融资融券、终极控制人两权分离与大股东掏空抑制1

洪 昀,李婷婷,姚靠华

(湖南大学 工商管理学院,湖南 长沙 410082)

【摘 要】:采用 2010-2016 年沪深两市 A 股上市公司数据,考察融资融券机制、终极控制人两权分离对大股东 掏空行为的影响。研究发现:两权分离度越高,大股东掏空越严重。而融资融券抑制了终极控制人两权分离引起的 大股东掏空。进一步分析发现:在投资者保护环境更差、信息披露质量较低、内部治理机制更差的公司中.融资融 券的掏空治理效应更加明显。

【关键词】: 融资融券; 两权分离; 掏空

【中图分类号】: F830.9 【文献标识码】: A 【文章编号】: 1003-7217 (2018) 04-0067-06

一、引言

金融市场是否以及如何影响实体经济是金融经济学中最重要的课题之一。2010 年 3 月 31 日我国融资融券试点正式启动,结束了中国资本市场"单边市"的历史。融资融券作为一种金融创新工具,被寄予了促进我国资本市场有效发展的厚望。目前国内已有研究主要围绕其对金融市场效率的影响而展开。实际上,二级金融市场交易方式的创新,不仅能为资本市场注入新的活力,对实体经济效率也将产生深远的影响。一系列新的研究证据表明,融券卖空机制能够对上市公司发挥治理效应,发现潜在财务舞弊行为^[1],抑制管理层的盈余操纵^[2-4],防范经理帝国构建^[5]及管理层短视^[6],有效缓解代理问题。但也有研究表明,融资融券反而提高了内幕交易发生概率^[7],提高管理层隐瞒信息的动机并导致更大的崩盘风险^[8]。融资融券将如何对实体经济产生影响,能否发挥治理效用,仍然是一个需要深入研究的课题。

现有关于融资融券治理效用的研究主要针对管理层的机会主义行为抑制作用,围绕第一类委托代理问题而展开。而在中国特殊制度背景下,控股股东与中小股东之间的矛盾则成为了困扰我国资本市场健康发展的顽疾^[9]。层出不穷的大股东掏空案例,不仅沉重打击了投资者信心,也使得中国股市偏移优化社会资源配置的正常轨道。解决问题的关键在于营造更加透明有效的证券市场,使得股价能真正反映企业的内在价值,让市场违规行为无所遁形。旨在提高市场效率的融资制度的推出,若能够有效发挥其预期监管效用,则应该能够在一定程度上抑制控股股东的掏空行为,保护中小投资者利益。对该效应的深入研究,对全面评估融资融券制度的有效性,无疑具有举足轻重的重用。鉴于此,本文从控股股东掏空的角度,在中国制度背景下进一步考察融资融券制度的经济后果。

二、假设提出

在过去的 30 年间,中国成功地完成了由计划经济向社会主义市场经济的转型,取得了举世瞩目的成绩。但是,较弱的产权保护机制和较差的法律执行问题仍然存在,集中制股权结构作为一种产权制度的安排形式有助于克服国家在保障私有产权行使

[基金项目]: 国家自然科学基金(71602054)、湖南省自然科学基金(2017JJ3043)

[作者简介]: 洪昀(1984-), 男,汉族,湖南益阳人,博士,湖南大学工商管理学院讲师,研究方向:会计与资本市场。

^{1[}**收稿日期**]: 2017-11-14

方面的不足,因而控股股东在中国广泛存在。2010-2016 年的上市公司统计数据表明,控股股东持股比率在 25%和 50%以上的样本分别占总样本的 79.4%和 27.6%,控股股东平均持股比率为 59.5%,该数据要高于 La Porta 等(1999)^[10]及 Classen 等(2000)所报告的各国控股股东持股比率^[11]。

当控股股东持股比率达到一定的程度,他们就能够影响上市公司的经营和管理决策。他们既可以通过选取董事、在公司章程或者重大财务经营决策问题上投票、提出股东提案的方式直接影响公司的决策,也可以与管理层交流协商来间接影响公司的决策。但在我国最主要的方式还是通过对董事会的掌控来影响上市公司决策。控股股东通过提名、任命或者解雇企业高层管理人员,在董事会等决策机构中占据优势地位,迫使上市公司采纳有利于控股股东的经营政策。

