

资本市场开放、融资约束与研发投入

——基于不同经济周期的视角

陈丽蓉, 夏英豪, 万祖杰

(西南政法大学商学院, 重庆 401120)

摘要: 随着对外开放步入高水平深化阶段, 经济增长迈入高质量发展周期, 将会给作为企业创新力核心的研发投入带来何种变化, 是亟待解决的问题。以A股上市公司2011—2020年数据为样本, 借助“沪深港通”政策的落地, 采用交错双重差分模型分析资本市场开放宏观政策对企业研发投入的影响机理, 并探究不同经济周期下融资约束的中介作用。研究发现, 资本市场开放促进企业研发投入增加; 资本市场开放能通过缓解融资约束促进企业增加研发投入; 在经济萧条期, 资本市场开放通过缓解融资约束显著促进研发投入的增加, 融资约束中介效应得到证实; 在经济繁荣时期, 中介效应不显著; 资本市场开放促进了研发投入的逆周期表现。进一步研究发现, 在信息环境较差和内外治理较差的企业中, 资本市场开放对研发投入的促进作用更显著。研究结果基于企业会增加研发投入的角度为资本市场开放的正向经济后果提供了微观层面的经验证据, 在一定程度上证明了资本市场开放对于推动产业新技术变革、促进实体经济进步、转变经济发展方式及实现高质量发展的重要意义。

关键词: 资本市场开放; 研发投入; 融资约束; 经济周期

中图分类号: F273.1; F425 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)6—0088—14

一、引言

研发投入是企业创新的重要基石和关键(占华和后梦婷, 2021), 然而近年来, 我国有些企业出现资源配置不合理问题, 这直接会导致企业研发投入持续不足, 进而严重阻碍企业创新的高质量发展(常媛等, 2022)。因此, 探讨企业研发投入的促进因素已成为学者关注的焦点问题之一。从本质来看, 研发投入问题实际上是企业资源配置问题(马思超等, 2022)。可以说, 只要找到可以解决企业资源配置不合理的办法, 企业研发投入不足问题就有可能迎刃而解。王满和徐晨阳(2016)及李启佳等(2020)研究发现, 企业资源合理配置是需要有效率的资本市场支撑。现阶段, 为了建立高效率的资本市场, 我国逐步加深资本市场开放程度, 将资本市场单向开放转为双向开放, 从而为企业资源的充分配置与自由流动搭建平台。在此背景下, 有必要探讨资本市场开放与研发投入间的关系。

解析资本市场开放对研发投入影响的关键在于充分解读境外投资者的价值信号传递与治理作用(王勇和芦雪瑶, 2021; 卢锐等, 2022)。首先, 基于“羊群效应”与“学习效应”, 境外投资者对企业长期价值的重视能够强化研发投入的价值信号, 对企业与其他投资者产生积极的导向作用(Leuz et al, 2010), 激发企业研发投入的积极性与主动性。其次, 基于委托代理理论, 境外投资者为降低代理成本保证自身收益会主动参与公司治理(Hermes and Lensink, 2004), 强化监督机制, 提高管理层违规成本(邹洋等, 2019), 抑制管理层减少研发投入的机会主义动机, 保障了研发投入的持续供给。最后, 基于信号传递理论, 为获得更多境外资金, 企业会主动增加研发投入, 向投资者传递优质企业信号, 以迎合投资者偏好。那么在内外因素所形成的合力下, 企业是否会因资本市场开放积极向研发配置资源进而增加研发投入呢?

探索资本市场开放对研发投入影响的另一个关键在于紧扣研发投入的特点。研发投入本质上是企业的一项投资决策, 其具有周期长、投入大及成果商业化失败风险高的特点(于潇宇和庄芹芹, 2019; 孙晓华和翟

收稿日期: 2022-07-05

基金项目: 重庆市教委科学技术研究重点项目“资本市场开放与资本配置效率: 基于‘陆港通’的理论与实证研究”(KJZD-K202000902); 重庆市教委人文社科研究重点项目“‘双循环’背景下资本市场开放促进上市公司高质量发展的机制、路径及效果研究”(21SKGH130); 重庆市研究生科研创新项目“不同经济周期下资本市场开放与企业研发投入关系研究: 基于融资约束中介效应视角”(CYS22323)

作者简介: 陈丽蓉, 博士, 西南政法大学商学院教授, 硕士研究生导师, 研究方向: 公司治理与审计; 夏英豪, 西南政法大学商学院硕士研究生, 研究方向: 企业创新、公司治理; 万祖杰, 西南政法大学商学院硕士研究生, 研究方向: 公司治理与审计。

钰,2021),故企业研发投入有着很强资金敏感性,当在融资方面不具备灵活性时,研发投入将难以为继(杨向阳等,2021)。已有不少研究资表明,资本市场开放通过增加证券市场上资本的流动性与资金供给(阮睿等,2021)、改善资金供给者与企业之间的信息不对称问题(钟覃琳和陆正飞,2018),发挥了拓宽融资渠道、改善融资环境、降低融资成本等积极作用(白小滢和陈雨薇,2022;卢锐等,2022)。基于此,资本市场开放是否又会化解企业研发投入资金需求困境,促进企业研发投入增加呢?这是值得探究的。

在求索该问题的时候,必须将当下的时代背景纳入考虑范畴。依据前景理论,经济周期波动造成未来预期转变会传导至融资环节(连玉君等,2020)。具体表现为:在经济繁荣期,企业利润的不断增长带来绩效持续向好与盈余资金接连扩充(黄新建和张德勤,2017),使得内部资金对研发投入的满足程度提高;同时股票市场和银行借贷市场摩擦降低(江龙等,2013),获取外部融资约束减低。但在经济下行期,市场需求下降,企业存货堆积的同时收入萎缩,导致自有资金减少,研发投入资金持续供给受到挑战;同时国家货币政策从紧(吴娜,2013),银行等金融机构贷款意愿下降,加之研发高风险的叠加效应,企业的融资约束成倍增加(刘春红和张文君,2013)。显然,不同经济周期的融资条件与融资难度存在差异,那么这种差异是否会导致资本市场开放对融资约束的缓解作用产生变化?这种变化又是否会传导至研发投入端并引起其波动?这是亟需解决的问题。

现有文献主要从企业治理机制、企业资源和政府政策三个方面展开研发投入影响因素的研究。在企业治理方面,学者们探索了管理层特质(杨林等,2018;罗蓉曦和陈超,2019;倪娟和王帆,2020)、高管激励机制(尹美群等,2018;朱琪和关希如,2019)和股权结构(杨风和李卿云,2016;张长征等,2017)等对研发投入的影响;在企业资源方面,有学者探析数字化发展(孙芳城等,2022;范红忠等,2022)、社会资本(林志帆和龙小宁,2021;祝明伟和李随成,2022)、政治关联(陈爽英等,2020;曾萍等,2022)、对研发投入的正向作用;在政府政策方面,前人通过实证分析探究了政府资助与补贴(姚伟民等,2021;袁军等,2022)、产业政策(周泰云,2020;曹平和张伟伟,2021)、税收优惠(燕洪国和潘翠英,2022;贺炎林等,2022)对研发投入的积极作用。以上研究从企业内外各个方面较为全面的考察了对研发投入的影响,并分析了其中存在的作用路径与机制,从微观企业层面到宏观环境层面都可见学者们对于如何促进企业研发投入的探索。但是鲜有学者将坚定不移推动中国金融市场改革开放的制度导向与经济步入高质量发展周期的现实背景相结合,没有聚焦于经济周期波动下对外开放的持续深化对我国实体经济发展的作用,也就造成鲜有学者将资本市场开放、融资约束和研发投入纳入同一分析框架,并探讨不同经济周期下资本市场开放对融资约束造成改变及传导至研发投入环节的变化。探讨该问题不仅对于进一步推动高质量对外开放有着参考价值,还资本如何服务于实体经济、怎样支持产业疫后振兴具有重要意义。

基于此,本文以2011—2020年我国A股上市公司为研究样本,运用交错双重差分模型探索资本市场开放对研发投入的影响,构建中介效应模型探究其影响路径,考察在不同经济周期中影响路径的变化,并结合“价值信息传导”与“内外部治理”效应的异质性分析探讨了资本市场开放对研发投入的作用机制。本文可能的边际贡献主要有:第一,借助“沪深港通”政策落地,考察了资本市场开放对企业研发投入的促进作用,既基于研发投入视角为资本市场开放的积极经济后果提供经验证据,也是从政策冲击角度有效补充研发投入影响因素研究的相关文献,还在整体上为资本能够有效服务于实体提供了有力证明;第二,基于中介效应模型,考察资本市场开放对研发投入促进作用的内在机理,揭示了资本市场开放对于企业研发资源配置的影响路径,呼应了资本市场开放为促进资本要素配置流通的功效,还为进一步资本市场开放提供了实践经验;第三,从不同经济周期视角,分析了融资约束中介效应的表现差异,不仅为企业如何抓住资本市场开放契机,提升自身研发创新能力和获取市场竞争优势提供了借鉴意义,还为政府部门利用资本市场逐步开放更好服务于实体经济,促进经济复苏提供了依据;第四,由资本市场的信息传导效应与治理效应为突破口展开异质性分析,探索了资本市场开放对研发投入的影响边界,进一步确定了资本市场开放的作用条件,也厘清了资本市场开放的作用局限。

