

卖空压力与控股股东私利侵占^①

——来自卖空管制放松的准自然实验证据

陈胜蓝¹, 卢锐^{2*}

(1. 内蒙古大学经济管理学院, 呼和浩特 010021; 2. 中山大学岭南学院, 广州 510275)

摘要: 使用中国金融市场卖空管制放松政策作为准自然实验, 本文考察由此产生的卖空压力对公司控股股东私利侵占的因果效应。使用双重差分方法的研究结果表明在卖空管制放松之后, 控股股东的私利侵占行为减少了 27%。卖空管制放松引发的股价下跌风险是卖空压力约束控股股东私利侵占行为的重要渠道。进一步研究表明这种影响还依赖于其他治理机制, 当公司其他大股东股权制衡较弱、产品市场竞争程度较低以及公司所处地区外部法律环境较差时, 卖空压力产生的治理效应更强。横截面差异检验结果表明公司控股股东持股比例越高或者公司破产清算风险越高, 卖空管制放松的治理效应越强。最后, 研究结果表明这种治理效应能够提升公司经营业绩与市场价值。本文有助于理解卖空压力对公司控股股东私利侵占行为的影响, 丰富和补充了卖空管制放松对实体经济真实影响的文献。

关键词: 卖空压力; 控股股东; 私利侵占; 卖空管制放松; 准自然实验

中图分类号: F276 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)04-0067-19

0 引言

作为金融创新的重要举措, 卖空机制对金融市场的运行效率具有重要影响^②。在传统认知下, 卖空交易者凭借其信息优势识别并交易公司负面消息, 是影响市场配置效率的主要机制^[4-5]。区别于传统认知, 最近研究发现卖空压力产生的治理效应是其影响资源配置的另一种重要机制。这是因为卖空交易者的信息优势和盈利动机能够有效降低公司决策者在事前的机会主义动机, 提高公司资源配置效率^[6]。针对股东和高管之间的代理问题, 已有研究已经从多个视角检验了卖空压力

产生的治理效应^③。然而, 深入考察卖空压力对控股股东与中小股东利益冲突的研究则十分缺乏。利用中国金融市场卖空管制放松政策对卖空压力产生的外生变动, 本文考察卖空压力对控股股东私利侵占的因果效应, 有助于填补这个研究领域的空白。

股权集中是大多数国家股权结构的常态^[10-11]。集中的股权会增强控股股东谋取控制权私有收益的动机和能力^[12]。在这种情况下, 公司普遍存在的主要代理问题是控股股东与中小股东之间的利益冲突, 具体表现为控股股东利用其控制权地位侵占中小股东利益的“掏空”行为^[13]。

① 收稿日期: 2016-10-17; 修订日期: 2017-06-15。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71572087; 71263034; 71272197)。

通讯作者: 卢锐(1975—), 男, 江西南昌人, 博士, 教授。Email: lurui@mail.sysu.edu.cn

② 当卖空被严格管制时, 股价更多地体现了投资者对公司未来的乐观预期, 而无法充分反映公司的负面消息, 这种非对称的定价机制会导致公司股价被高估^[1]。那么, 在卖空管制放松后, 公司负面消息能够及时融入股价, 促使股价回归内在价值, 从而提高股票定价效率^[2-3]。

③ 基于美国资本市场, 已有研究发现卖空压力能够减少公司高管的盈余管理行为^[7]、在并购活动中的自利行为^[8], 而且对于缓解公司高管风险规避、增加公司创新投资也具有外部治理作用^[9]。

这种现象在股权高度集中且具有“一股独大”特征的中国资本市场中尤为突出^④。

考察卖空压力影响控股股东私利侵占时面临的挑战主要在于内生性问题的干扰。首先,公司所面临的卖空压力难以准确观测^[8],尝试直接测量卖空压力的研究都面临测量误差的严重干扰。其次,卖空压力和控股股东私利侵占很可能是同时被决定的。一些同时影响卖空压力和控股股东私利侵占的重要因素难以准确观测,例如,公司治理质量、投资机会、高管个人能力等。在研究中不太可能把这些重要因素都控制住,而一旦缺失这些重要变量或者依赖于不可靠的替代变量都将产生严重的估计偏误,最终无法产生令人信服的因果推断。因此,如果能够有效识别公司所面临卖空压力的外生变化,就有利于准确建立卖空压力与控股股东私利侵占的因果关系。

中国的卖空管制放松制度为本文克服内生性问题、建立卖空压力与控股股东私利侵占之间的因果关系提供了理想的准自然实验情境。第一,从2010年3月份起,中国证监会采取分批指定试点公司名单的方式逐步放松卖空管制,这就形成了一个错层的准自然实验情境。时间上错层发生的多个事件,更能够有效减少其他不可观测的因素或者其他替代性解释对研究结论带来的干扰,有利于本文把卖空压力对控股股东私利侵占的治理效应从其他不可观测因素的影响中分离出来。第二,如何准确测量公司感知到的卖空压力是经验研究面临的重要难题。本文利用卖空管制放松制度对卖空压力产生的外生变化,有效规避了测量误差对研究结果的干扰,从而更加准确地估计卖空压力约束控股股东私利侵占的治理效应。第三,与美国股票市场中同时存在融券、期货、期权等多种卖空途径不同的是^[17],融券交易是中国目前仅有的卖空交易制度。这有助于本文排除其他卖空方式对研究结论的干扰,分离出融券交易对控股股东私利侵占产生的独立影响。

本文预期卖空管制放松带来的股价下跌压力能够有效约束公司控股股东的私利侵占行为。这

是因为:卖空管制放松后,如果控股股东还是一味侵占上市公司利益,卖空交易者很可能识别这一负面消息,并借此负面消息对股票进行卖空^[1],从而造成公司股价大跌、股东财富缩水。在这期间,持股较多的控股股东由于市场流动性的限制往往难以完全抛出其股票,从而遭受更为严重的财富损失^[18-19]。从这个意义来讲,控股股东进行私利侵占的成本在卖空管制放松后显著提高,收益则随之降低。这会在事前减弱其私利侵占动机^[11]。本文以中国上市公司2007年~2014年A股上市公司为研究样本,按照证监会分批指定的试点公司名单来设置处理组和控制组,使用 Bertrand 和 Mullainathan^[20]针对错层准实验情景设计的双重差分方法来估计卖空管制放松产生的治理效应。与已有文献一致^[16, 21],本文使用关联交易来衡量控股股东私利侵占行为,结果发现相比非试点公司,试点公司的经行业调整后关联交易和剔除特定项目后关联交易在卖空管制放松之后分别减少 26.61% 和 26.83%。

卖空管制放松为什么能对控股股东私利侵占产生治理效应?为回答这一问题,本文考察卖空管制放松影响控股股东私利侵占的作用渠道——股价下跌风险。卖空管制放松后,相比利好消息,股价对利空消息反应更加敏感,公司面临的股价下跌风险显著提高^[22]。Angelis 等^[23]研究发现美国卖空管制放松之后,试点公司会在高管薪酬设计中使用更多期权,这正是考虑股价下跌风险后的公司应对措施。对股价下跌风险较大的公司而言,控股股东进行私利侵占更可能引发严重的股价下跌,使其承担的私利侵占成本更为高昂,这就更可能在事前降低控股股东的私利侵占动机。基于这一思路,本文预期公司面临的股价下跌风险越大,卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应越强,结果与预期保持一致。

卖空管制放松带来的治理效应可能还依赖于其他治理机制,本文预期其他市场治理机制的治理效应较弱时,卖空管制放松带来的治理效应更

^④ 在中国,由于投资者保护薄弱、有效经理人市场缺乏、公司治理不完善等多方面因素,公司的资源配置往往处于控股股东的强控制权下^[14]。凭借此控制权,控股股东通过资金占用^[15]、关联交易^[16]等掏空手段侵占中小股东利益。

强。首先,公司内其他大股东的股权制衡是抑制控股股东私利侵占的重要治理机制^[24],当其他大股东持股比例能与控股股东进行抗衡时,控股股东的私利侵占行为就会受到约束。其次,行业竞争也能有效约束控股股东私利侵占。这是因为竞争激烈的产品市场增强了行业内公司之间信息的交流及可比性,使控股股东私利侵占行为更可能被外部投资者发现。这就会相应地降低控股股东私利侵占行为。最后,当法律制度功能健全以及执法部门公正有效时,面对控股股东利益侵占等行径,中小投资者就可以通过法律途径来进行索赔^[25]。这意味着在法律环境良好的地区,控股股东进行私利侵占面临的法律风险和经济成本都更为高昂,从而削弱了其私利侵占动机。检验结果表明,当公司其他大股东股权制衡较弱、产品市场竞争程度较低以及公司所处地区外部法律环境较差时,卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应更强,与预期保持一致。