控股股东主要通过采用诸如金字塔结构、交叉持股或者双类股的方式来控制上市公司^[10,11],中国金字塔结构是最主要的控制方式^[12]。通过复杂的控股链,控股股东以少量现金流权获取了更大的控制权,从而造成控制权与现金流权分离。Classen 等(2000)发现两权分离在东亚国家是一种普遍的现象,但他们没有使用中国的数据^[11]。我们的统计数据表明我国两权分离度平均值为 5.5%,高于 Classen 等(2000)所报告的东亚其他国家(2.41%~4.43%),说明我国两权分离是一个更为严重的问题^[11]。控股股东的两权分离大幅度降低了掏空成本,引致更强烈的剥削中小股东的动机。大量的研究表明,在中国控股股东可以采用关联交易、关联贷款、贷款担保以及股利政策等多种方式掏空上市公司。而我国不健全的法律制度和不完善的公司治理机制给予控股股东掏空行为以可乘之机。因此,终极控股股东作为独立的利益主体,追求自身利益最大化。在两权分离情况下,终极股东更加具有能力和动机攫取控制权私有收益。掏空上市公司,侵占中小股东利益。基于以上分析,本文提出假设 1。

H1: 终极控股股东控制权与现金流权两权分离会导致控股股东掏空行为。

由前述分析,上市公司股权结构引致的掏空行为将受到企业外部制度因素和内部治理环境的制约,而融资融券制度的引入,有助于改善我国资本市场整体的信息环境,也有利于企业内部治理制度的改善,从而有利于抑制两权分离诱发的掏空行为。具体而言,有三种可能的影响路径。

- 1. 融资融券有助于提高资本市场的定价效率,使得公司价格准确地反映公司的价值,当控股股东因为掏空而损害公司长期发展的时候,能够及时从股价下跌中反映出来,从而抑制掏空行为。这是由于融资融券最显著的特征在于引入了一类新的市场交易者——融资融券交易者,以及新的交易方式——信用交易。大量的研究表明,这类交易者具有显著的知情交易者特征:从长期效应分析,Karpoff 和 Lou(2010)[11]、Desai 等(2011)[14]分別发现在财务违规和财务报表重述被揭露之前的第 19 个月和第 18 个月卖空交易就已经显著增多;从短期表现来看,Christophe 等(2004)[15]、Diether 等(2008)[16]发现在不利盈余公告前 5 日之内,Christophe 等(2010)[17]则发现在分析师降低评级前 10 日内,卖空交易者就提前开始卖空,说明卖空交易者具有更强大的信息挖掘能力和信息优势。这或许是因为高昂交易成本促使融资融券交易者更积极地挖掘公司的内幕信息;也可能是卖空交易者作为更有权力的机构投资者,能够提前对公司展开内部调研,获得第一手资料。而反映在资本市场中,则是融资融券的推出将显著提升股票的定价效率,提升股价的信息含量,从而使股价更有效地反映企业的真实价值。当控股股东掏空上市公司而损害公司的价值时,卖空交易者能够灵敏地进行投机套利,使得其行为无所遁形,从而有利于防范掏空。
- 2. 融资融券本身可以作为一种外部治理机制,具有较强的治理效应,抑制大股东的掏空。Massa等(2015)^[2]、Fang等(2016)^[3]、陈晖丽和刘峰(2014)^[18]发现无论是在世界范围内还是在我国,融资融券或者卖空机制有利于降低公司的盈余操纵水平。Chang等(2014)^[5]的研究则表明卖空交易能够抑制高管从事价值毁损型的并购。He 和 Tian (2016)^[6]发现卖空交易有助于防范管理层短视。这可能是由于融资融券交易者具有更强的信息分析和处理能力,并且能够以机构投资者身份参与到公司的投资决策之中,对控股股东的掏空行为起到震慑效用。
- 3. 融资融券制度可以促进公司内部治理机制的改善,从而防范控股股东的掏空。Hope 等(2017)发现审计师对卖空标的公司收取了更高的审计费用,并且在审计行为上表现得更为谨慎^[19]。De Angelis 等(2017)发现在卖空限制取消后,高管的激励

