

卖空对创新质量的影响

——基于知识产权密集型公司的经验证据

刘亭立, 姜 莹

(北京工业大学 经济与管理学院, 北京 100124)

摘 要:创新驱动发展是“十四五”规划和实现2035年远景目标的主线。本文聚焦于知识产权(专利)密集型公司,基于我国卖空渐进式扩容这一准自然实验,运用多期倍分法考察了卖空对知识产权(专利)密集型公司创新质量的影响。研究发现,卖空会降低知识产权(专利)密集型公司的创新质量,并且此种影响会持续至少一年以上。进一步的渠道检验证实,卖空会加剧上市公司委托代理问题,使得经理人因卖空压力而做出不利于公司研发创新的决策,进而降低创新质量。本文从公司内部治理角度明确了卖空对知识产权(专利)密集型公司创新质量的作用路径,从“卖空压力”这一新的视角为解读我国实体企业创新发展提供了理论参考,也为我国金融改革的制度完善提供了可供参考的本土经验依据。

关键词:卖空机制;创新质量;知识产权(专利)密集型产业;多期倍分法

中图分类号:F275.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2022)3—0047—14

一、引言

构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局是未来新发展阶段的“国之大计”,这一战略选择的基本内涵是以高水平的自立自强和科技自主创新来实现新经济循环的畅通无阻(黄群慧, 2021)。“十二五”以来,中国创新的步伐在逐渐加快,根据国家统计局公布的中国创新指数数据,以2005年的创新指数100为基数,2005—2019年中国创新指数逐年升高,总体创新情况逐年提高。但是从创新指数构成的四个维度(创新投入、创新产出、创新成效、创新环境)进行分析,可以发现推动中国创新指数增速的主要方面是创新产出,其次是创新环境,而最为重要的创新成效相较其他三个维度的变化,是增长最慢的。

知识产权(专利)密集型产业(以下简称:知产密集型产业)是推进创新成效的主战场。根据《知识产权(专利)密集型产业统计分类(2019)》(国家统计局令第25号),知产密集型产业至少应当具备下列条件之一:①行业发明专利规模和密集度均高于全国平均水平;②行业发明专利规模和R&D投入强度高于全国平均水平,且属于战略性新兴产业、高技术制造业、高技术服务业;③行业发明专利密集度和R&D投入强度高于全国平均水平,且属于战略性新兴产业、高技术制造业、高技术服务业。2018年全国知产密集型产业增加值为107090亿元,占比达到了国内生产总值(GDP)的11.6%,具有强劲的增长潜力。但与此同时,由于创新活动孵化周期长、风险高、投入大和不可逆等特点,仅仅靠其内源融资无法维持高投入、见效慢的创新工作,知产密集型产业普遍存在着更大的外源融资需求。外源融资行为必然会得到投资者的关注,卖空者就是其中之一(侯鑫和褚剑, 2019),由卖空者所带来的外部压力会对经理人行行为造成积极或消极的影响,一旦消极影响大于其积极影响,那将是得不偿失。因此,仅仅考虑如何缓解融资约束是不够的,融资约束缓解过程中外部利益相关者的影响同样也是需要关注的问题。

2010年3月,卖空机制的推出结束了中国资本市场买涨不买跌的单边交易局面。卖空机制又称作空、沽空,是指在投资者看跌一家公司或需要对冲做多风险的情况下,承担一定比例的保证金以融得证券,在当前时点价格较高的情况下进行卖出,待未来证券价格下跌时,重新买入相同数量的证券归还给证券公司。在该过程中,投资者与证券公司约定卖出价格越高,到期日公司股票价格越低,则投资者获利越多,投资者就越有动力挖掘标的公司负面信息,打压公司股价(段然和蔡花艳, 2021)。因此,上市公司面临着可能被卖空者恶

收稿日期:2021-08-30

基金项目:国家社会科学基金一般项目“新时代背景下跨层次公司社会网络对双元创新的影响研究”(18BGL090);国家自然科学基金面上项目“创新驱动型并购的影响因素与经济后果研究”(71672007)

作者简介:刘亭立,博士,北京工业大学经济与管理学院教授,博士研究生导师,研究方向:公司金融与公司治理;姜莹,北京工业大学经济与管理学院硕士研究生,研究方向:公司金融与公司治理。

意攻击的风险。从2010年实施卖空以来,我国卖空标的范围历经六次扩容,从2010年第一次扩容只有90家,到2019年8月第六次扩容至1600家,占比达到A股上市公司总数的36.63%。随着扩容的不断深入,未来我国上市公司全面开放卖空交易将是必然趋势。探究和复盘卖空交易对实体经济的影响,有助于更好地发挥资本市场促进科技、资本和实体经济高质量循环,以创新主力军——知产密集型企业为研究对象,则能更好的捕捉卖空交易对创新质量的影响,而我国渐进式扩容的卖空机制为这一研究提供了绝佳的准自然实验场景。

本文的主要贡献在于:①丰富了知产密集型产业的研究,深入剖析了该产业上市公司在创新、二级市场表现等方面的发展现状及市场潜力,有助于为后续研究提供新的思路;②立足于委托代理理论,厘清高管及股东在卖空交易背景下的决策偏好,从公司治理角度明确了卖空交易影响创新质量的作用路径及效果,为有争议的问题提供了新的证据支撑;③响应国家对知产密集型产业研究的需要,立足于当前资本市场交易机制变化,探讨资本市场助力科技创新的现实路径,有助于为科技、资本及实体经济的高水平循环提供政策建议。

二、理论分析与假说发展

卖空机制逐渐成为我国金融市场的重要组成部分。但无论是国外成熟的资本市场,还是我国新兴资本市场,对于卖空交易的影响均持有两种截然相反的观点。一方面,卖空交易者具有信息中介的作用,空头头寸是向市场释放的一种风险信号(Pownall和Simko,2005),为负面信息的扩散提供了通道(Gao和Ding,2019),卖空机制能够增强资本市场有效性,提高股票市场的定价效率(Chang et al,2014;李科等,2014;李志生等,2015),减少了股价的异质性波动(潘凌云和董竹,2021),从而更好地帮助资本市场发挥其证券价格发现功能(Boulton et al,2020;Boehmer和Wu,2013;Saffi和Sigurdsson,2010)。而另一方面,具有内部信息的知情做空者可能会借此获利,甚至会引起股价的大幅波动,使得其他投资者所面临的风险水平有所增加(Bai et al,2006)。Allen和Gale(1991)从非对称风险视角提出,当卖空约束被放松以后,潜在卖空交易量变多,可能加剧市场波动、增大崩盘风险,这一观点在后续中外学者的研究中也得到了验证(褚剑和方军雄,2016;许红伟和陈欣,2012;廖士光,2011;Goldstein和Guembel,2008;Morris和Shin,1998)。与我国大陆市场2010年才允许卖空交易有所不同,香港市场从1994年开始允许卖空交易且允许“裸卖空”交易的存在^①,直至1998年因亚洲金融危机而禁止了“裸卖空”。曾有学者通过对香港市场的研究发现,卖空在为市场提供更大流动性的同时也会促使股价慢涨急跌,其杠杆属性更是放大了这一风险(Henry和Mckenzie,2006),并且因卖空导致的恐慌性抛售及流动性紧张会严重破坏市场参与者的信心(Karpoff和Lou,2010)。

就卖空机制对公司创新的影响而言,现有研究并未达成一致。通过对32个成熟资本市场及新兴资本市场的数据进行实证检验后,Hsu et al(2014)认为资本市场的发展有利于技术密集型行业创新水平的提高。权小锋和尹洪英(2017)也认为融资融券制度具有“创新激励效应”,能够提升公司的创新效率;此外,还有一些研究发现卖空能够显著提升公司的创新投入、专利申请数量的增长(王春燕等,2018;陈怡欣等,2018)。但与此同时,也存在另一种声音,代表性的观点是卖空威胁促使实用新型专利和外观设计专利这两类“短平快”但创新程度略低的专利增加,而发明专利并未同步提高,致使整体专利结构恶化、申请质量下降(郝项超等,2018;林志帆和龙晓旋,2019;谭小芬和钱佳琪,2020)。通过Blind et al(2006)的动机模型,可以更好的解释这一现象,当公司股票成为卖空标的后,将面临着股价短期下跌的压力(Mitchell et al,2004),同时股票流动性会增加,不利于公司创新(Fang et al,2014),企业不得不将应该用作长期投资的资金,转而投资一些短期内便可获得收益,或至少可以产生外部利好信号的项目,以“策略性”专利活动向外部市场释放伪利好信号,以暂时稳定或抬升股价,从而间接使得长期研发创新的投入被削减,并且,这种消极影响在内部治理机制不完善的公司中会体现的更加明显(刘飞等,2020;王蕾茜等,2019)。因此,卖空交易可能会成为风险及负面影响的“放大器”,因为卖空交易带有“杠杆”的属性,能够撬动巨额资金涌入市场,导致市场投机过度,反而会加剧资产价格的异常波动,迫使管理者做出降低财务风险或投资水平的决策(张红伟等,2016;彭章等,2021)。

