机构持股对高管的监督有关。

表 18 转板与管理者短视

变量	REM (1)	DA1 (2)	DA2 (3)	DA3 (4)
<i>Switch</i>	0.055 (0.183)	0.173 *** (2.972)	-0.224 ** (-2.036)	0.087 (0.340)
<i>TIR</i>	-0.010 *** (-5.489)	0.000 (1.043)	-0.011 *** (-4.966)	0.000 (1.042)
<i>SIZE</i>	1.394 *** (7.005)	-0.041 ** (-2.375)	1.403 *** (7.310)	-0.016 (-0.848)
<i>ROA</i>	0.000 (0.219)	0.001 *** (2.901)	-0.000 (-0.187)	-0.000 (-0.845)
<i>LEV</i>	0.009 (1.256)	-0.007 *** (-5.157)	0.021 *** (2.859)	-0.007 *** (-4.902)
<i>SALE</i>	-0.001 (-0.318)	-0.001 ** (-2.109)	0.001 (0.713)	-0.001 (-1.291)
<i>SALEG</i>	-1.620 *** (-6.002)	0.043 ** (1.988)	-1.621 *** (-6.254)	0.033 * (1.735)
<i>CF_sale</i>	-0.000 (-1.585)	0.000 (0.492)	-0.000 * (-1.723)	-0.000 (-0.434)
<i>Switch</i>	0.000 *** (6.830)	-0.000 ** (-2.549)	0.000 *** (7.488)	-0.000 ** (-2.119)
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观察值	5 643	6 482	6 474	5 651
<i>R</i> ²	0.302	0.128	0.366	0.113

五、结论和建议

(一) 结论

(1) 新三板创新层企业转板后创新投资和创新产出都显著增加,且转板对创新的促进作用持续至少 2 年时间。

(2) 转板影响企业创新的机制主要体现在外部有效监督和内部创新人才的吸引。

(3) 基于异质性分析发现,竞争能力越强的企业转板后创新投资和创新产出都显著增加;实际控制人和董事长(或总经理)为同一人的企业与两权分离的企业相比,转板后创新投资显著增加,但对创新产出的影响差异不显著;转板对创新能力更强企业的创新投资促进作用更显著,对创新能

力较弱公司的创新产出促进作用更显著。

(4) 进一步讨论发现,转板并未缓解企业融资约束,也没有出现转板后管理者短视加剧现象,因此非上市公司 IPO 影响企业创新的机制并不适用于转板。

(二) 建议

(1) 从企业生命周期考虑,中小企业在其发展早期,可通过新三板的培育增强其韧性和竞争力,避免直接在沪深交易所上市对其创新带来的不确定影响。

(2) 从企业转板时机考虑,新三板企业不应盲目追求转板,在作出转板决策时除了关注是否满足资本市场条件,应同时考虑产品竞争市场,在行业中具有绝对竞争优势时转板,才能通过在新三板的“韬光养晦”,在转板后实现“一飞冲天”。

(3) 从转板后企业行为考虑,对于两权合一的转板企业而言,转板后要充分利用资本市场的“信誉”背书大量引进创新人才,并充分利用共同机构投资者的信息优势和治理经验,提升其对企业的监督效能,进一步促进企业创新产出。

(4) 从完善转板制度考虑,应适度引入转板动机问询、重视转板非财务条件(企业产品竞争力、创新能力等)的考察,以便在转板筛选中做好有效甄别,更有利企业转板后长期创新发展。

(5) 从政府鼓励企业转板考虑,目前各地方政府都对企业转板到更高层次资本市场有相应金额的一次性、无附加条件的现金奖励,无疑催生了企业为获得奖励在转板时机不成熟时进行转板的现象,对企业长期创新发展造成不利影响。因此,建议地方政府在制定转板奖励制度时,应有附加条件(如创新力、竞争力等)、分时段(转板前、转板、转板后)制定奖励,起到引导企业长期创新发展的作用。

参考文献:

