卖空威胁能提升企业创新吗？
——基于融券交易的准自然实验

徐咏梅[1]，赵 仟[1]，叶 涛[2]

（1.暨南大学 管理学院，广州 510632；2.澳门科技大学 商学院，澳门 999078）

摘 要：卖空威胁作为资本市场的压力，对企业创新具有重要影响。本文利用2007—2018年国内上市公司数据，依托融券制度为准自然实验，基于双重差分法探讨卖空威胁与企业创新之间的关系，检验高管团队职能经验异质性和行业市场竞争环境对上述关系的调节效应，并进一步考察卖空威胁的作用机制。研究表明，卖空威胁显著提升企业创新水平；高管团队职能经验异质性会强化卖空威胁与企业创新之间的正向关系，而行业竞争性则会弱化上述关系；卖空威胁影响企业创新的机制不仅包括公司治理机制，还包括信息机制。此外还发现了卖空威胁对提升成熟期的企业和国有企业的创新水平更为明显。本文结论丰富了企业创新前因研究体系，更为企业在卖空威胁下的创新决策提供重要借鉴。

关键词：卖空威胁；企业创新；双重差分；公司治理

中图分类号：F272.3 **文献标志码：**A **文章编号：**1002—980X(2022)4—0072—14

一、引言

创新不仅是企业建立核心竞争优势的来源（Massis et al，2013），也是推动经济高质量发展的重要“支点”。自2006年建设创新型国家这一目标提出以后，我国政府对创新给予高度重视（李新春和肖宵，2017）。党的十九大报告中强调要坚定实施创新驱动发展战略，并明确指出“创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑。”然而，在我国经济发展的新常态和企业转型升级的背景下，原有的利用劳动力的成本优势逐渐减少，发展动力正转向依靠创新驱动转变，创新的重要性进一步提升（罗宏和秦际栋，2019）。然而，企业创新是具有典型投入沉没性、过程不可逆及产出不确定性的高风险活动（Mckinley et al，2014）。因此，需要投资者风险容忍度更高的市场环境。资本市场对于企业创新方面具有发现、筛选和助力创新型企业，激励企业研发创新，合理分散创新风险，促进创新资本形成等功能（李薇等，2019）。与此同时，在经济发展新常态和产业转型升级的背景下，需要推动企业技术创新，也亟需进一步地完善资本市场的功能和体系，构建驱动创新发展战略的多层级资本市场（谭小芬和钱佳琪，2020）。近年来，我国资本市场通过不断地深化改革，已经成为现代化经济体系中的重要部分，对企业创新战略决策具有重要作用。因此，如何促使资本市场更好地服务于企业创新战略和驱动我国经济高质量发展等方面的作用，值得深入探讨。

2010年证监会启动实施A股市场融券交易试点，允许投资者的卖空行为，这意味着上市企业面临资本市场的卖空威胁不断地提升，由该政策形成的准自然实验也为研究卖空威胁对企业创新的影响带来了独特的研究视角。卖空机制是资本市场的基础性制度，一方面，可以通过提升市场流动性，将更多企业信息融入股价，有利于改善因创新所产生的企业与投资者的信息不对称。但另一方面，鉴于卖空者的动机是加速公司的衰落，对公司股价形成下跌压力，进而对经营管理者施加短期业绩的威胁（Lamont，2012），使得管理层采取短视行为进而不利于企业长期的研发创新活动。例如，林志帆和龙晓旋（2019）研究认为，企业在卖空威胁的影响下，通过采取策略性专利活动来向资本市场释放“利好信号”，表现为企业对非发明专利“重申请而轻维持”。因此，深入研究卖空威胁对企业创新及其影响机制是重要的实践话题，对创新驱动背景下的国家经济高质量发展、提升金融服务实体企业功能具有重要现实意义。

针对上述现实背景回顾研究发现，企业创新一直是理论关注的热点。现有文献内部影响因素包括了代际传承（Hauck和Prügl，2015）、高管风险承担倾向（陈建林等，2018）、股权和控制权（冯根福和温军，2008）、国

收稿日期：2021-01-25

基金项目：国家自然科学基金“基于多参照点的库存和供应链行为决策研究”（71572070）

作者简介：徐咏梅，博士，暨南大学管理学院教授，硕士研究生导师，研究方向：物流与供应链管理；赵仟，暨南大学管理学院硕士研究生，研究方向：财务管理；叶涛，澳门科技大学商学院博士研究生，研究方向：企业创新。

有股权参股（罗宏和秦际栋，2019）、治理结构（如董事会）（Balsmeier et al，2017）和资本市场压力（Shi et al，2018）等方面，外部影响因素包括了制度环境、知识产权保护程度（Kotlar 和 Massis，2013）、政府政策及机构投资者（Chemmanur et al，2014）等方面对企业创新的影响，这些通常基于代理理论及其拓展理论来论述不同类型的投资者如何影响创新决策。然而，从外部政策变化的视角来分析制度环境变更之后企业创新行为的影响效应较为缺乏，即很少有学者研究资本市场的卖空投资者如何影响企业创新行为，并且在为数不多的研究中，卖空威胁对企业创新的影响关系仍具有不一致的观点：一种观点认为卖空威胁是“创新之源”，认为卖空威胁是企业创新的驱动因素（权小锋和尹洪英，2017）；另一种观点认为卖空威胁是“刚性之母”（王立威和周鹏，2017），基于资源消耗的压力和组织合法性降低的羁绊，面临卖空威胁的企业更愿意采取较为保守的战略，进而抑制了企业创新行为（Shi et al，2018）。基于现有研究发现，卖空威胁与企业创新行为之间的关系不确定性，表明了两者关系的影响机理尚未被完全解析。因此，本文突出如下研究问题：卖空威胁与企业创新之间的关系是什么？这种关系背后的影响机制是什么？针对上述问题的深入探讨，能够更好的理解资本市场中卖空机制的作用，对推动金融服务实体企业、创新驱动经济高质量发展具有重要的理论意义。

基于上述现实和理论背景，本文构建了双重差分（differences-in-differences，DID）模型，检验了卖空威胁与企业创新之间的关系。同时，为了深入了解上述关系的影响机制，本文引入高管团队职能经验异质性和行业竞争性作为调节变量，检验其对卖空威胁与企业创新之间关系的影响。此外，在进一步分析中，检验了卖空威胁对企业创新的作用机制，并探讨了企业所处生命周期和产权性质的影响差异。为实现上述目标，本文利用2007—2018年所有 A 股上市企业作为初始研究样本，根据上市公司招股说明书、上市公司年报及相关数据库获取融券政策信息、企业创新等关键数据进行实证检验。

本文的研究贡献有以下三点：第一，本文基于资本市场中卖空威胁的视角来讨论企业创新问题，丰富了企业创新成因方面的文献。之前研究虽然关注到了企业创新的内外部因素，然而，很少有研究资本市场的卖空投资者如何影响企业创新行为，基于此，本文以卖空威胁为切入点来研究其对企业创新水平的影响，拓展了有关企业创新前因的研究。第二，结合高阶梯队理论（upper echelons theory）和外部竞争环境因素，考察高管团队职能经验异质性和行业竞争性对卖空威胁与企业创新之间关系的调节效应，丰富和拓展了卖空威胁影响企业创新的情境差异，更加全面地刻画了卖空威胁对企业创新产生的影响机制。第三，丰富了卖空威胁影响创新行为渠道的文献。本文的研究发现，治理机制和信息机制都是卖空威胁影响企业创新的重要影响渠道，这也丰富了现有关于卖空威胁的作用机制研究。总之，本文的研究结论为卖空威胁如何影响企业创新提供了新的经验证据。

二、研究假设

创新是企业保持其卓越绩效的重要因素，也是其获得核心竞争力的关键来源。本文着重考察卖空威胁对企业创新行为的影响，从而丰富了企业创新前因的文献，并且为卖空机制治理效应提供新的经验证据。综合已有文献（郝项超等，2018），本文从公司治理机制和信息机制两方面来提出卖空威胁与企业创新行为之间关系的研究假设，并在此基础上论述两个调节机制的作用。