创新是高风险的投资行为,而企业创新失败则会成为做空者获利的机会(Karpoff和Lou,2010),这迫使经理人在进行高风险的研发创新活动时,更加谨慎或保守,甚至出现逆向选择行为,比如“专利灌水”和“专利

① “裸卖空”(naked short selling),是指投资者无需借入股票即可直接在市场上卖出根本不存在的股票,在股价进一步下跌时再买回股票获得利润的投资手法。进行“裸卖空”的交易者只要在交割日期前买入股票,交易即获成功。由于“裸卖空”卖出的是不存在的股票,量可能非常大,因此会对股价造成剧烈冲击。

泡沫”现象,主要表现为过度追求创新产出数量,但以牺牲创新质量为代价(王兰芳等,2019;张杰和郑文平,2018;申宇等,2018)。发生逆向选择行为的动机在于,创新产出数量的增加这一信息更易被外部投资者所获取,高科技公司其专利产出对提高市值的利好效应甚至是传统行业公司的四倍之高(李诗等,2012),而创新质量往往需要一定的时间和专业知识才能判断,不易被“散户”所辨识。但林志帆和龙晓旋(2019)也提到,即使是发明类型专利,仍然存在“灌水”的空间。因为发明专利通过形式审查后,国家知识产权局需要18个月后才公开申请内容,除非企业自己主动披露或申请提前公开,否则投资者很难跟进一年半以上,直至明确专利是否最终取得授权。因此近年来“创新追赶”“专利泡沫”等主题词的占比在创新领域的研究中有所增加,并逐步成为创新活动内在质量下降的代名词。

从目前的文献来看,“矛盾性结论”似乎是有关卖空与创新关系研究的主要特征,产生这一问题的原因之一可能恰恰在于研究样本的多元化所带来的异质性影响,因为不同行业的创新环境、创新需求有着巨大差异。因此,本文将研究对象聚焦于知产密集型公司,基于产业特征探究卖空对此类公司创新质量的影响及其作用路径,对于准确的捕捉资本市场卖空机制对创新的影响,更好的理解知产密集型公司的创新成效具有积极意义。

鉴于以上分析,本文提出如下竞争性假说1:

卖空显著提高了知产密集型公司的创新质量(H1a);

卖空显著降低了知产密集型公司的创新质量(H1b)。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以我国2007—2019年沪深主板A股上市公司中的知识产权(专利)密集型公司为研究样本。具体而言,本文采用《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)作为知产密集型行业与上市公司行业分类的衔接,进而初步筛选出知产密集型公司。《知识产权(专利)密集型产业统计分类(2019)》共包括7大类31中类,对应《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)中的188个国民经济行业小类。知产密集型行业分类编码由四位数字组成,其统计分类表列示了各知产密集型行业分类所对应的国民经济行业分类的四位数小类代码。而目前上市公司行业分类参照证监会发布的《上市公司行业分类指引(2012年修订)》,行业分类编码由一位字母与两位数字组成,两位数字可对应至《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)的门类及两位数行业大类。故而本文采用《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)作为《知识产权(专利)密集型产业统计分类(2019)》与《上市公司行业分类指引(2012年修订)》的行业代码匹配依据,从而得到知识产权(专利)密集型公司。

具体匹配过程如下:将《知识产权(专利)密集型产业统计分类(2019)》的4位代码小类与《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)的4位代码小类进行匹配,以此确定知产密集型分类中的4位代码小类所属的国民经济行业门类及大类。例如:《知识产权(专利)密集型产业统计分类(2019)》中,认定行业代码3921、6312属于知识产权密集型产业。在《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)中找到3921、6312分别对应的行业门类及大类为C39、I63,则认为行业分类为C39、I63的A股上市公司,属于知识产权(专利)密集型上市公司。经匹配,得到截至2021年第一季度末共2690家知产密集型上市公司。知产密集型产业所覆盖的证监会行业分类情况见表1。

表1 知产密集型上市公司所属证监会行业分类及数量分布

知产密集型公司 所属行业代码	证监会2012版行业名称	公司数量 (家)	公司占比 (%)
C26	化学原料及化学制品制造业	285	6.52
C27	医药制造业	267	6.11
C28	化学纤维制造业	29	0.66
C30	非金属矿物制品业	103	2.36
C32	有色金属冶炼及压延加工业	83	1.90
C33	金属制品业	78	1.79
C34	通用设备制造业	154	3.53
C35	专用设备制造业	275	6.30
C36	汽车制造业	143	3.27
C37	铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	64	1.47
C38	电气机械及器材制造业	265	6.07
C39	计算机、通信和其他电子设备制造业	443	10.14
C40	仪器仪表制造业	65	1.49
D46	水的生产和供应业	16	0.37
I63	电信、广播电视和卫星传输服务	17	0.39
I64	互联网和相关服务	74	1.69
I65	软件和信息技术服务业	267	6.11
M73	研究和试验发展	11	0.25
M74	专业技术服务业	49	1.12
M75	科技推广和应用服务业	2	0.05
总计		2690	61.58

专利被引用次数及专利国际分类号(IPC)数据来源于国家知识产权局专利检索及分析系统^②,并通过手工整理获得。卖空标的公司名单来自于上海证券交易所及深圳证券交易所公布的名单^③。财务数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,缺失数据结合万得(WIND)数据库及锐思(RESET)数据库进行补充。鉴于知产密集型行业较少,为控制行业差异,本文采用证监会2012年上市公司行业分类的二级分类进行划分。

在此基础上,按照如下方法对样本做进一步筛选:①剔除金融行业的公司;②剔除被ST、*ST处理的样本;③剔除存在B股及H股的公司;④剔除实验期间被调出卖空标的名单的公司;⑤筛选出符合知产密集型行业的公司。最终得到1133家公司4794个公司-年面板数据。同时,为消除极端值对实证结果的影响,本文对存在偏态的连续型变量做上下1%缩尾处理。实证部分采用STATA15.0软件进行数据处理。

(二)模型构建与变量说明

1. 主模型

鉴于卖空交易机制的渐进式扩容特征,本文采用多期倍分法(time-varying DID,又名多时点DID)来检验卖空对知产密集型公司创新质量的影响。参考Beck et al(2010)及谭小芬和钱佳琪(2020)的多期倍分法模型设定,本文构建的主检验模型如式(1)所示:

$$\begin{aligned} inv_{i,n} = & \alpha_0 + \alpha_1 list_i \times post_{i,t} + \alpha_2 lev_{i,t} + \alpha_3 size_{i,t} + \alpha_4 fix_{i,t} + \alpha_5 intang_{i,t} + \\ & \alpha_6 top1_{i,t} + \alpha_7 indpt_{i,t} + \alpha_8 meetnum_{i,t} + \alpha_9 shrnum_{i,t} + \alpha_{10} state_{i,t} + \\ & \alpha_{11} age_{i,t} + \alpha_{12} province_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中:因变量 $inv_{i,n}$ 为创新质量,分别从知识宽度与专利被引量两方面对创新质量进行更加全面的考量;下角标 i,n 表示公司 i 在第 n 期的创新质量,因为涉及对创新质量滞后多期的检验,故而此处采用 n 代指当期或之后多期; $list_i$ 表示公司 i 是否为卖空标的公司; $post_{i,t}$ 表示公司 i 在第 t 期是否可进行卖空交易; $list_i \times post_{i,t}$ 表示 $list_i$ 和 $post_{i,t}$ 两个变量的交乘项,表示公司 i 在第 t 期是否受到了卖空的影响,即因个体而异的处理期虚拟变量,其系数 α_1 表示样本的平均处理效应,即知产密集型公司受到卖空影响前后的变化,为主检验的解释变量。需要说明的是,模型(1)中未加入构成交乘项的两个独立变量,即 $list_i$ 和 $post_{i,t}$,仅有交乘项 $list_i \times post_{i,t}$,因为 $list_i$ 作为处理组虚拟变量,仅控制了组别层面不随时间变化的特征,而 μ_i 是控制了个体(公司)层面不随时间变化的特征,故而 μ_i 相较于 $list_i$ 包含了更多信息。若将二者同时加入,则会产生多重共线性问题。同理,模型中也不需要加入处理期虚拟变量 $post_{i,t}$,因为模型中已经含有代表时间固定效应的变量 λ_t , λ_t 控制了每一期的时间效应,而 $post_{i,t}$ 仅控制了处理期前后的时间效应。控制变量主要分为三个层次进行考虑。首先是财务指标方面,分别采用了资产负债率(lev)、公司规模($size$)、固定资产占比(fix)及无形资产占比($intang$)4个指标;其次是内部治理层面,采用了股权集中度($top1$)、董事独立性($indpt$)、股东人数($shrnum$)、股东大会次数($meetnum$)四个指标进行控制;最后对公司自身属性也做了一定程度的控制,采用了股权性质($state$)、上市年龄(age)、所属省份($province$)进行控制。 $\varepsilon_{i,t}$ 为本回归模型的残差项。