- [1] HSU P H, TIAN X, XU Y. Financial development and innovation: cross-country evidence [J]. Journal of financial economics, 2014, 112(1): 116-135.
- [2] BERNETIN S. Does going public affect innovation [J]. The journal of finance, 2015, 70(4): 1365-1403.
- [3] JENKINSON T, RAMADORAI T. Does one size fit all? the

- consequences of switching markets with different regulatory standards[J]. *European financial management*, 2013, 19(5): 852-886.
- [4] DOIDGE C, KAROLYI G A, STULZ R M. The U. S. listing gap[J]. *Journal of financial economics*, 2015, 123(3): 464-487.
- [5] PAGANO M, PANETTA F, ZINGALES L. Why do computers go public? an empirical analysis[J]. *The journal of finance*, 1998, 53(1): 27-64.
- [6] RAJAN R G. Presidential address: the corporation in finance[J]. *The journal of finance*, 2012, 67(4): 1173-1217.
- [7] ACHARYA V, XU Z. Financial dependence and innovation: the case of public versus private firm[J]. *Journal of financial economics*, 2017, 124(2): 223-243.
- [8] 张劲帆, 李汉涯, 何晖. 企业上市与企业创新——基于中国企业专利申请的研究[J]. *金融研究*, 2017(5): 160-175.
- [9] 李云鹤, 黄雨薇, 马圣杰. 上市促进了企业创新吗? ——来自创业板制造业企业的经验证据[J]. *南方经济*, 2018(7): 59-74.
- [10] FERREIRA D, MANSO G, SILVA A. Incentives to innovate and the decision to go public or private[J]. *Review of financial studies*, 2014(27): 256-300.
- [11] GAO H, HSU P H, LI K. Managerial short-termism and corporate innovation strategies [M]. Working Paper. Social Science Research Network, 2014.
- [12] 李丹蒙, 孙淑伟, 颜恩点. 创业板公司公开上市对研发投入的影响分析[J]. *管理评论*, 2019, 31(11): 115-127.
- [13] 陈世来, 李青原. IPO、商业信用供给与企业绩效[J]. *南开管理评论*, 2021(10): 1-22.
- [14] 胡志强, 胡渊, 狄晨晨. IPO 前后的企业产品差异化动态策略——引入股价信息学习的模型与实证[J]. *中国管理科学*, 2020, 28(5): 52-61.
- [15] MIKKELSON W, PARTCH M, SHAH K. Ownership and operating performance of companies that go public[J]. *Journal of financial economics*, 1997, 44(3): 279-307.
- [16] 逯东, 万丽梅, 杨丹. 创业板公司上市后为何业绩变脸? [J]. *经济研究*, 2015, 50(2): 132-144.
- [17] 韩金红, 陈芮. VIE 境外上市模式与企业债务融资——基于中国赴美上市企业的经验证据[J]. *现代财经*, 2021, 41(11): 93-113.
- [18] 吴思, 陈震. 交叉上市、股权制衡与企业成本粘性[J]. *当代财经*, 2018(2): 124-133.
- [19] PAGANO M, ROELL A. The choice of stock ownership structure: agency costs, monitoring, and the decision to go public[J]. *Quarterly journal of economics*, 1998, 113(1): 187-225.
- [20] HE J, TIAN X. The dark side of analyst coverage: the case of innovation[J]. *Journal of financial economics*, 2013, 109(3): 856-878.
- [21] FANG V W, TIAN X, TICE S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. *The journal of finance*, 2014, 69(5): 2085-2125.
- [22] AGGARWAL V A, HSU D H. Entrepreneurial exits and innovation[J]. *Management science*, 2014, 60(4): 867-887.
- [23] 张信东, 薛海燕. 新三板与创业板企业创新投资比较研究[J]. *科研管理*, 2021, 42(2): 161-170.
- [24] SUBRAHMANYAM A, TITMAN S. The going public decision and the development of financial markets[J]. *Journal of finance*, 1999, 54(3): 1045-1082.
- [25] AGHION P, BLOOM N, GRIFFITH R. Competition and innovation: an inverted U relationship[J]. *Quarterly journal of economics*, 2005, 120(2): 701-728.
- [26] 谭庆美, 吴金克. 管理层持股与中小上市公司绩效——基于中小企业板数据的实证分析[J]. *山西财经大学学报*, 2011, 33(2): 92-99.
- [27] 范瀚文, 尹良富. 中国民营企业创新路径研究——基于实际控制人直接持股的视角[J]. *上海经济研究*, 2021(11): 89-99.
- [28] BUSHEE B J. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior[J]. *The accounting review*, 1998, 73(3): 305-333.
- [29] 刘宁悦, 杨洋. 机构投资者异质性与企业自主创新[J]. *科学决策*, 2017(11): 54-77.
- [30] AGHION P J, REENEN V, ZINGALES L. Innovation and institutional ownership [J]. *American economic review*, 2013, 103(1): 277-304.
- [31] LUONG H, MOSHIRIAN F, NGUYEN L, et al. How do foreign institutional investors enhance firm innovation? [J]. *Journal of financial and quantitative analysis*, 2017, 52(4): 1449-1490.
- [32] BRAV A, JIANG W, MA S, et al. How does hedge fund activism reshape corporate innovation? [J]. *Journal of financial economics*, 2018, 130(2): 237-264.
- [33] 闫红蕾, 张自力, 赵胜民. 资本市场发展对企业创新的影响——基于上市公司股票流动性视角[J]. *管理评论*, 2020(3): 21-36.
- [34] SCHMALZ M C. Common-Ownership concentration and

