

融资融券能够促进企业绿色创新吗？

伍格致, 游达明

(中南大学 商学院, 湖南 长沙 410083)

摘要: 使用 2007—2019 年中国上市公司的面板数据, 以中国的融资融券限制放宽为准实验研究的基础, 构建双重差分模型来分析融资融券交易是否会鼓励企业进行绿色技术创新活动。首先, 研究表明在实施融资融券交易制度后, 标的公司的绿色技术创新数量将显著增加, 而标的企业绿色创新的质量并无显著变化。其次, 认为卖空威胁是标的企业提升绿色技术创新数量的主要原因, 而代理问题和激励与动力机制存在缺陷是融资融券机制没有显著促进标的企业绿色技术创新质量的主要原因。最后, 研究发现多个政策环境因素将影响政策在促进标的企业绿色技术创新数量中的作用。

关键词: 融资; 绿色创新数量; 绿色创新质量; 卖空; 企业绿色创新

中图分类号: F832.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2022)04-0172-11

Can Margin Trading and Short Selling Promote Green Innovation of Enterprises?

WU Gezhi, YOU Daming

(School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: Based on the panel data of Chinese listed companies from 2007 to 2019 and the relaxation of margin trading and short selling restrictions in China, this paper constructs a double difference model to analyze whether margin trading and short selling will encourage enterprises to carry out green technology innovation activities. Firstly, the research shows that after the implementation of the margin trading and short selling, the number of green technology innovation of the target company will increase significantly, while the quality of green innovation of the target enterprise will not change significantly. Secondly, we believe that the short selling threat is the main reason for the target enterprise to improve the number of green technology innovation, and the agency problem and the defects of incentive and motivation mechanism are the main reasons why the margin trading and short selling mechanism does not significantly promote the quality of green technology innovation of the target enterprise. Finally, we found that multiple policy environmental factors will affect the role of policies in promoting the number of green technology innovation of target enterprises.

Key words: margin trading; the quantity of green innovation; the quality of green innovation; short selling; Corporate green innovation

可持续发展是全球关注的重要问题, 世界各国都在努力促进绿色发展。面对污染防治问题, 企业作为一个微观主体, 是重要的参与者。绿色

技术创新是促进环境与经济双赢发展的重要因素。然而, 由于绿色技术创新内在地具有环境和技术的多重外部属性, 如何鼓励企业进行绿色技

收稿日期: 2021-09-16 修回日期: 2022-03-10

基金项目: 国家自然科学基金项目(71974209)。

作者简介: 伍格致(1993—), 男, 湖南新化人, 中南大学商学院博士生, 研究方向为技术创新与管理、财务管理与区域经济学。通信作者: 游达明。

术创新是一个关键问题。

资本市场是影响微观企业行为,特别是企业投资行为的重要因素,其中理解融资融券政策的经济后果十分重要。我国沪深两市融资融券的余额从2010年最初不足700万元发展至2021年超过1.9万亿元的高点,融资融券交易在我国的高速发展使得弄清融资融券机制对企业行为的影响至关重要。由于融券和融资政策的影响机制存在差异,融资交易可能引起企业行为短期化,而融券机制的影响也需要置于一定政策环境之中才能发挥公司治理效应^[1]。

因此,我国股市融资和融券交易是否以及如何影响企业绿色技术创新仍然需要进一步研究。本文首次通过分析融资融券交易对公司绿色技术创新行为的影响,剖析政策传导过程中存在的阻碍,本研究将为实现绿色发展提供线索。

与大多数发达国家不同,中国证券市场的融资融券业务是在分批扩容的基础上逐步实施的,2010—2019年融资融券标的企业数量从最初90家逐渐增加至278家、500家、700家、900家、950家和1600家。这种逐步扩展为实证研究提供了准自然的实验条件,也是我们研究的基石。本文计算了2007—2019年中国标的企业和非标的企业的绿色技术创新水平,如图1所示。直观地看,自2010年实施融资融券以来,特别是2013年标的证券大规模扩张后,融资融券标的企业每年绿色技术创新的上升趋势明显强于非标的企业。融资融券交易是否会对实体企业的绿色技术创新行为产生影响?

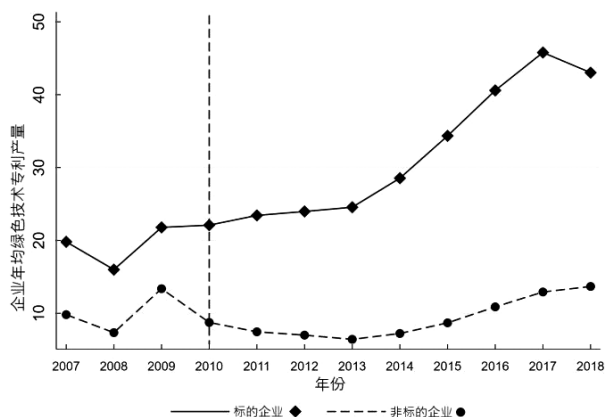


图1 标的企业与非标的企业绿色技术创新的变化趋势

随着绿色发展受到世界各国政府的重视,环境问题得到市场参与者的密切关注,为了应对卖空的威胁^[2],企业有动机将面临的环境压力转化为绿色技术创新。因此,认为中国放宽卖空限制可以促进企业绿色技术创新。

一、相关文献及研究假设

(一)相关文献

1. 卖空(融券)

卖空对定价效率的影响。卖空含有丰富的负面信息,整体上提高了定价效率和质量,有效地避免了在坏消息面前股价的巨大波动,促进股价稳定调整。刘乐平等(2019)^[3]发现卖空制度提高了个股价格的稳定性。陈康等(2018)^[4]证明卖空增强了标的公司投资—股价敏感性。此外,李锋森(2017)^[5]认为卖空对股市周期性波动的影响是中性的。