（一）卖空威胁与企业创新

基于公司治理的角度分析，卖空机制降低了管理层短视行为（managerial myopia），有利于实施长期的创新战略决策。这是由于卖空投资者通过负面信息选择做空目标，而缺少创新能力将会限制公司的市场价值上升，做空这种公司的股票将使其获得一定的投资收益。同时，卖空交易活跃本身反映着企业内部可能存在负面信息，会引导其他类型的投资者“用脚投票”，形成市场对该公司股票的“恐慌”情绪，会出现抛售股票的行为，使得股票价格下跌（林志帆和龙晓旋，2019），并且，股价波动性是管理层决策的“反馈机制”（Mckinley et al，2014），由于管理者的薪资与股价相关联，而卖空常会使得股价下跌，如果卖空投资者发现公司管理层对于创新方面重视不足，那极有可能采取卖空交易行为“攻击”公司。因此，在资本市场的卖空压力下，管理者会转变投资策略，以契合投资者的公司价值判断标准，从而形成长期导向的决策，并将公司资源投入于创新活动中，以期提升公司长期价值。此外，公司大股东的利益因为股价下跌而受到严重侵害。因此在资本市场融券政策实施后，大股东会投入更多的精力对管理层进行监督（朱冰等，2018），从而降低管理层的“创新短视”行为。综上所述，卖空威胁对企业创新将会通过治理机制发挥治理效应，使公司更为科学合理地进行创

新决策,从而对企业提升创新水平具有正向影响。

基于信息效应角度分析,卖空投资者的信息中介功能有利于促进企业和投资者之间的信息传递,有效地提升了管理层实施创新的意愿。这是因为,首先,卖空交易的实施成本与风险都极高,当股价如卖空投资者预期下跌时,卖空可以顺利获得收益。但如果股价不跌反涨,卖空投资者将面临损失,而且卖空损失是无限大的。因此,为了获得收益避免损失,卖空投资者会投入较长的时间搜寻并分析公司的各种信息。其次,卖空投资者作为市场信息中介的重要角色,有效的降低了公司和普通投资者之间的信息不对称性,提升公司信息在资本市场传递的效率。因此,通过卖空投资者积极"挖掘-解读-传播"公司各类信息,公司的创新信息也会因卖空投资者而被资本市场投资者广泛关注。最后,为了提升公司的股票价值,防止公司被恶意卖空,管理层会有更强的主观创新意愿,通过创新成就来向市场传递利好信息,进而对抗卖空投资者的"狙击"行为(Hirshleifer et al,2012)。根据上述分析,本文认为通过"治理效应"与"信息效应"的作用机制,卖空威胁有利于提升融券标的企业创新水平。基于此,本文提出如下假设:

与没有面临卖空威胁的企业相比,面临卖空威胁的企业创新水平较高(H1)。

(二)高管团队职能经验异质性的调节作用

企业创新战略能否获得成功,还依赖于高管团队成员(TMT)是否具有成功制定和实施创新战略的经验、知识、能力和资源等(Murray,1989)。高管团队职能经验体现着高管团队不同经验和知识的积累(Casson,1982),较高的异质性可以帮助公司获得多元的管理知识和经验,这有利于突破公司的认知约束,产生新的战略决策和实施方法,打破行业标准的"锁定效应"(lock in)。因此,高管团队异质性作为企业重要的无形资源,可以有效的促进企业创新决策的制定和实施(Makadok,2003)。

在知识信息时代,拥有公司自身的知识库,提高组织创新能力成为公司发展战略的重要内容,但国内相关产业现有的管理框架,极大地限制了高管团队的创新能力(杨俊等,2010)。而具有职能经验异质性的高管团队成员对于所在公司存在知识溢出效应(Liu et al,2010)。首先,高管团队的职能经验异质性程度越高,意味着公司所拥有的人才财富越多元化,高管团队拥有多元管理技能,可以处理更为复杂的信息(陈传明和孙俊华,2008),这为企业的创新战略提供了重要的经验和知识积累。其次,高管团队职能经验可以反映团队成员的思维方式和决策偏好,异质性的高管团队职能经验会影响企业的战略决策行为倾向(杨林等,2018),在职能经验异质性的高管团队中,团队基于多元化的认知背景和结构,能提供多样化的知识基础、思考方式和知识网络,增加企业的信息收集渠道,有利于企业根据更丰富的内外部信息有效应对不确定性,从而获取更理想的创新绩效。此外,职能背景异质性会促使高管团队之间不同观点的形成与交流,有利于减少单一个体短视和群体思维,促进解决非标准化和非惯例性的复杂问题,从而有利于公司发挥主动创造性(杨林,2013)。具有创造性的高管团队更注重企业的创新和发展,具有更强的风险承受能力,也更倾向于制定企业管理理念、商业模式、技术研发等方面的跨越式战略决策(刘新梅和白杨,2013),从而更加可能诱发企业创新。基于此,本文提出如下假设:

高管团队职能经验异质性越高时,会强化卖空威胁对企业创新的正效应(H2)。

(三)行业竞争性的调节作用

作为重要的外部治理机制,已有研究认为来自外部市场竞争对管理者机会主义行为会产生约束作用。一方面,在外部市场激烈的竞争下,委托与代理双方之间的信息不对称程度较低,降低了代理成本,股东对管理层决策将产生更为有效地监督,能很大程度上激励管理者的管理能力和动机(连燕玲等,2019)。例如,Grossman和Hart(1988)研究认为,当行业市场竞争程度较高时,企业信息披露较为全面,股东与管理层之间信息不对称程度较低,股东可以更为有效地监督管理层的创新决策,从而避免管理层在创新决策中出现短视行为;另一方面,激烈的外部市场竞争会提升管理者机会主义的行为成本,出于利益得失的权衡,管理者会减少自利行为。Schmidt(1997)的研究表明,在激励的行业竞争中,市场竞争的清算风险较高,会使得经营不佳的企业面临被兼并或破产的风险,这将直接对管理者利益产生威胁。因此管理者在激烈的竞争压力下,需要不断提升产品和服务质量以取得竞争优势,应对市场竞争环境的压力。创新是提升产品和服务质量的重要方式,高市场竞争环境下的企业管理层会更为注重创新。总体而言,基于已有研究文献,行业市场竞争作为外部治理机制,有效地约束了管理层的投机行为。然而,当企业面临行业市场竞争度较低时,行业市场竞争难以有效地发挥外部治理作用。此时,卖空威胁作为另外一种外部治理机制,有效地提升管理层的创新行

为。类似地，权小锋和尹洪英（2017）研究认为在竞争性较弱的行业中，融资融券制度的“创新激励”效应也更为显著。因此，本文认为引入卖空机制后，其“治理效应”应在产品市场竞争度较低的行业公司中有更加显著的体现，能够有效治理这类行业中公司管理层的“创新短视”行为，提高公司的创新水平。基于此，本文提出如下假设：

行业竞争性越低时，会强化卖空威胁对企业创新的正效应（H3）。

三、研究设计

（一）数据来源与样本选择

本文以2007—2018年A股所有上市企业为初始研究样本，数据主要从国泰安数据库获取，其中包括财务和公司治理数据等；创新专利数据来源于国泰安（CSMAR）上市公司研发创新数据库。借鉴以往学者（林志帆和龙晓旋，2019；权小锋和尹洪英，2017）的研究，对研究初始样本进行筛选：①剔除存在退市风险（ST、ST*）及已退市的公司样本；②剔除地产和金融类的公司样本；③剔除数据缺失值较多的公司样本；④为避免极端值和异常值的干扰，对本文的连续型相关变量在1%和99%分位进行缩尾（winsor）处理。经上述处理，最终获得样本涉及2007—2018年26047个公司-年度的观察值。

