

# 融券制度与内部人寻租\*

——来自准自然实验的经验证据

张洪辉<sup>1</sup> 平帆<sup>2</sup> 章琳<sup>1</sup>

(1. 江西财经大学会计学院,江西 南昌 330013;

2. 中国人民大学商学院,北京 100872)



**内容提要:**内部人寻租一直以来是理论与实务界关心的重点,如何有效抑制内部人寻租行为是资本市场的重大课题。本文以内部人交易度量内部人寻租,分析了融券制度对内部人寻租的影响。研究发现:(1)融券制度对内部人寻租有显著抑制作用,并且融券规模越大,内部人寻租越少。(2)相比于国有企业,非国有企业当中融券制度对内部人寻租的抑制作用更加明显。本文还将内部人交易分方向进行回归,结果显示融券制度对内部人寻租的抑制作用主要体现在卖出方向上。本文进一步分析了融券制度影响内部人寻租的路径,发现“竞争效应”和“信息效应”是融券制度影响内部人寻租的两条重要路径。本文考虑了竞争性解释——分析师关注的作用,发现分析师关注并不能影响本文结论的正确性;本文还利用反面事实推断、倾向得分匹配、反向因果检验等方法,确保实证结论的稳健性。本文的研究结果,丰富了内部人寻租的特征及影响因素研究,有利于市场监管部门加强对内部人寻租行为的控制;扩充了有关融券制度的文献,为卖空制度的推行及完善提供理论依据。

**关键词:**融券制度 内部人寻租 信息效应 竞争效应 产权性质

**中图分类号:**F272.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)03—0166—26

## 一、引言

融券(Short Sales),又称卖空,是指投资者卖出手中并不持有的股票,并期望通过后来以更低的价格买入来偿还借入的股票。从2010年3月31日起,由上交所、深交所发布公告公布融券资格名单,融资融券业务由此启动。融资融券交易的推出意味着我国资本市场中融券制度的引入。融券制度是一把双刃剑,一方面卖空交易给信息优势方提供了低成本套利的机会,引发市场剧烈波动(Keim和Madhavan,1995<sup>[1]</sup>;陈海强和范云菲,2015<sup>[2]</sup>),放大了市场风险(Henry和McKenzie,2006)<sup>[3]</sup>,进而打击市场信心和损害市场流动性(Karpoff和Lou,2010)<sup>[4]</sup>;另一方面卖空有助于股价及时反映公司负面信息,降低股票高估和提高市场定价效率,提高市场资源配置效率(Miller,1977<sup>[5]</sup>;Boehmer和Wu,2013<sup>[6]</sup>;吴战箴等,2017<sup>[7]</sup>)。内部人交易(Insider trade)是指“内部人”(高管、董事和监事等)交易其持有的本企业股票的行为,它是公司内部人寻租行为的重要表现形式。

收稿日期:2019-10-10

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“控股股东缺失与公司治理:溯源、影响与治理”(71962010);教育部人文社会科学项目“高质量审计、晋升锦标赛与机会主义行为”(18YJC790227);教育部人文社会科学项目“内部控制优势富集效应,晋升锦标赛与企业社会责任”(19YJC790182)。

作者简介:张洪辉,男,副教授,管理学博士,研究领域是公司财务,电子邮箱:danordio@163.com;平帆,女,博士研究生,研究领域是公司财务,电子邮箱:pingsfan@ruc.edu.cn;章琳一,女,讲师,管理学博士,研究领域是公司治理,电子邮箱:01zhang0125@163.com。通讯作者:章琳一。

已有研究(Aboody等,2005<sup>[8]</sup>;岑维等,2015<sup>[9]</sup>)表明,内部人会利用信息优势,进行内部人交易,获取超额收益。由于卖空有助于负面信息及时进入股价,提高市场定价效率,那么融券制度是否抑制高管利用信息优势的寻租行为,例如内部人交易?现有文献没有回答。

委托代理框架下,公司高管等内部人不但可以通过构建企业帝国(Jensen,1986)<sup>[10]</sup>、关联交易(Johnson等,2000<sup>[11]</sup>;魏明海等,2013<sup>[12]</sup>)来侵害投资者的合法利益,公司内部人也可以利用自身的的信息优势来抽取租金——交易自家公司股票获得超额收益(Skaife等,2013<sup>[13]</sup>;岑维等,2015<sup>[9]</sup>)。前者隐蔽,后者显眼,这种更加显眼的内部人交易行为如何治理?融券制度是资本市场一种重要的机制,如上所述,从宏观角度看,它既可能导致股市剧烈波动甚至崩盘(Hong和Stein,2003)<sup>[14]</sup>,又可以提高资本市场价格发现功能(Karpoff和Lou,2010)<sup>[4]</sup>,提高分析师预测精度(Fang等,2016)<sup>[15]</sup>,学者对其作用褒贬不一。在微观层面,融券制度能够发挥治理作用(Hirshleifer等,2011<sup>[16]</sup>;侯青川等,2016<sup>[17]</sup>),抑制高管的盈余管理行为(Massa等,2015<sup>[18]</sup>;张璇等,2016<sup>[19]</sup>),促进企业创新(He和Tian,2016<sup>[20]</sup>;权小锋和尹洪英,2017<sup>[21]</sup>),减少高管不当行为(Karpoff和Lou,2010<sup>[4]</sup>;李春涛等,2017<sup>[22]</sup>)等。那么,融券制度是否抑制了内部人的寻租行为:内部人交易?

本文采用双重差分模型(Difference-in-Difference)分析了融券制度对内部人寻租行为(内部人交易)的影响,研究发现融券制度能够显著抑制内部人交易,这种抑制作用主要体现在内部人卖出股票方向上,而对内部人买入股票影响有限。本文也采用融券交易量验证融券对内部人交易抑制的直接作用,研究结果表明融券交易量也显著抑制内部人交易。本文还发现融券制度能够抑制内部人交易短期超额收益(5日、10日超额收益)。在影响路径上,本文发现融券制度引发的卖空者和内部人之间交易行为存在竞争关系,“竞争效应”抑制了内部人交易;融券制度会降低内外部信息不对称,“信息效应”抑制了内部人交易。本文也分析了不同产权性质下的融券制度对内部人交易的影响,发现融券制度更能抑制民营企业的内部人交易行为。融券制度在不同企业之间的治理作用存在差异,这一差异反映出民营企业内部人的经济人属性更强,而国企内部人的政治人属性更强,这与Li和Zhou(2005)<sup>[23]</sup>一致。为了确保本文研究结论的稳健性,本文采用平行趋势检验(Common Trends test)和安慰剂检验(Placebo test)确保双重差分方法无误。本文还采用了反事实推断框架、倾向得分匹配(PSM)、反向因果检验确保内生性不会影响本文结论。本文还考虑分析师关注、融资因素等竞争性解释的影响,结果表明本文结论具有稳健性。

与已有研究相比,本文的研究贡献主要有以下几点:第一,扩展了内部人交易相关研究。现有关于内部人交易的研究,主要关注的是内部人利用信息优势的交易行为(Lakonishok和Lee,2001<sup>[24]</sup>;曾庆生,2014<sup>[25]</sup>)、内部人特征(Cohen等,2012)<sup>[26]</sup>、内部人交易的原因(Marin和Olivier,2008)<sup>[27]</sup>等。本文从宏观制度环境角度分析了融券制度对内部人交易的影响,发现融券制度能够抑制内部人交易行为。本文也分析了融券制度抑制内部人交易的治理作用路径,找到了“信息效应”和“竞争效应”,弥补了现有文献的不足。本文还考虑融券制度在产权差异情境下的治理作用,发现融券制度抑制内部人交易在非国有企业中更为显著。第二,深化了融券制度相关研究领域。已有关于融券制度的研究,已经从融券制度提高资本市场定价效率深入到公司内部,如分析融券制度对公司盈余管理(Fang等,2016)<sup>[15]</sup>、企业创新(He和Tian,2016<sup>[20]</sup>;权小锋和尹洪英,2017<sup>[21]</sup>)、审计质量(Hope等,2017<sup>[28]</sup>;张洪辉和章琳一,2018<sup>[29]</sup>)等,少有文献关注融券制度对个人层面——公司内部人(高管)自身行为的影响。本文分析融资制度对内部人寻租行为——买卖证券并获取超额收益的影响,加深了融券制度在微观个体视角下治理作用的研究,弥补了现有文献的不足。第三,本文证实了融券制度治理作用。一般文献对于融券制度的研究,采用的“卖空威胁”的概念,以“卖空威胁”来代替融券卖空行为,验证融券制度对微观企业行为的作用,这实际上是一种间接证据。本文采用了融券交易量、融券交易金额数据,验证融券制度在治理内部人寻租行为的作用,弥补了现有文献的不足。

## 二、文献回顾与假设提出

融券制度的利弊一直是国内外热议的话题(Fox等,2010<sup>[30]</sup>;Massa等,2015<sup>[18]</sup>;李志生等,2015<sup>[31]</sup>)。大多数金融经济学家认为卖空是提高市场信息效率的重要因素(Diamond和Verrecchia,1987<sup>[32]</sup>;李志生等,2015<sup>[31]</sup>)。融券制度对股票价格、股票发行和资本投资(Grullon等,2015<sup>[33]</sup>;肖浩和孔爱国,2014<sup>[34]</sup>)、盈余管理(Fang等,2016<sup>[15]</sup>;张璇等,2016<sup>[19]</sup>)、创新(He和Tian,2016<sup>[20]</sup>;权小锋和尹洪英,2017<sup>[21]</sup>)、审计费用(Hope等,2017<sup>[28]</sup>;张洪辉和章琳一,2018<sup>[29]</sup>)以及分析师预测质量(Ke等,2018<sup>[35]</sup>;王攀娜和罗宏,2017<sup>[36]</sup>)都有显著影响。Massa等(2015)<sup>[18]</sup>通过研究卖空威胁对盈余管理的抑制作用发现,卖空作为一种外部治理机制对管理人员的行为具有惩罚效应,能够约束高管的盈余管理行为。Fang等(2016)<sup>[15]</sup>利用美国证监会SHO计划事件,同样发现卖空威胁减少了高管可自由支配的应计利润水平,抑制了盈余管理。Grullon等(2015)<sup>[33]</sup>通过研究SHO计划,发现试点公司股价下跌,股票发行和资本投资减少,与卖空威胁的市场监督作用一致。正是由于卖空者的市场监督作用,降低了企业内外部的信息不对称,约束了高管行为,最终鼓励企业创新(He和Tian,2016<sup>[20]</sup>;权小锋和尹洪英,2017<sup>[21]</sup>)。卖空威胁除了监督企业和惩治高管不当行为外,还能促使审计师提高破产风险高的企业的审计费用和审计质量(Hope等,2017<sup>[28]</sup>;张洪辉和章琳一,2018<sup>[29]</sup>)。卖空威胁不但能够监督企业,而且卖空者挖掘信息、预测盈余的行为构成了对分析师的竞争压力,最终减少了分析师预测偏误,提高了预测精度(Ke等,2018<sup>[35]</sup>;王攀娜和罗宏,2017<sup>[36]</sup>)。