二、理论分析与研究假设

(一)资本市场开放对研发投入的影响

资本市场开放引进了以价值投资者为主的成熟投资者(李蕾和韩立岩,2014),该类投资者更加重视与企业长期价值密切相关的研发投入(黄健峤等,2020)。其理性投资行为更能促进上市公司股票价值回归、股价

信息含量提高(任灿灿等,2021)和研发投入价值信号效用增强,从而引导市场资源向研发投入倾斜。此外,境外投资者愿意主动参与公司治理(刘程和王仁曾,2020),强化了对管理层的监督约束,抑制了管理层减少研发投入的机会主义行为,从而保障研发投入供给。

根据信号传递理论,企业的研发投入能释放更强市场竞争力、更高可持续性 & 更低违约风险的信号(杨志强等,2021),投资者更有意愿投资研发投入较多的企业,并据此产生对企业的未来预期,以决定是否投资及投资多少(刘柏和徐小欢,2019)。但研发投入也具备未来收益不确定性(Kothari et al,2002)、创造价值的非线性、随机性、波动性(徐欣和唐清泉,2010),以及投资者对公司层面专有信息掌握的不完全性(齐结斌和安同良,2014),导致研发投入的价值信号传递效率存在局限性,投资者很难准确识别研发投入的真实价值进行有效投资决策。而资本市场开放后,大量境外价值投资者涌入内地,相较于内地投资者,拥有较强信息搜集、处理能力 & 专业知识的境外投资者不仅能够更加准确评估公司研发投入的内在价值(罗宏和陈小运,2020),能有效降低研发活动特性所致的信息不对称性,提升股价信息含量(钟覃琳和陆正飞,2018)。在“学习效应”与“羊群效应”作用下,境外投资者的决策成为资本市场的“风向标”,对其他投资者产生导向作用。因此资本市场开放能够强化研发投入的价值信号,在利益动机的驱使下,为吸引境外投资者,并通过该类投资者的投资行为放大研发价值信号以撬动其他投资者获得更多资金,企业更愿意增加研发投入。

研发投入效益产生具有明显的滞后性(Baruch and Theodore,1996),大量流向研发投入的资金不一定在当期转化为收益,这就使得研发投入在当期可能成为企业负担(张治河等,2015),改变高管薪酬的风险与时间分布,导致高管为实现短期薪酬目标减少研发投入的机会主义行为(邵剑兵和陈永恒,2018)。资本市场开放后,引入大量更加重视企业长期价值的境外投资者,此时高管的自利行为与境外投资者追求的长期价值发生冲突。为了保证自身权利,境外投资者有更强的公司治理意愿(Hermes and Lensink,2004),积极地“用手投票”,直接参与公司治理,抑制管理层机会主义行为,从而保障研发投入持续供给。此外,境外投资者与内地企业关联较少,受企业内部关联人影响较小,独立性较高,降低了管理层堑壕效应(Ferreira and Matos,2008),促使资金流向利于公司价值增长的研发投入(Gillan and Starks,2003)。

由此,本文提出假设1:

资本市场开放增加企业研发投入(H1)。

(二) 融资约束在资本市场开放对研发投入影响中的中介效应

首先,资本市场开放实现内地资本市场与香港资本市场的互联互通(连立帅等,2019),有效促进了资本在内陆与境外的自由流动。大量境外资金涌入扩大境内资金供给量(杨兴全和李莎,2020),缓解资本市场资金供需紧张问题。其次,资本市场开放会将境外投资者信息披露行为规范的标准和要求带入内地资本市场,企业会主动提高信息披露质量(邹洋等,2019),使得企业内外信息不对称程度降低。同时境外投资者凭借其专业的信息搜集和分析能力通过获取私有信息也会降低企业信息不对称(钟覃琳和陆正飞,2018)。避免支付资金使用溢价使得企业以较低成本获得融资成为可能。由此可见,资本市场开放通过增加资金供给和降低资金成本两方面降低企业融资约束。

融资约束上升意味着企业内部资金的不足与外部融资摩擦加大,对企业生存提出了挑战。若继续增加研发投入对企业来说就意味着更高的沉没成本与财务风险(江伟等,2015),这迫使企业减少研发投入以换取生存。企业在此时可能将现有资源投入到“短平快”的项目谋求生机(陈海强等,2015),从而挤出回报周期较长的研发投入(Aghion et al,2012)。同时融资约束上升也提醒着企业应该保留一定的现金储备(张悦玫等,2017),这进一步促使企业减少研发投入以保证自身存活。融资约束下降一方面能够让企业能够较为及时有效获取资金供给(Aghion et al,2012),降低研发投入收益滞后性给企业生产与经营可持续性带来的风险;另一方面缓解持续研发投入因为融资问题被打断的难题。以上两方面使得企业加大研发投入意愿得到强化。资本市场开放后,融资成本降低,资金供给增加,促使企业减小寻求外部融资的摩擦,缓解企业融资约束难题,改善“量入为出”的研发投入决策现状,企业研发投入增加。

基于此,本文提出假设2:

融资约束在资本市场开放对研发投入的积极影响中发挥中介作用(H2)。

(三) 不同经济周期中融资约束在资本市场开放对研发投入影响中的中介效应

在经济萧条期,经济低迷、市场需求减少,企业利润与净值有所降低,导致企业内部资金减少,对外部融

资的依赖性增加。同时也正因市场不景气和投资者信心不足(崔丰慧等,2016),银行等传统融资渠道会变得更加谨慎,对企业的融资需求进行严格的审查和筛选(陈雨柯和吕介民,2019)。从而增加了企业的融资成本和难度,进一步加重了融资约束,使企业置于融资渠道受限、融资成本偏高、融资风险较大交织影响的困境。基于此,企业会没有足够的资金来支撑研发投入以维持技术创新与迭代,会因融资约束所致的流动资金短缺而消减研发投入预算,以满足日常的经营活动所需,还会因过高的融资约束而采取较为保守的策略,在创新决策上会更加的谨慎。总之,在经济萧条时,融资约束的存在对企业日常经营都带来了严重挑战,更会加重对研发投入的抑制程度。若融资约束一旦得到缓解,研发投入被严重压制的情况将会得到缓解,并形成增长的趋势,资本市场开放则有可能将之变为现实。主要源于以下几点:第一,资本市场开放之后,放松资本流动限制,允许A股市场资金的跨境流动,吸引更多的境外投资者与外部资金(李小林等,2021),扩充整个市场资金量,直接缓解经济萧条期二级市场上资金供需不平衡的局面;第二,以价值投资者为主的境外投资者看中研发投入在未来经济复苏时所带来的长期价值,并将此时业绩不佳归因于外部环境(陈武朝,2013),也愿意维持或增持公司股票。由此,资本市场开放能在一定程度上满足企业在经济萧条期的资金需求,缓解融资约束之后,继而激发企业抓紧萧条期低成本契机,积极增加研发投入,积淀发展后劲。

在经济繁荣期,由于宏观环境不断向好,市场需求旺盛,企业利润水平较高。此时企业自有资金更多,利用外部融资补充流动资金满足日常经营、投资所需的可能性降低。同时银行等金融机构相信企业在此时的盈利与偿债等能力,一旦企业有融资需求,便愿意放款给企业创造为其创造更多价值(丁鑫等,2022)。另外,投资者对未来有着较好的预期,投资情绪高涨(胡亚茹等,2018),在市场上积极寻找投资机会,试图为有资金需要的优质企业排忧解难。所以,在经济繁荣期,宽松的市场环境与稳定的收益让企业有条件也有基础保障开展一些诸如研发创新等投资活动。由此融资约束对研发投入的负面影响得到消减。此外,如前文所述资本市场开放通过增加市场资金和改善融资环境以缓解融资约束,但是经济繁荣期活跃的证券市场与低融资成本无疑弱化了融资约束的存在,这与资本市场开放的功效就存在部分重叠,可能造成资本市场开放对融资约束影响有可能减弱。由此,基于融资约束对研发投入抑制作用与资本市场开放对融资约束减缓作用双双削减的叠加影响下,资本市场开放要通过缓解融资约束以实现研发投入增加的该条路径似乎并不那么容易实现。

综上,相较于在经济繁荣期融资约束对研发投入较小影响,在经济萧条期融资约束对研发投入更像是雪上加霜,严重制约了其增长。由此在经济繁荣期资本市场开放对融资约束的缓解对企业研发投入而言像是锦上添花,而在经济萧条期资本市场开放减小融资约束对企业研发投入更像是雪中送炭。

基于上述分析,在此提出假设3:

融资约束的中介效应具有周期性特征,相对于经济繁荣期,融资约束的中介作用在经济萧条时表现更显著(H3)。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2011—2020年中国A股上市公司为研究样本,并剔除以下样本观测值:①特别处理(ST)、退市风险警示(*ST)及退市的上市公司;②剔除当年调出“沪深港通”及一年内多次调入调出的公司年度观测值;③金融行业类上市公司;④相关数据缺失的样本上市公司。最终获得18674个公司-年份观测值。本文沪深港通数据为手工整理,其余所有数据均来自国泰安(CSMAR)数据库。为避免极端情况对回归结果的影响,本文对所有连续变量均采取了1%上下的缩尾处理。本文采用的统计分析软件为Stata16.0。

