

卖空机制的公司治理效应： 融券影响盈余质量的自然实验证据

摘要：在资本市场尚处于发展阶段的中国，卖空俨然成为一种外部治理机制，能够有效地约束经理人的行为、缓解委托代理问题。本文利用 2006-2014 年中国 A 股上市公司的数据，运用多时点双重差分模型和安慰剂检验，考察卖空对财务重述的影响，发现加入融券标的后，相较于不能被卖空的公司，卖空公司发生年报重述的可能性显著降低，这种抑制作用在金融市场欠发达和治理水平较差的公司更加明显。进一步研究发现，卖空机制可以通过吸引更多的分析师跟踪来抑制年报重述，进而发挥其公司治理效应。最后，使用应计盈余管理规模和是否报告微利作为盈余质量测度的稳健性检验，进一步验证了卖空的公司治理作用。因此，逐渐消除融券交易壁垒，鼓励金融创新，是促进我国金融市场健康发展的关键。

关键词：卖空机制；盈余质量；分析师跟踪；双重差分法

Short Selling and Earnings Quality: Evidence from A Nature Experiment on Margin Trading in China

Abstract: Short selling could be a kind of external governance mechanism to discipline managerial behaviors and to mitigate the principal-agent conflicts. With the introduction of a pilot margin trading on securities in China's two security exchanges, the effectiveness of this governance mechanism has become increasingly important. Using firm-level data over the sample period from 2006 to 2014 in China, we first examine the impact of short selling on the behavior of corporate annual report restatements. After controlling for the endogeneity issues with a multi-period Difference-in-Differences approach and a placebo test, this research finds that the short selling has a negative, causal effect on the probability of listed firms' annual report restatements. We further found that the impact is more pronounced for firms with weaker corporate governance and for firms from regions with less developed financial market. A robust check where we use both accruals and whether the firm has reported a small positive profit as additional measures for earnings quality, further confirms the previous findings. Moreover, we find analyst coverage is one of the underlying mechanisms through which short selling affects the behaviors of managers and inhibit annual report restatement. Collectively, our findings suggest that short selling has become an external governance mechanism to public companies in China.

Key Words: Short selling; Earnings quality; Analyst following; Difference-in-Differences

JEL code: G18, G30, M41

一、引言

卖空机制在资本市场上发挥着独特的作用(Miller, 1977; Diamond & Verrecchia, 1987; Dechow et al., 2001; Hong et al., 2006; Reed, 2013)。普遍的观点认为, 卖空机制具有价格发现的功能(Boehmer et al., 2008; Boehmer & Wu, 2013), 能够增加资本市场的有效性(Chang et al., 2007; Saffi & Sigurdsson, 2011); 同时, 卖空也可能会减少市场流动性(Karpoff & Lou, 2010)、放大市场风险(Henry & McKenzie, 2006)以及增加市场波动性(Keim & Madhavan, 1995)。然而, 一种金融政策的实施不仅会影响资本市场, 同时也会影响上市公司本身的行为, 近年来, 一些西方学者研究发现, 卖空机制能够有效地约束经理人的行为、缓解委托代理问题, 具有一定的公司治理作用(Massa et al, 2013; Massa et al, 2015)。与发达的西方资本主义国家相比, 中国的经济正处于转型时期, 正面临着经济杠杆率持续拉升、过度投资、资本效率较低、全要素生产率改进空间较为狭隘等问题(张平等, 2013); 中国的金融市场尚处于发展阶段, 暴涨暴跌的现象依然普遍(陈国进等, 2010); 中国的法律法规尚不健全, 企业的退出机制尚未建成(张平等, 2013), 从发达金融市场引进的卖空机制是否能够约束经理人行为, 进而发挥其公司治理作用, 仍有待考察。本文希望通过探究卖空机制对盈余质量的影响, 以检验卖空在中国市场上是否具有公司治理作用。

国内现有的关于卖空机制的研究, 大都基于其对市场价格和流动性的影响。在我国尚未放开卖空禁制之前, 一些学者就使用香港、台湾、美国、日本等资本市场上的卖空数据, 对卖空机制在金融市场上的作用进行研究, 并在此基础上倡导在国内资本市场引入卖空机制(廖士光和杨朝军, 2006; 陈淼鑫和郑振龙, 2008; 陈国进和张贻军, 2009)。在 2010 年国内正式开启融资融券试点之后, 研究卖空对中国金融市场影响的文献才逐渐出现。普遍的研究结果表明, 卖空机制的引入能够减少市场的波动性(肖浩和孔爱国, 2014)和增加市场的有效性(古志辉等, 2011; 李科等, 2014; 李志生等, 2015)。同时, 也有一些学者认为, 由于试点初期的诸多限制, 卖空对当前的金融市场并没有改善作用(许红伟和陈欣, 2012)。然而, 国内很少有学者关注卖空对上市公司行为的影响, 也鲜有提及卖空发挥公司治理效应的潜在机制。

归纳前人的研究, 卖空有可能通过以下途径影响企业行为, 进而发挥其公司治理作用。第一, 卖空机制为投资者提供了通过负面消息盈利的渠道, 激励投资者挖掘关于上市公司和经理人的负面信息, 这些负面信息会直接威胁到经理人的个人利益, 进而制约了经理人损害股东的自利行为。Karpoff & Lou (2010), Hirshleifer et al. (2011)的研究发现, 卖空者不仅有动机而且有能力去发现经理人的不当行为或当前股价尚未包含的公司负面消息。卖空者的这种知情交易会給股价施加一个向下的压力(Senchack & Starks, 1993; Asquith et al. 2005; Cohen et al., 2007; Boehmer et al., 2008), 这会导致经理人所持股票和期权的市值下降, 直接减少经理人的财富, 同时也会增加公司被敌意收购的可能, 甚至导致经理人失业。因此, 只要经理人关心自己的财

富和职业生涯,卖空的威胁就能够在一定程度上约束其损害股东或其他利益相关人的自利行为。第二,卖空往往是保证金条件下的杠杆交易行为,在股价下行时,卖空会放大投资者“用脚投票”和抛售股票的效应,这会进一步加重对经理人不当行为的惩罚。Massa et al.(2015)认为,投资者买卖有价证券可以被看作对经理人当前行为的“信心投票”,卖空操作可以被看成对经理人的行为“投反对票”,这会放大投资者“用脚投票”和抛售公司股票的效应,使股价更大幅下跌。这种负面效应越大,对经理人不当行为的惩罚就越强。第三,卖空机制的放开可以增加经理人激励合约的有效性,进而有效地约束经理人行为(Massa et al, 2015; Angelis et al., 2015)。国内外大量的研究表明,卖空提高了市场的定价效率(Chang et al., 2007; Saffi & Sigurdsson, 2011; 李科等, 2014; 李志生等, 2015),这就意味着更多的信息可以被有效的使用在经理人的激励合约中(Hart, 1983; Holmstrom, 1982; Schmidt, 1997; Raith, 2003)。事实上, Angelis et al.(2015)的研究已经发现,为了规避卖空带来的股价下行风险,上市公司会给经理人发放更多的股票期权合约以及采取更多的反收购措施。从这一角度来看,卖空会使得用以激励或约束经理人的契约更加有效。这也在一定程度上缓解了股东和经理人之间的委托代理问题。总之,不管是加重了对经理人不当行为的惩罚,还是使激励合同变得更有效,卖空都能够约束经理人行为,进一步增强上市公司的治理水平。

公司治理水平可以反映到公司财务报表的质量上。Dechow et al.(2010)研究了 300 多篇关于盈余质量的文献,并把盈余质量的指标归纳为三类,分别是盈余的属性、盈余的市场反应和第三方评价。盈余的属性,包括盈余的持续性、时效性、平滑性、盈余管理的规模、是否达到某一盈利目标水平(比如微利)等;盈余的市场反应往往是利用股票收益对企业报告的盈余做回归,测算盈余的市场反应系数(ERC)或者回归的拟合优度(R^2),其基本理念是,盈余包含的信息量越大、盈余质量越高,则市场对盈余公布的反应越强烈,对应于较大的 ERC 或 R^2 ,因此可以利用该市场反应的程度作为盈余质量的测度指标;第三方评价则是利用其它机构和专家对盈余质量的评价,比如企业的盈余报告是否违反了美国证券交易委员会(SEC)会计与审计起诉公告(AAERs)、是否发布过盈余重述、萨班法案之后的内部控制报告是否发现了缺陷等第三方指标作为企业盈余质量的测度指标。相对于盈余的持续性和应计盈余管理规模等属性指标,Dechow 认为基于第三方评估的指标,比如会计与审计起诉公告(AAERs)、是否发布过盈余重述等指标,不仅直观,而且更直接地反映企业的盈余质量。本文首先考虑使用年报重述作为上市公司盈余质量的代理变量。首先,在我国,年报是上市公司进行信息披露的重要途径,是公司财务信息和其他信息的重要载体(杜兴强和雷宇, 2014),也是投资者获得上市公司信息的主要途径和制定投资决策的主要依据,年报披露状况最能反应上市公司真实的公司治理水平。然而,近年来上市公司在发布年报后,因财务报告存在问题而导致重新表述的现象越来越频繁。在本文的样本期间(2006-2014 年),上市公司年报重述的年度比例高达 14.23%,最低也有 7.22%,平均值