卖空机制对微观企业行为的影响。首先,卖空机制发挥着公司信息治理功能,卖空机制对公司管理层产生了监督和治理的职能,有效降低了代理成本。De Angelis等(2017)^[6]讨论了卖空对高管激励合同的影响,发现卖空对企业授予高管股票期权具有积极影响。其次,卖空机制不仅规范了管理层的行为,对分析师的行为也起到了规范作用。李志生等(2017)^[7]发现,卖空机制通过改善管理层信息披露和分析师的盈余预测准确性进而具备内部和外部信息治理的功能。再次,卖空机制对公司内部相关持股人也产生着规范作用,限制了大股东对中小股东利益的损害。黄俊威(2020)^[8]和马云飙等(2021)^[9]均证实卖空能够降低内部人减持的非规范行为。再者,卖空机制对公司与外部利益相关者互动也产生了积极的影响。朱焱等(2019)^[10]讨论了卖空机制与企业社会责任承担的关系,发现在卖空压力下标的企业可能出于价值保护动机减少社会责任承担,又可能为了预防负面事件影响而增加社会责任承担,并且后者发挥着主导作用。此外,卖空机制对公司资本结构与财务状况也产生了积极影响,降低了公司财务风险。黄俊威等(2019)^[11]发现卖空机制加快了公司面对外生冲击时资本结构动态

调整的速度。类似地,顾乃康等(2017)^[12]证明卖空限制了企业资本无序扩张并引起了财务杠杆的下降。总之,这些研究表明卖空对公司行为具有影响,但不清楚卖空是否会影响企业绿色技术创新。

2. 融资

首先,融资交易加剧了股价的波动,增强了管理者的短视行为。融资杠杆交易的性质鼓励投机交易,易导致公司股价高企,管理者也倾向于牺牲公司的长期利益来维持股价,甚至参与投机,主要原因是个人期权回报、避免股东财富缩水、并购风险^[13]、声誉和利益相关者关注。其次,融资交易为管理者的短期行为提供了条件^[14]。如果无法将公司特质信息整合到股价中,股价反映公司基本面的能力将降低,此时,利益相关者将难以通过股票期权等机制激励管理者,公司信息环境的恶化将不利于利益相关者对公司行为的监督^[15]。此外,褚剑等(2019)^[16]也提供了融资交易对定价效率负面影响的证据,发现融资交易抵消了卖空机制的积极作用,导致分析师预测准确性下降和乐观性的盈余预测。

3. 绿色技术创新

绿色技术创新的驱动机制是研究的重点。第一类文献研究来自企业内部,研究主题包括:企业战略和环境最佳管理实践^[17]、CEO 和高管期望、认知和动机^[18]。第二类文献从企业之间的关系入手,研究主题包括:供应链、公司治理和利益相关者影响^[19]。第三类文献从制度因素开始,其主题包括:环境政策^[20]、非正式制度^[21]。目前,还没有关于卖空机制与企业绿色技术创新之间关系的研究。

(二) 研究假设

由于资本市场并非完全有效市场,信息不对称引发的逆向选择等会产生代理问题和融资约束^[22],从而损害企业整体价值。代理理论认为,在企业响应社会制度要求时,由于股东和管理层之间的信息不对称和代理成本的存在,将引发各主体目标不一致的代理冲突^[23]。股东主义的发展使得其既关注股东利益也逐步关注利益相关者。当

企业面临制度下的合法性压力时,管理层自利主义倾向于最大化自身利益,股东主义则追求股东和利益相关者利益最大化。

为了应对环境问题,企业将有动机进行绿色技术创新,这也是企业加强组织合法性的有效途径之一。制度理论背景下,为了增加组织合法性,组织在制度设计过程中将逐步采取与社会期望相一致的模式。当制度环境发生变化,企业将采取实质性或象征性的手段以获取组织合法性。实质性手段指通过企业管理方式变更、制度变更以及管理实践,以符合社会期望;象征性方法通过组织操纵在形式上改变制度环境的要求和期望,在对外部合法性压力时,企业可能采取非社会最优的变通措施以满足利益相关者的需求。

声誉理论认为,作为重要的无形资产之一,是企业得到社会认可并获取相关资源及支撑的关键^[24]。在利益相关者理论愈发重要的当下,企业社会责任成为外部利益相关者关注的焦点,企业绿色技术创新行为反映了对社会公共利益的关注,能够满足利益相关者的需求,加强消费者和民众的信任。此外,企业绿色技术创新也可以挽救信任风险。

1. 卖空与企业绿色技术创新

第一,根据信号传递理论,卖空者由于具备较高的信息含量,其存在能够缓解资本市场信息不对称问题引发的融资约束,从而提高企业投资效率。第二,卖空者通常被视为知情交易者,卖空者的存在加速了负面消息的传播^[1],将使得企业在制度理论框架下的组织合法性相关信息的传递效率进一步提升,放大组织合法性相关正面和负面事件的影响。第三,根据代理理论,放松卖空限制可以通过外部治理和加强内部治理的有效性来遏制管理层的短视行为。卖空提供了有效的外部治理机制来监督管理层。如果卖空者发现管理层的短期机会主义倾向,就会引发负面连锁反应。所以,卖空机制的外部治理效应有助于遏制管理层的短视行为。另外,卖空机制也为公司加强内部治理提供了激励和条件。卖空导致的股价下跌将影响股东的财富配置,股东监督公司管理层的动