(二)变量测度

1. 研发投入

研发投入包括费用化的研发投入和资本化的研发投入,用企业年度内研发投入总和来表示,并取对数。

2. 资本市场开放

借鉴连立帅等(2018)的做法,本文设计HSSC为“沪深港通”虚拟变量,当沪深港通交易制度实施且企业当年为沪港通或深港通标的企业时取值为1,否则为0。

3. 融资约束

参照杨胜刚等(2020)、徐思等(2019)和魏志华等(2014)的研究,选用KZ指数(Kaplan and Luigi, 1996)来度量企业融资约束。具体公式如下:

$$KZ_{i,t} = -1.001909OCF_{i,t} + 3.139193LEV_{i,t} - 39.3678DIV_{i,t} - 1.314759Cash_{i,t} + 0.2826389TobinQ_{i,t} \quad (1)$$

其中:*OCF*为经营性净现金流/总资产;*LEV*为资产负债率;*DIV*为应付股利/总资产;*Cash*为现金持有水平/总资产;*TobinQ*为托宾*Q*值。

4. 经济周期

参考陈漫和张新国(2016)的研究,借助Steenkamp(2011)的方法,通过HP(High-Pass Filter)滤波法提取国内生产总值(GDP)中的经济周期因素。

先通过HP滤波法得到长期趋势*GDP_t^l*:

$$\sum_{i=1}^T (GDP_t - GDP_t^l)^2 + \lambda \sum_{i=1}^T [(GDP_{t+1}^l - GDP_t^l) - (GDP_t^l - GDP_{t-1}^l)]^2, \lambda = 100 \quad (2)$$

其中:*GDP_t*为*t*年实际GDP;*GDP_t^l*为*t*年GDP中的长期趋势部分。因为GDP为年度数据,所以λ取100。

再借助Deleersnyde等(2004)的方法得到经济周期部分:

$$GDP_t^c = GDP_t - GDP_t^l \quad (3)$$

其中:*GDP_t^c*为GDP中的经济周期因素。在分离出经济周期因素后,用*Cycle*作为代表当前所处经济周期的虚拟变量,若*GDP_t^c*大于0则说明经济处于繁荣期,那么*Cycle*取1,若*GDP_t^c*小于0则说明经济处于萎缩期,那么*Cycle*取0。分析结果表明,2010年、2011年、2018年和2019年属于经济繁荣期,2012—2017年和2020年属于萎缩期。

5. 控制变量

参考黄健峤等(2020)、陈运森和黄健峤(2019)等人的做法,选取企业规模(*Size*)、资产负债率(*LEV*)、流动比率(*CR*)、总资产净利率(*ROA*)、董事会规模(*Bsize*)、所有权性质(*SOE*)、两职合一(*Dual*)、管理层持股(*MSH*)和两权分离度(*CS*)作为控制变量。具体详见表1。

表1 变量定义

| 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|------------|----------|------------------------------------|
| 研发投入 | lnRD | 研发投入自然对数 |
| 资本市场开放 | HSSC | 当沪深港通交易制度实施,且企业当年为沪深港通标的时为1,否则为0 |
| 融资约束 | KZ | KZ指数越大,融资约束越高 |
| 经济周期 | Cycle | 处于经济萎缩期时,Cycle取0;处于经济繁荣期时,Cycle取1 |
| 企业规模 | Size | 当年年末总资产自然对数 |
| 资产负债率 | LEV | 当年年末总负债除以总资产 |
| 流动比率 | CR | 当年末流动资产除以当年末流动负债 |
| 总资产净利率 | ROA | 当年年末净利润除以总资产 |
| 董事会规模 | Bsize | 董事会人数的自然对数 |
| 所有权性质 | SOE | 若企业所有权性质为国有企业,取值为1,否则取值为0 |
| 两职合一 | Dual | 若企业董事长兼任总经理为1,否则为0 |
| 管理层持股 | MSH | 董监高持股数量占总股数量之比 |
| 实际控制人两权分离率 | CS | 实际控制人拥有上市公司控制权比例减去实际控制人拥有上市公司所有权比例 |
| 行业 | Industry | 行业虚拟变量 |
| 年份 | Year | 年份虚拟变量 |

(三)模型设定

考虑到沪深港通政策的实施不仅为研究提供了准自然的实验环境,而且还为构建交错双重差分模型提供了良好的基础。参考已有研究,本文构建了行业固定效应与年度固定效应的回归模型:

$$\ln RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HSSC_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \sum industry + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$KZ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HSSC_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \sum industry + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\ln RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HSSC_{i,t} + \beta_2 KZ_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \sum industry + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中:*HSSC*为政策干预性变量,当沪深港通政策已经实施,并且上市公司为沪深港通标的的企业时取1,否则

取0; $\ln RD$ 为研发投入的自然对数; KZ 为企业融资约束程度; $Control$ 为控制变量的集合; β 为截距项; ε 为残差; $industry$ 为行业; $year$ 为年份。在控制年度与行业固定效应后, 主要关注 $HSSC$ 系数, 若其显著为正, 则研究设计假设 1 得到支持, 表明资本市场开放促进了企业的研发投入。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计与相关性分析

表 2 展示了主要变量描述性统计结果。研发投入自然对数均值为 17.862, 中位数为 17.852, 说明各个上市企业的研发投入总体较为均衡、离散程度较低, 但最大值和最小值分别为 21.880 和 13.516, 说明头部企业和尾部企业差异明显。 $HSSC$ 均值为 0.081, 说明样本中平均有 8.1% 被列入过沪深港通标的名单。 KZ 均值为 0.755, 且最大值与最小值差异较大, 表明各个企业面临的融资约束差异较大。

表 3 进一步呈现了主要变量的相关系数矩阵。 $HSSC$ 与 $\ln RD$ 的皮尔森相关系数为 0.101, 斯皮尔曼相关系数为 0.121, 且均在 99% 的置信区间内显著, 初步验证了假设 1, 表明资本市场开放会使得企业提高研发投入。但结果是否如此需要通过多元回归分析去验证。同时, $Size$ 和 ROA 等与 $\ln RD$ 之间的相关性系数显著为正, 与一般事实相符合。

表 2 主要变量描述性统计

| 变量 | 观测值 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 变量 | 观测值 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|-------|--------|--------|-------|---------|--------|---------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|
| $\ln RD$ | 18674 | 17.862 | 17.852 | 1.467 | 13.516 | 21.880 | CR | 18674 | 2.555 | 1.731 | 2.518 | 0.305 | 16.121 |
| $HSSC$ | 18674 | 0.081 | 0.000 | 0.273 | 0.000 | 1.000 | $Bsize$ | 18674 | 2.238 | 2.303 | 0.172 | 1.792 | 2.773 |
| KZ | 18674 | 0.755 | 1.016 | 2.386 | -11.345 | 11.029 | SOE | 18674 | 0.309 | 0.000 | 0.462 | 0.000 | 1.000 |
| $Cycle$ | 18674 | 0.333 | 0.000 | 0.471 | 0.000 | 1.000 | $Dual$ | 18674 | 0.297 | 0.000 | 0.457 | 0.000 | 1.000 |
| $Size$ | 18674 | 22.143 | 21.968 | 1.224 | 19.956 | 26.094 | MSH | 18674 | 15.759 | 2.719 | 20.399 | 0.000 | 67.604 |
| LEV | 18674 | 0.403 | 0.394 | 0.195 | 0.053 | 0.886 | CS | 18674 | 4.603 | 0.000 | 7.314 | 0.000 | 28.136 |
| ROA | 18674 | 0.038 | 0.038 | 0.062 | -0.269 | 0.191 | | | | | | | |

表 3 主要变量相关系数矩阵

| 变量 | $\ln RD$ | $HSSC$ | $size$ | LEV | ROA | CR | $Bsize$ | SOE | $Dual$ | MSH | CS |
|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| $\ln RD$ | 1 | 0.121*** | 0.566*** | 0.234*** | 0.108*** | -0.168*** | 0.094*** | 0.102*** | -0.053*** | -0.055*** | 0.076*** |
| $HSSC$ | 0.101*** | 1 | 0.060*** | -0.053*** | 0.169*** | 0.062*** | -0.062*** | -0.108*** | 0.066*** | 0.126*** | -0.007** |
| $Size$ | 0.542*** | 0.040*** | 1 | 0.530*** | -0.079*** | -0.495*** | 0.248*** | 0.365*** | -0.194*** | -0.365*** | 0.103*** |
| LEV | 0.194*** | -0.055*** | 0.526*** | 1 | -0.416*** | -0.855*** | 0.150*** | 0.302*** | -0.139*** | -0.319*** | 0.070*** |
| ROA | 0.108*** | 0.127*** | -0.008** | -0.358*** | 1 | 0.399*** | -0.026** | -0.184*** | 0.074*** | 0.225*** | 0.010** |
| CR | -0.158*** | 0.025*** | -0.373*** | -0.671*** | 0.228*** | 1 | -0.156*** | -0.284*** | 0.134*** | 0.321*** | -0.073*** |
| $Bsize$ | 0.090*** | -0.063*** | 0.272*** | 0.160*** | 0.005** | -0.126*** | 1 | 0.282*** | -0.198*** | -0.215*** | 0.049*** |
| SOE | 0.087*** | -0.108*** | 0.389*** | 0.312*** | -0.106*** | -0.204*** | 0.293*** | 1 | -0.299*** | -0.599*** | -0.083*** |
| $Dual$ | -0.037*** | 0.066*** | -0.191*** | -0.142*** | 0.041*** | 0.116*** | -0.185*** | -0.299*** | 1 | 0.259*** | -0.045*** |
| MSH | -0.094*** | 0.118*** | -0.376*** | -0.308*** | 0.146*** | 0.274*** | -0.213*** | -0.487*** | 0.240*** | 1 | -0.274*** |
| CS | 0.051*** | -0.033*** | 0.097*** | 0.078*** | 0.024*** | -0.062*** | 0.074*** | -0.022*** | -0.070*** | -0.323*** | 1 |