为 9.8%，并且近些年仍居高不下(9.8%~13%)。表面上看，年报重述导致了错误甚至虚假信息的传播、降低了信息的准确性和时效性、损害了投资者的利益，本质上看，年报重述反映了上市公司在公司治理上存在的问题。其次，已有的大量文献表明，公司的经理人十分注重二级市场上的股票价格，并且有着很强的意愿去维持或增加所在公司的股价(Li & Zhang, 2014)，经理人会通过制定策略性的财务报告或进行选择性的信息披露以影响股价(Healy & Palepu, 2001; Li & Zhang, 2014)。然而，Hirschey et al.(2005)的研究表明，当上市公司发布盈余重述时，股价平均会下跌 9%，当上市公司因错误或审计机构要求而发布财务重述时，股价平均会下跌 20% 以上。卖空的允许会放大年报重述的负向公告效应，增强金融市场的反馈作用，这种潜在的压力会在一定程度上约束经理人的年报重述行为。再者，年报信息披露早已被中国证监会纳入到监管范围^①，研究卖空对上市公司年报重述的影响，对于完善年报的披露和对重述行为的监管也具有一定的政策意义。

利用中国资本市场开展融资融券试点这一准自然实验，本文使用 2006-2014 年间中国 A 股市场的 13397 个上市公司年度数据，通过研究卖空机制对上市公司年报重述的影响，检验了卖空机制在中国资本市场的公司治理作用。首先，在使用双重差分(DID)和安慰剂试验(placebo test)消除了内生性的影响后，本文研究发现，卖空机制能够有效约束经理人行为，显著抑制上市公司的年报重述行为。进一步，本文也发现，对于金融市场欠发达、治理水平较差的公司来说，卖空机制的公司治理作用更加明显，表明已有的内外部治理会对卖空的治理作用产生一种替代效应。除此之外，本文还发现分析师跟踪是卖空机制发挥公司治理效应的一种潜在途径。最后，本文使用应计盈余管理规模和是否报告微利做为盈余质量的测度指标，这些稳健性检验，进一步证实了卖空机制的公司治理作用。本文可能的边际贡献如下：首先，本文首次利用中国数据从年报重述的视角来研究卖空机制的公司治理效应，丰富了相关领域的文献；其次，本文使用了自然实验和安慰剂方法，较好地解决了内生性对结果的影响；再者，根据最新的研究发现，本文对自然实验的估计结果进行了内生性诊断，这些方法可以为以后的研究所借鉴；除此之外，与陈晖丽和刘峰(2014)的结论不同，本文还发现现有的内外部治理对卖空的公司治理作用的发挥有一种替代效应而非互补效应；最后，本文首次发现了分析师跟踪是卖空发挥公司治理效应的一种潜在机制，进一步肯定了分析师的信息中介作用和对我国上市公司的外部治理作用。

本文其余部分的安排如下：第二部分介绍本研究的制度背景和相关文献，第三部分介绍本文使用的数据来源、样本选择、变量定义和模型设定，第四部分是实证结果，第五部分是内生性问题和稳健性检验，第六部分是卖空影响重述的潜在机制探究，第七部分是应计盈余管理和微利，第八部分给出本文的结论与政策建议。

^① 中国证监会审议通过的《上市公司信息披露管理办法》(2006 年版)，第三章的定期报告中对年报的内容、格式以及发布时间都做了详细的规定。

二、制度背景和相关文献

(一)融资融券制度在中国的发展

卖空在中国的发展经历着被禁止、开启试点和转入常规三个阶段。第一阶段，从中国资本市场的建立到2005年，在大约15年的时间里，卖空一直是被禁止的。二十世纪九十年代初，以上海证券交易所和深圳证券交易所的成立为标志，中国的资本市场基本建成。建立初期，由于制度建设和法律法规尚不健全，监管层出于市场稳定和降低风险的考虑，对各项证券交易均采取审慎态度，存在杠杆效应和较高风险的卖空交易也因此被禁止。1998年东南亚金融危机的爆发促使中国政府重视金融风险，并出台了我国第一部《证券法》，其中明确规定“证券公司不得从事向客户融资或者融券的证券交易活动”^①。不可否认，这种严格的监管和审慎的制度设计对新兴资本市场起到了一个保护功能。但随着资本市场的发展，制度和法规的不断完善，单边市场和由此积累的风险，已不能满足资本市场健康发展的要求，推出卖空交易的呼声也越来越强烈(周春生和杨云红，2002；郑振龙等，2004)。

第二阶段，融资融券解禁和试点。2005年10月，全国人大对《中华人民共和国证券法》进行了修订，解除了对融资融券业务的禁制。修订后的《证券法》规定“证券公司为客户买卖证券提供融资融券服务，应当按照国务院的规定并经国务院证券监督管理机构批准。”这为融资融券业务的试点和常规化奠定了法律基础。2006年，中国证监会、沪深证券交易所以及中国证券登记结算公司相继发布了《证券公司融资融券试点管理办法》、《上海证券交易所融资融券交易试点实施细则》、《深圳证券交易所融资融券交易试点实施细则》、《融资融券试点登记结算业务实施细则》等多项有关法律法规，这也进一步规范了融资融券业务的开展。从此，融资融券交易开始进入全面筹备阶段。2008年4月，国务院颁布了《证券公司监督管理条例》，对融资融券业务进行了明确的界定(融资融券业务，是指在证券交易所或者国务院批准的其他证券交易场所进行的证券交易中，证券公司向客户出借资金供其买入证券或者出借证券供其卖出，并由客户交存相应担保物的经营活动。)同年10月，中国证监会正式宣布推出融资融券业务试点。除此之外，在10-11月期间，证监会、上交所、深交所和中国证券登记结算公司联合组织11家证券公司顺利举行了两次融资融券联网测试，加速了融资融券业务试点工作。2010年3月31日，上交所和深交所依据《上海(深圳)证券交易所融资融券交易试点实施细则》^②，首批共选取了6家试点券商和90只试点股票，筹备四年有余的融资融券业务开始试点交易，卖空交易正式登陆中国资本市场，二十年来的单边市场从此画上句号。

^① 《中华人民共和国证券法》。

^② 根据《上海(深圳)证券交易所融资融券交易试点实施细则》第二十三条，“标的证券为股票的，应当符合下列条件：1)在本所上市交易满三个月；2)融资买入标的股票的流通股本不少于1亿股或流通市值不低于5亿元，融券卖出标的股票的流通股本不少于2亿股或流通市值不低于8亿元；3)股东人数不少于4000人；4)近三个月内日均换手率不低于基准指数日均换手率的20%，日均涨跌幅的平均值与基准指数涨跌幅的平均值的偏离值不超过4个百分点，且波动幅度不超过基准指数波动幅度的500%以上；5)股票发行公司已完成股权分置改革；6)股票交易未被本所实行特别处理；7)本所规定的其他条件。”

表 1 融资融券标的的调整明细

调入日期	调入数量	调出日期	调出数量
2010-03-31	90	2010-07-01	5
2010-07-01	5	2010-07-29	1
2010-07-29	1	2011-12-05	1
2011-12-05	189	2013-01-31	54
2013-01-31	276	2013-03-06	1
2013-04-10	1	2013-03-07	1
2013-09-16	206	2013-03-26	1
2014-09-22	218	2013-03-29	2
		2013-05-02	1
		2013-05-03	1
		2014-03-28	1
		2014-04-01	1
		2014-04-29	1
		2014-05-05	2
		2014-09-22	13
累计调入	986	累计调出	86
目前剩余	900		

