

卖空与创新：中国制造业企业加入融券标的的自然实验

王立威、李春涛、周 鹏
中南财经政法大学金融学院^①

摘要：在发达的资本市场，卖空已被证明为一种有效的公司外部治理机制，它能够约束经理人的自利行为、缓解委托代理问题。利用中国 A 股市场 2010 年开始实施的融券试点，在通过多时点双重差分和倾向得分匹配等计量方法消除了内生性的基础上，本文实证检验了卖空对 A 股制造业上市公司创新行为的促进作用。结果表明：(1)相较于不能被卖空的公司，加入融券标的后，卖空公司的创新数量和创新质量都有显著提高；(2)对于金融市场欠发达、治理水平较差的公司来说，这种作用更加明显；(3)在使用融券余额作为空方力量的测度指标以及 ETF 基金持股作为工具变量进一步控制内生性以后，以上结论仍然成立。可能的原因在于卖空有助于降低创新企业的信息不对称性和加强对经理人的薪酬激励的有效性。因此，取消卖空限制，加强卖空意识，惩戒恶意做空，将有助于中国制造业上市公司的创新和资本市场的健康稳定发展。

关键词：卖空；创新；双重差分；融券余额

学科分类号：G18, O3

^①王立威，中南财经政法大学金融学院博士生，Email:wangliwei@126.com,电话：15927276507；李春涛，中南财经政法大学金融学教授，博士生导师，研究领域：公司金融；周鹏，中南财经政法大学金融学院硕士生。我们感谢国家自然科学基金（71372212）和产业升级与区域金融湖北省协同创新中心对本研究的支持，文责自负。

Short Selling and Corporate Innovation:
Evidence from a Nature Experiment on Margin Trading in China
Liwei WANG; Chuntao LI; Peng ZHOU
School of Finance, Zhongnan Univ. of Economics and Law

Abstract: Short selling has been demonstrated as an important external corporate governance mechanism, which can discipline managerial behaviors and mitigate principle-agent conflicts in developed market. Using a data set of Chinese listed manufacturing firms, we examine the governance effect of short selling on corporate innovation in China. After controlling for possible endogeneity issues with a multi-period Difference-in-Differences approach and Propensity Score Matching, this research finds that the short selling in China has a positive, causal effect on both the quantity and quality of corporate innovation. We further found that the impact is more pronounced for firms with weaker corporate governance and for firms from regions with less developed financial market. Moreover, using annual average balance of short sold securities as a proxy for the magnitude of short selling and ETF ownership as her instrumental variable, we further confirms the previous findings. Collectively, our findings suggest that short selling has become an external governance mechanism to public companies in China.

Key Words: Short Selling; Innovation; Difference-in-Differences; Balance of Short Sold Securities

JEL code: G18, O3

一、引言

卖空作为金融创新链条上一个不可或缺的环节,其实施与终止都备受投资者、研究者和管理层的广泛关注。理论上,如果不能卖空,只有股价上涨才能给投资者带来收益,看空市场的投资者即使有充分的信息也不能依靠这些信息获利,从而股价不能有效反映空方的信息,导致股价被高估 (Miller, 1997; Hong, 2006)。对处于初级阶段的中国资本市场而言,由于法律法规尚不健全、企业退出机制尚未实现 (张平等, 2013), 因此决策层在推出卖空交易机制时慎之又慎, 直至 2010 年才推出融资融券试点, 标志着卖空在中国资本市场开始正式实施。由于中国资本市场在卖空推出之前的近 20 年时间里一直是单边交易市场, 面对使用杠杆交易、依靠股价下跌获利的卖空机制, 普通投资者对其的认知度和接受度并不高, 甚至视之为导致市场剧烈波动和股价暴跌的“罪魁祸首”。

卖空交易是一把“双刃剑”。一方面, 文献中认为卖空加剧了资本市场的波动 (Keim & Madhavan; 1995), Mckenzie & Henry (2006) 认为卖空操作会给下跌的股票一个持续向下的压力, 其杠杆交易会放大市场风险, 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投资信心 (Karpoff & Lou, 2010); 另一方面, 卖空机制通过信用交易的方式增加了市场的流动性; 卖空者作为市场的参与者能够扮演有效监管者和市场信息传递者的角色, 降低投资者与企业之间的信息不对称性, 加快股价回归其基础价值的速度, 提高市场效率的同时还能够有效防止金融资源的错配 (Saffi & Sigurdsson, 2011; Boehmer et al., 2008; 周春生和杨云红, 2002; 李志生等, 2015)。

目前国内学界对卖空机制的研究主要集中在其价格发现功能上(陈国进和张贻军, 2009; 杨阳和万迪昉, 2010; 古志辉等, 2011; 廖士光, 2011; 许红伟和陈欣; 2012; 李志生等, 2015), 却鲜有学者研究卖空是否能有效发挥外部治理效应并对公司行为产生影响。反观西方学界, 一些学者逐渐把公司中最重要的“人”的因素考虑在内, 强调卖空机制带来的公司层面的行为调整和动机变化。比如Massa et al. (2015) 和Fang et al.(2014)研究了卖空对经理人盈余信息操纵行为的影响; Chang et al.(2015)和Chu(2015)分别研究了卖空对经理人兼并决策和产品市场开发决策的影响。因此, 本文欲依托 2010 年中国资本市场引入的融资融券试点这一自然实验, 从创新投资的角度来探究卖空机制发挥公司治理作用的途径, 即上市公司的管理层是否会因为市场存在的卖空威胁去调整其创新投资决策。

宏观上, 技术创新是促进经济增长的不断源泉和社会进步的重要动力; 微观上, 技术创新是企业保持竞争优势和持续健康发展的支撑。然而, 由于技术创新的长期性、复杂性以及创新者与投资人之间关于创新项目的信息不对称性, 企业的创新投资往往受到多种因素的制约。比如, 对经理人的薪酬激励对企业创新有着至关重要的影响 (Lin et al., 2009), 因为, 在两权分离的现代公司治理框架下, 经理人更倾向于关注短期的公司绩效和个人利益, 而较少关心公司的长期发展, 即经理人具有“短视行为” (He et al., 2014)。此外, 管理者特征和外部制度环境 (Hsu et al., 2014; Sapra et al., 2014)、所有权性质 (李春涛和宋敏, 2010)、机构投资者持股 (Luong, 2014) 和大股东持股比例 (党印和鲁桐, 2014)、诉讼和司法环境 (潘

越等, 2014) 等都对企业创新产生一定的影响效应。

一方面, 卖空威胁能够提升管理层薪酬激励合约的有效性, 因为卖空威胁使得信息更完整地反映在当前股价中, 这其中就包含经理人的薪酬激励信息, 卖空导致的股价下跌会带来经理人个人财富的损失, 因此, 旨在规范管理层行为和激励经理人的薪酬机制在面对卖空威胁时会更加有效, 这会有效防范经理人自利行为的发生, 进而提升企业的创新能力; 另一方面, 创新型企业通常面临更严重的信息不对称, 创新投资的决策者和投资人之间获取信息的程度存在差异, 卖空者的信息释放作用能够降低这种信息不对称, 包含创新决策的各类公司层面的信息, 因潜在卖空者的关注更好地反映在当前股价中, 因此被大量潜在卖空者关注的企业通常有更强烈的意愿去积极布局具备价值成长性的创新型项目。

本文借助中国资本市场 2010 年引入的融资融券试点这一准自然实验来解决可能存在的内生性问题, 并实证检验卖空对制造业企业创新产出的影响。具体来说, 本文想要回答以下三方面的问题: 第一, 运用双重差分的方法实证检验卖空对企业创新的作用, 我国资本市场从单边市到引入融券卖空机制, 这一制度性冲击是否能提升相应企业的创新产出能力; 第二, 卖空机制对企业创新的影响是否因公司内部、外部治理环境的不同而显现出差异; 第三, 探讨融券卖空影响企业创新产出的潜在机制。

为了回答上述问题, 本文使用 2006-2014 年中国制造业 A 股上市公司的数据, 实证检验卖空对公司创新的影响。依托中国 A 股市场 2010 年开始实施的融资融券试点, 本文首先发现, 相较于不能被卖空的公司, 加入融券标的后, 卖空公司的创新数量和创新质量都有显著提高; 进一步, 本文发现对位于金融市场欠发达地区、治理水平较差的公司来说, 这种治理作用更加明显; 最后, 使用融券余额来定量测度空方力量以及 ETF 基金持股作为工具变量, 本文进一步证明卖空机制对创新产出的促进作用。

本文的贡献主要体现在以下几个方面: 首先, 从公司治理的视角探讨融券业务这一卖空机制推出以来的实施效果, 结果表明卖空机制确实能提高企业的创新产出能力, 抑制管理层自利行为; 其次, 本文的研究结果表明融资融券作为一种创新交易工具, 不仅提高市场效率且兼具价格发现作用, 还能够从微观层面对企业的经营绩效产生实质性的影响; 再次, 本文发现卖空机制对企业创新能力的提升作用是对新兴市场企业创新相关文献的完善和补充。最后, 我们研究融券这一卖空机制对处于经济转型期的新兴资本市场的影响, 并综合考察我国企业在面对差异化的市场外部环境和公司特有的内部治理环境时, 上述机制是否发挥不同的效应, 进而为我国完善融资融券机制, 进一步探索金融体制改革提供理论参考。

本文其余部分的结构如下: 第二部分是文献回顾与研究假设; 第三部分是制度背景; 第四部分是研究设计; 第五部分通过实证分析卖空与企业创新的关系及其影响因素; 第六部分是工具变量的回归结果; 最后给出本文的结论和政策建议。

二、相关文献与研究假设

(一) 文献回顾

与本文相关的文献主要涉及三个方面：研究资本市场反馈机制的文献，研究影响公司创新的相关文献以及研究卖空机制对公司行为影响的相关文献。首先，已有的大量文献研究了资本市场对实体经济的真实作用。传统的观点认为，股票价格是一种有效的信息来源(Hayek, 1945)，在有效市场中，股价可以迅速完全地反应公司的基本信息(Fama, 1970)。通过实证研究，一些学者发现，金融市场具有信息聚集的功能，这降低了公司决策者的信息不对称程度(Grossman, 1976; Hellwig, 1980)。最近，一些学者的研究表明，资本市场具有反馈作用，管理层能够从资本市场上进行学习(Dow & Gorton, 1997; Subrahmanyam & Titman, 1999; Chen et al., 2007; Goldstein & Guembel, 2008; Edmans et al., 2012, 2015;)。Edmans (2015)认为，现有的决策制定者(如管理层、资本提供者、董事会、客户、监管者、雇员等)能够从股价所包含的信息中进行学习，并利用这些信息去做决策。至于卖空机制对股票价格的影响，一直是学术界以及实务界关注和争论的焦点。普遍的观点认为，卖空具有价格发现的功能(Boehmer et al., 2008; Boehmer & Wu, 2013)，能够增加资本市场的有效性(Chang et al., 2007; Saffi & Sigurdsson, 2011)；然而，卖空也被看作是减少市场流动性(Karpoff & Lou, 2010)、放大市场风险(Henry & McKenzie, 2006)以及增加市场波动(Keim & Madhavan, 1995)的“危险品”。