注: *表示在 10% 水平上显著, **表示在 5% 水平上显著, ***表示在 1% 水平上显著; 下三角汇报皮尔森系数, 上三角汇报斯皮尔曼系数。

(二) 多元回归分析

表 4 的列(1)列报告了资本市场开放与企业研发投入影响的回归结果。列(1)在引入规模等控制变量和控制行业与年度双向固定效应后, $HSSC$ 的系数为 0.074, 在 1% 的水平上显著为正。该结果验证了假设 1 的成立, 并表明资本市场开放这一重要改革制度的落地有效促进了上市公司的研发投入, 发挥了金融为实体经济服务的功能。

表 4 的列(2)报告了资本市场开放对融资约束影响的回归结果。 $HSSC$ 的系数为 -0.281, 并且在 1% 水平上显著, 结果表明资本市场开放能够缓解企业融资约束。表 4 的列(3)报告了融资约束是否在资本市场开放对企业研发投入影响中发挥了中介效应的回归结果, $HSSC$ 的系数为 0.069, KZ 的系数为 -0.019, 均在 1% 水平上显著。结果说明了资本市场开放能够通过缓解融资约束, 促进企业增加研发投入, 假设 2 得到支持。表明了缓解企业融资约束是资本市场开放增加企业研发投入的重要路径。经 Bootstrap 抽样法检验, 见表 5, 直接效应 (bs_1) 和间接效应 (bs_2) 的置信区间都不包含 0, 表明中介效应仍然显著, 且该中介效应为部分中介。

表 4 资本市场开放对研发投入影响及融资约束中介作用

| 变量 | lnRD | KZ | lnRD | 变量 | lnRD | KZ | LnRD |
|-------|-----------------------|------------------------|----------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | | (1) | (2) | (3) |
| HSSC | 0.074*** (2.79) | -0.281*** (-6.50) | 0.069*** (2.58) | MSH | 0.004*** (8.77) | -0.011*** (-15.16) | 0.004*** (8.25) |
| KZ | | | -0.019*** (-4.22) | CS | 0.006*** (5.88) | -0.011*** (-6.59) | 0.006*** (5.67) |
| Size | 0.874*** (109.92) | -0.379*** (-29.39) | 0.866*** (106.61) | -cons | -2.554*** (-12.45) | 9.659*** (29.00) | -2.370*** (-11.31) |
| LEV | -0.723*** (-12.30) | 5.806*** (60.79) | -0.612*** (-9.52) | Year | Yes | Yes | Yes |
| ROA | 1.953*** (15.43) | -12.336*** (-60.01) | 1.718*** (12.43) | Industry | Yes | Yes | Yes |
| CR | -0.036*** (-9.31) | -0.130*** (-20.98) | -0.038*** (-9.85) | N | 18674 | 18674 | 18674 |
| Bsize | 0.056 (1.28) | -0.223*** (-3.13) | 0.052 (1.19) | F | 278.673 | 280.224 | 276.261 |
| SOE | 0.041** (2.08) | 0.161*** (5.05) | 0.044** (2.24) | 调整 R ² | 0.591 | 0.592 | 0.591 |
| Dual | 0.053*** (3.29) | -0.039 (-1.49) | 0.052*** (3.24) | | | | |

注:*表示在 10% 水平上显著,**表示在 5% 水平上显著,***表示在 1% 水平上显著;括号内为 T 值。

表 5 Bootstrap 抽样法检验中介效应

| 路径/效应 | Observed Coef. | Bootstrap Std. Err. | z | P>z | Normal-based [95% Conf.Interval] | |
|-------|----------------|---------------------|------|-------|----------------------------------|-----------|
| | | | | | | |
| bs_1 | 0.0053553 | 0.0017276 | 3.10 | 0.002 | 0.0019692 | 0.0087414 |
| bs_2 | 0.068819 | 0.0238272 | 2.89 | 0.004 | 0.0221186 | 0.1155194 |

在表 6 的列(1)和列(2)分别汇报了在经济萧条期和繁荣期资本市场开放对企业融资约束的影响。在经济萧条期 HSSC 的系数为-0.291,在经济繁荣期 HSSC 的系数为-0.280,在通过费舍尔组和检验之后,得到经验 P 值为 0.056,表明经济萧条期样本和经济繁荣期样本的确存在显著差异。这表明在经济萧条期,资本市场开放对企业融资约束的缓解作用更强。

在表 6 的列(3)和列(4)分别汇报了在经济萧条期和繁荣期企业融资约束在资本市场开放和研发投入间的中介作用。在经济萧条期,HSSC 的系数为 0.084,在 5% 的水平上显著,KZ 的系数为-0.017,在 1% 的水平上显著。在经济繁荣期,HSSC 的系数为 0.051,不显著,KZ 的系数为-0.021,在 1% 的水平上显著。通过费舍尔组和检验之后得到经验 P 值为 0.016。以上结果表明,虽然资本市场开放能够在繁荣期削弱企业面临的融

表 6 不同经济周期下融资约束中介效应差异

| 变量 | KZ | KZ | lnRD | lnRD | 变量 | KZ | KZ | lnRD | lnRD |
|-------|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|-------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Cycle=0 | Cycle=1 | Cycle=0 | Cycle=1 | | Cycle=0 | Cycle=1 | Cycle=0 | Cycle=1 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| HSSC | -0.291*** (-5.21) | -0.280*** (-4.08) | 0.084** (2.41) | 0.051 (1.25) | MSH | -0.012*** (-14.17) | -0.007*** (-5.65) | 0.003*** (6.20) | 0.004*** (5.32) |
| KZ | | | -0.017*** (-3.04) | -0.021*** (-2.80) | CS | -0.011*** (-5.21) | -0.012*** (-4.02) | 0.005*** (4.11) | 0.007*** (3.95) |
| Size | -0.379*** (-23.79) | -0.375*** (-17.01) | 0.871*** (85.50) | 0.859*** (63.95) | -cons | 9.780*** (23.96) | 7.383*** (12.96) | -2.397*** (-9.19) | -2.102*** (-6.12) |
| LEV | 5.838*** (49.85) | 5.748*** (34.58) | -0.706*** (-8.81) | -0.443*** (-4.10) | N | 12460 | 6214 | 12460 | 6214 |
| ROA | -12.094*** (-47.85) | -12.949*** (-36.28) | 1.701*** (9.89) | 1.789*** (7.64) | Year | Yes | Yes | Yes | Yes |
| CR | -0.139*** (-19.07) | -0.102*** (-8.58) | -0.039*** (-8.34) | -0.040*** (-5.55) | Industry | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Bsize | -0.278*** (-3.19) | -0.097 (-0.78) | 0.060 (1.09) | 0.042 (0.57) | F | 201.604 | 91.207 | 183.533 | 110.162 |
| SOE | 0.162*** (4.15) | 0.161*** (2.90) | 0.008 (0.34) | 0.109*** (3.32) | 调整 R ² | 0.602 | 0.558 | 0.582 | 0.607 |
| Dual | -0.059* (-1.83) | 0.011 (0.23) | 0.063*** (3.15) | 0.031 (1.17) | P-value | 0.056* | | 0.016** | |

注:*表示在 10% 水平上显著,**表示在 5% 水平上显著,***表示在 1% 水平上显著;括号内为 T 值。

资约束,且资本市场开放后,企业研发投入显著增加,但是此时融资约束并不是限制研发投入的主要因素,即融资约束在此时并不能发挥中介作用;但在经济萧条期,资本市场开放能够缓解企业面临的融资约束难题,增加企业研发底气,促使企业加大研发投入。这使得研发投入呈现逆周期表现,并加速经济复苏。

五、进一步研究

从资本市场开放对上市公司研发投入的影响机制来看,一是价值信息传导机制,即强化研发投入价值信号;二是治理机制,投资者通过直接参与企业管理,积极“用手投票”,缓解委托代理问题。基于此,本文将基于资本市场开放的“价值信息传导”效应与“治理效应”作为异质性分组依据,拟进一步探索资本市场开放作用的边界,试图揭开资本市场开放所存在的局限性。