机更强,从而缓解股东和管理层的代理问题,降低代理成本,提高经营业绩,这有助于利益相关者监督管理层,实施股权激励薪酬设计机制。

在考虑环境问题和责任时,相关管理者面临潜在战略的权衡取舍,卖空者将影响战略制定的参数。具体而言,根据代理理论和信息传递理论,卖空有助于发现企业环境违约,降低市场信息不对称。卖空计划的出现和实施将使管理者承担相应的经济后果并影响组织合法性。一旦一家公司的环境违约被发现,当更多的股票可以借出时,它将面临更大的卖空压力。因此,公司不仅要承担违约成本,还要承担因股价下跌造成的经济损失和深层次的组织合法性损害。根据声誉理论,卖空导致的股价下跌将对经理的职业生涯、声誉和公司声誉产生许多不利影响。因此,放宽卖空限制可能会对管理层的环境治理产生积极的外部激励效应,并鼓励企业进行绿色技术创新。面对潜在的卖空威胁,企业管理层将更加关注环保事业的发展以提升组织合法性和声誉并降低融资约束,最终将卖空威胁带来的环保压力转化为绿色技术创新。卖空威胁将强化企业的环境责任,并促使企业增加对绿色技术创新的投资。

2. 融资与企业绿色技术创新

从融资交易的角度来看,融资交易可能会改变管理层的投资偏好,形成短期行为。具体而言,我国股市机构投资者的比例较低,市场上有大量短期交易的散户投资者。融资交易的杠杆作用放大了股市的高波动性和投资者的投机行为,标的企业的股价可能会迅速上涨。为维持公司的股价,管理层的投资行为也会发生变化。此外,由于绩效和声誉的影响,为防止股价大幅波动,当管理层面临维持虚高股价的压力时可能会关注短期业绩的改善。因此,根据制度理论和声誉理论,企业可能采取象征性手段行为以符合利益相关者需要并提升组织合法性和声誉,企业可能参与短期投机行为而忽视长期技术创新。根据代理理论,管理层可能也会为了自身股权财富而参与投机行为。综合来看,融资交易可能会抑制企业的绿色

技术创新行为。由于融资和融券对企业绿色技术创新的影响不同,放宽融资融券限制的政策实施效果取决于两种力量的大小,为此我们提出假设 H1:当卖空效应大于融资效应时,融资融券限制放松政策的实施可以促进企业绿色技术创新活动;假设 H2:当卖空效应小于融资效应时,融资融券限制放松政策的实施不能促进企业绿色技术创新活动。

3. 政策环境因素影响分析

融资融券机制对企业绿色技术创新活动影响的传导过程处于一定政策环境之中,政策环境因素对核心关系作用的大小或方向存在重要影响。我们认为下列几类因素将会对主效应产生重要影响:一是对企业主体而言,企业绩效压力与投机倾向是反映企业自身投资活动倾向性的关键因素,较高的绩效压力将会引致企业行为的改变,企业更有可能采取缩减创新支出等不会立刻影响业绩的方式维持业绩以迎合投资者的需要。企业金融化和投机倾向反映了企业一定程度的“脱实向虚”,将影响企业投资方向性选择,Huang 等(2021)^[25]的研究表明较高的投机倾向将影响企业绿色技术创新行为,且影响具有一定异质性,因此我们有理由认为该因素对本研究主效应将产生影响。二是公司股价崩盘风险是反映卖空者行为的关键因素,Chung 等(2020)^[26]的研究表明做空机制与股价崩盘风险存在密切关联,因此我们有理由认为该因素对本研究主效应将产生影响。三是 Belloc(2012)^[27]认为创新的投资回报具有高度不确定性,管理层出于风险规避的需求,倾向于追求非创新性的投资行为。Sakaki 等(2019)^[28]研究表明机构持股比例和创新存在密切关联。基于此,我们有理由认为管理层持股比例和机构持股比例将对本研究的主效应产生重要影响。四是行业竞争程度将影响企业的战略决策,并最终对企业创新行为产生重要影响^[29]。基于此,我们认为行业竞争程度会影响本研究主效应的强度或方向。五是考虑融资与卖空(融券)的区别。基于前文对融资、融券与企业行为关系的阐述,相关证据表明融资可能助长企业的短期行为,而融券可能

遏制企业的短期行为。基于此,有理由认为融资和融券强度将影响本研究主效应。六是环境规制强度。环境规制强度是影响企业绿色创新行为的重要因素,同时也是利益相关者关注的重要指标之一,在环境违约事项引致卖空机制触发过程中起着关键作用^[30]。基于此,认为正式环境规制会影响本研究主效应的强度或方向。

基于政策环境因素影响分析,提出假设 H3:企业绩效压力与投机倾向将影响本研究的主效应;H4:公司股价崩盘风险将影响本研究的主效应;H5:管理层持股比例和机构持股比例将影响本研究的主效应;H6:行业竞争程度将影响本研究的主效应;H7:融资强度与卖空强度(融券)将影响本研究的主效应;H8:正式环境规制将影响本研究的主效应。

二、样本来源和研究设计

(一)数据来源和样本选择

本文从国泰君安数据库和中国研究数据服务平台的数据库中收集相关数据,并以 2007—2019 年中国 A 股市场上上市公司的数据为初始样本。绿色创新专利根据世界知识产权局发布的绿色专利分类号标准进行区分。本文进行了以下处理:一是剔除属于金融业和保险业的企业,二是剔除列入融资融券标的的清单后转出的企业,三是排除具有 ST 和 *ST 性质的公司样本,四是消除数据缺失和异常的样本。经处理,本文最终得到 7067 个有效观测值。

(二)核心变量测度

1. 绿色创新数量与质量指标

考虑到公司的绿色专利信息披露可能在研发过程中提前披露,我们使用上市公司当年的绿色发明专利和实用新型专利申请总数作为绿色技术创新指标数量的代理变量,并对该变量取自然对数以解决偏态分布问题。

为衡量绿色专利的影响,我们关注绿色专利被引用次数作为衡量专利影响的关键指标。由于绿色专利的影响可能需要几年才能正式衰减,考虑到绿色专利的影响时间、申请总数和累计引用次数(相关数据从 1996 年开始记录),公司绿色专