2. 主要变量说明

(1)知识宽度($inv1$):参考范瀚文和曾繁华(2021)对创新质量的度量方式,结合赫芬达尔指数的思路,采用式(2)进行计算。与众多文献完全按照赫芬达尔指数法计算创新质量的方式不同,该方法为新增大组与既有大组设置了不同的权重,新增大组权重更高(张杰和郑文平,2018;高林等,2014),说明一项专利中,所涉及的IPC分类号中新增大组越多,知识宽度越大,创新性越强。

$$inv1 = v + \frac{\omega - v}{\omega} \quad (2)$$

其中: v 为专利IPC分类号的大组类别数; ω 为大组总数。

(2)专利被引量($inv2$):采用专利被引用次数的对数进行度量。变量的具体度量方式见表2。

② 国家知识产权局专利检索及分析系统:<http://pss-system.cnipa.gov.cn/sipopublicsearch/portal/uiIndex.shtml>。

③ 卖空标的名单来源于上海证券交易所融资融券公告模块<http://www.sse.com.cn/disclosure/margin/announcement/>,深圳证券交易所融资融券标的证券信息模块<http://www.szse.cn/disclosure/margin/object/index.html>。

表2 变量定义表

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义
被解释变量	知识宽度	<i>inv1</i>	$inv1 = v + (\omega - v) / \omega$, 其中 <i>v</i> 为专利 IPC 中大组类别数, ω 为大组总数
	专利被引量	<i>inv2</i>	专利被引用次数的对数
解释变量	是否为卖空标的公司	<i>list</i>	虚拟变量。卖空标的公司记为 1, 否则为 0
	可卖空年份	<i>post</i>	虚拟变量。成为卖空标的之后的年份为 1, 否则为 0
	卖空差分项	<i>list</i> × <i>post</i>	虚拟变量。公司个体是否受到卖空影响
控制变量	资产负债率	<i>lev</i>	负债总额/资产总额
	公司规模	<i>size</i>	资产总额的对数
	固定资产占比	<i>fix</i>	固定资产净值/资产总额
	无形资产占比	<i>intang</i>	无形资产净值/资产总额
	股权集中度	<i>top1</i>	第一大股东持股比例
	董事独立性	<i>indpt</i>	独立董事人数/董事会总人数
	股东大会次数	<i>meetnum</i>	股东大会次数的对数
	股东人数	<i>shrnum</i>	公司 A 股股东总数的对数
	股权性质	<i>state</i>	虚拟变量, 国有企业取 1, 否则为 0
	上市年龄	<i>age</i>	从上市当天至 2019 年 12 月 31 日的天数取对数, 保留两位小数
	所属省份	<i>province</i>	类别变量, 上市公司注册地所属省份

四、实证结果与分析

(一) 特征事实分析

1. 基于我国卖空交易量的特征事实分析

图 1 列示了 2010—2020 年卖空交易情况, 其中卖空交易量采用融券交易股数的数量进行统计。

图 1 主要由两部分组成, 主(左)坐标轴对应柱状图, 展示两组样本的流通股情况。次(右)坐标轴对应折线图, 展示两组样本卖空交易量占各自流通股总数的比值。柱状图为百分比堆积柱状图, 即知产密集型公司流通股股数及非知产密集型流通股股数分别占总流通股股数的比例, 两比值之和为 100%。知产密集型公司数量占上市公司总数近 60%, 而其在二级市场的流通股股数却非常少, 2010 年不足 10%, 后续虽逐年上涨, 但增幅较慢, 直至 2020 年仍不到 30%。相比之下, 数量仅占 40% 的非知产密集型公司在二级市场的流通股股数已达 70% 以上。此外, 由折线可以看出, 2019 年之前, 两组样本的卖空交易量趋势相同, 交易体量相近, 知产密集型公司交易量略小。而 2019—2020 年两组样本差异骤增, 主要原因在于知产密集型公司被卖空比例陡增, 非知产密集型公司的卖空交易趋势稳定。出现这样的异常情况很可能源于 2019 年超 400 家企业被取消了“高新技术企业”资格这一信号, 导致外部投资者对创新型企业出现消极情绪, 对其内在价值及股价信息含量产生怀疑, 亦或是跟风做空, 使得知产密集型公司的卖空交易量出现巨幅波动, 而这一影响甚至持续到了 2020 年, 虽然卖空交易量有所回落, 但较历史水平仍处于高位。

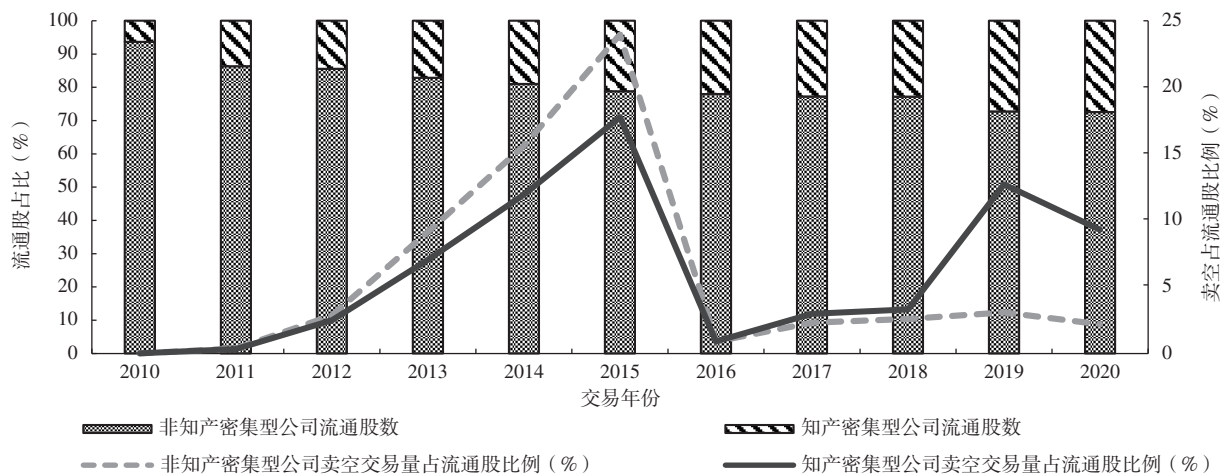


图1 各组卖空交易量情况

2. 上市公司创新产出的差距事实

为了剖析不同类型的公司在创新投入方面的差异,本文以是否为卖空标的公司及是否为知产密集型公司作为样本的分组依据,将上市公司分为四组:可卖空知产密集型公司、不可卖空知产密集型公司、可卖空非知产密集型公司、不可卖空非知产密集型公司。为最大程度反应客观事实,此处对于上市公司创新产出的描述不做样本筛选,而是对所能获取的全部观测值进行描述,故此发明专利申请量与授权量观测值总数会略有不同。不同类型公司的发明专利申请量和授权量分析情况见表 3。

表 3 创新产出的分组对照

是否为 卖空标的公司	是否为 知产密集型公司	发明专利申请量			发明专利授权量			发明专利 授权率(%)
		样本数量	占比(%)	均值(个)	样本数量	占比(%)	均值(个)	
非卖空标的	非知产密集型	2749	40.13	29.37	2698	27.86	13.31	45.32
	知产密集型	5918	43.09	16.02	5845	30.56	6.43	40.13
卖空标的	非知产密集型	3565	41.42	21.00	3397	26.37	8.42	40.18
	知产密集型	6147	50.54	63.05	5968	34.94	23.45	37.19
小计		18379	44.82	34.71	17908	30.82	13.52	38.95

表 3 中发明专利申请量占比及授权量占比的计算方法为,发明专利申请量或发明专利授权量占三类专利(发明专利、实用新型专利、外观设计专利)申请或授权总量的比例,并以各组样本量为权重进行了小计。通过对比卖空标的的知产密集型公司和非卖空标的知产密集型公司可以发现,卖空标的知产密集型公司其无论是发明专利的申请量还是授权量均最高,而非卖空标的知产密集型公司相较非知产密集型公司没有突出表现,反而均值较小。间接说明了卖空与知产密集型公司创新产出有较强的相关关系,但尚无法判断是因卖空促使其创新产出增加,还是公司出于稳定或对外传递利好消息的动机而刻意为之,并且通过计算四组样本的发明专利授权率(发明专利授权量均值/发明专利申请量均值)可知,卖空标的知产密集型公司的发明专利授权率在四组样本中最低,为 37.19%,其他三组样本的授权率均在 40% 以上。由此说明,卖空标的知产密集型公司其创新效率与创新产出并不成正比。因此只通过申请量与授权量数据是无法深入揭示其创新质量是否得到真正提升。

表 4 列示了创新产出分组的 T 检验结果。在以是否为卖空标的进行分组后(PANEL A),可以看出无论是发明专利申请数量和占比及发明专利授权数量和占比这四个指标方面,两组样本均存在显著的组间均值差异。且卖空标的组在此四个指标方面表现都优于非卖空标的组,说明卖空标的组在创新产出方面存在显著的优势。在以是否为知产密集型公司进行分组后(PANEL B),可以发现知产密集型公司组其以上四项指标均高于非知产密集型公司,并存在显著的组间均值差异。说明知产密集型公司创新产出情况显著优于非知产密集型公司。对表 3 中组间差异的显著性给予了进一步支撑。