从控股股东持股比例和公司破产清算风险两个视角考察本文基本结果的横截面差异。第一,对于那些持股比例较高的控股股东,进行利益侵占一旦引发股价下跌,其自身财富受损更为严重。因此,本文预期卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应在控股股东持股比例较高时更强。第二,由于卖空成本的存在,相比财务状况较好的公司,破产清算风险较高的公司被交易者卖空的可能性更大,从而更能够约束控股股东行为。因此,本文预期卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应在公司破产清算风险较高时更强。检验结果与预期一致,当控股股东持股比例较高、公司破产清算风险较大时,卖空管制放松约束控股股东私利侵占的效果更加明显。

进行如下测试来加强推断的有效性,并缓解内生性问题的影响。第一,Chen等^[26]指出只有满足一定条件的公司才可能被列入卖空试点名单,这意味着试点公司和非试点公司在基本特征方面可能本身就具有一定的差异,从而导致其控股股东私利侵占行为有所不同。本文采取两种方法来缓解样本选择性偏误对研究结论的干扰:1)使用倾向得分匹配法重新选择控制组,然后再使用双

重差分方法对基本研究问题进行检验,检验结果与正文结果基本保持一致;2)借鉴 Gilje^[27]的做法,将2010年3月31日、2011年12月5日、2013年1月31日、2013年9月16日、2014年9月12日5次新调入试点公司的首次调入年度分别向前平推4年来设置处理组变量,并使用虚拟的调入时间进行安慰剂对照测试(Placebo test)。如果本文的基本结论是由于试点公司和非试点公司之间一些不可观测的固有差异所导致,那么即使以虚拟的卖空管制放松政策也可以得到同样的结果。然而,测试结果表明当使用虚拟的卖空管制放松政策时,本文的基本研究发现并不存在。这为卖空管制放松约束控股股东私利侵占的因果效应提供了进一步支持的证据。

第二,使用双重差分模型进行估计的一个重要假定是:处理组和控制组在政策变动之前具有平行趋势。这意味着如果没有处理效应,结果变量在处理组和控制组中的波动趋势是相似的。采用如下两个办法来对其进行检验:1)比较试点公司与非试点公司在卖空管制放松之前的控股股东私利侵占行为,并没有发现这两组样本中控股股东私利侵占行为具有显著差异;2)借鉴 Serfling^[28]在错层准自然实验情境下检验平行趋势假定的方法,本文也执行了类似的检验。具体而言,将公司发生的控股股东私利侵占按时段划分并设置虚拟变量,从而来观察平均处理效应的时点趋势。结果表明,卖空管制放松之前,试点公司与非试点公司的控股股东私利侵占行为并无显著差异,满足平行趋势假定。

第三,进一步排除可能的替代性解释对研究结果的干扰。在中国特殊制度背景下,控股股东往往通过出任公司董事长或首席执行官、派出直接代表等方式来参与公司决策、支配公司资源,在公司经营中扮演管理层的角色。对于公司决策制定者而言,从股票市场获取的增量信息是其制定并调整公司战略决策的重要依据^[18]。因此,可能的情况是:察觉到投资者卖空公司股票之后,控股股东才减少了其利益侵占行为。这意味着本文观察到的控股股东私利侵占减少,主要是由于控股股东在股票市场的事后学习效应,而非卖空压力

产生的事前治理效应. 借鉴 Chang 等^[8]的做法, 通过在模型中加入卖空头寸来控制事后的学习效应. 检验结果并没有显著变化, 从而缓解了替代性解释对研究结果产生的干扰.

第四, 补充了其他测试来增强研究结果的稳健性: 1) 借鉴 Jian 和 Wong^[29]的模型构建非正常关联交易变量, 按照 Jiang 等^[15]的方法计算控股股东资金占用变量, 并使用这两个变量来衡量控股股东私利侵占, 对基本研究问题重新检验; 2) 借鉴 Rapach 等^[30]的方法, 使用融券余额来衡量卖空压力, 并对基本研究问题重新检验; 3) 已有研究指出国有企业的主要代理问题表现为股东与经理人之间的利益冲突, 而非国有企业则表现为控股股东与中小股东之间的利益冲突^[31]. 因此, 本文分组考察卖空管制放松对国有企业与非国有企业控股股东私利侵占的影响; 4) 高质量的审计能够有效缓解公司内部的代理冲突、抑制控股股东的私利侵占行为^[16]. 本文分别考察在低审计质量组和高审计质量组中, 卖空管制放松对控股股东私利侵占的影响.

最后, 检验卖空管制放松之后, 关联交易对公司价值与公司绩效的影响. 结果表明, 试点公司卖空管制之后进行关联交易产生的短期市场反应更加积极, 并且对公司价值和绩效具有显著的提升作用, 这为本文的基本逻辑提供了进一步支持的经验证据.

研究的贡献主要在于: 第一, 基于控股股东与中小股东之间的代理冲突, 本文选择一个全新的研究视角, 为卖空压力作为一种外部治理机制来缓解公司代理问题提供了来自新兴资本市场的经验证据, 有助于丰富和补充该领域的相关文献. 针对公司中股东与经理人之间的代理冲突, 相关研究发现卖空压力能够降低管理层的自利行为^[8-9]. 而本文发现卖空管制放松还能缓解控股股东与中小股东之间的代理冲突. 第二, 本文贡献于卖空管制放松对实体经济真实影响的相关研究. 以 2010 年卖空管制放松作为准自然实验, 已有研究集中考察了对股市效率^[32-35]以及对公司高管行为决策的影响^[36-37], 但并没有研究考察对控股股东资源配置决策的影响, 本文有助于进一

步丰富和补充该研究领域.

1 研究设计与描述性统计

1.1 样本选择与数据收集

使用中国股票市场的卖空管制放松制度作为准自然实验, 来考察卖空压力对控股股东私利侵占的治理效应. 中国股票市场从 2010 年 3 月 31 日起开始试行融资融券交易, 允许符合条件的投资者向经纪公司借入证券并卖出. 首期试点公司是上证 50 指数成分股和深圳成分股, 共计 90 只股票. 随后, 中国证监会又分别在 2011 年 12 月 5 日、2013 年 1 月 31 日、2013 年 9 月 16 日、2014 年 9 月 12 日扩大了试点公司名单, 试点公司从最初的 90 只股票扩增至沪深两市的 900 只股票. 本文关注在这一背景之下, 相比非试点公司, 试点公司控股股东对中小股东的利益侵占行为是否在卖空管制放松之后显著减少.

基于中国 2004 年修订的《公司法》, 当股东单独持有或者合计持有 10% 以上股权时, 股东有权向董事会请求召开临时股东大会, 或者向上市公司派出董事、高管来参与公司经营管理. 因此, 只保留了持股比例大于 10% 的控股股东样本. 具体而言, 以 2007 年 ~ 2014 年 A 股上市公司数据为初始研究样本, 然后按照如下标准进行筛选: 1) 删除处于金融、保险行业上市公司的观测值; 2) 删除控股股东股权比例不足 10% 的观测值; 3) 删除其他数据缺失的观测值. 上市公司财务数据来源于深圳国泰安信息技术有限公司 (CSMAR).

1.2 模型设计与变量定义

与美国证交会一次性指定试点公司名单不同的是, 中国证监会自 2010 年 3 月引入卖空机制以来分批指定试点公司名单, 这就提供了一个错层的准自然实验情境. 相比同一时间发生的单一事件 (例如, 美国的卖空管制放松政策), 时间上错层发生的多个事件, 更能够有效减少其他不可观测的因素或者其他替代性解释对研究结论带来的干扰, 有利于本文把卖空压力对控股股东私利侵占的治理效应从其他不可观测因素的影响中分离出来. 此外, 由于事件是错层发生的, 同一公司在

不同时期既可以作为处理组也可以作为控制组,这就有利于缓解处理组样本公司与控制组样本公司之间固有差异对研究结论的干扰.具体而言,本文使用 Bertrand 和 Mullainathan^[20] 针对错层准自然实验情景设计的双重差分方法,来估计卖空管制放松带来的卖空压力对公司控股股东私利侵占的治理效应.基准研究模型如下

$$\begin{aligned}
 RPT_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \\
 & \beta_3 Lev_{i,t} + \beta_4 Tobin's Q_{i,t} + \\
 & \beta_5 SH1_{i,t} + \beta_6 CV_{i,t} + \beta_7 SH2_{i,t} + \\
 & \beta_8 BSize_{i,t} + \beta_9 IndepR_{i,t} + \\
 & \beta_{10} Salary_{i,t} + \beta_{11} SOE_{i,t} + \\
 & \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (1)$$

其中 RPT 为控股股东私利侵占变量,借鉴已有研究^[16, 21],本文使用如下两个变量来衡量公司控股股东的私利侵占:1) 经行业调整之后的公司所有关联交易合计与总资产的比率 $RPTa$; 2) 考虑到一些关联交易项目可能并非以控股股东获取私利而发生,本文删除了“17 = 合作项目”、“18 = 许可协议”、“19 = 研究与开发成果”、“20 = 关键管理人员报酬”以及“21 = 其他事项”这五大类关联交易项目之后,计算出其他关联交易合计与总资产的比率,并对其进行行业调整,得到第 2 个衡量控

股股东私利侵占的变量 $RPTb$. 在稳健性测试部分,借鉴 Jian 和 Wong^[29] 以及 Jiang 等^[15] 的方法计算了非正常关联交易变量和控股股东资金占用变量,并以此衡量控股股东私利侵占,检验结果也保持一致.