（二）模型构建

本文利用2007—2018年的上市公司作为研究对象，由于我国推出卖空机制属于试点性质的政策冲击。因此，研究采用进入融券标的公司为实验组，而未进入标的公司为对照组，构建了双重差分（differences-in-differences，DID）模型，检验了卖空威胁对企业创新活动的影响。这是由于标的名单的设立企业是非随机的，如果采用单差法来直接比较上市公司在进入融券标的证券列表前后的创新专利数量，极容易产生选择误差。因此，为验证卖空威胁效应，较好的方法是利用融券政策试点这一“准自然实验”，采用双重差分（DID）法来估计卖空威胁效应，构建如下具体模型：

$$Innovation_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} + \alpha_2 Treat_{i,t} + \alpha_k \sum Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

本文建立回归模型（2）检验高管团队异质性（*TMTH*）和行业竞争性（*IHHI*）对卖空威胁与企业创新之间关系的调节效应。为避免可能存在的多重共线性问题，对交互项中的变量均进行中心化处理。各指标定义参见表1。

$$Innovation_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} + \beta_2 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} \times TMTH_{i,t} + \beta_3 Treat_{i,t} \times Post_{i,t} \times IHHI_{i,t} + \beta_4 Treat_{i,t} + \beta_5 TMTH_{i,t} + \beta_6 IHHI_{i,t} + \beta_k \sum Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中：下标i表示第i个上市公司，t表示年份；被解释变量*Innovation*表示企业创新水平，使用企业专利申请数（发明专利、非发明专利）加1取对数来测量；*Treat*表示标的虚拟变量，当公司股票为标的时，取值为1，否则为0；*Post*表示事件虚拟变量，当公司成为标的股票年度及之后年份时，取值为1，否则为0；交乘项*Treat*×*Post*表示双重差分模型的核心解释变量；α_1和β_1系数度量了卖空威胁对企业创新的影响效应；$\sum Control$表示模型的控制变量的加和，包括公司治理结构变量和财务变量；$\varepsilon_{i,t}$表示随机误差项。

（三）关键变量测量

1. 因变量

企业创新（*Innovation*）。企业的创新测度分为创新投入和创新产出，前者包括研发投入和研发人数（冯根福和温军，2008），后者则主要是企业专利的申请（江轩宇，2016）、授权或引用数量（黎文靖和郑曼妮，2016）。本文为了考察卖空威胁对企业创新的影响，采用专利申请指标来测度创新产出能力，因为企业申请的专利数量反映了投入资源的利用效率，能够较好地体现技术创新的能力（杨林，2013），企业创新产出（*Patent*）是以企业专利申请总数加1后取对数来衡量。考虑到很多样本企业的年度专利申请数量为0。因此，企业创新需要对专利数量加1后取自然对数。同时，参考黎文靖和郑曼妮（2016）对专利的分类，发明专利创新（*Patent*1）是以企业发明专利申请数加1后取对数衡量，非发明专利创新（*Patent*2）是以实用新型专利与外观设计专利申请数之和加1后取对数衡量。

2. 自变量

在回归模型（1）中，*Treat*和*Treat*×*Post*为双重差分模型的核心解释变量。其中，*Treat*为标的虚拟变量，如

果样本公司进入过融券标的名单，*Treat*赋值为1，否则为0（王立威和周鹏，2017）；*Post*为实验期虚拟变量，主要控制样本的趋势效应。对样本公司成为融券标的之后的年份，*Post*赋值为1，否则为0。交乘项*Treat*×*Post*的系数估计值α_1和β_1就是双重差分估计量，测度了卖空威胁对企业创新的净影响。

3. 调节变量

高管团队职能经验异质性。借鉴杨林等（2020）的测量方法，将高层管理团队（*TMT*）成员限定为董事长、总经理、副总经理、副总裁、总会计师/财务总监。其次，结合样本公司性质，本文参考Tihanyi et al（2000）、杨林等（2020）的研究方法，将高管团队成员的职能背景划分为六大类：生产制造、研发、金融财会、市场营销、法律、行政管理，并根据这一分类对职能背景进行编码。高管团队职能背景的编码结果为：生产运作/制造=1；研发=2；金融与财务=3；市场营销与公共关系=4；法律=5；行政管理=6。然后，采用Blau（1977）分类指数（Blau's categorical）对高管团队职能经验异质性进行计算，公式如下：

$$Blau'scategorical = 1 - \sum_{i}^{n} P_{ijt}^{2} \tag{3}$$

其中：$\sum_{i}^{n} P_{ijt}^{2}$，P_{ijt}表示j公司在第t年的高管团队中第i类职能背景的成员所占的百分比；n表示职能背景的类别数。高管团队职能经验异质性数值范围为（0，1），数值越接近于1，则团队职能经验异质性越高。

行业竞争性。参考Haveman et al（2016）和连燕玲等（2019）的测量方法，采取各行业当年的Herfindahl-Hirschman指数（*HHI*）来衡量行业的竞争性。首先按照证监会（2012版）行业代码（1位）分类，同时制造业采用行业代码（两位）进行细分行业分类，之后按各分类行业内全部企业的营业收入计算出每个企业所占的市场份额，最后计算出分类行业内所有企业市场份额的平方和，即得到各行业当年度的*HHI*，该指标越大代表着行业竞争性越弱。为了实证结果的更好解释，本文对*HHI*指数进行负向处理，得到行业竞争性指标（*IHHI*），该指标越大，表明行业竞争性越强。

4. 控制变量

参照以往学者的研究，本文主要控制变量如下：公司治理变量包括企业规模（*Size*）、企业年龄（*Age*）、董事会规模（*Board*）、独董比例（*Inde*）和实际控制人所有权（*Top*1）等，其他财务指标包括资产负债率（*Lev*）、资产报酬率（*Roa*）、资产结构（*Tangibility*）和企业价值（Tobin*Q*）等，而且考虑到对公司创新影响的变量，还增加了研发投入强度（*RDS*）这一重要的控制变量。此外，考虑到年度趋势变化和行业差异对公司创新的影响，也控制了年度和行业虚拟变量。具体定义见表1。

表1　主要变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	*Patent*	专利申请总数	专利（发明、实用新型与外观设计）申请数加1后取对数
	*Patent*1	发明专利申请数	发明专利申请的数量加1后取对数
	*Patent*2	非发明专利申请数	非发明专利申请的数量加1后取对数
解释变量	*Treat*	融券标的虚拟变量	若样本公司是融券标的，*Treat*取1，否则为0
	Treat×*Post*	交乘项虚拟变量	*Treat*和*Post*的交乘项，表示卖空威胁效应
调节变量	*TMTH*	高管团队职能经验异质性	计算见本文公式（3）
	IHHI	行业竞争性	各行业当年Herfindahl-Hirschman指数并取负值
控制变量	*Size*	企业规模	期末总资产加1后取自然对数
	RDS	研发投入强度	研发投入支出/营业收入
	Age	企业年龄	公司成立的年限加1后取自然对数
	Board	董事会规模	董事会人数的自然对数
	Inde	独董比例	独立董事人数/董事会总人数
	*Top*1	所有权	实际控制人持股比例
	Lev	资产负债率	总负债/总资产
	Roa	资产报酬率	净利润/总资产
	Tangibility	资产结构	固定资产净额/总资产
	Tobin*Q*	企业价值	年末市场价值/重置成本
	Year	年份固定效应	年份虚拟变量
	Industry	行业固定效应	行业虚拟变量

（四）描述性统计和相关性分析

表2给出了各主要变量的描述性统计结果。表中结果显示，专利申请总数（*Patent*）的均值为1.4725，标准差为1.5635，最小值为0，最大值为5.9108，表明上市公司之间专利申请差异较大，反映了创新能力有所差异，与朱冰等（2018）的研究结果相似。标的虚拟变量（*Treat*）的均值为0.3863，表明实验组和对照组样本数量分别为全样本的38.63%和61.37%。而交乘项哑变量（*Treat×Post*）的均值为0.2056，表明进入融券名单之后的实验组样本数量为全样本的20.56%。其他控制变量均符合研究和现实要求，见表2，则不再进行说明。

