经济与管理研究

中国式融资融券制度能够抑制研发操纵吗?
——基于“准自然实验”的经验证据

陈艳利[1],刘　亚[1],蒋　琪[2]

(1. 东北财经大学 会计学院/中国内部控制研究中心,辽宁 大连 116025;2. 西南政法大学 政治与公共管理学院,重庆 401120)

[摘　要]资本市场交易制度与公司治理有机联动对于助推经济高质量发展具有重要意义。基于 2008—2021 年中国沪深 A 股上市公司数据,利用中国融资融券标的分步扩容的准自然实验,实证检验融资融券外部监管对公司内部研发操纵的治理效应。研究发现,融资融券这一资本市场交易制度的完善举措显著抑制了公司研发操纵,且该抑制效应在非国有、融资约束更高、内部控制质量更低及分析师关注度更低的公司中更为明显。机制检验表明,融资融券制度通过信息传递效应与注意力集聚效应对研发操纵产生影响。

[关键词]融资融券制度;卖空机制;资本市场交易机制;产业政策;研发操纵

[中图分类号]F832.51;F275　　[文献标志码]A　　[文章编号]1004-4833(2024)02-0085-11

一、引言

创新是实现经济高质量发展的有力保障。近年来,中国政府相继出台了《高新技术企业认定管理办法》(国科发火[2008]172 号)、《“十二五”国家战略性新兴产业发展规划》(国发[2012]28 号)、《科技部 财政部 税务总局关于修订印发 < 高新技术企业认定管理办法 > 的通知》(国科发火[2016]32 号)、《财政部 税务总局 科技部关于提高研究开发费用税前加计扣除比例的通知》(财税[2018]99 号)、《企业技术创新能力提升行动方案(2022—2023 年)》(国科发区[2022]220 号)等一系列税收优惠和产业支持政策,为推动创新发展营造良好的制度环境。然而,科技创新呈现热潮的同时,资本市场中迎合《高新技术企业认定管理办法》等政策门槛的研发操纵行为仍需警惕。例如,2016 年上市的天能重工(300569)2016 年、2017 年的年报显示,公司研发投入占当年销售收入之比恰好围绕在达标门槛①附近(3.01%,3.05%)。2018 年 1 月 25 日该公司公告再次获得高新技术企业认定后,研发投入比迅速降为 2.76%,直至 2021 年这一比例均维持在 2.7% 左右。实际研发数据呈现出的政策性迎合特征,暴露出企业可能存在战略性研发操纵风险,这种机会主义行为与产业政策初衷有所背离[1-2]。研发操纵扭曲了创新激励产业政策的基本内涵,成为研发效率提升的障碍[3],容易诱发专利泡沫[4-5]。事实上,2023 年以来,已有 10 余个省(市/区)陆续公告,因研发费用不达标、日常监管发现不符合高新技术企业认定条件等原因,500 余家高新技术企业被取消资质,多家企业被追缴已享受的税收优惠。抑制研发操纵,保障产业政策实施效率,对深化创新驱动战略,推进科技自立自强具有重要意义。

研发活动定义宽泛且业务复杂,其客观存在的专业性壁垒扩大了产业政策实施面临的信息不对称和寻租问题[6],为企业实施研发操纵提供了机会与空间。研发操纵严重阻碍着企业创新[1],长远来看会对企业的生产率与利润水平带来消极影响[7]。有效治理研发操纵,确保产业政策有序实施成为理论与实务领域的关注重点。然而,尽管可及研究已聚焦企业数字化技术发展[8]、媒体报道[6]等维度对研发操纵的治理效应进行探讨,但目前

[收稿日期]2023-11-12

[基金项目]国家自然科学基金项目(72073019);教育部人文社会科学研究规划基金项目(20YJA790004);辽宁省教育厅项目(JYTMS20230636)

[作者简介]陈艳利(1972—),女,辽宁盘锦人,东北财经大学会计学院/中国内部控制研究中心教授,博士生导师,从事资本市场财务与会计、内部控制与风险管理研究;刘亚(1993—),女,湖南汨罗人,东北财经大学会计学院博士研究生,从事资本市场财务与会计研究,通信作者,E-mail:liuyahnu@163.com;蒋琪(1993—),女,重庆渝中人,西南政法大学政治与公共管理学院师资博士后,从事资本市场财务与会计、营商环境研究。

①《科技部 财政部 税务总局关于修订印发 < 高新技术企业认定管理办法 > 的通知》(国科发火[2016]32 号)中规定,认定为高新技术企业需满足:最近 1 年销售收入在 2 亿元以上的企业,近 3 个会计年度(实际经营期不满 3 年的按实际经营时间计算)的研究开发费用总额占同期销售收入总额的比例不低于 3%。

仍鲜有文献以资本市场交易制度完善举措为视角予以切入。2010 年 3 月 31 日,沪深证券交易所正式启动融资融券交易试点。融资融券制度作为完善我国资本市场的创新举措,对缓解产业政策执行中的信息不对称问题、压缩研发操纵空间具有重要影响。融资融券制度引入的融券卖空机制降低了企业负面信息融入股价中的难度,股价信息含量得以大幅提升,有助于降低企业与投资者之间的信息不对称[9]。另外,融券(卖空)是一种有效外部治理机制[10],其潜在的卖空压力可抑制企业盈余管理行为[11-13]、约束大股东掏空行为[14],融资(杠杆)交易者和卖空者相较其他投资者均有更强烈的动力追踪和监督管理层行为[15]。