其次，一些外文文献研究了诸多影响企业创新的因素。道德风险模型指出缺乏严厉监督的管理层倾向于投资没有挑战性的常规项目以维持公司的短期股利(Bertrand & Mullainathan, 2003)。激励合约对短期失败的容忍是有效促进技术创新的关键，因为创新行为是否有效存在着长期的风险不确定性且难以被提前预测(Manso, 2011; Wang & Tian, 2014)。同时，实证研究也发现了诸多影响管理层进行创新投资决策的公司层面和经济层面的因素，如机构持股(Gillan & Starks, 2000; Aggarwal et al., 2011)、风险投资(Chemmanur et al., 2014)、所有权结构(Meggison & Netter, 2001)、工会(Bradley et al., 2014)、银行竞争(Cornaggia et al., 2015)、股票流动性(Fang et al., 2014)、金融发展水平(Hsu et al., 2014)、金融法(Chemmanur & Tian, 2012)等。关于卖空对企业创新的影响仅有He&Tian(2014)有所涉及。He&Tian(2014)使用美国数据，研究了SHO政策的实施对公司创新的影响，研究发现卖空机制的实施显著地增加了公司创新。

关于卖空机制对公司行为影响的文献也与本文的研究相关。已有的研究表明，卖空机制可能通过以下途径影响企业行为进而发挥外部治理效应。首先，卖空机制为投资者提供了股价下跌获利的途径，在影响股价下跌的诸多因素中，公司层面的负面消息是不可回避的因素，这就为卖空者提供了通过负面消息获利的渠道，投资者有动机去积极挖掘目标公司及其管理层的负面消息，但反过来此类消息的传播会直接影响甚至威胁到管理人的个人利益，卖空者的“信息挖掘功能”制约了管理层出于自利目的而损害股东权益的行为。卖空投资者有动机也

有能力去发现经理人的不当行为或当前公司股价尚未包含的负面信息,通过释放此类信息达成的知情交易会 给股价施加持续向下的压力,这会直接导致经理人所持股票和期权价值的下降,不仅使经理人面临账面财富的损失,还会增加公司因股价下跌被恶意收购的可能性 (Asquith et al. 2005; Boehmer et al. 2008)。因此,管理层出于个人财富及职业前途的考虑,卖空的威胁能够在一定程度上约束其损害股东及其他利益相关者的自利行为。其次,借助杠杆进行交易的卖空行为在股价下行过程中,会进一步放大投资者恐慌抛售的效应,进而使股价剧烈下挫,这相当于在一定程度上加重了对经理人不当行为的惩罚。卖空者对一家公司进行卖空操作,相当于对经理人的治理行为投“反对票”,其集中抛售行为造成的市场恐慌使股价面临大幅下跌的可能,这种负面效应越强,经理人遭受的个人损失越严重,对经理人不当行为的惩罚就越强 (Massa et al., 2015)。最后,卖空机制能够提升经理人激励合约的有效性,从而在契约的框架下进一步约束经理人的行为 (Angelis et al., 2015)。正如前文所提及的那样,卖空机制能够提升市场的定价效率,股价能够更真实反映其所包含的各类信息,这就意味着更多有效信息可以被反映在经理人的激励合约中 (Schmidt, 1997; Raith, 2003)。上市公司通过给经理人发放更多的股票期权合约来规避其不当治理行为导致的股票下跌风险,因此卖空机制使得约束或激励经理人的契约更加有效,进而规范经理人的个人行为,降低经理人短视行为及自利行为出现的可能性 (Angelis et al., 2015)。

国内现有关于卖空机制的研究主要集中在其对市场价格及流动性影响等方面,鲜有学者研究卖空对公司行为的影响。在我国 2010 年融资融券试点这一实质性卖空交易机制获准推出之前,国内部分学者运用香港、台湾、美国等资本市场上的卖空数据,研究其在金融市场上所发挥的作用 (廖世光和杨朝军, 2006; 陈淼鑫和郑振龙, 2008), 得出的结论皆建议我国的资本市场应尽快建立卖空交易机制。自 2010 年 3 月 31 日国内正式启动融资融券业务以来,研究卖空对中国资本市场影响的文献开始逐渐出现。主要的研究结果表明卖空机制能有效降低中国资本市场的波动 (肖浩和孔爱国, 2014)、增强市场的有效性 (古志辉等, 2011; 李科等, 2014)、提高市场的定价效率 (李志生等, 2015)。陈晖丽和刘峰(2014) 依托中国实施融资融券试点这一自然实验,研究了卖空对上市公司盈余操纵的影响,研究发现卖空机制能够显著降低上市公司的应计盈余管理和真实盈余管理,并且这种作用在金融市场较为发达的地区和股权制衡的公司中表现得尤为明显。

然而国内鲜有学者关注卖空对公司创新的影响。本文首先依托 2010 年 3 月中国资本市场引入的融资融券试点这一自然实验来实证检验卖空引入对企业创新的影响。其次,本文还使用融券余额作为卖空势力的代理指标,并使用 ETF 基金持股作为工具变量,来进一步验证卖空交易对公司创新的作用。

(二) 提出假设

已有文献表明卖空对企业创新的影响存在两种竞争性的假设。首先,卖空可能会阻碍企业的创新行为。众所周知,卖空是依靠股价下跌获利,这就使得部分卖空者怀着投机的心理或实施不道德行为去恶意散播目标公司的负面传闻以打击该公司的股价进而达到卖空获利

的目的(Stafford et al., 2004)。卖空机制通常被认为给目标公司的股价施加向下的压力,这就可能使得目标公司的管理层存在一定的短视行为(He & Tian, 2013),即为了维持股价稳定而将主要的精力投入到短期项目上(Tice & Fang, 2014)。对短期失败的容忍是有效促进技术创新的关键,因为创新行为是否有效存在着长期的风险不确定性且难以被提前预测(Manso, 2011),但是,卖空者显然无法忍受企业的短期失败,因为他们就是通过识别那些被严重高估的公司,以及未被真实反映在股价中的信息来进行卖空获利。因此,公司管理者可能会为了维持短期股价的稳定而牺牲公司的长期利益,比如放弃具备成长性的创新项目,以躲避短期失败股价下跌被持续做空的压力。

已有的研究同样存在卖空促进企业创新的论断。首先,卖空者作为公司治理的外部有效监管力量,当发现管理层因担心短期利益受损而选择相对“安全”的项目时,卖空者会认为该公司存在因委托代理矛盾导致的投资不足问题,从而使得股价被高估,作为“天然”的信息挖掘者,卖空者会积极布局卖空投资策略以反映自身对管理者松懈治理的不满,这时目标公司的股价将面临着向下的压力(Karpoff & Lou, 2010; Massa et al., 2013; Fang et al., 2013)。反过来讲,无论何时只要卖空者发现公司管理层存在懈怠心理或因逃避责任而有意避免投资具有较高风险性的创新项目时,他们就会利用自身信息挖掘者的优势去积极布局卖空该公司的股票,从而导致市场的负面反应,负面消息释放引致的股价下跌会直接造成持有股票期权的经理人个人财富的损失,此时卖空者作为公司外部有效的监管力量,会促使管理层出于公司利益最大化而非维护自身利益的目的去积极布局旨在提升公司长期价值的优质、创新型项目。此外,对企业自身而言,如果市场存在卖空威胁,这种威胁能够潜在地降低公司所面临的信息不对称问题(Bhattacharya & Ritter, 1983),因为卖空策略的实施伴随着公司信息的释放和传播。那类包含创新项目决策的公司层面信息,可能因卖空者的关注,进而更有效地被反映在公司当前的股价中,因此,被更多潜在卖空者关注的公司有着更强的意愿去积极布局具备价值成长性的创新型项目(Massa et al., 2013; Massa et al., 2015; He & Tian, 2014)。

由于现代企业的经营权和所有权相分离,导致了委托代理问题的存在,经理人往往会凭借其信息优势进行利己行为而非追求股东利益的最大化。因此,面对卖空威胁,企业经理人可能会担心创新投资失败,导致股价剧烈下跌,一开始便出于个人短期利益的考虑而减少或放弃创新投资;也可能迫于大股东的压力或卖空势力对其“不作为”的监督(Massa, 2015),约束自身行为,更加注重公司长期发展,增加公司创新。

鉴于此,本文提出以下两种对立假设:

H1a: 卖空会抑制公司的创新产出。

H1b: 卖空能够显著增加公司创新。

企业的技术创新还会受到公司的内部治理机制(Francis & Smith, 1995; Holmstrom, 1989; 冯根福和温军, 2008; 李春涛和宋敏, 2010)和外部治理环境的影响(Sapra & Subramanian, 2011; Hsu et al., 2014),有效的内、外部治理是促进创新的重要因素(Hiller et al., 2011)。因此,本文将分别探讨在差异化的所有权结构、信息环境和市场环境下,卖空对公司创新的影

响。

已有的研究表明,存在大量知情交易者的公司买卖竞价过程中普遍存在逆向选择的问题 (Amihud & Mendelson,1986; Easley & O'Hara,2004), 当非知情交易者认为知情交易者在交易过程中占据更多的信息优势时, 前者将不情愿进入市场进行交易 (Ausubel,1990; Bhattacharya & Spiegel,1991)。作为信息“挖掘者和传播者”的卖空投资者, 他们显然在获取股票信息时更具优势 (Boehmer et al.,2012;Chang et al.,2013), 卖空威胁和信息释放能够降低公司的信息不对称程度 (He & Tian,2014), 改善公司的治理水平 (Massa & Zhang,2013)。为了进一步验证卖空对企业创新的作用是否通过缓解信息不对称和增强经理人薪酬有效性这一潜在途径来实现, 我们可做如下试想, 如果卖空能够有效发挥外部监督作用, 那么其作用的发挥应该在信息不对称程度较深和治理水平较差的企业会更加明显。为此, 我们对样本进行分组或引入代理指标来验证卖空发挥治理作用的潜在途径。首先, 国有企业占用了国家的大部分优质资源,但与其他所有制企业相比,国有企业的生产效率最低(姚洋和章奇,2001; 吴廷兵, 2012), 创新效率也较低(周黎安和罗凯, 2005; 董晓庆等, 2014), 创新的提升空间较大。因此, 当面临卖空威胁时, 相对于民营企业, 国有企业的经理人面临的压力或者约束作用可能更明显。其次, 分析师跟踪误差可以作为企业透明度的衡量指标, 当同一家公司被多个分析师跟踪但发布的评级报告差异较大时, 说明该公司的信息披露并不完全, 其透明度较差, 内部治理机制不够完善 (Roosenboom & Van Dijk, 2009), 对于透明度较差的公司而言, 卖空威胁应更能有效发挥其外部监督作用。最后, Massa et al.(2015)研究表明, 在卖空限制解除后, 大股东为了避免公司的股票被做空, 规避潜在的风险, 就会主动改善内部治理环境。chen et al.(2015)的研究也表明, 卖空机制引入后, 大股东会通过发放更多的股票期权激励合约以约束经理人的行为。因此, 卖空限制解除后, 内部治理较完善的公司可能会较少地采取防范措施, 卖空对创新的促进作用可能相对较小。据此, 本文提出假设 2、3、4:

H2: 在国有企业中, 卖空对公司创新的作用更加显著。

H3: 对于透明度较差的企业, 卖空对其创新的作用更强。

H4: 对于内部治理较弱的企业, 卖空对创新的促进作用更强。

最后, 上市公司所在地的金融市场环境, 也有可能影响卖空对公司创新的作用。一方面, 金融市场化程度越高, 企业信息透明度越高, 金融市场的信息反馈作用就越强, 卖空对管理层的约束作用就越强, 对创新产出的提升就应该更显著。另一方面, 金融市场化程度越高, 上市公司信息透明度就越高, 上市公司的外部治理机制就更有效, 这在一定程度上会替代卖空治理效应的发挥 (Massa et al., 2011; Massa et al., 2015)。因此, 对于外部金融市场环境的影响本文提出对立假设:

H5a: 金融市场化水平越高, 卖空对创新的影响效果越强;

