

金融市场的“劣汰”机制

——基于卖空机制与盈余管理的研究*

顾 琪 陆 蓉

内容提要:金融市场可以识别并卖空有问题的公司,这种卖空能够改善公司治理。本文通过卖空机制与盈余管理的双向互动关系研究,揭示了这种金融市场对实体经济的“劣汰”机制。研究发现,卖空者能够甄别盈余管理严重、会计信息失真的“问题公司”,并对其进行较为活跃的卖空交易;卖空机制的出现,使得融资融券标的公司的盈余管理程度显著降低;对于卖空交易相对活跃的标的公司,卖空机制对盈余管理的约束效应更为明显;卖空机制对于盈余管理较多的公司有着更为强烈的约束效应。本文揭示了金融市场影响实体经济的一种路径,为金融市场制度安排和企业公司治理改善提供了一种思路。

关 键 词:金融市场 实体经济 卖空机制 盈余管理

作者简介:顾 琪,上海财经大学金融学院金融学博士生、美国伊利诺伊大学香槟分校金融系联合培养博士生,200433;

陆 蓉,上海财经大学金融学院金融学讲席教授、博士生导师,上海财经大学期刊社社长,200433。

中图分类号:F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002—8102(2016)05—0060—16

一、引 言

金融市场与实体经济的关系一直是政府决策和学术研究关注的焦点。“健全金融为实体经济服务的体制机制”已被列为我国“2015 年深化经济体制改革重点工作”之一。多数学术研究揭示了金融市场对实体经济的正向促进作用,即金融市场通过降低交易成本、促进储蓄与投资、提供中介、分散风险、提供信息及改善资源配置等方式促进经济增长(Aghion 和 Howitt,1998;龚强等,2014)。我们称这种机制为金融市场对实体经济的“输血机制”。而近期的研究为金融市场与实体经济的关系研究提供了另一种思路。Hirshleifer 等(2011)与 Karpoff 和 Lou(2010)发现卖空交易多集中于应计异象严重和出现财务丑闻的个股。我们将这类研究归结为金融市场对实体经济的负向“劣汰”作用,即通过金融市场来识别有问题的公司,并通过卖空这类公司而淘汰落后。这种

* 基金项目:国家自然科学基金“基于投资者非理性的财富掠夺及其监管研究”(71272009);“资本市场错误定价对实体经济的影响及其监管研究”(71273164)和“行为信号对市场化资源配置的影响及其监管研究”(71473157)。感谢第十二届中国金融学年会(2015 年)点评人的建议。

机制同样能够促进实体经济健康发展,我们称之为金融市场对实体经济的“放血机制”。

健全金融为实体经济服务的体制机制,“劣汰”与“优胜”同等重要,相比于金融市场对实体经济“输血机制”的研究,“放血机制”的研究还非常缺乏。而“卖空”正是使得这种“放血机制”可操作的关键一环。中国证券市场 2010 年推出的融资融券制度为我们深入研究这种机制提供了良好的实验环境。

我们认为要证实金融市场对实体经济的这种“劣汰”促进作用,必须回答两个紧密联系的问题:首先,金融市场的卖空交易是否能准确识别有问题的公司;其次,这些有问题的实体企业在面对金融市场的卖空时是否能改善其治理。就目前的文献看,尚未发现有将两个问题直接关联的文章。但已有的实务工作和研究成果为我们提供了这一问题的研究线索。

从实务操作看,Barton Biggs 曾在《对冲基金风云录》中介绍过两类卖空交易:投资式卖空与揭骗式卖空。投资式是针对估值过高的公司进行卖空交易;而揭骗式是针对存在欺诈行为、会计信息虚假的公司进行卖空。从美国安然(Enron)公司财务造假公之于众之前受到对冲基金 Kynikos Associates 质疑,到北美上市“中概股”因虚假信息披露等问题被浑水(Muddy Water)等公司“集体猎杀”,卖空者时常被市场誉为“矿井中的金丝雀”(canaries in the mine),扮演了灾难预警者的角色。从学术研究看,Massa 等(2015)通过对 33 个国家证券市场交易数据的分析,发现卖空机制对公司具有外部监管的功能,能有效降低公司盈余管理的行为。陈晖丽、刘峰(2014)发现成为融资融券标的证券后,融资融券标的公司的应计盈余管理和真实盈余管理程度显著降低。

受现有研究启发,本文选择卖空交易和盈余管理作为金融市场行为和实体经济活动的代理指标,从卖空交易能够识别盈余管理严重的公司以及问题公司面对卖空压力能够改善盈余管理两个方面来解析金融市场对实体经济的“劣汰”促进作用。利用我国只允许部分个股参与融资融券业务的“准自然实验”,通过双重差分固定效应等模型,对 2007 年 1 季度至 2014 年 2 季度 A 股上市公司季度面板数据进行实证分析。研究发现:首先,融资融券推出后,卖空者能甄别出盈余管理严重、会计信息失真的“问题公司”,并对其进行较为活跃的卖空交易。其次,卖空机制的出现,使得融资融券标的公司的盈余管理程度显著降低。接着,按卖空和盈余管理两个维度进一步研究,以便提供金融市场负向促进实体经济作用机制的更多证据,结果发现在区分卖空交易活跃度后,对于卖空交易活跃的标的公司而言,卖空机制对盈余管理的约束效应更为明显。将产权性质、审计质量、投资者保护程度作为公司盈余管理程度的代理变量,发现卖空机制对于盈余管理较多的公司有着更为强烈的约束效应。

本文的研究贡献在于:首先,搭建金融市场对实体经济的正向和负向促进作用研究体系,并利用卖空机制与盈余管理的关系揭示了这种负向“劣汰”机制的存在;其次,贯通了以往卖空机制与盈余管理的单向关系研究,揭示了金融市场卖空与实体企业盈余管理的双向关联机制,将卖空者如何识别并卖空“问题公司”、公司面对卖空交易进而收敛盈余管理行为的整个逻辑阐述清楚;再次,卖空交易和盈余管理分别考察了投资者和融资者的选择,因此本文的研究为近期国际学术界资产定价与公司金融关系的热点研究^①提供了另一证据。

二、文献综述与研究假说

本文研究涉及企业盈余管理、公司治理及卖空机制。以下分别从与本文研究问题相关联的角

^① 金融学研究一直被划分为资产定价和公司金融两大领域,而最新的学术前沿关注资产定价与公司金融之间的关系。代表性的研究有 Cremers 和 Ferrell(2014)与 Giroud 和 Mueller(2011)等。

度综述这几类研究的进展,并据此提出研究假说。

盈余管理是公司管理层通过会计方法的选择或真实交易的安排,有目的地干预对外财务报告的过程,以获取私人利益的披露管理(Schipper,1989)。作为公司治理研究中的热点问题,盈余管理源于公司所有权与控制权分离,股东与管理层信息不对称引起的委托代理问题。管理层进行盈余管理主要有3个动因:资本市场动因、契约动因和监管动因(Healy和Wahlen,1999)。资本市场动因指会计信息被投资者和分析师用于评估公司股价,管理层操纵盈余的目的是想在发行股票、再融资或并购之前影响股价(Erickson和Wang,1999;章卫东,2010),或是迎合分析师预测避免出现未预期盈余(Burgstahler和Eames,2006),亦或是为了达到特定阈值避免出现盈余下降或亏损(Burgstahler和Eames,2003)。契约动因是指管理层为了避免违反债务契约(Dichev和Skinner,2002)或基于盈余考核的薪酬契约(Holthausen等,1995)而进行的盈余管理。监管动因则是管理层为了满足监管机构特定的要求进行盈余操纵(Cahan,1992),也有为避免连续亏损保留上市资格或为达到配股条件进行利润操纵(Chen等,2008)。