基于 2008—2021 年中国沪深 A 股上市公司数据,本文利用我国融资融券标的分步扩容的准自然实验场景,从资本市场交易制度逐步完善的价值效应视角考察了融资融券制度是否会抑制创新相关产业政策中存在的研发操纵行为。研究发现,融资融券制度显著抑制了企业研发操纵,结论经过一系列稳健性检验后仍保持不变。机制检验表明,融资融券制度作用效果主要通过信息传递效应与注意力集聚效应来实现。区分融资交易和融券交易发现,两者均能显著抑制研发操纵,充分体现了中国式融资融券制度的治理效应。同时,融资融券制度有助于提升企业实际创新水平,具体表现为企业被授予发明专利数量的提升。异质性分析表明,对于非国有、融资约束更高、内部控制质量更低、分析师关注度更低的企业,融资融券制度对研发操纵的抑制作用更明显。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,目前学者们从内、外部治理视角对研发操纵的治理展开了丰富讨论,但鲜有从资本市场交易制度完善举措视角切入,讨论融资融券制度对研发操纵的治理效果。良好的公司治理与成熟的资本市场互为前提①,现代资本市场风险共担、利益共享机制,在提供融资支持的同时能更好地完善公司治理②。本文基于资本市场交易机制完善举措,从融资融券大环境切入,发现其对公司研发操纵的影响,为研发操纵治理提供了更为广阔的分析角度和实证结论。第二,推进了资本市场交易完善举措与实体企业行为决策关系的研究。我国融资融券起步较晚,试点伊始即伴随着严格监管,政策效果也可能因差异化制度环境与不同发展阶段而不同。我国融资融券试点开始后,学者已分析了中国制度背景下融资融券对股票市场定价效率及股价崩盘风险[16-17]、信息披露[9,18]、分析师预测[19]、投融资[20-22]等的影响。本文的研究提出了资本市场发展影响公司行为的一条新路径,丰富了融资融券制度价值效应研究,对认知资本市场发展与实体企业关系提供了理论指导与证据支持。第三,实践层面,本文研究结论为上市公司和监管部门治理与防范研发操纵提供了参考思路,为促进创新和继续完善融资融券相关法律法规,关注政策工具与资本市场制度之间的互动关系,共同推动经济高质量发展提供现实参考。

二、理论分析与研究假设

研发操纵作为企业的机会主义行为,阻碍着创新激励产业政策发挥预期效果,使公司研发绩效难以得到实质性提升[1]。从操纵动机来看,政府与企业之间的信息不对称使得政府在挑选研发补贴目标企业的过程中,往往只能采用“一刀切”的指标来加以识别,这无疑为许多“伪创新型”企业提供了攫取加计扣除税收优惠、政府创新补助等政策红利的契机,诱发了操纵行为[1-3,5];从操纵机会来看,研发信息自身的专业性以及申报的复杂性,提高了政府的识别与监督成本,加剧了信息不对称[4,6],拓展了经营者谋求私利的空间。

融资融券是指投资者提供担保物向证券公司等中介机构借入资金买入上市公司股票(融资买入)或者借入上市公司股票卖出(融券卖出),并在约定期限内偿还所借资金或股票及利息费用的一种交易活动。伴随着各国对融券业务约束的逐步放开,学界集中关注卖空机制对盈余管理、信息披露[11,23]等公司治理、投融资[24]等财务决策、审计师[25]等利益相关者产生的影响。本文拟探讨实施融资融券制度与抑制企业研发操纵的关系。一方面,研究一般认为,融资融券制度可以有效降低标的股票交易中的信息不对称[9]。公司信息透明度越低,信息不对称程度会越高。研发操纵通常较为隐蔽,信息的不对称程度更是为企业进行研发操纵提供了很好的“保护伞”,当公司信息透明度越低时,越有可能进行研发操纵。而融资融券制度的引入会让更多信息被包含在股价中,信息含量的直接提高与信息的透明化,使投资者能拥有相对全面和充分的信息,对上市公司运营情况产生较为清晰的

①郭树清:良好的公司治理与成熟资本市场互为前提(2011 年 12 月 19 日在上海公司治理论坛)https://www.gov.cn/gzdt/2011-12/19/content_2024120.htm。

②易会满:努力建设中国特色现代资本市场 https://www.gov.cn/xinwen/2022-08/01/content_5704396.htm。

认知,有效甄别交易假象,进而大幅提升研发操纵实施难度,抑制研发操纵。同时,信息透明度的提高可以通过提高企业违规成本,降低违规收益等方式,对企业策略性投资行为加以规范[26],降低企业进行研发操纵的概率。此外,中国式融资融券制度同时涵盖融券卖空与融资机制,通过融资制度(杠杆机制),交易者具备了更强的获利能力,基于逐利目标,投资者对标的公司信息的广度与深度有了更高需求,这无形中增加了分析师等挖掘公司信息的动力[9],间接改善信息不对称,抑制企业研发操纵。

另一方面,已有研究表明,融资融券制度可以吸引投资者参与[16],入选融资融券名单的标的股票会受到更多投资者关注。根据有限注意力理论,注意力是一种稀缺资源,投资者可能忽略盈余公告中的有效信息,导致信息无法充分反映于资本市场中[27]。投资者对快速吸引他们眼球的信息往往反应迅速,进行投资决策时,投资者并不对公开市场上的每只股票加以评估,而是缩窄视域于最近引起其注意的股票[28]。企业作为研发支出披露主体,具有内部人信息优势,而当投资者将注意力集聚于某一企业时,能以较低成本挖掘企业内部私有信息。高水平的投资者关注度是追踪企业研发活动进展与创新产出的有效路径,可以提升外部投资者对企业所披露信息的甄别能力与传播效率,有助于减弱企业作为内部人所拥有的研发信息优势,压缩研发操纵的空间。高频次投资者搜索引入了更多外部监督力量,可以拓展企业研发活动被外部人知悉的广度,降低研发操纵动机。公司股票被纳入融资融券标的具有信号传递效应,当投资者关注度高时,信息能被更好地挖掘,投资者对信息的"主动挖掘"以及"关注压力"有助于抑制企业研发操纵。

综上所述,本文提出假设 H。

H:融资融券的实施有助于抑制研发操纵。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

考虑到研发支出数据从 2008 年才开始规范披露,本文选择 2008—2021 年中国沪深 A 股上市公司为初始研究对象,借鉴已有研究做法对初始样本进行如下筛选处理:(1)剔除金融行业样本;(2)剔除上市状态为"ST""*ST""暂停上市""终止上市""退市整理期"的样本;(3)由于融资融券制度存在进入和退出两种可能,剔除被列入融资融券标的之后,又在样本期间内退出了标的股票的样本;(4)剔除相关变量缺失的样本。经过上述调整,本文最终共得到 24079 个公司 - 年度样本观测值。为了避免极端值对研究结果产生影响,对所有连续变量在上下 1% 的水平进行了缩尾处理。融资融券标的名单信息和股票交易数据来源于锐思金融研究数据库(RESSET),发明专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),其余数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。

(二)多时点 DID 基准回归模型

我国的股票市场于 2010 年起正式启动融资融券交易试点政策,并陆续扩容。作为外生于企业研发决策行为的政策冲击,本文参考已有文献[9,29-30],将其作为一次融资融券制度的准自然实验,构建如下多时点 DID 模型[31]:

$$rdm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 did_{i,t} + \lambda X_{i,t} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中,rdm 表示研发操纵水平;did 表示多时点 DID 模型的政策效应观测变量,即融资融券制度实施情况(以上市公司在样本期间是否被纳入融资融券标的虚拟变量 $treat$ 与被纳入融资融券标的时间虚拟变量 $post$ 的交互项表示);X 为控制变量集合。$FirmFE$ 为公司个体固定效应,$YearFE$ 为年份固定效应,ε 为随机扰动项。本文主要关注系数 β_1,如果融资融券制度整体抑制了企业研发操纵,则系数 β_1 应显著为负。