H5b: 金融市场化水平越高, 卖空发挥外部治理作用的效果被削弱, 其对创新的影响效果趋弱。

三、制度背景

我国的融资融券业务发展至今，一共经历了被禁止、前期准备、开启试点和转入常规四个阶段。第一阶段，在我国资本市场建立初期的十几年时间里，卖空是一直被禁止的。以1990年上海证券交易所、深圳证券交易所的成立为标志，中国的资本市场基本形成。建立初期的资本市场因法律、法规尚不健全，投资者的风险处置意识不足，监管层出于市场稳定的考虑对使用杠杆策略的卖空交易采取规避的态度。1998年东南亚金融危机的爆发和蔓延使得中国监管层从新审视系统性金融风险的危害，出台的第一部《中华人民共和国证券法》中明确指出：“证券公司不得从事向客户融资或者融券的证券交易活动”，从而以法律的形式对卖空交易采取了明令禁止的规定。诚然，这项严格的监管规定在当时特定的环境中对新兴资本市场起到了一定的保护作用，但随着资本市场的发展以及各项配套法律、法规的颁布实施，不能依靠做空获利的单边市以及由此积累起的市场风险使得投资者对监管层适时推出卖空交易机制的呼声越来越高。

第二阶段，开启融资融券的前期准备。2005年10月，新修订的《中华人民共和国证券法》加入了有关融资融券的条款，为融资融券业务的开展奠定了法律基础。修订后的《证券法》规定：“证券公司为客户买卖证券提供融资融券服务，应当按照国务院的规定并经国务院证券监督管理机构批准。”此后，中国证监会于2006年6月颁布了《证券公司融资融券试点管理办法》，同年8月，上交所和深交所联合发布了《融资融券交易试点实施细则》。随后主管机构又依次颁布《融资融券试点登记结算业务实施细则》、《融资融券合同必备条款》和《融资融券交易风险揭示书必备条款》等相关文件细则，规定了融资融券合同修订双方的法律关系。

第三阶段，联网测试和融资融券试点启动。2008年4月，国务院颁布实施《证券公司监督管理条例》和《证券公司风险处置条例》，条例指出：“融资融券业务，是指在证券交易所或者国务院批准的其他证券交易场所进行的证券交易中，证券公司向客户出借资金供其买入证券或者出借证券供其卖出，并由客户交存相应担保物的经营活动”，融资融券交易的制度框架正式确立。同年10月和11月，证监会、沪深证券交易所、中国证券登记结算公司共组织了11家证券公司进行了两次联网测试，融资融券业务的推出已进入倒计时。2010年1月8日，国务院原则同意开展证券公司融资融券业务试点。2010年3月19日，中国证监会公布首批6家试点证券公司名单。2010年3月31日，上交所和深交所依据《融资融券交易试点实施细则》公布首批90支融资融券交易试点标的证券，至此卖空机制正式引入中国资本市场，融资融券交易进入市场操作阶段。

第四阶段，开展转融通业务，融资融券进入常规阶段。2011年10月26日，证监会颁布实施《转融通业务监督管理试行办法》，启动的转融通业务即证券公司作为中介将来自银行、基金、保险公司等金融机构的资金和证券提供给融资融券客户，转融通业务试点于2012年8月30日启动，在一定程度上缓解了当时融资融券比例不协调的问题。2013年2月转融通业务正式推出，共选取500支融资融券标的中的90支作为首批转融券标的，至此卖空交易机制全面开放弥补了之前我国单边市的缺陷和不足。自融资融券试点到正式实施，其标的

证券也经历了数次调整,既加入了新的标的证券,也有部分证券被调出,截止2015年3月,沪深两市公开交易的融资融券标的个股共900支。

由于内生性问题的困扰,比如,卖空所导致的股价下跌既可能是公司治理特征的外在反映,也可能是公司治理状况不佳的直接结果;此外,实施卖空策略引致的股价下跌既可能源自卖空者通过交易刻意打压股价,也可能仅仅因为卖空投资者对市场持悲观预期进而通过交易来验证自身的观点。因此,在现实中检验卖空对实体经济的影响效果存在一定的难度,而融券试点的开展作为一项外生的政策冲击,为我们在现实中检验卖空机制对公司长期创新投资行为的影响提供了合理的准自然实验环境。

四、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文所使用的数据主要涉及融资融券标的的调整数据、制造业上市公司创新产出指标(包含发明专利、实用新型和外观设计等)、财务数据等。其中,我们从沪深证券交易所历年公布的公告信息中,查阅整理了所有关于融券标的的调整公告,最终整理出的融资融券标的调整明细如表1所示。截止2015年3月,沪深两市累计调入证券标的986支(其中包含制造业标的股531支),累计调出86支(其中包含制造业标的股47支),目前可供融资融券交易的标的股共900支,其中包含的制造业标的共484支。上市公司专利数据来自于国家知识产权局(SIPO)专利数据库,财务数据、董事会相关数据都来自于国泰安(CSMAR)数据库。同时,文中还使用了樊纲、王小鲁(2012年)发布的2009中国地区市场化指数,以考察差异化的外部市场环境对卖空机制发挥治理效应的影响。此外,我们还对样本数据作以下处理:(1)、删除主要指标缺失的样本;(2)、考虑融资融券试点推出的时间点,我们删除了2009年以后才上市的企业数据;(3)、删除资不抵债的公司;(4)、剔除ST和*ST的上市公司;(5)、为消除离群值的影响,我们对文中使用到的所有连续性变量进行了1%的缩尾(Winsor)处理。文中最终的样本包含2006-2014年958家A股制造业上市公司的5245个公司-年度观测值。

表1 融资融券标的的调整明细

| 调入日期 | 调入数量 | | 调出日期 | 调出数量 | |
|-----------|------|-----|-----------|------|-----|
| | 全样本 | 制造业 | | 全样本 | 制造业 |
| 2010/3/31 | 90 | 37 | 2010/7/1 | 5 | 2 |
| 2010/7/1 | 5 | 0 | 2010/7/29 | 1 | 1 |
| 2010/7/29 | 1 | 0 | 2011/12/5 | 1 | 0 |
| 2011/12/5 | 189 | 89 | 2013/1/31 | 54 | 26 |
| 2013/1/31 | 276 | 155 | 2013/3/6 | 1 | 1 |
| 2013/4/10 | 1 | 0 | 2013/3/7 | 1 | 0 |
| 2013/9/16 | 206 | 118 | 2013/3/26 | 1 | 0 |
| 2014/9/22 | 218 | 132 | 2013/3/29 | 2 | 1 |
| | | | 2013/5/2 | 1 | 1 |
| | | | 2013/5/3 | 1 | 1 |
| | | | 2014/3/28 | 1 | 0 |
| | | | 2014/4/1 | 1 | 1 |

| | | | | | |
|------|-----|-----|-----------|----|----|
| | | | 2014/4/29 | 1 | 1 |
| | | | 2014/5/5 | 2 | 2 |
| | | | 2014/9/22 | 13 | 10 |
| 累计调入 | 986 | 531 | 累计调出 | 86 | 47 |
| 目前剩余 | 900 | 484 | | | |

(二) 模型设定

为了检验卖空机制对中国制造业上市公司创新产出的影响,本文主要从两个方面进行论证:首先,依托2010年中国证监会批准实施的融资融券试点这一自然实验,使用双重差分的方法,从定性的角度分析在卖空允许后标的公司的创新能力是否有所提高;然后,为了更准确地测度卖空势力对经理人的约束作用,使用融券余额作为卖空的代理变量以及ETF基金持股作为融券余额的工具变量,从定量的角度进一步分析卖空对创新的影响。

1. 双重差分模型

融资融券试点是一个多次冲击的自然实验,为了准确的测度卖空机制推出对公司创新的影响,本文参照Bertrand & Mullainathan(2003)的方法,构建多时点双重差分模型。基本模型如下:

$$Innovation_{i,t} = \alpha + \beta Short_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + \delta_i + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

按照经典DID的思想,模型中应该包含对照组和实验组的指标变量(treat)以及自然冲击发生前后的指标变量(post),本文在模型中控制了公司个体效应包含了treat和post。其中,被解释变量是创新产出(Innovation),核心解释变量是卖空(Short, SSP), $Z_{i,t}$ 是控制变量,考虑到时变和非时变的不可观测因素的影响,我们在模型中还控制了年度固定效应和公司个体效应。如果卖空机制对经理人具有约束作用,那么相较于非融券标的而言,加入融券标的的公司其创新能力将得到显著改善,因此模型中核心解释变量的估计系数应显著大于0。

2. 工具变量法

为了更准确的测度卖空势力对公司创新的影响,本文还使用融券余额作为卖空的代理变量,通过工具变量法准确识别卖空对公司创新的影响程度。具体的模型如下:

$$\text{Step1: } SSP_{i,t} = \alpha + \beta ETFOWN_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + \delta_i + \varphi_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Step2: } Innovation_{i,t} = \alpha + \beta \widehat{SSP}_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + \delta_i + \varphi_i + \varepsilon_{i,t}$$

Step1式是第一阶段模型,其中被解释变量是融券余额即SSP,解释变量是其对应的工具变量ETF基金持股即ETFOWN,其他变量定义如模型(1)所示;Step2式是第二阶段模型,被解释变量是企业创新,核心解释变量为 $\widehat{SSP}_{i,t}$,即第一阶段的预测值,控制变量与模型(1)相同。同理,如果卖空能够通过外部约束作用促进制造业企业的投资效率,那么融券余额的变化就会间接影响企业的创新产出,包括创新的数量和质量,则 $\widehat{SSP}_{i,t}$ 的回归系数应该显著为正。

(三) 变量构造与说明

1.创新的测度

已有文献对创新的测度主要从以下三个方面:创新的投入、创新的中间品以及创新成果。创新的投入主要使用的是研发支出 (R&D), 侧重于创新投资决策, 并没有考虑创新的效率和结果; 创新的中间品主要指的是专利产出, 但是这一测度并没有考虑到专利是否有使用价值; 创新成果主要包括新产品以及专利的引用量, 然而, 中国上市公司的新产品研发数据和专利引用量的数据都很难获取。结合已有的国内外研究创新的文献, 本文选取专利数据来测度公司创新能力。根据中国专利法, 专利可以被划分为发明专利、实用新型和外观设计三种。发明专利主要指对产品、方法或者其改进所提出的新的技术方案; 实用新型, 是指对产品的形状、构造或者其结合所提出的适于实用的新的技术方案; 外观设计, 是指对产品的形状、图案或者其结合以及色彩与形状、图案的结合所作出的富有美感并适于工业应用的新设计。因此, 发明专利含有较高的创新成分, 其次是实用新型专利, 外观设计专利并没有什么实质性的创新含量。参考 Tan et al.(2015), 本文使用发明专利的数量 Patent1 来衡量创新的质量, 使用发明专利和实用新型专利数量之和 Patent2 来衡量创新的数量, 同时, 作为稳健性检验我们也使用三者之和 Patent 来测度创新产出。

2.卖空的测度

通过使用空头头寸 (short interest, Dechow et al., 1996; Desai et al., 2006; Efendi et al., 2006; Christophe et al., 2009)、融券供给 (short supply, Massa et al., 2013; Massa et al., 2015; Chang et al., 2015) 以及卖空政策的实施 (SHO, Massa et al., 2013; Fang et al., 2014; He & Tian, 2014; Chu, 2015; Chang et al., 2015; Angelis et al., 2015) 作为卖空的代理变量, 国外学者对卖空与公司行为之间的关系进行了大量的研究。综合已有的文献并结合中国的实际情况, 本文首先依托融资融券试点, 使用 DID 的方法来定性分析卖空后标的公司创新产出的变化。参照 Bertrand & Mullainathan(2003)多时点双重差分 (Multi-Period DID) 的方法, 本文将卖空定义为一个虚拟变量, 即如果一家公司股票在 t 年成为融券标的证券则该值取 1, 否则取 0。另外, 为了进一步确定卖空头寸对创新的影响程度, 参照 Chang & Lin(2015)使用融券余额 SSP 来测度空方势力, 即日融券借出量与日融券偿还量的差额比上日流通股股数的年平均值, 该值越大, 表明市场上的空方势力就越强。