公司治理是保护投资者获得未来投资回报的机制(Shleifer和Vishny,1997)。大量文献表明,有效的内部治理制度安排和外部治理机制建设对盈余管理有重大影响。从内部治理角度分析,高管持股、股权激励可能有助于缓解委托代理问题,减少有损企业价值的盈余管理行为,但也可能促使管理层利用盈余操纵短期股价,优化个人报酬(Beneish和Vargus,2002)。董事长兼任总经理、独立董事缺失等将会削弱董事会的监督职能,加剧盈余管理行为(Dechow等,1996)。现代公司股权普遍集中(La Porta等,1999),大股东的存在解决了投资者监督过程的“搭便车”问题(Grossman和Hart,1980),一定程度上缓解了股东与管理层的代理问题,但同时也衍生出大股东与中小股东的利益冲突问题,Sánchez-Ballesta和García-Meca(2007)发现,内部人持股比例与盈余管理呈现出先负相关后正相关的关系。审计师声誉和专业性也能减少公司盈余管理行为(Dechow等,2010)。而从外部治理环境考虑,投资者保护差、法治环境薄弱的市场,公司内部人更容易通过盈余管理实现其掠夺私人收益的目的(Fan和Wong,2002)。收购与重组的威胁、产品市场竞争和管理者市场竞争、媒体监督等方面都会影响管理层的盈余行为(Dyck等,2008)。

卖空机制的研究主要集中于分析卖空交易对证券信息的反应、定价效率和市场运行质量的影响(Saffi和Sigurdsson,2011;李科等,2014;肖浩、孔爱国,2014;许红伟、陈欣,2012)。目前少数学者开始关注到卖空机制对公司管理层行为的影响。通过对卖空机制可能影响管理层的三类互斥假说(监督假说、市场压力假说和忽略假说)进行验证,Massa等(2015)发现卖空机制对公司管理层具有外部监督约束的功能,能有效减少公司的盈余管理行为(陈晖丽、刘峰,2014也得到了类似结论)。卖空交易多集中于应计异象严重和出现财务丑闻的个股(Hirshleifer等,2011;Karpoff和Lou,2010)。

综观现有研究,将卖空机制与盈余管理结合研究的文献非常少(检索到的文献有Hirshleifer等,2011;Karpoff和Lou,2010;Massa等,2015;陈晖丽、刘峰,2014等),而研究卖空机制与盈余管理双向影响机制的文献并没有检索到。我们认为,这说明金融市场卖空机制能够对实体企业治理改善起到“劣汰”促进作用,并需要进行双向机制的研究。其逻辑为只有卖空交易者将盈余管理等会计信息失真作为卖空交易的参考依据,在面对卖空时,这类公司才会减少盈余管理行为,改善公司治理。

首先,逻辑链第一环为卖空交易者能发现并利用公司会计信息失真,是卖空机制对公司产生外部治理效应的前提条件。以盈余管理水平代表会计信息失真程度,提出假说1:融资融券推出后,盈余管理程度较高的公司会成为主要的卖空交易对象。

其次,逻辑链第二环为卖空机制对公司产生外部治理效应。卖空机制向市场中所有交易者提

供了对公司“用手投票”的可能,主动的卖空行为将强化外部人对公司内部人的制衡监督,抑制内部人机会主义行为,提高管理者的治理水平。针对我国推出融资融券业务的“准自然实验”,提出假说 2:融资融券推出后,卖空机制的出现将使得融券标的公司的盈余管理程度显著降低。

最后,逻辑链成立还需要更多的证据。我们遵循研究惯例,将本研究所涉及的卖空机制和盈余管理进一步细分,考察卖空机制对公司发挥外部治理作用的细节特征。

受 Boehmer 等(2012)研究启发,卖空者具有信息发现优势,卖空交易能促进相关信息更有效地融入股价,活跃的卖空交易能使得各类潜在的负面信息有效融入股价,也提高了“用手投票”的主动治理参与度。因此,提出假说 3:融券卖空交易相对活跃的标的公司,卖空机制对公司盈余管理的约束效应更为显著。

从盈余管理的角度看,有几个因素会影响公司的盈余管理水平。首先,由于中国特殊的制度背景,相比民营公司,国有控股公司除了盈利外,还承担其他诸多社会责任,在财务和政治上能得到更多的支持(林毅夫、李志赞,2004);同时,国有企业高管都是由主管部门任命,其岗位的更换对业绩的敏感性也相对要低(Kato 和 Long,2006)。这些原因也造成了国有控股公司与民营控股公司在盈余管理动机上的差异,薄仙慧、吴联生(2009)发现,相对于民营控股企业,国有控股公司的盈余管理程度相对较低。其次,从审计质量角度分析,国际四大会计事务所的声誉和专业性,能够减少被审计公司的会计信息问题,降低其盈余管理的水平(Dechow 等,2010)。再次,通过交叉上市,投资者保护较差国家的公司自愿地接受投资者保护较好国家的法律约束(Reese 和 Weisbach,2002)。发行 B 股或 H 股的交叉上市公司,提高了投资者法律保护水平,减少了公司盈余管理行为。因此,将产权性质、审计质量、投资者保护程度作为公司盈余管理程度的代理变量,提出假说 4:卖空机制对盈余管理严重的公司约束效应更为显著。具体而言:相比国有公司,卖空机制对于民营公司的盈余管理行为更具有约束作用;相比审计质量较高公司,卖空机制对于审计质量较低公司的盈余管理行为更具有约束作用;相比投资者保护较好的公司,卖空机制对于投资者保护较差的公司的盈余管理行为更具有约束作用。

三、研究设计

(一)盈余管理指标定义

遵循相关文献,本文使用以下 4 种季度可操纵应计利润(Non-discretionary Accruals)的绝对值 $|DA(k)_{j,t}|$ 衡量盈余管理程度。

1. $DA(1)$:由 Jones(1991)截面模型,使用同季度同子行业所有上市公司的数据,对季度 t 公司 j 的应计利润 $TA_{j,t}$ (Total Accruals)进行以下回归:

$$\frac{TA_{j,t}}{A_{j,t-1}} = \beta_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta Rev_{j,t}}{A_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{j,t}}{A_{j,t-1}} + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

其中,季度总应计利润 $TA_{j,t} = (\Delta CA_{j,t} - \Delta Cash_{j,t}) - (\Delta CL_{j,t} - \Delta CLD_{j,t}) - Dep_{j,t}$, $A_{j,t-1}$ 为上一期季度总资产, $\Delta Rev_{j,t}$ 为营业收入增加额, $PPE_{j,t}$ 为固定资产, $\Delta CA_{j,t}$ 为流动资产增加额, $\Delta Cash_{j,t}$ 为现金及现金等价物增加额, $\Delta CL_{j,t}$ 为流动负债增加额, $\Delta CLD_{j,t}$ 为当季度一年内到期的长期负债增加额, $Dep_{j,t}$ 为折旧和摊销。按照 2001 年版证监会行业代码细分为 22 个子行业(13 个行业,其中制造业按二级分类,其他行业按一级分类)。回归方程(1)中的残差 $\epsilon_{j,t}$ 即为 $DA(1)_{j,t}$ 。

2. $DA(2)$:根据 Dechow 等(1995)的修正 Jones 模型,将(1)式估计的回归系数 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 和 $\hat{\beta}_3$ 代入