机制更加具有业绩敏感度^[20]。而在我国研究中,张璇等(2016)研究发现,融资融券的开通能够增加分析师的跟踪^[4]。李丹等(2016)发现融资融券开通显著降低了分析师盈余预测的乐观性偏差,使得公司的治理环境更加透明^[21]。上述研究表明:融资融券将通过对外部治理环境和内部治理因素的影响,间接提升公司透明度,从而有利于防范控股股东的掏空行为。综上,提出假设 2。

H2: 融资融券机制有助于抑制控股股东两权分离导致的掏空问题。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

选取 2010-2016 年沪深两市 A 股上市公司为研究对象,并对样本进行如下处理: (1) 删除 ST 公司样本; (2) 删除金融行业样本; (3) 删除有缺失值的样本。同时为了排除极端值的影响,对所有连续型变量进行 1%的缩尾处理,最终得到 14341 个公司一年度观测值。最后,为了消除异方差性等因素的影响,在所有回归中对标准误进行了公司维度的 cluster 处理。所有数据均来自 CSMAR 数据库。

(二)研究模型与变量定义

为检验融资融券业务的开通对两权分离引起的大股东掏空的影响,采用模塑(1)验证假设 H1及 H2:

$$Tunneling_{ii} = \beta_0 + \beta_1 Sep_{ii} + \beta_2 Sep_{ii} \times Marg_{ii} + \beta_3 Marg_{ii} + \beta_4 CR_{ii} + \sum \beta_j Control_{ii} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,i}$$

$$(1)$$

其中,被解释变量 Tunneling 为大股东掏空指标,参考叶康涛等(2007)的方法定义^[22]。解释变量 Sep 为两权分离,的系数反映了两权分离对大股东掏空行为的影响。假设 H1 预测品正显著,意味着终极控制权两权分离会引发控股股东掏空行为。解释变量为融资融券和两权分离的交乘项,的系数反映了融资融券对两权分离所引起的大股东掏空行为的影响。假设 H2 预测译负显著,意味着融资融券能够抑制终极控制权两权分离引发的控股股东掏空行为。参考相关研究,本文还对以下变量进行了控制,并控制年度和行业因素的影响。相关变量定义见表 1。

四、实证结果

(一) 主要变量描述性统计

表 2 是变量的描述性统计分析,其中 Tunneling 的均值为-8.4%,未列式的年度结果表明样本期间大股东资金占用程度有所下降。均值为 5.5%,表明上市公司存在控制权和现金流权两权分离的现象,且两权分离程度存在较大差异,最大值达到 55.9%。均值为 0.247,表明融资融券的样本占全部样本的 24.7%。

表 1 变量定义

变量

Tunneling 大股东掏空变量,采用其他应收款的增量除以总资产规模计量

Sep 控制权与现金流权两权分离度,控制权与现金流权之差 融资融券哑变量,公司股票当年允许进行融资融券交易取值为1, Marg 否则为0 CR 现金流权, 控股股东每一控制链条的持股比例的乘积所得加总 总资产自然对数 Size 负债与总资产的比率 Lev 净利润与总资产的比率 Roa 现金持有水平, (现金+短期投资或交易性金融资产)/总资产 Cash 财务报告年度与 IPO 年度之间的年限 Age Zindex 第一大股东与第二大股东持股比例 Bodsize 董事会人数的自然对数 lriddir 独立董事人数与董事会规模之比 两职合一,董事长兼任总经理取值为1.否则取值为0 Dual Bshr 公司发行了B股取值为1,否则为0 公司发行了H股取值为1,否则为0 Hshr Inst 机构投资者持股占总股本比率 Big4 审计师来自四大会计师事务所取值为1,否则取值为0 国有企业取值为1,否则取值为0 Sue 投资者保护程度,公司所处省份樊纲等(2011)报告中"市场中介 Prat 组织发育和法律制度环境"指数的十分位数 盈余操纵变量。利用修正的 Jones 模型计算的操纵性应计水平取绝对值 DaJones