3.其它控制变量

根据已有的研究创新的文献, 本文控制了一系列影响公司创新的公司层面和行业层面的因素, 包括公司规模 (Size)、资产负债率 (LEV)、成长性 (Growth)、企业年龄 (Age)、固定资产占比 (Tangibility)、资本支出比例 (CapEx)、董事会规模 (BoardSize)、董事会独立性 (Indpt)、董事长和总经理兼职状况 (Dual) 以及机构持股比例 (IO)。此外, 考虑到时间趋势的影响, 本文还控制了专利增长率 (PatGrow)。

(1) 公司规模 (Size), 这里采用企业年销售总额的自然对数来衡量。以往的研究认为企业规模是影响创新的重要因素 (Cohen et al., 1987; 周黎安和罗凯, 2005; Jefferson et al.,

2006), 通常来讲, 规模越大的企业具有更高的规模效应和声誉优势, 更有可能通过创新进行长期投资且相对来讲更有抵御风险的能力。

(2) 资产负债率 (LEV), 年末负债比上年末总资产。创新对企业来讲是一项不确定性较高、回报期较长的长期投资决策, 一般来说, 资产负债率较高的企业, 面临的融资约束问题较严重, 经理人会更少地进行创新投资。

(3) 成长性 (Growth), 年末总资产的增长率。一方面, 对于快速成长的公司而言, 其必然会面临较大的资金压力, 这会给投资周期长、风险不确定的创新项目带来一定的阻碍。另一方面, 成长性较强的企业具备业绩稳步增长的预期, 相对来讲更有能力应对创新项目投资失败需面临的风险。因此, 成长性对于企业创新能力的影响存在不确定性 (Richardson et al., 2002; Lerner et al., 2011)。

(4) 固定资产占比 (Tangibility), 固定资产总额比上年末总资产。固定资产占比越高, 企业持续盈利的能力越强, 且固定资产可以作为抵押物进行长期融资, 满足企业投资创新项目所需的资金 (He & Tian; 2013), 因此企业固定资产越多, 创新能力越强。

(5) 资本支出比例 (CapEx), 购建固定资产、无形资产和其它长期资产所支付的现金总额比上年末总资产, 作为一个增量的概念, 其被视为固定资产增值的所有经费支出, 这项支出占比越大所发挥的效用与前者相近, 因此资本支出金额越高, 企业创新能力越强。

(6) 专利增长率 (PatGrow), 连续三年专利数量增长率的平均值。众所周知, 专利申请和专利应用通常存在一定的时滞, t 年申请的发明专利可能在一年或数年后才能被转化为创新产出, 但持续的专利数量增长必定会带动企业创新能力或创新产出的提升。

(7) 机构持股比例 (IO), 定义为年末机构持股占公司总流通股的比例, 由于机构投资者具备信息优势, 能够从多渠道获取公司的营运状况, 因此机构投资者相当于有效的外部监管力量, 这在一定程度上能够降低经理人的机会主义行为, 从而使其所做的创新决策更多出自公司整体利益而非个人利益的考虑 (Aghion, Reenen & Zingales, 2013; Fang, Huang & Karpoff, 2013)。

(8) 董事长和总经理兼职状况 (Dual), 根据现代管家理论 (Stewardship Theory), 董事长和总理由同一人担任, 企业经营状况更好, 组织运营效率更高 (刘银国等, 2010)。两职合一有利于降低创新投资决策中的分歧, 在决策和执行过程中两者间沟通的时间成本为零, 有利于在更短的时间内做出符合市场需求的决策, 提高创新成功的概率 (Anderson & Robert, 1986; 李玲, 2014)。

(9) 董事会规模 (BoardSize), 年末董事会人数的自然对数。董事会作为对经理人负有直接监管责任的公司内部治理核心, 同时也是公司重大事项的核心决策者和参与者。一方面, 董事会规模较大的公司可能受“搭便车”影响, 出现董事会被经理人操纵的情形, 这种情况下经理人可能会为满足个人利益而做出不利于企业创新的决策。另一方面, 董事会规模较小的企业, 其经营和决策的独立性将面临极大的考验, 缺乏有效的制衡同样不利于创新决策的实施 (Holmstrom, 1989; Bebchuk et al., 2009;)。

(10) 董事会独立性 (Indpt)，独立董事人数占董事会总人数的比例。独立董事作为公司内部不可或缺的监管力量，因其独立于经理人和大股东，所以在对公司重大创新决策进行投票时，独立董事能够发挥重要的内部治理作用，发表更为中立且符合中小股东利益的意见 (Ferreira, 2007)。因此董事会独立性越高，企业的创新能力越强。

(11) 企业年龄 (Age)，上市公司成立年数取自然对数。关于企业年龄对创新的影响学术界尚未达成一致的结论，因为年轻企业和成熟企业面对创新时各有优劣，年轻企业易于接受新技术新方法，而成熟企业更有能力承受创新失败导致的风险 (Huergo & Jaumandreu, 2004; Tian & Tice, 2014)。

(四) 描述性统计

表 2 给出了主要变量的描述性统计，包括观测值个数 (N)、均值 (mean)、标准差 (sd)、最小值 (min)、中位数 (p50)、最大值 (max) 等。由表 2 可知，我国制造业企业的年专利产出量的均值为 6.85 项，而发明专利的产出量为 2.85 项，约占总产出的 42%，这表明我国制造业企业的创新的效率和质量还有待改善。创新增长率的标准差为 0.89，说明不同企业持续创新的能力存在着较大的差异。独立董事人数超过董事会人数的三分之一，董事长与总经理“两职合一”的比例为 18.6%。

表 2 主要变量的描述性统计表

| variable | N | mean | sd | min | p50 | max |
|-------------|------|--------|--------|--------|-------|-------|
| Patent | 6431 | 2.060 | 1.704 | 0 | 2.079 | 6.328 |
| Patent1 | 6431 | 1.349 | 1.403 | 0 | 1.099 | 5.403 |
| Patent2 | 6431 | 1.888 | 1.647 | 0 | 1.792 | 6.148 |
| Short | 7048 | 0.119 | 0.324 | 0 | 0 | 1 |
| Size | 7046 | 21.31 | 1.436 | 16.90 | 21.19 | 25.51 |
| LEV | 7048 | 0.481 | 0.193 | 0.069 | 0.490 | 0.943 |
| Growth | 7048 | 0.179 | 0.420 | -0.342 | 0.099 | 3.816 |
| Tangibility | 7048 | 0.282 | 0.156 | 0 | 0.255 | 0.849 |
| CapEx | 7045 | 0.0603 | 0.0525 | 0 | 0.046 | 0.257 |
| PatGrow | 6148 | 0.133 | 0.893 | -2.197 | 0 | 2.803 |
| IO | 6876 | 0.357 | 0.234 | 0.0005 | 0.352 | 0.880 |
| Dual | 7048 | 0.186 | 0.389 | 0 | 0 | 1 |
| BoardSize | 7048 | 2.182 | 0.195 | 1.099 | 2.197 | 2.944 |
| Indpt | 7048 | 0.365 | 0.0516 | 0.091 | 0.333 | 0.667 |
| Age | 7048 | 2.245 | 0.588 | 0.693 | 2.398 | 3.091 |

表 3 是主要变量的相关系数矩阵。创新产出指标与公司规模、机构持股比例、董事会规模、董事会独立性、总经理与董事长两职合一呈正相关，与固定资产占比、公司年龄等负相关，与公司成长性不相关。另外，大部分变量之间的相关系数都小于 0.3，这表明我们的估计结果不存在多重共线性的影响，满足多元回归的条件。

表 3 主要变量的相关系数矩阵

| | Patent | Short | Size | LEV | Growth | Tangibility | CapEx | PatGrow | IO | Dual | BoardSize | Indpt |
|-------------|---------|---------|---------|---------|---------|-------------|---------|---------|---------|---------|-----------|--------|
| Short | 0.256* | | | | | | | | | | | |
| Size | 0.420* | 0.358* | | | | | | | | | | |
| LEV | 0.037* | 0.017 | 0.342* | | | | | | | | | |
| Growth | 0.035* | -0.006 | 0.108* | 0.013 | | | | | | | | |
| Tangibility | -0.143* | -0.039* | 0.134* | 0.156* | -0.106* | | | | | | | |
| CapEx | 0.012 | -0.001 | 0.072* | -0.043* | 0.185* | 0.190* | | | | | | |
| PatGrow | 0.279* | -0.016 | 0.015 | 0.006 | 0.038* | 0.004 | 0.035* | | | | | |
| IO | 0.272* | 0.234* | 0.382* | 0.027* | 0.070* | -0.050* | 0.067* | 0.010 | | | | |
| Dual | 0.042* | -0.004 | -0.109* | -0.077* | 0.013 | -0.099* | 0.029* | -0.018 | -0.061* | | | |
| BoardSize | 0.068* | 0.078* | 0.264* | 0.147* | 0.021 | 0.112* | 0.080* | 0.031* | 0.087* | -0.137* | | |
| Indpt | 0.051* | 0.034* | 0.008 | -0.016 | 0.009 | -0.043* | -0.023 | -0.002 | 0.019 | 0.079* | -0.346* | |
| Age | -0.027* | 0.203* | 0.230* | 0.246* | -0.048* | -0.012 | -0.264* | -0.042* | 0.155* | -0.109* | 0.014 | -0.017 |

五、实证结果

(一) 卖空与企业创新

表4报告了卖空影响企业创新产出的回归结果,被解释变量是代表企业创新产出的专利数量,解释变量包括公司特征(公司规模、资产负债率、成长性、固定资产比例、资本支出比例)、董事会特征(董事会规模、董事会独立性、董事长和总经理两职合一状况)以及机构持股比例、企业年龄等。我们在回归中同时控制了年份和行业固定效应,此外,为了消除异方差等因素的影响,我们使用公司聚类效应(cluster)对回归的标准误进行修正,括号里输出的是经过修正后的双侧检验的t值。

表4的(1)-(3)列输出了OLS的回归结果,(4)-(6)列输出的是面板固定效应的回归结果。在(1)-(3)列中Short的系数显著为正,这表明融资融券试点的实施与中国制造业上市公司创新能力的提升存在显著的正相关关系。在(4)-(6)列双重差分的估计结果中,卖空(Short)的估计系数都在1%的水平上显著为正,这表明相对于不能被卖空的公司而言,融券标的公司的创新数量和创新质量都显著提升。这进一步证明了卖空机制的引入与中国制造业上市公司创新提升间的关系。此外,回归结果中控制变量与企业创新产出间的关系也基本达到了理论预期,企业规模(Size)越大,创新能力越强(周黎安和罗凯,2005; Jefferson et al., 2006);资产负债率(LEV)越高企业创新产出越少;处于成长期(Growth)的企业创新产出较低,这说明成长性较快的企业通常面临比较严重的融资约束,这对于投资周期长、风险不确定的创新型项目是不利的(Richardson et al., 2002);资本支出比例(CapEx)与创新产出间呈现正相关关系,说明关注长期项目投资的企业具备更好的创新能力;机构持股比例(IO)、董事长和总经理两职合一(Dual)、董事会独立性(Indpt)等都能促进企业创新产出能力的提升,这说明不管是外部监督力量的提升,还是内部有效的公司治理,都能规范经理人的行为,预防其自利行为的出现,从而提升优质创新型项目的投资比例,提升企业的创新产出(Ferreira, 2007; Aghion et al., 2013; Anderson & Robert, 1986; 李玲, 2014)。