进一步地，本文进行变量间的Pearson相关性系数检验，见表3，结果显示被解释变量和解释变量与控制变量之间的系数均小于0.5。因此可以推断回归模型中不存在多重共线性问题。此外还发现卖空威胁（*Treat×Post*）与企业总专利申请数（*Patent*）的相关系数为0.103，且均在1%水平上显著。因此，相关性分析表明，卖空威胁与企业创新之间具有显著的相关性，同时上述基本关系还需下文实证研究进行统计检验。

表2　主要变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Patent	26047	1.4725	1.5635	0.0000	1.0986	5.9108
*Patent*1	26047	0.9900	1.2482	0.0000	0.6931	5.0499
*Patent*2	26047	1.0656	1.3950	0.0000	0.0000	5.4848
Treat	26047	0.3863	0.4869	0.0000	0.0000	1.0000
Treat×Post	26047	0.2056	0.4042	0.0000	0.0000	1.0000
TMTH	26047	0.4156	0.2547	0.0000	0.4444	0.8889
IHHI	26047	−0.0615	0.0968	−0.4686	−0.0175	−0.0072
Size	26047	21.9436	1.2479	19.6326	21.7724	25.9615
RDS	26047	2.9328	4.1061	0.0000	1.7600	25.5900
Age	26047	2.7237	0.3909	1.3863	2.7726	3.4340
Board	26047	2.2586	0.1802	1.7918	2.3026	2.7726
Inde	26047	0.3716	0.0527	0.3000	0.3333	0.5714
*Top*1	26047	0.3513	0.1487	0.0880	0.3334	0.7498
Lev	26047	0.4215	0.2072	0.0490	0.4148	0.8982
Roa	26047	0.0399	0.0566	−0.2137	0.0388	0.1905
Tangiblity	26047	0.2325	0.1656	0.0022	0.1973	0.7208
Tobin*Q*	26047	2.0241	1.3049	0.0000	1.6401	8.4573

注：研发投入强度（*RDS*）的单位为百分比。

表3　变量间相关性系数表

变量	*Patent*	*Patent*1	*Patent*2	*Treat×Post*	*Treat*	*TMTH*	*IHHI*	*Size*	*RDS*
Patent	1								
*Patent*1	0.894***	1							
*Patent*2	0.911***	0.697***	1						
Treat×Post	0.103***	0.141***	0.087***	1					
Treat	0.063***	0.095***	0.060***	0.641***	1				
TMTH	0.241***	0.209***	0.203***	−0.043***	−0.077***	1			
IHHI	0.113***	0.070***	0.122***	−0.045***	−0.107***	0.062***	1		
Size	0.136***	0.179***	0.143***	0.505***	0.475***	−0.086***	−0.011*	1	
RDS	0.237***	0.266***	0.138***	0.023***	−0.116***	0.202***	−0.096***	−0.181***	1
Age	−0.107***	−0.061***	−0.096***	0.198***	0.013**	−0.127***	0.085***	0.170***	−0.055***
Board	0.009	0.025***	0.014**	0.101***	0.197***	−0.018***	−0.037***	0.257***	−0.151***
Inde	0.023***	0.023***	0.021***	0.046***	−0.021***	−0.009	−0.020***	0.019***	0.077***
*Top*1	0.050***	0.028***	0.073***	0.040***	0.108***	0.024***	−0.027***	0.206***	−0.137***
Lev	−0.055***	−0.028***	−0.015**	0.124***	0.166***	−0.135***	0.033***	0.461***	−0.335***
Roa	0.112***	0.102***	0.083***	0.009	0.094***	0.048***	−0.041***	−0.014**	0.053***
Tangiblity	−0.068***	−0.063***	−0.053***	0.008	0.051***	0.012*	0.106***	0.153***	−0.256***
Tobin*Q*	−0.039***	−0.026***	−0.059***	0.004	0.001	−0.040***	−0.059***	−0.364***	0.152***

	Age	*Board*	*Inde*	*Top*1	*Lev*	*Roa*	*Tangiblity*	Tobin*Q*
Age	1							
Board	−0.001	1						
Inde	0	−0.471***	1					
*Top*1	−0.151***	0.025***	0.040***	1				
Lev	0.166***	0.170***	−0.025***	0.036***	1			
Roa	−0.115***	0.009	−0.023***	0.131***	−0.396***	1		
Tangiblity	0.030***	0.172***	−0.066***	0.097***	0.181***	−0.137***	1	
Tobin*Q*	0.042***	−0.125***	0.036***	−0.120***	−0.218***	0.121***	−0.112***	1

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%。

四、实证分析

（一）基本回归结果

本文运用双重差分模型研究卖空威胁对企业创新的影响，基本回归结果见表4。（1）列是对企业专利产

出总量的影响。结果显示，被解释变量为当年公司专利申请总数时，核心解释变量（*Treat×Post*）的回归系数显著为正（coef. =0.1510，$p<0.01$），表明上市公司面临卖空威胁时，企业创新专利产出更多。表4中（2）列和（3）列分别研究卖空威胁对发明专利和非发明专利的申请量的影响，结果发现，卖空威胁（*Treat×Post*）对企业发明和非发明专利的回归系数也均显著为正（coef. =0.1142，$p<0.01$；coef. =0.1191，$p<0.01$），表现出稳健性的结果。这表明上市公司被纳入融券标的名单后，卖空威胁随之增加，企业的创新水平也增高，由此，本文的研究假设1得以验证。在控制变量的系数方面，（1）列中，企业规模（*Size*）系数显著为正（coef. =0.0553，$p<0.05$），说明公司规模较大的公司创新较多，研发投入强度（*RDS*）系数显著为正（coef. =0.0173，$p<0.01$），说明研发投入越多的公司创新越多，固定资产净额（*Tangiblity*）的系数显著为正（coef. =0.3487，$p<0.01$），表明公司固定资产净额越多，越重视创新能力的提升。

表4　卖空威胁与企业创新：主效应检验

变量	（1）	（2）	（3）
	Patent	*Patent*1	*Patent*2
Treat×Post	0.1510***（4.4765）	0.1142***（3.9533）	0.1191***（3.8873）
Treat	−1.1357**（−2.1267）	−0.8534**（−2.0795）	−0.9986**（−2.4316）
Size	0.0553**（1.9721）	0.0766***（3.3807）	0.0391（1.6018）
RDS	0.0173***（4.3767）	0.0190***（5.7454）	0.0090**（2.5374）
Age	−0.0125（−0.1052）	0.1436（1.5189）	−0.0820（−0.7625）
Board	0.0474（0.5645）	0.0830（1.1966）	0.0453（0.6012）
Inde	0.0699（0.2794）	0.2025（0.9516）	0.0427（0.1910）
*Top*1	−0.1582（−0.9688）	−0.2206*（−1.6885）	−0.0014（−0.0095）
Lev	0.1285（1.5406）	0.1337**（2.0023）	0.0885（1.1920）
Roa	0.2147（1.1924）	0.2499*（1.7683）	0.1127（0.7035）
Tangiblity	0.3487***（3.5053）	0.2660***（3.3591）	0.2510***（2.9174）
Tobin*Q*	−0.0156**（−2.1845）	−0.0062（−1.0524）	−0.0139**（−2.1820）
Constant	0.0757（0.1047）	−1.3369**（−2.3286）	0.2209（0.3457）
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	26047	26047	26047
Adj.R^2	0.0871	0.0737	0.0836

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%；括号内为*t*值，使用了公司层面聚类的稳健标准误计算。

（二）调节效应检验

进一步分析高管团队职能经验异质性与行业竞争性对卖空威胁与企业创新之间关系的调节作用。具体而言，模型（1）检验高管团队职能经验异质性对卖空威胁与企业创新的调节效应，模型（4）检验行业竞争性对卖空威胁和企业创新关系的调节效应，实证结果见表5。从模型（1）中可以看出，*Treat×Post*和*TMTH*的交乘项回归系数为正，但并不显著，模型（2）中该交乘项回归系数显著为正（coef.=0.1802，$p<0.05$），表明卖空威胁和发明型专利创新之间受高管团队职能经验异质性的正向调节作用，模型（3）中该交乘项系数为正但不显著，表明研究