表 2 样本描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 中位数 | 最小值 | 最大值 |
|-----------|-------|--------|--------|--------|--------|---------|
| Tunneling | 14341 | -0.084 | 0.098 | -0.062 | -0.410 | 0. 127 |
| Sep | 14341 | 0.055 | 0.080 | 0.000 | 0.000 | 0. 559 |
| Marg | 14341 | 0. 247 | 0. 431 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| CR | 14341 | 0.340 | 0. 167 | 0.325 | 0.045 | 0.731 |
| Size | 14341 | 22.069 | 1.404 | 21.882 | 13.763 | 30.732 |
| Lev | 14341 | 0.448 | 0. 221 | 0.443 | 0.045 | 1.049 |
| Roa | 14341 | 0.038 | 0.049 | 0.034 | -0.142 | 0. 197 |
| Cash | 14341 | 0. 190 | 0. 138 | 0.151 | 0.010 | 0.800 |
| Age | 14341 | 9. 912 | 6. 431 | 9.000 | 1.000 | 26.000 |
| Zindex | 14341 | 11.538 | 17.869 | 4.415 | 1.015 | 106.703 |
| Bodsize | 14341 | 2. 155 | 0. 203 | 2. 197 | 1.099 | 3. 091 |
| Inddir | 14341 | 0.372 | 0.055 | 0.333 | 0. 125 | 0.800 |
| Dual | 14341 | 0. 237 | 0.425 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Bshr | 14341 | 0.036 | 0. 186 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Hshr | 14341 | 0.033 | 0.179 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Inst | 14341 | 0. 187 | 0. 188 | 0.123 | 0.000 | 1. 594 |
| Big4 | 14341 | 0.060 | 0. 237 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |

| Soe | 14341 | 0. 448 | 0.497 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
|---------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
| Prot | 14341 | 4. 356 | 2.898 | 4.000 | 0.000 | 9.000 |
| DaJones | 14341 | 0.060 | 0.055 | 0.001 | 0.278 | 0.060 |

(二)融资融券、终极控制权两权分离与掏空抑制表 3 报告了融资融券、终极控制权两权分离与大股东掏空的回归结果,被解释变量是大股东掏空(Tunneling),主要解释变量是两权分离(Sep)和融资融券与两权分离的交乘项(Sep×Marg),在回归中控制了公司基本特征、董事会特征、机构持股等因素,同时控制年度和行业效应。表 3 第 (2) 列仅控制行业和年度效应,主要变量 Sep 的系数为 0.060,在 1%的水平上显著正相关;主要变量的系数为-0.082,在 1%的水平上显著负相关。表 3 的第 (3) 列结果显示,进一步控制了其他可能的影响因素后,变量 Sep 的系数为 0.053,并在 1%的水平上显著,这表明控股股东控制权与现金流权两权分离会导致大股东掏空行为,侵害中小股东利益。变量的系数为-0.074,并在 1%的水平上显著。这表明,融资融券交易引入后,控股股东控制权与现金流权两权分离引起的大股东掏空得到抑制。

表 3 融资融券、两权分离与掏空抑制

| | -1 | | 2 | -3 | | |
|-------------|------|------------|-------------------------|------------|----------------|--|
| 变量 | 预计符号 | 回归系数 | t 值 | 回归系数 | t 值 | |
| Sep | + | 0.060*#* | -5. 57 | 0. 053*** | -4.88 | |
| SepXMarg | = | -0. 082*** | (-4.10) | -0. 074*** | (-3.81) | |
| Marg | ? | 0.021*** | (10.10) | 0.006** | (2.60) | |
| CR | = | -0.006 | (-1.29) | 0.013* | -2.52 | |
| Size | - | | | 0.008*** | -9 . 52 | |
| Lev | - | | | -0. 033*** | (-7.50) | |
| Roa | ? | | | -0. 093*** | (-5.69) | |
| Cash | + | | | 0. 079*** | -13.74 | |
| Age | + | | | 0. 003*** | (20.08) | |
| Zindex | + | | -0.000 | | (-0.63) | |
| Bodsize | + | | -0.001 | | (-0.32) | |
| Inddir | - | | 0.005 | | -0.37 | |
| Dual | + | | 0.000 | | -0. 15 | |
| Bshr | = | | 0.010** | | -2.67 | |
| Hshr | - | | 0.010* | | -2. 17 | |
| Inst | - | | | -0.005 | (-1.37) | |
| Big4 | - | | | -0.006 | (-1.71) | |
| Soe | - | | -0.005** (-2. | | (-2.75) | |
| Prot | - | | -0.003*** (| | (-11.52) | |
| Intercept | | -0.007 | (-1.12) -0.181*** (-9.1 | | (-9.58) | |
| 年度 | | 控制 | 控制 | | | |
| 行业 | | 控制 | 控制 | | | |
| N | | 14341 | 14341 | | | |
| $Adj. R^2$ | | 0. 271 | | 0.316 | | |