(二)描述性统计分析

表 5 列示了各变量的描述性统计情况,并针对卖空标的公司及非卖空标的公司进行了分组对比。表 5 中,对卖空标的公司简记为是,对非卖空标的公司简记为否。从分组描述性统计中,可以发现在度量创新质量的两个指标方面,卖空标的知产密集型公司两项指标的平均值都高于非卖空标的组,但卖空标的知产密集型公司其无形资产占比均值却低于非卖空标的知产密集型上市公司,最大的可能在于现有创新成果价值被低估。股东大会的召开次数相对非卖空标的公司也更少,股东人数更多,其余方面的指标差异并不大,由此可以推测出,卖空标的公司确实更容易受到外部投资者的关注与监督,所面对的来自资本市场的压力也不言而喻,而外部投资者也可能存在低估或未挖掘到企业真实创新质量的情况。

表 4 创新产出 T 检验

PANEL A 卖空与非卖空标的公司创新产出情况 T 检验					
变量名称	非卖空标的		卖空标的		组间均值差异
	样本数量	均值	样本数量	均值	
发明专利申请数量	8667	20.26	9712	47.61	-27.36***
发明专利申请量占比	8667	0.42	9712	0.47	-0.05***
发明专利授权数量	8543	8.60	9365	18.00	-9.40***
发明专利授权量占比	8543	0.30	9365	0.32	-0.02***
PANEL B 知产密集型与非知产密集型公司创新产出情况 T 检验					
变量名称	非知产密集型公司		知产密集型公司		组间均值差异
	样本数量	均值	样本数量	均值	
发明专利申请数量	6314	24.64	12065	39.98	-15.34***
发明专利申请量占比	6314	0.41	12065	0.47	-0.06***
发明专利授权数量	6095	10.58	11813	15.03	-4.45***
发明专利授权数量占比	6095	0.27	11813	0.33	-0.06***

注:均值差异检验为 T 检验;*、**、***分别代表统计值在 10%、5%、1% 水平上统计显著。

表5 分组描述性统计

变量名称	样本量		平均值		标准差		最小值		最大值	
	是	否	是	否	是	否	是	否	是	否
知识宽度	2966	1828	1.553	1.513	0.382	0.412	1.000	1.000	3.727	3.727
专利被引量	2966	1828	0.388	0.239	0.584	0.434	0.000	0.000	2.777	2.420
资产负债率	2966	1828	0.419	0.393	0.188	0.216	0.015	0.021	1.473	2.024
公司规模	2966	1828	9.678	9.341	0.477	0.350	8.372	8.406	11.859	10.919
固定资产占比	2966	1828	0.220	0.217	0.136	0.123	0.001	0.008	0.760	0.789
无形资产占比	2966	1828	0.042	0.049	0.036	0.043	0.000	0.000	0.453	0.577
股权集中度	2966	1828	0.572	0.581	0.152	0.145	0.179	0.154	0.928	0.927
董事独立性	2966	1828	0.367	0.368	0.050	0.049	0.091	0.143	0.625	0.600
股东大会次数	2966	1828	3.067	3.205	1.543	1.643	1.000	1.000	13.000	13.000
股东人数	2966	1828	4.518	4.356	0.500	0.468	0.000	0.000	5.835	5.381
上市年龄	2966	1828	3.670	3.523	0.213	0.299	2.584	0.903	3.974	4.010

(三)主要变量的相关性分析

主要控制变量的相关性分析结果见表6。右上三角列示 Pearson 检验,左下三角列示 Spearman 检验。通过对各变量间相关性分析,并未发现变量间存在严重共线性问题。

表6 主变量相关性分析

变量名称	资产负债率	公司规模	固定资产占比	无形资产占比	股权集中度	董事独立性	股东大会次数	股东人数	上市年龄
资产负债率	1.000(0.00)	0.440(0.00)	0.121(0.00)	-0.039(0.00)	0.289(0.00)	0.002(0.92)	0.154(0.00)	0.355(0.00)	0.405(0.00)
公司规模	0.436(0.00)	1.000(0.00)	0.176(0.00)	0.058(0.00)	0.319(0.00)	-0.014(0.35)	0.017(0.23)	0.484(0.00)	0.366(0.00)
固定资产占比	0.150(0.00)	0.174(0.00)	1.000(0.00)	0.200(0.00)	0.127(0.00)	-0.014(0.33)	-0.033(0.02)	0.154(0.00)	0.160(0.00)
无形资产占比	0.004(0.78)	0.061(0.00)	0.085(0.00)	1.000(0.00)	-0.007(0.62)	0.010(0.49)	0.063(0.00)	-0.006(0.69)	-0.013(0.37)
股权集中度	0.265(0.00)	0.314(0.00)	0.130(0.00)	0.013(0.37)	1.000(0.00)	-0.003(0.81)	-0.072(0.00)	0.245(0.00)	0.419(0.00)
董事独立性	0.001(0.97)	0.013(0.36)	-0.019(0.19)	0.024(0.10)	0.003(0.85)	1.000(0.00)	0.009(0.54)	0.015(0.30)	-0.017(0.24)
股东大会次数	0.157(0.00)	0.008(0.56)	-0.032(0.03)	0.054(0.00)	-0.083(0.00)	0.012(0.39)	1.000(0.00)	-0.021(0.15)	-0.119(0.00)
股东人数	0.293(0.00)	0.426(0.00)	0.139(0.00)	0.037(0.01)	0.203(0.00)	0.036(0.01)	-0.023(0.11)	1.000(0.00)	0.443(0.00)
上市年龄	0.351(0.00)	0.336(0.00)	0.167(0.00)	0.006(0.66)	0.376(0.00)	-0.031(0.03)	-0.108(0.00)	0.316(0.00)	1.000(0.00)

注:括号内数值为显著性P值结果。

(四)卖空对创新质量的基准回归结果分析

在分别以知识宽度、专利被引量作为被解释变量创新质量的代理变量回归后发现,卖空对上市公司创新质量有显著的抑制作用,具体回归结果见表7。

表7 卖空对创新质量的回归结果

变量名称	知识宽度		专利被引量			
	当期	滞后一期	当期	滞后一期	滞后二期	滞后三期
卖空差分项(<i>list×post</i>)	-0.157***(-4.07)	-0.038*(-1.96)	-0.609***(-12.30)	-0.375***(-10.46)	-0.341***(-8.85)	-0.302***(-7.40)
资产负债率(<i>lev</i>)	-0.059***(-2.63)	-0.013(-1.11)	-0.018(-0.78)	-0.007(-0.46)	0.003(0.18)	0.021(1.32)
公司规模(<i>size</i>)	-0.041*(-1.89)	-0.009(-0.73)	0.095*** (2.95)	0.060*** (2.74)	0.055** (2.47)	0.046*** (2.30)
固定资产占比(<i>fix</i>)	0.034* (1.86)	0.033*** (3.31)	-0.057** (-2.55)	-0.017(-1.06)	-0.015(-0.92)	0.007(0.45)
无形资产占比(<i>intang</i>)	0.003(0.16)	-0.006(-0.57)	-0.021(-0.95)	-0.024(-1.55)	-0.020(-1.23)	-0.021(-1.37)
股权集中度(<i>top1</i>)	-0.150(-1.52)	-0.082*(-1.82)	-0.684***(-4.91)	-0.466***(-5.06)	-0.551***(-6.22)	-0.593***(-6.97)
董事独立性(<i>indpt</i>)	0.020(1.23)	0.005(0.56)	0.004(0.21)	0.006(0.47)	0.013(0.96)	0.006(0.45)
股东大会次数(<i>meetnum</i>)	-0.003(-0.23)	-0.010(-1.48)	-0.059***(-3.50)	-0.027**(-2.27)	-0.037***(-3.06)	-0.043***(-3.43)
股东人数(<i>shrnum</i>)	0.032** (2.35)	0.007(0.98)	0.001(0.05)	0.016(1.12)	0.014(0.92)	0.023(1.30)
股权性质(<i>state</i>)	-0.016(-0.33)	-0.052***(-2.23)	0.198*** (3.36)	0.116*** (3.02)	0.102*** (2.60)	0.077*** (2.03)
上市年龄(<i>age</i>)	0.068*** (2.96)	0.023* (1.71)	0.290*** (15.74)	0.177*** (11.38)	0.175*** (8.83)	0.156*** (6.91)
所属省份(<i>province</i>)	0.003(0.92)	-0.001(-0.71)	-0.006*(-1.90)	-0.004*(-1.88)	-0.003(-1.30)	-0.003(-1.41)
常数项(<i>constant</i>)	0.018(0.33)	1.600*** (57.14)	0.293*** (4.40)	0.476*** (10.78)	0.404*** (9.13)	0.344*** (8.13)
公司&时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	4794	3238	4794	3196	2608	2095
拟合度	0.011	0.007	0.197	0.235	0.251	0.254

注:括号内是T检验值,*、**、***分别代表统计值在10%、5%、1%水平上统计显著。

多期倍分法模型中的解释变量卖空差分项与当期被解释变量知识宽度在1%的水平上显著负相关,说明卖空机制实施后,知产密集型公司发明专利的知识宽度变窄,创新质量下降。滞后一期的知识宽度在10%水平上显著为负,说明卖空机制下,知产密集型公司发明专利的知识宽度变窄,并且这种负面影响还会持续。此外,解释变量卖空差分项与被解释变量专利被引量同样在1%水平上显著负相关,并且与滞后三期的专利被引量均显著负相关,说明卖空机制实施后,知产密集型公司专利被引次数减少,受同行认可度降低,对未来其他专利的借鉴及贡献度减少,进而说明其创新质量是在下降的。结合以上两方面均支持了假说1b,即卖空显著降低了上市公司的创新质量。