(三)变量设定

1. 被解释变量

采用如下式(2)-式(4)分年度分行业度量公司的研发操纵水平[32]。

$$\frac{RD_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \beta_2 MV_{i,t} + \beta_3 Q_{i,t} + \beta_4 \frac{INT_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{RD_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$Normal_RD_{i,t} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 MV_{i,t} + \hat{\beta}_3 Q_{i,t} + \hat{\beta}_4 \frac{INT_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \hat{\beta}_5 \frac{RD_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} \tag{3}$$

$$Abnormal_RD_{i,t} = \frac{RD_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - Normal_RD_{i,t} \tag{4}$$

其中,*RD* 为公司实际研发支出,*TA* 为总资产,*MV* 为公司期末总市值自然对数,*Q* 为公司 *Tobin'Q* 值,*INT* 为公司当年扣除折旧摊销费用前的营业利润。*Normal_RD* 是估计出来的正常研发支出,*Abnormal_RD* 反映了公司异常研发支出。根据上述模型计算的 *Abnormal_RD* 有正负之分,为统计研发操纵程度,本文对其取绝对值处理。为消除各变量间量纲差异较大问题,将该绝对值乘以 100[33],得到本文被解释变量 *rdm*,该变量数值越大,表明企业研发操纵程度越高。

2. 解释变量

本文将融资融券制度作为一项准自然实验,若当年(及以后年度)样本公司股票被纳入融资融券标的名单,*did* 取值为 1,否则为 0。

3. 控制变量

本文选用如下公司特征变量作为控制变量[1,6,8]:公司规模(*size*)、财务杠杆(*lev*)、成长性(*tobinq*)、董事会规模(*board*)、两职合一(*dual*)、第一大股东持股比例(*first*)、公司年龄(*age*)、独立董事占比(*indep*)、是否国际四大会计师事务所(*big*4)、研发强度(*rd*)、总资产收益率(*roa*)、产权性质(*soe*)、管理层薪酬激励(*comp*),具体变量定义见表 1。

表 1　变量定义

变量符号	变量定义
rdm	公式(2)-公式(4)计算出的异常研发支出取绝对值乘以 100
treat	若上市公司股票在样本期间被纳入融资融券标的,取值为 1,否则为 0
post	上市公司股票被纳入融资融券标的当年及以后年度,取值为 1,否则为 0
did	当年(及以后年度)样本公司股票被纳入融资融券标的名单,取值为 1,否则为 0
size	总资产的自然对数
lev	总负债/总资产
tobinq	企业市值/总资产
board	董事会人数
dual	公司董事长和总经理是否为同一人,是为 1,否为 0
first	公司第一大股东持股比例
age	公司成立年数取自然对数
indep	独立董事占比,独立董事人数/董事会人数
*big*4	公司审计师事务所是否属于国际四大会计师事务所,是为 1,否为 0
rd	研发支出/营业收入
roa	净利润/总资产
soe	是否为国有企业,是为 1,否为 0
comp	前三名高管薪酬总和取自然对数

四、实证结果与分析

(一)变量描述性统计

模型主要变量描述性统计结果见表 2。变量 *rdm* 均值为 0.5792,标准差为 0.6598,最大值与最小值的差距为 3.9149,表明样本公司研发操纵现象较为普遍,且存在较大差异。变量 *treat* 均值为 0.5159,表明约 51.59% 的公司股票在研究期间被纳入融资融券标的;变量 *did* 均值为 0.3213,表明约 32.13% 的样本受到融资融券制度影响,样本具有较强代表性。控制变量中,公司规模平均约为 22.1729,最大值和最小值分别为 26.1532 和 20.0116,表明样本包含了不同规模的公司;资产负债率平均约为 40.79%,负债比例较为合理;总资产收益率平均约为 3.88%,其余变量均与已有研究基本一致[1,8]。

表 2　变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
rdm	24079	0.5792	0.6598	0.0073	0.3767	3.9222
treat	24079	0.5159	0.4998	0.0000	1.0000	1.0000
post	24079	0.3213	0.4670	0.0000	0.0000	1.0000
did	24079	0.3213	0.4670	0.0000	0.0000	1.0000
size	24079	22.1729	1.2574	20.0116	21.9801	26.1532
lev	24079	0.4079	0.1961	0.0534	0.4005	0.8681
tobinq	24079	2.1040	1.3081	0.8657	1.6866	8.3437
board	24079	8.5157	1.6607	5.0000	9.0000	15.0000
dual	24079	0.2953	0.4562	0.0000	0.0000	1.0000
first	24079	0.3388	0.1453	0.0845	0.3176	0.7298
age	24079	2.9230	0.3030	2.0794	2.9444	3.5835
indep	24079	0.3763	0.0536	0.3333	0.3636	0.5714
*big*4	24079	0.0549	0.2278	0.0000	0.0000	1.0000
rd	24079	0.0465	0.0468	0.0003	0.0357	0.2681
roa	24079	0.0388	0.0626	-0.2545	0.0386	0.1993
soe	24079	0.3231	0.4677	0.0000	0.0000	1.0000
comp	24079	14.4537	0.7103	12.7087	14.4357	16.4393

(二)基准回归

表 3 报告了融资融券制度对研发操纵影响效应的回归结果。其中,第(1)列为未考虑控制变量的估计结果,第(2)列为在第(1)列基础上加入控制变量的估计结果。结果显示,*rdm* 的回归系数均显著为负,表明融资融券制度的引入能够显著抑制企业研发操纵,融资融券制度具有微观治理效能,假设 H 得以证实。经济意义上,第(2)列的回归系数表明,融资融券制度使标的公司研发操纵水平平均下降约 0.0662%,相较于我国沪深 A 股公司研发操纵均值,下降幅度约为 11.43%(0.0662%/0.5792%)。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验与动态效应分析