注: ***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(三)公司外部市场环境的影响

融资融券作为一种金融创新工具,其治理效果的发挥与外部市场环境的发达程度紧密相连。投资者保护环境较好的地区,法律保护和市场机制完善,上市公司信息披露质量高,信息不对称程度会有所降低,同时良好的外部市场坏境能够发挥监督治理效应,对企业的掏空行为具有约束作用。为了研究投资者保护环境对融资融券治理作用的影响,本文采用公司所处省份樊纲等(2011)^[23]报告中"市场中介组织发育和法律制度环境"指数的十分位数,将样本分为投资者保护环境较好(Prot>Med)和较差组(Prot≤Med)。表 4 Panel A 分样本回归结果显示:只有在投资者保护环境较差时,交乘项 Sep×Marg 系数为-0.077,在 1%水平上显著,而投资者保护环境较好时,Sep×Marg 的系数并不显著。进一步检验发现:的系数在投资者保护环境较好和较差组间差异在 10%水平上显著,可见在投资者保护环境较差时融资融券对两权分离引发的控股股东掏空的抑制作用更明显。此现象存在的原因可能是投资者保护环境较好的地区已存在完善的市场监督机制,能够较好地抑制经理人和大股东的自利行为,因此融资融券的抑制作用有限。相反,投资者保护环境较差的地区由于缺乏完善的市场机制.融资融券的边际治理作用更强,说明融资融券与良好的外部市场环境之间存在替代关系。

(四) 信息披露环境的影响

分组依据

在委托代理理论框架下,会计信息是代理人向委托人传递信号的重要保证手段,会计数据构成了各种契约关系签订和履行的基础信息,为委托人监督评价代理人服务。高质量的会计信息有助于更有效地监督代理人,确保受托责任的完成。因此,高质量的会计信息也构成了抑制委托人掏空行为的重要治理因素。本文用最广泛使用的操纵性应计水平来度量企业的信息质量,根据操纵性应计水平是否大于中位数,将样本分盈余质量高组和低组。检验结果(表 4 Panel B)表明:在盈余质量较高的样本组中,的系数为-0.044,在 10%水平上显著;盈余质量低的样本组中,Sep×Marg 的系数为-0.098,在 1%水平上显著。进一步检验发现:的系数在两组样本之间的差异在 10%水平上显著;Sep×Marg 结果表明融资融券在公司信息披露质量较差的环境中抑制作用更强,说明融资融券作为一种新的外部治理因素与信息披露质量之间具有替代效应。

表 4 分样本组检验

Panel B: 盈余质量

Panel C: 股权制衡度

Panel A: 投资者保护水平

| 71 211 171 | Taner N. 1X | 火石 /// // // / | ranci b. | 皿水灰里 | Taner C. 放你所以及 | |
|-------------|-----------------|-----------------------|------------------|-------------|----------------|------------|
| 变量 | Prot≤Med | Prot>Med | DaJones≤Med | DaJones>Med | Zindex≤M.ed | Zindex>Med |
| Sep | 0.045** | 0. 050** | 0.030** | 0. 077*** | 0.018 | 0.027 |
| | 2.91) | (2.87) | (2.10) | (4.78) | (1.17) | (1.41) |
| | -0.077*** | -0.047 | -0.044* | -0.098*** | -0.057** | -0.009 |
| Sep×Marg | (-2.95) | -0.030* | (-1.69) | (-3.33) | (-2.29) | (-0.25) |
| 其他控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 8047 | 6318 | 7167 | 7174 | 7612 | 6753 |
| $Adj. R^2$ | 0. 297 | 0.288 | 0.303 | 0. 256 | 0.314 | 0. 263 |
| Sep×Marg 差异 | -0.030* | | 0. 054* | | -0.048** | |
| 分组依据 | Panel D: 独立董事比率 | | Panel E: 机构投资者持股 | | Panel F: 审计质量 | |
| 变量 | Inddir≤Med | Inddir>Med | Inst≤Led | Inst>Med | Big4=0 | Big4=1 |
| Sep | 0.060*** | -0.007 | 0. 104*** | -0. 014 | 0. 053*** | -0.010 |
| | (3.15) | (-0.47) | (6.48) | (-0.80) | (4.38) | (-0.24) |
| Sep×Marg | -0.115*** | 0.020 | -0.063** | -0.033 | -0.045** | -0.020 |
| | (-3.73) | (0.71) | (-2.19) | (-1.10) | (-2.19) | (-0.37) |
| 其他控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 6734 | 7631 | 7251 | 7114 | 13487 | 878 |
| | | | | | | |