五、基于委托代理理论的渠道检验

由于研发创新属于高风险的投资项目,管理层可能会对高度不确定性的项目进行规避,从而减少对于创新活动的各项投入(Belloc, 2012; Kothari et al, 2015)。因此,研发创新方面的管理层短视行为其根源还是委托代理问题,是经理人与股东利益不一致情况下的博弈。卖空交易并不受企业管理者的欢迎(De Angelis et al, 2017),事实证据表明,上市公司被大量卖空所带来的股价下跌风险会加速经理人的离任,亦或是增加短期内的利益攫取,导致委托代理问题加剧,代理成本上升。据此,本文将进一步构建中介模型,从委托代理的角度对卖空影响知产密集型公司创新质量的渠道进行检验。

从实践来看,做空机构对于股价的整体走向极具“影响力”,如浑水(Muddy Water)、美奇金(J. Capital Research)、香椽(Citron)、格劳克斯(Glaucus)及哥谭市(Gotham City)等做空机构通过前期调研、建立空头仓位、发布做空报告、待股价大幅下跌后再买入证券返还的方式获利,本质上做空机构的目的还是盈利。倘若做空机构避重就轻,发布刻意引导性的做空报告以期更多投资者跟风做空时,则对上市公司产生了非常严重的负面影响,并未起到市场监督者的作用,也未能真正揭示企业的内在价值,反而迫使企业在短期内采用相对“保守”的发展战略以规避潜在被卖空所带来的巨大损失。通常管理层任期有限,而其薪酬往往与在职表现挂钩或迫于外部投资者压力等问题(Mitchell et al, 2004),企业高管倾向于将资源投入到短期活动,甚至会牺牲公司的长期价值来实现短期的盈利目标(Graham et al, 2005; Bhojraj 和 Libby, 2005),不利于企业的长期发展(Stein, 1988, 1989; Ederer 和 Manso, 2013)。可以推论,卖空压力会加剧经理人的自利行为,经理人为保证自己任期内业绩,也往往会做出减少高风险投资甚至牺牲企业长期发展的决策,与大股东的利益目标“背道而驰”。经理人的减持行为是自利倾向的主要表现(黄俊威, 2020),刘姝威(2015)通过对2015年6月沪指暴跌原因进行分析后发现,暴跌的很大原因来自于近1300家上市公司大股东及高管大量减持套现,市值近5000亿元,半个月内的减持程度近乎等同于2014年全年市场减持总额的两倍之高;另外,有能力责任心强或任期长的经理人更有动力通过积极的方式来提高企业价值,减少公司股价下跌的可能。因此,经理人任期是较为合适的中介变量。

模型(1)的回归结果已经验证了卖空对创新质量存在显著的负向影响,参考温忠麟和叶宝娟(2014)的逐步回归法,本文在此基础上建立了模型(3)及模型(4)以检验代理成本的中介效应。

$$manager_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 list_{i,t} \times post_{i,t} + controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$inv_{i,t} = \theta'_0 + \alpha'_1 list_{i,t} \times post_{i,t} + \theta_2 manager_{i,t} + controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中: $manager$ 代表总经理任期,以总经理任职天数的对数进行度量。模型(3)对应逐步回归法的第二步检验,即自变量卖空差分项与中介变量代理成本间是否显著相关。若 θ_1 显著,则卖空与代理成本存在显著相关关系,继而进行下一步检验。模型(4)对应逐步回归法的第三步检验,即在加入中介变量的情况下,自变量卖空差分项与因变量创新质量仍然显著相关,且中介变量代理成本同样与因变量创新质量显著相关,即 α'_1 与 θ_2 均显著,则代理成本的部分中介效应成立,说明卖空压力迫使知产密集型公司的经理人任期缩短,抑制了公司长期研发的创新动力,更甚者会进行利益攫取,代理成本随之上升。因此,无论从管理层战略决策方面,还是公司短期投入方面均可能因经理人任期的缩短致使创新质量降低。模型(3)和模型(4)的控制变量与模型(1)保持一致,简写为 $controls_{i,t}$ 。中介效应的检验结果见表8。

表8的(1)、(2)列分别为以知识宽度和专利被引量作为创新质量代理变量的模型(1)的回归结果。两组结果均显示为 α_1 在1%水平下显著。表8的(3)列为模型(3)中系数 θ_1 的回归结果,为-0.121,在1%水平下显著。表8的(4)列和(5)列分别为以知识宽度和专利被引量作为创新质量代理变量的模型(4)的回归结果。表8的(4)列中, α'_1 为-0.140,在1%水平下显著,且其绝对值相较(1)列的 α_1 有所减小。同时,系数 θ_2 的回归

表8 基于代理成本的中介效应检验

解释变量	被解释变量				
	知识宽度 (1)	专利被引量 (2)	总经理任期 (3)	知识宽度 (4)	专利被引量 (5)
卖空差分项(<i>listxpost</i>)	-0.157***(-4.07)	-0.609***(-12.30)	-0.121***(-2.89)	-0.140***(-3.50)	-0.570***(-11.73)
总经理任期(<i>manager</i>)	—	—	—	0.139*** (2.64)	0.150*** (6.22)
资产负债率(<i>lev</i>)	-0.059***(-2.63)	-0.018(-0.78)	-0.030***(-4.86)	-0.059***(-2.61)	-0.016(-0.72)
公司规模(<i>size</i>)	-0.041*(-1.89)	0.095*** (2.95)	0.013*(1.88)	-0.046**(-2.07)	0.072** (2.50)
固定资产占比(<i>fix</i>)	0.034*(1.86)	-0.057**(-2.55)	-0.002(-0.30)	0.038** (2.08)	-0.044**(-2.05)
无形资产占比(<i>intang</i>)	0.003(0.16)	-0.021(-0.95)	0.005(-0.96)	0.001(0.06)	-0.012(-0.52)
股权集中度(<i>top1</i>)	-0.150(-1.52)	-0.684***(-4.91)	0.058** (2.01)	-0.151(-1.50)	-0.664***(-5.27)
董事独立性(<i>indpt</i>)	0.020(1.23)	0.004(0.21)	0.000(0.08)	0.017(0.98)	0.005(0.20)
股东大会次数(<i>meetnum</i>)	-0.003(-0.23)	-0.059***(-3.50)	0.000(0.03)	0.002(0.18)	-0.051***(-3.15)
股东人数(<i>shrnum</i>)	0.032** (2.35)	0.001(0.05)	-0.010**(-2.07)	0.030** (2.25)	-0.011(-0.57)
股权性质(<i>state</i>)	-0.016(-0.33)	0.198*** (3.36)	-0.113***(-7.99)	-0.041(-0.84)	0.204*** (3.56)
上市年龄(<i>age</i>)	0.068*** (2.96)	0.290*** (15.74)	0.082*** (13.3)	0.079*** (3.35)	0.286*** (14.57)
所属省份(<i>province</i>)	0.003(0.92)	-0.006*(-1.90)	-0.001(-0.78)	0.003(0.88)	-0.005(-1.42)
常数项(<i>constant</i>)	0.018(0.33)	0.293*** (4.40)	3.394*** (228.46)	0.489*** (2.60)	0.282(1.21)
公司&时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	4794	4794	4794	4794	4794
拟合度	0.011	0.197	0.001	0.011	0.202

注:括号内是 T 检验值;*、**、***分别代表统计值在 10%、5%、1% 水平上统计显著。空值部分用“—”表示,即为未参与回归的变量。

结果在 1% 水平下显著,以上两点符合逐步回归法的判定依据,验证了中介效应的存在。同理,表 8 的(5)列在以专利被引量为创新质量代理变量的模型中,同样验证了此中介效应的存在。因此,以上结果均体现了卖空促使总经理任期缩短,代理成本上升,对创新质量产生不利影响。

六、稳健性检验

(一)内生性检验

对于反向因果的推测主要基于两个方面。一方面,是从创新投入角度,研发投入金额增加,传递给资本市场利好信号,从而减少外部投资者的做空可能;另一方面,从创新产出角度,专利申请量或授权量的增加,可以帮助公司股价的提升,减少被卖空的程度。而本文所采用的创新质量度量方式很好的规避了这种可能存在的反向因果问题。因为,卖空者多会关注分析师所发布的研究报告或企业发布的公告,但是往往这些资料中,并不会清楚的列示公司具体的专利国际分类号(IPC)及专利被引次数。也就意味着,做空者很少可能会注意并抓取到以上两点信息。进而卖空者决策更多是依据公开资料中所常见的研发人员及资金的投入和产出,所以通过专利国际分类号(IPC)及专利被引用次数能够更大程度上规避与卖空的反向因果问题,从而可以更好的度量出公司真正的创新质量。此外,本文也通过实证的方式对这一推理进行验证。