第三阶段,转融通业务正式开展,融资融券转入常规阶段。随着融资融券试点交易的推进,上交所和深交所也在不断的对试点券商和标的进行扩充和调整,如,2011年12月31日,两市又新调入189只标的、调出54只标的。然而,在对试点跟进过程中,中国证监会也发现了市场上存在融资融券比例不协调的问题,即“融资额很大,融券额很小”,而且融券业务并没有给市场很大的压力,融资业务的推动也很少。为了解决这一问题,中国证监会于2012年启动了转融通业务^①试点,即由银行、基金和保险公司等机构提供资金和证券,证券公司作为中介再将这些资金和证券提供给融资融券客户。经过一年的试点,2013年转融通业务正式推出,这大大补充了融资融券所需的资金和证券,促进了市场价格发现功能的实现,同时也标志着卖空时代的全面到来。在这期间,融资融券标的也经历了几次大规模的调整,具体细节如表1所示。截至2015年2月17日,沪深两市共有融资融券标的914只,其中包括900只个股和16只ETF。

(二)相关文献

卖空机制对公司行为的影响早已引起了国际学术界的广泛关注。通过使用空头头寸(short interest)、融券供给(short supply)以及自然实验(卖空政策的实施^②,如SHO)作为卖空机制的代理变量,学者们对卖空对公司行为的影响进行了大量的研究。一些学者探究了卖空者是否能够提前侦测到潜在的卖空机会,其基本逻辑是,如果卖空者能够提前发现或者挖掘到坏消息,那么在坏消息发布之前,卖空头寸必然会显著增加,比如Dechow et al.(1996)发现在美国证券交易委员会发布会计和审计强制公告(AAER)的前两个月,空头头寸显著增加;Desai et al.(2006)和Efendi et al.(2006)则发现,在上市公司发布财务重述之前,空头头寸显著上升,而且,盈余的持

^① 转融通业务,是指由银行、基金和保险公司等机构提供资金和证券,证券公司作为中介将这些资金和证券提供给融资融券客户。

^② 2004年7月28号,美国证券交易委员会发布了一个新的规则,SHO,在公告里他们随机的选取了968只股票并完全解除了对他们的卖空限制。

续性和可信度越低，空头头寸也会越高。另外，Christophe et al.(2004), Christophe et al.(2009) 和 Liu et al.(2008)发现，在上市公司发布负向盈余公告、分析师评级下调以及抵押贷款相关资产减记之前，空头头寸会显著增加。然而，这方面的研究结论也不尽一致，比如同样是使用美国上市公司的数据，Richardson(2000)和 Daske et al.(2005)并没有发现卖空者具有侦探上市公司“坏消息”的能力。

另一些学者则从经理人决策有效性的角度，研究了卖空机制对上市公司行为的影响，发现卖空能够提高经理人的决策效率。比如，Massa et al.(2013), Massa et al.(2015) 和 Fang et al.(2014)研究了潜在卖空(Short-selling potential, SSP)对经理人进行盈余操纵动机的约束作用，并发现潜在卖空的增加能够显著减少上市公司的盈余管理水平；Chang et al.(2015)研究了卖空对经理人进行收购兼并决策的影响，发现卖空的压力能够促使经理人作出正确的兼并决策。具体地说，他们发现在卖空供给增加时，公司的并购绩效(收益率)会显著增加；He & Tian(2014)研究了卖空对经理人创新决策的影响，发现允许卖空给经理人施加的压力能够显著促进经理人的创新决策，增加公司创新；另外，Chu(2015)研究了卖空机制对产品市场的影响，发现卖空能够显著促进经理人作出扩大市场份额的决策，显著增加上市公司的市场占有率。

还有一些学者研究了上市公司是如何应对卖空威胁的。比如 Angelis et al.(2015)发现，在卖空限制被移除后，为了规避因经理人不当行为招致卖空而导致的股价下行风险，上市公司会给经理人发放更多的股票期权合约以及采取更多的反收购措施；Lamont(2004)研究发现，上市公司会采取多种措施，比如法律威慑、起诉、对卖空投资者的合法性进行调查，以及其它阻碍卖空的技术性手段，使得公司股票难以被卖空。

考虑到上市公司的异质性，Richardson(2000)发现卖空者对那些盈余管理水平较高的公司更感兴趣；Massa et al.(2015)和 He & Tian(2014)发现对于治理水平较差、外部融资约束较强或外部市场环境较差的公司来说，卖空对经理人的约束作用更强。除此之外，有些学者还发现了卖空发挥公司治理机制的途径，比如，增加经理人薪酬对公司绩效的敏感度和公司被故意收购的可能性(Chang et al., 2015)，促使大股东加强内部治理 (Massa et al., 2013)等。

然而，国内很少有学者从公司治理的角度来研究卖空机制的有效性。陈晖丽和刘峰(2014)使用盈余管理作为公司治理的代理变量，研究发现，卖空允许不仅能显著减少应计盈余管理还能够显著减少真实盈余管理，而且这种治理效应在市场化程度较高的地方较为显著。肖浩和孔爱国(2014)研究发现，卖空交易能够通过规范标的证券的交易、减少盈余操纵、增加信息及时性和降低信息不对称程度，降低了标的证券股价特质性波动。除此之外，他还发现卖空机制减少盈余操纵的效应只在加入标的的近期有效。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文使用的数据主要涉及融资融券标的的调整数据、上市公司年报重述信息、财务数据和分析师跟踪数据。其中，融资融券标的的调整来自交易所的公告信息，我们查阅了上交所和深交所所有关于融券标的的调整公告，最终整理的融资融券标的的样本如表 1 所示。到目前为止，两市累计调入标的 986 支，累计调出 86 支，目前剩余 900 支(其中，沪市主板 500 只，深市主板 171 只，中小板 172 只，创业板 57 只)。分析师跟踪的相关信息来自锐思(RESSET)数据库，该数据库收录了 2004~2015 年间共计 113 万条观测记录，包括研报标题、分析师姓名、所属券商名称和代码、分析师预测指标等信息。

上市公司年报重述的数据来自网易财经。通过大量的检索和比较，我们发现网易财经对上市公司公告信息的披露较为完整和准确，更主要的是，该网站还对公告类别进行了清晰的划分，如 IPO 公告，定期报告，临时公告以及其他公告等。网易财经将全部年报重述公告归类为“其它公告”，这一分类方法大大减少了手工整理数据的工作量。我们查阅了网易财经“其它公告”栏中的每一条公告，包括补充公告、更正公告以及更正和补充公告，得到样本期间共计 1487 次年报重述公告，涉及 1058 家上市公司，占全部样本年度的 9.8%。

上市公司财务数据、董事会相关数据和股票市场相关数据都来自国泰安(CSMAR)数据库。为了探究外部金融市场环境对卖空公司治理效应的影响，我们使用了樊纲等(2012)发布的 2009 年地区金融市场化指数。为了探究其它公司治理机制与卖空机制之间是否存在替代或互补效应，我们按照盈余操纵水平对样本进行了划分。其中，盈余操纵水平是通过使用修正后的 Jones 模型(Dechow et al., 1995)得到的应计盈余管理的绝对值，我们计算了每家公司的年度可操控应计利润，并按照中位数将样本分为高低两组。除此之外，我们还对样本数据做了以下处理：(1) 删除主要数据缺失的样本；(2) 考虑到金融行业的特殊性，我们剔除了金融行业的样本；(3) 参考陈晖丽和刘峰(2014)，我们删除了 2009 年以后才上市的公司；(4) 删除资不抵债的公司；(5) 考虑到离群值的影响，我们还对所有的连续型变量进行了 1% 的缩尾(Winsor)处理。本文最终的样本包括 2006~2014 年间 1667 家 A 股上市公司的 13978 个公司-年度观测值。

(二)模型设定

考虑到融资融券试点的具体特征，为了更准确的估计卖空对标的公司的治理作用，本文参考 Autor (2003)和 Bertrand & Mullainathan (2003)的方法，构造多时点双重差分的估计框架，以检验卖空与上市公司年报重述之间的因果关系。首先，融资融券试点是一个自然发生的外生冲击，是一个准自然实验。而且这种外生冲击只作用于融资融券标的的股票，并无直接的溢出效应，这就天然的对 A 股进行了分组：标的股(处理组)和非标的股(控制组)。这恰好满足了使用双重差分估计的条件。其次，融资融券试点是一个多时点的外生的冲击。上交所和深交所分别在试点