corporate conduct [J]. Annual review of financial economics, 2018, 10(1): 143-448.

[35] KANG J K, LUO J, NA H S. Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors? [J]. Journal of financial economics, 2018, 128(3): 576-602.

[36] HE J, HUANG J K. Product market competition in a world of Cross-Ownership: evidence from institutional blockholdings [J]. Review of financial studies, 2017, 30(8): 2674-2718.

[37] GAO K, SHEN H, GAO X, et al. The power of sharing: evidence from institutional investor Cross-ownership and corporate innovation [J]. International review of economics and finance, 2019 (63): 284-296.

[38] 李建民. 人力资本与经济持续增长 [J]. 南开经济研究, 1999(4): 2-7.

[39] 刘恩猛, 吕文栋. 最低工资标准、工资支付能力与中小企业创新产出——基于浙江的调查 [J]. 科学决策, 2021 (8): 1-10.

[40] 田轩, 孟清扬. 股权激励计划能促进企业创新吗 [J]. 南开管理评论, 2018, 21(3): 176-190.

[41] 龙小宁, 张靖. IPO 与专利管理: 基于中国企业的实证研究 [J]. 经济研究, 2021, 56(8): 127-142.

[42] 郭金花, 郭檬楠, 郭淑芬. 数字基础设施建设如何影响企业全要素生产率? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验 [J]. 证券市场导报, 2021(6): 13-23.

[43] 杜勇, 孙帆, 邓旭. 共同机构所有权与企业盈余管理 [J]. 中国工业经济, 2021(6): 155-173.

[44] 吴昊旻, 杨兴全, 魏卉. 产品市场竞争与公司股票特质性风险——基于我国上市公司的经验证据 [J]. 经济研究, 2012, 47(6): 101-115.

[45] 宋清, 刘奕惠. 市场竞争程度、研发投入和中小科技企业创新产出——基于风险投资调节的条件过程分析 [J]. 中国软科学, 2021(10): 182-192.

[46] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. Review of financial studies, 2010, 23(5): 1909-1940.

[47] 林志帆, 杜金岷, 龙晓旋. 股票流动性与中国企业创新策略: 流水不腐还是洪水猛兽? [J]. 金融研究, 2021 (3): 188-206.

[48] 薛海燕, 张信东. 推手还是杀手: 流动性对中小企业创新投资的影响——基于新三板和创业板的比较研究 [J]. 外国经济与管理, 2021, 43(6): 105-119.

(本文责编: 海洋)