(一)价值信息传导

沪深交易所每年均会以“A”“B”“C”“D”(“A”最高,依此降低)4个等级给所有上市公司的信息披露质量进行打分评级,作为判断上市公司信息披露质量高低的标准。通常评级越高,信息披露质量就越高,其越能够传递研发投入的价值信号(张文菲和金祥义,2018)。同时,分析师往往更会跟踪未来价值高、成长性强的企业(崔玉英等,2014)。因此,分析师的“解读机制”也会促使企业的研发投入价值信号增强(谢震和艾春荣,2014)。由此可知,分析师关注高的企业通常能向外传递企业价值信号,从而使得资本市场开放的价值引导功能对研发投入促进作用的边际效果降低,所以本文参照已有研究,分行业年度计算信息披露得分和分析师关注高低,并以此作为企业信号传递强弱的区分因素。

表7展示了回归结果。由列(1)和列(3)可知,分析师关注度低($ANA=0$)和信息披露质量低($Score=0$)的企业内, $HSSC$ 系数分别为0.299和0.434,均在1%的水平上显著。而分析师关注度高($ANA=1$)和信息披露质量高($Score=1$)的企业, $HSSC$ 系数分别为0.207和0.197,均在1%的水平上显著。通过费舍尔组和检验之后发现,均存在显著差异。所以,结果表明相较于信息披露质量高和分析师关注高的企业,资本市场开放对研发投入的促进作用在信息披露质量低和分析师关注低的企业更显著。也就是说,那些信息披露质量高和分析师关注较多的企业,一是他们的价值信息能够通过信披或分析师研报的方式表现出来,二是有自身的渠道或方式,能够将内部价值信息向资本市场输送(诸如现在上市公司投资者互动平台的建设),使得资本市场开放所存在信号传导功能降低。另一部分企业,因为其信息披露质量不足或分析师关注少甚至没有分析师关注的问题,导致与资本市场间存在一定的信息不对称,也就使得他们可能会依赖于资本市场开放存在的信号传

表7 进一步研究:价值信息传导

| 变量 | lnRD | | | | 变量 | lnRD | | | |
|---------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|------------|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| | 分组变量(ANA) | | 分组变量(Score) | | | 分组变量(ANA) | | 分组变量(Score) | |
| | 分析师 关注低 | 分析师 关注高 | 信披 质量低 | 信披 质量高 | | 分析师 关注低 | 分析师 关注高 | 信披 质量低 | 信披 质量高 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) | | |
| $HSSC$ | 0.299*** (5.06) | 0.207*** (5.24) | 0.434*** (3.72) | 0.197*** (5.76) | CS | 0.005** (2.40) | 0.003* (1.93) | 0.005 (1.06) | 0.003** (2.42) |
| $Size$ | 0.635*** (35.68) | 0.802*** (72.24) | 0.722*** (22.99) | 0.769*** (78.34) | $-cons$ | 4.636*** (11.48) | 0.865*** (3.32) | 1.705** (2.38) | 1.757*** (7.68) |
| LEV | -0.550*** (-4.56) | -0.642*** (-7.30) | -0.385* (-1.93) | -0.638*** (-8.35) | $Year$ | Yes | Yes | Yes | Yes |
| ROA | 0.049 (0.17) | 1.909*** (9.93) | -0.439 (-1.36) | 2.099*** (11.04) | $Industry$ | Yes | Yes | Yes | Yes |
| CR | -0.018** (-2.43) | -0.019*** (-3.15) | -0.024 (-1.59) | -0.020*** (-3.92) | N | 6236 | 12325 | 1906 | 16655 |
| $Bsize$ | -0.335*** (-3.57) | -0.235*** (-3.50) | 0.050 (0.30) | -0.323*** (-5.60) | F | 171.530 | 734.629 | 68.878 | 849.330 |
| SOE | -0.159*** (-3.90) | -0.296*** (-9.97) | -0.321*** (-3.94) | -0.254*** (-10.02) | 调整 R^2 | 0.215 | 0.373 | 0.263 | 0.337 |
| $Dual$ | 0.062* (1.81) | 0.080*** (3.18) | 0.098 (1.59) | 0.081*** (3.74) | P -value | 0.088* | | 0.016** | |
| MSH | 0.004*** (4.69) | 0.005*** (6.97) | 0.006*** (3.68) | 0.004*** (7.64) | | | | | |

注:*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著;括号内为 T 值。

递功能帮助其实现价值信号的向外输送。基于此可知,资本市场开放的信息传导作用存在边界,在本身信息传导便利的企业,资本市场开放的作用并不能很好地发挥。

(二)内外部治理

从治理角度来看,资本市场开放要发挥内部治理效应,主要是因为境外投资者能够直接或间接参与公司治理,监督和约束企业高管与控股股东的不当行为,改善内部控制,最终对研发创新等长期活动产生正面影响。所以当企业内部控制有缺陷的时候,资本市场开放对研发产生的积极作用更为显著。而机构投资者通常被认为是企业治理的重要一环,会通过监督管理层机会主义行为、强化独董独立性等方式缓解代理问题,从而对企业产生监督治理效应。由此本文推断在机构投资者持股较少时,资本市场开放更能够发挥治理效应。所以,采用内控是否存在缺陷与机构投资者持股比例高低作为衡量影响内外部治理指标,验证资本市场开放发挥治理效应对研发投入产生的影响边界。表 8 的列(1)和列(2)展示了在内部控制是否有缺陷情况下的回归结果,并通过了费舍尔组合检验得到经验 P 值为 0.002。由此可知在内部控制有缺陷($DEF=1$)的企业中,资本市场开放能够显著提高研发投入,而在内部控制没有缺陷($DEF=0$)的企业内,资本市场开放与研发投入的关系不显著。说明了对于内部控制存在缺陷的企业,资本市场开放对研发投入的作用更强。由表 8 的列(3)和列(4)可知,在机构投资者持股比例低($IIP=0$)上市公司,资本市场开放对研发投入的影响显著为正,而在机构投资者持股比例高($IIP=1$)的上市公司内却不显著,该结果通过了费舍尔组合检验表明的确存在。这说明对存在较强外部治理因素的企业,资本市场开放的治理效应有限,对研发投入的影响不明显。换句话说,对于那些内控没有缺陷、机构投资者持股多的上市公司,不管是内部治理还是外部治理都很好地发挥着作用。资本市场开放存在治理效应不外乎“用手投票”直接治理,或者“用脚投票”间接治理。所以,对于本身就具备很好治理的上市公司,资本市场开放能够施展拳脚的范围很小。综合上述结果,可知资本市场开放的治理效应存在边界,即对于那些内控完善、存在外部治理的公司,资本市场开放的治理效应比较难对研发投入产生积极影响。

表 8 进一步研究:内外部治理

| 变量 | lnRD | | | | 变量 | lnRD | | | |
|-------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 分组变量(DEF) | | 分组变量(IIP) | | | 分组变量(DEF) | | 分组变量(IIP) | |
| | 内控无缺 | 内控有缺 | 机构持股比例低 | 机构持股比例多 | | 内控无缺 | 内控有缺 | 机构持股比例低 | 机构持股比例多 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) | | |
| HSSC | 0.043 (1.44) | 0.193*** (3.54) | 0.107*** (2.90) | 0.009 (0.24) | CS | 0.008*** (6.85) | 0.003 (1.43) | 0.008*** (4.30) | 0.005*** (3.77) |
| Size | 0.853*** (89.61) | 0.913*** (60.25) | 0.842*** (66.83) | 0.874*** (80.66) | _cons | -1.901*** (-7.96) | -3.692*** (-8.71) | -1.868*** (-6.06) | -2.706*** (-9.35) |
| LEV | -0.545*** (-8.02) | -1.049*** (-8.72) | -0.793*** (-10.17) | -0.612*** (-6.91) | Year | Yes | Yes | Yes | Yes |
| ROA | 2.118*** (14.64) | 1.226*** (4.72) | 1.209*** (7.46) | 2.774*** (13.84) | Industry | Yes | Yes | Yes | Yes |
| CR | -0.035*** (-8.64) | -0.046*** (-4.44) | -0.035*** (-7.70) | -0.040*** (-6.17) | N | 12875 | 5204 | 9254 | 9307 |
| Bsize | 0.007 (0.15) | 0.128 (1.44) | 0.125** (2.13) | 0.022 (0.34) | F | 190.877 | 96.577 | 110.468 | 164.263 |
| SOE | 0.040* (1.74) | 0.053 (1.36) | -0.003 (-0.09) | 0.038 (1.44) | 调整 R ² | 0.589 | 0.612 | 0.527 | 0.625 |
| Dual | 0.069*** (3.93) | -0.022 (-0.58) | 0.044** (2.17) | 0.075*** (2.90) | P-value | 0.002*** | | 0.014** | |
| MSH | 0.004*** (7.34) | 0.004*** (4.00) | 0.005*** (9.25) | 0.004*** (4.30) | | | | | |

注:*表示在 10% 水平上显著,**表示在 5% 水平上显著,***表示在 1% 水平上显著;括号内为 T 值。

六、稳健性检验

(一)剔除交叉上市样本

考虑到交叉上市(A+H股同时发行)对实证结果的影响,参考连立帅(2019)的做法,本文将交叉上市的样本剔除后再进行实证检验。结果见表 9,列(1)中 HSSC 系数为 0.071,显著为正与前文结果一致。以上说明本文结果稳健。