$Treat$ 为虚拟变量,如果公司在当年末已被列示在融资融券证券的试点名单中则取值为 1,否则取值为 0. 该方法通过公司固定效应控制了试点公司与非试点公司之间的固定差异,通过年度固定效应控制了卖空管制放松前后由于宏观环境变化而导致的差异.系数 β_1 估计了相比非试点公司,试点公司的控股股东私利侵占随卖空管制放松而发生的变化.如果卖空压力的提高可以作为—种外部治理机制,有效约束试点公司控股股东私利侵占,那么,可以预期 β_1 将显著为负.

为缓解缺失变量偏误对结果的干扰,本文还控制了其他变量:公司规模变量 $Size$ 、公司的资产负债率变量 Lev 、公司价值变量 $Tobin's Q$ 、控股股东持股比率变量 $SH1$ 、控股股东两权分离度变量 CV 、公司第二大股东持股比率变量 $SH2$ 、董事会规模变量 $BSize$ 、公司独立董事比率变量 $IndepR$ 、公司高管薪酬变量 $Salary$ 和公司股权性质变量 SOE . μ_i 和 γ_i 分别表示年度和公司固定效应.具体的变量定义与说明见表 1.

表 1 变量定义与说明

Table 1 Variable definitions

变量	变量定义与说明
$RPTa$	经行业调整后关联交易变量,按照行业对公司关联交易变量进行调整
$RPTb$	剔除特定项目后关联交易变量,使用剔除一定噪音(不太可能是控股股东获取私利而发生)后的关联交易与总资产的比率衡量,并对其进行行业调整
$Treat$	虚拟变量,如果公司在当年末已被列示在融资融券证券的试点名单中则取值为 1,否则为 0
$Size$	公司规模变量,使用公司总资产的自然对数衡量
Lev	公司资本结构变量,使用公司总负债与总资产的比率衡量
$Tobin's Q$	公司价值变量,使用公司市场价值与账面价值的比率衡量
$SH1$	控股股东持股比率变量,使用公司控股股东的持股比率衡量
CV	控股股东两权分离度变量,使用公司控股股东的现金流权与投票权的比率衡量
$SH2$	第二大股东持股比率变量,使用公司第二大股东的持股比率衡量
$BSize$	公司董事会规模变量,使用公司董事会人数的自然对数衡量
$IndepR$	公司独立董事比率变量,使用公司独立董事人数与董事会总人数的比率衡量
$Salary$	公司高管薪酬变量,使用公司薪酬最高的前三名高管的平均薪酬的自然对数衡量
SOE	公司股权性质变量,如果公司属于国有控股公司取值为 1,否则为 0

1.3 主要变量的描述性统计

为避免极端值对结果的影响,对所有连续的解释变量都在5%和95%分位数上实施了缩尾处理(winsorize). 本文的样本数为10 969个,表2给出了主要变量的描述性统计结果,从结果可以发现,经行业调整后的公司关联交易变量 $RPTa$ 均值为0.124,进一步剔除那些不太可能以控股股东获取私利的关联交易的其他关联

交易变量 $RPTb$ 的均值为0.123. $Treat$ 的均值为0.159,这表明融资融券试点公司样本大约占总样本的15.9%. 公司规模变量 $Size$ 的均值为22.010,资产负债率变量 Lev 的均值为0.480,公司市场价值变量 $Tobin's Q$ 的均值为1.855. 公司控股股东的持股比例平均达到41.8%,两权分离度平均为0.836,第二大股东平均持股为8.5%.

表2 描述性统计表

Table 2 Descriptive statistics

变量	样本数	均值	标准差	最小值	Q1	中位数	Q3	最大值
$RPTa$	10 969	0.124	0.319	-0.229	-0.108	0.016	0.263	0.966
$RPTb$	10 969	0.123	0.317	-0.226	-0.106	0.016	0.262	0.959
$Treat$	10 969	0.159	0.366	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
$Size$	10 969	22.010	1.166	20.214	21.114	21.850	22.769	24.490
Lev	10 969	0.480	0.202	0.126	0.321	0.489	0.644	0.817
$Tobin's Q$	10 969	1.855	0.838	1.012	1.231	1.574	2.201	4.104
$SH1$	10 969	0.418	0.152	0.174	0.294	0.413	0.532	0.702
CV	10 969	0.836	0.234	0.310	0.672	1.000	1.000	1.000
$SH2$	10 969	0.085	0.072	0.007	0.025	0.061	0.133	0.246
$BSize$	10 969	2.196	0.153	1.946	2.197	2.197	2.197	2.485
$IndepR$	10 969	0.204	0.050	0.111	0.182	0.222	0.222	0.286
$Salary$	10 969	12.872	0.687	11.569	12.390	12.896	13.370	14.121
SOE	10 969	0.557	0.497	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

2 卖空压力与控股股东私利侵占

2.1 基本研究问题的回归结果

首先考察卖空管制放松产生的卖空压力对公司控股股东私利侵占的影响,表3给出了相应的回归结果. 可以发现,在第(1)列和第(2)列中, $Treat$ 的回归系数分别为-0.033和-0.033,均在1% ($t = -3.18; t = -3.24$) 水平下通过显著性检验. 结果表明,卖空管制放松后,试点公司的经行业调整后关联交易显著减少26.61% (0.033/0.124),剔除特定项目后关联交易则显著减少26.83% (0.033/0.123). 这意味着卖空管制放松产生的卖空压力能够约束控股股东的私利侵占行为,有效缓解公司代理问题.

2.2 作用渠道

卖空管制放松后,相比利好消息,股价对利空消息反应更加敏感,公司面临的股价下跌风险显著提高^[22]. Angelis 等^[23] 研究发现美国资本市场

卖空管制放松之后,试点公司会在高管薪酬设计中使用更多的期权,而这主要是因为增大的股价下跌风险将会影响高管的决策制定. 在中国卖空管制放松之后,对于股价下跌风险较大的公司而言,如果控股股东还是基于私利侵占动机而进行大量的关联交易,投资者就会藉此负面消息卖空公司股票,从而造成控股股东财富严重缩水,这就能够在一定程度上来抑制控股股东的私利侵占行为. 因此,本文认为卖空引发的股价下跌风险是其降低公司控股股东私利侵占的重要作用渠道.

本文首先检验卖空管制放松后,试点公司的股价下跌风险是否显著提升. 具体而言,将卖空管制放松前后的市场回报从低至高分分为5组,并分别比较市场回报不同组中卖空管制放松前后试点公司与非试点公司日个股回报的差异. 从表4的Panel A 结果可以看出,在卖空管制放松之前,试点公司和非试点公司中股票回报在股票市场行情较好或者较差时均没有显著差异;但在卖空管制

放松之后,当市场行情较差时(第1组),相比非试点公司,试点公司的股票回报显著更低(均值差异在1%水平下显著),但这种差异在其他组中

并不存在.这一结果表明卖空管制放松显著加大了试点公司对低市场回报的敏感度,相比非试点公司,试点公司的股价下跌风险显著提升.

表3 卖空管制放松与控股股东私利侵占

Table 3 Deregulation on short sale constraint and exploitation of controlling shareholders

变量	(1) Dep. = $RPTa$		(2) Dep. = $RPTb$	
	系数	调整的 t 值	系数	调整的 t 值
<i>Treat</i>	-0.033 ***	(-3.18)	-0.033 ***	(-3.24)
<i>Size</i>	-0.057 ***	(-3.58)	-0.056 ***	(-3.50)
<i>Lev</i>	0.396 ***	(9.27)	0.394 ***	(9.27)
<i>Tobin's Q</i>	0.019 ***	(2.97)	0.019 ***	(2.96)
<i>SH1</i>	-0.058	(-0.77)	-0.061	(-0.83)
<i>CV</i>	-0.012	(-0.33)	-0.014	(-0.37)
<i>SH2</i>	-0.104	(-0.96)	-0.116	(-1.08)
<i>BSize</i>	-0.034	(-0.68)	-0.027	(-0.54)
<i>IndepR</i>	0.207 *	(1.80)	0.200 *	(1.75)
<i>Salary</i>	0.009	(0.72)	0.008	(0.64)
<i>SOE</i>	0.002	(0.13)	0.002	(0.14)
截距	1.034 ***	(2.85)	1.002 ***	(2.78)
年度	控制		控制	
公司	控制		控制	
<i>N</i>	10 969		10 969	
调整的 R^2	0.051		0.051	

注：所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误。*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著(双尾检验)。

借鉴 Angelis 等^[23]的方法来设置股价下跌风险变量 DS_Risk ,并据此来检验卖空管制放松抑制控股股东私利侵占的重要作用渠道——股价下跌风险.具体而言,首先分别计算出卖空管制放松前后市场回报处于最低组(即下五分之一分位数)时的公司日个股回报均值,接着计算出公司日个股回报对市场负回报(处于最低组时)敏感性的变动值,当该变动值大于上四分位数取值为1,表示该公司的股价下跌风险较高,否则为0.由于同一公司的股价下跌风险变量

DS_Risk 是恒定的,而本文使用的双重差分模型中又加入了公司固定效应,因此单独的 DS_Risk 项被公司固定效应所吸收.从 Panel B 的回归结果可以发现,第(1)列和第(2)列中, $DS_Risk \times Treat$ 的回归系数分别为 -0.058 和 -0.059,均在5% ($t = -2.10; t = -2.16$) 水平下通过显著性检验,结果表明股价下跌风险越高,卖空管制放松对公司控股股东私利侵占的治理效应越强.该结果为股价下跌风险这一作用渠道提供了支持的经验证据.