满足平行趋势假设是使用多时点 DID 模型的重要前提,处理组和控制组在融资融券制度实施前需具有共同变化趋势。为保证结果有效性,本文采用事件研究法进行平行趋势检验[34]。

$$rdm_{i,t} = \beta_0 + \sum_{t=-7}^{8}\delta_t D_{i,t} + \lambda X_{i,t} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,$D_{i,t}$是一组虚拟变量,若企业 i 在第 t 年被纳入融资融券标的,则取值为 1,否则取 0。其余各变量的符号含义与式(1)中相同。本文在该式中重点关注系数 δ_t,其反映了融资融券制度引入的第 t 年,纳入融资融券标的企业和未纳入融资融券标的企业的研发操纵差异。考虑到纳入融资融券标的前 8 年和后 8 年的数据较少,本文将纳入融资融券标的前 8 年的数据汇总到第 -8 期,将纳入融资融券标的后 8 年的数据汇总到第 8 期。另外,本文以纳入融资融券标的前的第 8 期为基期。表 4 所示的平行趋势检验结果表明,纳入融资融券标的前各期的系数估计值均不显著,研究样本通过了平行趋势检验。

表 3　融资融券制度对企业研发操纵的影响

变量	(1) rdm	(2) rdm	变量	(1) rdm	(2) rdm
did	-0.0392**	-0.0662***	*big4*		0.0396
	(0.0189)	(0.0193)			(0.0450)
size		0.0419**	*rd*		4.3219***
		(0.0166)			(0.3566)
lev		0.2414***	*roa*		0.9919***
		(0.0615)			(0.1089)
tobinq		0.0160***	*soe*		-0.0017
		(0.0060)			(0.0351)
board		-0.0012	*comp*		-0.0113
		(0.0066)			(0.0158)
dual		-0.0079	*Constant*	0.5918***	-0.5150
		(0.0143)		(0.0061)	(0.5028)
first		0.0458	*Observations*	24079	24079
		(0.0990)	*Adj_R²*	0.2396	0.2589
age		0.0046	*FirmFE*	Yes	Yes
		(0.1121)	*YearFE*	Yes	Yes
indep		-0.1037			
		(0.1643)			

注:括号内数值为企业层面的聚类稳健标准误;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。以下各表同。

2. 安慰剂检验

为缓解本文实证结果是由偶然性事件所致的担忧,通过随机设定股票被纳入融资融券标的时间和随机选择纳入股票两种方法进行安慰剂检验[35]。由于"伪"纳入时间和"伪"处理组是随机生成的,因此,融资融券制度变量应该不会对企业研发操纵产生显著影响。本文分别重复 500 次上述随机过程进行估计,并绘制"伪"融资融券变量估计系数核密度图(留存备索)。两种随机过程下估计系数均值落在 0 值附近且基本服从正态分布,绝大多数 p 值大于 0.1。同时,*did* 的实际估计系数(-0.0662)在上述安慰剂检验的核密度图中均处于小概率事件的范围内。本文研究结论稳健。

表 4　平行趋势检验结果

变量	rdm	变量	rdm
D^{-7}	-0.0326	D^{3}	-0.1318**
	(0.0636)		(0.0604)
D^{-6}	-0.0205	D^{4}	-0.1516**
	(0.0557)		(0.0616)
D^{-5}	0.0041	D^{5}	-0.1478**
	(0.0578)		(0.0625)
D^{-4}	-0.0182	D^{6}	-0.1432**
	(0.0568)		(0.0647)
D^{-3}	0.0029	D^{7}	-0.1292*
	(0.0530)		(0.0659)
D^{-2}	-0.0354	D^{8+}	-0.1443**
	(0.0528)		(0.0680)
D^{-1}	-0.0559	*Control Variable*	YES
	(0.0554)	*Constant*	-0.5083
D^{0}	-0.0719		(0.5063)
	(0.0545)	*Observations*	24079
D^{1}	-0.1014*	*Adj_R²*	0.2588
	(0.0559)	*FirmFE*	YES
D^{2}	-0.1014*	*YearFE*	YES
	(0.0573)		

3. 替换研发操纵衡量指标

为排除被解释变量度量方法对估计结果的干扰,本文还采用式(6)所示模型分年度分行业回归,估计研发支出正常值,然后用公司实际研发支出减去模型估计出的正常研发支出,得到公司的异常研发支出[36]①进行稳健性检验。同样对异常研发支出取绝对值处理,并将该绝对值乘以 100,该变量 *rdm*1 数值越大,表明企业研发操纵程度越高。回归结果如表 5 所示。由结果可知,*did* 的系数仍在 1% 水平上显著为负,且系数与基准回归中的系数基本一致,说明融资融券制度显著抑制了企业研发操纵。

$$\frac{RD_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{S_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{RD_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

4. 多时点 PSM-DID

尽管双重差分模型剥离出融资融券制度的平均处理效应,但由于融资融券并非严格意义上的自然实验,同时,融资融券实施前处理组和控制组的公司特征存在一定差异,这些差异可能导致研究数据存在选择性偏差,从而降低双重差分模型估计的有效性。本文通过构造截面 PSM 和逐期匹配两种方法基于多时点 PSM-DID 模型进

①*RD* 为公司研发支出,*A* 为公司期末总资产,*S* 为公司营业收入。

行稳健性检验[31]。具体为:①将基准回归中控制变量设定为匹配变量。同时,根据沪深证券交易所《融资融券交易实施细则》中公布的融资融券标的股票选择标准以及沪深证券交易所公告精神,将流通股占比(*LT*)、上市年限(*List*)、股东人数(*Shareholders*)、个股年换手率(*Turnover*)、股票日收益年波动率(*Volatility*)一并加入匹配变量[19,21]。②按照截面 PSM 和逐期匹配采用近邻匹配 1∶4匹配方法得到两套数据集。③对匹配数据进行平衡性检验并分析匹配效果。④运用多时点 DID 方法重新估计融资融券制度对研发操纵的影响效应。表 6 中的第(1)列、第(2)列分别报告了两种方法下多时点 PSM-DID 的回归结果。结果表明,*did* 的系数仍显著为负,与基准回归结果相比,并无实质性差异,基准回归结果稳健。

5. 考虑多时点 DID 异质性处理效应

多时点 DID 双向固定效应模型可能会由于"异质性处理效应"(Heterogeneous Treatment Effects)的存在而产生显著的估计偏误[37-38]。本文对模型可能存在的异质性处理效应进行稳健性检验。一方面,采用 Stata 软件的 twowayfeweights 命令进行检验,结果显示,在所有 7502 个权重中,5922 个权重为正,1580 个权重为负,正权重之和为 1.1028,负权重之和为 -0.1028。估计量在异质性处理效应下的标准差为 0.1212 和 0.0339,对应的统计量与 0 值存在一定距离,在一定程度上可以表明异质性处理效应并未对基准回归结果产生实质性影响。另一方面,利用 DIDM 模型估计异质性处理效应下的动态效应,结果如图 1 所示,图示结果也表明基准回归结果是稳健的。