对于反向因果的检验,本文采用最直观的方式,将模型(1)中代表卖空的解释变量与被解释变量创新质量互换位置,具体如模型(5)所示。

$$\begin{aligned} short_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 inv_{i,t} + \beta_2 lev_{i,t} + \beta_3 size_{i,t} + \beta_4 fix_{i,t} + \beta_5 intang_{i,t} + \beta_6 top1_{i,t} + \beta_7 indpt_{i,t} + \\ & \beta_8 meetnum_{i,t} + \beta_9 shrnum_{i,t} + \beta_{10} state_{i,t} + \beta_{11} age_{i,t} + \beta_{12} province_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

其中: $short_{i,t}$ 代表卖空交易量。与模型(1)有所不同的是,在反向因果的检验中,为了验证是否存在公司创新质量变化引致卖空者的融券卖出行为,故而采用对卖空的定量度量方式替代卖空差分项这一定性度量方式,即以融券卖出量除以流通股股数的方式进行测度。需要说明的是,因融券卖出量建立在样本只有卖空标的公司的基础上。因此该检验的样本量相对主体检验较少。创新质量的度量方式保持不变,仍通过知识宽度及专利被引量两个角度进行衡量。模型(5)中解释变量为创新质量,其系数 β_1 为回归结果的重点。若 β_1 结果显著,说明创新能够影响卖空交易量,进而说明卖空对知识宽度、专利被引量的影响可能存在反向因果的问题。反之,若 β_1 结果不显著,则反向因果不成立。模型(5)的回归结果见表9。

表9的回归结果表明,以知识宽度及专利被引量作为解释变量后,其与卖空交易量的回归系数不显著,证明了以知识宽度及专利被引量作为创新质量的度量并不会与卖空交易量产生反向因果的问题。

(二) 替换变量的度量方法

首先,对主检验中卖空的代理变量进行替换,由卖空的定性度量方式,即交互项 $list \times post$ 替换为卖空的定量度量方式——融券卖出量除以流通股股数。其次,更换知识宽度的计算方法。知识宽度的另一测度方式参照张杰和郑文平(2018)对创新质量的度量,采用赫芬达尔指数的设计思路,依据专利的 IPC 设计创新质量代理变量。具体如下:类赫芬达尔指数的知识宽度 $= 1 - \sum \sigma^2$, 其中 σ 为 IPC 中各大组分类所占比重,数值越大代表所用知识宽度越大,专利质量越高。具体回归结果见表 10。

通过以上对解释变量和被解释变量更换度量方式进行替代性检验后,卖空交易量与创新质量在 5% 水平上显著负相关,卖空差分与更换计算方式的知识宽度在 1% 水平上负相关。综上,更换代理变量度量方式后的回归结果与主检验结论一致,说明卖空降低了知产密集型公司创新质量这一结论成立且稳健。

此外,进一步从财务角度对代理成本进行度量,以总资产周转率表征代理成本(王明琳等,2014)。总资产周转率越高,代理成本越低。其内在逻辑是,卖空威胁往往使得管理层进行更为保守的决策,如同资本市场的投资者,保守的投资并不会使资金效率最大化,资金持有人往往会为了规避风险而降低资金的使用效率。因此对于公司而言,其总资产的周转效率也能看出其经理人的决策倾向和相应的经济后果。如果经理人因为卖空威胁而做出保守决策,则公司利用其资产进行经营的效率会随之下降,直观的体现为总资产周转率的下降。检验方法同样采用逐步回归法,回归模型与模型(1)、模型(3)和模型(4)基本一致,仅将模型(3)和模型(4)的总经理任期($manager$)这一代理变量替换为总资产周转率($agency$)这一代理变量。具体如模型(6)和模型(7)所示。

$$agency_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 list_{i,t} \times post_{i,t} + controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$inv_{i,t} = \gamma'_0 + \alpha'_1 list_{i,t} \times post_{i,t} + \gamma_2 agency_{i,t} + controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中: $agency_{i,t}$ 表示总资产周转率。回归结果见表 11。

表 11 的(1)列和表 11 的(2)列为分别以知识宽度和专利被引量为创新质量代理变量的模型(1)的回归结果,对应逐步回归法的第一步检验。系数 α_1 在 1% 水平下显著,为表 7 所验证的卖空对创新质量存在显著负向影响。表 11 的(3)列为模型(6)的回归结果,对应逐步回归法的第二步检验。系数 γ_1 在 1% 水平下显著,系数为负,说明卖空会降低总资产周转率,继而说明卖空一定程度上增加了代理成本。表 11 的(4)列和(5)列为分别以知识宽度和专利被引量为创新质量代理变量的模型(7)的回归结果,对应逐步回归法的第三步。系

表 9 反向因果检验结果

变量名称	卖空交易量	
知识宽度($inv1$)	-0.041(-1.33)	—
专利被引量($inv2$)	—	-0.014(-0.33)
资产负债率(lev)	-0.051(-1.35)	-0.031(-0.79)
公司规模($size$)	0.196*** (5.96)	0.179*** (5.02)
固定资产占比(fix)	-0.064** (-2.33)	-0.118*** (-3.43)
无形资产占比($intang$)	0.093** (2.57)	0.01 (0.28)
股权集中度($top1$)	-0.514*** (-2.95)	-0.598*** (-3.77)
董事独立性($indpt$)	-0.015 (-0.60)	-0.019 (-0.79)
股东大会次数($meetnum$)	0.105** (2.30)	0.287*** (7.34)
股东人数($shrnum$)	-0.024 (-0.91)	-0.005 (-0.20)
股权性质($state$)	0.016 (0.19)	0.029 (0.43)
上市年龄(age)	0.089* (1.95)	0.093* (1.78)
所属省份($province$)	-0.007 (-1.64)	-0.009** (-2.33)
常数项($constant$)	-0.016 (-0.19)	-1.388*** (-3.30)
公司&时间固定效应	YES	YES
样本量	1130	1130
拟合度	0.001	0.428

注:括号内是 T 检验值;*、**、***分别代表统计值在 10%、5%、1% 水平上统计显著;空值部分用“—”表示,即为未参与回归的变量。

表 10 替换主要变量度量方法的稳健性检验

变量名称	替换变量:卖空差分		替换变量: 知识宽度
	知识宽度	专利被引量	
卖空交易量($short$)	-0.058** (-2.57)	-0.084*** (-3.97)	—
卖空差分($list \times post$)	—	—	-0.101** (-2.45)
资产负债率(lev)	-0.04 (-0.88)	0.062** (2.00)	-0.058** (-2.35)
公司规模($size$)	0.027 (0.59)	0.072** (1.98)	-0.081*** (-3.50)
固定资产占比(fix)	0.087** (2.54)	-0.046* (-1.91)	0.043** (2.19)
无形资产占比($intang$)	0.028 (0.70)	-0.001 (-0.02)	0.006 (0.27)
股权集中度($top1$)	0.075 (0.43)	0.041 (0.22)	-0.196* (-1.95)
董事独立性($indpt$)	-0.022 (-0.92)	-0.007 (-0.37)	0.02 (1.14)
股东大会次数($meetnum$)	0.018 (0.67)	-0.070*** (-3.60)	-0.031** (-2.14)
股东人数($shrnum$)	-0.016 (-0.33)	0.134** (2.54)	0.02 (1.29)
股权性质($state$)	-0.169** (-2.09)	0.045 (0.73)	-0.018 (-0.36)
上市年龄(age)	0.043 (0.69)	0.066** (2.05)	0.091*** (3.71)
所属省份($province$)	0.000 (0.05)	-0.004 (-0.99)	0.004 (1.32)
常数项($constant$)	-0.06 (-0.52)	-0.476*** (-6.78)	0.016 (0.26)
公司&时间固定效应	YES	YES	YES
样本量	1130	1130	4794
拟合度	0.005	0.005	0.012

注:括号内是 T 检验值;*、**、***分别代表统计值在 10%、5%、1% 水平上统计显著。空值部分用“—”表示,即为未参与回归的变量。

数 α_1' 和 γ_2 均在1%水平下显著,且 α_1' 的绝对值小于 α_1 ,说明现阶段卖空确实加重了委托代理问题,使得管理层在研发创新方面做出更多不利决策,导致创新质量下降。系数 γ_1 与 γ_2 的乘积即为中介效应的影响大小。在以专利被引量为创新质量代理变量的回归中,该中介效应同样成立,且同样体现为卖空加剧了委托代理问题,使得创新质量下降,佐证了前述研究结论。