委托代理框架下,公司高管等内部人不可避免地会追求私利,利用各种方式进行寻租。内部人交易是内部人合法的寻租手段之一,高管等内部人买卖自身股票的行为是被各国法律所允许的。从交易收益角度看,内部人是通过自身所掌握的信息优势,识别利用市场定价偏误或对未来现金流预测,获得超额收益(Piotroski和Roulstone,2005)<sup>[37]</sup>,其交易行为是传递私有信息、提高市场定价效率和资金配置效率的机制。但是,当内部人跨过了内部人交易界限,利用重大事件获得巨大收益时,则可能因内幕交易被提起诉讼而遭受损失。已有研究(Lakonishok和Lee,2001<sup>[24]</sup>,Jagolinzer等,2011<sup>[38]</sup>;曾庆生,2014<sup>[25]</sup>)表明,内部人会利用信息优势买卖自家公司的股票。部分学者(Aboody等,2005<sup>[8]</sup>;岑维等,2015<sup>[9]</sup>)认为,公司内部人会利用公司信息披露质量差的机会,通过交易公司股票获得超额收益。Jenter(2005)<sup>[39]</sup>、Cohen等(2012)<sup>[26]</sup>关注了内部交易者所含有的信息特征,如内部人特征、内部人观点等。其他学者关注机构投资者和内部人相互作用(Sias和Whidbee,2010<sup>[40]</sup>;吴战箴和李晓龙,2015<sup>[41]</sup>)、内部人交易的原因(Marin和Olivier,2008<sup>[27]</sup>;曾庆生,2008<sup>[42]</sup>)、内部人交易的经济后果(周冬华和杨小康,2018)<sup>[43]</sup>等。遗憾的是,少有文献关注融券制度对内部人交易的影响。融券制度,通过卖空威胁机制,降低了股票高估的可能,进而发挥有效抑制内部人交易的治理作用。此外,融券制度影响内部人交易的过程中,具体如何发挥作用,路径是怎样?这些问题亟需回答。

所有权和控制权分离产生的代理冲突和信息不对称问题是公司治理关注的重点。公司高管作为内部人,会牺牲股东利益来实现自身收益,通过过度投资等构建企业帝国,该行为最终会损害公司未来绩效(Jensen和Meckling,1976)<sup>[44]</sup>。由于内部人是公司信息的直接经手人,拥有绝对的信息优势,可以通过掌握的公司信息买卖自家公司股票获利。从资本市场定价效率看,当公司股票不能卖空时,悲观预期不能及时反映在股价上,普遍存在着股价高估、偏离价值的现象(Miller,1977<sup>[5]</sup>;Chang等,2007<sup>[45]</sup>)。由于卖空限制导致资本市场价格发现功能较弱,无法真实反映公司股票真实价值。在此情形下,公司内部人完全可以利用股价高估的单边市场条件,通过内部人交易获利。当公司股票可以被卖空后,出现了以做空公司股票获利的卖空交易者,他们会影响内部人的交易行为。融券制度可以从以下几个方面影响内部人交易。首先,融券制度提供了卖空公司股票

的机会,卖空交易者会密切跟踪相关公司,挖掘公司的各方面信息,降低内部人的信息优势。第一,卖空交易者有足够的专业能力(专业研究人员和资金)、动力(获取高收益)、精力(充足的时间观察了解公司)来跟踪公司。卖空交易者也可以发布做空报告,引发市场关注,促使公司增加其透明度,降低内外部信息不对称,削弱内部人的信息优势,减少内部人交易行为,即融券制度可以在事前抑制内部人交易。第二,融券制度也可以在内部人交易进行时(事中)发挥作用。当内部人在交易公司股票时,卖空交易者也会密切观察其交易行为,利用内部人交易发出的信号,加速信息收集,了解内部人交易的原因,减少其与公司内部人之间的信息不对称,促使股价及时反映负面信息和减少股票高估(Boehmer 等,2008<sup>[46]</sup>;顾乃康和周艳利,2017<sup>[47]</sup>),这也会抑制内部人交易行为。上述就是融券制度通过“信息效应”机制来影响内部人交易。

其次,卖空交易者和公司内部人卖出股票存在着竞争关系,“竞争效应”是融券制度影响内部人交易的机制之一。在内部人交易过程中,公司内部人买卖股票行为被卖空交易者观察到后,卖空交易者就会采取相同的交易策略来买卖公司股票,减少内部人获利空间。具体而言,内部人卖出股票时,卖空交易者利用融券机制借入股票来做空公司。当内部人、卖空交易者同时卖出公司股票时,会加速公司股价下行,减少内部人套利空间,抑制内部人交易行为。还有内部人预期到融券机制的作用后,内部人可能在事前收益率较低时迅速卖出股票(Massa 等,2015)<sup>[48]</sup>,这也会降低内部人的套利空间,进而抑制内部人交易。以上分析表明,融券制度可以抑制内部人寻租行为,与内部人交易负相关。因此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:在其他条件不变时,融券制度抑制了内部人寻租行为,与内部人交易负相关。

在前面的分析中,本文指出融券制度影响了内部人交易。那么,融券制度影响内部人交易的过程中,在不同的情境下是否存在着一定的差异。国有企业高管等内部人,其行为不但代表着新古典经济学下的理性经济人,而且还存在着行政级别,具有政治人属性(Fan 等,2014)<sup>[49]</sup>。对于国有企业的内部人而言,内部人交易作为企业内部人寻租行为的表现,其买卖公司股票获利行为可能符合政治人行为模式。相应地,对于民营企业的内部人而言,他们的行为是一种市场化、可接受的行为。所以这种差异下,国有企业的内部人交易行为更少,而民营企业内部人交易行为更多。因此当考虑企业产权差异时,融券制度对内部人寻租(交易)行为的影响可能在民营企业中更加显著。还有因为民营企业内部人交易更多,当融券制度能够影响内部人交易行为时,其受到的影响也就更大。因此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>:在其他条件不变时,融券制度对内部人寻租(交易)的影响在民营企业中更加显著。

### 三、研究设计

#### 1. 样本与数据

本文选取 2007—2017 年沪深 A 股上市公司数据作为研究样本。本文采用内部人交易度量内部人寻租,内部人交易数据通过来自 CSMAR 的数据手工计算整理得到,融券资格名单来自于 RESET 数据库,其他控制变量的数据均来自于 CSMAR 数据库计算整理得出。将数据合并后得到 26653 个公司一年份观测值,并执行以下删选过程(如表 1 所示),最终得到 19688 个观测值。为消除异常值的影响,本文对连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。

表 1 数据筛选过程

初始样本	26653
剔除金融类	646
剔除主要变量缺失	5370

续表 1

初始样本	26653
剔除变量异常值	602
剔除控制人不明	347
最终样本	19688

资料来源:本文计算整理

## 2. 模型与变量说明

(1) 内部人寻租度量。本文主要从内部人交易量的角度考察内部人寻租行为,利用从国泰安数据库获取的内部人交易数据,并参考 Skaife 等(2013)<sup>[13]</sup>的计算方法以交易总价值(交易总股数×交易均价)除以权益市值作为内部人交易量  $It_{total}$  的代理变量。计算公式如下:

$$It_{_s} = \frac{\sum_{j=1}^n VALUE\_Sold_{ij}}{MV_{i-t}} \times 100 \quad (1)$$

$$It_{_p} = \frac{\sum_{j=1}^n VALUE\_Purchase_{ij}}{MV_{i-t}} \times 100 \quad (2)$$

$$It_{total} = It_{_s} + It_{_p} \quad (3)$$

其中,  $It_{_s}$  为内部人卖出交易量,  $It_{_p}$  为内部人买入交易量,  $It_{total}$  为内部人总交易量,  $VALUE\_Sold_{i-t}$  为股票卖出总价值,  $VALUE\_Purchase_{i-t}$  为股票买入总价值,  $j$  为  $i$  公司  $t$  年所有内部人交易次数,  $MV_{i-t}$  为权益市值。并将计算结果乘以 100 表示内部人交易价值占年初权益市值的百分比。对于没有内部人交易的公司-年份,将内部人交易数据定义为 0。在本文主要被解释变量为内部人卖出交易量  $It_{_s}$ , 并使用内部人买入交易量  $It_{_p}$ 、内部人总交易量  $It_{total}$  进行回归对比分析。

(2) 实证模型。参考 Grullon 等(2015)<sup>[33]</sup>、He 和 Tian (2016)<sup>[20]</sup>、权小锋和尹洪英(2017)<sup>[21]</sup> 等方法,在样本期间获得融资融券资格的上市公司,其  $List$  定义为 1, 否则为 0; 公司获得融资融券资格当年及以后,融券制度时点  $Post$  取 1, 否则取 0。融券规模  $Short1$  以公司年末的融券余额与流通市值之比来衡量(权小锋和尹洪英,2017)<sup>[21]</sup>; 融券规模  $Short2$  以融券卖出量与流通股数之比来衡量。本文控制行业、年度及公司固定效应,建立以下双重差分模型以验证融券制度对内部人交易的影响:

$$It = a_0 + a_1 List \times Post + a_2 Size + a_3 Lev + a_4 Roa + a_5 Growth + a_6 Soe + a_7 Age + a_8 First + a_9 Ispro + a_{10} Mag\_ar + a_{11} Retvol + a_{12} Inst + a_{13} Mtb + a_{14} Lift + a_{15} Mreturn + a_{16} Sreturn + \Sigma Ind + \Sigma Year + \Sigma Code + u \quad (4)$$

$$It = b_0 + b_1 Short + b_2 Size + b_3 Lev + b_4 Roa + b_5 Growth + b_6 Soe + b_7 Age + b_8 First + b_9 Ispro + b_{10} Mag\_ar + b_{11} Retvol + b_{12} Inst + b_{13} Mtb + b_{14} Lift + b_{15} Mreturn + b_{16} Sreturn + \Sigma Ind + \Sigma Year + \Sigma Code + u \quad (5)$$

本文的主要变量定义及其计算方法如表 2 所示。

表 2 主要变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	计算方法
被解释变量	$It_{_s}$	内部人卖出交易	内部人卖出交易价值/年初权益市值×100
	$It_{_p}$	内部人买入交易	内部人买入交易价值/年初权益市值×100
	$It_{total}$	内部人总交易	内部人总交易价值/年初权益市值×100
	$Car5$	内部人卖出收益(5日)	内部人卖出交易后5个交易日的超额累计收益率(%),即 CAR[0,5]
	$Car10$	内部人卖出收益(10日)	内部人卖出交易后10个交易日的超额累计收益率(%),即 CAR[0,10]

续表 2

变量类型	变量名称	变量符号	计算方法
解释变量	List	股票卖空	在样本期间获得卖空资格的上市公司定义为 1, 否则为 0
	Post	股票卖空时点	公司取得卖空资格当年及以后取 1, 否则取 0
	Short1	买空规模 1	融券余额与流通市值之比
	Short2	买空规模 2	融券卖出量与流通股数之比
控制变量	Size	公司规模	期末总资产的自然对数
	Lev	财务杠杆	总负债/总资产
	Roa	资产收益率	净利润/总资产
	Growth	增长能力	营业收入增长率
	First	控股股东持股	第一大股东持股比例
	Soe	产权性质	国有企业取 1, 否则为 0
	Age	公司年限	公司年限的自然对数
	Ispro	独立董事比例	独立董事人数除以董事会成员人数
	Inst	机构投资者持股	机构投资者持股比例
	Mtb	年初账面市值比	公司市值/账面价值的年初值
	Retvol	收益率波动	年度每日股票收益率的标准差
	Mag_ar	年报市场反应	对上一季度收益报告的绝对市场反应的中位数, 以会计年度结束前五年内的季度末来计量
	Lift	非流通股解禁	本期解禁流通股数/总限售股份
	Sreturn	股票收益率	个股年回报率
	Mreturn	市场收益率	个股所在市场的年回报率
	Ind	行业虚拟变量	采用 0-1 变量控制行业
Year	年度虚拟变量	采用 0-1 变量控制年份	
Code	企业虚拟变量	采用 0-1 变量控制企业	