表9 稳健性检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|------------------|-----------------------|--------------------|----------------------|--------------------|
| | 剔除 A+H股 | Heckman- First | Heckman- Second | PSM 样本 | | 剔除 A+H股 | Heckman- First | Heckman- Second | PSM 样本 |
| | lnRD | lnRD | Dummy_lnRD | lnRD | | lnRD | lnRD | Dummy_lnRD | lnRD |
| HSSC | 0.071*** (2.61) | 0.120** (2.20) | 0.316*** (5.46) | 0.170** (2.05) | CS | 0.006*** (5.83) | 0.002 (1.22) | 0.003* (1.82) | 0.004 (0.91) |
| Size | 0.873*** (109.41) | 0.663*** (25.05) | 0.172*** (15.86) | 0.652*** (20.81) | IDR | | | -0.000 (-0.16) | |
| LEV | -0.718*** (-12.18) | -0.014 (-0.08) | -0.996*** (-12.24) | -0.329 (-1.41) | _cons | -2.540*** (-12.34) | 3.976*** (6.71) | -1.996*** (-6.98) | 4.449*** (6.13) |
| ROA | 1.959*** (15.44) | 2.260*** (8.14) | -1.339*** (-6.39) | 0.622 (1.54) | mills lambda | | | -1.826*** (-4.82) | |
| CR | -0.036*** (-9.28) | -0.019*** (-2.68) | 0.010 (1.42) | 0.003 (0.22) | Year | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Bsize | 0.056 (1.27) | -0.182** (-2.26) | -0.151* (-1.94) | -0.356** (-2.22) | Industry | Yes | Yes | Yes | Yes |
| SOE | 0.038* (1.92) | 0.087 (1.10) | -0.432*** (-15.64) | -0.424*** (-4.87) | N | 18600 | 21895 | 21895 | 1707 |
| Dual | 0.053*** (3.25) | 0.021 (0.63) | 0.129*** (4.43) | 0.078 (1.41) | F | 276.104 | | | 53.032 |
| MSH | 0.004*** (8.67) | -0.002 (-1.27) | 0.018*** (19.33) | 0.003** (2.18) | 调整R ² | 0.589 | | | 0.234 |

注：*表示在10%水平上显著，**表示在5%水平上显著，***表示在1%水平上显著；括号内为T值。

(二) 样本选择偏差

为了部分避免无法收集到研发投入企业产生的缺失值,所带来的样本选择偏差,本文选用了Heckman两阶段模型进行估计,本文选择了企业规模(Size)、资产负债率(LEV)、流动比率(CR)、董事会规模(Bsize)、企业所有权性质(SOE)、两职合一(Dual)、管理层持股比例(MSH)、实际控制人两权分离度(CS)作为控制变量,独立董事比例(IDR)作为排他性约束。结果见表9的列(2)和列(3)所示,代表被遗漏变量的米尔斯斜率(mills lambda)系数为-1.826,在1%的水平上显著,表明存在一定的样本选择性偏误。且剔除该影响之后的系数为0.316,在1%的水平上显著,这说明在控制了研究中存在的样本选择偏误问题后,与前述结果保持一致,结论依旧稳健。

(三) 样本自选择偏差

由于资本市场开放标的企业与非资本市场开放标的企业在财务状况和治理结构等特征上存在着差异,同时为避免样本选择性偏差问题带来的影响,本文借鉴钟覃琳和陆正飞(2018)及连立帅(2019)的做法,选择倾向得分匹配(PSM)的方法解决该问题。本文选择了企业规模(Size)、资产负债率(LEV)、流动比率(CR)、董事会规模(Bsize)、企业所有权性质(SOE)、两职合一(Dual)、管理层持股比例(MSH)、实际控制人两权分离度(CS)、独立董事比例(IDR)和监事会规模(SVS)作为协变量,另外还控制了行业与年份效应。同时设置卡尺为0.05,并按照无放回1:1最近邻匹配的方法选择配对样本。为了避免匹配的无效,在匹配前进行了平衡性假设检验,以检查匹配变量在实验组和对照组之间是否存在显著偏差。表10汇报了倾向得分匹配后的结果,控制变量在匹配后的标准差绝对值有且只有企业规模(Size)大于10%。同时,匹配之后的t统计量有且只

表10 倾向得分匹配平衡性检验结果

| 变量名称 | | 均值 | | 标准差 | 标准偏差减少 幅度(%) | t检验 | | 变量名称 | | 均值 | | 标准差 | 标准偏差减少 幅度(%) | t检验 | |
|-------|-----|--------|-------|-------|-----------------|--------|-------|------|-----|--------|--------|-------|-----------------|--------|-------|
| | | 处理组 | 对照组 | | | t统计量 | p>t | | | 处理组 | 对照组 | | | t统计量 | p>t |
| Size | 匹配前 | 22.308 | 22.13 | 15.7 | | 5.42 | 0.000 | Dual | 匹配前 | 0.398 | 0.287 | 23.5 | | 9.07 | 0.000 |
| | 匹配后 | 22.299 | 22.55 | -22.3 | -41.3 | -3.59 | 0.000 | | 匹配后 | 0.398 | 0.432 | -7.2 | 69.2 | -1.06 | 0.291 |
| LEV | 匹配前 | 0.366 | 0.406 | -21.4 | | -7.59 | 0.000 | MSH | 匹配前 | 23.863 | 15.000 | 42.1 | | 16.36 | 0.000 |
| | 匹配后 | 0.366 | 0.355 | 5.8 | 73.0 | 0.93 | 0.354 | | 匹配后 | 23.669 | 25.698 | -9.6 | 77.1 | -1.39 | 0.163 |
| CR | 匹配前 | 2.770 | 2.536 | 9.5 | | 3.46 | 0.001 | CS | 匹配前 | 3.806 | 4.680 | -12.6 | | -4.46 | 0.000 |
| | 匹配后 | 2.771 | 2.815 | -1.8 | 81.3 | -0.28 | 0.778 | | 匹配后 | 3.808 | 3.745 | 0.9 | 92.8 | 0.15 | 0.882 |
| Bsize | 匹配前 | 2.202 | 2.241 | -22.9 | | -8.52 | 0.000 | IDR | 匹配前 | 37.906 | 37.545 | 6.6 | | 2.45 | 0.014 |
| | 匹配后 | 2.202 | 2.213 | -6.3 | 72.6 | -0.97 | 0.333 | | 匹配后 | 37.927 | 37.792 | 2.4 | 62.8 | 0.37 | 0.712 |
| SOE | 匹配前 | 0.142 | 0.325 | -44.1 | | -14.80 | 0.000 | SVS | 匹配前 | 3.167 | 3.512 | -39.4 | | -12.55 | 0.000 |
| | 匹配后 | 0.143 | 0.106 | 9.0 | 79.6 | 1.64 | 0.102 | | 匹配后 | 3.169 | 3.103 | 7.5 | 80.9 | 1.57 | 0.117 |

有企业规模 (*Size*) 不显著,说明在进行匹配后,匹配变量在处理组和对照组之间并不存在显著差异。所以匹配后得到的样本保证了样本的随机性,为本文估计结果的可靠性提供了有力支撑。在倾向得分匹配得分结果的基础上,本文得到1707个样本。表9列(4)列示了倾向得分匹配后回归结果,*HSSC*系数显著为正,上文得到的结果再次被验证,结论依旧稳健。

(四) 平行趋势检验

两组在政策实施前具有相同趋势是使用双重差分法的前提条件,具体地为满足平行趋势假设。如图1所示,研究发现在陆港通政策冲击发生的前一年 (*Before1*) 和前两年 (*Before2*) *HSSC* 系数不显著,但是在政策实施之后的第一年 (*After1*)、第二年 (*After2*) 和第三年 (*After3*) *HSSC* 系数显著为正,这意味着处理组与控制组的企业研发活动没有明显差异。所以符合平行趋势假设。