6. 剔除当年进入融资融券标的股票名单的观测值

融资融券标的公司进入标的名单时间并非全在年初,因此,公司进入融资融券标的名单可能无法解释研发操纵整年的变化;另外,出于预期,市场可能产生提前反应,而融资融券实施后又可能因为信息不对称等的存在出现过度反应,为消除这些影响,本文剔除当年进入融资融券标的公司的样本后重新进行回归[19]。表 7 第(1)列的结果显示,*did* 系数仍在 1% 水平显著为负,表明融资融券制度对研发操纵确实具有显著抑制作用,结论稳健。

7. 改变样本区间

第一,为排除其他因素对企业研发操纵的可能影响,本文将回归窗口期缩短为纳入融资融券标的前后 3 期[-3,+3]内。表 7 第(2)列的回归结果与前文基准回归结果基本一致。第二,2019 年底暴发的新冠疫情对企业战略决策及经营行为等带来巨大冲击,为避免新冠疫情对企业研发操纵行为的可能干扰,本文剔除 2020 年的样本,重新检验融资融券制度对企业研发操纵的影响[39],回归结果如表 7 第(3)列所示。结果显示,*did* 的回归系数为 -0.0656,在 1% 水平上显著,说明融资融券制度确实能够抑制企业研发操纵。

表 5　更换被解释变量检验融资融券制度对企业研发操纵的影响

变量	*rdm*1
did	-0.0673***
	(0.0191)
CVs	YES
Constant	0.0647
	(0.5327)
Observations	23272
Adj_R^2	0.2805
FirmFE	YES
YearFE	YES

表 6　PSM-DID 回归结果

变量	(1) 截面 PSM	(2) 逐年 PSM
did	-0.0746***	-0.0676***
	(0.0238)	(0.0249)
CVs	YES	YES
Constant	-0.5771	-0.5535
	(0.6912)	(0.7687)
Observations	15364	12887
Adj_R^2	0.2345	0.2182
FirmFE	YES	YES
YearFE	YES	YES

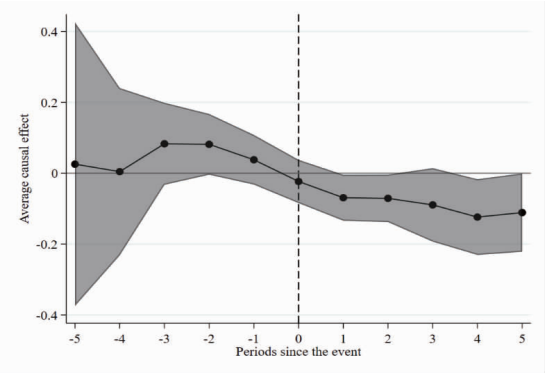

图 1　异质性处理效应下的动态效应估计

表 7　剔除当年观测值和改变样本区间的稳健性检验结果

变量	(1) 剔除当年 观测值	(2) 窗口期限制为 [-3,+3]	(3) 删除 2020 年 样本
did	-0.0841***	-0.0573***	-0.0656***
	(0.0212)	(0.0205)	(0.0203)
CVs	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.6097	-1.1079	-0.7408
	(0.5255)	(0.7065)	(0.5238)
Observations	22923	18740	21137
Adj_R^2	0.2563	0.2770	0.2503
FirmFE	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes

五、影响路径与作用机制分析

前文已对融资融券制度抑制企业研发操纵展开理论分析与主要实证检验。理论分析指出,融资融券制度可以使信息透明化并吸引投资者关注。鉴于此,本部分将从提高信息透明度和聚集投资者有限注意力两方面,采

用如下模型并结合理论分析揭示其作用机制[40]。

$$M_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 did_{i,t} + \gamma X_{i,t} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中,$M_{i,t}$为衡量信息透明度(信息传递效应)和投资者关注(投资者注意力集聚效应)的机制变量,其余变量与基准回归模型相同。

(一)信息传递效应

信息透明度反映了企业信息被外部投资者接收、理解与传播的程度。已有研究表明,公司信息透明度提高有利于及时揭露相关败德或违法行为,并通过监管举措加以惩处与遏制[41]。融资融券制度通过直接增加股价信息含量和间接强化监督等方式降低了信息不对称,提升了信息透明度。本文以沪深证券交易所披露的上市公司透明度评分(A = 优秀,B = 良好,C = 及格,D = 不及格)作为信息透明度的代理变量。将上市公司透明度等级从低到高分别赋值为 1 至 4[18]。表 8 第(1)列报告了信息传递效应机制检验结果。*did* 的回归系数在 10% 水平显著为正,表明融资融券制度能够有效提升信息透明度,进而抑制企业研发操纵。

表 8　机制检验:信息传递效应与投资者注意力集聚效应

变量	(1) 信息透明度	(2) 投资者关注
did	0.0387 *	0.1185 ***
	(0.0198)	(0.0412)
CVs	Yes	Yes
Constant	1.6610 ***	−7.3994 ***
	(0.5362)	(1.7107)
Observations	19717	20631
Adj_R^2	0.4237	0.7241
FirmFE	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes

(二)注意力集聚效应

投资者关注是重要治理机制,投资者的注意力会影响市场吸收信息的速度与程度[42]。相关实证研究表明,投资者关注显著抑制公司违规行为[43],强化问询函的监管溢出效应[44]等。基于前文理论分析,当公司吸引更多投资者关注时,“坏消息”会加剧声誉与金钱损失,而股票被列为融资融券标的可能会集聚投资者有限的注意力,以寻求利润或避免损失。本文采用百度指数来衡量投资者关注水平。百度指数采用以频率为核心的搜索计数波动来反映投资者关注点、情绪变化等信息,已被广泛用来测度投资者关注度[45],本文对百度指数取对数处理,其值越大,意味着投资者对上市公司关注度越高。表 8 第(2)列报告了机制检验结果。结果显示,*did* 的回归系数在 1% 水平显著为正,表明融资融券制度能够通过提升投资者关注度,进一步强化外部监督和缓解信息不对称,抑制研发操纵。