资料来源: 本文整理

## 四、单变量分析

### 1. 融资融券资格

本文利用 RESSET 融资融券标的数据库整理出 2010—2017 年上市公司融资融券资格认定情况, 分别列入入选公司数、剔除公司数及年末剩余公司数, 如表 3 所示。从表 3 中可以看出, 2010 年仅 96 家公司进入融资融券资格试点, 且在同年有 6 家公司被剔除。2011 年有 189 家公司获得融资融券资格, 2012 年无新公司加入, 2013 年是观测期间融资融券资格认定数最多的一年, 而 2015 年同样无融资融券资格认定。可以发现, 随着时间变化, 纳入融资融券制度样本公司在逐步增加, 到 2017 年, 已经有近 900 家公司进入了融资融券标的的中。由于纳入融资融券标的的公司是逐年的, 所以采用连续型双重差分模型分析时, 本文的处理组是获得融资融券资格公司 ( $List = 1$ ) 和其以后年份的观测样本 ( $Post = 1$ ) 的交集, 即  $Post \times List = 1$ ; 对照组是没有获得融资融券资格公司 ( $List = 0$ ) 和融资融券公司在获得资格前的观测样本 ( $List = 1$ , 且  $Post = 0$ ), 即  $Post \times List = 0$ 。

表 3 融券资格认定情况

年份	入选公司数	剔除公司数	年末剩余公司数
2010	96	6	90
2011	189	1	278
2012	0	0	278
2013	484	61	701
2014	118	19	800
2015	0	8	792
2016	78	19	851
2017	45	1	895

资料来源:本文计算整理

## 2. 描述性统计

表 4 为描述性统计结果。从表 4 中可以看出,处理组( $Post \times List = 1$ )内部人总交易  $Ittotal$  均值为 0.162,最小值为 0,最大值为 6.759,对照组( $Post \times List = 0$ )内部人总交易  $Ittotal$  均值为 0.260,最小值为 0,最大值为 6.848。相比较之下,处理组公司内部人交易总量明显更小且差异显著性通过 T 检验和秩和检验。关于内部人卖出交易量  $It_s$ ,处理组公司均值为 0.147,最小值为 0,最大值为 6.095;对照组均值为 0.240,最小值为 0,最大值为 6.095。相比较之下融券公司的内部人卖出交易量明显更小且差异显著性通过 T 检验和秩和检验。同样,关于内部人买入交易  $It_p$ ,处理组和对照组之间也表现出显著性的差异,处理组公司买入交易量明显要小于对照组公司。关于内部人交易收益  $Car5$ 、 $Car10$ ,处理组和对照组表现出显著的差异,处理组均值显著小于对照组。上述结果表明,内部人寻租行为,在非融资融券样本中更多。

表 4 描述性统计

变量	$Post \times List = 1$					$Post \times List = 0$					$T\text{-test}$	$Wilcoxon$
	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值		
$Ittotal$	0.162	0.000	0.711	0.000	6.759	0.260	0.000	0.919	0.000	6.848	5.839***	6.271***
$It_s$	0.147	0.000	0.701	0.000	6.095	0.240	0.000	0.902	0.000	6.095	5.683***	6.914***
$It_p$	0.015	0.000	0.084	0.000	0.753	0.019	0.000	0.096	0.000	0.753	2.405**	0.476
$Car5$	0.005	0.000	0.025	-0.048	0.182	0.009	0.000	0.034	-0.048	0.182	6.670***	5.132***
$Car10$	0.005	0.000	0.030	-0.039	0.252	0.011	0.000	0.044	-0.039	0.252	7.066***	4.832***
$Short1$	0.100	0.055	0.115	0.000	0.406	0.001	0.000	0.011	0.000	0.406	-110***	-137***
$Short2$	0.017	0.006	0.023	0.000	0.080	0.000	0.000	0.002	0.000	0.080	-89.457***	-128.796***

资料来源:本文计算整理

## 五、回归分析

### 1. 融券制度与内部人寻租(内部人交易)回归结果

(1)融券制度与内部人交易量。表 5 中,模型(1)列示的是仅考虑双重差分变量的回归结果;模型(2)中加入了其他控制变量;模型(3)中没有控制行业因素;模型(4)和模型(5)则是考虑了内部人交易方向(卖出和买入)后的回归结果。模型(1)中,交乘项  $Post \times List$  的回归系数为 -0.0729,在 1% 的水平下显著;模型(2)中, $Post \times List$  的回归系数为 -0.0679,在 1% 的水平下显著;模型(3)中, $Post \times List$  的回归系数为 -0.0679,在 1% 的水平下。上述结果意味着,与没有进入

证监会融资融券名单的公司相比,融券制度导致内部人交易平均减少 6.79%。模型(4)中, $Post \times List$  的回归系数为  $-0.0621$ ,在 1% 的水平下显著,表明融券制度会显著抑制卖出方向内部人交易 6.21% 左右。模型(5)中, $Post \times List$  的回归系数为  $-0.0057$ ,在 5% 的水平下显著。表明融券制度对买入方向内部人交易具有一定抑制作用,抑制作用为 0.57%;但相比于内部人卖出交易,显著性和影响较弱。以上结果显示融券制度对内部人交易的抑制作用主要体现在卖出方向,因而本文后面的分析主要关注的是融券制度对内部人卖出交易的影响。

本文以模型(2)为例分析控制变量的回归结果。在模型(2)的控制变量中,企业规模  $Size$  的回归系数为  $0.0278 (t = 2.04)$ ,在 5% 的水平下显著,表明规模越大的上市公司,内部人交易越多;财务杠杆  $Lev$  的回归系数为  $0.1883 (t = 3.14)$ ,在 1% 水平下显著,表明财务杠杆越高内部人交易越多;控股股东持股比例  $First$  的回归系数为  $-0.4808 (t = -5.06)$ ,在 1% 的水平下显著,表控股股东持股比例越高的上市公司内部人交易越少;收益率波动  $Retvol$  的回归系数为  $8.0706 (t = 5.60)$ ,在 1% 的水平下显著,表明收益率波动越强的企业内部人交易越多;账面市值比  $Mtb$  的回归系数为  $-0.0424 (t = -4.36)$ ,显著性水平为 1%,表明账面市值比越高的企业内部人交易越低;市场收益率  $Mreturn$  的回归系数为  $0.5145 (t = 5.83)$ ,在 1% 的水平下显著,表明上市公司所在市场的收益率越高,内部人交易也就越多;股票收益率  $Sreturn$  的回归系数为  $0.0560 (t = 3.20)$ ,在 1% 的水平下显著,表明上市公司股票收益率越高,内部人交易也就越多,其余控制变量不再一一赘述。

表 5 融券制度与内部人交易

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Ittotal$	$Ittotal$	$Ittotal$	$It_s$	$It_p$
$Post \times List$	$-0.0729^{***}$ [-3.86]	$-0.0679^{***}$ [-3.49]	$-0.0679^{***}$ [-3.49]	$-0.0621^{***}$ [-3.24]	$-0.0057^{**}$ [-2.53]
$Size$		$0.0278^{**}$ [2.04]	$0.0278^{**}$ [2.04]	$0.0183$ [1.37]	$0.0095^{***}$ [4.94]
$Lev$		$0.1883^{***}$ [3.14]	$0.1883^{***}$ [3.14]	$0.1801^{***}$ [3.04]	$0.0082$ [1.01]
$Roa$		$0.1954$ [1.36]	$0.1954$ [1.36]	$0.1911$ [1.34]	$0.0043$ [0.23]
$Growth$		$-0.0258^{***}$ [-2.61]	$-0.0258^{***}$ [-2.61]	$-0.0257^{***}$ [-2.64]	$-0.0001$ [-0.06]
$Soe$		$-0.0091$ [-0.35]	$-0.0091$ [-0.35]	$0.0005$ [0.02]	$-0.0096^{**}$ [-2.16]
$Age$		$-0.1265$ [-1.51]	$-0.1265$ [-1.51]	$-0.1574^*$ [-1.90]	$0.0309^{***}$ [3.13]
$First$		$-0.4808^{***}$ [-5.06]	$-0.4808^{***}$ [-5.06]	$-0.4494^{***}$ [-4.77]	$-0.0314^{**}$ [-2.54]
$Ispro$		$0.1944^*$ [1.67]	$0.1944^*$ [1.67]	$0.1982^*$ [1.73]	$-0.0038$ [-0.29]
$Mag_ar$		$-2.1607^{**}$ [-2.56]	$-2.1607^{**}$ [-2.56]	$-1.9833^{**}$ [-2.39]	$-0.1775^*$ [-1.84]



续表 5

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_p</i>
<i>Retvol</i>		8.0706*** [5.60]	8.0706*** [5.60]	8.1481*** [5.70]	-0.0775 [-0.49]
<i>Inst</i>		0.1686 [1.05]	0.1686 [1.05]	0.1767 [1.11]	-0.0080 [-0.42]
<i>Mtb</i>		-0.0424*** [-4.36]	-0.0424*** [-4.36]	-0.0381*** [-3.99]	-0.0043*** [-3.60]
<i>Lift</i>		0.0491 [1.11]	0.0491 [1.11]	0.0478 [1.09]	0.0013 [0.32]
<i>Mreturn</i>		0.5145*** [5.83]	0.5145*** [5.83]	0.4709*** [5.39]	0.0436*** [4.84]
<i>Sreturn</i>		0.0560*** [3.20]	0.0560*** [3.20]	0.0517*** [3.01]	0.0043** [2.50]
<i>Ind</i>	Yes	Yes	No	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.2551*** [16.53]	-1.4209*** [-3.68]	-1.4209*** [-3.68]	-1.0932*** [-2.87]	-0.3277*** [-7.06]
观测值	19688	19688	19688	19688	19688
调整 $R^2$	0.2276	0.2364	0.2364	0.2271	0.1540
<i>F</i> 值	39.1999***	18.2821***	18.2821***	17.9520***	10.7369***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为异方差稳健的  $t$  值

资料来源: 本文计算整理

(2) 融券规模与内部人交易量。众所周知, 关于融资融券有一种观点就是融资容易, 融券困难, 券商有足够的股票供卖空交易者融券, 因而融券制度的有效性值得怀疑。为此, 本文采用融券规模来考虑融券制度对内部人交易的抑制作用, 这是直接证据。

本文分别以融券余量与流通市值之比 *Short1* 和融券卖出量与流通股数之比 *Short2* 作为融券规模的替代变量, 并将融券规模与内部人卖出交易、买入交易分别进行回归对比, 结果如表 6 所示。模型(1)中, 融券规模 *Short1* 与内部人总交易 *Ittotal* 的回归系数在 1% 的水平下显著为负, 回归系数为 -0.2956。这表明, 融券余量每增长 1 个百分点, 内部人交易量就会下降 29 个百分点。模型(2)中融券规模 *Short2* 的回归系数为 -3.2492 ( $t = -6.81$ ), 在 1% 的水平下显著为负, 意味着融券卖出量每增加 1 个百分点, 内部人交易量会减少 3 倍左右。上述结果表明融券规模越大, 越能显著抑制内部人交易。模型(3)、模型(4)中融券规模的回归系数均是高度显著为负, 上述回归结果表明融券规模越大, 内部人卖出交易的越少, 与前文假设一致。模型(5)和模型(6)的被解释变量是买入方向的内部人交易 *It\_p*, 融券规模 *Short1* 的回归系数为 0.0199, 但不显著; 融券规模 *Short2* 的回归系数为 -0.2300, 在 1% 水平下显著。比较模型(3)、(4)和模型(5)、(6)的结果, 很明显融券制度对卖出方向的内部人交易的抑制作用更强。以上回归结果均表明, 融券规模越大, 越能有效抑制内部人交易, 并且融券对内部人交易的抑制作用在卖出交易中更明显。