表4 卖空与企业创新

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | OLS | OLS | OLS | FE | FE | FE |
| | Patent | Patent1 | Patent2 | Patent | Patent1 | Patent2 |
| Short | 0.212** (2.10) | 0.351*** (3.69) | 0.183* (1.81) | 0.205*** (2.82) | 0.221*** (3.16) | 0.215*** (2.97) |
| Size | 0.496*** (12.37) | 0.357*** (9.94) | 0.442*** (11.27) | 0.102** (2.50) | 0.0961*** (2.72) | 0.109*** (2.76) |
| LEV | -0.590*** (-2.78) | -0.319* (-1.78) | -0.378* (-1.86) | 0.155 (0.93) | 0.0275 (0.18) | 0.0616 (0.37) |
| Growth | -0.250*** (-5.05) | -0.142*** (-3.34) | -0.212*** (-4.40) | -0.0414 (-1.30) | -0.0255 (-0.88) | -0.0294 (-0.91) |
| Tangibility | -1.352*** (-5.04) | -0.962*** (-4.16) | -1.118*** (-4.32) | 0.203 (1.07) | 0.135 (0.78) | 0.172 (0.97) |
| CapEx | -0.00401 (-0.01) | 0.354 (0.78) | 0.395 (0.76) | 0.287 (0.97) | 0.229 (0.80) | 0.373 (1.24) |
| PatGrow | 0.540*** (48.55) | 0.325*** (24.62) | 0.469*** (35.49) | 0.533*** (63.62) | 0.321*** (27.95) | 0.455*** (42.18) |
| IO | 0.452*** (2.82) | 0.358** (2.53) | 0.362** (2.34) | 0.0371 (0.39) | 0.00394 (0.05) | 0.0561 (0.61) |
| Dual | 0.227** (2.52) | 0.229*** (2.99) | 0.189** (2.23) | 0.0134 (0.26) | 0.00785 (0.17) | -0.0154 (-0.31) |
| BoardSize | -0.00828 | 0.230 | 0.116 | 0.000922 | 0.0266 | 0.0544 |

| | | | | | | |
|-----------------------|-----------|-----------|-----------|---------|---------|---------|
| | (-0.04) | (1.17) | (0.52) | (0.01) | (0.17) | (0.36) |
| Indpt | 0.572 | 0.880 | 0.695 | -0.230 | 0.0146 | 0.0465 |
| | (0.80) | (1.41) | (1.02) | (-0.59) | (0.04) | (0.11) |
| Age | -0.323*** | -0.236*** | -0.353*** | 0.256* | 0.113 | 0.246* |
| | (-4.32) | (-3.71) | (-4.88) | (1.88) | (0.92) | (1.83) |
| _cons | -7.327*** | -6.424*** | -7.000*** | -0.579 | -0.885 | -1.025 |
| | (-7.36) | (-7.26) | (-7.31) | (-0.58) | (-1.01) | (-1.07) |
| Industry | Yes | Yes | Yes | No | No | No |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm | No | No | No | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 |
| <i>R</i> ² | 0.3816 | 0.2999 | 0.3755 | 0.4569 | 0.2924 | 0.4121 |

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内输出了双侧检验的t值

(二) 内生性问题

1. 内生性诊断

尽管融资融券试点是一个完全外生的准自然实验,但我们的估计结果仍有可能受到逆向因果或选择偏误的影响。例如,创新能力较强、创新成果显著的公司更容易被选为融资融券标的,又或者在成为融资融券标的之前,其已经具备了较强的创新产出能力,而非卖空机制引致的结果。基于此我们参照 Bertrand & Mullainathan(2003)及 He & Tian(2014)的方法,构造模型(2),以对回归结果作进一步的内生性诊断。

$$\begin{aligned}
 Innovation_{i,t} = & \alpha + \beta_1 Before3_{i,t} + \beta_2 Before2_{i,t} + \beta_3 Before1_{i,t} + \beta_4 Current_{i,t} + \\
 & \beta_5 After1_{i,t} + \beta_6 After2_{i,t} + \beta_7 After3_{i,t} + \beta_8 After4_{i,t} + \\
 & \gamma Z_{i,t} + \delta_i + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中, Before3, Before2, Before1 均为虚拟变量,如果观测值是标的公司加入融资融券标的前第3年、第2年和第1年的数据,则该指标分别取1否则取0;如果观测值是公司加入标的当年的数据,则Current取值为1否则取0;当观测值是该公司加入融券标的后的第1年、第2年、第3年、第4年的数据时, After1、After2、After3 和After4 分别取1,否则取0;其它控制变量的定义不变。如果模型(1)的估计结果不存在逆向因果或选择偏误等因素的影响,那么在加入标的之前,标的公司和非标的公司的创新能力应该没有差异,即Before3, Before2, Before1 的估计系数均不显著,而After1、After2、After3 和After4 的估计系数应至少有一个显著,考虑到卖空对创新的影响可能会有时滞性,因此对Current的估计系数没有显著性要求,回归结果如表5所示。表5的回归结果显示, Before3, Before2 和Before1 的系数均不显著且系数比较小,这说明我们的估计不存在逆向因果和选择偏误的问题,本文的DID估计满足平行性假定;而Current、After1 和After2 的估计系数均达到5%以上的显著性水平, After3 和After4 的估计系数也部分显著,这进一步证明了卖空的引入带来了制造业上市公司创新能力的提升。

表5 内生性诊断

| | (1) Patent | (2) Patent1 | (3) Patent2 |
|---------|-------------------|--------------------|--------------------|
| Before3 | 0.00486 (0.08) | -0.0429 (-0.86) | -0.0310 (-0.55) |
| Before2 | 0.0274 (0.40) | 0.0329 (0.55) | 0.0299 (0.44) |
| Before1 | 0.108 | 0.0952 | 0.0813 |

| | | | |
|-----------------------|----------|----------|----------|
| | (1.42) | (1.35) | (1.06) |
| Current0 | 0.220** | 0.241*** | 0.228** |
| | (2.39) | (2.81) | (2.48) |
| After1 | 0.307*** | 0.227** | 0.259** |
| | (2.87) | (2.27) | (2.45) |
| After2 | 0.388*** | 0.467*** | 0.430*** |
| | (2.58) | (3.18) | (2.93) |
| After3 | 0.333* | 0.441** | 0.384** |
| | (1.69) | (2.37) | (1.98) |
| After4 | 0.257 | 0.444* | 0.327 |
| | (0.88) | (1.91) | (1.23) |
| Size | 0.0924** | 0.0870** | 0.100** |
| | (2.22) | (2.44) | (2.53) |
| LEV | 0.162 | 0.0313 | 0.0660 |
| | (0.97) | (0.20) | (0.40) |
| Growth | -0.0368 | -0.0199 | -0.0246 |
| | (-1.17) | (-0.69) | (-0.77) |
| Tangibility | 0.205 | 0.137 | 0.175 |
| | (1.09) | (0.79) | (0.98) |
| CapEx | 0.313 | 0.259 | 0.404 |
| | (1.07) | (0.92) | (1.36) |
| PatGrow | 0.534*** | 0.322*** | 0.457*** |
| | (63.45) | (28.04) | (42.21) |
| IO | 0.0490 | 0.0178 | 0.0697 |
| | (0.52) | (0.21) | (0.76) |
| Dual | 0.0169 | 0.00708 | -0.0148 |
| | (0.33) | (0.15) | (-0.30) |
| BoardSize | -0.0110 | 0.0103 | 0.0396 |
| | (-0.07) | (0.07) | (0.26) |
| Indpt | -0.246 | -0.00760 | 0.0295 |
| | (-0.63) | (-0.02) | (0.07) |
| Age | 0.289** | 0.164 | 0.288** |
| | (2.12) | (1.32) | (2.13) |
| _cons | -0.479 | -0.834 | -0.962 |
| | (-0.48) | (-0.95) | (-1.00) |
| Year | Yes | Yes | Yes |
| Industry | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 5995 | 5995 | 5995 |
| <i>R</i> ² | 0.4584 | 0.2952 | 0.4139 |

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内输出了双侧检验的t值

2.基于得分倾向匹配(PSM)法下的DID估计

为进一步探讨卖空机制与企业创新之间的因果关系，我们使用PSM(Propensity Score Matching)结合DID的方法考察卖空标的企业与非卖空标的企业创新产出的差异程度。与传统的匹配方法不同，区别于原有的一维配对方法，PSM是将多个维度的企业信息结合为一个得分因子，进而可以在多个维度将融券标的企业和与其特征相似的非融券标的企业进行匹配，从而得出卖空对创新产出的净影响。具体来讲，本文参照(Rosenbaum & Rubin, 1983)最早提出的方法对融券标的的进行匹配，再使用logit模型对实验组(融券标的的公司)和对照组(匹配上的非融券标的的公司)分组回归。首先，使用融券标的的调入前一年的公司数据和2009年以后尚未加入融券标的的公司数据作为匹配样本；其次，估计一个logit模型，以融券调入(Treat)作为被解释变量，如果t年i公司被调入融券标的的则该值取1，否则取0。解释变量包括公司规模(Size)、资产负债率(LEV)、固定资产占比(Tangibility)、董事会规模(BoardSize)等代表公司基本特征的因子，在控制了年份、行业固定效应以后用logit回归的系数作为i公司t年度被选入融券标的的概率即倾向得分；最后，采用一对一的方法对样本进行匹配，因

为PSM方法就是根据实验组企业和对照组企业之间倾向得分的相近程度对二者进行配对。这样我们得到的最终匹配样本包含 322 组、644 家公司的年度数据。表 6 给出了两组样本的多变量t检验结果。对比表中中位数可知实验组、对照组在公司特征方面并无明显差异。

表 6 标的公司和配对公司在加入标的前一年匹配变量的比较

| variable | Treated Group | | | | Matched Group | | | | Difference of stats | |
|-------------|---------------|------|------|--------|---------------|-------|------|--------|---------------------|-------|
| | N | Mean | SD | Median | N | Mean | SD | Median | Median | Mean |
| Patent | 322 | 2.56 | 1.84 | 2.57 | 322 | 2.40 | 1.68 | 2.40 | 0.17 | 0.16 |
| Patent1 | 322 | 1.78 | 1.57 | 1.61 | 322 | 1.61 | 1.38 | 1.61 | 0.00 | 0.17 |
| Patent2 | 322 | 2.32 | 1.82 | 2.25 | 322 | 2.29 | 1.63 | 2.40 | -0.15 | 0.03 |
| Size | 322 | 22.1 | 1.28 | 21.99 | 322 | 21.97 | 1.22 | 21.87 | 0.12 | 0.13 |
| LEV | 322 | 0.48 | 0.19 | 0.48 | 322 | 0.49 | 0.19 | 0.50 | -0.02 | -0.01 |
| Growth | 322 | 0.23 | 0.32 | 0.18 | 322 | 0.20 | 0.48 | 0.10 | 0.08 | 0.03 |
| Tangibility | 322 | 0.27 | 0.16 | 0.22 | 322 | 0.27 | 0.15 | 0.24 | -0.02 | 0.00 |
| CapEx | 322 | 0.07 | 0.05 | 0.06 | 322 | 0.07 | 0.05 | 0.05 | 0.01 | 0.00 |
| PatGrow | 322 | 0.10 | 0.92 | 0.00 | 322 | 0.09 | 0.88 | 0.00 | 0.00 | 0.01 |
| IO | 322 | 0.51 | 0.21 | 0.53 | 322 | 0.48 | 0.21 | 0.50 | 0.03 | 0.03 |
| Dual | 322 | 0.18 | 0.39 | 0.00 | 322 | 0.16 | 0.36 | 0.00 | 0.00 | 0.02 |
| BoardSize | 322 | 2.21 | 0.18 | 2.20 | 322 | 2.21 | 0.19 | 2.20 | 0.00 | 0.00 |
| Indpt | 322 | 0.37 | 0.05 | 0.33 | 322 | 0.36 | 0.05 | 0.33 | 0.00 | 0.01 |
| Age | 322 | 2.40 | 0.45 | 2.57 | 322 | 2.39 | 0.47 | 2.49 | 0.08 | 0.01 |