式(2),得到 $DA(2)_{j,t}$:

$$DA(2)_{j,t} = \frac{TA_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \hat{\beta}_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} - \hat{\beta}_2 \left(\frac{\Delta Rev_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \frac{\Delta Rec_{j,t}}{A_{j,t-1}} \right) - \hat{\beta}_3 \frac{PPE_{j,t}}{A_{j,t-1}} \quad (2)$$

其中, $\Delta Rec_{j,t}$ 为应收账款净值增加额。

3. $DA(3)$:根据 Raman 和 Shahrur(2008)的修正 Jones 截面模型,在式(1)中加入截距项 β_0 、公司资产收益率 $ROA_{j,t}$ 和成长指标 Tobin's $Q_{j,t}$ (期末流通市值、非流通股净资产及负债之和除以总资产),回归(3)式后将回归系数代入(4)式得到 $DA(3)_{j,t}$:

$$\frac{TA_{j,t}}{A_{j,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta Rev_{j,t}}{A_{j,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{j,t}}{A_{j,t-1}} + \beta_4 ROA_{j,t} + \beta_5 Q_{j,t} + \epsilon_{j,t} \quad (3)$$

$$DA(3)_{j,t} = \frac{TA_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} - \hat{\beta}_2 \left(\frac{\Delta Rev_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \frac{\Delta Rec_{j,t}}{A_{j,t-1}} \right) - \hat{\beta}_3 \frac{PPE_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \hat{\beta}_4 ROA_{j,t} - \hat{\beta}_5 Q_{j,t} \quad (4)$$

4. $DA(4)$:根据 Louis(2004)流动应计利润 Jones 模型,使用同季度同子行业所有公司数据,对季度 t 公司 j 的流动应计利润 $TCA_{j,t}$ 进行以下回归:

$$\frac{TCA_{j,t}}{A_{j,t-1}} = \beta_1 \frac{1}{A_{j,t-1}} + \beta_2 \left(\frac{\Delta Rev_{j,t}}{A_{j,t-1}} - \frac{\Delta Rec_{j,t}}{A_{j,t-1}} \right) + \epsilon_{j,t} \quad (5)$$

其中, $TCA_{j,t} = (\Delta CA_{j,t} - \Delta Cash_{j,t}) - (\Delta CL_{j,t} - \Delta CLD_{j,t})$,回归(5)式的残差 $\epsilon_{j,t}$ 即为 $DA(4)_{j,t}$ 。

(二)实证模型

检验假说 1 时,考虑到现实中盈余管理识别的专业性要求,线性回归模型可能并不适用于研究盈余管理程度引发卖空交易活跃度的关系。只有当公司盈余管理行为较为严重时,卖空者才会对其进行大量的卖空交易,因此盈余管理引起卖空交易的关系可能存在非线性的门限特征。为此我们利用(6)式 Logit 回归模型来检验盈余管理行为相对多的公司,后期是否会出现更为活跃的卖空交易。

$$Prob(ShortSelling_High_{i,t} = 1 | X_{i,t}) = E(\theta_0 + \theta_1 EM(k)_High_{i,t-1} + \theta_2 CAR_{i,t-1} + \theta_3 MB_{i,t-1} + \theta_4 Lev_{i,t-1} + \theta_5 StdRet_{i,t-1} + \theta_6 StdInc_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}) \quad (6)$$

其中,被解释变量为本季度的高卖空交易量发生概率,以日交易换手率为权重,计算个股季度的加权平均融券余量占流通股本比率(ShortInterest)和加权平均融券对融资交易比率(Short_Margin, S_M),通过这两个维度的当期中位数区分卖空交易的活跃度,卖空交易量高的设为 $SI_High=1$ 或 $SM_High=1$,反之为 0。解释变量为前一季度的高盈余管理哑变量 $EM(k)_High$,将 4 种盈余管理水平 $|DA(k)_{i,t}|$ 以当期中位数分成高低两组,盈余管理多的设为 $EM(k)_High=1$,反之为 0。其他上一季度的控制变量包括:季度累计超额收益率 CAR (市场模型调整)、市净率 MB 、财务负债率 Lev 、季度每日收益率标准差 $StdRet$ 、近 2 年内季度营业收入标准差 $StdInc$ 。由假说 1 可知,(6)式检验应主要观察 θ_1 。

检验假说 2——卖空机制能有效抑制可融券卖空标的公司的盈余管理行为,根据融资融券业务推出的“准自然实验”事件,提出(7)式双重差分固定效应 DID-FE 模型:

$$|DA(k)_{i,t}| = \gamma_0 + \beta_1 Treated_i + \beta_2 Treated_i * After_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + QuarterDummies + IndustryDummies + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中,标的证券哑变量为 $Treated_i$,公司股票属于标的证券的取 1,否则取 0;融资融券执行时间哑变量

为 $After_{i,t}$,标的证券参与融资融券交易之后取 1,在此之前取 0。由假说 2 可预测(7)式的交乘项 $Treated * After$ 系数 $\beta_2 < 0$ 。季度时间哑变量 $QuarterDummies$ 控制时间固定效应,行业哑变量 $IndustryDummies$ 控制 22 个子行业固定效应,其他影响盈余管理的控制变量为 $Controls_{i,t}$ (见表 1)。

表 1
 盈余管理回归分析中主要控制变量名称及定义

变量名称	变量定义	国内文献来源
<i>Duality</i>	董事长与总经理两职兼任哑变量,是取 1,否则取 0	高雷、张杰(2009)
<i>MgtHold</i>	管理层持股比例,持股总数/A 股总股本	李增福等(2013)
<i>MgtSalary</i>	管理层薪酬,前三位高管薪酬总额的自然对数	李增福等(2013)
<i>Tophold</i>	第一大股东持股比例	苏冬蔚、林大庞(2010)
<i>PrivatePlace</i>	定向增发哑变量,是取 1,否则取 0	章卫东(2010)
<i>RightOffer</i>	配股哑变量,是取 1,否则取 0	陈小悦等(2000)
<i>Big4</i>	四大会计师事务所哑变量,是取 1,否则取 0	苏冬蔚、林大庞(2010)
<i>ROA</i>	季度资产回报率,息税前利润 EBIT/季初资产账面价值	雷光勇、刘慧龙(2006)
<i>StdInc</i>	近两年内季度营业收入标准差,至少保证 3 个季度样本	苏冬蔚、林大庞(2010)
<i>BHshare</i>	交叉上市哑变量,公司发行 B 股或 H 股取 1,否则取 0	沈红波等(2009)
<i>Institution</i>	机构持股比例	薄仙慧、吴联生(2009)

值得注意的是,融资融券标的证券范围经历了 4 次扩容,故(7)式的回归方程不同于一般 DID 模型,这里并未包含单独的 $After$ 变量。不过回归中 $QuarterDummies$ 的回归系数,能吸收原有 $After$ 变量的效应,所以并不会影响 β_2 系数的一致性。同时为了控制序列相关问题对估计的影响,本文所有估计模型的标准误都是在公司个股层面上进行聚类(Cluster)调整后的稳健标准误。

假说 3 检验方法为,按前述的 2 种季度卖空交易量的高低分组,对(7)式进行分组回归。根据假说 3 预测,在卖空交易活跃度高的分组,卖空机制对盈余管理的约束效应应该更强,其 β_2 系数经济意义也更强(绝对值更大)。

假说 4 的检验,将产权性质、四大审计、交叉上市作为度量公司盈余管理程度的代理变量,对(7)式再进行分组回归。根据假说 4 预测,在民营公司分组、非四大审计公司分组、非交叉上市公司分组的 β_2 系数经济意义及统计意义应更为显著。