| Adj. R2 | 0. 297 | 0. 285 | 0. 292 | 0. 287 | 0. 284 | 0.416 |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| Sep×Marg 差异 | -0.13 | 37*** | -0. | 030* | -0.0 |)25* |

(五)公司内部治理环境的影响

除了外部市场环境,公司内部治理因素也可能影响融资融券的治理效果。已有研究表明,公司内部治理环境较好,如存在股权制衡、独立董事占比较高、机构投资者持股较多和审计质量较高,可以约束经理人和大股东的自利行为,那么融资融券对两权分离引发的大股东掏空的抑制作用就会受限。因此我们选取了公司内部治理因素中的股权制衡、独立董事占比、机构投资者持股比例和审计质量来进行进一步检验。检验结果在表 4 的 Panel C 至 Panel F 所示。上述几项公司内部治理指标的分组测试结果显示,融资融券抑制终极控制权引发的控股股东掏空效用在治理机制更差的公司中更显著(包括第二大股东对第一大股东制衡力更差企业,独立董事比率更低的企业,机构投资者持股比率更低的企业、非四大企业)。这表明融资融券与内部治理机制之间存在替代关系。

五、稳健性检验

本文还进行了如下稳健性测试: (1)之前所报告的研究结果并未排除内生性问题的干扰,为此,选取 Heckman 两阶段模型与倾向性得分匹配法 (PSM)进一步测试。Heckman 两阶段模型在表 5 第 1 列中报告,倾向性得分匹配法 (PSM)在表 5 第 2 列中报告。 (2)本文还使用固定效应模型和随机效应模型进一步控制一些不可观测变量的影响,结果报告在表 5 第 4 列中。 (3)采用控制权除以现金流权的值重新度量两权分离度,结果报告在表 5 第 5 列中。(4)剔除曾被删除出融资融券名单的标的样本,结果报告在表 5 第 6 列中。上述稳健性检验的结果表明,本文结论具有较好的稳健性。

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|------------|---------------|-------------|------------|---------------|----------|-----------|
| 变量 | Heckman-model | PSM-model | Fix-effect | Random-effect | 新定义两权 | 剔除曾被 |
| | (2th-stage) | (2th-stage) | model | model | 分离度 | 删除标的 |
| Sep | 0. 052*** | 0. 051*** | 0. 120*** | 0. 104*** | 0. 003** | 0. 003** |
| | (4.81) | (2.80) | (10.45) | (10.02) | (2.28) | (2.16) |
| Sep×Marg | -0.075*** | -0.080*** | -0. 058** | -0. 060*** | -0.006** | -0.007*** |
| | (-3.83) | (-3.38) | (-4.18) | (-4.48) | (-2.16) | (-2.62) |
| Marg | 0.007*** | 0. 012*** | 0.004** | 0.004** | 0.009** | 0. 011** |
| | (2.82) | (3.05) | (2.17) | (2.50) | (2.22) | (2.65) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年度 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| $NAdj-R^2$ | 143410. 316 | 71520. 32 | 143410. 2 | 143410.1 | 143410.3 | 137030.3 |
| | | | | | | <u> </u> |

表 5 稳健性检验

六、结 论

以沪、深两市 2010-2016 年 A 股上市公司为样本,探讨了两权分离对大股东掏空的影响以及融资融券作为外部治理机制对两者之间关系的作用。研究发现: (1) 终极控制人股东控制权和现金流权偏移更严重的公司具有更加显著的掏空现象。(2)