表 6 融券规模与内部人交易

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Itotal</i>	<i>Itotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_p</i>	<i>It_p</i>
<i>Short1</i>	-0.2956*** (-3.68)		-0.3155*** (-3.99)		0.0199 (1.55)	
<i>Short2</i>		-3.2492*** (-6.81)		-3.0192*** (-6.41)		-0.2300*** (-4.00)
<i>Size</i>	0.0254* (1.88)	0.0284** (2.11)	0.0167 (1.26)	0.0190 (1.43)	0.0087*** (4.58)	0.0094*** (4.98)
<i>Lev</i>	0.1930*** (3.22)	0.1854*** (3.09)	0.1842*** (3.11)	0.1773*** (2.99)	0.0088 (2.99)	0.0081 (0.99)
<i>Roa</i>	0.1998 (1.39)	0.1975 (1.38)	0.1942 (1.36)	0.1929 (1.36)	0.0056 (0.30)	0.0046 (0.25)
<i>Growth</i>	-0.0247** (-2.50)	-0.0259*** (-2.63)	-0.0248** (-2.56)	-0.0259*** (-2.67)	0.0002 (0.12)	-0.0001 (-0.04)
<i>Soe</i>	-0.0104 (-0.40)	-0.0072 (-0.28)	-0.0007 (-0.03)	0.0022 (0.09)	-0.0097** (-2.19)	-0.0095** (-2.13)
<i>Age</i>	-0.1224 (-1.46)	-0.1238 (-1.48)	-0.1539* (-1.85)	-0.1549* (-1.87)	0.0316*** (3.19)	0.0312*** (3.15)
<i>First</i>	-0.4756*** (-5.02)	-0.4835*** (-5.11)	-0.4464*** (-4.75)	-0.4522*** (-4.82)	-0.0292** (-2.38)	-0.0313** (-2.55)
<i>Ispro</i>	0.1946* (1.67)	0.1952* (1.68)	0.1992* (1.73)	0.1990* (1.73)	-0.0046 (-0.35)	-0.0038 (-0.29)
<i>Mag_ar</i>	-2.0134** (-2.39)	-2.0449** (-2.43)	-1.8370** (-2.21)	-1.8767** (-2.27)	-0.1764* (-1.84)	-0.1683* (-1.75)
<i>Retvol</i>	8.2224*** (5.69)	8.4482*** (5.82)	8.3100*** (5.80)	8.4989*** (5.91)	-0.0876 (-0.55)	-0.0508 (-0.32)
<i>Inst</i>	0.1845 (1.15)	0.1538 (0.96)	0.1864 (1.18)	0.1622 (1.02)	-0.0019 (-0.10)	-0.0084 (-0.45)
<i>Mtb</i>	-0.0429*** (-4.42)	-0.0427*** (-4.41)	-0.0385*** (-4.04)	-0.0383*** (-4.03)	-0.0044*** (-3.63)	-0.0043*** (-3.62)
<i>Lift</i>	0.0494 (1.12)	0.0530 (1.20)	0.0481 (1.09)	0.0514 (1.17)	0.0013 (0.31)	0.0016 (0.38)
<i>Mreturn</i>	0.5178*** (5.87)	0.4961*** (5.63)	0.4739*** (5.42)	0.4537*** (5.19)	0.0439*** (4.87)	0.0424*** (4.71)
<i>Sreturn</i>	0.0567*** (3.24)	0.0487*** (2.77)	0.0523*** (3.04)	0.0448*** (2.60)	0.0043** (2.51)	0.0038** (2.20)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-1.3935*** (-3.62)	-1.4058*** (-3.66)	-1.0803*** (-2.85)	-1.0807*** (-2.85)	-0.3132*** (-6.77)	-0.3251*** (-7.05)
观测值	19688	19688	19688	19688	19688	19688
调整 R <sup>2</sup>	0.2363	0.2373	0.2271	0.2279	0.1539	0.1543
F 值	18.2089***	18.2329***	17.8915***	17.8968***	10.8081***	10.7489***

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；括号内为异方差稳健的 t 值

资料来源：本文计算整理

(3) 融券制度与内部人交易收益(卖出方向)。在前面的分析中,本文研究发现融资制度对内部人交易的抑制作用主要体现在卖出方向的内部人交易上。因而在分析融券制度对内部人交易收益的影响时,本文主要分析融券制度对卖出方向的内部人交易收益影响。表7中的被解释变量为内部人卖出交易的短期收益,本文以交易后五个交易日、十个交易日的超额累计收益率CAR作为交易收益的代理变量。模型(1)的结果显示,交叉项的回归系数 $Post \times List$ 为 $-0.0015$ ,在10%的水平下显著,意味着融券制度能够抑制内部人交易5日超额收益0.15个百分点;模型(2)中,交乘项 $Post \times List$ 的系数为 $-0.0034$ ( $t = -3.08$ ),在1%的水平下显著,意味着融券制度能够抑制内部人交易10日超额收益0.34个百分点。模型(3)和模型(4)中,融券规模 $Short1$ 的系数分别为 $-0.0209$ 、 $-0.0328$ 且高度显著,这意味着融券规模越大,内部人交易超额收益越低;模型(5)和模型(6)中,融券规模 $Short2$ 的回归系数均是显著为负,其系数分别是 $-0.085$ 、 $-0.0995$ ,表明融券规模导致内部人交易超额收益减少8.5、9.95个百分点。上述结果表明融券制度能够抑制内部人交易超额收益。假设 $H_1$ 得到支持。

表7 融券制度与内部人交易收益

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Car5$	$Car10$	$Car5$	$Car10$	$Car5$	$Car10$
$Post \times List$	$-0.0015^*$ (-1.85)	$-0.0034^{***}$ (-3.08)				
$Short1$			$-0.0209^{***}$ (-4.84)	$-0.0328^{***}$ (-6.05)		
$Short2$					$-0.0850^{***}$ (-3.52)	$-0.0995^{***}$ (-3.32)
$Size$	$-0.0003$ (-0.47)	$-0.0025^{***}$ (-3.67)	$-0.0002$ (-0.24)	$-0.0024^{***}$ (-3.48)	$-0.0002$ (-0.39)	$-0.0026^{***}$ (-3.79)
$Lev$	$0.0018$ (0.56)	$-0.0011$ (-0.30)	$0.0017$ (0.54)	$-0.0011$ (-0.30)	$0.0017$ (0.54)	$-0.0010$ (-0.26)
$Roa$	$0.0112^*$ (1.73)	$0.0089$ (1.10)	$0.0110^*$ (1.71)	$0.0089$ (1.10)	$0.0112^*$ (1.73)	$0.0092$ (1.14)
$Growth$	$-0.0006$ (-1.38)	$-0.0002$ (-0.32)	$-0.0007$ (-1.45)	$-0.0002$ (-0.35)	$-0.0006$ (-1.41)	$-0.0001$ (-0.24)
$Soe$	$0.0014$ (0.77)	$0.0026$ (1.29)	$0.0014$ (0.75)	$0.0026$ (1.25)	$0.0015$ (0.79)	$0.0027$ (1.30)
$Retvol$	$0.3450^{***}$ (5.61)	$0.2062^{***}$ (2.72)	$0.3558^{***}$ (5.78)	$0.2231^{***}$ (2.94)	$0.3550^{***}$ (5.77)	$0.2178^{***}$ (2.87)
$Inst$	$0.0039$ (0.55)	$0.0123$ (1.39)	$0.0028$ (0.41)	$0.0115$ (1.30)	$0.0033$ (0.47)	$0.0128$ (1.45)
$Mtb$	$0.0013^{***}$ (2.58)	$0.0016^{***}$ (2.63)	$0.0013^{**}$ (2.54)	$0.0016^{**}$ (2.56)	$0.0013^{**}$ (2.56)	$0.0016^{***}$ (2.58)
$Lift$	$-0.0009$ (-0.32)	$-0.0012$ (-0.34)	$-0.0009$ (-0.31)	$-0.0011$ (-0.33)	$-0.0008$ (-0.28)	$-0.0010$ (-0.30)

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Car5</i>	<i>Car10</i>	<i>Car5</i>	<i>Car10</i>	<i>Car5</i>	<i>Car10</i>
<i>Mreturn</i>	0.0015 (0.48)	-0.0009 (-0.21)	0.0016 (0.51)	-0.0007 (-0.16)	0.0010 (0.32)	-0.0013 (-0.33)
<i>Sreturn</i>	0.0041 *** (5.48)	0.0042 *** (4.37)	0.0041 *** (5.52)	0.0043 *** (4.43)	0.0039 *** (5.20)	0.0040 *** (4.13)
<i>Casf</i>	-0.0006 (-0.14)	0.0031 (0.62)	-0.0004 (-0.10)	0.0034 (0.67)	-0.0006 (-0.13)	0.0032 (0.63)
<i>Wcptl</i>	0.0030 (1.15)	0.0100 *** (3.39)	0.0028 (1.09)	0.0098 *** (3.32)	0.0030 (1.17)	0.0101 *** (3.43)
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Code</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Constant</i>	-0.0058 (-0.40)	0.0533 *** (3.16)	-0.0094 (-0.64)	0.0497 *** (2.93)	-0.0059 (-0.40)	0.0561 *** (3.31)
观测值	19688	19688	19688	19688	19688	19688
调整 $R^2$	0.2206	0.2732	0.2214	0.2741	0.2210	0.2733
<i>F</i> 值	26.3934 ***	26.9747 ***	26.4393 ***	27.0718 ***	26.3730 ***	27.0242 ***

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；括号内为异方差稳健的  $t$  值

资料来源：本文计算整理

## 2. 融券制度影响内部人寻租(内部人交易)的路径

(1)“竞争效应”路径。在前面的分析中,本文回归结果支持假设  $H_1$ ,即融券制度抑制内部人寻租(内部人交易),那么融券制度抑制内部人寻租(内部人交易)的机制或路径是什么?本文认为,融券制度抑制内部人交易存在两种路径:“竞争效应”和“信息效应”。关于竞争效应,指的是卖空交易者和公司内部人在卖出股票时是相互竞争的,这一竞争机制能影响内部人交易。融券规模反映了卖空交易者的交易行为,其规模越大,意味着跟公司内部人同时卖出公司股票的竞争行为越多。不同的融券规模代表不同的竞争水平,规模越大,竞争越激烈,因而就可以分析不同的融券规模下,融券制度对内部人交易的影响。

为此,本文首先依据融券规模,按均值划分大小进行分组回归,以验证是否真的存在竞争效应。表 8 中,模型(1)是融券制度和融券规模的回归结果,它显示出融券制度导致了卖空行为的出现。模型(2)和模型(3)是融券制度 DID 回归结果,模型(2)代表融券规模较大的情况,此时交乘项  $Post \times List$  的回归系数为  $-0.0523 (t = -1.82)$ ,显著性水平为 10%;模型(3)代表融券规模较小的情况,此时交乘项  $Post \times List$  的回归系数为  $-0.0341 (t = -1.14)$ ;很明显当卖空规模大时,其能够有效抑制内部人交易;卖空规模小时,这种抑制效应不显著。本文也根据融券制度规模  $Short1$ 、 $Short2$  的均值,进行分样本回归,将大于均值的子样本标注为融券规模大;将小于均值的子样本标注为融券规模小。模型(4)~模型(7)根据融券规模的分样本回归结果显示,卖空规模大能够显著抑制内部人交易,卖空规模小对内部人交易的抑制效应有限。上述回归结果表明,当融券投资者进行卖空时,其卖空行为能够降低内部人交易的获利空间,发挥着“竞争效应”。