初期选出融资融券标的股票，并于试点过程中对标的的进行过多次调整(调入或调出)，这些都是针对于不同的个股发生在不同的时点上的。这也表明，本文的数据更适合用多时点的双重差分估计方法。本文构造的基本模型如下：

$$Pr(Restate)_{i,t} = \alpha_i + \beta short_{i,t} + \gamma' Z_{i,t} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量是是否存在年报重述(Restate)；核心解释变量是卖空(short)；其它控制变量($Z_{i,t}$)包括公司规模(Size)、资产负债率(LEV)、盈利能力(ROA)、成长性(Growth)、账面市值比(BM)、董事会规模(BoardSize)、独立董事的比例(Indep)、董事长和总经理的两职状况(Duality)、股票收益率(Return)、收益率的波动率(STD)以及机构持股比例(IO)；考虑到一些具体的时变的和非时变的因素的影响，我们在模型中控制了年度固定效应 δ_t 以及公司个体效应 φ_i 。然而，由于有些公司从未发生过年报重述，在进行面板logit模型估计时，logit回归中为了得到一个“更完美的估计结果”就会将这些未发布重述的公司样本予以剔除。考虑到被剔除的样本量会较多，我们首先通过同时控制行业(Industry)、年份(Year)、交易所(Exchange)和公司注册所在地(Region)以尽可能控制个体效应。其中，Industry是行业虚拟变量，包括申银万国的28个行业细分。在稳健性检验中，我们也给出面板固定效应模型的估计结果，与基础回归的结果基本一致。如果卖空机制具有公司治理效应，那么相对于不能被卖空的公司而言，标的公司在被允许卖空后，发布年报重述的可能性应该显著下降，因此应有 $\beta < 0$ 。详细的变量构造如下。

(三)变量说明

1.核心变量构造

(1) 年报重述(Restate)。本文使用年报重述来反应上市公司现有的治理水平。本文参考Agrawal et al.(1999); Desai, Hogan, Wilkins(2006)和MOORTHY(2012)等文献，对年报重述做以下定义：如果一家公司为其某年的年报事后发生过重述公告或更正公告，则定义变量年报重述(Restate)取值为1，否则取0。

(2) 卖空(short)。本文参考Autor(2003)和Bertrand & Mullainathan(2003)多时点双重差分(Multi-Period DID)的方法，将卖空定义为一个指标变量，即如果一家公司的股票在t年可以被卖空，则short取值为1，否则short取值为0。

(3) 分析师跟踪(Analyst)。考虑到很少有一个机构指派多个分析师跟踪同一个上市公司的情况，我们参考Yu(2008)和李春涛等(2014)的方法，将分析师人数定义为上市公司发布盈利预测和研究报告的券商数目(Broker)。如果一个券商在某一年至少发布了一篇关于某公司的盈利预测或研究报告，那么我们就认为该券商跟踪了这家公司。在稳健性检验阶段，我们又使用跟踪分析师自然人人数和研报数量作为分析师跟踪的代理变量，并得到了一致的结果。

(4) 金融市场化程度(FDEV)。根据樊纲等(2012)公布的地区金融市场化指数,我们首先将金融市场化指数高于75分位数的省份定义为金融市场化程度较高的地区,其他省份为金融欠发达地区。

(5) 盈余操纵水平的高低(IDA)。本文使用修正后的Jones模型(Dechow et al., 1995)来测度上市公司的盈余管理水平。具体的说,我们首先根据申银万国的行业分类和年度将样本进行分组,然后对每一个行业年份组合子样本估计如下模型:

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

其中, $TA_{i,t}$ 为总应计项目, 是公司 i 在第 t 年的净利润与经营活动现金流的差额; $A_{i,t-1}$ 指的是公司 i 在 $t-1$ 年年末总资产; $\Delta REV_{i,t}$, $\Delta REC_{i,t}$ 分别表示公司 i 在 t 年营业收入和应收账款的增量; $PPE_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 年年末的固定资产总额。我们将回归的残差项定义为可操控应计项目 $DA_{i,t}$ 。为了消除极端值的影响,我们对 DA 进行了 1% 水平上的缩尾处理 (Winsor), 并将其绝对值 $|DA|$ 作为盈余操纵水平衡量指标。进一步,我们以盈余操纵水平的中位数为基准,将样本分为盈余操纵水平高和盈余操纵水平低两个组。

2. 控制变量选取

首先,本文控制了公司基本特征,包括规模(Size)、资产负债率(LEV)、盈利能力(ROA)、成长性(Growth);其次,本文控制了公司的内部治理状况,如董事会规模(BoardSize)、独立董事比例(Indep)以及董事长和总经理的兼职状况(Duality);最后,本文控制了机构持股比例(IO)以及股票年收益率(Return)和月收益波动率(STD,即月收益率的标准差)等资本市场的影响因素。

(1) 公司规模(Size),年末总资产的对数。一般来说,相对于规模较大公司而言,规模较小的公司治理结构较差、会计信息披露尚不规范,更有可能发布财务重述 (Ahmed & Goodwin, 2007)。Burns & Kedia(2006)采用市值作为公司规模的代理变量,研究发现大公司更有可能发生重述。然而, Kinney & McDaniel (1989), Palmrose et al.(2004)和 Ahmed & Goodwin(2007)使用年末总资产的对数作为规模的代理变量,却发现小公司更有可能发生财务重述。本文选用品年末总资产的对数作为公司规模的代理变量,进一步探究中国市场上公司规模对财务重述的影响。

(2) 资产负债率(LEV),年末公司负债与总资产的比值。债务融资是企业筹集资金的重要途径,然而,在签订债务契约之前,债权人往往会对公司的经营状况进行严格的考核,从而确定借款利率。为了保证本息能够按时收回,债权人在债务契约中也会加入一些财务状况和经营状况的相关条款。DeFond & Jiambalvo(1994)的研究表明,企业违反债务契约的成本很高,经理也会尽量避免债务违约的发生。因此,面临着较高资产负债率的压力,经理人更有可能进行盈余管理,事后也会因为盈余管理较多、担心风险而发布财务重述。Kinney & McDaniel (1989)和 Richardson et al.(2002)的研究也发现资产负债率较高的公司更有可能发生财务重述。

(3) 盈利能力(ROA)。我们用 ROA 作为企业盈利能力的测度指标。从债务融资的角度,为了降低融资成本或者为了达到债务契约的要求,盈利能力较差的公司更有可能进行财务重述。从权益融资的角度来看,面临资本市场融资的压力,盈利能力较差的公司更有可能通过重述去进行盈余管理。Kinney & McDaniel (1989) 统计分析发现,与非重述公司相比,财务重述的公司盈利能力较低。

(4) 成长性(Growth), 年末总资产的增长率。对于快速成长的公司而言,一方面会面临着融资的压力,另一方面,公司治理机制尚不健全,这两种因素都会导致公司更有可能发生财务重述。但是 Kinney & McDaniel(1989), DeFond & Jiambalvo(1991), Richardson et al.(2002)和 Ahmed & Goodwin(2007)等研究却表明,成长性较差的公司更有可能进行财务重述,文献中也有发现成长性和财务重述不相关的研究(Burns & Kedia, 2006)。

表 2 变量定义和符号预测

	变量名称	变量定义	符号预测
因变量	Restate	年报重述, 虚拟变量, 如果一家公司为其第 t 年年报发布过重述则取值为 1, 否则取 0。	Restate
主要变量	short	卖空, 虚拟变量, 如果一家公司的股票在 t 年可以被卖空, short 取值为 1, 反之为 0。	-
	DA	盈余管理水平。根据修正后的琼斯模型计算的应计盈余管理的绝对值。	
	Broker	券商数量, 分析师跟踪的代理变量, 1 加跟踪券商数的自然对数。	
	Analyst	分析师人数, 分析师跟踪的代理变量, 1 加分析师人数的自然对数。	
	FRpt	研报数量, 分析师跟踪的代理变量, 1 加研报数量的自然对数。	
控制变量	Size	公司规模, 年末总资产取自然对数。	-
	LEV	资产负债率, 年末负债合计比上总资产。	+
	ROA	盈利性, 净利润比年末总资产。	-
	Growth	成长性, 该公司年末总资产相对于上一会计年度总资产的增长率。	+
	BM	账面市值比, 该公司年末账面价值比上其市场价值。	-
	Duality	CEO 和董事长的两职合一, 如果该公司的董事长和 CEO 由同一人担任, 则该变量取值为 1, 否则为 0。	+
	BoardSize	董事会规模, 董事会人数取自然对数。	?
	Indep	董事会的独立性, 独立董事在董事会中的占比。	-
	STD	收益率的波动率, 该公司当年月收益率的标准差。	+
	Return	股票收益率, 上市公司股票的年收益率。	-
其他控制变量	IO	机构持股比例, 年末机构持股占公司总流通股的比例。	-
	Exchange	交易所, 虚拟变量, 如果公司股票在上交所上市, 则取值为 1, 反之取 0。	
	Region	地区虚拟变量, 即上市公司注册地所在省份, 包括 31 个省。	
	Year	年份虚拟变量。	
	Industry	行业虚拟变量, 根据 2015 年中银万国行业分类标准, 包括 28 个行业。	