表 11 改变代理成本度量方法的稳健性检验

解释变量	被解释变量				
	知识宽度(1)	专利被引量(2)	总资产周转率(3)	知识宽度(4)	专利被引量(5)
卖空差分项(<i>list×post</i>)	-0.157***(-4.07)	-0.609***(-12.30)	-0.072***(-4.05)	-0.140***(-3.62)	-0.575***(-11.52)
总资产周转率(<i>agency</i>)	—	—	—	0.184*** (3.91)	0.285*** (4.64)
资产负债率(<i>lev</i>)	-0.059***(-2.63)	-0.018(-0.78)	0.023** (2.19)	-0.066***(-2.92)	-0.032(-1.39)
公司规模(<i>size</i>)	-0.041*(-1.89)	0.095*** (2.95)	0.035*** (3.56)	-0.057**(-2.57)	0.058* (1.76)
固定资产占比(<i>fix</i>)	0.034* (1.86)	-0.057**(-2.55)	0.008(0.87)	0.035* (1.92)	-0.053**(-2.38)
无形资产占比(<i>intang</i>)	0.003(0.16)	-0.021(-0.95)	-0.027***(-2.58)	0.009(0.43)	-0.013(-0.56)
股权集中度(<i>top1</i>)	-0.150(-1.52)	-0.684***(-4.91)	-0.032(-1.04)	-0.149(-1.51)	-0.713***(-5.15)
董事独立性(<i>indpt</i>)	0.020(1.23)	0.004(0.21)	-0.005(-0.80)	0.021(1.31)	0.008(0.37)
股东大会次数(<i>meetnum</i>)	-0.003(-0.23)	-0.059***(-3.50)	-0.006(-1.61)	-0.001(-0.06)	-0.051***(-3.05)
股东人数(<i>shrnum</i>)	0.032** (2.35)	0.001(0.05)	-0.018***(-3.35)	0.036*** (2.68)	0.012(0.58)
股权性质(<i>state</i>)	-0.016(-0.33)	0.198*** (3.36)	0.032(1.23)	-0.017(-0.35)	0.206*** (3.49)
上市年龄(<i>age</i>)	0.068*** (2.96)	0.290*** (15.74)	0.030*** (3.10)	0.063*** (2.78)	0.282*** (15.33)
所属省份(<i>province</i>)	0.003(0.92)	-0.006*(-1.90)	-0.002(-1.24)	0.003(1.09)	-0.005(-1.58)
常数项(<i>constant</i>)	0.018(0.33)	0.293*** (4.40)	0.729*** (25.18)	-0.120*(-1.87)	0.071(1.00)
公司&时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	4794	4794	4794	4794	4794
拟合度	0.011	0.197	0.020	0.011	0.221

注:括号内是*T*检验值;*、**、***分别代表统计值在10%、5%、1%水平上统计显著;空值部分用“—”表示,即为未参与回归的变量。

(三)Sobel中介效应检验

在检验卖空对创新质量影响的主检验中,采用了逐步回归法对中介效应进行检验。在稳健性检验部分,采用系数乘积检验法中的Sobel(1982,1987)检验方法对中介效应进行补充性检验。Sobel检验所采用的模型与逐步回归法相同,增加了对于模型(3)和模型(4)中 θ_1 与 θ_2 系数的联合检验,其检验统计量方法如式(8)所示。此检验法能够避免因为其中一个系数不显著导致整个中介效应不成立的问题,弥补了逐步回归法检验力低的不足。因为实践中往往存在弱中介效应,若有遮掩效应(suppression)的叠加,则会导致逐步回归中部分系数不显著,中介效应难以检出的问题。Sobel检验结果见表12,其中:*Goodman-1*(Aroian)及*Goodman-2*与Sobel三行共同列示Sobel检验的结果;*a coefficient*表示解释变量对中介变量的影响;*b coefficient*表示中介变量对被解释变量的影响。

$$Z = \hat{\theta}_1 \frac{\hat{\theta}_2}{S_{\theta_1 \theta_2}} \quad (8)$$

其中:*Z*表示*Z*统计量,即对于模型(4)中 θ_1 与 θ_2 系数联合检验的统计量; $\hat{\theta}_1$ 为系数 θ_1 的估计值; $\hat{\theta}_2$ 为系数 θ_2 的估计值; $S_{\theta_1 \theta_2}$ 为系数 $\theta_1 \theta_2$ 的标准误。

由表12可以看出,检验结果前三行Sobel检验结果所对应的*P*值均在1%水平上显著,说明中介效应成立。*a coefficient*及*b coefficient*分别汇报了 θ_1 与 θ_2 的系数值及其显著性,与逐步回归法的检验结果基本一致,且更详细的汇报了中介效应在总效应中的占比。在以知识宽度作为创新质量代理变量的回归中,代理成本起到的中介效应占卖空对创新质量总效应的32.4%。

表 12 Sobel中介效应检验

Sobel检验统计量	被解释变量					
	知识宽度			专利被引量		
	系数	<i>Z</i>	<i>P>Z</i>	系数	<i>Z</i>	<i>P>Z</i>
<i>Sobel</i>	-0.032	-5.381	0.000	-0.035	-5.750	0.000
<i>Goodman-1</i> (Aroian)	-0.032	-5.358	0.000	-0.035	-5.728	0.000
<i>Goodman-2</i>	-0.032	-5.404	0.000	-0.035	-5.772	0.000
<i>a coefficient</i>	-0.121	-8.049	0.000	-0.121	-8.049	0.000
<i>b coefficient</i>	0.263	7.234	0.000	0.285	8.217	0.000
间接效应	-0.032	-5.381	0.000	-0.035	-5.750	0.000
直接效应	-0.067	-1.744	0.081	-0.575	-15.782	0.000
总效应	-0.098	-2.584	0.010	-0.609	-16.729	0.000
中介效应在总效应中占比	0.324			0.057		

在以专利被引量作为创新质量代理变量的回归中,代理成本起到的中介效应占卖空对创新质量总效应的5.7%,前述结果稳健。

七、结论与建议

本文响应“十四五规划”以高质量创新引领高质量发展这一战略导向,聚焦于知识产权(专利)密集型产业,基于卖空交易机制实施满十年,交易标的历经六次扩容这一研究背景,采用多期倍分法对卖空的实施效果进行检验。本文通过对国际专利分类号(IPC)进行深度解读,从专利自身属性的角度对创新质量进行剖析,同时以专利被引量这一客观指标进行佐证,多角度、全方位、深层次的对创新的实质效果进行度量。研究发现,卖空对知识产权(专利)密集型公司的创新质量具有显著负向影响,且会持续至少一到三年。这一影响主要通过委托代理路径进行传导。研究表明,卖空这一交易机制的放开及后续实际卖空交易量的变动均会对上市公司经理人决策产生影响,从目前来看主要是消极影响,直接体现为专利宽度的减少,削弱了对同行的借鉴和启发意义,专利被引次数减少,在一定程度上降低了创新的社会价值。

根据以上研究结论,本文提出相应的政策建议:

首先,解决现阶段卖空对创新内在价值的消极影响应该从两头抓起,一头是外部投资者,另一头是上市公司。外部投资者端要推动健全各类专业投资者长周期考核机制,引导投资者深层次解读上市公司研发信息。近年来,我国逐渐加强对知识产权的保护,可以推测上市公司在研发方面的关键信息也将会被保护的更加严格,所以教育投资者深层次解读上市公司披露的研发信息,既能帮助投资者挖掘企业内在价值,减少投机行为,又能促进上市公司注重创新成果质量,将更多资源投放至研发创新领域,以此形成良性循环。上市公司端要完善健全经理人内部激励机制,促进经理人与大股东利益目标一致化,可以通过股权激励等方式缓解经理人道德风险行为,延长其任期及稳定性,从而缓解委托代理问题所引致的公司研发创新被削减或“做表面文章”的现象。

其次,鼓励金融机构为科技创新型公司拓展融资渠道,建立更有针对性的信审机制,提高审批效率,缩短申请周期。知产密集型公司大多具有注重研发的特点,而研发活动本身是高投入、高风险、见效慢的活动,但融资又是此类企业生存发展的必然选择,大量的融资必然会伴随融资风险。与此同时,卖空的规模还在不断的加大,更是“险上加险”。但当卖空已成必然且无法躲避,公司要调整自身的融资结构,平衡融资所带来的收益和风险,以创造最利于公司创新的环境。

最后,审慎有序逐步放开卖空机制,加强对做空机构及做空报告的监管。卖空机制的引入,初衷是为了化解只有买空机制下“单边市”的市场风险,以及证券供求失衡所带来的市场巨幅震荡的可能,对冲股价下跌时投资者所承受的巨大损失,推动股价与企业真实业绩的关联度,同时健全了资本市场的外部监督机制,助力市场长期稳定健康发展。现阶段卖空标的范围还在不断扩容,可卖空空间也在持续扩大,科创板也加入了卖空标的的队伍。因此在供给面不断扩大的基础上,更要充分发挥市场的力量,给予这类未来支撑和引领国家高质量发展的主力军队伍健康的成长环境。虽然目前我国本土的专业做空机构还为数不多,并未出现大量恶意做空事件,但是随着卖空标的公司数量的增多,加之注册制未来的全面推广,科创板板块的急速发展,完善对做空机构的监管,才能促使做空机构真正发挥出市场外部监督者的作用。

参考文献

- [1] 陈怡欣,张俊瑞,汪方军,2018.卖空机制对上市公司创新的影响研究——基于我国融资融券制度的自然实验[J].南开管理评论,21(2):62-74.
- [2] 褚剑,方军雄,2016.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,51(5):143-158.
- [3] 段然,蔡花艳,2021.卖空机制具有治理作用吗?——基于内控质量的经验证据[J].审计与经济研究,36(2):41-51.
- [4] 范瀚文,曾繁华,2021.“强监督”还是“搭便车”:自然人大股东如何影响企业专利质量[J].科技进步与对策,38(10):85-94.
- [5] 高林,贺京同,那艺,2014.创新数量、质量及其激励的异质影响[J].北京理工大学学报(社会科学版),16(4):92-98.
- [6] 郝项超,梁琪,李政,2018.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,53(6):127-141.
- [7] 侯鑫,褚剑,2019.债券投资者关注融资融券交易吗?——基于公司债二级市场信用利差的研究[J].上海金融,(2):1-11.
- [8] 黄俊威,2020.融资融券制度与公司内部人减持——一种市场化治理机制的探索[J].管理世界,36(11):143-167.