此外，我们参照 He & Tian(2014)的方法，用双重差分的估计方法检验相较于那些非融券标的企业，在成为融券标的企业以后其创新产出的变化。本文构建模型 (3)，被解释变量依旧是创新产出 (Innovation)，核心解释变量是对照组标识(Treat)与融券标的标识(Short)的交互项，如果公司能够被卖空则 Short 取 1 否则取 0；Treat 指对照组标识，如果样本公司在样本期间能够被卖空则该变量取 1，否则取 0。其它公司层面的控制变量不变，同时我们控制了行业和年份的固定效应。如果卖空机制能够有效发挥公司治理效应进而促进企业创新，那么相较于非融券标的的公司，在推出融资融券试点以后，成为融券标的的公司应该有更高的创新产出，即有 $\beta > 0$ 。

$$Innovation_{i,t} = \alpha + \beta Treat_{i,t} * Short_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + \delta_i + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

表 7 给出了倾向得分匹配后的 DID 估计结果，结果表明，卖空机制的引入对公司创新能力的提升具有显著的促进作用。具体地说，相较于那些匹配上的非融券标的的公司，标的公司在加入融券标的后，其专利总量平均增加 0.197 个，有效专利平均增加 0.184 个，创新质量也有显著提升（发明专利平均增加 0.219 个）。

表 7 PSM 匹配样本的 DID 估计结果

| | (1) Patent | (2) Patent1 | (3) Patent2 |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Treat_Short | 0.180*** (4.03) | 0.169*** (3.76) | 0.198*** (4.34) |
| Size | 0.0492 (1.42) | 0.0760** (2.18) | 0.0852** (2.41) |
| LEV | 0.000335 (0.00) | -0.207 (-1.41) | -0.154 (-1.04) |
| Growth | -0.0204 (-0.50) | -0.0146 (-0.36) | 0.00478 (0.12) |
| Tangibility | 0.393** (2.17) | 0.365** (1.99) | 0.369** (1.99) |
| CapEx | 0.431 | 0.486 | 0.656** |

| | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1.46) | (1.63) | (2.18) |
| PatGrow | 0.534*** (44.44) | 0.343*** (28.26) | 0.470*** (38.23) |
| IO | 0.224*** (2.79) | 0.172** (2.12) | 0.206** (2.51) |
| Dual | 0.0515 (1.05) | 0.0285 (0.58) | -0.0131 (-0.26) |
| BoardSize | 0.0255 (0.20) | 0.0979 (0.75) | 0.0528 (0.40) |
| Indpt | -0.220 (-0.58) | 0.171 (0.45) | 0.0493 (0.13) |
| Age | 0.248** (2.16) | 0.0748 (0.64) | 0.201* (1.71) |
| _cons | -0.0687 (-0.08) | -1.093 (-1.34) | -1.034 (-1.25) |
| Year | Yes | Yes | Yes |
| Industry | Yes | Yes | Yes |
| N | 4360 | 4360 | 4360 |
| R ² | 0.4323 | 0.2773 | 0.3901 |

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内输出了双侧检验的t值

(三) 公司内部治理环境差异的影响

进一步，本文欲探究不同的公司内部治理环境如何影响卖空对公司创新的促进作用。由于在国内并没有权威发布的公司治理指数，参考已有的文献，本文选取公司的所有权性质来间接反映公司的内部治理状况。已有的研究表明，国有企业占用了国家的大部分优质资源，但与其他所有制企业相比，国有企业的生产效率最低（姚洋和张琦，2001；吴延兵，2012），创新效率也较低（周黎安和罗凯，2005；董晓庆等，2014），委托代理问题较为严重。

表8 所有权结构的影响

| | 国有企业 | | | 民营企业 | | |
|-------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) Patent | (2) Patent1 | (3) Patent2 | (4) Patent | (5) Patent1 | (6) Patent2 |
| Short | 0.293*** (3.05) | 0.333*** (3.58) | 0.362*** (3.82) | 0.0563 (0.56) | 0.0102 (0.11) | -0.0442 (-0.44) |
| Size | 0.115* (1.78) | 0.0842 (1.64) | 0.117* (1.96) | 0.0915* (1.70) | 0.0985* (1.92) | 0.0997* (1.81) |
| LEV | -0.0994 (-0.40) | -0.103 (-0.45) | -0.148 (-0.61) | 0.393* (1.76) | 0.0434 (0.21) | 0.215 (0.94) |
| Growth | -0.0689 (-1.49) | -0.0511 (-1.20) | -0.0653 (-1.39) | -0.00845 (-0.21) | 0.00609 (0.16) | 0.0128 (0.31) |
| Tangibility | 0.434 (1.60) | 0.316 (1.28) | 0.410* (1.68) | -0.102 (-0.39) | -0.122 (-0.52) | -0.139 (-0.54) |
| CapEx | 0.346 (0.81) | 0.303 (0.75) | 0.431 (1.02) | 0.308 (0.76) | 0.280 (0.71) | 0.424 (1.01) |
| PatGrow | 0.534*** (43.46) | 0.347*** (22.29) | 0.472*** (32.24) | 0.537*** (50.01) | 0.294*** (17.32) | 0.439*** (28.14) |
| IO | -0.137 (-1.08) | -0.128 (-1.15) | -0.127 (-1.03) | 0.201 (1.42) | 0.0771 (0.62) | 0.233* (1.69) |
| Dual | 0.00489 (0.06) | 0.0878 (1.24) | -0.000883 (-0.01) | 0.0163 (0.25) | -0.0458 (-0.78) | -0.0303 (-0.45) |
| BoardSize | 0.163 (0.90) | 0.0860 (0.47) | 0.121 (0.64) | -0.219 (-0.92) | -0.0347 (-0.14) | -0.0250 (-0.10) |
| Indpt | 0.165 (0.31) | 0.0221 (0.04) | 0.116 (0.20) | -0.862 (-1.48) | -0.133 (-0.23) | -0.158 (-0.27) |
| Age | 0.497** (2.41) | 0.348* (1.87) | 0.419** (2.07) | 0.206 (1.09) | 0.147 (0.87) | 0.294 (1.55) |
| _cons | -1.769 (-1.15) | -1.236 (-1.00) | -1.661 (-1.15) | -0.424 (-0.34) | -1.388 (-1.15) | -1.432 (-1.14) |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

| Firm | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| N | 3283 | 3283 | 3283 | 2712 | 2712 | 2712 |
| R ² | 0.4553 | 0.3336 | 0.4353 | 0.4720 | 0.2500 | 0.3967 |

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内输出了双侧检验的t值

为了探究不同所有权结构背景下卖空机制对企业创新的影响，本文将样本企业按照国有控股和民营控股进行分组，当国有控股股本超过企业总股本的50%即为国有企业，否则为民营企业。分样本回归结果如表8所示，其中所有的回归模型均控制了年份和行业固定效应。从(1)到(6)列的回归结果可以看出，相对于内部治理环境较好的民营企业来说，在治理较差的国有企业中，卖空机制的引入对企业创新能力的促进作用更为显著。

(四) 外部信息环境的影响

卖空促进企业创新的潜在机制之一便是卖空者作为市场信息的有效挖掘力量，通过其信息制造的方式缓解目标公司可能存在的信息不对称问题。由于卖空策略实施的高成本和套利交易的短效性，卖空者具有强烈的动机去挖掘目标公司的基本面信息，并通过迅速的交易使这些信息反映在股票价格中。在提升市场效率和价格发现机制的过程中，卖空者的信息挖掘和释放缓解了公司的信息不对称问题，进而将包含创新项目投资在内的诸多信息及时反映在公司当前的股价中。因此，我们认为当一家公司面临较严重的信息不对称问题时，卖空者能够更有效地扮演“信息挖掘者和释放者”的角色，进而使得卖空对创新的促进作用更明显。这里我们使用分析师跟踪误差(F_SD)来衡量上市公司的信息透明度。分析师作为有效收集市场信息、评估公司业绩、预测公司未来前景、发布买卖评级的市场有效参与力量，同样扮演者“信息挖掘者的角色”。当一家公司被不同的分析师跟踪而分析师得出的评级报告误差较大时，表明该公司的各类信息并未完全、有效地反映在公司当前的股价中，即公司存在较为严重的信息不对称问题。本文将分析师跟踪误差与卖空的交互项引入模型中，如果卖空对创新的促进作用在信息不对称程度较高的公司表现得更为明显，那么交互项的估计系数应该显著为正。通过下表的回归结果可以看到，交互项的系数为正且达到5%以上的显著性水平，说明分析师跟踪误差越大，公司透明度较低的情形下，卖空机制更能够有效发挥其公司治理作用，进而提升企业的创新能力。

表10 分析师跟踪误差的影响

| | (1) Patent | (2) Patent1 | (3) Patent2 |
|-------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| Short | 0.0640 (0.72) | 0.0619 (0.67) | 0.100 (1.10) |
| F_SD | -1.397 (-1.21) | -1.188 (-1.07) | -1.163 (-0.98) |
| Short_F_SD | 12.40** (2.41) | 11.51** (2.01) | 10.13* (1.84) |
| Size | 0.0584 (1.00) | 0.0696 (1.38) | 0.0664 (1.22) |
| LEV | 0.223 (1.14) | 0.0577 (0.30) | 0.149 (0.75) |
| Growth | -0.0141 (-0.40) | 0.00703 (0.21) | 0.00152 (0.04) |
| Tangibility | 0.429* (1.84) | 0.407* (1.89) | 0.400* (1.83) |

| | | | |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| CapEx | 0.299 (0.95) | 0.286 (0.93) | 0.372 (1.15) |
| PatGrow | 0.537*** (57.53) | 0.334*** (25.97) | 0.459*** (38.25) |
| IO | -0.0375 (-0.37) | -0.0403 (-0.44) | -0.00687 (-0.07) |
| Dual | 0.0125 (0.21) | 0.00619 (0.11) | -0.0240 (-0.41) |
| BoardSize | -0.0905 (-0.51) | -0.0280 (-0.14) | -0.0157 (-0.08) |
| Indpt | -0.259 (-0.55) | -0.260 (-0.51) | -0.0263 (-0.05) |
| Age | 0.188 (1.26) | 0.00651 (0.05) | 0.156 (1.04) |
| _cons | -0.0707 (-0.06) | -0.643 (-0.56) | -0.592 (-0.49) |
| Year | Yes | Yes | Yes |
| Firm | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 4699 | 4699 | 4699 |
| <i>R</i> ² | 0.4732 | 0.3141 | 0.4263 |