利质量的指标设置如式(1):

$$\text{专利质量}_{i,t} = \frac{\sum_{1996}^t \text{专利被引用数量合计}_{i,t}}{\sum_{1996}^t \text{专利申请数量合计}_{i,t}} \quad (1)$$

(三)基准模型

由于融资融券标的证券的分批扩容形成了准自然实验,构建多阶段双重差模型来检验融资融券对企业绿色创新的影响。模型(2)—模型(3)如下:

$$\ln(\text{NGInnovation}_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \text{PostList}_{i,t} + \beta_2 \text{List}_{i,t} + \sum \beta_j (\text{Controlvariables}_{i,t}) + \sum \text{INDUSTRYID} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{QGIInnovation}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{PostList}_{i,t} + \beta_2 \text{List}_{i,t} + \sum \beta_j (\text{Controlvariables}_{i,t}) + \sum \text{INDUSTRYID} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

核心变量 $\ln(\text{NGInnovation}_{i,t})$ 和 $\text{QGIInnovation}_{i,t}$ 分别衡量 i 公司 t 年绿色创新的数量和绿色创新质量; β_1 越大意味着融资融券 $\text{PostList}_{i,t}$ 的影响越大,正式纳入融资融券标的的企业, β_1 取 1,否则取 0; $\text{List}_{i,t}$ 指被纳入融资融券交易标的的企业,是取 1,否则取 0。

控制变量设置如下: $\text{RD}_{i,t}$ 为创新投入,我们通过年研发费用与总资产的比率来衡量。 $\ln(\text{pergdp}_{i,t})$ 为通过年末省级 GDP 除以人口的自然对数来衡量区域经济发展水平^[31]。 $\text{Size}_{i,t}$ 为大型资本密集型企业产生更多专利,使用总资产(亿元)控制公司规模。 $\text{pi}_{i,t}$ 为公司年初总资产调整后的资本支出,固定资产、无形资产和其他长期资产建设支付的现金除以期初总资产^[32]。 $\text{Roa}_{i,t}$ 为控制净利润与总资产平均余额的比率,以考虑组织绩效对企业创新的影响^[32]。出于同样的原因, $\text{Growth}_{i,t}$ 作为控制变量,代表(本年度营业收入/上一年度营业收入 - 1)。 $\text{Lev}_{i,t}$ 为控制年末企业负债与年末资产的比率,以考虑资本结构对创新的影响^[33]。 $\text{Dual}_{i,t}$ 为控制 CEO 和董事长是否兼任控制 CEO 权力,是则为 1,否则为 0^[34]。拥有良好董事会的公司具有

更高水平的创新绩效^[34],因此控制了两个董事会层面的因素:一是董事会规模(人数的自然对数), $Board_{i,t}$ 二是董事会独立性(独董人数占比 $Indep_{i,t}$)。 $ER1_{i,t}$ 为使用企业所处省份政府环保财政支出与GDP的比率来控制环境规制的影响。 $ER2_{i,t}$ 为使用企业所处省份的环境行政处罚案件数量(千件)作为衡量地方环境规制的另一个指标^[35]。 $Soe_{i,t}$ 为该变量表示企业所有权结构,如果企业是国有企业,则取值为1;否则为0。 $INST_{i,t}$ 为机构持股比例,机构投资者持股总额除以的流通股本^[28]。 $Top1_{i,t}$ 为公司所有权的集中,第一大股东持有的股份数/股份总数^[34]。 $FirmAge_{i,t}$ 为公司成立年龄,为(当年-成立年份+1)的对数。排除其他政策干扰控制变量^[32]: $Policy2_{i,t}$ 为公司是否在碳排放交易试点省份(市)。如果是,则取1;否则,取0。 $Post2_{i,t}$ 为碳排放交易试点后,2014年及以后取1,否则取0。

三、实证分析与结果

(一)描述性分析和相关分析

表1报告了样本涉及变量的描述性统计结果。此外,本研究分析了解释变量之间的皮尔逊相关系数矩阵。自变量和控制变量之间的相关系数小于0.5,因此没有证据表明解释变量之间存在严重的多重共线性。

表1 描述性统计结果

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$NGInnovation$	7067	20.772	77.059	1.000	1869.000
$QGIInnovation$	7067	0.829	1.257	0.000	44.600
$RD_{i,t}$	7067	0.025	0.024	0.000	0.272
$\ln(per\ gdp_{i,t})$	7067	11.163	0.450	9.427	12.009
$Size_{i,t}$	7067	298.269	1146.093	3.364	24049.100
$pi_{i,t}$	7067	0.049	0.045	0.000	0.545
$FirmAge_{i,t}$	7067	2.835	0.349	0.693	3.555
$Roa_{i,t}$	7067	0.039	0.061	-0.415	0.238
$Top1_{i,t}$	7067	0.343	0.155	0.022	0.891
$Lev_{i,t}$	7067	0.469	0.192	0.022	1.352
$INST_{i,t}$	7067	0.425	0.232	0.000	0.889
$Dual_{i,t}$	7067	0.239	0.427	0.000	1.000
$Board_{i,t}$	7067	2.162	0.203	1.386	2.890
$Indep_{i,t}$	7067	0.375	0.057	0.091	0.800
$ER1_{i,t}$	7067	0.191	0.069	0.087	1.379
$ER2_{i,t}$	7067	8.705	7.875	0.000	45.140
$Soe_{i,t}$	7067	0.412	0.492	0.000	1.000
$Growth_{i,t}$	7067	0.299	5.337	-0.862	429.036

(二)多变量分析

1. 融资融券与企业绿色技术创新数量

根据表2的第(1)列—第(2)列的回归结果,在1%置信水平下,回归系数 $PostList$ 为正且显著,融资融券交易的实施将从总体上促进企业绿色技术创新数量。控制变量回归结果符合预期。此外,根据表2的第(3)列—第(7)列,融资融券标的每个扩张阶段下该政策对企业绿色技术创新数量均具有显著的促进作用。