融资融券具有治理效应,能够抑制两权分离引发的大股东掏空。(3)在投资者保护环境较差、信息披露质量较低以及对第一大股东的制衡力较差、独立董事占比较低、机构投资者持股比例较低和审计质量较差的公司中,融资融券的掏空治理效应更加明显,这表明融资融券机制与公司内外部治理机制之间存在替代关系。

我国融资融券业务开通以后,学术界对此争议不断。本文研究结果表明,融资融券制度能够缓解金融市场中的信息不对称和大股东与中小股东之间的代理问题,抑制大股东掏空行为。与此同时,融资融券的治理效应与公司内外部治理机制之间存在替代关系。本文的研究结论为融资融券影响公司行为提供了新证据,有助于促进融资融券制度的完善,进一步保护中小股东权益。

[参考文献]:

- [1] Karpoff J M, Lou X. Short sellers and financial misconduct [J]. Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1879-1913.
- [2] Massa M, Zhang B, Zhang H. The invisible hand of short selling: does short selling discipline earnings management ?[J]. Review of Financial Studies, 2015, 28 (6): 1701-1736.
- [3] Fang V W, Huang A H, Karpoff, J M. Short selling and earnings management: a controlled experiment [J]. Journal of Finance, 71 (3): 1251-1294.
 - [4] 张璇, 周鹏, 李春涛. 卖空与盈余质量一来自财务重述的证据[J]. 金融研究, 2016(8): 175-190.
- [5] Chang E C, Lin T L, MX. Does short selling discipline managerial empire building? [D]. The University of Hong Kong, 2014.
- [6]He J J, Tian X. Do short sellers exacerbate or mitigate managerial myopia? evidence from patenting activities[D]. University of Georgia, 2016.
- [7]张俊瑞,白雪莲,孟祥展.启动融资融券助长内幕交易行为了吗?——来自我国上市公司的经验证据[J].金融研究,2016(6):176-192.
 - [8]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.
- [9] Jiang G, Lee C M C, Yue H. Tunneling through intercorporate loans: the China experience[J]. Journal of Financial E-conomics, 2010, 98 (1): 1-20.
- [10]La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate ownership around the world[J]. Journal of Finance, 1999, 54 (2): 471-517.
- [11] Claessens S, Djankov S, Lang L H. The separation of ownership and control in East Asian Corporations[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58 (2): 81-112.
 - [12]毛世平. 金字塔控制结构与股权制衡效应——基于中国上市公司的实证研究[J]. 管理世界, 2009(1): 140-152.

- [13] Bertrand M, Mehta P, Mullainathan S. Ferreting out tunneling: an application to Indian Business Groups [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117 (1): 121-148.
- [14] Desai H, Krishnamurthy S, Venkataraman K. Do short sellers target firms with poor earnings quality? evidence from earnings restatements [J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11 (1): 71-90.
- [15] Christophe S E, Ferri M G, Angel J J. Short-selling prior to earnings announcements [J]. Journal of Finance, 2004, 59 (4): 1845-1875.
- [16] Diether K B, Lee K H, Werner I M. Short-sale strategies and return predictability[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22 (2): 575-607.
- [17]Christophe S E, Ferri M G, Hsieh J. Informed trading before analyst downgrades: evidence from short sellers[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95 (1): 85-106.
 - [18]陈晖丽,刘峰.融资融券的治理效应研究——基于公司盈余管理的视角[J].会计研究,2014(9):45-52.
- [19] Hope O K, Hu D, Zhao W. Third-party consequences of short-selling threats: the case of auditor behavior[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 63 (2-3): 479-498.
- [20] De Angelis D, Grullon G, Michenaud S. The effects of short-selling threats on incentive contracts: evidence from an experiment[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30 (5): 1627-1659.
 - [21]李丹,袁淳,廖冠民. 卖空机制与分析师乐观性偏差——基于双重差分模型的检验[J]. 会计研究,2016(9):25-31.
 - [22]叶康涛,陆正飞,张志华.独立董事能否抑制大股东的"掏空"?[J].经济研究,2014(4):101-111.
 - [23] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各省区市场化相对进程 2011 年度报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2012.