(三)数据来源与样本处理

本文选取 A 股上市公司的日度交易数据、融资融券数据、财务数据均来自 CSMAR 数据库,机构持股比例数据来自 Wind 数据库。使用 SAS 9.3 进行数据处理,回归分析使用 Stata 12.0,处理过程为:选取沪深 A 股(含创业板)2007 年 1 月 1 日至 2014 年 6 月 31 日的交易数据及相应的融资融券数据、财务数据,剔除 ST、S、PT 等特殊处理样本。为避免上市公司 IPO 前的盈余管理效应,剔除所有 IPO 不到 1 年的公司样本。为保证实证分析的稳健性,剔除所有金融类公司样本;剔除所有会计期末负债率大于 1 的样本;或市净率 M/B 小于 0 的样本;或主要控制变量缺失的样本。为了避免公司兼并收购行为对研究的影响,剔除年度间总资产增长率大于 2 倍的样本。同时为了减少可能存在的极值的影响,按细分行业对相关连续变量进行缩尾处理(上下 1% Winsorize)。最终得到 2007 年 1 季度至 2014 年 2 季度的季度面板数据,包含了 40262 个观测样本。

四、实证分析

(一)变量描述性统计

表 2 显示,被解释变量 $|DA1|-|DA4|$ 为 4 种不同测度的季度可操纵应计利润的绝对值,其均值分别为 0.063、0.063、0.058 和 0.067,从主要统计量观察,其分布比较相近。表 2 后三列列示了,按标的证券分类的变量均值及其 T 检验统计量。就单变量 T 检验而言,两类公司并无十分明显的差异,那么卖空机制能否对公司盈余管理产生治理作用,需要通过后文的多元回归分析来进一步检验。

表 2 变量的描述性统计

Variable	Mean	SD	p5	p25	p50	p75	p95	标的证券均值		
								非标的	标的	T 值
$ DA1 $	0.063	0.076	0.003	0.018	0.041	0.080	0.195	0.063	0.063	-1.049
$ DA2 $	0.063	0.076	0.004	0.018	0.041	0.081	0.196	0.063	0.063	-0.959
$ DA3 $	0.058	0.062	0.003	0.017	0.039	0.077	0.178	0.058	0.059	-1.975
$ DA4 $	0.067	0.098	0.003	0.018	0.040	0.081	0.213	0.068	0.066	2.637
<i>Treated</i>	0.365	0.482	0	0	0	1	1	—	—	—
<i>Duality</i>	0.174	0.379	0	0	0	0	1	0.184	0.155	7.431
<i>MgtHold</i>	0.064	0.159	0	0	0	0.003	0.495	0.080	0.036	27.025
<i>MgtSalary</i>	13.90	0.752	12.64	13.43	13.92	14.40	15.12	13.751	14.168	-55.629
<i>Tophold</i>	0.361	0.152	0.140	0.236	0.344	0.474	0.626	0.354	0.373	-12.111
<i>PrivatePlace</i>	0.098	0.297	0	0	0	0	1	0.083	0.122	-12.555
<i>RightOffer</i>	0.007	0.084	0	0	0	0	0	0.005	0.011	-7.261
<i>Big4</i>	0.060	0.237	0	0	0	0	1	0.032	0.108	-31.383
<i>ROA</i>	0.034	0.046	-0.017	0.007	0.023	0.051	0.121	0.026	0.046	-43.209
<i>StdInc</i>	0.246	0.242	0.062	0.131	0.197	0.292	0.573	0.247	0.244	1.355
<i>BHshare</i>	0.069	0.254	0	0	0	0	1	0.058	0.088	-11.279
<i>Institution</i>	0.339	0.229	0.010	0.139	0.323	0.514	0.737	0.303	0.401	-42.348
<i>State</i>	0.515	0.500	0	0	1	1	1	0.485	0.568	-16.134

(二)检验假说 1:卖空交易对盈余管理的识别

由表 3 可知,无论是用不同测度的卖空交易量还是用不同测度的盈余管理水平,解释变量估计系数 θ_1 始终显著大于 0。这说明前期盈余管理较严重的公司,会因为其会计信息失真,被卖空交易者甄别并被大量卖空。

表 3 的结果也为下文检验卖空机制对公司产生外部治理效应,约束盈余管理行为提供了成立的条件:即只有卖空交易能够识别盈余管理严重的公司,这些公司面对卖空才可能会改善其治理。其他控制变量的回归系数也反映了交易者的卖空决策与前期的累计超额收益率、市净率、负债率、收益率波动性密切相关,与直觉相符。

表 3
 盈余管理程度与卖空

VARIABLES	高融券余额哑变量 $SI_HighDummy_{i,t}$				高融券/融资比率哑变量 $SM_HighDummy_{i,t}$			
	DA1	DA2	DA3	DA4	DA1	DA2	DA3	DA4
$EM(1)_High_{i,t-1}$	0.2041** (2.209)				0.3440*** (3.736)			
$EM(2)_High_{i,t-1}$		0.1862** (2.012)				0.3369*** (3.655)		
$EM(3)_High_{i,t-1}$			0.1921** (2.098)				0.2824*** (3.058)	
$EM(4)_High_{i,t-1}$				0.2333** (2.491)				0.3206*** (3.384)
$CAR_{i,t-1}$	0.5084** (2.428)	0.5094** (2.432)	0.5038** (2.406)	0.5156** (2.461)	0.0244 (0.099)	0.0261 (0.105)	0.0086 (0.035)	0.0296 (0.120)
$MB_{i,t-1}$	0.3828*** (6.335)	0.3838*** (6.354)	0.3789*** (6.255)	0.3752*** (6.185)	0.0531 (0.829)	0.0537 (0.839)	0.0497 (0.776)	0.0450 (0.700)
$Lev_{i,t-1}$	0.1051 (0.561)	0.1019 (0.544)	0.1182 (0.629)	0.1132 (0.603)	0.4597** (2.365)	0.4589** (2.361)	0.4714** (2.420)	0.4597** (2.364)
$StdRet_{i,t-1}$	-0.2942*** (-4.913)	-0.2951*** (-4.928)	-0.2928*** (-4.891)	-0.2959*** (-4.942)	-0.5895*** (-9.178)	-0.5908*** (-9.198)	-0.5864*** (-9.140)	-0.5926*** (-9.231)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
LR chi ²	60.73***	59.92***	60.27***	62.01***	125.43***	124.85***	121.01***	123.01***
N	4447	4447	4447	4447	4447	4447	4447	4447

注:括号内为估计系数的 T 值,标准误采用公司层面的 Cluster 估计;***、**和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。下表同。为了节省篇幅,这里未列示回归中都不显著的控制变量 $StdInc_{i,t-1}$ 。

(三)检验假说 2:面对卖空,公司是否改善了盈余管理

表 4 列示了推出融资融券后,卖空机制的出现对公司盈余管理的抑制作用。表 4 中列(1)~(4)DID 固定效应回归显示,在控制了其他影响因素后,交乘项 $Treated * After$ 系数显著为负,表明标的证券在参与融资融券业务后卖空机制对公司盈余管理行为产生了监督约束效应。