表5　调节效应检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	Patent	*Patent*1	*Patent*2	*Patent*	*Patent*1	*Patent*2
Treat×Post	0.1499***（3.9653）	0.1161**（2.8556）	0.1167***（5.0177）	0.1490***（3.8439）	0.1151**（2.8939）	0.1167***（4.7072）
Treat	−1.1032**（−2.4223）	−0.8278**（−2.9680）	−0.9713**（−2.4607）	−1.1302**（−2.4929）	−0.8584***（−3.1059）	−0.9917**（−2.5220）
TMTH	0.1893***（3.4519）	0.1189**（2.5666）	0.1739***（4.1062）			
Treat×Post×TMTH	0.1258（1.4089）	0.1802**（2.9097）	0.0664（0.7575）			
IHHI				−0.1320（−0.8181）	−0.2729*（−1.9331）	−0.0513（−0.2848）
Treat×Post× IHHI				−0.4805***（−6.0550）	0.0220（0.2102）	−0.4904**（−2.7276）
Size	0.0571**（2.8271）	0.0768***（4.8255）	0.0412*（1.9463）	0.0558**（2.6417）	0.0794***（5.0532）	0.0387（1.7405）
RDS	0.0169**（2.8487）	0.0187***（3.2389）	0.0087*（1.9829）	0.0173**（2.9294）	0.0191***（3.2992）	0.0090*（2.0871）
Age	−0.0095（−0.0557）	0.1404（0.9804）	−0.0768（−0.6217）	−0.0192（−0.1077）	0.1495（1.0016）	−0.0906（−0.6841）
Board	0.0492（1.5534）	0.0842**（2.8308）	0.0470（1.5657）	0.0479（1.5303）	0.0833**（2.7859）	0.0457（1.5345）
Inde	0.0968（0.9492）	0.2190*（2.0448）	0.0677（0.5265）	0.0665（0.6486）	0.2062*（2.0052）	0.0383（0.2987）
*Top*1	−0.1648（−0.8164）	−0.2211*（−1.9218）	−0.0092（−0.0488）	−0.1616（−0.7849）	−0.2222*（−1.9481）	−0.0043（−0.0221）
Lev	0.1247（1.6143）	0.1297**（2.6044）	0.0857（1.1973）	0.1259（1.6229）	0.1355**（2.7144）	0.0853（1.1904）
Roa	0.2145（1.3660）	0.2512***（3.1401）	0.1117（0.8475）	0.2251（1.3752）	0.2399**（2.8078）	0.1260（0.9366）
Tangiblity	0.3352***（4.5525）	0.2555***（4.2471）	0.2396***（4.6033）	0.3543***（4.5248）	0.2645***（4.1626）	0.2571***（4.7279）
Tobin*Q*	−0.0149***（−3.9019）	−0.0061（−1.7693）	−0.0131***（−4.5744）	−0.0161***（−3.9817）	−0.0058（−1.6021）	−0.0145***（−4.8640）
Constant	0.0846（0.1028）	−1.3065*（−1.9140）	0.2148（0.3135）	0.1084（0.1250）	−1.4065*（−2.0110）	0.2749（0.3761）
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	26047	26047	26047	26047	26047	26047
Adj.R^2	0.0899	0.0763	0.0862	0.0888	0.0753	0.0854

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%；括号内为*t*值。

假设H2部分成立，意味着高管团队职能经验异质性对于强化卖空威胁与发明型创新的正效应作用更大；模型(4)中*Treat*×*Post*和*IHHI*的交乘项回归系数通过显著性检验(coef.=−0.4805，$p < 0.01$)，这意味着行业竞争性在卖空威胁与企业创新关系中的调节效应得到支持，意味着行业竞争性会弱化卖空威胁对企业创新的正效应，研究假设H3成立；模型(6)中该交乘项回归系数通过显著性检验(coef.=−0.4904，$p < 0.05$)，而模型(5)中该交乘项回归结果系数不显著，这意味着行业竞争程度的增加对于卖空威胁与非发明型专利创新的正效应具有削弱作用，进一步地支持研究假设H3。总体而言，高管团队职能经验异质性越高，卖空威胁对企业创新的正向关系越强(假设H2部分成立)；行业竞争性越高，卖空威胁对企业创新的正向关系越弱(假设H3成立)。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分模型的回归系数估计的前提假设为：处理组和控制组的样本在政策变动之前具有平行趋势(parallel trend)。本文采用如下方法进行检验：考察2010年之前两年及之后的企业为研究样本，然后比较后续列入融券试点范围的公司和未列入试点范围的公司在卖空管制放松之前的企业创新水平差异。实证检验结果见表6，可以发现，在控制其他变量后，在融券政策冲击前置项中(*Before*2和*Before*1)，其回归系数均没有通过显著性检验。这表明公司在未受到卖空威胁之前，标的公司和非标的公司的企业创新水平并没有显著差异。因此，该结果为处理组和控制组样本在受卖空威胁影响之前具有平行趋势提供了支持证据。除了公司进入融券标的名单当年(*Current*)系数不显著外，进入该名单后一年(*After*1)、两年(*After*2)及3年以上(*After*3_)的回归系数均至少通过了10%的统计显著性检验，这说明卖空威胁对企业创新的正向影响具有较强的持续性特征。

表6　平行趋势检验：基于企业专利申请总数

变量	(1)	(2)
	Patent	*Patent*
*Before*2	0.0511(0.9940)	0.0454(0.8871)
*Before*1	0.0317(0.5460)	0.0240(0.4152)
Current	0.0965(1.5225)	0.0799(1.2626)
*After*1	0.1302**(1.9779)	0.1092*(1.6643)
*After*2	0.2191***(3.1751)	0.1895***(2.7519)
*After*3_	0.2894***(4.2357)	0.2574***(3.7822)
Constant	1.0547***(9.1727)	−0.2390(−0.3422)
Control	No	Yes
Industry FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
N	26047	26047
Adj.R^2	0.0833	0.0870

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%；括号内为*t*值。

2. 内生性检验

第一，基于倾向得分匹配法(PSM)的重新检验。为了减少由于样本选择偏误产生的回归偏差，进一步地采用PSM倾向得分匹配法进行内生性的控制，为标的公司匹配各方面特征相近的非标的公司。本文为融券标的(*Treat*)样本寻找配对样本，并基于倾向得分匹配(PSM)后的样本，对研究假设再次进行检验。在以往文献的基础上，选择如下匹配变量：企业规模、企业年龄、董事会规模、独立董事占比、企业绩效、资产负债率、股票流通市值等变量。然后对样本进行1∶1配对，为每个实验组公司匹配出一个控制组公司，最终得到13091个观测值。在此基础上，运用模型(1)对研究假设重新进行了检验，从表7中*Treat*×*Post*的回归系数可知，在使用配对样本进行回归分析后，实证结果依然支持本文的研究结论。

表7　PSM-DID检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	*Patent*1	*Patent*2
Treat×*Post*	0.0713*(1.7483)	0.0820**(2.4123)	0.0321(0.8469)
Treat	−1.2415*(−1.8597)	−0.9184(−1.6152)	−1.0606**(−2.3992)
Constant	−0.6786(−0.6023)	−1.5673*(−1.6727)	−0.9661(−0.9971)
Control	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	13091	13091	13091
Adj.R^2	0.0816	0.0890	0.0667

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%；括号内为*t*值。

第二，解释变量滞后一期。由于卖空威胁与企业创新之间可能存在时滞性，同时为了减少内生性的影响，将解释变量滞后一期进行检验。表8的实证研究结果表明，在对解释变量进行滞后处理后，本文的主要结论依然成立。

表8　解释变量滞后一期

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	*Patent*1	*Patent*2
L. Treat×*Post*	0.1290***(3.7493)	0.0959***(3.2654)	0.0916***(2.8831)
L. Treat	0.4589*(1.6676)	0.3475(1.5025)	0.1856(0.9129)
Constant	0.6890(0.8545)	−0.9181(−1.4159)	0.6161(0.8568)
Control	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	22273	22273	22273
Adj.R^2	0.0785	0.0585	0.0801