- [9] 黄群慧, 2021. 新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系[J]. 经济研究, (4): 4-22.
- [10] 李春涛, 许红梅, 王立威, 等, 2020. 卖空与创新: A股公司融券试点的证据[J]. 会计研究, (2): 133-142.
- [11] 李科, 徐龙炳, 朱伟骅, 2014. 卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据[J]. 经济研究, 49(10): 165-178.
- [12] 李诗, 洪涛, 吴超鹏, 2012. 上市公司专利对公司价值的影响——基于知识产权保护视角[J]. 南开管理评论, 15(6): 4-13, 24.
- [13] 李志生, 陈晨, 林秉旋, 2015. 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, 50(4): 165-177.
- [14] 廖士光, 2011. 融资融券交易价格发现功能研究——基于标的证券确定与调整的视角[J]. 上海立信会计学院学报, 25(1): 67-76.
- [15] 林志帆, 龙晓旋, 2019. 卖空威胁能否激励中国企业创新[J]. 世界经济, 42(9): 126-150.
- [16] 刘飞, 杜建华, BIAN C, 2020. 股票卖空机制与企业研发投入[J]. 科研管理, 41(2): 152-161.
- [17] 刘姝威, 2015. 严惩违法做空中国股市者[N]. 人民政协报, 2015-07-07.
- [18] 潘凌云, 董竹, 2021. 融券卖空与股价异质性波动[J]. 技术经济, 40(7): 113-121.
- [19] 彭章, 陆瑶, 杨琛. 2021. 融资融券与公司财务杠杆[J/OL]. 天津市: 南开管理评论. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20210809.1545.006.html>.
- [20] 权小锋, 尹洪英, 2017. 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, 33(1): 128-144, 187-188.
- [21] 申宇, 黄昊, 赵玲, 2018. 地方政府“创新崇拜”与企业专利泡沫[J]. 科研管理, 39(4): 83-91.
- [22] 谭小芬, 钱佳琪, 2020. 资本市场压力与企业策略性专利行为: 卖空机制的视角[J]. 中国工业经济, (5): 156-173.
- [23] 王春燕, 张玉明, 朱磊, 2018. 卖空真的会促进企业的创新投资吗? ——基于双重差分模型的检验[J]. 证券市场导报, (5): 52-61.
- [24] 王兰芳, 王悦, 侯青川, 2019. 法制环境、研发“粉饰”行为与绩效[J]. 南开管理评论, 22(2): 128-141, 185.
- [25] 王蕾茜, 邹辉文, 林兢, 2019. 卖空机制、融资约束与企业研发投入[J]. 软科学, (12): 92-99, 138.
- [26] 王明琳, 徐萌娜, 王河森, 2014. 利他行为能够降低代理成本吗? ——基于家族企业中亲缘利他行为的实证研究[J]. 经济研究, 49(3): 144-157.
- [27] 温忠麟, 叶宝娟, 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.
- [28] 许红伟, 陈欣, 2012. 我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗? ——基于双重差分模型的实证研究[J]. 管理世界, 29(5): 52-61.
- [29] 张红伟, 杨琨, 向玉冰, 2016. 融资融券加大了沪深股市波动吗[J]. 经济理论与经济管理, (12): 21-31.
- [30] 张杰, 郑文平, 2018. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J]. 经济研究, 53(5): 28-41.
- [31] ALLEN F, GALE D, 1991. Arbitrage, short sales, and financial innovation[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(4): 1041-1068.
- [32] BAI Y, CHANG E C, WANG J. 2006. Asset prices under short-sale constraints[J/OL]. Berlin, Germany: ResearchGate. https://www.researchgate.net/publication/29843743_Asset_prices_under_short-sale_constraints.
- [33] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A, 2010. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- [34] BELLOC F, 2011. Corporate governance and innovation: A survey[J]. *Journal of Economic Surveys*, 26(5): 835-864.
- [35] BHOJRAJ S, LIBBY B, 2005. Capital market pressure, disclosure frequency-induced earnings/cash flow conflict, and managerial myopia[J]. *Accounting Review*, 80(1): 1-20.
- [36] BLIND K, EDLER J, FRIETSCH R, et al, 2006. Motives to patent: Empirical evidence from Germany[J]. *Research Policy*, 35(5): 655-672.
- [37] BOEHMER E, WU J, 2013. Short selling and the price discovery process[J]. *The Review of Financial Studies*, 26(2): 287-322.
- [38] BOULTON T J, SMART S B, ZUTTER C J, 2020. Worldwide short selling regulations and IPO underpricing[J]. *Journal of Corporate Finance*, 62: 101596.
- [39] CHANG E, LUO Y, REN J, 2014. Short-selling, margin-trading, and price efficiency: Evidence from the Chinese market[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 48: 411-424.
- [40] DE ANGELIS D, GRULLON G, MICHENAUD S, 2017. The effects of short-selling threats on incentive contracts: Evidence from an experiment[J]. *Review of Financial Studies*, 30(5): 1627-1659.
- [41] EDERER F, MANSO G, 2013. Is pay for performance detrimental to innovation?[J]. *Management Science*, 59: 1496-1513.
- [42] FANG V W, TIAN X, TICE S, 2014. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation?[J]. *The Journal of Finance*, 69(5): 2085-2125.
- [43] GAO K, DING M, 2019. Short-sale refinancing and price adjustment speed to bad news: Evidence from a quasi-natural

- experiment in China[J]. *China Journal of Accounting Research*, 12(4): 379-394.
- [44] GOLDSTEIN I, GUEMBEL A, 2008. Manipulation and the allocational role of prices[J]. *Review of Economic Studies*, 75(1): 133-164.
- [45] GRAHAM J R, HARVEY C R, RAJGOPAL S, 2005. The economic implications of corporate financial reporting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 40(3): 3-73.
- [46] HENRY O T, MCKENZIE M, 2006. The impact of short selling on the price-volume relationship: Evidence from Hong Kong [J]. *Journal of Business*, 79(2): 671-691.
- [47] HSU P H, TIAN X, XU Y, 2014. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 112(1): 116-135.
- [48] KARPOFF J M, LOU X X, 2010. Short sellers and financial misconduct[J]. *The Journal of Finance*, 65(5): 1879-1913.
- [49] KOTHARI S P, MIZIK M, ROYCHOWDHURY S, 2015. Managing for the moment: The role of earnings managing via real activities versus accruals in SEO valuation[J]. *The Accounting Review*, 91(2): 559-586.
- [50] MITCHELL M, PULVINO T, STAFFORD E, 2004. Price pressure around mergers[J]. *Journal of Finance*, 59(1): 31-63.
- [51] MORRIS S, SHIN H S, 1998. Unique equilibrium in a model of self-fulfilling currency attacks [J]. *American Economic Review*, 88: 587-597.
- [52] POWNALL G, SIMKO P J, 2005. The information intermediary role of short sellers [J]. *Accounting Review*, 80(3): 941-966.
- [53] SAFFI P A C, SIGURDSSON K, 2010. Price efficiency and short selling[J]. *Review of Financial Studies*, 24(3): 821-852.
- [54] STEIN J C, 1988. Takeover threat and managerial myopia[J]. *Journal of Political Economy*, 96(1): 61-80.
- [55] STEIN J C, 1989. Efficient capital markets, inefficient firms: A model of myopic corporate behavior[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(4): 655-669.
- [56] SOBEL M E, 1982. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models [J]. *Sociological Methodology*, 13: 290-312.
- [57] SOBEL M E, 1987. Direct and indirect effects on linear structural equation models[J]. *Sociological Methods and Research*, 16(1): 155-176.

The Impact of Short Selling on Innovation Quality Base on Empirical Evidence of Intellectual Property-intensive Companies

Liu Tingli, Jiang Ying

(College of Economics and Management, Beijing University of Technology, 100124, Beijing, China)

Abstract: In the 14th Five-year Plan and the Long-range Objectives Through the Year 2035, innovation-driven development is the key point during this period. Intellectual property (patent)-intensive companies are selected as the research objects. With the gradual implementation of short selling, the impact of short selling on innovation quality is revealed by using the time varying difference in difference method. The result indicate that short selling has negative effect on innovation quality, which means short selling would be reduces the innovation quality of intellectual property (patent)-intensive companies, and this effect lasts for at least a year. Moreover, the mediation test shows that short selling could exacerbate the principal-agent issue of those firms. Under the deterrence to be shorted, managers would make decisions that are not conducive to corporate innovation, leading to a reduction in the quality of innovation. Further analysis clarifies the role of short selling on the innovation quality of intellectual property (patent)-intensive companies from the perspective of internal governance, which has theoretical support for analyzing the innovation and development of entity enterprises from the view of short-selling deterrence. More importantly, a local empirical evidence for the improvement of financial system in China has been provided.

Keywords: short selling mechanism; innovation quality; intellectual property (patent)-intensive industry; time-varying difference in difference