表 4
 卖空机制对盈余管理的治理作用——DID 固定效应分析

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	DA1	DA2	DA3	DA4
$Treated$	-0.0009 (-0.706)	-0.0010 (-0.721)	-0.0011 (-0.905)	-0.0022 (-1.416)
$Treated * After$	-0.0042** (-2.178)	-0.0043** (-2.277)	-0.0047*** (-2.865)	-0.0062*** (-2.668)
$Duality$	0.0027** (1.994)	0.0025* (1.892)	0.0029** (2.470)	0.0019 (1.231)
$MgtHold$	0.0070** (2.204)	0.0072** (2.245)	-0.0003 (-0.089)	0.0149*** (3.733)

续表 4

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	DA1	DA2	DA3	DA4
<i>MgtSalary</i>	−0.0039*** (−4.526)	−0.0039*** (−4.561)	−0.0031*** (−4.015)	−0.0051*** (−5.035)
<i>Tophold</i>	−0.0131*** (−3.507)	−0.0132*** (−3.532)	−0.0092*** (−2.730)	−0.0155*** (−3.489)
<i>PrivatePlace</i>	0.0077*** (5.335)	0.0078*** (5.416)	0.0062*** (5.094)	0.0086*** (4.755)
<i>ROA</i>	0.1343*** (9.730)	0.1339*** (9.641)	0.1220*** (9.419)	0.1501*** (9.355)
<i>StdInc</i>	0.0087*** (2.960)	0.0086*** (2.916)	0.0038* (1.831)	0.0138*** (3.362)
<i>BHshare</i>	−0.0065*** (−3.155)	−0.0065*** (−3.154)	−0.0054*** (−2.949)	−0.0064*** (−2.650)
Quarter & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.091	0.092	0.084	0.105
F Stat.	37.523***	38.345***	36.626***	38.828***
N	40262	40262	40262	40262

注：为了节省篇幅，这里未列示回归中都不显著的控制变量 *RightOffer*、*Big4* 和 *Institution*。本文采用真实盈余管理和可操纵应计利润 *DA* 作为盈余管理指标进行检验，也得到相似结果。由于篇幅限制，不再赘述。

其他主要控制变量回归系数的方向与现有文献的结论基本一致。*Duality* 系数显著为正，表明董事长与总经理两职兼任的特征会削弱公司内部治理与监督职能，加剧盈余管理行为。理论上，管理层持股、股权激励能将高管的私人利益与公司长期利益捆绑从而降低代理成本，但同时也会激励他们为了短期维持高股价而进行盈余操纵，而回归中 *MgtHold* 系数显著为正，这就反映了现实中管理层持股有更明显的盈余管理效应。与李增福等(2013)的研究结论一致，*MgtSalary* 系数显著为负，反映了管理层的高薪酬一定程度上降低了他们进行盈余管理的动机。*Tophold* 系数显著为负，表明大股东持股比例的增加能降低管理层盈余操纵行为，验证了大股东的出现能缓解中小股东监督管理层的“搭便车”问题。近年来，定向增发作为国内资本市场主要的再融资方式，回归中 *PrivatePlace* 系数显著为正，验证了公司有强烈的动机通过盈余管理获取更大的私利(章卫东，2010)。*ROA* 和 *StdInc* 系数显著为正，反映了公司业绩及经营波动性等特征对盈余管理的影响。*BHshare* 系数显著为正，表明通过交叉上市能提升公司经营透明度，改善公司治理水平，抑制管理层盈余管理行为。

(四)检验假说 3：卖空交易活跃度与公司盈余管理的约束效应

为了进一步验证卖空机制对于公司盈余管理的约束作用，以季度的加权平均融券余量占流通股本比率(*ShortInterest*)区分卖空交易的活跃度。表 5 列示了不同卖空交易活跃度下卖空机制对盈余管理的约束效应的 DID-FE 分组回归。由表 5 可以看出，相比低融券余额组，高融券余额组交乘项 *Treated * After* 系数绝对值更大且更显著，表明卖空机制对盈余操纵的监督抑制效应经济意义更强，而且统计上更为显著。

表 5
 不同卖空交易活跃度下卖空机制对盈余管理的治理作用

VARIABLES	高融券余额 High ShortInterest 组				低融券余额 Low ShortInterest 组			
	DA1	DA2	DA3	DA4	DA1	DA2	DA3	DA4
<i>Treated</i>	−0.0011 (−0.799)	−0.0011 (−0.809)	−0.0012 (−1.037)	−0.0024 (−1.490)	−0.0008 (−0.590)	−0.0008 (−0.605)	−0.0010 (−0.889)	−0.0020 (−1.272)
<i>Treated * After</i>	−0.0047* (−1.945)	−0.0048** (−2.000)	−0.0055*** (−2.597)	−0.0099*** (−3.848)	−0.0035 (−1.506)	−0.0037 (−1.598)	−0.0039** (−2.006)	−0.0023 (−0.710)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.092	0.093	0.085	0.107	0.094	0.095	0.087	0.109
N	38546	38546	38546	38546	38549	38549	38549	38549

注：为了节省篇幅，这里未列示回归中显著的控制变量 *Duality*、*MgtHold*、*MgtSalary*、*Tophold*、*PrivatePlace*、*Big4*、*ROA*、*SidInc* 和 *BHshare*，以及都不显著的控制变量 *RightOffer* 和 *Institution*。

表 6
 不同卖空交易活跃度下卖空机制对盈余管理的治理作用

VARIABLES	高融券/融资交易比率 High S_M 组				低融券/融资交易比率 Low S_M 组			
	DA1	DA2	DA3	DA4	DA1	DA2	DA3	DA4
<i>Treated</i>	−0.0012 (−0.888)	−0.0012 (−0.900)	−0.0012 (−0.972)	−0.0024 (−1.485)	−0.0006 (−0.461)	−0.0006 (−0.477)	−0.0011 (−0.945)	−0.0019 (−1.236)
<i>Treated * After</i>	−0.0058** (−2.554)	−0.0061*** (−2.665)	−0.0046** (−2.379)	−0.0114*** (−4.539)	−0.0025 (−0.960)	−0.0026 (−1.004)	−0.0048** (−2.187)	−0.0008 (−0.234)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.092	0.093	0.085	0.108	0.094	0.094	0.087	0.108
N	38541	38541	38541	38541	38554	38554	38554	38554

注：为了节省篇幅，这里未列示回归中显著的控制变量 *Duality*、*MgtHold*、*MgtSalary*、*Tophold*、*PrivatePlace*、*Big4*、*ROA*、*SidInc*、*BHshare* 和 *Institution*，以及都不显著的控制变量 *RightOffer*。

同时，表 6 以融券/融资交易比率维度区分卖空交易活跃度，也显示出相同的结论：高融券/融资交易比率组中，交乘项 *Treated * After* 系数也为负且更为显著。因此，卖空交易相对活跃的标的公司，其卖空机制对盈余管理的约束作用更强，这说明卖空机制确实存在着抑制盈余管理的外部治理效应，假说 3 成立。同时，该结论也与假说 1 的检验相呼应，只有在盈余管理严重的公司，才会引发后续活跃的卖空交易，进而对公司后续的盈余管理行为产生抑制作用。

(五)检验假说 4：卖空机制对盈余管理严重公司的约束效应

首先，民营公司相对于国有公司可能有较多的盈余管理行为，因此将公司产权性质哑变量作为盈余管理程度的代理变量。表 7 的分组回归显示，盈余管理较多的民营公司分组的 *Treated * After* 系数显著为负，而国有公司的 *Treated * After* 系数为负，但却不显著，说明了卖空机制对于盈余管理行为较多的民营公司有着更强的约束效应，验证了假说 4。同时，该分组回归中其他控制变量的回归系数，与相关文献的研究结论基本一致，表明不同产权性质下其他变量对于盈余管理有着不同作用：只有民营公司 *Duality* 系数显著为正，说明两职兼任削弱公司内部治理、加剧盈余