六、进一步分析

(一)异质性分析

已有研究和前文分析指出,产业政策实施中的信息不对称与企业拥有的操纵空间为企业提供了动机与机会,成为研发操纵产生的主要原因。融资融券制度治理效应的发挥也与企业内、外部环境息息相关[13,46]。因此,在具有不同操纵动机和操纵机会的企业中,融资融券制度对研发操纵的抑制作用可能存在差异。本文从操纵动机视角(产权属性和融资约束程度)和操纵机会视角(内部控制质量和分析师关注度)进行异质性分析。

表 9　基于操纵动机的异质性分析:产权属性与融资约束

变量	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 高融资约束	(4) 低融资约束
did	−0.0412	−0.0747 ***	−0.0988 ***	−0.0390
	(0.0337)	(0.0246)	(0.0265)	(0.0299)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	−0.3514	−0.5256	1.2652	−0.7220
	(0.8783)	(0.6398)	(0.8976)	(0.7959)
Observations	7781	16298	12282	11797
Adj_R^2	0.2182	0.2820	0.2353	0.2960
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes
Empirical p-value	0.0100		0.0000	

注:组间差异检验通过自举法(Bootstrapping)1000 次得到经验 p 值(Empirical p-value),下表同。

1. 关于产权属性的异质性

企业制度逻辑和经营目的随内在产权性质不同而存在差异,融资融券的影响在不同产权属性的企业之间可能是异质的。基于政治视角,国有企业对高管的任命和绩效评估通常不是基于市场指标,而是以行政工具为依托,资本市场“看不见的手”可能对国有企业作用甚微,即国有企业更能屏蔽市场压力,融资融券制度可能无法有效抑制研发操纵。另外,由于规模与资源优势、制度监管强度方面的差异,国有企业研发操纵的动机可能更弱,也可能导致融资融券制度治理效应不明显。本文按照实际控制人产权属性,将样本划分为国有企业和非国有企业,并重新估计基准模型。表 9 第(1)列、第(2)列的结果显示,非国有企业的 *did* 系数为 −0.0747,在 1% 水平显著,国有企业的 did 系数为负但不显著,组间差异显著。因此,融资融券制度对非国有企业的研发操纵具有更显著的抑制效应。

2. 关于融资约束程度的异质性

融资约束程度影响企业生产运营活动及盈利能力等,而盈利水平又是企业战略决策与发展的关键前提。研发操纵能够带来税收优惠、政府补贴、良好政企关系等多重利益,以缓解企业自身融资约束[3,7]。基于政策寻租、监管迎合、资源攫取目的[1-2,5],面临高融资约束的企业,研发操纵动机更强。本文采用 SA 指数①来度量企业外部融资约束程度[47]。基于中国情境,SA 指数已被广泛用于衡量融资约束[7,48]。SA 指数为负且绝对值越大,企业面临的融资约束程度越高[48],鉴于此,本文对 SA 指数取绝对值处理,根据其行业年度中位数将样本划分为高融资约束组和低融资约束组,在基准模型基础上进行分组回归。由表 9 第(3)列、第(4)列可以发现,在高融资约束组别中,*did* 系数在 1% 的水平显著为负,而在低融资约束组别中,变量 *did* 的回归系数不显著,组间差异显著。结果表明,企业融资约束越严重,融资融券制度对企业研发操纵的抑制效应更显著。

3. 关于内部控制质量的异质性

企业良好的内部控制质量既能抑制应计盈余管理,又能减少真实盈余管理活动[49]。融资融券制度对企业研发操纵的抑制作用可能受到企业内部控制质量异质性的影响。内部控制质量较低的企业,容易滋生不良投机行为,此情境将为研发操纵提供更多机会和空间。本文采用迪博内部控制指数作为上市公司内部控制的衡量指标[50],该指数越大,表明企业内部控制质量越高。根据迪博内部控制指数行业年度中位数将样本划分为内部控制质量高组和内部控制质量低组,进行分组回归检验。结果如表 10 第(1)列、第(2)列所示。结果显示,*did* 系数在内部控制质量低组 1% 水平负显著,在内部控制质量高组不显著,组间差异显著,表明融资融券对研发操纵的治理效应在企业内部控制水平更低时更为明显。

表 10　基于操纵机会的异质性分析:内部控制质量与分析师关注度

变量	(1) 内部控制质量高	(2) 内部控制质量低	(3) 分析师关注度高	(4) 分析师关注度低
did	-0.0418	-0.0892***	-0.0355	-0.0971***
	(0.0276)	(0.0283)	(0.0257)	(0.0323)
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-1.1788*	0.8456	-0.7187	-0.1676
	(0.6915)	(0.8163)	(0.7506)	(0.8975)
Observations	12282	11797	13501	10578
Adj_R^2	0.2659	0.2545	0.2814	0.2325
FirmFE	Yes	Yes	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes	Yes	Yes
Empirical p-value	0.0070		0.0020	

4. 关于分析师关注度的异质性

分析师能够基于海量信息预测和评估企业价值,分析师发现公司机会主义行为后会降低公司股价和市场估值,这将有效约束企业机会主义行为[51]。分析师关注度越高,企业隐藏的信息被揭露给投资者的可能性越高,企业暴露于利益相关者监督下的可能性也越高[52]。在分析师关注度较低的企业中,信息不对称程度更为严重,企业进行机会主义行为的机会和空间更大,融资融券制度抑制研发操纵的效果可能更为明显。本文采用当年对该上市公司进行过跟踪分析的分析师(团队)数量加 1 后取自然对数的方式度量分析师关注度,并依据该指标的行业年度中位数将样本划分为分析师关注度高和分析师关注度低的企业,分组回归结果见表 10 第(3)列、第(4)列。结果表明,分析师关注度低的企业,*did* 系数在 1% 水平负显著,而在分析师关注度高的组别中该系数不显著,组间差异显著。由此可见,分析师关注度是影响融资融券制度对研发操纵的抑制效应非常重要的调节因素。

(二)区分融资交易与融券交易

本文通过考查融资融券交易量与企业研发操纵的关系来区分融资与融券对企业研发操纵的影响[17,22]。本文计算了融资余额与总市值之比(*MY_T*)、融券余额与总市值之比(*SY_T*)、融资买入额与总市值之比(*MB_T*)、融券卖出量与总市值之比(*SS_T*)②,将 *rdm* 对上述变量进行回归。回归中,同时将融资交易与融券交易变量放入模型,以便在考查融资(融券)对企业研发操纵影响时同时控制融券(融资)的影响。表 11 的结果显示,*MY_T*、*SY_T*、*MB_T*、*SS_T* 的系数均至少在 5% 水平显著为负,表明融资交易与融券交易均对企业研发操纵产生了显著抑制作用,中国式融资融券制度发挥了重要治理作用。