(5) 董事会规模(BoardSize), 年末董事会人数的自然对数。董事会是公司内部治理的核心, 其对经理人负有直接监督的责任, 也是公司重大事项的参与者和决策者。一方面, 对于董事会规模较大的公司, 由于搭便车的存在而导致董事会容易被经理人操纵, 其积累的风险更有可能

导致财务报告的延迟发布甚至重新表述。另一方面,对于董事会规模较小的公司,其独立性也会降低,董事会成员更容易达成一致意见去进行财务补充或更正。因此,董事会规模对上市公司财务重述的影响是不确定的。

(6) 独立董事的比例(Indep),独立董事在董事会中的比例。独立董事独立于经理人和大股东,能够更客观的表达自己的观点和出具更中立的审计意见,是公司重要的内部治理机制(Ferreira, 2007)。Dechow et al.(1996)研究发现,独立董事比例越大,上市公司发布财务重述的可能性就越低。然而, Agrawal & Chadha(2005)却没有发现财务重述与董事会独立性之间的显著关系。

(7) 总经理和董事长的兼任状况(Duality),如果总经理和董事长由一人兼任,取值为1,反之则为0。当企业的董事长和CEO由同一人兼任时,CEO的话语权就会显著增加,这也意味着CEO更有能力操纵公司的财务,从而导致未来较高的重述风险。Dechow et al.(1996)的研究发现总经理和董事长的两职合一与上市公司财务重述的可能性呈显著的正相关。

(8) 其他控制变量,包括股票年收益率(Return)、月收益率的波动率(STD)以及机构持股比例(IO)。Dechow et al.(1996)和 Burns & Kedia(2006)等的研究表明,来自资本市场的压力也会致使经理人进行财务重述。Massa et al.(2015)以及陈晖丽和刘峰(2014)的研究发现,机构持股比例越高的公司应计盈余管理水平越低,这说明机构投资者能够对上市公司起到一个外部监督作用。

四、实证结果

(一)描述性统计

表3给出了主要变量的描述性统计信息,包括观测值个数(N)、均值(mean)、标准差(sd)、最小值(min)、中位数(p50)以及最大值(max)等统计量。其中,Restate的均值为0.098,这表明有9.8%的公司-年度发布过年报重述;ROA的平均值为3.6%,低于6个月的央行短期贷款利率(4.6%)一个百分点,这表明样本公司的盈利能力较低;虽然在后文的回归分析中,分析师人数和分析师研报发布次数都是经自然对数调整过的,但是为了更加易于理解,在表3中我们给出了这三个变量原始值的基本统计信息。分析师跟踪代理变量的中位数都显著小于其均值,如跟踪的券商数目,均值是9.823,中位数是6,最大值为42,这说明分析师跟踪具有选择性。

表3 主要变量的描述性统计表

variable	N	mean	sd	Min	p50	Max
Restate	13978	0.098	0.297	0.000	0.000	1.000
Size	13978	21.832	1.310	19.074	21.702	25.740
LEV	13978	0.500	0.202	0.064	0.510	0.925
ROA	13978	0.037	0.058	-0.189	0.033	0.213
Growth	13623	0.194	0.452	-0.336	0.100	3.405
BM	13862	0.410	0.269	0.030	0.345	1.335
Duality	13956	0.164	0.370	0.000	0.000	1.000

BoardSize	13826	9.114	1.850	5.000	9.000	15.000
Indep	13826	0.366	0.051	0.273	0.333	0.571
STD	13758	0.140	0.059	0.053	0.126	0.367
Return	13514	0.442	0.934	-0.754	0.189	4.005
IO	13539	0.356	0.239	0.001	0.346	0.873
Broker	13978	9.506	10.306	0.000	5.000	40.000
Analyst	13978	16.883	19.660	0.000	9.000	81.000
FRpt	13978	57.952	82.402	0.000	20.000	375.000

进一步, 本文通过使用分组 T-检验的方法, 对有无重述的公司年度数据进行比较分析, 以观察他们在基本特征(公司规模, 资产负债率, 盈利性, 成长性和投资价值)、董事会结构(两职合一, 董事会规模和董事会独立性)、机构持股、市场表现(收益率及其波动率)、以及分析师跟踪等方面的差异, 如表 4 所示。第 2、3 两列报告了没有发布年报重述的年度观测值的数量和相关变量的均值, 第 4、5 两列报告了发生年报重述的年度观测值的数量和相关变量的均值, 最后一列报告了两组观测值所包含变量的均值的差, 其中, ***, **, *分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。根据分组 T-检验的结果, 可知: (1)相对于非重述公司, 重述公司的规模较小、资产负债率较高、盈利能力较差、成长性较好、账面市值比较低、机构持股数量较多、月收益的波动率较大、分析师跟踪较少; (2)两组观测值在董事会规模、董事会独立性以及 CEO 和董事长两职合一以及股票年收益率等方面的差异并不显著。

表 4 主要变量有无重述的差异

Variables	Restate=0		Restate=1		均值差
	N1	Mean1	N2	Mean2	
Size	12612	21.851	1366	21.660	0.191***
LEV	12612	0.498	1366	0.519	-0.021***
ROA	12612	0.038	1366	0.027	0.010***
Growth	12302	0.189	1321	0.236	-0.047***
BM	12496	0.413	1366	0.381	0.032***
Duality	12592	0.162	1364	0.179	-0.017
BoardSize	12471	9.115	1355	9.097	0.018
Indep	12471	0.366	1355	0.366	0.000
STD	12408	0.139	1350	0.147	-0.008***
Return	12198	0.439	1316	0.475	-0.037
IO	12204	0.360	1335	0.328	0.032***
Broker	12612	9.708	1366	7.644	2.064***
Analyst	12612	17.258	1366	13.416	3.842***
FRpt	12612	59.523	1366	43.447	16.076***
abs_DA	12122	0.082	1304	0.097	-0.015***

接下来, 我们分别通过分组 T-检验比较了可卖空公司与不可卖空公司在分析师跟踪人数上的差异性, 检验结果如表 5 所示。由表 5, 我们发现在允许被卖空后, 标的公司的分析师跟踪(券商数量、分析师人数和研报数量)显著增加了。以跟踪券商数量为例, 我们发现股票不能被卖空的公司券商跟踪的平均值为 8.464, 股票能够被卖空的公司券商跟踪的平均值为 19.155, 后者显著大于前者。

表5 能被卖空公司和不能被卖空公司分析师跟踪的差异

Variables	short=0		short=1		均值差
	N1	Mean1	N2	Mean2	MeanDiff
Broker	12312	8.341	1666	18.117	-9.776***
Analyst	12312	14.138	1666	37.167	-23.030***
FRpt	12312	49.941	1666	117.153	-67.212***

表6是主要变量的相关系数矩阵。由表6可知，年报重述与公司规模、盈利能力、账面市值比、机构持股以及分析师跟踪呈负相关，与资产负债率、公司的成长性、CEO与董事长两职合一、年收益率及月收益率的波动率呈正相关，与董事会规模和独立董事比例不相关；分析师跟踪的3个代理变量之间呈高度正相关。另外，大部分变量的相关系数都小于0.3，这表明我们的估计结果不会受到多重共线性的影响。除此之外，我们通过在回归中逐步增加控制变量的方法，进一步消除了多重共线性的顾虑。