管理只会发生在民营企业;民营企业 *MgtSalary* 回归系数负相关程度比国有企业更为显著,表明管理层高薪酬抑制盈余管理行为主要也是发生在民营企业;国有控股公司 *Tophold* 系数显著为负,表明国有企业大股东的存在能有效缓解管理层的代理问题,并减少其盈余管理的行为;国有控股公司 *PrivatePlace* 系数显著程度要高于民营企业,表明了国有企业在定向增发时,会有更强的盈余管理动机;国有控股公司 *StdInc* 系数显著为正,说明国有企业在面对营业收入波动时,会有较强的盈余管理动机;国有企业 *BHshare* 回归系数负相关更为显著,表明交叉上市的治理效应在国有企业更明显;民营企业 *Institution* 系数为负,表明机构投资者对抑制盈余操纵的监督效应只存在于民营企业,该结论与薄仙慧、吴联生(2009)的研究结论一致。

表 7 卖空机制对不同产权性质公司盈余管理的治理作用

VARIABLES	民营				国有			
	DA1	DA2	DA3	DA4	DA1	DA2	DA3	DA4
<i>Treated</i>	−0.0005 (−0.230)	−0.0007 (−0.307)	−0.0016 (−0.836)	−0.0044 (−1.632)	−0.0013 (−0.793)	−0.0012 (−0.709)	−0.0005 (−0.333)	−0.0006 (−0.358)
<i>Treated * After</i>	−0.0066** (−1.994)	−0.0068** (−2.070)	−0.0041 (−1.516)	−0.0072* (−1.855)	−0.0019 (−0.823)	−0.0021 (−0.905)	−0.0040* (−1.890)	−0.0043 (−1.497)
<i>Duality</i>	0.0033* (1.947)	0.0032* (1.887)	0.0034** (2.391)	0.0017 (0.824)	−0.0008 (−0.371)	−0.0010 (−0.454)	−0.0003 (−0.153)	−0.0004 (−0.170)
<i>MgtHold</i>	0.0036 (0.975)	0.0037 (1.015)	−0.0048 (−1.409)	0.0081* (1.761)	0.0313 (1.025)	0.0312 (1.010)	0.0267 (1.066)	0.0463 (1.237)
<i>MgtSalary</i>	−0.0048*** (−3.921)	−0.0050*** (−4.027)	−0.0038*** (−3.503)	−0.0062*** (−4.143)	−0.0020* (−1.686)	−0.0019* (−1.651)	−0.0017 (−1.544)	−0.0026* (−1.904)
<i>Tophold</i>	−0.0076 (−1.354)	−0.0078 (−1.394)	−0.0053 (−1.035)	−0.0110 (−1.586)	−0.0132*** (−2.619)	−0.0131*** (−2.621)	−0.0064 (−1.402)	−0.0139** (−2.395)
<i>PrivatePlace</i>	0.0039* (1.787)	0.0039* (1.798)	0.0031* (1.707)	0.0040 (1.409)	0.0111*** (5.762)	0.0113*** (5.845)	0.0089*** (5.592)	0.0128*** (5.557)
<i>ROA</i>	0.1315*** (6.246)	0.1312*** (6.156)	0.1290*** (6.550)	0.1610*** (6.455)	0.1357*** (7.273)	0.1351*** (7.271)	0.1113*** (6.521)	0.1396*** (6.807)
<i>StdInc</i>	0.0042 (0.958)	0.0045 (1.009)	0.0015 (0.434)	0.0051 (0.913)	0.0143*** (3.093)	0.0140*** (3.051)	0.0068** (2.429)	0.0226*** (2.970)
<i>BHshare</i>	−0.0057 (−1.393)	−0.0059 (−1.439)	−0.0049* (−1.674)	−0.0050 (−1.045)	−0.0061** (−2.351)	−0.0061** (−2.355)	−0.0054** (−2.346)	−0.0061** (−2.133)
<i>Institution</i>	−0.0053 (−1.332)	−0.0052 (−1.295)	−0.0062* (−1.781)	−0.0102** (−2.089)	0.0041 (1.185)	0.0041 (1.168)	0.0027 (0.863)	0.0020 (0.515)
Quarter FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.086	0.087	0.082	0.105	0.100	0.101	0.089	0.108
N	19528	19528	19528	19528	20734	20734	20734	20734

注:为了节省篇幅,这里未列示回归中都不显著的控制变量 *RightOffer* 和 *Big4*。

其次,不同的审计质量可能导致公司不同的盈余管理水平,将四大会计师事务所哑变量作为盈余管理程度的代理变量。表 8 的分组回归显示,非四大审计的公司盈余管理行为较严重,该分组的 $Treated * After$ 系数显著为负,而审计质量高、盈余管理行为较少的公司的 $Treated * After$ 系数为负,但却不显著,说明卖空机制对于盈余管理行为较多的非四大审计的公司有着更强的约束效应,也验证了假说 4。同时,该分组回归中其他控制变量的回归系数显示,在不同审计质量下其他变量对于盈余管理有着不同作用。

表 8 卖空机制对不同审计质量公司盈余管理的治理作用

VARIABLES	审计质量较低,公司由非四大审计				审计质量较高,公司由四大审计			
	DA1	DA2	DA3	DA4	DA1	DA2	DA3	DA4
<i>Treated</i>	−0.0013 (−0.929)	−0.0013 (−0.931)	−0.0016 (−1.262)	−0.0029* (−1.770)	0.0053 (1.480)	0.0052 (1.423)	0.0071** (2.151)	0.0080* (1.699)
<i>Treated * After</i>	−0.0044** (−2.161)	−0.0047** (−2.281)	−0.0045** (−2.533)	−0.0071*** (−2.863)	−0.0042 (−0.761)	−0.0041 (−0.751)	−0.0073* (−1.679)	−0.0038 (−0.691)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.090	0.091	0.084	0.105	0.122	0.122	0.119	0.164
N	37861	37861	37861	37861	2401	2401	2401	2401

注:为了节省篇幅,这里未列示回归中显著的控制变量 $Duality$ 、 $MgtHold$ 、 $MgtSalary$ 、 $Tophold$ 、 $PrivatePlace$ 、 ROA 、 $StdInc$ 、 $BHshare$ 和 $Institution$,以及都不显著的控制变量 $RightOffer$ 。

再次,交叉上市会影响公司对投资者的保护程度,进而导致公司出现不同的盈余管理水平,因此将交叉上市哑变量作为盈余管理程度的代理变量。

表 9 卖空机制对不同投资者保护程度公司盈余管理的治理作用

VARIABLES	投资者保护较弱,非交叉上市公司				投资者保护较强,交叉上市公司			
	DA1	DA2	DA3	DA4	DA1	DA2	DA3	DA4
<i>Treated</i>	−0.0009 (−0.655)	−0.0009 (−0.660)	−0.0009 (−0.722)	−0.0024 (−1.421)	−0.0028 (−0.840)	−0.0029 (−0.835)	−0.0020 (−0.667)	−0.0030 (−0.750)
<i>Treated * After</i>	−0.0046** (−2.284)	−0.0048** (−2.398)	−0.0053*** (−3.074)	−0.0066*** (−2.683)	−0.0010 (−0.166)	−0.0009 (−0.142)	0.0027 (0.554)	−0.0036 (−0.504)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Quarter & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R ²	0.091	0.092	0.083	0.105	0.113	0.116	0.112	0.139
N	37467	37467	37467	37467	2795	2795	2795	2795