表2 融资融券与企业绿色技术创新数量

时间窗口	全样本	全样本	2007—2013年	2008—2016年	2010—2017年	2012—2017年	2015—2019年
剔除年份	(1)	(2)	2010年	2012年	2013年	2014年	2017年
			(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
因变量	绿色创新数量指标						
$PostList$	0.5194 *** (6.5987)	0.3761 *** (5.1573)	0.5247 *** (3.7656)	0.3823 *** (4.7303)	0.4013 *** (4.8549)	0.3391 *** (3.7085)	0.5739 *** (3.2320)
$Control$		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry/year$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7067	7067	1355	3323	4196	3646	3849
$adj. R^2$	0.186	0.294	0.292	0.282	0.295	0.289	0.292

注:括号中为基于聚类在公司层面稳健标准误的T统计量;*** $p < 0.01$ 。

2. 融资融券和企业绿色技术创新质量

根据表3的第(1)列—第(2)列的回归结果,在全样本条件下, $PostList$ 系数为正,但不显著,表明政策没有显著提高企业绿色技术创新质量。此外,在表3的第(3)列—第(7)列中,融资融券交易在每个扩张阶段下对企业绿色技术创新质量影响均不显著,政策难以提高企业绿色技术创新质量。

控制变量回归结果符合预期。

(三)稳健性测试

1. 动态平行趋势检验

使用跨期动态效应模型来检验上述多阶段双重差分模型的平行趋势,以考察在企业加入融资融券标的名单之前,企业绿色技术创新水平是否存在差异。

表 3 融资融券与企业绿色技术创新质量

时间窗口	全样本	全样本	2007—2013 年	2008—2016 年	2010—2017 年	2012—2017 年	2015—2019 年
剔除年份	(1)	(2)	2010 年	2012 年	2013 年	2014 年	2017 年
			(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
因变量	绿色创新质量指标						
<i>PostList</i>	0.0430 (0.7140)	0.0514 (0.8582)	0.0791 (1.1483)	-0.0090 (-0.1894)	0.0551 (0.6429)	0.1249 (1.2098)	-0.0056 (-0.0648)
<i>Control</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7067	7067	1355	3323	4196	3646	3849
<i>adj. R²</i>	0.069	0.080	0.075	0.076	0.072	0.078	0.099

注:括号中为基于稳健标准误 T 统计量。

$$\ln(NGInnovation_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 PostList_{i,t}^{-6} + \beta_2 PostList_{i,t}^{-5} + \dots + \beta_{13} PostList_{i,t}^{+6} + \sum \beta_j (Controlvariables_{i,t}) + \sum INDUSTRYID + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

在模型(4)中, $PostList_{i,t}^{-k}$ 、 $PostList_{i,t}^{+k}$ 是虚拟变量,对于股票 i , k 年前(后) i 转入融资融券标的物清单,则值为 1,否则为 0。我们以融资融券标的被纳入清单前后 6 年为观察窗口。特别是, $PostList_{i,t}^{-6}$ ($PostList_{i,t}^{+6}$) 表示代表性股票 i 被转移到融资融券清单之前(之后)6 年的政策影响。平行趋势假设下,在模型估计结果中, $PostList_{i,t}^{-k}$ 的回归系数不应显著。如图 2 所示,根据模型估计结果,绘制了 $PostList_{i,t}^{-k}$ 、 $PostList_{i,t}^{+k}$ 的回归系数的动态变化图,实线表示 95% 水平的置信区间。我们发现,对于融资融券与企业绿色技术创新数量之间的关系,在 5% 的置信水平下, $PostList_{i,t}^{-k}$ 回归系数不显著,平行趋势检验通过;但在 5% 的置信水平上, $PostList_{i,t}^{+k}$ 回归系数为正,表明融资融券政策的实施效果在第 1 年左右开始显现。

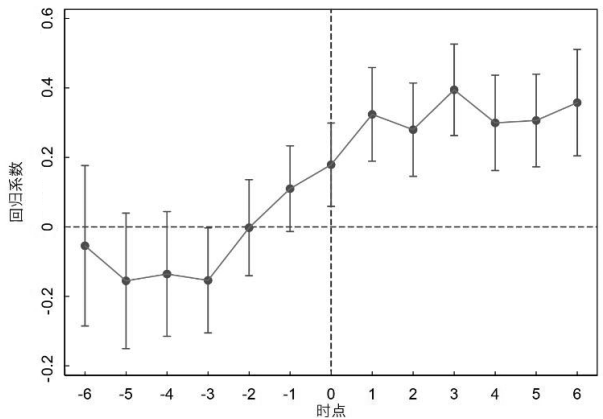


图 2 动态平行趋势检验

2. 其他稳健性测试

(1)倾向性得分匹配。为了克服样本选择性偏差问题,使用一系列企业特征变量和行业虚拟变量作为匹配变量,采用最近邻法进行 1:1 匹配,分批找到与标的企业特征相似的非标的企业,对匹配后样本回归分析。

(2)固定效应模型,控制企业个体效应。

(3)为避免 IPO 对企业的影响,剔除 IPO 当年的样本。

(4)中国自 2013 年开始实施碳排放交易制度,先后在深圳、北京、上海、天津、湖北、重庆、广东等省市建立了碳排放权交易所,为排除其它政策干扰,控制了碳排放交易权试点政策的影响。如表 4 所示,回归结果与基准回归一致。

表 4 稳健性检验

检验方法	PSM	企业固定效应模型	剔除 IPO 当年影响	排除其它政策干扰
	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	绿色创新数量指标			
<i>PostList</i>	0.3698 *** (4.7077)	0.2272 *** (4.0473)	0.3765 *** (5.1486)	0.3794 *** (5.1997)
<i>Post2policy2</i>				-0.1376 * (-1.7535)
<i>policy2</i>				0.1414 (1.5105)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry/year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>		Yes		
<i>N</i>	5860	7067	7024	7067
<i>adj. R²</i>	0.277	0.211	0.295	0.294