表 8 融券制度影响内部人交易的路径:竞争效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Short1</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>
		融券规模大	融券规模小	融券规模大	融券规模小	融券规模大	融券规模小
<i>Post × List</i>	0.0933 *** (30.48)	-0.0523 * (-1.82)	-0.0341 (-1.14)				
<i>Short1</i>				-0.2756 * (-1.95)	-3.6432 (-1.33)		
<i>Short2</i>						-1.8747 ** (-2.21)	2.5826 (0.18)
<i>Size</i>	0.0051 *** (5.71)	-0.0773 (-1.35)	0.0263 * (1.72)	-0.0710 (-1.24)	0.0261 * (1.70)	-0.0686 (-0.86)	0.0299 ** (2.02)
<i>Lev</i>	0.0033 (0.99)	0.4017 * (1.73)	0.1839 *** (2.76)	0.4105 * (1.76)	0.1844 *** (2.77)	0.2901 (0.87)	0.1672 *** (2.59)
<i>Roa</i>	-0.0076 (-0.79)	0.9696 ** (2.14)	0.1395 (0.88)	0.9723 ** (2.15)	0.1402 (0.89)	0.3787 (0.70)	0.1168 (0.76)
<i>Growth</i>	-0.0008 (-1.39)	0.0376 (1.23)	-0.0283 *** (-2.71)	0.0386 (1.27)	-0.0283 *** (-2.72)	0.0121 (0.31)	-0.0296 *** (-2.88)
<i>Soe</i>	-0.0014 (-0.63)	0.0753 (1.31)	-0.0059 (-0.20)	0.0737 (1.26)	-0.0058 (-0.20)	-0.0363 (-0.35)	0.0013 (0.05)
<i>Age</i>	0.0004 (0.09)	-0.6304 *** (-2.81)	-0.1555 (-1.57)	-0.6304 *** (-2.81)	-0.1549 (-1.56)	-0.6264 * (-1.94)	-0.2033 ** (-2.17)
<i>First</i>	-0.0177 *** (-3.21)	-0.0466 (-0.26)	-0.4851 *** (-4.44)	-0.0883 (-0.51)	-0.4846 *** (-4.43)	-0.3456 (-1.15)	-0.4626 *** (-4.40)
<i>Ispro</i>	0.0112 * (1.71)	-0.2747 (-1.24)	0.2553 * (1.91)	-0.2546 (-1.15)	0.2551 * (1.91)	-0.2058 (-0.79)	0.2438 * (1.87)
<i>Mag_ar</i>	0.3445 *** (5.91)	-2.0774 (-0.97)	-1.7525 * (-1.78)	-1.4911 (-0.68)	-1.7325 * (-1.77)	-3.1179 (-1.13)	-1.9539 ** (-2.10)
<i>Retvol</i>	0.5117 *** (5.72)	4.0945 (1.25)	8.9963 *** (5.53)	5.0632 (1.50)	8.9957 *** (5.53)	6.4780 (1.61)	9.3927 *** (5.89)
<i>Inst</i>	-0.0476 *** (-5.04)	0.0755 (0.16)	0.0308 (0.17)	0.0624 (0.14)	0.0340 (0.19)	-1.0713 * (-1.81)	-0.0014 (-0.01)
<i>Mtb</i>	-0.0007 (-0.69)	-0.0704 *** (-2.78)	-0.0424 *** (-3.60)	-0.0716 *** (-2.83)	-0.0426 *** (-3.62)	-0.0316 (-0.99)	-0.0479 *** (-4.30)
<i>Lift</i>	0.0010 (0.26)	-0.0210 (-0.40)	0.0441 (0.95)	-0.0596 (-1.05)	0.0447 (0.96)	-0.0332 (-0.52)	0.0485 (1.07)
<i>Mreturn</i>	0.0045 (1.39)	0.3210 (1.23)	0.4825 *** (5.15)	0.3123 (1.20)	0.4834 *** (5.16)	0.5574 *** (2.65)	0.4627 *** (4.71)
<i>Sreturn</i>	0.0014 * (1.74)	0.1258 ** (2.45)	0.0441 ** (2.33)	0.1270 ** (2.47)	0.0444 ** (2.34)	0.0495 (0.99)	0.0533 *** (2.85)

续表 8

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Short1</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>
		融券规模大	融券规模小	融券规模大	融券规模小	融券规模大	融券规模小
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Code</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Constant</i>	-0.1366 *** (-6.31)	3.5933 ** (2.25)	-1.2906 *** (-3.03)	3.4132 ** (2.15)	-1.2893 *** (-3.03)	3.5528 (1.55)	-1.2553 *** (-3.02)
观测值	19688	2604	17084	2604	17084	2349	17339
调整 $R^2$	0.4596	0.2691	0.2165	0.2706	0.2165	0.3194	0.2217
<i>F</i> 值	99.7106 ***	2.1034 ***	16.1315	2.1083 ***	16.1541	1.4595 *	16.5529

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；括号内为异方差稳健的  $t$  值

资料来源：本文计算整理

(2)“信息效应”路径。融券制度不但通过竞争效应来抑制内部人寻租(内部人交易),同时,融券制度还能够降低公司内外部信息不对称程度,降低内部人利用信息不对称的套利空间,这就是“信息效应”。为了验证“信息效应”路径,本文搜集深圳证券交易所公布的上市公司信息披露评级信息,并将级别指标 A、B、C、D 转换为信息透明度 *Opacity* 的 4、3、2、1,按照信息透明度均值划分为高透明度和低透明度分组回归。当存在不同的信息透明度时,融券制度对内部人交易产生不同的作用:信息透明度高时,融券制度对内部人交易的抑制作用弱;信息透明度低时,融券制度对内部人的抑制作用强。表 9 是信息效应的回归结果。模型(1)是融券制度对公司透明度的影响, $Post \times List$  回归系数为正且显著,表明融券制度提高了公司透明度。模型(2)~模型(7)是不同的信息透明度下,融券制度对内部人交易的影响。当公司透明度为高时,交乘项  $Post \times List$  的系数为 0.0026 ( $t=0.03$ ),结果不显著;当公司透明度为低时,交乘项  $Post \times List$  的系数为 -0.0957 ( $t=-1.87$ ),显著性水平为 10%;比较回归系数绝对值大小和显著性水平,很明显在低透明度时,融券制度对内部人交易的抑制作用更大。同样,这一特征也体现在模型(4)~模型(6)中,融券制度对内部人交易的抑制作用在低透明度公司更显著。上述结果表明融券制度能通过“信息效应”抑制公司内部人利用信息优势套利。

表 9 融券制度对内部人交易的信息效应:基于透明度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Opacity</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>
		高透明度	低透明度	高透明度	低透明度	高透明度	低透明度
$Post \times List$	0.0695 *** [3.25]	0.0026 [0.03]	-0.0957 * [-1.87]				
<i>Short1</i>				-0.1066 [-0.35]	-0.4772 ** [-2.32]		
<i>Short2</i>						-2.1020 [-1.07]	-3.9353 *** [-2.83]
<i>Size</i>	0.0760 *** [4.89]	0.0881 [0.92]	0.0361 [1.33]	0.0928 [0.96]	0.0325 [1.21]	0.1020 [1.06]	0.0331 [1.24]

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Opacity</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>
		高透明度	低透明度	高透明度	低透明度	高透明度	低透明度
<i>Lev</i>	-0.2558*** (-4.24)	-0.0265 (-0.07)	0.2929*** (2.61)	-0.0242 (-0.06)	0.2978*** (2.65)	-0.0436 (-0.11)	0.2952*** (2.63)
<i>Roa</i>	1.7735*** (10.63)	1.4463 (1.35)	0.3078 (1.14)	1.4612 (1.37)	0.3219 (1.19)	1.4555 (1.36)	0.3266 (1.21)
<i>Growth</i>	-0.0174 (-1.45)	0.0155 (0.20)	-0.0504** (-2.54)	0.0139 (0.18)	-0.0490** (-2.48)	0.0143 (0.19)	-0.0497** (-2.51)
<i>Soe</i>	-0.0271 (-0.52)	0.2855* (1.78)	-0.0195 (-0.34)	0.2848* (1.81)	-0.0203 (-0.35)	0.2971* (1.90)	-0.0209 (-0.37)
<i>Age</i>	-0.0995 (-1.53)	-0.0502 (-0.14)	-0.2269 (-1.56)	-0.0520 (-0.15)	-0.2200 (-1.52)	-0.0688 (-0.19)	-0.2233 (-1.54)
<i>First</i>	0.4950*** (4.92)	-1.1627*** (-2.59)	-0.6392*** (-3.30)	-1.1769*** (-2.61)	-0.6257*** (-3.24)	-1.1680*** (-2.60)	-0.6380*** (-3.31)
<i>Ispro</i>	0.0435 (0.50)	-0.2079 (-0.45)	0.3562 (1.60)	-0.1984 (-0.43)	0.3494 (1.57)	-0.2014 (-0.44)	0.3455 (1.55)
<i>Mag_ar</i>	0.8152 (1.00)	0.1560 (0.04)	-5.0406*** (-2.91)	0.2196 (0.06)	-4.9391*** (-2.85)	0.2829 (0.07)	-4.9331*** (-2.85)
<i>Retvol</i>	-6.4789*** (-5.28)	12.6743* (1.75)	13.8394*** (5.04)	12.8716* (1.75)	13.9419*** (5.07)	13.0435* (1.78)	13.9374*** (5.07)
<i>Inst</i>	0.1726 (1.21)	-1.0294 (-1.39)	0.4866 (1.46)	-1.0462 (-1.41)	0.5201 (1.57)	-1.0734 (-1.44)	0.5055 (1.52)
<i>Mtb</i>	-0.0251* (-1.82)	-0.1132** (-2.38)	-0.0570** (-2.51)	-0.1118** (-2.38)	-0.0572** (-2.52)	-0.1068** (-2.27)	-0.0560** (-2.47)
<i>Lift</i>	0.1156 (1.43)	0.1233 (0.98)	-0.0150 (-0.19)	0.1212 (0.98)	-0.0097 (-0.12)	0.1200 (0.97)	-0.0087 (-0.11)
<i>Mreturn</i>	0.0781 (1.18)	0.4897 (1.03)	0.4347* (1.74)	0.4882 (1.02)	0.4268* (1.71)	0.4835 (1.02)	0.4211* (1.68)
<i>Sreturn</i>	0.0083 (0.67)	0.2888*** (3.63)	0.0242 (0.74)	0.2885*** (3.64)	0.0251 (0.77)	0.2778*** (3.55)	0.0187 (0.57)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	1.3335*** (3.70)	-2.7821 (-1.30)	-1.2465 (-1.63)	-2.8848 (-1.33)	-1.1834 (-1.56)	-3.0357 (-1.41)	-1.1612 (-1.53)
观测值	11247	2169	9078	2169	9078	2169	9078
调整 $R^2$	0.4221	0.2398	0.2110	0.2398	0.2109	0.2405	0.2112
<i>F</i> 值	18.9781***	2.4316***	13.6889***	2.4064***	13.6500***	2.4137***	13.6528***

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；括号内为异方差稳健的  $t$  值

资料来源：本文计算整理

(3)考虑产权性质的融券制度与内部人寻租(内部人交易)。表 10 是分产权性质的回归结果。按照前文分析,相对于国有企业,民营企业受到融券制度的影响更大,即民营企业样本中的融券制度与内部人交易的回归结果更为显著。模型(1)和模型(2)是 DID 的分样本回归结果,国有企业分样本中的  $Post \times List$  回归系数不显著,民营企业分样本中的回归系数是显著为负,而且其系数绝对值更大,这表明融券制度对内部人交易的抑制作用在民营企业中更显著,这与假设  $H_2$  一致。模型(3)~模型(6)融券规模与内部人交易回归结果也表现出这一特征:相对于国有企业而言,融券规模  $Short1$ 、 $Short2$  的回归系数在民营企业中均是高度显著,且系数绝对值更大。该实证结果表明,融券制度对内部人交易的影响在民营企业更显著。假设  $H_2$  得到支持。