注:为了节省篇幅,这里未列示回归中显著的控制变量 $Duality$ 、 $MgtHold$ 、 $MgtSalary$ 、 $Tophold$ 、 $PrivatePlace$ 、 $RightOffer$ 、 ROA 和 $StdInc$,以及都不显著的控制变量 $Big4$ 和 $Institution$ 。

表 9 分组回归显示,投资者保护较弱的非交叉上市公司,其盈余管理行为较多,该分组的 $Treated * After$ 系数显著为负;但盈余管理行为较少的交叉上市公司的 $Treated * After$ 系数却不显著,说明卖空机制对于盈余管理行为较多的非交叉上市公司有着更强的约束效应,再次证实了假说 4。同时,该分组回归中其他控制变量的回归系数显示,在不同投资者保护程度下,其他变量对于盈余管理有着不同影响。

五、稳健性检验

(一)处理效应(Treatment Effect)分析

融资融券标的证券的确定存在一定的非随机性。根据沪深交易所《融资融券交易实施细则》规定,按照加权评价指标^①从大到小排序,并综合考虑个股及市场情况选取标的证券。因此,决定标的证券资格的主要变量分别是:一定时期的股票平均流通市值与平均成交金额。那么可能存在对上述实证结论的质疑:由于标的证券本身就是大市值类股票,较大流通市值和成交金额可能导致较高的关注度,进而对管理层产生一定的监督作用,抑制了盈余管理行为,即并非是由于卖空机制的监督治理作用减少了盈余管理行为。

因此,在研究卖空机制对公司盈余管理的影响时,应考虑到标的证券的确定存在自选择性。本文使用两阶段处理效应(Treatment Effect)模型,对该问题进行进一步分析。首先,对能否入选标的证券($Treated=1$ 或 0),构建“选择方程”(8)式,用前一年的日均流通市值对数 $PreMV$ 和日均成交金额对数 $PreAmount$,估计被入选标的证券的 Probit 概率,并计算相应反米尔斯比(Inverse Mills Ratio, IMR)。其次,将 IMR 作为自变量引入之前的回归方程,构建“处理效应方程”(9)式,估计本文所关心的系数 β_2 。

$$Treated_{i,t}^* = \delta_0 + \delta_1 PreMV_{i,t} + \delta_2 PreAmount_{i,t} + YearDummies + \nu_{i,t} \tag{8}$$

其中,当 $Treated_i=1$ 时, $Treated_i^* \geq 0$;当 $Treated_i=0$ 时, $Treated_i^* < 0$ 。

$$\begin{aligned} |DA(k)_{i,t}| = & \gamma_0 + \beta_1 Treated_i + \beta_2 Treated_i * After_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} \\ & + \lambda IMR_{i,t} + QuarterDummies + IndustryDummies + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{9}$$

由表 10 列(1)~(4)列示的处理效应分析结果可知,对于公司不同测度下的盈余管理水平,在控制了标的证券确定的自选择性后,交乘项 $Treated * After$ 系数依然显著为负,表明融资融券推出后,卖空机制确实对公司盈余管理行为产生了监督约束效应。同时,IMR 的自选择系数 λ 均在 1%水平上显著,说明回归中确实存在自选择问题。因此,使用处理效应模型进行分析是有必要的。而其他控制变量回归系数的方向也与 DID 固定效应分析基本一致。

(二)倾向性匹配双重差分 PSM-DID 检验

分析变量间因果关系最理想的检验方法是进行完全控制协变量的随机实验。例如研究卖空机制对公司盈余管理约束效应的影响,最理想的方法是对比某上市公司股票在它属于标的证券时与不属于标的证券时的盈余管理差异。为进一步克服标的证券确定的自选择性及其他内生性问题,本文再利用倾向性匹配双重差分(PSM-DID)方法进行稳健性检验。在完成样本配对,控制了内生性及自选

^① 加权评价指标=2×(一定期间内该股票平均流通市值/A 股平均流通市值)+(一定期间内该股票平均成交金额/A 股平均成交金额)。

择问题后,PSM-DID 检验表明,①可融券卖空的标的公司(处理组)在卖空机制下,其盈余管理行为显著减少,说明卖空机制对管理层盈余管理行为的监督治理作用,与之前的研究结论完全一致。

表 10 卖空机制对盈余管理约束的处理效应分析

处理效应方程	(1)	(2)	(3)	(4)	选择方程	(5)
VARIABLES	DA1	DA2	DA3	DA4	VARIABLES	<i>Treated</i> *
<i>Treated</i>	−0.0012 (−0.728)	−0.0014 (−0.875)	−0.0029** (−2.198)	−0.0024 (−1.170)	<i>PreAmount</i>	0.3481*** (23.999)
<i>Treated</i> * <i>After</i>	−0.0104*** (−5.862)	−0.0104*** (−5.874)	−0.0072*** (−4.944)	−0.0148*** (−6.574)	<i>PreMV</i>	0.7249*** (55.228)
(Hazard) λ IMR	0.0068*** (6.234)	0.0068*** (6.228)	0.0044*** (4.909)	0.0091*** (6.566)		
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes		
Quarter & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Year FE	Yes
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Constant	Yes
N	39796	39796	39796	39796	N	39796

注:为了节省篇幅,这里未列示回归中显著的控制变量 *Duality*、*MgtHold*、*MgtSalary*、*Tophold*、*PrivatePlace*、*ROA*、*StdInc* 和 *BHshare*,以及都不显著的控制变量 *RightOffer*、*Big4* 和 *Institution*。该表列示的是使用处理效应两阶段估计的回归结果;本文也使用了处理效应 MLE 估计,得到了相似结果。由于篇幅限制,不再赘述。

六、研究结论

本文通过卖空机制与盈余管理的双向作用揭示了金融市场对实体经济的“劣汰”机制。首先考察卖空交易者是否能准确识别有问题的公司,研究发现卖空者能甄别并卖空盈余管理严重的公司;其次考察公司面对金融市场卖空是否能改善公司治理,研究发现卖空机制能使被融券卖空的标的公司的盈余管理程度显著降低;再次,从卖空和盈余管理两个维度进一步研究发现,对于卖空交易相对活跃的标的公司,卖空机制对盈余管理的约束效应更为明显;卖空机制对于盈余管理较多的公司(以产权性质、审计质量、投资者保护程度为代理变量)有着更为强烈的约束效应。研究揭示了金融市场与实体经济的紧密关联,金融市场通过卖空这种“放血”机制,可以促进实体经济“劣汰”并改善治理,这种负向促进机制使得实体经济更加健康。强化公司外部人对内部人的制衡监督机制,有助于约束公司盈余管理行为,降低企业代理成本。这对于投资者法律保护执行力度偏弱(特别是证券市场民事赔偿制度)、公司治理总体水平偏低的市场中广大中小投资者的合法权益保护,无疑具有重要意义。

本文研究的政策意义在于为当前迫切需要解决的“健全金融为实体经济服务的体制机制”问题提供了一种解决思路。首先,我们提出金融市场对于实体经济既有正向促进作用,也有负向促进作用。本文的研究揭示了一种负向作用机制。今后的研究可按此框架遵循这两条路径展开。其次,我们发现卖空交易能够识别问题公司。证实了金融市场卖空制度具有有利的一面——监管效应,维护了资本市场的效率和透明,是市场力量自我修正的一种实现机制。研究结果可为制度设计提供参考。此外,本文选择了从盈余管理这个角度研究卖空交易,今后的研究可拓展这个角