表4 渠道检验——股价下跌风险

Table 4 Channel test: Downside risk pressure

Panel A: 公司股价对市场回报的敏感度

Panel A: The sensitivity of firm's stock return to market return

五分组	进入试点名单之前			进入试点名单之后			双重差分
	处理组	控制组	差异	处理组	控制组	差异	
1(最低)	-0.026	-0.026	0.000	-0.026	-0.024	-0.002 ***	-0.002 **
2	-0.001	0.000	-0.001	-0.007	-0.007	0.000	0.001
3	0.007	0.008	-0.001	0.002	0.003	-0.001 **	0.001
4	0.016	0.016	0.000	0.010	0.010	0.000	0.000
5(最高)	0.029	0.027	0.002	0.021	0.021	0.000	-0.002

Panel B: 股价下跌风险与控股股东私利侵占

Panel B: Downside risk pressure and exploitation of controlling shareholders

变量	(1) Dep. = $RPTa$		(2) Dep. = $RPTb$	
	系数	调整的 t 值	系数	调整的 t 值
$Treat$	-0.044 **	(-2.20)	-0.044 **	(-2.22)
$DS_Risk \times Treat$	-0.058 **	(-2.10)	-0.059 **	(-2.16)
$Size$	0.050 **	(2.12)	0.050 **	(2.13)
Lev	0.641 ***	(8.77)	0.643 ***	(8.88)
$Tobin's Q$	-0.001	(-0.11)	-0.003	(-0.23)
$SH1$	-0.270 **	(-1.99)	-0.276 **	(-2.05)
CV	-0.045	(-0.78)	-0.048	(-0.83)
$SH2$	-0.517 ***	(-2.63)	-0.526 ***	(-2.69)
$BSize$	-0.015	(-0.19)	-0.004	(-0.05)
$IndepR$	0.365 *	(1.89)	0.353 *	(1.84)
$Salary$	-0.039 *	(-1.93)	-0.037 *	(-1.85)
SOE	-0.003	(-0.10)	-0.003	(-0.09)
截距	-0.653	(-1.18)	-0.686	(-1.24)
年度	控制		控制	
公司	控制		控制	
N	9 268		9 268	
调整的 R^2	0.061		0.062	

注: 所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著(双尾检验)。

3 其他治理机制与公司特征的影响

3.1 其他治理机制

以中国卖空管制放松制度作为准自然实验情境,本文考察了由此产生的卖空压力对控股股东私利侵占行为的影响。结果发现相比非试点公司,试点公司中控股股东私利侵占行为在卖空管制放松之后显著降低,这可能主要是由于卖空机制引发的股价下跌风险对控股股东的私利侵占动机产生了事前的约束效应。为进一步加强这一内在逻辑,本文接下来考察了其他治理机制对基本结果的影响。具体而言,分别从公司层面、行业层面和地区层面三个维度来分析其他治理机制(Gov)的影响。其中,公司层面关注的是其他大股东的股权制衡,行业层面关注的是产品市场竞争,地区层面所关注的则是外部法律环境。

首先,考察公司层面其他大股东股权制衡对基本结果的影响。如果公司还存在持股数量较多的其他股东,那么这些大股东就有动机对控股股东实施必要的监督和约束,从而对控股股东的私利侵占产生约束作用^[24, 38]。对中国上市公司而

言,其他股东作为公司的重要利益相关者,在约束控股股东私利侵占时发挥着重要的制衡作用。当其他股东对控股股东的股权制衡较强时,其他大股东本身就有相对更强的动机监督和制约控股股东的私利侵占行为,那么可以预期,当其他大股东利用其股权制衡在一定程度上缓解了控股股东私利侵占行为后,卖空压力产生的治理作用则会相对较弱。

考虑到中国一定比例上市公司的股东通过产权关联、亲缘关联、任职关联或签署“一致行动人协议”等形式作为一致行动人共同持股,并在行使表决权时会采取相同行动以维护自身的权益^[16],本文对上市公司的股权情况进行了手工整理,把股东中属于一致行动人的确定为一个股东,将其持股数量进行合并。在此基础上计算出公司前十大股东中其他股东对控股股东的股权制衡度变量($Balance$),该值越大表示其他大股东的制衡度越强,对控股股东私利侵占的治理效应越强。从表 5 第(1)列和第(2)列的结果可知, $Gov \times Treat$ 的回归系数分别为 0.117 和 0.113,都在 5% ($t=2.28$ 和 $t=2.22$) 水平下通过显著性检验,结果表明其他股东对控股股东的股权制衡越

弱,卖空管制放松对控股股东私利侵占的抑制作用越强,与之前的预期一致。

表5 其他治理机制的影响

Table 5 The effect of other governance mechanism on baseline

变量	Gov = Balance		Gov = PMC		Gov = MKT	
	(1) Dep. = RPTa	(2) Dep. = RPTb	(3) Dep. = RPTa	(4) Dep. = RPTb	(5) Dep. = RPTa	(6) Dep. = RPTb
<i>Treat</i>	-0.064 *** (-3.35)	-0.063 *** (-3.35)	-0.101 *** (-3.11)	-0.102 *** (-3.16)	-0.072 *** (-3.24)	-0.074 *** (-3.33)
<i>Gov × Treat</i>	0.117 ** (2.28)	0.113 ** (2.22)	0.106 ** (2.07)	0.108 ** (2.11)	0.004 ** (2.33)	0.004 ** (2.41)
<i>Gov</i>	0.008 (0.67)	0.007 (0.63)	-0.133 * (-1.95)	-0.147 ** (-2.17)	-0.007 (-1.56)	-0.007 (-1.43)
<i>Size</i>	-0.054 *** (-3.38)	-0.052 *** (-3.29)	-0.054 *** (-3.35)	-0.053 *** (-3.30)	-0.057 *** (-3.34)	-0.056 *** (-3.28)
<i>Lev</i>	0.398 *** (9.11)	0.396 *** (9.10)	0.360 *** (8.39)	0.361 *** (8.46)	0.359 *** (7.82)	0.360 *** (7.88)
<i>Tobin's Q</i>	0.017 *** (2.67)	0.017 *** (2.67)	0.020 *** (3.32)	0.020 *** (3.34)	0.020 *** (2.81)	0.020 *** (2.82)
<i>SH1</i>	-0.026 (-0.32)	-0.031 (-0.39)	-0.013 (-0.18)	-0.017 (-0.23)	-0.062 (-0.80)	-0.066 (-0.86)
<i>CV</i>	-0.013 (-0.36)	-0.015 (-0.40)	-0.010 (-0.26)	-0.011 (-0.31)	-0.012 (-0.31)	-0.013 (-0.35)
<i>SH2</i>	-0.107 (-0.97)	-0.118 (-1.08)	-0.115 (-1.04)	-0.122 (-1.10)	-0.032 (-0.27)	-0.043 (-0.36)
<i>BSize</i>	-0.034 (-0.69)	-0.027 (-0.55)	-0.010 (-0.20)	-0.003 (-0.07)	-0.028 (-0.51)	-0.023 (-0.43)
<i>IndepR</i>	0.210 * (1.82)	0.203 * (1.77)	0.197 * (1.71)	0.188 (1.64)	0.343 *** (2.62)	0.336 ** (2.58)
<i>Salary</i>	0.008 (0.65)	0.007 (0.57)	0.008 (0.70)	0.008 (0.66)	0.011 (0.92)	0.011 (0.88)
<i>SOE</i>	0.003 (0.18)	0.003 (0.18)	0.004 (0.22)	0.004 (0.23)	0.002 (0.09)	0.002 (0.11)
截距	0.962 *** (2.69)	0.928 *** (2.60)	0.981 *** (2.67)	0.963 *** (2.64)	1.049 *** (2.66)	1.012 ** (2.58)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 969	10 969	10 755	10 755	8 636	8 636
调整的 <i>R</i> ²	0.052	0.052	0.060	0.060	0.058	0.059

注：所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著(双尾检验)。

其次,考察行业层面的产品市场竞争对基本结果的影响.产品市场竞争作为一种外部治理机制,也可以有效抑制控股股东的私利侵占行为.一方面,产品市场竞争程度的增强提高了公司的经营压力^[39].此时如果控股股东还是以损害公司价

值为代价而进行私利侵占,就会使得公司在竞争中处于更加不利的地位,从而对控股股东财富造成损失.另一方面,产品市场竞争程度的增强提高了公司之间信息的交流及可比性,这也有助于中小股东识别出控股股东的私利侵占行为,从而对

控股股东起到一定的约束作用^[40]. 基于上述分析, 预期当外部产品市场竞争程度较高时, 控股股东的私利侵占行为就会受到一定约束, 那么在这种情况下, 卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应可能相对较弱.