注:PSM 检验中,括号中为基于聚类在公司层面稳健标准误的 T 统计量;固定效应模型中,括号中为基于稳健标准误 T 统计量;* $p < 0.1$, *** $p < 0.01$ 。

四、融资融券和企业绿色技术创新数量关系的进一步研究

(一)企业绩效压力与投机倾向

在融资融券交易下,企业是否会因业绩压力

而改变投资方向?是否因企业短期投机倾向而改变绿色创新战略?上述因素是否会影响政策实施的效果值得进一步研究。

首先,如表5的第(1)列—第(2)列所示,本文根据每股收益是否比上期下降(EPS_down)将样本分为两组。其次,如表5的第(3)列—第(4)列所示,我们计算了金融资产回报率与经营资产回报率之间的差额(Gap)。根据收益差距的上四分位和下四分位,我们分别选取收益差异高和低的两组进行回归分析。

回归结果表明,当面临绩效下降的压力时,政策执行的促进作用减弱。我们认为,当面临绩效压力时,企业会减少创新支出,其参与绿色创新的倾向相对较低。在金融资产与经营资产差距较大的组中,发现政策的促进作用相对较低。由于金融资产与经营资产的收入差异较大,企业可能会参与短期的金融投机,这意味着这些企业的行为模式是短期的,从事绿色创新的倾向相对较低。

(二)考虑股价崩盘的风险

为了直接考察在融资融券交易下,当企业面临股价压力时,政策创新的促进作用是否存在显著差异,本文使用收益率的波动率($DUVOL$)来反映崩盘风险,并根据年度中位数将样本分为两组。回归结果见表5的第(5)列—第(6)列。我们发现,在股价崩盘风险较高的组中,政策的促进效应相对较高。我们认为,股价崩盘风险高的公司面临着更大的卖空压力,因此卖空机制在推动企业绿色技术创新数量方面发挥着更强的作用。

(三)考虑管理层持股与机构投资者持股

我们根据管理层持股比例($Mshare$)和机构持股比例($INST$)对样本进行分组回归。如表5的第(7)列—第(10)列所示,本文考察了当企业管理层持股水平不同与机构投资者持股水平时,融资融券交易对企业绿色创新数量的影响。我们发现在管理层持股比例较高的组中,政策促进效应不显著。其原因在于管理层持有公司股份时,特别是持股水平较高时,企业面临外部利益相关者的监督较弱,因此企业参与绿色技术创新活动的倾向相对较低。此外,发现在机构持股比例较高

的组中,政策促进作用较强。机构投资者作为外部利益相关者的代表,具有监督作用,相关企业参与绿色技术创新的动机更强。

(四)考虑产品市场竞争

企业所在行业的竞争越激烈,为了防止被淘汰企业会将更多的资源用于核心业务,以提高竞争力。行业市场竞争较低时,为企业创造了舒适的生存环境。企业面临的竞争环境压力将影响企业进行绿色技术创新的趋势。为了探讨其对政策效果的影响,本文使用赫芬达尔指数衡量产品市场竞争,即公司营业收入占行业内所有公司营业收入比例的平方和。根据赫芬达尔指数的年度中位数(HHI)将样本分为两组。如果低于该中值,说明行业竞争激烈;如果高于该中值,说明行业竞争较弱。表5的第(11)列—第(12)列报告了不同市场竞争下的回归结果。我们发现,在低竞争压力组中,政策的促进效应为正显著,而在高竞争压力组中,政策的促进效应相对较低。认为在高强度的竞争下,面对有限的资源,企业将采取注重质量而不是数量的绿色创新战略。

(五)考虑融资与卖空(融券)的区别

为了区分融资和卖空的差异影响,我们分别使用融资余额占流通市值的比例($Magrin$)和融券余额占流通市值的比例($Short$)作为融资强度和卖空强度的代理变量。使用上述变量的年度中位数作为分组回归的分组依据,根据表5的第(13)列—第(14)列的回归结果,在高卖空强度组中,政策的促进效应在1%的置信水平下显著;而在低卖空强度组中,政策的促进作用不显著。根据表5的第(15)列—第(16)列的回归结果,在高融资交易强度组,政策的促进效果相对低于低融资强度组。研究结果表明,卖空机制是提升企业进行绿色技术创新数量的重要原因,而融资交易具有负面效应。

(六)考虑到环境规制的强度

根据正式环境规制强度的上四分位和下四分位,将样本分为高强度环境规制组和低强度环境规制组。根据表5的第(17)列—第(18)列的结果,发现融资融券机制对企业绿色技术创新数量

的促进作用仅在低强度环境规制组显著。认为,造成这种现象的原因在于,融资融券机制带来的卖空威胁更类似于市场自发形成的非正式制度。它与公众自愿型环境规制工具发挥着类似的作用,

本质上是对政府环境规制的补充。因此,当正式环境规制较强时,融资融券机制的促进效应相对较低,而当正式环境规制较弱时,融资融券机制的促进效应较强。

表 5 回归结果

主题	业绩下滑 (1)	业绩未下滑 (2)	高收益差 (3)	低收益差 (4)	高股崩风险 (5)	低股崩盘风险 (6)
因变量	绿色创新数量指标					
PostList	0.3080 *** (3.4533)	0.4663 *** (5.1347)	0.4531 *** (3.0339)	0.5214 *** (3.4584)	0.4338 *** (4.4956)	0.3149 *** (3.6276)
	N	3534	3533	1414	1422	3529
主题	管理层持股比例 (高)	管理层持股比例 (低)	机构持股比例 (高)	机构持股比例 (低)	行业竞争程度 (高)	行业竞争程度 (低)
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
PostList	0.1017 (0.9130)	0.4155 *** (4.4423)	0.3649 *** (3.5079)	0.3089 *** (3.2652)	0.2010 ** (2.0049)	0.4574 *** (4.5286)
	N	3429	3434	3534	3533	3144
主题	卖空 (高强度)	卖空 (低强度)	融资 (高强度)	融资 (低强度)	环境规制强度 (高)	环境规制强度 (低)
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
PostList	0.3747 *** (3.4755)	-0.0306 (-0.3050)	0.3451 *** (3.7721)	0.5212 *** (2.8080)	0.2252 (1.5678)	0.4649 *** (3.4573)
	N	2705	4362	2947	4120	1360
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry/year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号中为基于聚类在公司层面稳健标准误的 T 统计量; ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