① 由于篇幅限制,这里未列出 PSM-DID 的具体分析过程及其检验结果,读者若有兴趣可向作者索取。

度。最后,我们发现公司面对卖空压力会显著降低其盈余管理程度,更进一步揭示了哪些公司的这种治理改善效应更明显,研究结果对金融市场投资者选择投资对象也具有积极意义。

参考文献:

1. 薄仙慧、吴联生:《国有控股与机构投资者的治理效应:盈余管理视角》,《经济研究》2009年第2期。
2. 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》,《会计研究》2014年第9期。
3. 高雷、张杰:《公司治理、资金占用与盈余管理》,《金融研究》2009年第5期。
4. 龚强、张一林、林毅夫:《产业结构、风险特性与最优金融结构》,《经济研究》2014年第4期。
5. 雷光勇、刘慧龙:《大股东控制、融资规模与盈余操纵程度》,《管理世界》2006年第1期。
6. 李科、徐龙炳、朱伟骅:《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》,《经济研究》2014年第10期。
7. 李增福、林盛天、连玉君:《国有控股、机构投资者与真实活动的盈余管理》,《管理工程学报》2013年第3期。
8. 林毅夫、李志赞:《政策性负担、道德风险与预算软约束》,《经济研究》2004年第2期。
9. 沈红波、廖冠民、廖理:《境外上市、投资者监督与盈余质量》,《世界经济》2009年第3期。
10. 苏冬蔚、林大庞:《股权激励、盈余管理与公司治理》,《经济研究》2010年第11期。
11. 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》,《管理世界》2014年第8期。
12. 许红伟、陈欣:《我国推出融资融券交易促进了标的股票的定价效率吗?——基于双重差分模型的实证研究》,《管理世界》2012年第5期。
13. 章卫东:《定向增发新股与盈余管理——来自中国证券市场的经验证据》,《管理世界》2010年第1期。
14. Aghion, P., & Howitt, P., *Endogenous Growth Theory*. Cambridge, MA: MIT Press, 1998.
15. Beneish, M. D., & Vargus, M. E., Insider Trading, Earnings Quality, and Accrual Mispricing. *The Accounting Review*, Vol. 77, 2002, pp. 755—791.
16. Boehmer, E., Jones, C. M., & Zhang, X., What Do Short Sellers Know? Purdue University Working paper, 2012.
17. Burgstahler, D., & Eames, M., Earnings Management to Avoid Losses and Earnings Decreases: Are Analysts Fooled? *Contemporary Accounting Research*, Vol. 20, 2003, pp. 253—294.
18. Burgstahler, D., & Eames, M., Management of Earnings and Analysts' Forecasts to Achieve Zero and Small Positive Earnings Surprises. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 33, 2006, pp. 633—652.
19. Cahan, S. F., The Effect of Antitrust Investigations on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political-cost Hypothesis. *Accounting Review*, Vol. 67, 1992, pp. 77—95.
20. Chen, X., Lee, C. W. J., & Li, J., Government Assisted Earnings Management in China. *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 27, 2008, pp. 262—274.
21. Cremers, M., & Ferrell, A., Thirty Years of Shareholder Rights and Firm Valuation. *The Journal of Finance*, Vol. 69, 2014, pp. 1167—1196.
22. Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P., Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*, Vol. 70, 1995, pp. 193—225.
23. Dechow, P., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P., Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research*, Vol. 13, 1996, pp. 1—36.
24. Dechow, P., Ge, W., & Schrand, C., Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, Their Determinants and Their Consequences. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50, 2010, pp. 344—401.
25. Dichev, I. D., & Skinner, D. J., Large-Sample Evidence on the Debt Covenant Hypothesis. *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, 2002, pp. 1091—1123.
26. Dyck, A., Volchkova, N., & Zingales, L., The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia. *The Journal of Finance*, Vol. 63, 2008, pp. 1093—1135.
27. Erickson, M., & Wang, S. W., Earnings Management by Acquiring Firms in Stock for Stock Mergers. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 27, 1999, pp. 149—176.
28. Fan, J. P., & Wong, T. J., Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia.

Journal of Accounting and Economics, Vol. 33, 2002, pp. 401—425.

29. Giroud, X., & Mueller, H. M., Corporate Governance, Product Market Competition, and Equity Prices. *The Journal of Finance*, Vol. 66, 2011, pp. 563—600.

30. Grossman, S., & Hart, O., Takeover Bids, the Free-Rider Problem, and the Theory of Corporation. *Bell Journal of Economics*, Vol. 11, 1980, pp. 42—64.

31. Healy, P., & Wahlen, J., A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting. *Accounting Horizons*, Vol. 13, 1999, pp. 365—383.

32. Hirshleifer, D., Teoh, S. H., & Yu, J. J., Short Arbitrage, Return Asymmetry, and the Accrual Anomaly. *The Review of Financial Studies*, Vol. 24, 2011, pp. 2429—2461.

33. Holthausen, R. W., Larcker, D. F., & Sloan, R. G., Annual Bonus Schemes and the Manipulation of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 19, 1995, pp. 29—74.

34. Karpoff, J., & Lou, X., Short Sellers and Financial Misconduct. *Journal of Finance*, Vol. 65, 2010, pp. 1879—1913.

35. La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A., Corporate Ownership around the World. *The Journal of Finance*, Vol. 54, 1999, pp. 471—517.

36. Louis, H., Earnings Management and the Market Performance of Acquiring Firms. *Journal of Financial Economics*, Vol. 74, 2004, pp. 121—148.

37. Massa, M., Zhang, B., & Zhang, H., The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Management? *The Review of Financial Studies*, Vol. 28, 2015, pp. 1701—1736.

38. Raman, K., & Shahrur, H., Relationship-Specific Investments and Earnings Management: Evidence on Corporate Suppliers and Customers. *The American Economic Review*, Vol. 83, 2008, pp. 1041—1081.

39. Reese, W. A., & Weisbach, M. S., Protection of Minority Shareholder Interests, Cross-listings in the United States, and Subsequent Equity Offerings. *Journal of Financial Economics*, Vol. 66, 2002, pp. 65—104.

40. Saffi, P. A., & Sigurdsson, K., Price Efficiency and Short Selling. *The Review of Financial Studies*, Vol. 24, 2011, pp. 821—852.

41. Sánchez-Ballesta, J. P., & García-Meca, E., Ownership Structure, Discretionary Accruals and the Informativeness of Earnings. *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 15, 2007, pp. 677—691.

42. Schipper, K., Commentary on Earnings Management. *Accounting Horizons*, Vol. 3, 1989, pp. 91—102.

43. Shleifer, A., & Vishny, R. W., A survey of Corporate Governance. *The Journal of Finance*, Vol. 52, 1997, pp. 737—783.

Eliminating the Inferior: Short Sales and Earnings Management

GU Qi, LU Rong (Shanghai University of Finance and Economics, 200433)

Abstract: Misconduct firms can be detected and shorted by investors in financial markets. Facing short-selling, companies can improve their corporate governance. We investigate the interactive relationship between short-selling and earnings management, and find that financial markets have disciplining effect on the real economy. We document that companies with more severe earnings manipulation and accounting information distortion are shorted more strongly by short sellers. Their short-selling activities would reduce firms' earnings management level. This effect is more pronounced in the subsamples of firms with more short-selling or more earnings manipulation. This study provides new evidence that financial markets affect and reflect the real economy, and serves as references for institutional arrangements of capital markets and improvement of firms' corporate governance.

Keywords: Financial Market, Real Economy, Short Selling, Earnings Management

JEL: G19, G30, M41