表 10 考虑产权性质的融券制度与内部人交易收益

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$It_s$	$It_s$	$It_s$	$It_s$	$It_s$	$It_s$
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
$Post \times List$	-0.0084 (-0.92)	-0.1269 *** (-2.94)				
$Short1$			-0.0483 (-1.34)	-0.6374 *** (-3.24)		
$Short2$					-0.4799 * (-1.65)	-4.6057 *** (-3.60)
$Size$	-0.0077 (-1.12)	0.0523 ** (2.01)	-0.0080 (-1.17)	0.0477 * (1.85)	-0.0074 (-1.06)	0.0488 * (1.90)
$Lev$	-0.0477 (-1.39)	0.2964 *** (2.82)	-0.0473 (-1.38)	0.3043 *** (2.90)	-0.0480 (-1.39)	0.2951 *** (2.81)
$Roa$	-0.0491 (-0.51)	0.3336 (1.26)	-0.0495 (-0.51)	0.3473 (1.31)	-0.0515 (-0.53)	0.3621 (1.37)
$Growth$	-0.0004 (-0.09)	-0.0449 ** (-2.55)	-0.0003 (-0.07)	-0.0431 ** (-2.46)	-0.0005 (-0.12)	-0.0438 ** (-2.50)
$Age$	-0.1484 ** (-2.31)	-0.2196 * (-1.67)	-0.1496 ** (-2.33)	-0.2068 (-1.58)	-0.1483 ** (-2.31)	-0.2070 (-1.58)
$First$	-0.0574 (-1.16)	-0.8874 *** (-4.93)	-0.0568 (-1.14)	-0.8749 *** (-4.88)	-0.0582 (-1.18)	-0.8791 *** (-4.91)
$Ispro$	0.0137 (0.22)	0.3721 * (1.83)	0.0145 (0.23)	0.3665 * (1.80)	0.0141 (0.23)	0.3636 * (1.79)
$Mag_ar$	-0.7093 ** (-2.11)	-2.3968 (-1.42)	-0.6796 ** (-2.05)	-2.2507 (-1.33)	-0.6963 ** (-2.09)	-2.2466 (-1.33)
$Retvol$	2.1988 *** (2.80)	14.2804 *** (5.50)	2.2315 *** (2.84)	14.5936 *** (5.61)	2.2693 *** (2.83)	14.6114 *** (5.61)
$Inst$	0.0987 (1.14)	0.2858 (0.94)	0.0990 (1.14)	0.3125 (1.03)	0.0944 (1.09)	0.2909 (0.96)
$Mtb$	-0.0020 (-0.33)	-0.0505 * (-1.91)	-0.0021 (-0.34)	-0.0524 ** (-1.99)	-0.0023 (-0.37)	-0.0505 * (-1.92)



续表 10

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$It_s$	$It_s$	$It_s$	$It_s$	$It_s$	$It_s$
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
<i>Lift</i>	0.0071 (0.24)	0.1698 (1.36)	0.0072 (0.24)	0.1711 (1.37)	0.0080 (0.27)	0.1758 (1.41)
<i>Mreturn</i>	0.2301*** (3.03)	0.4343*** (3.37)	0.2312*** (3.05)	0.4309*** (3.34)	0.2280*** (3.01)	0.4211*** (3.26)
<i>Sreturn</i>	0.0089 (1.02)	0.0638** (2.02)	0.0089 (1.03)	0.0649** (2.05)	0.0077 (0.90)	0.0566* (1.78)
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.0399 (0.16)	-1.6487*** (-2.63)	0.0435 (0.18)	-1.5867** (-2.53)	0.0365 (0.15)	-1.5726** (-2.52)
观测值	9255	10433	9255	10433	9255	10433
调整 $R^2$	0.1476	0.1817	0.1476	0.1816	0.1478	0.1819
<i>F</i> 值	2.2679***	17.1147***	2.2640***	17.0690***	2.3035***	17.0666***

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；括号内为异方差稳健的  $t$  值

资料来源：本文计算整理

## 六、稳健性检验

### 1. 内生性问题

鉴于内生性问题的考虑,本文采用平行趋势检验、安慰剂检验来确保双重差分模型的有效性。本文还考虑自选择问题、反向因果和反面事实推断方法印证研究结论的有效性。

(1) 平行趋势检验和安慰剂检验。沿用 Serfling (2016)<sup>[50]</sup> 在错层准自然实验条件下进行平行趋势检验的方法,将内部人交易按时段划分并定义相应的虚拟变量:公司获得融券资格前 4 年(含)至前 3 年(含)发生的内部人交易则虚拟变量  $Post(-4, -3)$  定义为 1;公司获得融券资格前 2 年(含)至前 1 年(含)发生的内部人交易则虚拟变量  $Post(-2, -1)$  定义为 1;公司获得融券资格当年发生的内部人交易则虚拟变量  $Post(0)$  定义为 1;公司获得融券资格后 1 年(含)至 2 年(含)发生的内部人交易则虚拟变量  $Post(1, 2)$  定义为 1;公司获得融券资格后 3 年(含)至 4 年(含)发生的内部人交易则虚拟变量  $Post(3, 4)$  定义为 1。模型中纳入以上虚拟变量以检验平均处理效应的时间趋势。表 11 中的 Panel A 呈现了回归结果。在卖空政策实施之前,处理组和对照组公司之间的内部人交易无显著差异;在卖空政策实施之后,处理组公司的内部人交易显著低于对照组公司,该结果为卖空政策实施之前处理组和对照组具有平行趋势提供支持证据。本文也选取 2010 前的研究样本,比较融券公司和非融券公司在融券机制启动前内部人交易的差异。Panel B 的回归结果显示,变量  $List$  的回归系数不显著,这表明在实施融资融券制度前,融券公司和非融券公司的内部人交易没有显著性差异。该结果为处理组和对照组在融券制度启动前具有平行趋势提供了经验证据。

关于安慰剂检验,本文重新设定虚拟的政策实施窗口,检验在虚拟政策实施窗口内,融券制度对内部人交易的影响是否显著。本文将所有政策实施时间全部提前一年,分析方法与前文一致,观察股票卖空对内部人交易的影响。表 11 中的 Panel C 呈现了回归结果,除买入方向,结果均显示融券制度对内部人交易无显著影响。以上结果表明,若随机选择其他时间点作为虚拟政策实施窗口,则无法得到与前文相同的结果,因此原有结论通过了安慰剂检验。

表 11

平行趨勢檢驗和安慰劑檢驗

Panel A					
變量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_p</i>
<i>Post</i> (-4, -3)	-0.0294 (-1.47)	-0.0330 (-1.62)	-0.0330 (-1.62)	-0.0328 (-1.62)	-0.0002 (-0.11)
<i>Post</i> (-2, -1)	-0.0152 (-0.69)	-0.0339 (-1.52)	-0.0339 (-1.52)	-0.0333 (-1.52)	-0.0005 (-0.23)
<i>Post</i> 0	-0.0128 (-0.41)	-0.0378 (-1.24)	-0.0378 (-1.24)	-0.0363 (-1.19)	-0.0015 (-0.55)
<i>Post</i> (1, 2)	-0.1143*** (-4.82)	-0.1074*** (-4.52)	-0.1074*** (-4.52)	-0.1004*** (-4.28)	-0.0069** (-2.45)
<i>Post</i> (3, 4)	-0.0854*** (-4.08)	-0.0809*** (-3.84)	-0.0809*** (-3.84)	-0.0786*** (-3.77)	-0.0023 (-0.71)
其他變量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Code</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
觀測值	19688	19688	19688	19688	19688
調整 $R^2$	0.2277	0.2364	0.2364	0.2271	0.1538
<i>F</i> 值	28.7206***	15.8051***	15.8051***	15.5057***	9.3899***

  

Panel B					
變量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>IT_s</i>	<i>IT_p</i>
<i>List</i>	-0.0146 (-0.80)	0.0022 (0.11)	0.0072 (0.35)	0.0012 (0.06)	0.0010 (0.83)
其他變量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
觀測值	3769	3769	3769	3769	3769
調整 $R^2$	0.0276	0.0943	0.0877	0.0925	0.0031
<i>F</i> 值	4.5534***	2.7352***	4.6855***	2.6342***	1.6690***

  

Panel C					
變量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_p</i>
<i>List</i> × <i>Post</i> _1	-0.0158 (-0.91)	-0.0168 (-0.96)	-0.0168 (-0.96)	-0.0124 (-0.72)	-0.0044** (-2.16)
其他變量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Code</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
觀測值	19688	19688	19688	19688	19688
調整 $R^2$	0.2271	0.2361	0.2361	0.2268	0.1539
<i>F</i> 值	38.9739***	18.1867***	18.1867***	17.8544***	10.7280***

注：\*、\*\*、\*\*\* 分別表示 10%、5% 和 1% 的顯著性水平；括號內為異方差穩健的 *t* 值

資料來源：本文計算整理

(2) 自选择问题考量(PSM + DID)。为了防止样本选择所带来的偏误导致的内生性问题,本文利用倾向得分值匹配(PSM)获得配对样本。将融券制度 *List* 作为因变量,选取一系列可能影响融券资格认定的因素:公司规模 *Size*、股票收益率 *Sreturn*、换手率 *Turnover*、是否创业板 *Gem*、换手率 *Turnover*、公司年限 *Age*、利润率 *Opr*、成交金额比 *Tvr* 为自变量,并控制年度行业因素,利用 Logit 模型计算倾向得分值。按照倾向的分值最近重复配对原则,最终得出 15945 个观测对象。表 12 Panel A 为倾向得分值匹配的回归结果,在模型(1)中,所有变量的回归结果均为显著,表示这些变量都会显著影响融券资格的引入。在表 12 中还列出处理组与对照组在以上变量间的差异,从处理组和对照组的均值看来,匹配后的结果显示均值较为接近,绝大部分变量 T 检验结果不显著,表示不拒绝处理组与对照组无系统差异的原假设,反映本次配对结果的正确性。

表 12 PSM 配对和回归结果

Panel A	(1)	均值	均值	
变量	<i>List</i>	处理组	对照组	T 值
<i>Size</i>	1.0707 *** (55.60)	22.588	22.584	0.19
<i>Sreturn</i>	0.1720 *** (6.00)	0.3072	0.3280	-1.65
<i>Gem</i>	0.3175 *** (9.31)	0.5887	0.5860	0.34
<i>Turnover</i>	0.0497 *** (2.81)	3.7019	3.755	-1.25
<i>Age</i>	-0.4062 *** (-9.09)	2.6542	2.6585	-0.69
<i>Opr</i>	1.8307 *** (14.87)	0.1031	0.0962	2.82
<i>Tvr</i>	0.0000 ** (2.38)	4024.3	4095.3	-1.54
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>			
<i>Constant</i>	-23.1758 *** (-53.59)			
观测值	19599			
<i>LR chi2</i>	5769.30 ***			
伪 $R^2$	0.2151			

Panel B

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>
<i>Post × List</i>	-0.0704 *** (-3.08)	-0.0715 *** (-3.07)		
<i>Short1</i>			-0.3369 *** (-3.24)	

续表 12

Panel B				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>
<i>Short2</i>				-3.2718*** (-5.08)
其他变量	No	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	15945	15945	15945	15945
调整 $R^2$	0.2258	0.2338	0.2337	0.2344
<i>F</i> 值	30.5159***	14.3398***	14.2744***	14.3132***