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内输出了双侧检验的t值

(五) 内部治理环境的影响

卖空发挥外部治理作用的另一潜在途径便是卖空提升了经理人薪酬合约的有效性。卖空提升了市场的定价效率，各类反映公司基本面的信息被有效反映在当前的股价中 (Saffi & Sigurdsson, 2011)，这其中也包含经理人的有效薪酬合约信息 (Schmidt, 1997; Raith, 2003)，因为有效的薪酬合约能够限制经理人的“自利行为”，相当于内部的一项监督治理机制在发挥作用。当一家企业面临可能存在的卖空威胁时，其经理人的薪酬合约在总薪资价值基本维持不变的情形下会提升股票期权的比例 (Angelis et al., 2015)，而这部分股票期权的价值会随着市场波动而变化，因遭遇做空而导致的股价下跌必然会给经理人的薪酬带来损失。此时，有效的薪酬合约作为规范经理人履职行为的有力约束在治理过程中发挥积极作用，我们用激励股票期权的数量以及激励薪酬在总薪酬中所占的比例作为经理人薪酬合约有效性的代理指标 (Incentive/ IncentiveRate)，并将之与卖空代理指标的交互项引入到模型中，如果卖空能够通过提升经理人薪酬合约的有效性进而规范管理层的行为，并提升了相应企业的创新产出，那么交互性应不显著或显著为负，因为卖空治理作用的发挥其中一部分是通过卖空提升经理人薪酬有效性这一途径来实现的。回归结果如表 11 所示，交互项的系数为负且部分达到了 10% 的显著性水平，说明卖空可以通过改善内部治理来促进企业创新。

表 11 经理人薪酬有效性的影响

| | (1) Patent | (2) Patent1 | (3) Patent2 | (4) Patent | (5) Patent1 | (6) Patent2 |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Short | 0.244*** (3.12) | 0.244*** (3.24) | 0.250*** (3.18) | 0.244*** (3.13) | 0.241*** (3.20) | 0.248*** (3.18) |
| Incentive | 0.00281 (0.81) | 0.00340 (0.94) | 0.00224 (0.59) | | | |
| IncentiveRate | | | | 0.0149 (0.18) | 0.0427 (0.45) | -0.0159 (-0.17) |
| Short_Incentive | -0.0142* (-1.85) | -0.00889 (-1.27) | -0.0127* (-1.74) | | | |
| Short_IncentiveRate | | | | -0.379* (-1.90) | -0.204 (-1.13) | -0.322* (-1.73) |

| | | | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| Size | 0.104** (2.53) | 0.0964*** (2.72) | 0.111*** (2.79) | 0.105** (2.55) | 0.0969*** (2.74) | 0.112*** (2.82) |
| LEV | 0.158 (0.95) | 0.0294 (0.19) | 0.0637 (0.38) | 0.158 (0.95) | 0.0290 (0.19) | 0.0634 (0.38) |
| Growth | -0.0408 (-1.29) | -0.0246 (-0.85) | -0.0288 (-0.89) | -0.0411 (-1.30) | -0.0250 (-0.86) | -0.0294 (-0.91) |
| Tangibility | 0.204 (1.08) | 0.137 (0.79) | 0.173 (0.98) | 0.206 (1.09) | 0.138 (0.79) | 0.174 (0.98) |
| CapEx | 0.281 (0.95) | 0.221 (0.78) | 0.368 (1.23) | 0.289 (0.98) | 0.227 (0.80) | 0.378 (1.27) |
| PatGrow | 0.534*** (63.61) | 0.321*** (27.98) | 0.456*** (42.24) | 0.534*** (63.62) | 0.321*** (27.96) | 0.456*** (42.24) |
| IO | 0.0278 (0.29) | -0.00285 (-0.03) | 0.0480 (0.52) | 0.0300 (0.32) | -0.000619 (-0.01) | 0.0506 (0.55) |
| Dual | 0.0146 (0.29) | 0.00792 (0.17) | -0.0143 (-0.29) | 0.0160 (0.32) | 0.00870 (0.19) | -0.0128 (-0.26) |
| BoardSize | 0.00227 (0.02) | 0.0269 (0.18) | 0.0557 (0.37) | 0.00165 (0.01) | 0.0270 (0.18) | 0.0550 (0.36) |
| Indpt | -0.239 (-0.61) | 0.00862 (0.02) | 0.0389 (0.10) | -0.242 (-0.62) | 0.00826 (0.02) | 0.0362 (0.09) |
| Age | 0.262* (1.92) | 0.114 (0.92) | 0.252* (1.87) | 0.267* (1.96) | 0.117 (0.95) | 0.258* (1.92) |
| _cons | -0.635 (-0.64) | -0.893 (-1.03) | -1.079 (-1.12) | -0.662 (-0.67) | -0.911 (-1.04) | -1.110 (-1.15) |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 |
| R ² | 0.4577 | 0.2928 | 0.4128 | 0.4578 | 0.2927 | 0.4129 |

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内输出了双侧检验的t值

(六) 外部市场环境的影响

上市公司所在地的金融市场环境也可能影响卖空机制作用的发挥。一方面，金融市场化程度越高，上市公司面临的外部监管力量越强，有效的外部治理机制会在一定程度上替代卖空机制所发挥的治理效应 (Massa et al., 2015)。为了探究卖空机制在差异化金融市场环境中对企业创新的影响，我们使用樊纲和王小鲁 (2012) 发布的 2009 年金融市场化指数，将金融市场化指数大于其中位数的省份定义为金融市场化程度高的地区，并按照金融市场化程度的高低进行分样本回归。回归结果如表 12 所示，在金融市场化水平低的地区，卖空机制的引入对公司创新能力的提升作用更加明显；这同样说明已有的外部治理机制会对卖空的治理效应产生一种替代机制，换句话说，卖空机制可以弥补现有的外部治理的不足。

表 12 金融市场化的影响

| | 金融市场化程度高 | | | 金融市场化程度低 | | |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| | Patent | Patent1 | Patent2 | Patent | Patent1 | Patent2 |
| Short | 0.0951 (1.07) | 0.102 (1.17) | 0.0744 (0.85) | 0.310*** (2.68) | 0.335*** (3.06) | 0.353*** (3.08) |
| Size | 0.158** (2.59) | 0.142*** (2.98) | 0.165*** (2.99) | 0.0614 (1.14) | 0.0625 (1.28) | 0.0675 (1.26) |
| LEV | 0.289 (1.26) | 0.122 (0.56) | 0.206 (0.92) | -0.0127 (-0.05) | -0.0945 (-0.44) | -0.113 (-0.47) |
| Growth | -0.0834 (-1.58) | -0.0382 (-0.82) | -0.0651 (-1.23) | -0.0177 (-0.45) | -0.0163 (-0.44) | -0.00937 (-0.23) |
| Tangibility | 0.0721 (0.26) | 0.00862 (0.03) | 0.0684 (0.27) | 0.282 (1.13) | 0.232 (0.96) | 0.229 (0.97) |
| CapEx | -0.0917 (-0.22) | 0.175 (0.45) | 0.0767 (0.18) | 0.682* (1.69) | 0.312 (0.77) | 0.692* (1.67) |
| PatGrow | 0.530*** | 0.332*** | 0.458*** | 0.539*** | 0.310*** | 0.455*** |

| | | | | | | |
|-----------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | (45.89) | (22.00) | (31.97) | (44.31) | (17.70) | (27.86) |
| IO | 0.162 (1.26) | 0.0637 (0.54) | 0.199 (1.61) | -0.133 (-0.93) | -0.0741 (-0.61) | -0.124 (-0.88) |
| Dual | 0.0588 (0.87) | 0.0272 (0.44) | 0.0221 (0.33) | -0.0615 (-0.80) | -0.0212 (-0.32) | -0.0786 (-1.09) |
| BoardSize | -0.315 (-1.44) | -0.224 (-0.95) | -0.195 (-0.88) | 0.300 (1.57) | 0.248 (1.35) | 0.286 (1.42) |
| Indpt | 0.0267 (0.05) | 0.252 (0.42) | 0.285 (0.48) | -0.461 (-0.92) | -0.186 (-0.35) | -0.171 (-0.32) |
| Age | 0.216 (1.17) | 0.106 (0.64) | 0.236 (1.31) | 0.399** (1.99) | 0.132 (0.70) | 0.338* (1.68) |
| _cons | -1.654 (-1.16) | -1.960 (-1.60) | -2.348* (-1.76) | -0.788 (-0.59) | -0.793 (-0.67) | -0.940 (-0.71) |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 2983 | 2983 | 2983 | 3012 | 3012 | 3012 |
| <i>R</i> ² | 0.4489 | 0.2978 | 0.4130 | 0.4738 | 0.2948 | 0.4205 |

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内输出了双侧检验的t值

(七) 工具变量法

Hennessy & Strebulaev(2015)对自然实验在政策评估中的使用进行了批判。他们认为，自然实验并非一定能够有效地解决内生性问题，它对因果关系的识别仍需要一定的条件。为了使本文的结论更有说服力，我们参照Chang & Lin(2015)的方法，使用融券余额作为卖空的代理指标（即使用融券卖出量与融券偿还量的差值比上流通总市值来定义卖空，当该值越大时，市场所遭受的卖空威胁就越大），来具体测度卖空对公司创新的推动作用。考虑到内生性问题，我们还参照Massa et al.,(2012)使用ETF基金持股作为融券余额的工具变量，一方面，ETF基金持股只关心基金的盈利而不关心公司治理；另一方面，ETF基金追求利润最大化和风险最小化，通常会通过做空来消除系统性风险，因此，ETF基金持股和融券余额呈正相关关系。这些正好满足了工具变量法的要求。回归结果如表13所示，表13的第1~3列报告了普通最小二乘的估计结果，结果显示SSP不管是和创新的数量还是创新的质量都呈现显著的正相关关系；表13的4~6列报告了工具变量法的回归结果，结果显示卖空操作能够约束经理人行为，促进公司创新；具体地说，SSP每增加1%，公司创新产出将平均增加0.299。工具变量法的估计结果，再一次为前文的结论提供了佐证，表明卖空能够显著提升企业的创新产出，的确能够发挥外部治理作用。

表13 使用融券余额作为卖空指标的回归结果

| | (1) OLS Patent | (2) OLS Patent1 | (3) OLS Patent2 | (4) IV Patent | (5) IV Patent1 | (6) IV Patent2 |
|-------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| SSP | 0.299 (1.01) | 0.704** (2.56) | 0.609** (2.08) | 7.359** (2.25) | 6.145** (2.03) | 8.583** (2.49) |
| Size | 0.117*** (2.80) | 0.104*** (2.90) | 0.118*** (2.95) | -0.0373 (-0.48) | -0.0154 (-0.21) | -0.0567 (-0.69) |
| LEV | 0.139 (0.83) | 0.0154 (0.10) | 0.0488 (0.29) | 0.241* (1.66) | 0.0939 (0.70) | 0.164 (1.08) |
| Growth | -0.0490 (-1.55) | -0.0295 (-1.02) | -0.0340 (-1.06) | 0.0285 (0.59) | 0.0303 (0.68) | 0.0535 (1.05) |
| Tangibility | 0.209 (1.10) | 0.141 (0.80) | 0.177 (0.99) | 0.184 (1.08) | 0.122 (0.77) | 0.149 (0.83) |
| CapEx | 0.287 (0.97) | 0.237 (0.83) | 0.379 (1.26) | 0.430 (1.39) | 0.347 (1.21) | 0.540* (1.66) |

| | | | | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| PatGrow | 0.533*** (63.99) | 0.320*** (28.06) | 0.455*** (42.43) | 0.525*** (39.96) | 0.313*** (25.86) | 0.445*** (32.24) |
| IO | 0.00927 (0.10) | -0.00880 (-0.10) | 0.0403 (0.43) | 0.328* (1.93) | 0.237 (1.51) | 0.401** (2.24) |
| Dual | 0.00585 (0.12) | -0.00195 (-0.04) | -0.0246 (-0.50) | -0.0248 (-0.50) | -0.0256 (-0.56) | -0.0593 (-1.13) |
| BoardSize | 0.00576 (0.04) | 0.0228 (0.15) | 0.0525 (0.34) | -0.161 (-1.08) | -0.106 (-0.77) | -0.136 (-0.87) |
| Indpt | -0.238 (-0.61) | -0.00196 (-0.00) | 0.0321 (0.08) | -0.393 (-1.05) | -0.121 (-0.35) | -0.143 (-0.36) |
| Age | 0.233* (1.70) | 0.123 (1.00) | 0.248* (1.85) | 0.867*** (2.79) | 0.611** (2.13) | 0.964*** (2.95) |
| _cons | -0.771 (-0.77) | -1.019 (-1.16) | -1.170 (-1.21) | 0.560 (0.57) | 0.00664 (0.01) | 0.334 (0.32) |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 | 5995 |
| R ² | 0.4548 | 0.2918 | 0.4112 | | | |