使用公司所处行业销售收入最大的前 4 位公司的销售收入集中度来衡量行业竞争程度 PMC , 具体而言, $PMC = 1 - (\sum P_i) / P$, P_i 为行业内销售收入最大前 4 名企业的销售额, P 为行业内所有企业的销售额总和. 这意味着 PMC 取值越大, 产品市场竞争越激烈, 对控股股东私利侵占的治理作用也相应越强. 从表 5 第(3)列和第(4)列的结果可知, $Gov \times Treat$ 的回归系数分别为 0.106 和 0.108, 都在 5% ($t = 2.07$ 和 $t = 2.11$) 水平下显著为正, 这表明产品市场竞争越激烈, 卖空管制放松对控股股东私利侵占的抑制作用越弱, 与预期保持一致.

最后, 考察地区层面法律保护产生的治理效应对基本结果的影响. 法律保护是增强公司外部治理的重要因素, 当法律制度功能健全以及执法部门公正有效时, 如果中小投资者发现控股股东为获取控制权私人收益而损害其利益时, 就可以通过法律途径进行索赔, 从而提高了控股股东进行私利侵占的法律风险和经济成本^[25], 这就能够在一定程度上降低控股股东的私利侵占动机^[12]. 那么可以预期, 当公司所处地区较好的外部法律环境在一定程度上约束控股股东的私利侵占行为后, 卖空管制放松带来的治理效应则相对较弱.

参考已有研究的做法^[21], 使用樊纲等^[41]编制的市场化指数中的“市场中介组织的发育和法律制度环境指数”来衡量公司所在地区的法律环境 MKT , 该指数越大意味着该地区的法律制度环境越好, 对控股股东私利侵占的治理作用相对越强. 从表 5 的第(5)列和第(6)列结果可知, $Gov \times Treat$ 的回归系数分别为 0.004 和 0.004, 都在 5% ($t = 2.33$ 和 $t = 2.41$) 水平下显著为正, 这表明公司所处地区的法律环境越好, 卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应越弱, 结果与本文的预期保持一致. 综合上述结果可知, 其他治理机制对控股股东私利侵占的治理作用越弱, 卖空管制放松则对控股股东私利侵占的治理作

用就越强, 这进一步验证了本文的基本逻辑.

3.2 公司特征的影响

考察卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应在横截面上的差异, 这里主要关注的是控股股东持股比例和公司破产清算风险如何影响卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应.

第一, 检验控股股东持股比例不同时, 卖空管制放松约束控股股东私利侵占行为的差异. 控股股东的持股比例是决定其侵占中小股东利益的重要因素^[42]. 对于那些持股比例较高的控股股东, 进行利益侵占一旦引发股价下跌, 其自身财富受损也更为严重. 在这种情况下, 可以预期卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应就相对较强. 从表 6 的第(1)列和第(2)列给出的回归结果可以发现, $SH1 \times Treat$ 的回归系数分别为 -0.142 和 -0.143, 均在 1% ($t = -2.86$ 和 $t = -2.91$) 水平下通过显著性检验, 这意味着控股股东持股比例越高, 卖空管制放松产生的治理效应显著越强, 结果与预期是一致的.

第二, 分析公司破产清算风险不同时, 卖空管制放松约束控股股东私利侵占行为的差异. 对财务状况较好的公司而言, 卖空这类公司股票往往面临较高的成本, 甚至会出现股价下跌幅度不足以弥补卖空投资者的卖空成本. 这就降低了投资者对财务状况较好公司进行卖空的动机. 相反, 卖空那些破产清算风险较高公司, 承担的卖空成本则相对较低, 从而激励投资者对这类公司的负面消息进行挖掘、分析及交易. 基于这一思路可以发现, 当公司面临较高破产清算风险时, 如果控股股东还是一味地获取控制权私人收益, 那么投资者就会藉此负面消息来卖空公司股票, 导致控股股东财富损失. 而这能够在一定程度上降低控股股东的私利侵占动机. 那么可以预期, 公司破产清算风险越高, 卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应随之越强. 使用 Altman^[43] 计算的 Z -score 来衡量公司破产清算风险. 从表 6 的第(3)列和第(4)列的结果可以发现, Z -score \times Treat 的回归系数分别为 -0.030 和 -0.029, 在 5% ($t = -2.07$ 和 $t = -1.97$) 水平下通过显著性检验, 结果表明公司破产清算风险越高, 卖空管制放松产

生的治理效应显著越强。

综合上述结果可知,卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应随公司特征不同而有所差

异,具体而言,控股股东持股比例越高、公司破产清算风险越大,卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应就越强。

表6 公司特征的影响

Table 6 The effect of firm's heterogeneity on baseline

变量	(1) Dep. = $RPTa$	(2) Dep. = $RPTb$	(3) Dep. = $RPTa$	(4) Dep. = $RPTb$
<i>Treat</i>	0.029	0.029	0.019	0.026
	(1.26)	(1.27)	(0.44)	(1.10)
$SH1 \times Treat$	-0.142 ***	-0.143 ***		
	(-2.86)	(-2.91)		
$Z-score \times Treat$			-0.030 **	-0.029 **
			(-2.07)	(-1.97)
$Z-score$			-0.005	-0.005
			(-1.34)	(-1.18)
$SH1$	-0.049	-0.051	-0.239 *	-0.042
	(-0.71)	(-0.74)	(-1.77)	(-0.61)
$Size$	-0.057 ***	-0.055 ***	0.003	-0.062 ***
	(-3.55)	(-3.47)	(0.10)	(-3.83)
Lev	0.400 ***	0.398 ***	0.777 ***	0.433 ***
	(9.35)	(9.36)	(9.33)	(10.14)
$Tobin's Q$	0.019 ***	0.019 ***	-0.001	0.018 ***
	(3.05)	(3.04)	(-0.09)	(2.80)
CV	-0.014	-0.016	-0.082	-0.023
	(-0.39)	(-0.44)	(-1.24)	(-0.64)
$SH2$	-0.093	-0.105	-0.093	-0.093
	(-0.86)	(-0.97)	(-0.46)	(-0.86)
$BSize$	-0.035	-0.028	0.032	-0.022
	(-0.71)	(-0.56)	(0.36)	(-0.44)
$IndepR$	0.206 *	0.200 *	0.371 *	0.225 *
	(1.79)	(1.74)	(1.71)	(1.93)
$Salary$	0.008	0.007	-0.037 *	0.007
	(0.71)	(0.64)	(-1.76)	(0.55)
SOE	0.003	0.004	-0.002	0.004
	(0.19)	(0.20)	(-0.06)	(0.24)
截距	1.021 ***	0.989 ***	0.035	1.303 ***
	(2.82)	(2.75)	(0.05)	(3.54)
年度	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制
N	10 969	10 969	10 969	10 969
调整的 R^2	0.051	0.051	0.036	0.065

注:所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著(双尾检验)。

4 附加测试

4.1 内生性检验

基本结果表明卖空管制放松之后,相比非试点公司,试点公司控股股东的私利侵占显著降低,但这很可能受到内生性问题的干扰.如果只有满足一定条件的公司才可能被列入融资融券试点名单,那么试点公司和非试点公司在公司特征方面本身就具有一定的差异^[26].为缓解样本选择性偏误对本文研究结论的干扰,主要采取如下两种方法加以克服.第一,采用倾向得分匹配法(PSM)重新设置控制组,之后再使用双重差分方法(DID)对基本研究问题进行检验.不同于单变量匹配,倾向得分匹配法可以同时按照公司多个维度信息来匹配控制组,从而尽可能的减少样本选择偏误带来的干扰^[44].根据 Dehejia 和 Wahba^[45],在执行配比程序前先随机化数据,然后估计一个 Logit 回归模型,该模型被解释变量的定义如下:当 i 公司在 t 年为融券试点公司取值为 1,否则为 0.其中,匹配变量为公司规模($Size$)、资产负债率(Lev)、市场价值($Tobin's Q$)、控股股东持股比例($SH1$)、控股股东两权分离度(CV)、第二大股东持股比例($SH2$)、董事会规模($BSize$)、独董比率($IndepR$)、高管薪酬($Salary$)以及公司股权性质(SOE).接下来计算出倾向分值,并使用最近比邻法寻找公司特征最配比的非试点公司.以 PSM 配比之后的样本重新使用 DID 方法对基本问题进行检验,结果见表 7.可以发现,Panel A 中, $Treat$ 的回归系数均在 5% 水平下显著为负,与本文结果基本保持一致.这意味着使用 PSM 方法结合 DID 方法在一定程度上控制样本选择偏误后,基本结果依然存在.