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；括号内为异方差稳健的 *t* 值

资料来源：本文计算整理

表 12 的 Panel B 为利用配对后的结果再次进行的回归结果。模型(1)中,交叉项 *Post* × *List* 的回归系数为 -0.0704 ( $t = -3.08$ ),在 1% 水平下显著。结果表明,处理组公司在获得融券资格之后,内部人交易显著降低。模型(2)中,本文加入了控制变量,交叉项 *Post* × *List* 的回归系数为 -0.0715 ( $t = -3.07$ ),在 1% 水平下显著。模型(3)中,融券规模 *Short1* 的回归系数为 -0.3369 ( $t = -3.24$ ),在 1% 的水平下显著,结果表明融券规模显著抑制内部人交易。模型(4)中融券规模 *Short2* 的回归系数为 -3.2718 ( $t = -5.08$ ),在 1% 的水平下显著,结果表明融券规模越大内部人交易越低,以上回归结果与前文一致。

(3)反向因果考虑和反面事实推断。关于融券制度和内部人寻租(内部人交易),可能存在反向因果关系,即内部人交易导致公司成为融券标的。本文认为,这种反向因果关系存在的可能性较小。融券制度是一种宏观的股票做空机制,它不大可能受到单个公司内部人交易的影响;而且证监会选择融资融券标的证券也是一种外生事件,不会因为公司内部人交易就把公司纳入融资融券标的证券池。尽管如此,本文还是采用了工具变量法,考虑反向因果关系的影响。本文选取的工具变量为行业融券规模均值和省份融券规模均值,重新执行回归程序,结果如表 13 中的 Panel A 所示。表 13 的 Panel A 中,模型(1)、模型(2)中融券规模的回归系数显著为负。模型(3)、模型(4)中被解释变量是内部人卖出交易 *It\_s*,所得到的结果与模型(1)、模型(2)一致。模型(1)中,K-P LM 统计量的 *p* 值为 0.0000,强烈拒绝不可识别的原假设;过度识别检验结果 Hasen J 统计量强烈不拒绝“所有工具变量均外生”的原假设(*p* 值为 0.3440),可以认为工具变量满足相关要求。

关于融资融券标的证券,证监会是分批将一些公司纳入融资融券池中,同时也会把一些公司从融资融券名单中剔除,为此,本文就可以把融资融券资格剔除的公司作为研究样本,分析该类公司融资融券资格剔除和内部人交易的关系,从反面印证本文结论。前面分析指出,融券机制能够抑制内部人交易,当公司从融资融券池中剔除后,如果该事件从正面显著促进了内部人交易,或者对公司内部人交易没有影响,这就从反面证明了本文的研究假设。基于该思路,本文利用与融券资格进入相对的融券资格退出进行 DID 分析,对于在样本期间被剔除融券资格的上市公司 *Treat* 取 1,否则为 0;被剔除融券资格当年及以后 *After* 等于 1,否则为 0。为保证数据的纯洁性,删除了处理组获得融券资格之前的观测值。在前文分析中,由于融券资格的引入内部人交易受到抑制,因此本文认为当融券资格剔除后,内部人交易可能会呈现一定程度的回升或者不变的趋势。表 13 的 Panel B

是反面事实结果,交乘项  $After \times Treat$  的系数在模型(1)~(4)中1%的水平上显著为正,表明卖空资格剔除后,内部人交易显著增加,即融券资格剔除导致了更多的内部人交易,这从反面证实了本文假设。

表 13 反向因果考虑和反面事实推断

Panel A					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	
<i>Short1</i>	-0.8777* (-1.84)		-0.9076* (-1.91)		
<i>Short2</i>		-7.2118*** (-2.80)		-6.0304** (-2.40)	
其他变量	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	
观测值	19470	19470	19470	19470	
调整 $R^2$	-0.1020	-0.1017	-0.1045	-0.1033	
<i>F</i> 值	18.3915***	18.4161***	18.0547***	18.0942***	
K-P LM 统计量( $p$ 值)	316.749*** (0.0000)	223.960*** (0.0000)	316.749*** (0.0000)	223.960*** (0.0000)	
Hasen J 统计量( $p$ 值)	0.896 (0.3440)	0.967 (0.3253)	1.382 (0.2398)	0.981 (0.3220)	

  

Panel B					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_p</i>
$Treat \times Post$	0.1940*** (3.66)	0.1671*** (2.90)	0.1671*** (2.90)	0.1653*** (2.91)	0.0018 (0.38)
其他变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	No	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Code</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4125	4125	4125	4125	4125
调整 $R^2$	0.2797	0.2947	0.2947	0.2784	0.1272
<i>F</i> 值	9.3009***	4.0906***	4.0906***	4.0250***	1.7787**

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平;括号内为异方差稳健的  $t$  值

资料来源:本文计算整理

## 2. 竞争性解释 - 分析师关注

在前文的分析中,本文得出结论:融券制度能够发挥“竞争效应”和“信息效应”,抑制内部人寻租(内部人交易)行为。还有另一种可能性,并不是融券制度影响内部人寻租(内部人交易),而是

公司本身就受到很多的分析师关注(Ke 等,2018<sup>[35]</sup>;王攀娜和罗宏,2017<sup>[36]</sup>),分析师关注能够抑制内部人交易。为此,本文在回归模型中纳入了分析师关注变量 *Mka*,重新执行回归程序,结果如表 14 中的 Panel A 所示。分析师关注 *Mka* 的回归系数显著性较弱,表明分析师关注对内部人交易影响有限;交乘项 *Post × List* 回归系数均在 1% 水平下显著为负,表明考虑分析师关注后,融券制度仍能显著抑制内部人交易。

表 14 其他稳健性检验

Panel A: 竞争性解释——分析师关注

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_p</i>
<i>Post × List</i>	-0.0735 *** (-3.89)	-0.0678 *** (-3.49)	-0.0678 *** (-3.49)	-0.0619 *** (-3.22)	-0.0059 *** (-2.60)
<i>Mka</i>	0.0157 * (1.84)	-0.0014 (-0.14)	-0.0014 (-0.14)	-0.0045 (-0.46)	0.0031 ** (2.57)
其他变量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Code</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
观测值	19688	19688	19688	19688	19688
调整 R <sup>2</sup>	0.2277	0.2364	0.2364	0.2271	0.1543
F 值	35.9978 ***	17.6042 ***	17.6042 ***	17.2906 ***	10.3787 ***

Panel B: 基于融资规模的考虑

变量	(2)	(1)	(4)	(3)	(6)	(5)
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_s</i>	<i>It_p</i>	<i>It_p</i>
<i>Short1</i>		-0.2149 ** (-2.51)		-0.2429 *** (-2.88)		0.0280 ** (2.01)
<i>Short2</i>	-2.9477 *** (-5.57)		-2.7974 *** (-5.33)		-0.1503 ** (-2.38)	
<i>Shortbuy1</i>		-0.0008 ** (-2.36)		-0.0007 ** (-2.14)		-0.0001 ** (-2.02)
<i>Shortbuy2</i>	-0.0000 (-0.92)		-0.0000 (-0.68)		-0.0000 ** (-2.14)	
其他变量	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Code</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
观测值	19688	19688	19688	19688	19688	19688
调整 R <sup>2</sup>	0.2365	0.2373	0.2273	0.2279	0.1541	0.1545
F 值	17.5900 ***	17.5634 ***	17.2827 ***	17.2420 ***	10.4154 **	10.3635 **

续表 14

Panel C: 剔除内部人交易为 0 后的回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>Ittotal</i>	<i>It_s</i>	<i>It_p</i>
<i>Post × List</i>	-0.2295 *** (-3.14)	-0.2404 *** (-3.09)	-0.2404 *** (-3.09)	-0.2285 *** (-2.98)	-0.0119 * (-1.77)
其他变量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Ind</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Year</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
<i>Code</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
观测值	6541	6541	6541	6541	6541
调整 $R^2$	0.2173	0.2301	0.2301	0.2242	0.1037
<i>F</i> 值	26.3326 ***	12.8148 ***	12.8148 ***	12.6046 ***	6.5542 ***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平;括号内为异方差稳健的  $t$  值

资料来源:本文计算整理

### 3. 竞争性解释—考虑融资交易的影响

考虑到可能不是融券抑制了内部人交易,而是融资抑制了内部人交易。因此利用融资余额与流通市值之比 *Shortbuy1* 和融资买入额与流通市值之比 *Shortbuy2* 来衡量融资规模,作为控制变量加入原回归方程检验融资交易对融券制度与内部人交易之间关系的影响。从表 14 的 Panel B 中可以看出,模型(1)~模型(5)中卖空规模 *Short1*、*Short2* 系数显著为负,表明考虑融资交易后,融券制度仍能显著抑制内部人交易。

### 4. 剔除内部人交易量为 0 后的回归

为进行稳健性分析,本文剔除无内部人交易的公司一年度数据,按照回归模型进行再次回归,结果如表 14 的 Panel C 所示。从回归结果看,所有的双重差分变量 *Post × List* 的回归系数均是显著为负,且显著性水平较高。只是当被解释变量是买入交易时,双重差分变量 *Post × List* 的回归系数的显著性较弱。这一结果与前面的回归结果是一致的,它表明融券制度对内部人买入交易的作用有限。该结果表明,当剔除内部人交易量为 0 的观测值后,融券制度对内部人卖出交易的抑制作用依然显著,与前文回归一致。

## 七、结论与启示

本文利用 2007—2017 年上市公司融券数据以及内部人交易数据,验证融券制度的引入对内部人寻租的影响。研究发现,融券制度与内部人交易显著负相关,融券制度能够抑制内部人交易超额收益。在交易方向上,本文发现融券制度对内部人寻租(内部人交易)的影响主要体现在卖出股票上,对内部人买入股票影响有限。同时,本文分析了融券制度影响内部人寻租(内部人交易)的路径,采用分样本数据发现融券制度对内部人交易的影响,在融券规模大的情况下更显著,“竞争效应”是融券制度影响内部人交易的路径之一,在信息透明度低的公司更显著,“信息效应”是融券制度影响内部人寻租(内部人交易)的另一种路径,二者会共同作用来抑制内部人交易。此外,本文考察了融券制度的作用在不同产权性质企业的差异,发现融券制度对内部人寻租(内部人交易)的抑制作用在非国有企业更显著。

本文研究可以得出以下几点启示:(1)内部人买卖自家公司股票,这种寻租行为是可以得到遏制的。传统的观点认为,通过赋予股权,实现激励相容来降低代理冲突。这一做法反而可能提供了

内部人利用自身的信息优势,买卖手中持有的自家公司股票寻租的机会。证监会实施的融资融券制度,客观上给内部人上了一道“紧箍咒”,融券制度降低了内部人信息优势,抑制了内部人交易量和交易收益。所以,加大融资融券的样本量有助于提高整个资本市场的定价效率,改善公司治理。(2)内部人通过买卖自家公司股票获利,其凭借的就是自身的信息优势,所以加强上市公司信息披露非常重要。信息不对称的存在导致了内部人更多的交易获利,加强信息披露有助于减少信息不对称,降低公司股价高估的可能性,缓解内部人通过股票买卖获利的寻租行为。(3)培育我国上市公司的专业性做空机构具有积极的意义。虽然专业性做空机构,如浑水(Muddy Water)、香橼(Citron)臭名昭著,但这种专业性的做空机构对资本市场健康发展非常重要。从金融危机到今天,美国股市是十年长牛,欧洲、日本股市也类似,甚至印度股市也快十年长牛,唯独A股走出了“独立”行情,其中原因之一就是A股公司质量不佳。限于我国国情,A股市场专业性做空机构匮乏,允许、培育专业性做空机构,有助于及时发现上市公司的不利信息,通过做空机制来惩罚公司不当行为,促进公司股价回归真实价值,切实保护投资者的利益。