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%；括号内为*t*值。

3. 稳健性测试

(1)更换解释变量检验。本文使用融券余额变量来衡量卖空压力,该值越大意味着市场上的卖空方势力就越强。表9的实证结果发现卖空压力越大,企业专利创新产出越高,与本文基本结论保持一致。

(2)更换回归模型。回归模型中采用时间和行业的固定模型是一种常规做法,但可能较为"柔性",对内生性控制尚不够严格。因此,本文采用Moser和Voena(2012)关于控制"行业×年份"的高阶联合固定效应方法。表10的实证结果表明,卖空威胁依然对企业创新具有显著的促进效应。

(3)更换样本区间。卖空威胁对企业创新的影响,可能会与国内金融发展态势密切相关,忽视这类因素可能会对回归产生偏误的影响。在本项研究中,时间样本范围涉及2007—2018年,这期间的典型金融冲击事件为2008年的金融危机和2015年的股灾。但是客观来看,这类因素又难以通过特定的变量进行测度。鉴于此,将金融冲击事件(2008年和2015年)的影响进行了剔除,以尽可能排除金融波动态势干扰。表11的实证结果显示,检验结果与本文基本结论一致。

(4)剔除样本期内未申请专利的企业。本文将专利申请量为零的公司样本进行剔除,进一步地增强本文结果的可靠性。回归结果见表12,在剔除专利申请数为零的公司样本后,卖空威胁(*Treat×Post*)对企业创新依然具有显著促进作用。

(5)更换回归标准误的计算方式。第一,本文参考连燕玲等(2019)的研究方法,采用固定效应的面板回归模型减少潜在的遗漏变量偏误,同时由于面板数据中可能存在的异方差、截面相关和序列相关等问题。因此采用Driscoll-Kraay的标准误差进行估计。第二,本文参考谭小芬和钱佳琪(2020)的方法,采用普通标准误的估计方式,回归结果见表13,研究发现更换回归标准误计算方式后,研究结论依然具有一致性。

表9　更换解释变量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	*Patent*1	*Patent*2
Short	0.0062***(2.6577)	0.0043**(2.1165)	0.0047**(2.1653)
Constant	1.2759(1.5388)	−0.2442(−0.3801)	1.1099(1.4688)
Control	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	22103	22103	22103
Adj.R^2	0.0777	0.0484	0.0848

注:*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%;括号内为*t*值。

表10　高阶联合固定效应方法的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	*Patent*1	*Patent*2
Treat×Post	0.1309***(3.8477)	0.1105***(3.7571)	0.0965***(3.1206)
Treat	−1.0666**(−2.0412)	−0.7758*(−1.8863)	−0.9559**(−2.4154)
Constant	0.7236(0.9591)	−0.8556(−1.4305)	0.7222(1.0805)
Control	Yes	Yes	Yes
Industry×Year	Yes	Yes	Yes
N	25932	25932	25932
Adj.R^2	0.7307	0.7044	0.7083

注:*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%;括号内为*t*值。

表11　更换样本区间

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	*Patent*1	*Patent*2
Treat×Post	0.1419***(4.2141)	0.0926***(3.2191)	0.1198***(3.9402)
Treat	−1.4766***(−2.8705)	−1.0939***(−2.7742)	−1.2901***(−3.1312)
Constant	0.4018(0.5344)	−1.2341**(−2.0742)	0.6038(0.9033)
Control	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	22185	22185	22185
Adj.R^2	0.0911	0.0703	0.0912

注:*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%;括号内为*t*值。

表12　剔除样本期内未申请专利的企业

变量	(1)	(2)	(3)
	Patent	*Patent*1	*Patent*2
Treat×Post	0.0682*(1.7156)	0.0917**(2.2524)	0.0470(1.0927)
Treat	−1.1139**(−2.2346)	−0.9453(−1.5372)	−1.1424**(−2.3502)
Constant	−2.7231***(−3.0284)	−3.8391***(−4.3021)	−2.2784**(−2.2551)
Control	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	15210	15210	15210
Adj.R^2	0.1389	0.1230	0.1210

注:*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%;括号内为*t*值。

表13　更换回归标准误计算的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	普通标准误			Driscoll-Kraay标准误		
	Patent	*Patent*1	*Patent*2	*Patent*	*Patent*1	*Patent*2
Treat×Post	0.1510***(6.9554)	0.1142***(6.2927)	0.1191***(5.8967)	0.1510***(3.9570)	0.1142**(2.8868)	0.1191***(4.8444)
Treat	−1.1357***(−4.4781)	−0.8534***(−4.0253)	−0.9986***(−4.2348)	−1.1357**(−2.4809)	−0.8534**(−3.0558)	−0.9986**(−2.5171)
Constant	0.0757(0.1827)	−1.3369***(−3.8597)	0.2209(0.5733)	0.0757(0.0872)	−1.3369*(−1.8865)	0.2209(0.3038)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	26047	26047	26047	26047	26047	26047
R^2/Within-R^2	0.0885	0.0751	0.0850	0.0885	0.0751	0.0850

注:*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%;括号内为*t*值。

五、进一步研究

（一）中介机制检验

前文的回归结果证明了卖空威胁能够提升企业创新。那么卖空威胁是通过什么机制发挥其促进效应的呢？本文理论与假设部分归纳了几个可能的机制，具体包括治理机制与信息机制，有待进一步检验与分析。为了检验卖空威胁是通过公司治理机制还是信息机制影响企业创新水平，本文将采用如下方法来检验上述两个机制。对于公司治理机制，借鉴李栋栋和陈涛琴（2017）的研究，本文通过考察企业进入融券名单前后的融资约束的变化来检验卖空威胁是否通过该机制影响企业创新。在理论分析过程中，融资约束会影响企业创新的意愿和能力（伊志宏等，2019），融资约束也衡量了企业获得资源支持的程度（罗宏和秦际栋，2019）。如果卖空威胁通过公司治理机制促进企业创新，那么融资约束水平就会下降；反之，则会上升。本文借鉴学者Nianhang et al（2013）的研究，采用SA指数测度上市公司所面临的融资约束大小，该指数为负，为方便实证解释，本文将该值（*SA*）取绝对值，得到融资约束指标（*SAJ*），该指标越大表示面临的融资约束越严重。对于信息机制，本文通过考察企业进入融券标的名单前后的企业特质信息在资本市场中的变化来判断卖空威胁是否通过该机制影响创新投入，借鉴伊志宏等（2019）和Xu et al（2013）的研究方法，采用股价同步性（*SYN*）来度量企业特质信息。

本文采用温忠麟等（2004）的方法来检验上述两个中介机制，构建如下模型：

$$Y = C_1 + \alpha_1 X + \alpha \sum Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$M = C_2 + \delta_1 X + \delta \sum Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Y = C_3 + \gamma_1 X + \gamma_2 M + \gamma \sum Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中：Y为企业创新水平；M为为中介变量；X为卖空威胁；$\sum Control$为模型的控制变量的加和；C_1~C_3为常数项；α、δ、γ为回归系数；ε_{it}为随机扰动项。

本文以上述中介效应检验方法进行参数估计，具体作用机制检验结果见表14。首先从治理机制的中介效应分析，从（2）列可知，当被解释变量为企业融资约束时，核心解释变量（*Treat×Post*）系数显著为负（coef. =−0.0537，$p < 0.01$），表明卖空威胁降低了企业融资约束。（3）列的*Treat×Post*的回归系数显著为正，但比（1）列的系数有所减小。因此，卖空威胁通过治理机制影响企业创新得到支持。其次从信息机制的中介效应分析，类似地，（4）列为当被解释变量为股价同步性时，核心解释变量（*Treat×Post*）的系数显著为正（coef. =0.1670，$p < 0.01$），卖空威胁提高了股价同步性，股价同步性提升会导致资本市场无法获得可靠的公司特质信息，进入融券标的企业为了提升资本市场投资者对企业特质信息的关注，从而提升企业的创新水平。（5）列的*Treat×Post*的回归系数显著为正，但比（1）列的系数有所减小。因此，卖空威胁通过信息机制影响企业创新也得到了支持的证据。综上所述，两种机制都通过了中介效应检验，表明企业面临卖空威胁时企业通过公司治理和信息机制影响企业创新水平。具体而言，卖空威胁一方面缓解融资约束方式为企业带来资源支持；另一方面提升了股价同步性，必然要求企业提升创新能力以获得资本市场的关注，从而提升企业创新水平。