第二,借鉴 Gilje^[27]的做法,将 2010 年 3 月 31 日、2011 年 12 月 5 日、2013 年 1 月 31 日、2013 年 9 月 16 日、2014 年 9 月 12 日 5 次新调入试点公司的首次调入年度分别向前平推 4 年来设置处理变量,使用虚拟的调入年度进行安慰剂对照测试(Placebo test).之所以将公司首次进入卖空名单的时间向前推 4 年,是考虑到首批试点名单于 2010 年被指定,确保虚拟的卖空管制政策放松前

后的时间与真实的卖空管制政策放松前后的时间不冲突.在该检验中保持了对试点公司和非试点公司的设定,这意味着对照测试中的试点公司和非试点公司和基本研究问题中的试点公司和非试点公司是一致的.如果基本结果是由于两组公司之间一些不可观测的固有差异所导致的,那么即使以虚拟的卖空管制放松政策进行检验也可以得到同样的结果.表 7 的 Panel B 中变量 $Treat$ 的回归系数均不显著.这表明试点公司和非试点公司之间一些不可观测的固有差异不会影响本文的基本研究结论.

表 7 内生性检验

Table 7 Examination of Endogeneity

Panel A: PSM 配比结果

Panel A: The results of PSM

变量	(1) Dep. = $RPTa$	(2) Dep. = $RPTb$
$Treat$	-0.025 **	-0.025 **
	(-2.34)	(-2.36)
其他变量	控制	控制
年度	控制	控制
公司	控制	控制
N	6 208	6 208
调整的 R^2	0.042	0.042

Panel B: 安慰剂对照测试结果

Panel B: The results of Placebo tests

变量	(1) Dep. = $RPTa$	(2) Dep. = $RPTb$
$Treat$	0.006	0.008
	(0.30)	(0.42)
其他变量	控制	控制
公司	控制	控制
年度	控制	控制
N	4 578	4 578
调整的 R^2	0.039	0.039

注:所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误.*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著(双尾检验).

4.2 平行趋势检验

使用双重差分模型进行估计的一个重要假定是:处理组样本和控制组样本在政策变动之前具有平行趋势,即如果没有处理效应,结果变量在处理组和控制组中的波动趋势是相似的.采用如下两个办法进行检验:第一,选取 2010 年之前的研究样本,然后比较试点公司和非试点公司在卖空管制放松之前控股股东私利侵占的差异.表 8 的

Panel A 提供了相应的检验结果,可以发现, $Treat$ 的回归系数均没有通过显著性检验. 这表明在卖空管制放松之前, 试点公司和非试点公司的控股股东私利侵占并没有显著差异. 该结果为处理组样本和控制组样本在卖空管制放松之前具有平行趋势提供了支持的经验证据.

表8 平行趋势检验

Table 8 The tests of parallel trend

Panel A: 2010 之前控股股东私利侵占

Panel A: The exploitation of controlling shareholders before 2010

变量	(1) Dep. = $RPTa$	(2) Dep. = $RPTb$
$Treat$	-0.004	-0.005
	(-0.24)	(-0.27)
其他变量	控制	控制
年度	控制	控制
公司	控制	控制
N	3 199	3 199
调整的 R^2	0.081	0.082

Panel B: 分时段检验

Panel B: The test of different time period

变量	(1) Dep. = $RPTa$	(2) Dep. = $RPTb$
$Treat(-4, -3)$	0.010	0.010
	(0.59)	(0.58)
$Treat(-2, -1)$	-0.026	-0.027
	(-1.36)	(-1.39)
$Treat(0, 1)$	-0.042 **	-0.043 **
	(-1.98)	(-2.03)
$Treat(\geq 2)$	-0.099 ***	-0.099 ***
	(-3.68)	(-3.71)
其他变量	控制	控制
公司	控制	控制
年度	控制	控制
N	10 969	10 969
调整的 R^2	0.054	0.054

注: 所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误. *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著(双尾检验).

第二, 借鉴 Serfling^[28] 在错层准自然实验情境下检验平行趋势假定的方法, 本文也执行了类似的检验. 具体而言, 将公司关联交易按时段进行区分并设置相应的虚拟变量: 如果在公司列入融券试点的 4 年之前(大于 4 年)发生的关联交易

则虚拟变量 $Treat(> -4)$ 取值为 1; 如果在公司列入融券试点前 3 年至前 4 年发生的关联交易则虚拟变量 $Treat(-4, -3)$ 取值为 1; 如果在前 2 年内发生的关联交易则虚拟变量 $Treat(-2, -1)$ 取值为 1; 如果在公司列入融券试点公司当年及下一年发生的关联交易则虚拟变量 $Treat(0, 1)$ 取值为 1, 如果在公司列入融券试点后 2 年发生的关联交易则虚拟变量 $Treat(\geq 2)$ 取值为 1. 本文在模型中分别加入虚拟变量 $Treat(-4, -3)$ 、 $Treat(-2, -1)$ 、 $Treat(0, 1)$ 和 $Treat(\geq 2)$, 从而来观察平均处理效应的时点趋势. 表 8 的 Panel B 的结果表明 $Treat(-4, -3)$ 和 $Treat(-2, -1)$ 回归系数并不显著, $Treat(0, 1)$ 和 $Treat(\geq 2)$ 的回归系数显著为负, 这意味着卖空管制放松之前, 试点公司发生的控股股东私利侵占行为与非试点公司并没有显著差异; 但卖空管制放松之后, 试点公司中控股股东私利侵占显著降低. 该结果表明平行趋势假定在一定程度上是满足的, 这为 DID 估计的有效性提供了支持的证据.

4.3 排除替代性解释

在中国特殊制度背景下, 控股股东往往通过出任公司董事长或首席执行官、派出直接代表等方式来直接参与公司决策、支配公司资源, 在公司经营中扮演管理层的角色. 对于公司决策制定者而言, 从股票市场获取的增量信息是其制定并调整公司战略决策的重要依据^[18]. 那么, 这就可能存在这种情况: 察觉到股票市场中有投资者对公司股票进行了一定程度的卖空, 控股股东才随之减少了自身的利益侵占行为. 这意味着本文观察到的控股股东私利侵占行为的减少, 主要是由于控股股东在股票市场的事后学习效应, 而非卖空压力产生的事前约束效应. 因此, 还需进一步排除事后学习效应对本文结果的替代性解释. 借鉴 Chang 等^[8] 的方法, 在研究模型中加入卖空头寸变量来控制控股股东的事后学习效应. 从表 9 的结果可以发现, 在控制卖空头寸和其他变量之后, $Treat$ 的回归系数均显著为负, 与基本研究结果保持一致. 该结果表明在一定程度上控制了事后学习效应后, 卖空管制放松产生的卖空压力仍能约束控股股东的私利侵占行为, 从而缓解了替代性解释对研究结论的干扰.

表9 排除替代性解释

Table 9 Removal of alternative explanation

变量	(1) Dep. = <i>RPTa</i>	(2) Dep. = <i>RPTb</i>
<i>Treat</i>	-0.021 **	-0.022 **
	(-2.01)	(-2.09)
<i>Short Interest</i>	-1.531 **	-1.505 **
	(-2.04)	(-2.03)
其他变量	1.068 ***	1.042 ***
	(3.05)	(2.99)
年度	控制	控制
公司	控制	控制
<i>N</i>	10 969	10 969
调整的 R^2	0.053	0.053

注：所有回归都使用异方差调整和公司聚类（Cluster）调整得到稳健性标准误。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著（双尾检验）。

4.4 其他测试

为确保结果的稳健性，本文还进行了其他检验：1)使用如下2个其他变量来衡量控股股东私利侵占：非正常关联交易变量 *RPT_Abnormal* 和控股股东的资金占用变量 *NOFO*。具体而言，首先借鉴 Jian 和 Wong^[29] 的模型估计出公司正常关联交易，然后使用公司实际关联交易与正常关联交易之差来构建非正常关联交易变量；控股股东资金占用变量则是使用控股股东占用上市公司其他应收款与总资产的比率来衡量的^[15]。从表10的结果可知，使用不同指标来测量控股股东私利侵占时，结果并没有发生显著变化，这意味着本文结果具有一定的稳健性。2)借鉴 Chang 等^[8] 和 Rapach 等^[30] 的方法，使用融券余额变量 *LS* 来衡量卖空压力，即使用日融券借出量与日融券偿还量的差额与公司市值的年平均值来衡量，该值越大意味着市场上的卖空方势力就越强。结果与本文结果基本保持一致。3)已有研究指出国有企业的主要代理问题表现为股东与经理人之间的利益冲突，而非国有企业则表现为控股股东与中小股东之间的利益冲突^[31]。因此，分组考察了卖空管制放松对国有企业与非国有企业控股股东私利侵占的影响，结果表明卖空管制放松对非国有企业控股股东私利侵占的影响更大。4)外部审计能够有效缓解公司内部的代理冲突，高质量的审计能够