表6 主要变量的相关系数矩阵

	Restate	Size	LEV	ROA	Growth	BM	Dual	Director	Indep	STD	Return	IO
Size	-0.03											
LEV	0.04	0.39										
ROA	-0.05	0.04	-0.36									
Growth	0.03	0.14	0.06	0.19								
BM	-0.03	0.46	0.09	-0.14	-0.06							
Duality	0.01	-0.14	-0.10	0.03	0.00	-0.11						
BoardSize	0.00	0.32	0.14	0.01	0.01	0.13	-0.15					
Indep	0.00	0.05	-0.01	-0.01	0.00	0.01	0.08	-0.36				
STD	0.04	-0.19	0.05	-0.05	0.10	-0.27	-0.01	-0.03	-0.03			
Return	0.01	-0.08	0.03	0.09	0.14	-0.39	-0.01	0.02	-0.05	0.42		
IO	-0.03	0.41	0.08	0.20	0.05	0.03	-0.07	0.12	0.02	-0.25	-0.10	
Broker	-0.07	0.55	-0.04	0.37	0.10	0.07	-0.02	0.24	0.01	-0.16	-0.03	0.44

(二) 融资融券与年报重述

表7报告了卖空机制对年报重述影响的logit回归结果，被解释变量是年报重述（Restate）。在奇数列我们逐步控制了公司基本特征、董事会特征、机构持股状况和股票市场表现等因素，同时我们也控制了行业和年度固定效应。另外，每一偶数列比其相邻的奇数列多控制了交易所固定效应和地区固定效应。除此之外，为了消除异方差性等因素的影响，我们使用公司聚类效应(cluster)对回归的标准误进行了修正，并在括号里输出了修正后的双侧检验的t值。

第(1)~(10)列的回归结果显示，规模越大的公司发布年报重述的可能性越低，这和Kinney & McDaniel (1989), Palmrose et al.(2004)和Ahmed & Goodwin(2007)等的研究结论一致；杠杆率(LEV)越高的公司，年报发生重述的可能性越大，可能的原因是，违反债务契约的成本很高(DeFond & Jiambalvo, 1994)，为了避免债务违约的发生，经理人会对财务指标进行调整，这进一步导致了公司面临的风险增加，为了降低这种风险，上市公司发布财务重述。这与Kinney & McDaniel (1989) 和Richardson et al.(2002)的研究结果也是一致的。盈利能力(ROA)越好的公司，

发布年报重述的可能性越低，这与 Kinney & McDaniel (1989)的研究结果一致，这有可能是因为上市公司面临着市场融资的压力。成长性(Growth)越好的公司，发布年报重述的可能性越大，这与 Kinney & McDaniel (1989) , DeFond & Jiambalvo(1991), Richardson et al.(2002)和 Ahmed & Goodwin(2007)的研究一致。除此之外，我们发现董事会结构和市场表现并不能显著影响年报重述，这些变量在符号上与前人的研究结果是一致的。在控制了这些因素之后，第(10)列的回归结果表明，可卖空(short)的估计系数是-0.327，调整后的 t 值为 2.76，通过了 1%水平的显著性检验，这一结果不仅在统计学意义上是显著的，而且在经济学意义上也是显著的。这表明，相对于不能被做空的公司而言，能够被卖空的公司加入融资融券标的后，年报重述的可能性显著下降，即卖空机制具有显著的公司治理效应。

表7 卖空机制与年报重述

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Restate									
short	-0.532 (-4.86)***	-0.522 (-4.76)***	-0.269 (-2.30)**	-0.318 (-2.70)***	-0.261 (-2.22)**	-0.312 (-2.63)***	-0.275 (-2.33)**	-0.324 (-2.73)***	-0.274 (-2.33)**	-0.327 (-2.76)***
Size			-0.142 (-3.41)***	-0.108 (-2.57)**	-0.159 (-3.69)***	-0.119 (-2.76)***	-0.129 (-2.85)***	-0.0941 (-2.07)**	-0.130 (-2.90)***	-0.0933 (-2.07)**
LEV			0.668 (3.12)***	0.520 (2.39)**	0.726 (3.40)***	0.564 (2.60)***	0.687 (3.17)***	0.525 (2.38)**	0.688 (3.17)***	0.524 (2.38)**
ROA			-2.337 (-3.63)***	-2.093 (-3.19)***	-2.268 (-3.54)***	-2.023 (-3.12)***	-2.460 (-3.82)***	-2.260 (-3.45)***	-2.396 (-3.70)***	-2.196 (-3.34)***
Growth			0.292 (4.98)***	0.271 (4.56)***	0.302 (5.04)***	0.278 (4.58)***	0.289 (4.62)***	0.267 (4.23)***	0.292 (4.67)***	0.272 (4.28)***
BM			-0.195 (-1.13)	-0.236 (-1.38)	-0.154 (-0.90)	-0.199 (-1.17)	-0.223 (-1.26)	-0.255 (-1.45)	-0.257 (-1.40)	-0.303 (-1.65)*
Duality					0.102 (1.17)	0.130 (1.49)	0.0772 (0.88)	0.109 (1.24)	0.0794 (0.91)	0.113 (1.29)
BoardSize					0.310 (1.51)	0.243 (1.25)	0.353 (1.70)*	0.276 (1.40)	0.354 (1.71)*	0.280 (1.42)
Indep					0.497 (0.65)	0.304 (0.42)	0.432 (0.55)	0.239 (0.32)	0.438 (0.56)	0.247 (0.33)
IO							-0.271 (-1.67)*	-0.207 (-1.25)	-0.240 (-1.44)	-0.177 (-1.05)
STD									0.315 (0.44)	0.265 (0.37)
Return									-0.0927 (-1.47)	-0.104 (-1.62)
_cons	-1.984 (-9.47)***	-1.117 (-4.36)***	0.674 (0.80)	0.800 (0.93)	0.146 (0.16)	0.354 (0.37)	-0.429 (-0.44)	-0.128 (-0.13)	-0.431 (-0.45)	-0.169 (-0.18)
Exchange	No	Yes								
Region	No	Yes								
Year	Yes									
Industry	Yes									
N	13818	13818	13397	13397	13262	13262	13023	13023	12977	12977
Pseudo-R ²	0.0229	0.0393	0.0348	0.0492	0.0352	0.0501	0.0367	0.0514	0.0369	0.0516

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号中输出了双侧检验的 t 值

(三)外部市场环境的影响

上市公司所在地的金融市场环境,也有可能影响卖空对重述的抑制作用。一方面,金融市场化程度越高,企业信息透明度越高,金融市场的反馈作用就越强,卖空对经理人的约束作用就越强,对年报重述的抑制作用就应该更明显。另一方面,金融市场化程度越高,上市公司信息透明度就越高,上市公司的外部治理机制就更有效,一定程度上会替代卖空的治理效应(Massa et al., 2013; Massa et al., 2015)。因此,金融市场化程度对卖空公司治理效应的影响是不确定的。

表 8 金融市场化程度的影响

	(1) 市场化程 度高	(2) 市场化程 度低	(3) 市场化程 度高	(4) 市场化 程度低	(5) 东部	(6) 中西部	(7) 东部	(8) 中西部
short	-0.329 (-1.66)*	-0.299 (-2.04)**	-0.324 (-1.63)	-0.324 (-2.18)**	-0.272 (-1.59)	-0.302 (-1.87)*	-0.320 (-1.88)*	-0.340 (-2.06)**
Size	-0.0378 (-0.56)	-0.172 (-2.93)***	-0.0397 (-0.58)	-0.138 (-2.31)**	-0.0654 (-1.08)	-0.162 (-2.41)**	-0.0579 (-0.96)	-0.153 (-2.31)**
LEV	0.340 (0.99)	0.857 (3.07)***	0.259 (0.75)	0.725 (2.52)**	0.355 (1.16)	0.801 (2.62)***	0.319 (1.05)	0.757 (2.49)**
ROA	-2.888 (-2.64)***	-1.808 (-2.23)**	-2.926 (-2.67)***	-1.672 (-2.03)**	-3.687 (-3.80)***	-1.041 (-1.18)	-3.520 (-3.62)***	-0.860 (-0.98)
Growth	0.276 (2.46)**	0.286 (3.76)***	0.284 (2.48)**	0.276 (3.57)***	0.308 (3.28)***	0.247 (2.85)***	0.306 (3.19)***	0.241 (2.77)***
BM	-0.640 (-2.22)**	-0.0280 (-0.12)	-0.677 (-2.32)**	-0.0547 (-0.23)	-0.532 (-2.19)**	0.0238 (0.09)	-0.546 (-2.22)**	0.0650 (0.24)
Duality	0.149 (1.17)	0.0800 (0.67)	0.189 (1.46)	0.0636 (0.54)	0.0366 (0.32)	0.215 (1.60)	0.0676 (0.58)	0.183 (1.36)
BoardSize	0.265 (0.75)	0.388 (1.53)	0.277 (0.82)	0.300 (1.24)	0.379 (1.18)	0.242 (0.92)	0.395 (1.27)	0.151 (0.60)
Indep	-0.898 (-0.74)	1.189 (1.23)	-0.955 (-0.79)	1.129 (1.22)	-0.223 (-0.21)	0.795 (0.75)	-0.329 (-0.32)	0.880 (0.87)
IO	-0.276 (-1.14)	-0.250 (-1.08)	-0.237 (-0.99)	-0.134 (-0.56)	-0.434 (-1.92)*	0.0722 (0.29)	-0.375 (-1.65)*	0.160 (0.63)
STD	0.811 (0.71)	-0.235 (-0.25)	1.015 (0.89)	-0.178 (-0.19)	0.0455 (0.04)	0.678 (0.66)	-0.0223 (-0.02)	0.690 (0.67)
Return	-0.179 (-1.73)*	-0.0535 (-0.67)	-0.192 (-1.85)*	-0.0533 (-0.65)	-0.0679 (-0.78)	-0.116 (-1.24)	-0.0772 (-0.88)	-0.114 (-1.20)
_cons	-1.720 (-1.08)	0.244 (0.20)	-1.767 (-1.12)	0.252 (0.20)	-1.380 (-1.02)	0.174 (0.13)	-1.569 (-1.16)	0.664 (0.48)
Market	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Region	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6227	6750	6227	6750	7951	5026	7951	5026
Pseudo-R ²	0.0448	0.0388	0.0526	0.0509	0.0413	0.0401	0.0496	0.0516