表14　治理机制和信息机制的中介效应检验

变量	治理机制			信息机制	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	第一阶段	第二阶段	第三阶段	第二阶段	第三阶段
	Patent	*SAJ*	*Patent*	*SYN*	*Patent*
Treat×Post	0.1522***（4.5026）	−0.0537***（−18.1617）	0.1233***（3.5653）	0.1670***（7.7871）	0.1473***（4.2901）
Treat	−1.1480**（−2.1521）	0.1168**（2.1094）	−1.0850**（−2.0506）	−0.1062（−0.7591）	−1.1211**（−2.1036）
SAJ			−0.5395***（−2.6385）		
SYN					0.0173**（2.1566）
Constant	−0.1657（−0.2359）	2.3798***（28.0795）	1.1182（1.3954）	−4.0767***（−9.7477）	0.2857（0.3942）
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	26047	26047	26047	24213	24213
Adj.R^2	0.0869	0.8681	0.0880	0.4158	0.0870

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%；括号内为*t*值。

（二）异质性分析

不同生命周期的企业在面临卖空威胁情境下的企业创新水平可能存在差异。因此，本文为了研究在不同生命周期下，卖空威胁对企业创新的影响差异，参考刘诗源等（2020）的研究，本文使用现金流模式法①划分企业生命周期，将样本划分为成长期、成熟期和衰退期三个阶段。

从表15回归结果可知，分企业生命周期阶段来看，卖空威胁并未对衰退期企业创新水平表现出显著影响；对于成长期企业，卖空威胁则显著提升了其创新水平，其回归系数为0.1756，且在1%水平上显著；对于成熟期企业，卖空威胁显著提升了成熟期企业的创新水平，其回归系数为0.1867，且在1%水平上显著。这说明了在卖空威胁的影响下，成长期企业和成熟期企业更加注重提升企业核心竞争能力，进行企业创新的动力更为明显。

表15　基于企业生命周期的异质性分析

变量	（1）	（2）	（3）
	Patent	*Patent*	*Patent*
Treat×Post	0.1756*** （3.8221）	0.1867*** （3.6132）	−0.0401 （−0.5588）
Treat	−0.7101 （−1.0519）	−0.2814 （−0.1705）	−2.1565*** （−5.7240）
Constant	0.0226 （0.0225）	−1.7723 （−1.2723）	2.2792* （1.7173）
Control	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
N	13088	8611	4348
Adj.R^2	0.0892	0.0954	0.0738

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%；括号内为*t*值。

企业不同的产权性质使得卖空威胁与企业创新的关系可能存在差异性。因此，本文将样本按照企业产权性质分为国企和非国企进行分组检验，回归结果见表16。

表16的结果表明，在国企样本的回归中，总专利申请数（包括发明专利和非发明专利申请数）系数显著为正（coef. =0.1605，$p < 0.01$），意味着国有企业在面临卖空威胁时，国有企业表现出更强的创新能力，而从第（6）的回归结果来看，卖空威胁对非国有企业非发明专利创新显著为正（coef. =0.1038，$p < 0.05$），表明非国有企业则更为保守，仅从事于非发明专利的低风险创新。综上结果表明，卖空威胁对于国有企业的创新提升作用更为明显。

表16　基于企业产权性质的异质性分析

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	国有企业样本			非国有企业样本		
	Patent	*Patent*1	*Patent*2	*Patent*	*Patent*1	*Patent*2
Treat×Post	0.1605***（3.2404）	0.1455***（3.3695）	0.1152***（2.5838）	0.1057**（2.2638）	0.0465（1.1658）	0.1038**（2.4444）
Treat	−1.3198*（−1.8277）	−1.0945*（−1.8237）	−1.0107*（−1.8961）	−1.0970（−1.5334）	−0.7517（−1.4139）	−1.0442*（−1.8491）
Constant	−0.8976（−0.6825）	−2.1143*（−1.9066）	−0.4410（−0.3748）	−0.3529（−0.3773）	−1.4548**（−2.0018）	−0.4006（−0.4814）
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10115	10115	10115	15932	15932	15932
Adj.R^2	0.0979	0.1012	0.0833	0.0892	0.0621	0.0887

注：*、**、***分别代表显著性水平10%、5%、1%；括号内为*t*值。

六、研究结论

（一）研究结论

本文以企业创新视角为切入点，使用2007—2018年A股上市公司的数据为样本，依托2010年引入的融资融券政策试点，实证检验了卖空威胁与企业创新之间的关系，检验了高管团队职能经验异质性与行业竞争性的调节作用，进一步地研究上述关系的中介作用机制，并检验不同生命周期阶段和产权性质的影响差异。实证结果表明：第一，当企业面临卖空威胁时，其对创新活动更为重视，企业创新水平越高。第二，从调节效应分析，当高管团队职能经验异质性较大时，会增强卖空威胁对企业创新水平影响的正效应；当行业竞争性较高时，会削弱卖空威胁对企业创新水平影响的正效应。第三，从进一步地研究中发现，除了公司治理机制之外，卖空威胁也通过信息机制影响企业创新。本文还发现，卖空威胁对于提升所处成熟期阶段企业和国有

① 现金流模式法通过经营、投资、筹资三类活动现金流净额的正负组合来反映不同生命周期的经营风险、盈利能力和增长速度等特征，既能规避行业固有差异的干扰，也避免对生命周期的样本分布进行主观假设，具有较强可操作性和客观性。

企业的创新水平更为明显。这为卖空威胁会给企业带来的正面影响提供了证据支持，从而进一步补充了企业创新前因的研究框架。不仅如此，本文的研究结论对于现实中企业如何改善公司治理，提高创新能力，以及国家成功实施创新驱动发展战略也具有较强的启示意义。

（二）理论贡献

本文拓展了现有文献中有关卖空机制治理效应的研究，验证了卖空威胁对企业创新水平的提升作用，为企业创新前因研究提供了新的经验证据。首先，本文从创新角度检验了企业面临卖空威胁时其行为决策的重要作用，研究结论对当下正处于市场威胁的企业在如何保持长期竞争力的问题上具有一定的启示作用。同时对理论的贡献在于识别威胁效应对企业创新的影响，丰富了企业创新领域前因的研究。实证研究的结果支持本文的理论预期，通过从组织内外部因素两个方面，考察了不同情境下卖空威胁与企业创新关系的调节效应，有助于明晰卖空威胁对企业创新的情境机制，本文的研究不仅揭示了微观层面高管团队特征（高管团队职能经验异质性）和宏观层面环境特征（行业竞争性）对卖空威胁与企业创新的调节效应，也发现了促进创新决策的中介作用条件。最后，本文考虑到公司创新战略决策涉及高风险与不确定性，并反映了管理风险承担倾向，研究卖空威胁对企业创新的影响，可以推动有关风险管理决策研究的发展（Shi et al，2018）。

（三）政策启示

本文结论具有如下三个方面的重要政策含义。第一，目前我国大多数上市企业面临着资本市场威胁与转型发展的现实需要，引导这些企业积极进行创新研发，不能片面要求企业完善内部治理结构，而要进一步地发挥资本市场的作用。第二，尽快完善融券交易制度，发挥卖空机制的积极作用，适当扩大融资融券的范围及降低融资融券交易门槛，并加强对融券交易的监管。第三，要坚定不移地完善市场功能，稳定外部市场环境，完善行业竞争的相关制度，规范行业竞争秩序，使其更好地服务于资本市场，同时企业中注重高管团队职能经验的多元化，引入多元化职能背景高管团队成员，有助于引导企业确立长期战略导向。总之，完善融券制度可以提高我国股市的信息效率，也更加有利于融券发挥其公司治理的积极作用，从而为上市公司进行高质量创新提供一个更好的市场环境。

参考文献

［1］陈传明，孙俊华，2008. 企业家人口背景特征与多元化战略选择[J]. 管理世界(5)：124-133.