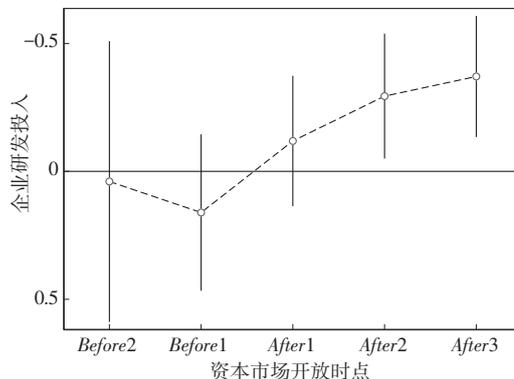


图1 平行趋势检验

七、结论与建议

当前资本市场市场开放进入深化改革的关键时期,有效的开放不仅有助于促进跨境资金双向有序流动,推动企业更好参与国际经济合作与有效利用外资,还有利于价值投资理念与完备市场规范的传入,更好发挥市场的资源配置功能。本文以“沪深港通”政策的实施为背景,探索资本市场开放对企业研发投入的影响及作用机理,进一步揭示研发投入增长的触发机制,试图为深化“创新驱动发展”战略,实现我国经济高质量发展贡献力量。研究证实:资本市场开放与研发投入正相关,融资约束在资本市场开放对研发投入的促进作用中起到部分中介作用,且这一作用在经济萧条期更加明显。又一次验证了资本市场开放能缓解融资约束(白小滢和陈雨薇,2022)、促进资源配置(李青原和吴滋润,2022)、实现企业高质量发展(卢锐等,2022)的相关结论。相比已有文献只从理论层面关注资本市场开放在投资结构、生产经营和人力资源等方面的资源配置功能(丁一和李启佳,2020;任灿灿等,2021;王莹,2022),本文结果从实证层面,以研发投入视角证实资本市场开放能够通过价值引导促进研发资源合理配置,有助于提升资本市场服务于实体经济能力,增强企业脱虚向实的内生动力,并进一步指出,资本市场开放的资源配置功能存在逆周期表现,其具有推动作用,能够加速经济复苏。综上,本文从微观视角分析了沪深港通所带来的价值信号传导效应和治理效应对公司研发投入的影响,首先,验证了资本市场开放对我国资本市场秩序的构建及企业竞争力的提升存在的积极影响,不仅对有序持续推进资本市场有序开放提供了经验证据,还是对全面注册制下“信息披露为核心”“价值投资为导向”理念的积极响应。其次,证明了资本市场开放能够通过价值引导促进资源合理配置,提升资本市场服务于实体经济能力,增强企业脱虚向实的内生动力。再次,资本市场开放通过缓解融资约束推动研发投入逆周期表现,能够帮助企业在新冠肺炎疫情冲击交织经济由快速粗放扩张转向高质量发展带来的经济周期性变化中找到发展机遇、实现自我突破。总之,资本市场开放与其引入的境外投资者,使企业治理更完善、投资更良性、信息更透明、资金更活跃、市场更公平,为经济发展与复苏增加了底气、注入了活力。同时,在研发投入变成研发产出后,既增强了实体企业的核心竞争力,提高了长期价值,并不断吸引境外投资者投资,形成了欣欣向荣的良性循环;又为社会带来的技术进步,促进经济的振兴。

基于此,本文提出以下政策建议:

第一,在资本市场开放取得阶段性成果的基础上,坚定不移扩大开放,一方面要通过推动资本市场高质量开放引入更多理性的境外价值投资者,利用其专业素养和信息搜集渠道,提高股价的信息含量,减小定价误差,减少股价不能反映企业真实价值的现象,为企业传递更多的研发价值信息;另一方面要以资本市场开放为窗口,积极借鉴境外成熟资本市场的制度体系、运作机制与价值投资理念,既要探索适合国家的资本市场制度,又要为我国资本市场营造价值投资的氛围。

第二,企业应以资本市场的进一步开放为契机,紧扣全面注册制下以信息披露为核心的政策导向,一方面主动学习境外先进的管理理念,强化公司治理,提高信息披露质量,积极向市场和投资者展示自身投资价值;另一方面要须知应明白“打铁还需自身硬”,要提升核心竞争力,才能确保自身投资价值不会消失,这样更

便与在二级市场获得融资促使自身做大做强,并进一步做优做实。

第三,政府既应当重视在经济萧条期资本市场的功能,积极引导资本发挥为企业排忧解难之功效,还要重视资本市场开放合理促进资源向研发投入配置的作用,积极引导资金脱虚向实,振兴实体经济,充分发挥资本服务于实体的作用。

参考文献

- [1] 白小滢,陈雨薇,2022.资本市场开放如何影响企业现金持有?——来自“沪港通”自然实验的证据[J].投资研究,41(1):92-118.
- [2] 曹平,张伟伟,2021.“去杠杆”政策抑制国有企业创新了吗?——兼议后疫情时期“去杠杆”[J].技术经济,40(12):25-36.
- [3] 常媛,曾永鹏,黄顺春,2022.现金持有、研发投入与企业高质量发展——基于中介效应与面板门槛模型分析[J].华东经济管理,36(6):58-67.
- [4] 陈海强,韩乾,吴锴,2015.融资约束抑制技术效率提升吗?——基于制造业微观数据的实证研究[J].金融研究,(10):148-162.
- [5] 陈漫,张新国,2016.经济周期下的中国制造企业服务转型:嵌入还是混入[J].中国工业经济,341(8):93-109.
- [6] 陈爽英,傅锋,井润田,2020.政治关联对研发投入的影响:促进还是抑制[J].科研管理,41(1):184-192.
- [7] 陈武朝,2013.经济周期、行业周期性与盈余管理程度——来自中国上市公司的经验证据[J].南开管理评论,16(3):26-35.
- [8] 陈雨柯,吕介民,2019.经济周期、政府信贷干预与企业技术创新——基于中国制造业上市企业的微观证据[J].华东经济管理,33(4):51-59.
- [9] 陈运森,黄健峤,2019.股票市场开放与企业投资效率——基于“沪港通”的准自然实验[J].金融研究,(8):151-170.
- [10] 崔丰慧,陈学胜,方红星,2016.经济周期、投资者情绪对企业融资影响分析[J].证券市场导报,(2):38-46.
- [11] 崔玉英,李长青,郑燕,等,2014.公司成长、盈余波动与财务分析师跟踪——来自中国证券市场的经验证据[J].管理评论,26(4):60-72.
- [12] 丁鑫,倪晴,周晔,2022.经济周期波动、资本缓冲与商业银行风险承担[J].南方金融,(2):18-29.
- [13] 丁一,李启佳,2020.资本市场开放与企业资本结构决策——基于沪港通效应的准自然实验研究[J].河南大学学报(社会科学版),60(4):44-55.
- [14] 范红忠,王子悦,陶爽,2022.数字化转型与企业创新——基于文本分析方法的经验证据[J].技术经济,41(10):34-44.
- [15] 贺炎林,张杨,尹志超,2022.如何提高政府补贴和税收优惠促进技术创新的有效性——来自中国A股上市公司的证据[J].技术经济,41(9):10-23.
- [16] 胡亚茹,陈丹丹,刘震,2018.融资约束、企业研发投入的周期性与平滑机制——基于企业所有制视角[J].产业经济研究,(2):78-90.
- [17] 黄健峤,王雅琪,邓祎璐,等,2020.股票市场开放提高企业创新产出水平了吗?——基于陆港通的准自然实验[J].会计与经济研究,34(1):21-37.
- [18] 黄新建,张德勤,2017.经济周期、议价能力与企业绩效——基于中小板和创业板制造业企业的实证研究[J].软科学,31(1):49-52,57.
- [19] 江龙,宋常,刘笑松,2013.经济周期波动与上市公司资本结构调整方式研究[J].会计研究,(7):28-34.
- [20] 江伟,胡玉明,曾业勤,2015.融资约束与企业成本粘性——基于我国工业企业的经验证据[J].金融研究,(10):133-147.
- [21] 李蕾,韩立岩,2014.价值投资还是价值创造?——基于境内外机构投资者比较的经验研究[J].经济学(季刊),13(1):351-372.
- [22] 李启佳,罗福凯,庞廷云,2020.兼听则明:股价信息的创新指导效应[J].山西财经大学学报,42(2):16-28.
- [23] 李青原,吴滋润,2022.资本账户开放与资源配置效率——来自跨国样本的经验证据[J].中国工业经济,(8):82-98.
- [24] 李小林,徐庆美,司登奎,等,2021.资本市场开放与企业投资结构偏向——来自“沪深港通”的经验证据[J].财经研究,47(12):108-121.
- [25] 连立帅,朱松,陈超,2019.资本市场开放与股价对企业投资的引导作用:基于沪港通交易制度的经验证据[J].中国工业经济,(3):100-118.
- [26] 连玉君,彭镇,蔡菁,等,2020.经济周期下资本结构同群效应研究[J].会计研究,(11):85-97.
- [27] 林志帆,龙小宁,2021.社会资本能否支撑中国民营企业高质量发展?[J].管理世界,37(10):56-73.
- [28] 刘柏,徐小欢,2019.市场错误定价对企业研发投入的影响[J].经济管理,41(2):75-91.
- [29] 刘程,王仁曾,2020.资本市场开放与公司治理优化——基于“沪港通”的准自然实验[J].财会月刊,(12):18-26.
- [30] 刘春红,张文君,2013.经济周期波动与融资约束的动态调整[J].中央财经大学学报,(12):37-42.