注: ***, **, *分别表示 1%、5%、10%的显著性水平; 括号中输出了双侧检验的 t 值

为了探究在不同金融市场环境中卖空机制对年报重述的影响,本文首先使用樊纲等(2011)的金融市场化指数,将金融市场化指数大于其 75 分为点的省份定义为金融市场化程度高的地区,并按金融市场化程度高低进行分样本回归;其次,依据中国的国情,本文根据区域金融发展的状况,即东部较发达但中西部较落后-将样本分为东部和中西部两组。回归结果如表 8 所示,其中所有的回归模型均控制了行业和年度固定效应,除此之外 3、4、7、8 列还控制了交易所和地区固定效应。第(1)~(8)列的回归结果显示,卖空(short)的系数大部分显著为负。这表明,不管在

金融市场化程度高还是低的地区，相对于不能被做空的公司而言，能够被卖空的公司加入融资融券标的后，年报重述的可能性都显著下降了。另外，比较发现在市场化程度较低的地区，卖空的这种公司治理作用更加显著。这说明，发达的金融市场上本身存在较为完备的治理机制，这些机制已经在影响着公司的财务报告质量，在这样完备的市场上引入做空机制，其边际治理作用下降。相反，在那些金融落后的地区，本身治理机制较少或者比较落后，引入做空机制后，做空机制对公司治理的边际贡献较高。

(四)公司内部治理环境的差异的影响

已有的研究表明，一些治理机制(如四大审计、分析师预测、董事会等)能约束经理人的行为，如果这些机制已经存在着，经理人已经被约束着不能进行自利行为，则卖空机制就变得不太重要，即其它公司治理机制在一定程度上会抑制卖空对经理人的约束机制。因此，对于治理水平较弱的公司来说，卖空对经理人的约束作用更强 (Massa et al., 2015)。本文欲使用上市公司的盈余管理水平(IDA)来衡量现有的公司治理环境。

表9 现有的公司治理水平的影响

	(1) 盈余管理水平高	(2) 盈余管理水平低	(3) 盈余管理水平高	(4) 盈余管理水平低
short	-0.381 (-2.17)**	-0.202 (-1.23)	-0.450 (-2.56)**	-0.258 (-1.53)
Size	-0.184 (-3.00)***	-0.0611 (-0.99)	-0.145 (-2.33)**	-0.0256 (-0.40)
LEV	0.554 (2.06)**	0.771 (2.45)**	0.411 (1.49)	0.612 (1.93)*
ROA	-1.758 (-2.41)**	-4.124 (-3.29)***	-1.575 (-2.11)**	-3.919 (-3.09)***
Growth	0.241 (3.01)***	0.375 (3.63)***	0.227 (2.73)***	0.353 (3.43)***
BM	-0.0560 (-0.22)	-0.524 (-2.09)**	-0.0869 (-0.34)	-0.580 (-2.29)**
Duality	0.158 (1.41)	-0.0535 (-0.40)	0.200 (1.77)*	-0.00663 (-0.05)
BoardSize	0.687 (2.58)***	-0.0165 (-0.06)	0.590 (2.29)**	-0.0610 (-0.22)
Indep	1.195 (1.21)	-0.508 (-0.47)	0.956 (1.01)	-0.702 (-0.64)
IO	-0.102 (-0.45)	-0.377 (-1.59)	0.0541 (0.23)	-0.383 (-1.55)
STD	1.185 (1.20)	-0.850 (-0.83)	1.125 (1.12)	-0.849 (-0.80)
Return	-0.112 (-1.41)	-0.0884 (-0.86)	-0.123 (-1.50)	-0.0987 (-0.95)
_cons	-0.387 (-0.30)	-0.476 (-0.35)	-0.00770 (-0.01)	-0.526 (-0.39)
Exchange	No	No	Yes	Yes
Region	No	No	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6384	6505	6384	6505
Pseudo-R ²	0.0449	0.0369	0.0658	0.0514

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号中输出了双侧检验的 t 值

按照中位数我们将样本分为公司治理水平较好(|DA|大于中位数)和公司治理水平较差(|DA|小于等于中位数)两组, 并进行分组回归。表 10 报告了分组回归的结果, 第(1)、(3)列中卖空的系数在 5% 的水平上显著为负, 而第(2)、(4)列中卖空的系数为负但并不显著, 这表明, 对于治理水平较弱的公司而言, 卖空的公司治理效应更强, 这与 Massa et al.(2015)的研究结论一致。

五、内生性和稳健性检验

(一)内生性问题

1.逆向因果和选择偏误的诊断

Hennessy & Strebulaev(2015)对自然实验在政策评估中的使用进行了批判。他们认为, 自然实验并非一定能够有效的解决内生性问题, 它对或有的因果关系的识别仍需要一定的条件。因此, 尽管融资融券试点是一个独立的外生冲击, 我们的估计结果仍然有可能受到逆向因果和选择偏误的影响。一方面, 也许年报重述概率偏低的上市公司更有可能被选为融资融券标的。另一方面, 有可能是已有的前向趋势导致了重述的减少。即, 有可能在卖空允许之前, 标的公司重述的可能性就比较低, 而不是卖空的作用。为了消除这些顾虑, 参考 Autor(2003)和 Bertrand & Mullainathan(2003)的方法, 本文构造了模型(2), 以对基础回归的结果进行内生性诊断:

$$Pr(Restate)_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Before_{i,t-1} + \beta_2 Current_{i,t} + \beta_3 After_{i,t+1} + \beta_4 After_{i,t+2} + \beta_4 After_{i,t+2} + \beta_5 After_{i,t+3} + \beta_6 After_{i,t+4} + \gamma' Z_{i,t} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Before_{i,t-1}$ 是虚拟变量, 如果观测值是标的公司加入融资融券标的之前的第 1 年的数据, 则 $Before_{i,t-1}$ 取值为 1, 否则取 0; 如果观测值是标的公司加入标的当年的数据, 则 $Current_{i,t}$ 取值为 1; 同理, $After_{i,t+1}$, $After_{i,t+2}$, $After_{i,t+3}$ 和 $After_{i,t+4}$ 也是虚拟变量, 表征观测值是标的公司加入融资融券标的后的第一年、第二年、第三年和第四年的观测; 其他变量定义与模型(1)相同。如果模型(1)的估计结果是可信的, 即不存在逆向因果和选择偏误, 那么 β_1 的估计结果应该是不显著的, 而 β_2 , β_3 , β_4 , β_5 和 β_6 的估计结果应该至少有一个显著为负。然而, 对 β_2 的估计结果则不作要求, 因为加入标的当年, 卖空的公司治理效应有可能并不明显。当然, 如果 β_2 的估计结果显著为负, 则更说明卖空能显著减少年报重述的发生。回归结果如表 10 所示, 其中 Before、Current0、After1~ After4 均为指标变量, 分别表示加入标的前一年、当前以及加入标的之后的一至四年, 控制变量与表 7 相同。在表 10 的所有回归中, Before 的系数都是不显著的。在没有控制其他因素的情况下, 第(1)~(2)列报告了控制组和处理组公司在融资融券试点前后年报重述可能性的差别。我们发现 Before 不显著, 这表明两组公司在试点前年报重述的可能性并无显著差异。Current0、After1 和 After3 均显著, 这表明相对于不能被卖空的公司而言, 在试点之后标的公司年报重述的概率显著下降了。在控制其他影响因素的情况下, 第