①$SA = -0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times age$;*size* 为企业资产总额的自然对数,*age* 为企业年龄。

②为消除量纲差异,对四个比值均进行乘以 100 处理。

（三）经济后果检验：融资融券制度对创新的经济效应

现有研究表明，研发操纵并未实现实质性创新，反而恶化了创新产出[1]，不能提升企业生产率和创新利润水平[7]，研发操纵所导致的研发费用错误归集及创新资源错配会成为企业创新水平提升的巨大阻力[3]。从政策、监督治理等角度出发抑制研发操纵的根本目的在于促进和维护企业创新成效，进一步助推企业在创新驱动发展战略背景下实现高质量发展。本文基于创新产出视角，从被授予发明专利数量（*Grant*）维度考察融资融券制度对企业创新活动的经济后果。被授予发明专利数量代表了企业实际创新程度和质量，具体采用加 1 取自然对数的方式来衡量。考虑到创新产出的滞后性，同时考察了融资融券制度对 $t+1$ 期发明专利授予量的影响。结果如表 12 所示，可以发现，*did* 系数、*did* × *rdm* 系数估计值至少在 5% 水平上显著为正，表明融资融券制度有效缓解了研发操纵对创新产出的不利影响，进一步印证了融资融券制度在显著促进企业实际创新水平提升方面发挥的积极作用。

表 11　区分融资交易与融券交易对企业研发操纵的影响

变量	（1） *rdm*	（2） *rdm*
MY_T	−0.0083***	
	（0.0030）	
SY_T	−0.3830**	
	（0.1535）	
MB_T		−0.0004**
		（0.0002）
SS_T		−0.1105**
		（0.0555）
CVs	Yes	Yes
Constant	−0.5876	−0.5761
	（0.5229）	（0.5205）
Observations	23497	23497
Adj_R^2	0.2644	0.2643
FirmFE	Yes	Yes
YearFE	Yes	Yes

七、结论与建议

（一）研究结论

本文基于我国融资融券标的分步扩容的准自然实验，以 2008—2021 年中国沪深 A 股上市公司样本，运用多时点 DID 模型考察了融资融券制度对公司研发操纵的影响。研究结果表明，融资融券制度使公司研发操纵水平显著降低。进一步地，本文探讨了融资融券制度抑制研发操纵的影响路径，结果发现：融资融券制度通过信息传递效应和投资者注意力集聚效应，作用于研发操纵。在横截面分析中，本文发现，对于非国有、融资约束更高、内部控制质量更低以及分析师关注度更低的公司，融资融券制度对研发操纵的抑制效应更为明显。

表 12　融资融券制度对企业创新产出的经济后果检验

变量	（1） *Grant*	（2） *Grant*	（3） *F1_Grant*	（4） *F1_Grant*
did	0.0903***	0.0671**	0.0895***	0.0605**
	（0.0262）	（0.0278）	（0.0271）	（0.0285）
did × *rdm*		0.0394**		0.0486**
		（0.0183）		（0.0202）
rdm		−0.0095		−0.0171*
		（0.0092）		（0.0103）
CVs	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	−1.0485	−0.9949	−1.1136	−1.0547
	（0.7711）	（0.7692）	（0.8620）	（0.8613）
Observations	24079	24079	19861	19861
Adj_R^2	0.6701	0.6701	0.6924	0.6925
FirmFE	*Yes*	*Yes*	*Yes*	*Yes*
YearFE	*Yes*	*Yes*	*Yes*	*Yes*

（二）政策建议

研究结论具有如下政策启示：（1）产业政策初衷在于激励，但在执行过程中企业却存在迎合行为，执行是确保产业政策资源配置作用有效发挥的核心要义。促进创新的产业政策在执行过程中应兼顾政府审查与市场监督两个方面，强化“预甄别”与“后评估”机制，选择真正具有创新实力的企业，阶段性评估创新成果，有效减少企业寻求政策优惠等的研发操纵行为。（2）横截面分析发现，融资融券制度对研发操纵的治理作用在非国有企业中更为明显，这充分体现了市场力量在发展中国家公司治理中的重要性。在制度规范的前提下，政府应继续推进融资融券扩容工作，用逐步完善的市场交易机制填补产业政策执行中的漏洞，保障产业政策实施效力与效率，推动政府与市场协同运行，从而同步实现稳定市场与促进发展的战略目标。（3）上市公司应提高内部控制质量，主动作为、积极有为，真正投入高质量创新中，提升竞争实力，完成产业结构转型与升级。（4）投资者关注对正式治理机制具有重要补充效应。新兴市场在解除融券禁令过程中，完善正式治理机制的同时也需要关注非正式治理机制发挥的重要效能。另外，投资者可以集聚有限注意力对公司信息进行深度挖掘，可同时考虑公司财务报表披露等“硬信息”与管理层教育背景、性格特质等“软信息”，发挥对上市公司研发操纵的识别作用与创新活动的监督治理作用。

参考文献：

[1]杨国超，刘静，廉鹏，等. 减税激励、研发操纵与研发绩效[J]. 经济研究，2017(8)：110－124.