### 参考文献

- [1] Keim, D., and A. Madhavan. Anatomy of the Trading Process Empirical Evidence on the Behavior of Institutional Traders[J]. *Journal of Financial Economics*, 1995, 37, (3): 371 - 398.
- [2] 陈海强, 范云菲. 融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析[J]. *北京: 金融研究*, 2015, (6): 159 - 172.
- [3] Henry, T., and M. McKenzie. The Impact of Short Selling on the Price-Volume Relationship: Evidence from Hong Kong[J]. *The Journal of Business*, 2006, 79, (2): 671 - 691.
- [4] Karpoff, J., and X. Lou. Short Sellers and Financial Misconduct[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65, (5): 1879 - 1913.
- [5] Miller, M. Risk, Uncertainty and Divergence of Opinion[J]. *The Journal of Finance*, 1977, 32, (4): 1151 - 1168.
- [6] Boehmer, E., and J. Wu. Short Selling and the Price Discovery Process[J]. *Review of Financial Studies*, 2013, 26, (2): 287 - 322.
- [7] 吴战旄, 陈相伊, 吴伟立. 融资融券制度与资产增长效应[J]. *北京: 会计研究*, 2017, (6): 89 - 95.
- [8] Aboody, D., J. Hughes, and J. Liu. Earnings Quality, Insider Trading, and Cost of Capital [J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43, (5): 651 - 673.
- [9] 岑维, 董娜琼, 岳琳川. 信息优势、投资者关注与内部人交易超额收益[J]. *北京: 金融评论*, 2015, (2): 28 - 42.
- [10] Jensen, M. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. *American Economic Review*, 1986, 76, (2): 323 - 329.
- [11] Johnson, S., R. Porta, F. Silanes, and A. Shleifer. Tunneling [J]. *American Economic Review*, 2000, 90, (2): 22 - 27.
- [12] 魏明海, 黄琮宇, 程敏英. 家族企业关联大股东的治理角色——基于关联交易的视角[J]. *北京: 管理世界*, 2013, (3): 133 - 147.
- [13] Skaife, H., D. Veenman, and D. Wangerin. Internal Control over Financial Reporting and Managerial Rent Extraction: Evidence from the Profitability of Insider Trading [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2013, 55, (1): 91 - 110.
- [14] Hong, H., and J. Stein. Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes [J]. *Review of Financial Studies*, 2003, 16, (2): 487 - 525.
- [15] Fang, V., A. Huang, and J. Karpoff. Short Selling and Earnings Management: A Controlled Experiment [J]. *Journal of Finance*, 2016, 17, (3): 1251 - 1294.
- [16] Hirshleifer, D., S. Teoh, and J. Yu. Short Arbitrage, Return Asymmetry and the Accrual Anomaly [J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24, (7): 2429 - 2461.
- [17] 侯青川, 靳庆鲁, 刘阳. 放松卖空管制与公司现金价值——基于中国资本市场的准自然实验 [J]. *北京: 金融研究*, 2016, (11): 112 - 127.
- [18] Massa, M., B. Zhang, and H. Zhang. The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Manipulation [J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28, (6): 1701 - 1736.
- [19] 张璇, 周鹏, 李春涛. 卖空与盈余质量——来自财务重述的证据 [J]. *北京: 金融研究*, 2016, (8): 175 - 190.
- [20] He, J., and X. Tian. SHO Time for Innovation: The Real Effect of Short Sellers [R]. *Indiana University, Working Paper*, 2016.
- [21] 权小锋, 尹洪英. 中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验 [J]. *北京: 管理世界*, 2017, (1): 128 -



144.

- [22]李春涛,刘贝贝,周鹏. 卖空与信息披露:融券准自然实验的证据[J]. 北京:金融研究,2017,(9):130-145
- [23]Li, H., and L. Zhou. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89, (9): 1743-1762.
- [24]Lakonishok, J., and I. Lee. Are Insider Trades Informative? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2001, 14, (1): 79-111.
- [25]曾庆生. 高管及其亲属买卖公司股票时“浑水摸鱼”了? ——基于信息透明度对内部人交易信息含量的影响研究[J]. 上海:财经研究,2014,(12):15-26.
- [26]Cohen, L., C. Malloy, and L. Pomorski. Decoding Inside Information[J]. *Journal of Finance*, 2012, 67, (3): 1009-1043.
- [27]Marin, M., and J. Olivier. The Dog That Did Not Bark: Insider Trading and Crashes[J]. *Journal of Finance*, 2008, 63, (5): 2429-2476.
- [28]Hope, O., D. Hu, and W. Zhao. Third-Party Consequences of Short-Selling Threats: The Case of Auditor Behavior[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2017, 63, (2-3): 479-498.
- [29]张洪辉,章琳— 融券制度与审计质量——基于准自然实验分析[J]. 北京:经济管理,2018,(1):172-190.
- [30]Fox, B., L. Glosten, and P. Tetlock. Short Selling and the News: A Preliminary Report on an Empirical Study[R]. *Columbia Law and Economics Working Paper*, 2010.
- [31]李志生,陈晨,林秉旋. 卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗? ——基于自然实验的证据[J]. 北京:经济研究, 2015,(4):165-177.
- [32]Diamond, D., and R. Verrecchia. Constraints on Short Selling and Asset Price Adjustment to Private Information[J]. *Journal of Financial Economics*, 1987, 18, (2): 277-311.
- [33]Grullon, G., S. Michenuad, and J. Weston. The Real Effects of Short-Selling Constraints [J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28, (6): 1737-1767.
- [34]肖浩,孔爱国. 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[J]. 北京:管理世界,2014,(8): 30-43.
- [35]Ke, Y., K. Lo, J. Sheng, and J. Zhang. Does Short Selling Improve Analyst Forecast Quality[R]. *Working Paper, SSRN*, 2018.
- [36]王攀娜,罗宏. 放松卖空管制对分析师预测行为的影响——来自中国准自然实验的证据[J]. 北京:金融研究,2017,(11):191-206.
- [37]Piotroski, D., and D. Roulstone. Do Insider Trades Reflect both Contrarian Beliefs and Superior Knowledge About Future Cash Flow Realizations? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39, (1): 55-81
- [38]Jagolinzer, D., D. Larcker, and D. Taylor. Corporate Governance and the Information Content of Insider Trades [J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49, (5): 1249-1274.
- [39]Jenter, D. Market Timing and Managerial Portfolio Decisions [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60, (4): 1903-1949.
- [40]Sias, W., and D. Whidbee. Insider Trades and Demand by Institutional and Individual Investors [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23, (4): 1544-1595.
- [41]吴战箴,李晓龙. 内部人抛售、信息环境与股价崩盘[J]. 北京:会计研究,2015,(6):48-55.
- [42]曾庆生. 公司内部人具有交易时机的选择能力吗? ——来自中国上市公司内部人卖出股票的证据[J]. 北京:金融研究, 2008,(10):117-135.
- [43]周冬华,杨小康. 内部人交易会会计信息可比性吗? [J]. 北京:会计研究,2018,(3):27-33.
- [44]Jensen, M., and W. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, (3): 305-360.
- [45]Chang, C., J. Cheng, and Y. Yu. Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market [J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62, (5): 2097-2121.
- [46]Boehmer, E., C. Jones, and X. Zhang. Which Shorts Are Informed [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63, (2): 491-527.
- [47]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]. 北京:管理世界,2017,(2):120-134.
- [48]Massa, M., W. Qian, W. Xu, and H. Zhang. Competition of the Informed: Does the Presence of Short Sellers Affect Insider Selling? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 118, (2): 268-288.
- [49]Fan, H., T. Wong, and T. Zhang. Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms [J]. *Journal of Applied Corporate Finance*, 2014, 26, (3): 85-95.
- [50]Serfling, M. Firing Costs and Capital Structure Decisions [J]. *The Journal of Finance*, 2016, 71, (5): 2239-2286.

# Short Selling and Insider Trading: Evidence from Quasi-Natural Experiment

ZHANG Hong-hui<sup>1</sup>, PING Fan<sup>2</sup>, ZHANG Lin-yi<sup>1</sup>

(1. School of Accounting, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang, Jiangxi, 330013, China;

2. Business School of Renmin University, Beijing, 100872, China)

**Abstract:** Short selling refers to investors who sell stocks they do not hold in their hands and expect to repay the borrowed stocks by buying later at a lower price. Starting from March 31, 2010, the Shanghai Stock Exchange and Shenzhen Stock Exchange issued announcements to announce the qualification list for short selling. The introduction of short selling means the short selling can be used in China's capital market. The short selling system is a double-edged sword. On the one hand, short selling transactions provide the insider who have access to information with opportunities for low-cost arbitrage, may trigger severe market volatility, which in turn dampens market confidence and damages market liquidity; on the other hand, short selling helps the stock price to reflect the company's negative information timely, reduce the stock's overvaluation, improve the efficiency of market pricing, and improve the efficiency of market resource allocation. Insider trade refers to the behavior of "Insider" (executives, directors, and supervisors, etc.) trading their own company shares, which is an important manifestation of rent-seeking behavior of insiders. Existing research shows that insiders will use information advantages to conduct insider transactions and obtain excess returns. Since short selling helps negative information to enter stock prices timely and improve market pricing efficiency, does the short selling system inhibit executives' use of information to seek rent, such as insider trading? There is no answer in the existing literature.

Under the principal-agent framework, insiders such as company executives can not only violate the legitimate interests of investors by building corporate empires or connected transactions, insiders can also use their own information advantages to extract rents — trading their own company stocks to obtain excess returns. The former is concealed, and the latter is conspicuous. How can this more conspicuous insider trading behavior be governed? The short selling system is an important mechanism in the capital market. As mentioned above, from a macro perspective, it may not only lead to sharp stock market volatility or even collapse, but also improve the capital market price discovery function, improve analysts' prediction accuracy. Scholars have mixed roles on it. At the micro level, the short selling system can play a governance role, inhibit the earnings management behavior of executives, promote corporate innovation, reduce misbehavior of executives, and so on. Does the Short selling system inhibit insiders' rent-seeking behavior; insider transactions? This article will answer this question.

Insider trading is always the key point of capital market monitoring. It is a key issue that how to depress insider' rent-extracting behavior which by the means of insider trading in capital market. This paper uses insider trading data and difference-in-difference (DID) model, and analyze the association between short selling and insider trading. The results show that short selling can depress insider trading, and the scale of short selling is, the less of insider trading is. Contrast to state-owned enterprises (SOEs), the negative association between short selling and insider trading is more pronounced in non-state-owned enterprises (Non-SOEs). This paper classifies the direction of insider trading and finds that short sellings' negative impact is more effective in insider selling. Furthermore, this paper analyzes the mechanism of short selling and finds that competition effect and information effect is the two paths. In order to make the results robustness, this paper use common trend test and placebo test to assure the DID model qualified. This paper also take the another explanation, analyst following into account and find this can not undermine the results. Besides, this paper uses counter-factual analysis to assure the robustness of conclusion. And this paper also uses propensity score matching (PSM), reverse causality and other solutions to run robustness test. This study enrich the literature on insider trading, which is helpful for regulatory monitoring; expand the literature on short selling and give theoretical evidence for short selling mechanism.

**Key Words:** short selling; insider trading; information effect; competition effect; property nature

**JEL Classification:** M40, G34

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2020.03.011

(责任编辑:张任之)