有效抑制控股股东的私利侵占行为^[16]。因此，将样本分为低审计质量组（非国际四大审计组）和高审计质量组（国际四大审计组）两个子样本，进行了分组检验。结果表明卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应主要存在于非四大组，这与预期保持一致^⑤。

表10 更换控股股东私利侵占变量

Table 10 Robustness test by using different measures of exploitation of controlling shareholders

变量	(1) Dep. = <i>RPT_Abnormal</i>	(2) Dep. = <i>NOFO</i>
<i>Treat</i>	-0.031 ***	-0.283 **
	(-2.97)	(-2.02)
其他变量	控制	控制
年度	控制	控制
公司	控制	控制
<i>N</i>	10 969	6 080
调整的 R^2	0.065	0.194

注：所有回归都使用异方差调整和公司聚类（Cluster）调整得到稳健性标准误。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著（双尾检验）。

5 进一步检验

为进一步验证卖空管制放松对公司控股股东私利侵占的治理效应，本文最后还考察了卖空管制放松之后，关联交易对公司价值与公司绩效的影响。检验模型如下

$$Perf_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \sum_{i=2}^n \beta_i Control Variables_{i,t} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Perf 为关联交易短期市场反应与公司价值和业绩变量。关联交易短期市场反应使用累计超额收益率 (*CAR*) 来衡量，测量公司在发布关联交易公告日前后 *N* 个交易日内公司股票价格的累计超额收益率。借鉴已有文献^[8]，本文使用公司发布首次关联交易公告前 210 个交易日至前 11 个交易日的公司个股日收益率和市场日收益率数据计算出公司关联交易公告日前后 2 个、3 个、5 个、7 个

⑤ 限于篇幅，第(2)个至第(4)个稳健性测试结果在文中没有报告，感兴趣的读者可向作者索取。

以及10个交易日的个股收益率的预测值,并以实际值减去预测值计算出累计异常收益.公司市场价值使用 *Tobin's Q* 进行衡量,公司业绩使用 *ROA* 来衡量.控制变量包括:公司规模 *Size*、资产负债率 *Lev*、公司股票回报率 *Return*、控股股东持股比例 *SH1*、第二大股东持股比例 *SH2*、董事会规模 *BSize*、独立董事比率 *IndepR*、高管薪酬 *Salary*、股权性质 *SOE*.

表11报告了放松卖空管制对关联交易市场反应的影响.从结果可以看出,第(1)列~第(5)列中 *Treat* 的回归系数分别为0.004、0.006、0.007、0.009和0.009,分别在10% ($t = 1.73$)、5% ($t = 2.31$)、1% ($t = 2.68$)、1% ($t = 2.75$)和5% ($t = 2.14$)水平下显著为正.这表明卖空管制放松之后,相比非试点公司,试点公司进行关联交易的市場反应显著更高.

表11 关联交易的市场反应

Table 11 The market reaction to related party transaction

变量	(1) <i>CAR</i> (-2,2)	(2) <i>CAR</i> (-3,3)	(3) <i>CAR</i> (-5,5)	(4) <i>CAR</i> (-7,7)	(5) <i>CAR</i> (-10,10)
<i>Treat</i>	0.004*	0.006**	0.007***	0.009***	0.009**
	(1.73)	(2.31)	(2.68)	(2.75)	(2.14)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	12 643	12 643	12 643	12 643	12 643
调整的 R^2	0.028	0.037	0.054	0.051	0.041

注:所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误.*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著(双尾检验).

表12报告了放松卖空管制后,关联交易对公司价值与公司绩效的影响.从结果可以看出,当被解释变量为 *Tobin's Q* 时,第(1)列和第(2)列中 *RPT* × *Treat* 的回归系数在1% ($t = 2.74$ 和 $t = 2.72$)水平下通过显著性检验.当被解释变量为 *ROA* 时,第(3)列和第(4)列中 *RPT* × *Treat* 的回归系数也均在5%水

平下显著为正.这表明在卖空管制放松之后,相比非试点公司,试点公司进行的关联交易能够显著提高公司价值和公司业绩.综合上述结果可知,卖空管制放松之后公司进行的关联交易对该公司市场价值与会计业绩均具有积极的促进作用,这为本文的基本逻辑提供了进一步支持的经验证据.

表12 对公司价值、公司业绩的影响

Table 12 The effect of related party transaction on firm's market value and accounting performance

变量	Dep. = <i>Tobin's Q</i>		Dep. = <i>ROA</i>	
	(1) <i>RPT</i> = <i>RPTa</i>	(2) <i>RPT</i> = <i>RPTb</i>	(3) <i>RPT</i> = <i>RPTa</i>	(4) <i>RPT</i> = <i>RPTb</i>
<i>RPT</i>	-0.000	-0.000	-0.012***	-0.012***
	(-0.97)	(-0.98)	(-4.63)	(-4.49)
<i>Treat</i>	0.084	0.085	-0.005***	-0.005***
	(1.37)	(1.39)	(-2.66)	(-2.69)
<i>RPT</i> × <i>Treat</i>	0.404***	0.402***	0.011**	0.010**
	(2.74)	(2.72)	(2.05)	(1.98)
控制变量	控制	控制	控制	控制
公司	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 945	10 945	10 945	10 945
调整的 R^2	0.444	0.444	0.063	0.062

注:所有回归都使用异方差调整和公司聚类(Cluster)调整得到稳健性标准误.*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著(双尾检验).

6 结束语

中国股票市场从2010年3月31日起开始试行融资融券交易,允许符合条件的投资者向经纪公司借入证券并卖出.这意味着中国股票市场“单边市”的结束,投资者对试点公司的股票可以进行卖空交易.卖空管制放松制度对卖空压力带来了一个外生的变化.通过考察试点公司在卖空管制放松之后相对于卖空管制放松之前公司控股股东私利侵占行为的变化,有利于把卖空压力对控股股东私利侵占的约束效应从其他不可观测因素的影响中分离出来.本文使用这一准自然实验背景,实证考察在卖空管制放松之后,相比非试点公司,试点公司控股股东对中小股东的私利侵占行为是否发生显著变化.

使用中国上市公司2007年~2014年数据为研究样本,研究结果表明,对于试点公司而言,卖空管制放松能够有效约束控股股东的私利侵占行为.具体而言,卖空管制放松之后,相比非试点公司,试点公司发生的经行业调整后的关联交易显著减少26.61%,剔除特定项目后的关联交易显著减少26.83%.为加强基础研究问题的逻辑,本文还考察了卖空管制放松影响公司控股股东私利侵占的作用渠道——股价下跌风险.结果表明试

点公司面临的股价下跌风险越大,卖空管制放松对控股股东私利侵占行为的治理效应越强.进一步检验发现,这种治理效应还依赖于其他治理机制.当公司内部其他大股东股权制衡较弱、产品市场竞争程度较低以及公司所处地区外部法律环境较差时,卖空管制放松产生的治理效应更强.横截面差异检验结果表明公司控股股东持股比例越高或者公司破产清算风险越高,卖空管制放松的治理效应越强.

本文还进行了如下测试来进一步甄别卖空管制放松对控股股东私利侵占产生的治理效应.第一,缓解内生性问题对研究结论的干扰;第二,验证双重差分模型的平行趋势假定;第三,排除替代性解释;第四,执行其他稳健性检验.考察这些因素后,主要研究结果并没有发生显著变化,这意味着主要研究结果具有一定的稳健性和可靠性.最后,考察了卖空管制放松对控股股东私利侵占的治理效应所产生的经济后果,结果发现卖空管制放松之后,相比非试点公司,试点公司进行关联交易产生的短期市场反应更加积极,并且对市场价格与会计绩效具有提升作用.本文通过考察卖空管制放松对控股股东私利侵占的影响,不仅补充和丰富了控股股东私利侵占以及卖空管制放松对实体经济真实影响的研究领域,也为上市公司、投资者和监管机构评价卖空机制的相关经济后果提供参考.