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内输出了双侧检验的 t 值

六、结论与建议

依托我国实施融资融券试点这一准自然实验,利用中国 A 股制造业上市公司 2006~2014 年的数据,通过双重差分估计和倾向得分估计,本文研究了卖空机制对企业创新产出的影响,从而检验了卖空机制的外部治理效应。首先,本文发现,卖空机制能够显著提升企业的创新产出。卖空虽然可能会放大市场风险,但是其对经理人行为的规范和监督作用也不容忽视。进一步研究发现,对于国有控股、金融市场欠发达、治理水平较差的公司来说,这种促进作用更加明显,这表明卖空机制可以弥补外部金融市场对上市公司的监管不足以及改善现有的公司治理状况。通过多时点双重差分、倾向得分匹配以及工具变量的方法,本文解决了潜在的内生性问题,这使得本文得出的结论更加可靠。再者,本文探究了卖空机制发挥公司治理效应的潜在机制。即卖空者是有效的信息挖掘者和传播者,卖空者的信息制造者身份能够进一步规范经理人的行为,提升企业的内部治理效能,同时缓解公司的信息不对称问题,进而提高企业的创新产出。最后,本文使用融券余额作为卖空的代理变量进一步证明了前文结论的稳健性。

本文的研究结果进一步验证了证券监管层在中国市场引进卖空机制的前瞻性。结合已有的基于市场效率角度的研究结论,卖空机制的引入不仅能够提升中国资本市场的有效性,还能够有效地约束经理人行为、缓解委托代理问题,具有一定的外部公司治理效应。本文的结论也为卖空机制影响公司行为的研究提供了一个新兴市场的证据。因此,本文认为,从融资融券的角度来看,证券监管部门应该扩大融资融券试点和转融通试点范围,普及融券交易知识,消除融券交易壁垒,扩大可充当保证金的证券种类;从卖空的角度,证券监管部门应该深化金融市场改革,鼓励金融创新,增加卖空交易的途径,同时严惩恶意卖空,以促进我国金融市场的综合全面发展。

参考文献:

陈晖丽和刘峰, 2014,《融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角》,《会计研究》,第9期 006 页。

董晓庆、赵坚和袁朋伟, 2014,《国有企业创新效率损失研究》,《中国工业经济》,第2期 97-108 页。

李春涛、宋敏和张璇, 2014,《分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据》,《金融研究》第7期 124-139 页。

李志生、陈晨和林秉旋, 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》,《经济研究》,第50期第4期 165-177 页。

廖士光和杨朝军, 2006,《卖空交易机制,波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究》,《管理世界》第12期 6-13 页。

刘银国, 2010,《国有企业员工参与公司治理与公司绩效相关性研究》,《经济学动态》第4期 56-59 页。

鲁桐和党印, 2014,《公司治理与技术创新:分行业比较》,《经济研究》,第6期 009 页。

潘越、潘健平和戴亦一, 2015,《公司诉讼风险,司法地方保护主义与企业创新》,《经济研究》,第3期 131-145 页。

吴延兵, 2012,《国有企业双重效率损失研究》,《经济研究》,第3期 15-27 页。

肖浩和孔爱国, 2014,《融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的检验》,《管理世界》第8期 30-43 页。

姚洋和章奇, 2001,《中国工业企业技术效率分析》,《经济研究》,第10期 13-19 页。

中国经济增长前沿课题组、张平、刘霞辉和袁富华, 2013,《中国经济转型的结构性特征、风险与效率提升路径》,《经济研究》第10期 4-17+28 页。

周黎安和罗凯, 2005,《企业规模与创新:来自中国省级水平的经验证据》,《经济学(季刊)》,第4期第3期 623-638 页。

Aggarwal R., et al., 2011, "Does governance travel around the world? Evidence from institutional investors," *Journal of Financial Economics*, 100(1), pp. 154-181.

Asquith P., P. A. Pathak and J. R. Ritter, 2005, "Short interest, institutional ownership, and stock returns," *Journal of Financial Economics*, 78(2), pp. 243-276.

Bertrand M. and S. Mullainathan, 2003, "Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences," *Journal of Political Economy*, 111(5), pp. 1043-1075.

Boehmer E., C. M. Jones and X. Zhang, 2008, "Which shorts are informed?," *The Journal of Finance*, 63(2), pp. 491-527.

Boehmer E. and J. J. Wu, 2013, "Short selling and the price discovery process," *Review of Financial Studies*, 26(2), pp. 287-322.

Bradley D. J., I. Kim and X. Tian, 2013, "The causal effect of labor unions on innovation," Available at SSRN 2232351, pp.

Chang E. C., T.-C. Lin and X. Ma, 2015, "Does Short-selling Threat Discipline Managers in Mergers and Acquisitions Decisions?," *Finance Down Under 2015 Building on the Best from the Cellars of Finance Paper*, pp.

Chemmanur T. J., E. Loutskina and X. Tian, 2014, "Corporate venture capital, value creation, and innovation," *Review of Financial Studies*, pp. hhu033.

Chen Q., I. Goldstein and W. Jiang, 2007, "Price informativeness and investment sensitivity to stock price," *Review of Financial Studies*, 20(3), pp. 619-650.

Chemmanur T. J., E. Loutskina and X. Tian, 2012, "Corporate Venture Capital, Value

Creation, and Innovation“.

Chu Y., 2015, “Short Selling and the Product Market: Evidence from Sho,” Available at SSRN, pp.

Cornaggia J., et al., 2015, “Does banking competition affect innovation?,” *Journal of Financial Economics*, 115(1), pp. 189-209.

De Angelis D., G. Grullon and S. Michenaud, 2014, “The effects of short-selling threats on incentive contracts: Evidence from a natural experiment,” Available at SSRN 2238236, pp.

Dow J. and G. Gorton, 1997, “Stock market efficiency and economic efficiency: is there a connection?,” *The Journal of Finance*, 52(3), pp. 1087-1129.

Edmans A., I. Goldstein and W. Jiang, 2012, “The real effects of financial markets: The impact of prices on takeovers,” *The Journal of Finance*, 67(3), pp. 933-971.

Edmans A., I. Goldstein and W. Jiang, 2014, “Feedback effects, asymmetric trading, and the limits to arbitrage,” Manuscript, London Business School, pp.

Fang V. W., A. Huang and J. M. Karpoff, 2014, “Short selling and earnings management: A controlled experiment,” Available at SSRN 2286818, pp.

Fang V. W., X. Tian and S. Tice, 2014, “Does stock liquidity enhance or impede firm innovation?,” *The Journal of Finance*, 69(5), pp. 2085-2125.

Francis J. and A. Smith, 1995, “Agency costs and innovation some empirical evidence,” *Journal of accounting and economics*, 19(2), pp. 383-409.

Gillan S. L. and L. T. Starks, 2000, “Corporate governance proposals and shareholder activism: The role of institutional investors,” *Journal of Financial Economics*, 57(2), pp. 275-305.

Goldstein I. and A. Guembel, 2008, “Manipulation and the allocational role of prices,” *The Review of Economic Studies*, 75(1), pp. 133-164.

Grossman S., 1976, “On the efficiency of competitive stock markets where trades have diverse information,” *The Journal of Finance*, 31(2), pp. 573-585.

Hayek F. A., 1945, “The use of knowledge in society,” *The American economic review*, pp. 519-530.

He J. and X. Tian, 2014, “Short sellers and innovation: Evidence from a quasi-natural experiment,” Kelley School of Business Research Paper, (2014-14), pp.

Hellwig M. F., 1980, “On the aggregation of information in competitive markets,” *Journal of economic theory*, 22(3), pp. 477-498.

Henry Ó. T. and M. McKenzie, 2006, “The Impact of Short Selling on the Price-Volume Relationship: Evidence from Hong Kong*,” *The Journal of Business*, 79(2), pp. 671-691.

Holmstrom B., 1989, “Agency costs and innovation,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 12(3), pp. 305-327.

Hsu P.-H., X. Tian and Y. Xu, 2014, “Financial development and innovation: Cross-country evidence,” *Journal of Financial Economics*, 112(1), pp. 116-135.

Karpoff J. M. and X. Lou, 2010, “Short sellers and financial misconduct,” *The Journal of Finance*, 65(5), pp. 1879-1913.

Keim D. B. and A. Madhavan, 1995, “Anatomy of the trading process empirical evidence on the behavior of institutional traders,” *Journal of Financial Economics*, 37(3), pp. 371-398.

Luong L. H., et al., 2014, “Do Foreign Institutional Investors Enhance Firm Innovation?,” Kelley School of Business Research Paper, (2014-04), pp.

Malkiel B. G. and E. F. Fama, 1970, “Efficient capital markets: A review of theory and

empirical work,” *The Journal of Finance*, 25(2), pp. 383-417.

Manso G., 2011, “Motivating innovation,” *The Journal of Finance*, 66(5), pp. 1823-1860.

Massa M., B. Zhang and H. Zhang, 2013, “Governance through Threat: Does Short Selling Improve Internal Governance?,” pp.

Massa M., B. Zhang and H. Zhang, 2015, “The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Management?,” *Review of Financial Studies*, 28(6), pp. 1701-1736.

Meggison W. L. and J. M. Netter, 2001, “From state to market: A survey of empirical studies on privatization,” *Journal of economic literature*, 39(2), pp. 321-389.

Nguyen B. D. and K. M. Nielsen, 2010, “The value of independent directors: Evidence from sudden deaths,” *Journal of Financial Economics*, 98(3), pp. 550-567.

Raith M., 2001, “Competition, risk and managerial incentives,” Available at SSRN 262648, pp.

Saffi P. A. and K. Sigurdsson, 2010, “Price efficiency and short selling,” *Review of Financial Studies*, pp. hhq124.

Sapra H., A. Subramanian and K. V. Subramanian, 2014, “Corporate governance and innovation: Theory and evidence,” *Journal of Financial and quantitative analysis*, 49(04), pp. 957-1003.

Schmidt K. M., 1997, “Managerial incentives and product market competition,” *The Review of Economic Studies*, 64(2), pp. 191-213.

Stein J. C., 1988, “Takeover threats and managerial myopia,” *The Journal of Political Economy*, pp. 61-80.

Subrahmanyam A. and S. Titman, 1999, “The going-public decision and the development of financial markets,” *The Journal of Finance*, 54(3), pp. 1045-1082.

Tian X. and T. Y. Wang, 2014, “Tolerance for failure and corporate innovation,” *Review of Financial Studies*, 27(1), pp. 211-255.