[2]杨国超,芮萌.高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J].经济研究,2020(9):174-191.
[3]万源星,许永斌.高新认定办法、研发操纵与企业技术创新效率[J].科研管理,2019(4):54-62.
[4]张杰,郑文平.创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J].经济研究,2018(5):28-41.
[5]黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016(4):60-73.
[6]杨国超,张李娜.产业政策何以更有效?——基于海量媒体报道数据与研发操纵现象的证据[J].经济学(季刊),2021(6):2173-2194.
[7]程玲,汪顺,刘晴.融资约束与企业研发操纵的经济学分析[J].财贸经济,2019(8):67-82.
[8]董松柯,刘希章,李娜.数字化转型是否降低企业研发操纵?[J].数量经济技术经济研究,2023(4):28-51.
[9]李志生,李好,马伟力,等.融资融券交易的信息治理效应[J].经济研究,2017(11):150-164.
[10]杜勇,邓旭.中国式融资融券与企业金融化——基于分批扩容的准自然实验[J].财贸经济,2020(2):69-83.
[11]Massa M,Zhang B,Zhang H. The invisible hand of short selling:Does short selling discipline earnings management?[J]. The Review of Financial Studies,2015,28(6):1701-1736.
[12]Fang V W,Huang A H,Karpoff J M. Short selling and earnings management:A controlled experiment[J]. The Journal of Finance,2016,71(3):1251-1294.
[13]陈晖丽,刘峰.融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角[J].会计研究,2014(9):45-52+96.
[14]侯青川,靳庆鲁,苏玲,等.放松卖空管制与大股东"掏空"[J].经济学(季刊),2017(3):1143-1172.
[15]Karpoff J M,Lou X. Short sellers and financial misconduct[J]. The Journal of Finance,2010,65(5):1879-1913.
[16]钟凯,程小可,王化成,等.融资融券制度提高了股价信息含量吗?——基于未来盈余反应系数的实证分析[J].会计与经济研究,2017(2):3-25.
[17]褚剑,方军雄.中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化[J].经济研究,2016(5):143-158.
[18]李春涛,刘贝贝,周鹏.卖空与信息披露:融券准自然实验的证据[J].金融研究,2017(9):130-145.
[19]褚剑,秦璇,方军雄.中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差[J].管理世界,2019(1):151-166+228.
[20]顾乃康,周艳利.卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验[J].管理世界,2017(2):120-134.
[21]权小锋,尹洪英.中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验[J].管理世界,2017(1):128-144+187-188.
[22]郝项超,梁琪,李政.融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析[J].经济研究,2018(6):127-141.
[23]Sun H,Yin S. Information leakage in family firms:Evidence from short selling around insider sales[J]. Journal of Corporate Finance,2017,47(1):72-87.
[24]Grullon G,Michenaud S,Weston J P. The real effects of short-selling constraints[J]. The Review of Financial Studies,2015,28(6):1737-1767.
[25]Hope O K,Hu D,Zhao W. Third-party consequences of short-selling threats:The case of auditor behavior[J]. Journal of Accounting and Economics,2017,63(2/3):479-498.
[26]孟庆斌,邹洋,侯德帅.卖空机制能抑制上市公司违规吗?[J].经济研究,2019(6):89-105.
[27]Hirshleifer D,Lim S S,Teoh S H. Limited investor attention and stock market misreactions to accounting information[J]. The Review of Asset Pricing Studies,2011,1(1):35-73.
[28]Odean T. Do investors trade too much?[J]. American Economic Review,1999,89(5):1279-1298.
[29]李志生,陈晨,林秉旋.卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗?——基于自然实验的证据[J].经济研究,2015(4):165-177.
[30]黄俊威,龚光明.融资融券制度与公司资本结构动态调整——基于"准自然实验"的经验证据[J].管理世界,2019(10):64-81.
[31]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.
[32]Gunny K A. The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance:Evidence from meeting earnings benchmarks[J]. Contemporary Accounting Research,2010,27(3):855-888.
[33]王攀,郭晓冬,吴晓晖.机构投资者"分心"与企业研发操纵[J].科研管理,2023(8):109-118.
[34]王锋,葛星.低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J].中国工业经济,2022(5):81-99.
[35]魏志华,王孝华,蔡伟毅.税收征管数字化与企业内部薪酬差距[J].中国工业经济,2022(3):152-170.
[36]Kothari S P,Mizik N,Roychowdhury S. Managing for the moment:The role of earnings management via real activities versus accruals in SEO valuation[J]. The Accounting Review,2016,91(2):559-586.
[37]De Chaisemartin C,D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review,2020,110(9):2964-2996.
[38]Baker A C,Larcker D F,Wang C C. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates?[J]. Journal of Financial Economics,2022,144(2):370-395.
[39]胡洁,于宪荣,韩一鸣.ESG 评级能否促进企业绿色转型?——基于多时点双重差分法的验证[J].数量经济技术经济研究,2023(7):90-111.
[40]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
[41]曾爱民,吴伟,吴育辉.中小股东积极主义对债券持有人财富的溢出影响——基于网络投票数据的实证研究[J].金融研究,2021(12):189-206.

[42]DellaVigna S,Pollet J M. Investor inattention and Friday earnings announcements[J]. The Journal of Finance,2009,64(2):709 - 749.
[43]肖奇,吴文锋. 投资者关注具有治理功用吗? ——基于公司违规行为的考察[J]. 经济评论,2023(3):152 - 168.
[44]翟淑萍,王敏,张晓琳. 财务问询函对审计联结公司的监管溢出效应——来自年报可读性的经验证据[J]. 审计与经济研究,2020(5):18 - 30.
[45]孔东民,刘莎莎,应千伟. 公司行为中的媒体角色:激浊扬清还是推波助澜? [J]. 管理世界,2013(7):145 - 162.
[46]陆瑶,彭章,冯佳琪. 融资融券对上市公司治理影响的研究[J]. 管理科学学报,2018(11):92 - 111.
[47]Hadlock C J,Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints:Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies,2010,23(5):1909 - 1940.
[48]鞠晓生,卢荻,虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究,2013(1):4 - 16.
[49]古朴,翟士运. 监管不确定性与企业盈余质量——基于证监会换届的准自然实验[J]. 管理世界,2020(12):186 - 202.
[50]史永东,宋明勇,李凤羽,等. 控股股东股权质押与企业债权人利益保护——来自中国债券市场的证据[J]. 经济研究,2021(8):109 - 126.
[51]胡楠,薛付婧,王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗? ——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界,2021(5):139 - 156 + 11 + 19 - 21.
[52]王菁,程博. 外部盈利压力会导致企业投资不足吗? ——基于中国制造业上市公司的数据分析[J]. 会计研究,2014(3):33 - 40 + 95.

[责任编辑:杨志辉]

Can a Chinese-Style Margin Trading Program Curb R&D Manipulation? Empirical Evidence Based on "Quasi-Natural Experiment"

CHEN Yanli[1], LIU Ya[1], JIANG Qi[2]

(1. School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics/ China Internal Control Research Center, Dalian 110625, China;
2. School of Politics and Public Administration, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China)

Abstract: The organic linkage between the capital market trading system and corporate governance is of great significance in promoting high-quality economic development. Based on the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2008 to 2021, this paper examines the governance effect of external supervision of margin trading and short selling on the internal R&D manipulation of enterprises by using the quasi-natural experimental scenarios of China's margin trading program. It is found that margin trading program, a measure to improve the capital market trading system, has a significant inhibitory effect on the R&D manipulation of enterprises, and the inhibitory effect is more pronounced in non-state-owned enterprises, companies with higher financing constraints, lower quality of internal controls and less analyst attention. The mechanism test shows that the margin trading program has an impact on R&D manipulation through the information transmission effect and the attention gathering effect.

Key Words: margin trading program; short selling; capital market trading system; industrial policies; R&D manipulation