参考文献:

- [1] Miller E. Risk, uncertainty, and divergence of opinion[J]. *Journal of Finance*, 1977, 32(4): 1151-1168.
- [2] Comerton-Forde C, Jones C M, Putniņš T J. Shorting at close range: A tale of two types[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 121: 546-568.
- [3] Brogaard J, Hendershott T, Riordan R. High frequency trading and the 2008 short-sale ban[J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 124(1): 22-42.
- [4] Pownall G, Simko P J. The Information intermediary role of short sellers[J]. *The Accounting Review*, 2005, 80(3): 941-966.
- [5] Drake M S, Rees L, Swanson E P. Should investors follow the prophets or the bears? Evidence on the use of public information by analysts and short sellers[J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(1): 101-130.
- [6] Karpoff J M, Lou X. Short sellers and financial misconduct[J]. *Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1879-1913.
- [7] Fang V, Huang A, Karpoff J M. Short selling and earnings management: A controlled experiment[J]. *Journal of Finance*, 2016, 71(3): 1251-1292.
- [8] Chang E C, Lin T, Ma X. Does Short-Selling Threat Discipline Managers in Mergers and Acquisitions Decisions? [R].

Working Paper, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2348193, 2015.

- [9] He J, Tian X. SHO Time for Innovation: The Real Effects of Short Sellers[R]. Working Paper, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2380352, 2015.
- [10] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate ownership around the world[J]. *Journal of Finance*, 1999, 54: 471–517.
- [11] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Investor protection and corporate valuation[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57: 1147–1170.
- [12] Shleifer A, Vishny R W. A survey of corporate governance[J]. *Journal of Finance*, 1997, 52 (2): 737–783.
- [13] Johnson S, La Porta R, Shleifer A, et al. Tunneling[J]. *American Economic Review*, 2000, 90(2): 22–27.
- [14] Liu Q, Tian G. Controlling shareholder, expropriations and firm's leverage decision: Evidence from Chinese non-tradable share reform[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18(4): 782–803.
- [15] Jiang G, Lee C, Yue H. Tunneling through inter-corporate loans: The China experience[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 98: 1–20.
- [16] 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]. *管理世界*, 2013, (3): 133–149.
Wei Minghai, Huang Qiongyu, Cheng Mingying. The role of related large shareholders in family firms: A study from the perspective of related party transactions[J]. *Management World*, 2013, (3): 133–149. (in Chinese)
- [17] Boehmer E, Wu J. Short selling and the price discovery process[J]. *Review of Financial Studies*, 2013, 26(2): 287–322.
- [18] Bond P E, Edmans A, Goldstein I. The real effects of financial markets[J]. *Annual Review of Financial Economics*, 2012, 4(1): 339–360.
- [19] Wang Z. Short Sellers, Institutional Investors, and Corporate Cash Holdings[R]. Working Paper, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2410239, 2014.
- [20] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043–1075.
- [21] 姜付秀, 马云飙, 王运通. 退出威胁能抑制控股股东私利行为吗?[J]. *管理世界*, 2015, (5): 147–159.
Jiang Fuxiu, Ma Yunbiao, Wang Yuntong. Could the threat of exit discipline the tunneling activities of controlling shareholders? [J]. *Management World*, 2015, (5): 147–159. (in Chinese)
- [22] Goldstein I, Guembel A. Manipulation and the allocational role of prices[J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1): 133–164.
- [23] Angelis D D, Grullon G, Michenaud S. The Effects of Short-Selling Threats on Incentive Contracts: Evidence from a Natural Experiment[R]. Working Paper, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2238236, 2015.
- [24] Laeven L, Levine R. Complex ownership structures and corporate valuations[J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21(2): 579–604.
- [25] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and finance[J]. *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6): 1113–1155.
- [26] Chen Z, Dong G N, Gu M. The Causal Effects of Margin Trading and Short Selling on Earnings Management: A Natural Experiment from China[R]. Working Paper, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2795640, 2016.
- [27] Gilje E P. Do firms engage in risk-shifting? Empirical evidence[J]. *Review of Financial Studies*, 2016, 29 (11): 2925–2954.
- [28] Serfling M. Firing costs and capital structure decisions[J]. *The Journal of Finance*, 2016, 71(5): 2239–2286.
- [29] Jian M, Wong T J. Propping and tunneling through related party transactions[J]. *Review of Accounting Studies*, 2010, 15: 70–105.

- [30] Rapach D E, Ringgenberg M C, Zhou G. Short interest and aggregate stock returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 121(1): 46 – 65.
- [31] Cheng M, Lin B, Wei M. How does the relationship between multiple large shareholders affect corporate valuations? Evidence from China[J]. *Journal of Economics and Business*, 2013, 70: 43 – 70.
- [32] 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了吗? ——基于自然实验的证据[J]. *经济研究*, 2015, (4): 165 – 177.
Li Zhisheng, Chen Chen, Lin Bingxuan. Does short selling improve price efficiency in Chinese stock market? Evidence from natural experiments[J]. *Economic Research Journal*, 2015, (4): 165 – 177. (in Chinese)
- [33] 刘 焯, 方立兵, 李冬昕, 等. 融资融券交易与市场稳定性: 基于动态视角的证据[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(1): 103 – 117.
Liu Ye, Fang Libing, Li Dongxin, et al. Margin trading and the stability of stock market: A dynamic perspective[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(1): 103 – 117. (in Chinese)
- [34] 刘晓星, 张 旭, 顾笑贤, 等. 投资者行为如何影响股票市场流动性? ——基于投资者情绪、信息认知和卖空约束的分析[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(10): 87 – 100.
Liu Xiaoxing, Zhang Xu, Gu Xiaoxian, et al. How does investor behavior affect stock market liquidity? Analysis of investor sentiment, information cognition and short-sale constraints[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(10): 87 – 100. (in Chinese)
- [35] 褚 剑, 方军雄. 中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化[J]. *经济研究*, 2016, (5): 143 – 158.
Chu Jian, Fang Junxiong. Margin-trading, short-selling and the deterioration of crash risk[J]. *Economic Research Journal*, 2016, (5): 143 – 158. (in Chinese)
- [36] 靳庆鲁, 侯青川, 李 刚, 等. 放松卖空管制、公司投资决策与期权价值[J]. *经济研究*, 2015, (10): 76 – 88.
Jin Qinglu, Hou Qingchuan, Li Gang, et al. Deregulation on short sale constraint, corporate investment and valuation[J]. *Economic Research Journal*, 2015, (10): 76 – 88. (in Chinese)
- [37] 张 璇, 周 鹏, 李春涛. 卖空与盈余质量——来自财务重述的证据[J]. *金融研究*, 2016, (8): 175 – 190.
Zhang Xuan, Zhou Peng, Li Chuntao. Short selling and earnings quality: Evidence from corporate financial restatement [J]. *Journal of Financial Research*, 2016, (8): 175 – 190. (in Chinese)
- [38] Shleifer A, Vishny R W. Large shareholders and corporate control[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94 (3): 461 – 488.
- [39] Schmidt K M. Managerial incentives and product market competition[J]. *Review of Economic Studies*, 1997, 64(2): 191 – 213.
- [40] 高 雷, 何少华, 黄志忠. 公司治理与掏空[J]. *经济学季刊*, 2006, 5(4): 1157 – 1178.
Gao Lei, He Shaohua, Huang Zhizhong. Corporate governance and tunneling[J]. *China Economic Quarterly*, 2006, 5(4): 1157 – 1178. (in Chinese)
- [41] 樊 纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011, 259 – 1318.
Fan Gang, Wang Xiaolu, Zhu Hengpeng. NERI INDEX of Marketization of China's Provinces 2009 Report[M]. Beijing: Economic Science Press, 2011: 259 – 1318. (in Chinese)
- [42] Fama E F, Jensen M C. Separation of ownership and control[J]. *Journal of Law and Economics*, 1983, 26(2): 301 – 325.
- [43] Altman E I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy[J]. *The Journal of Finance*, 1968, 23(4): 589 – 609.
- [44] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41 – 55.

[45] Dehejia R H, Wahba S. Propensity score-matching methods for non-experimental causal studies[J]. *Review Economics Statistics*, 2002, 84(1): 151 – 161.

Short selling pressure and controlling shareholder's exploitation: Evidence from a quasi-natural experiment

CHEN Sheng-lan¹, LU Rui^{2*}

1. School of Economic and Management, Inner Mongolia University, Hohhot 010021, China;
2. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: Investors can sell short on designated stocks in China's stock market since March 2010 when the CSRC relieved the short sale constraint. The paper provides a quasi-natural experiment to examine whether short selling pressure can discipline the controlling shareholder's exploitation. Using a sample of Chinese listed firms during 2007 – 2014, the results show that short selling pressures from the removal of the short sale constraints have a governance effect on the pursuit of private benefit of controlling shareholders. Downside risk is the economic mechanism through which short-selling threat disciplines the controlling shareholders. The governance effect from short sale is much stronger when other corporate governance mechanisms are weak. The cross-sectional tests suggest that the higher the proportion of shares the controller holds or the higher bankruptcy risk of the firm faces, the more reduction in the exploitation of controllers in pilot firms after the removal of short sale constraint. This paper provides further insight into the discipline effect of short selling on controlling shareholders in pursuing private benefits, and contributes to the literature on the effects of the removal of the short selling constraints on the real economy.

Key words: short selling pressure; controlling shareholder; private benefits; deregulation of short selling constraint; quasi-natural experiment