五、探究融资融券不能提升企业绿色技术创新质量的原因

融资融券机制并未显著促进企业绿色技术创新的质量。首先,我们考虑的原因是代理问题。根据管理层持股比例进行分样本回归,根据表 6 的第(1)列—第(2)列的结果,我们发现政策提高绿色技术创新质量的作用在管理层持股比例低的组中显著,指出外部治理障碍是阻碍政策提升绿色技术创新质量的原因之一,合理的长期导向型的外部公司治理是促进政策提升绿色技术创新质量的关键因素。其次,我们根据行业竞争程度进行分样本回归。根据表 6 的第(3)列—第(4)列,发现在高强度的外部竞争环境下,公司将采取提高绿色技术创新质量的行为,而非只重视绿色技术创新数量。因此,政策无效的一个重要原因是其他外部力量对提高企业绿色技术创新质量的推动不足,即相关激励机制与动力机制仍存在缺陷与阻碍。例如,可能缺乏长期导向的政府规制、不完善的监管框架及长期利益相关者的监督和驱动,因此企业只有在面临竞争压力的环境中才有足够

的动机提高绿色技术创新的质量。

表 6 回归结果

主题	管理层持股 比例(高)	管理层持股 比例(低)	行业竞争 程度(高)	行业竞争 程度(低)
	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	绿色创新质量指标			
PostList	0.0883 (0.9121)	0.1512 ** (2.2369)	0.3139 *** (3.4637)	0.0883 (0.9121)
	Control	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3429	3434	3144	3923
adj. R ²	0.096	0.099	0.084	0.079

注:括号中为基于聚类在公司层面稳健标准误的 T 统计量; ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

进一步分析,融资融券机制将显著提升绿色技术创新的数量,但不会显著促进绿色技术创新的质量。可能的原因:一是股东和利益相关者的短期效应,中国股市存在大量短期投资者,且利益相关者监管机制不健全,这导致了管理层过于关注公司短期经济利益而非长期社会利益的短期创新行为。二是融资交易带来了管理层参与短期投机行为以维持虚高股价的倾向,从而忽视了长期高质量发展。三是为了满足利益相关者的需要,

管理层可以采取绿色包装的方式,增加技术创新的数量而降低质量,以相对较小的成本迎合利益相关者的监督并提升组织合法性。四是环境法规和相关政策没有重视绿色专利质量的考核与评估。

六、结论和建议

(一) 结论

融资融券机制实施后,标的公司的绿色技术创新行为将显著增加。虽然融资融券的存在可能导致管理层追求短期效应而放弃绿色技术创新,但卖空机制带来的卖空威胁效应对于提升企业绿色技术创新数量的作用更为强大,融资融券影响机制更类似于市场自发产生的一种补充机制。同时,多个政策环境因素影响政策促进企业绿色技术创新数量的效果,将导致政策效果下降的关键点为:企业经营业绩下降带来的压力;金融资产与经营资产之间收益率的差距带来的短期投机倾向;股价崩盘风险低导致卖空压力下降;管理层持股比例增加或机构持股比例下降导致外部治理减弱;市场竞争加剧对创新投资策略的“挤出效应”;卖空交易强度降低;融资交易导致短期效应增强;政府正式环境规制力度加大对融资融券政策的替代作用。此外,代理问题和激励机制与动力机制存在缺陷与阻碍是融资融券机制没有显著促进企业绿色技术创新质量的主要原因。

(二) 建议

第一,有关部门需要制定相关监管制度以进一步遏制相关短期金融投机活动的产生,密切关注和制约企业管理层通过融资融券机制参与金融投机活动,遏制企业“脱实向虚”的倾向,同时注重将企业绿色创新质量指标作为信息披露关注的重点以提高信息披露的质量,从而降低市场信息不对称水平。第二,优化地方官员环境绩效考核体系,注重相关绿色技术研发与推广和绿色创新质量的考核指标的设置。为保证相关指标检测的合理性与精确性,应考虑将大数据等数字技术充分运用到监督与执法等过程,对相关数据进行实时监测与上传汇总至中央数据库,实现相关数据的集成与互联共享。第三,需要注重对企业绿色创

新质量提升活动的激励,关注绿色技术创新质量的评估。由于信息不对称和专利本身具备专业性,绿色专利质量事前评估本身存在一定复杂性和难度,政府可以借助市场竞争的方式识别出高质量的绿色技术成果,并给予相关企业一定奖励、税收优惠、补贴或绿色认证等扶持。第四,政府需要引导社会利益相关者理性参与融资融券交易,提升专业素养,关注企业绿色创新质量指标以确定各项资源分配与企业评级。第五,在企业管理层监管机制方面,公司自身应当提升监事会的地位与作用以提升公司治理水平,从而缓解股东与管理层之间的代理问题,降低公司代理成本并抑制企业短期行为。第六,政府和利益相关者需要重视分阶段对企业绿色创新成果实际效果进行评估,建立企业绿色技术创新动态跟踪信息库和分阶段的考核奖惩体系,以防止企业采取策略性创新行为而非实质性创新行为。

参考文献:

- [1] MASSA M, ZHANG B, ZHANG H. The invisible hand of short selling: does short selling discipline earnings management? [J]. The review of financial studies, 2015, 28(6): 1701-1736.
- [2] YOUNG A. Capital market frictions and conservative reporting: evidence from short selling constraints [J]. Finance research letters, 2016, 17: 227-234.
- [3] 刘乐平, 逯敏. 融资融券制度对个股价格稳定性影响的“马太效应”[J]. 金融经济研究, 2019, 34(6): 120-129.
- [4] 陈康, 刘琦. 股价信息含量与投资—股价敏感性——基于融资融券的准自然实验[J]. 金融研究, 2018(9): 126-142.
- [5] 李锋森. 我国融资融券助涨助跌了吗? ——基于波动非对称性视角[J]. 金融研究, 2017(2): 147-162.
- [6] DE ANGELIS D, GRULLON G, MICHENAUD S. The effects of short-selling threats on incentive contracts: evidence from an experiment [J]. The review of financial studies, 2017, 30(5): 1627-1659.
- [7] 李志生, 李好, 马伟力, 等. 融资融券交易的信息治理效应[J]. 经济研究, 2017, 52(11): 150-164.
- [8] 黄俊威. 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, 2020, 36(11): 143-167.
- [9] 马云飙, 武艳萍, 石贝贝. 卖空机制能够约束内部人

减持吗?——基于融资融券制度的经验证据[J]. 金融研究, 2021(2): 171-187.

[10]朱焱, 王玉丹. 卖空机制与企业社会责任承担——基于中国融资融券制度的准自然实验研究[J]. 会计研究, 2019(12): 58-64.

[11]黄俊威, 龚光明. 融资融券制度与公司资本结构动态调整——基于“准自然实验”的经验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(10): 64-81.

[12]顾乃康, 周艳利. 卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验[J]. 管理世界, 2017(2): 120-134.

[13]CHEN X, CHENG Q, LO A K, et al. CEO contractual protection and managerial short-termism [J]. The accounting review, 2015, 90(5): 1871-1906.

[14]POWNALL G, SIMKO P J. The information intermediary role of short sellers [J]. The accounting review, 2005, 80(3): 941-966.

[15]BENMELECH E, KANDEL E, VERONESI P. Stock-based compensation and CEO (dis) incentives [J]. The quarterly journal of economics, 2010, 125(4): 1769-1820.

[16]褚剑, 秦璇, 方军雄. 中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差[J]. 管理世界, 2019, 35(1): 151-166, 228.

[17]CHRISTMANN P. Effects of “best practices” of environmental management on cost advantage: the role of complementary assets[J]. Academy of management journal, 2000, 43(4): 663-680.

[18]BENDELL B L. I don't want to be green: prosocial motivation effects on firm environmental innovation rejection decisions [J]. Journal of business ethics, 2017, 143(2): 277-288.

[19]JUNTUNEN J K, HALME M, KORSUNOVA A, et al. Strategies for integrating stakeholders into sustainability innovation: a configurational perspective [J]. Journal of product innovation management, 2019, 36(3): 331-355.

[20]王洪庆, 张莹. 贸易结构升级、环境规制与我国不同区域绿色技术创新[J]. 中国软科学, 2020(2): 174-181.

[21]LIM S, PRAKASH A. Voluntary regulations and innovation: the case of ISO 14001[J]. Public administration review, 2014, 74(2): 233-244.

[22]ABAD D, CUTILLAS-GOMARIZ M F, SÁNCHEZ-BALLESTA J P, et al. Real earnings management and information asymmetry in the equity market [J]. European accounting review, 2018, 27(2): 209-235.

[23]HUSSAIN N, RIGONI U, ORIJ R P. Corporate governance and sustainability performance: analysis of triple bottom line performance [J]. Journal of business ethics, 2018, 149(2): 411-432.

[24]FOMBRUN C J. Realizing value from the corporate image [M]. Boston, MA: Harvard business school press, 1996.

[25]HUANG Z H, LI X, CHEN S L. Financial speculation or capital investment? Evidence from relationship between corporate financialization and green technology innovation [J]. Frontiers in environmental science, 2021, NA. Gale Academic OneFile.

[26]CHUNG J M, WANG S F. Short selling and stock price crash risk [J]. Journal of derivatives and quantitative studies, 2020, 28(2): 63-76.

[27]BELLOC F. Corporate governance and innovation: a survey [J]. Journal of economic surveys, 2012, 26(5): 835-864.

[28]SAKAKI H, JORY S R. Institutional investors' ownership stability and firms' innovation [J]. Journal of business research, 2019(103): 10-22.

[29]HSU P H, TIAN X, XU Y. Financial development and innovation: Cross-country evidence [J]. Journal of financial economics, 2014, 112(1): 116-135.

[30]LI D, HUANG M, REN S, et al. Environmental legitimacy, green innovation, and corporate carbon disclosure: evidence from CDP China 100[J]. Journal of business ethics, 2018, 150(4): 1089-1104.

[31]FREDRIKSSON P G, VOLLEBERGH H R, DIJKGRAAF E. Corruption and energy efficiency in OECD countries: theory and evidence [J]. Journal of environmental economics and management, 2004, 47(2): 207-231.

[32]WANG Y, ZHAO J. Hedge funds and corporate innovation [J]. Financial management, 2015, 44(2): 353-385.

[33]BRONZINI R, PISELLI P. The impact of R&D subsidies on firm innovation [J]. Research policy, 2016, 45(2): 442-457.

[34]KANG J K, LIU W L, LOW A, et al. Friendly boards and innovation [J]. Journal of empirical finance, 2018(45): 1-25.

[35]GREENSTONE M, HANNA R. Environmental regulations, air and water pollution, and infant mortality in India [J]. American economic review, 2014, 104(10): 3038-3072.

(本文责编:辛 城)