［2］陈建林，冯昕珺，李瑞琴，2018. 家族企业究竟是促进创新还是阻碍创新？——争论与整合[J]. 外国经济与管理，40(4)：140-152.

［3］冯根福，温军，2008. 中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析[J]. 中国工业经济，(7)：93-103.

［4］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.

［5］江轩宇，2016. 政府放权与国有企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究[J]. 管理世界，32(9)：120-135.

［6］李栋栋，陈涛琴，2017. 卖空压力影响公司融资约束吗——基于中国A股上市公司的实证证据[J]. 经济理论与经济管理，(10)：71-87.

［7］李薇，刘昊云，成群蕊，2019. 卖空机制与企业债务融资关系的实证研究[J]. 金融与经济，(5)：22-27.

［8］黎文靖，郑曼妮，2016. 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，51(4)：60-73.

［9］李新春，肖宵，2017. 制度逃离还是创新驱动？——制度约束与民营企业的对外直接投资[J]. 管理世界，33(10)：99-112.

［10］连燕玲，叶文平，刘依琳，2019. 行业竞争期望与组织战略背离——基于中国制造业上市公司的经验分析[J]. 管理世界，35(8)：155-172.

［11］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.

［12］刘诗源，林志帆，冷志鹏，2020. 税收激励提高企业创新水平了吗——基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究，55(6)：105-121.

［13］刘新梅，白杨，2013. 组织学习影响组织创造力的知识获取路径研究[J]. 管理科学，26(2)：51-61.

［14］罗宏，秦际栋，2019. 国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J]. 中国工业经济，(7)：174-192.

［15］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.

［16］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.

［17］王立威，周鹏，2017. 卖空对企业创新产出影响的实证检验[J]. 统计与决策，(9)：163-167.

［18］温忠麟，侯杰泰，马什赫伯特，2004. 结构方程模型检验：拟合指数与卡方准则[J]. 心理学报，(2)：186-194.

[19] 杨俊，田莉，张玉利，等，2010. 创新还是模仿：创业团队经验异质性与冲突特征的角色[J]. 管理世界，26(3)：84-96.
[20] 杨林，2013. 高管团队异质性、企业所有制与创业战略导向——基于中国中小企业板上市公司的经验证据[J]. 科学学与科学技术管理，34(9)：159-171.
[21] 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.
[22] 杨林，和欣，顾红芳，2020. 高管团队经验、动态能力与企业战略突变：管理自主权的调节效应[J]. 管理世界，36(6)：168-201.
[23] 伊志宏，杨圣之，陈钦源，2019. 分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究[J]. 中国工业经济，(1)：156-173.
[24] 朱冰，张晓亮，郑晓佳，2018. 多个大股东与企业创新[J]. 管理世界，34(7)：151-165.
[25] BALSMEIER B，FLEMING L，MANSO G，2017. Independent boards and innovation[J]. Journal of Financial Economics，123(3)：536-557.
[26] BLAU P M，1977. Inequality and heterogeneity：A primitive theory of social structure[M]. New York，USA：Social Forces，677-683.
[27] CASSON M，1982. The entrepreneur：An economic theory[M]. Oxford，UK：Rowman & Littlefield.
[28] CHEMMANUR T J，LOUTSKINA E，TIAN X，2014. Corporate venture capital，value creation，and innovation[J]. Social Science Electronic Publishing，27(8)：2434-2473.
[29] DRISCOLL J C，KRAAY A C，1998. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. Review of Economics & Statistics，80(4)：549-560.
[30] GROSSMAN S J，HART O D，1988. One share-one vote and the market for corporate control[J]. Journal of Financial Economics，20：175-202.
[31] HAUCK J，PRÜGL R，2015. Innovation activities during intra-family leadership succession in family firms：An empirical study from a socioemotional wealth perspective[J]. Journal of Family Business Strategy，6(2)：104-118.
[32] HAVEMAN H A，JIA N，SHI J，et al，2016. The dynamics of political embeddedness in China：The case of publicly listed firms[J]. Administrative Science Quarterly，62(1)：67-104.
[33] HIRSHLEIFER D，LOW A，TEOH S H，2012. Are overconfident ceos better innovators?[J]. Journal of Finance，67(4)：1457-1498.
[34] KOTLAR J，MASSIS A D，2013. Goal setting in family firms：Goal diversity，social interactions，and collective commitment to family-centered goals[J]. Entrepreneurship Theory and Practice，37(6)：1263-1288.
[35] LAMONT O A，2012. Go down fighting：Short sellers vs. firms[J]. Nber Working Papers，2(1)：1-30.
[36] LIU X，LU J，FILATOTCHEV I，et al，2010. Returnee entrepreneurs，knowledge spillovers and innovation in high-tech firms in emerging economies[J]. Journal of International Business Studies，41(7)：1183-1197.
[37] MAKADOK R，2003. Doing the right thing and knowing the right thing to do：Why the whole is greater than the sum of the parts[J]. Strategic Management Journal，24(10)：1043-1055.
[38] MASSIS A D，FRATTINI F，LICHTENTHALER U，2013. Research on technological innovation in family firms[J]. Family Business Review，26(1)：10-31.
[39] MCKINLEY W，LATHAM S，BRAUN M，2014. Organizational decline and innovation：Turnarounds and downward spirals[J]. Academy of Management Review，39(1)：88-110.
[40] MOSER P，VOENA A，2012. Compulsory licensing：Evidence from the trading with the enemy act[J]. American Economic Review，102：396-427.
[41] MURRAY A I，1989. Top management group heterogeneity and firm performance[J]. Strategic Management Journal，10(S1)：125-141.
[42] SCHMIDT K M，1997. Managerial incentives and product market competition[J]. The Review of Economic Studies，64(2)：191-213.
[43] SHI W，CONNELLY B L，CIRIK K，2018. Short seller influence on firm growth：A threat rigidity perspective[J]. Academy of Management Journal，61(5)：1892-1919.
[44] TIHANYI L，ELLSTRAND A E，DAILY C M，et al，2000. Composition of the top management team and firm international diversification[J]. Journal of Management，26：1157-1177.
[45] XU N H，CHAN K C，JIANG X，et al，2013. Do star analysts know more firm-specific information? Evidence from China[J]. Journal of Banking and Finance，37(1)：89-102.

Can the Threat of Short Selling Enhance Corporate Innovation? A Quasi-nature Experiment Based on Margin Trading

Xu Yongmei[1], Zhao Qian[1], Ye Tao[2]

(1. Business School, Jinan University, Guangzhou 510632, China;
2. Business School, Macao University of Science and Technology, Macao 999078, China)

Abstract: As the capital market pressure, short-selling threat has an important impact on corporate innovation. Based on the data of domestic listed companies from 2007 to 2018, using the introduction of short-selling system as a quasi-natural experiment, and the relationship between short-selling threat and corporate innovation based on the difference in differences model was discussed, and the moderating effect of TMT characteristics (functional experience heterogeneity) and external environment (industry competitiveness) on the above relationship also tested, and the mechanism of short-selling threat was further investigated. The results show that the threat of short selling significantly improves the level of corporate innovation. The heterogeneity of TMT functional experience will strengthen the positive relationship between short-selling threat and corporate innovation, while industry competitiveness will weaken the relationship. It is found that the mechanism of short-selling threat affecting corporate innovation includes not only corporate governance mechanism, but also information mechanism. In addition, this thesis also found that the threat of short selling is more obvious to enhance the level of innovation of mature enterprises and state-owned enterprises. This conclusion not only enriches the research framework of antecedents of corporate innovation, but also provides an important reference for enterprises to make innovative decisions under the threat of short selling.

Keywords: short-selling threat; corporate innovation; difference in differences; corporate governance