- [31] 卢锐, 赵家悦, 刘畅, 等, 2022. 资本市场开放的公司治理效应: 基于控股股东股权质押的视角[J]. 会计研究, (2): 164-178.
- [32] 罗宏, 陈小运, 2020. 资本市场对外开放促进公司创新了吗——基于“沪港通”交易制度的经验证据[J]. 当代财经, (8): 66-77.
- [33] 罗蓉曦, 陈超, 2019. 高管职业背景会影响企业研发披露吗?[J]. 科研管理, 40(12): 272-281.
- [34] 马思超, 沈吉, 彭俞超, 2022. 杠杆率变动、固定资产投资与研发活动——兼论金融赋能高质量发展[J]. 金融研究 (5): 1-19.
- [35] 倪娟, 王帆, 2020. 管理层能力提高了研发绩效吗? ——基于内控视角[J]. 科研管理, 41(4): 220-228.
- [36] 齐结斌, 安同良, 2014. 机构投资者持股与企业研发投入——基于非线性与异质性的考量[J]. 中国经济问题, (3): 27-39.
- [37] 任灿灿, 郭泽光, 田智文, 2021. 资本市场开放、股价信息含量与企业全要素生产率——基于“沪深港通”的准自然实验[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), (2): 141-156.
- [38] 阮睿, 孙宇辰, 唐悦, 等, 2021. 资本市场开放能否提高企业信息披露质量? ——基于“沪港通”和年报文本挖掘的分析[J]. 金融研究, (2): 188-206.
- [39] 邵剑兵, 陈永恒, 2018. 高管股权激励、盈余管理与审计定价——基于盈余管理异质性的视角[J]. 审计与经济研究, 33(1): 44-55.
- [40] 孙芳城, 伍桂林, 蒋水全, 2022. 数字普惠金融、知识产权保护与企业创新[J]. 技术经济, 41(12): 38-49.
- [41] 孙晓华, 翟钰, 2021. 盈利能力影响企业研发决策吗? ——来自中国制造业上市公司的经验证据[J]. 管理评论, 33(7): 68-80.
- [42] 王满, 徐晨阳, 2016. 金融错配下融资约束能抑制企业过度投资吗?[J]. 经济问题探索, (9): 135-145.
- [43] 王莹, 2022. 资本市场开放与企业人力资本结构升级——基于“沪港通”和“深港通”交易制度的准自然实验[J]. 现代经济探讨, (5): 27-42.
- [44] 王勇, 芦雪瑶, 2021. 资本市场开放与企业“脱实向虚”——基于双重治理机制的视角[J]. 当代财经, (9): 66-77.
- [45] 魏志华, 曾爱民, 李博, 2014. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, (5): 73-80, 95.
- [46] 吴娜, 2013. 经济周期、融资约束与营运资本的动态协同选择[J]. 会计研究, (8): 54-61, 97.
- [47] 谢震, 艾春荣, 2014. 分析师关注与公司研发投入: 基于中国创业板公司的分析[J]. 财经研究, 40(2): 108-119.
- [48] 徐思, 何晓怡, 钟凯, 2019. “一带一路”倡议与中国企业融资约束[J]. 中国工业经济, (7): 155-173.
- [49] 徐欣, 唐清泉, 2010. R&D活动、创新专利对企业价值的影响——来自中国上市公司的研究[J]. 研究与发展管理, 22(4): 20-29.
- [50] 燕洪国, 潘翠英, 2022. 税收优惠、创新要素投入与企业全要素生产率[J]. 经济与管理评论, 38(2): 85-97.
- [51] 杨风, 李卿云, 2016. 股权结构与研发投入——基于创业板上市公司的经验证据[J]. 科学学与科学技术管理, 37(2): 123-135.
- [52] 杨林, 段牡钰, 刘娟, 等, 2018. 高管团队海外经验、研发投入强度与企业创新绩效[J]. 科研管理, 39(6): 9-21.
- [53] 杨胜刚, 钟先茜, 姚彦铭, 2020. 资本市场对外开放与企业融资约束——来自沪港通的证据[J]. 财经理论与实践, 41(5): 36-43.
- [54] 杨向阳, 赵彬彬, 朱怡铮, 2021. 企业出口、融资约束与研发投入研究[J]. 世界经济与政治论坛, (2): 110-134.
- [55] 杨兴全, 李沙沙, 2020. 沪港通如何影响公司现金持有?[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 35(4): 69-80.
- [56] 杨志强, 袁梦, 张雨婷, 2021. 企业研发创新与债券信用利差——基于信号传递理论的分析[J]. 上海财经大学学报, 23(1): 42-60.
- [57] 姚伟民, 李燕, 狄振鹏, 2021. 政府资助对中小企业创新研发的影响[J]. 技术经济, 40(4): 12-18.
- [58] 尹美群, 盛磊, 李文博, 2018. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论, 21(1): 109-117.
- [59] 于潇宇, 庄芹芹, 2019. 政府补贴对中国高技术企业创新的影响——以信息技术产业上市公司为例[J]. 技术经济, 38(4): 15-22.
- [60] 袁军, 邵燕敏, 王珏, 2022. 研发补贴集中度、高管技术背景与企业创新——以战略性新兴产业上市公司为例[J]. 系统工程理论与实践, 42(5): 1185-1196.
- [61] 曾萍, 汪金爱, 吕迪伟, 2022. 中国民营企业核心能力与多元化战略选择研究[J]. 科研管理, 43(3): 89-98.
- [62] 占华, 后梦婷, 2021. 环境信息披露如何影响企业创新——基于双重差分的检验[J]. 当代经济科学, 43(4): 53-64.
- [63] 张文菲, 金祥义, 2018. 信息披露如何影响企业创新: 事实与机制——基于深交所上市公司微观数据分析[J]. 世界经济文汇, (6): 102-119.
- [64] 张悦玫, 张芳, 李延喜, 2017. 会计稳健性、融资约束与投资效率[J]. 会计研究, (9): 35-40, 96.
- [65] 张长征, 郭倩, 赵欣, 2017. 股权集中度与企业研发投入: CEO年龄的调节作用[J]. 工业工程与管理, 22(4):

140-146.

- [66] 张治河, 许珂, 李鹏, 2015. 创新投入的延迟效应与创新风险成因分析[J]. 科研管理, 36(5): 10-20.
- [67] 钟覃琳, 陆正飞, 2018. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验[J]. 管理世界, 34(1): 169-179.
- [68] 周泰云, 2020. 创新政策与企业研发投入——来自中国上市公司的证据[J]. 技术经济, 39(9): 170-180.
- [69] 朱琪, 关希如, 2019. 高管团队薪酬激励影响创新投入的实证分析[J]. 科研管理, 40(8): 253-262.
- [70] 祝明伟, 李随成, 2022. 供应商为制造商带来更多的研发创新还是非研发创新? ——社会资本视角[J]. 科研管理, 43(7): 61-68.
- [71] 邹洋, 张瑞君, 孟庆斌, 等, 2019. 资本市场开放能抑制上市公司违规吗? ——来自“沪港通”的经验证据[J]. 中国软科学, (8): 120-134.
- [72] AGHION P, ASKENAZY P, N BERMAN, et al, 2012. Credit constraints and the cyclicity of R&D investment: Evidence from France[J]. *Journal of the European Economic Association*, 10(5): 1001-1024.
- [73] DELEERSNYDER B, DEKIMPE M G, SARVARY M, et al, 2004. Weathering tight economic times: The sales evolution of consumer durables over the business cycle[J]. *Quantitative Marketing and Economics*, 2(4): 347-383.
- [74] FERREIRA M A, MATOS P, 2008. The colors of investors' money: The role of institutional investors around the world[J]. *Journal of Financial Economics*, 88(3): 499-533.
- [75] GILLAN S L, STARKS L T, 2003. Corporate governance, corporate ownership, and the role of institutional investors: A global perspective[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 13(2): 4-22.
- [76] HERMES N, LENSINK R, 2004. Foreign bank presence, domestic bank performance and financial development [J]. *Journal of Emerging Market Finance*, 3(2): 207-229.
- [77] KAPLAN S N, LUIGI Z, 1997. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?[J]. *Quarterly Journal of Economics*, (1): 169-215.
- [78] KOTHARI S P, LAGUERRE T E, LEONE A J, 2002. Capitalization versus expensing: Evidence on the uncertainty of future earnings from capital expenditures versus R&D outlays[J]. *Review of Accounting Studies*, 7(4): 355-382.
- [79] LEUZ C, LINS K V, WARNOCK F E, 2010. Do foreigners invest less in poorly governed firms?[J]. *The review of financial studies*, 23(3): 3245-3285.
- [80] LEV B, SOUGIANNIS T, 1996. The capitalization, amortization, and value-relevance of R&D[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 21(1): 107-138.
- [81] ORG Z, 2007. On the cyclicity of research and development[J]. *American Economic Review*, 97(4): 1131-1164.
- [82] STEENKAMP, J, FANG, 2011. The impact of economic contractions on the effectiveness of R&D and advertising: Evidence from U. S. companies spanning three decades[J]. *Marketing Science*, 30(4), 628-645.

Capital Market Opening, Financing Constraints and R&D Investment: Based on the Different Economic Cycle Perspectives

Chen Lirong, Xia Yinghao, Wan Zujie

(Business School, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China)

Abstract: The opening up to the outside world has stepped into a high level deepening stage. Economic growth has stepped into a high quality development cycle. What kind of changes will bring to the R&D investment which is the core of the innovation power of enterprises is a question that is needed to be addressed urgently. Based on “Shanghai-Hong Kong” and “Shenzhen-Hong Kong” stock connect, using a sample of A-share listed companies from 2011 to 2020, the Staggered DID model was used to analyze the influence mechanism that how capital market opening affects the R&D investment. And the mediating role of financing constraints under different economic cycles was also explored. Capital market opening can increase in R&D investment is found. And it is achieved by easing financing constraints. During economic downturns, capital market opening significantly promotes an increase in R&D investment through easing financing constraints, and the intermediary effect of financing constraints is confirmed. But the intermediary effect is not significant in boom periods. It shows that capital market opening have promoted the countercyclical performance of R&D investment. Further research find that in firms with poor information environment and internal and external governance, the promotion effect of capital market opening on R&D investment is more significant. From the perspective of firms increasing R&D investment, the research results provide micro-level empirical evidence for the positive economic consequences of capital market opening, which to some extent proves the importance of capital market opening in promoting industrial technological transformation, promoting the progress of the real economy, transforming the mode of economic development, and achieving highquality development.

Keywords: capital market opening; R&D investment; financing constrains; economic cycle