(2)~(8)列报告显示: Before 的系数都不显著, 其余变量部分显著为负。这表明基础回归的结果是可靠的, 并不受逆向因果或前向趋势因素的影响。

表 10 模型诊断的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Restate									
Before	-0.215 (-1.39)	-0.217 (-1.39)	-0.0308 (-0.19)	-0.0820 (-0.51)	-0.0252 (-0.15)	-0.0758 (-0.47)	-0.0148 (-0.09)	-0.0619 (-0.38)	-0.0126 (-0.08)	-0.0619 (-0.38)
Current0	-0.362 (-2.31)**	-0.364 (-2.29)**	-0.140 (-0.85)	-0.195 (-1.18)	-0.133 (-0.81)	-0.190 (-1.15)	-0.145 (-0.87)	-0.200 (-1.19)	-0.137 (-0.83)	-0.196 (-1.17)
After1	-0.762 (-3.94)***	-0.755 (-3.87)***	-0.508 (-2.50)**	-0.561 (-2.74)***	-0.492 (-2.42)**	-0.545 (-2.66)***	-0.506 (-2.50)**	-0.556 (-2.72)***	-0.511 (-2.52)**	-0.566 (-2.77)***
After2	-0.252 (-1.20)	-0.217 (-1.03)	0.159 (0.72)	0.113 (0.51)	0.155 (0.70)	0.110 (0.49)	0.155 (0.70)	0.108 (0.48)	0.157 (0.71)	0.107 (0.48)
After3	-0.649 (-2.34)**	-0.614 (-2.22)**	-0.212 (-0.74)	-0.256 (-0.89)	-0.204 (-0.71)	-0.248 (-0.86)	-0.218 (-0.76)	-0.262 (-0.91)	-0.215 (-0.75)	-0.263 (-0.92)
After4	-0.587 (-1.12)	-0.534 (-1.01)	-0.0408 (-0.08)	-0.0867 (-0.16)	-0.0268 (-0.05)	-0.0745 (-0.14)	-0.0437 (-0.08)	-0.0968 (-0.18)	-0.0250 (-0.05)	-0.0810 (-0.15)
Size			-0.152 (-3.58)***	-0.117 (-2.72)***	-0.169 (-3.84)***	-0.128 (-2.90)***	-0.140 (-3.03)***	-0.104 (-2.24)**	-0.141 (-3.09)***	-0.103 (-2.25)**
LEV			0.682 (3.20)***	0.532 (2.45)**	0.741 (3.48)***	0.576 (2.66)***	0.703 (3.25)***	0.539 (2.45)**	0.705 (3.26)***	0.538 (2.45)**
ROA			-2.335 (-3.63)***	-2.086 (-3.18)***	-2.267 (-3.54)***	-2.016 (-3.10)***	-2.458 (-3.81)***	-2.254 (-3.44)***	-2.397 (-3.70)***	-2.192 (-3.34)***
Growth			0.298 (5.09)***	0.276 (4.67)***	0.308 (5.14)***	0.284 (4.69)***	0.295 (4.74)***	0.273 (4.34)***	0.299 (4.79)***	0.279 (4.40)***
BM			-0.190 (-1.09)	-0.237 (-1.37)	-0.150 (-0.86)	-0.200 (-1.16)	-0.217 (-1.22)	-0.254 (-1.44)	-0.252 (-1.36)	-0.302 (-1.64)
Duality					0.101 (1.16)	0.129 (1.48)	0.0765 (0.87)	0.108 (1.23)	0.0786 (0.90)	0.112 (1.28)
BoardSize					0.303 (1.47)	0.237 (1.22)	0.345 (1.66)*	0.270 (1.37)	0.346 (1.67)*	0.273 (1.38)
Indep					0.447 (0.59)	0.256 (0.35)	0.380 (0.49)	0.190 (0.26)	0.385 (0.49)	0.197 (0.27)
IO							-0.276 (-1.69)*	-0.211 (-1.27)	-0.245 (-1.47)	-0.181 (-1.07)
STD								0.286 (0.40)	0.251 (0.35)	0.251 (0.35)
Return								-0.0918 (-1.46)	-0.103 (-1.61)	-0.103 (-1.61)
_cons	-1.930 (-9.17)***	-1.072 (-4.17)***	0.925 (1.07)	1.012 (1.16)	0.425 (0.44)	0.595 (0.62)	-0.132 (-0.13)	0.134 (0.13)	-0.121 (-0.12)	0.101 (0.10)
Exchange	No	Yes								
Region	No	Yes								
Year	Yes									
Industry	Yes									
N	13818	13818	13397	13397	13262	13262	13023	13023	12977	12977
Pseudo-R ²	0.0232	0.0396	0.0352	0.0496	0.0356	0.0504	0.0371	0.0517	0.0374	0.0520

注: ***, **、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平; 括号中输出了双侧检验的 t

2.安慰剂测试(placebo test)

进一步, 为了使本文的结论不受遗漏变量或其他不可观察的横截面的或时变的因素的干扰, 参考 Chen et al.(2015)的方法, 本文又设计了安慰剂实验(placebo test)。具体的来说, 本文首先使用 Rosenbaum & Rubin (1983)最早提出的得分倾向匹配的方法对融资融券标的的股票进行匹配, 再使用 logit 模型对控制组(标的公司样本)和处理组(匹配上的非标的公司样本)分组回归。具体步骤如下: 第一步, 构造匹配样本。考虑到融资融券试点的开始日期是 2010 年 12 月 3 日, 我们选择融资融券标的调入前一年的公司数据以及 2009 年以后尚未加入融券标的的公司年度数据作为匹配样本; 第二步, 计算被选为融资融券标的的倾向得分。具体地说, 首先, 估计一个 logit 模型, 其中, 被解释变量是融券调入(Treat), 如果 t 年该公司被选为融资融券标的, Treat 取值

为 1，反之取 0。解释变量包括公司规模(Size)、资产负债率(LEV)、账面市值比(BM)等，同时我们也控制了行业、年份、省份和交易所固定效应。然后，我们利用 logit 回归的系数估计了样本公司在该年度被选入融资融券标的的概率，作为倾向得分；第三步，我们采用一对一最近邻匹配的方法对样本进行匹配。匹配后的样本包含 583 组(1166 个)公司年度数据^①。表 11 给出了两组样本的多变量 t 检验的结果。结果显示，控制组和对照组在年报重述、资产负债率、收益率波动率和账面市值比等方面无显著差异。

表 11 标的公司和配对公司在加入标的前一年匹配变量的比较

Variable	Treated firms				Matched control firms				Difference of stats	
	N	Mean	SD	Median	N	Mean	SD	Median	Median	Means
Restate	583	0.093	0.290	0.000	583	0.105	0.306	0.000	0.0000	-0.0120
Size	583	22.792	1.095	22.746	583	22.482	0.920	22.424	0.3220	0.3100
BM	583	0.464	0.297	0.392	583	0.483	0.260	0.428	-0.0360	-0.0190
LEV	583	0.507	0.201	0.516	583	0.492	0.232	0.508	0.0080	0.0160
STD	583	0.122	0.045	0.113	583	0.123	0.048	0.113	0.0000	-0.0010

注：其中 N、Mean、SD 和 Median 分别表示观测值数目、变量的均值、方差和中位数

表 12 安慰剂测试(placebo test)的结果

	Treat Group			(4)	Matched Group			(8)
	(1)	(2)	(3)		(5)	(6)	(7)	
	Restate	Restate	Restate	Restate	Restate	Restate	Restate	Restate
short	-0.471 (-2.02)**	-0.463 (-1.97)**	-0.485 (-2.07)**	-0.489 (-2.09)**	-0.000433 (-0.00)	0.00508 (0.03)	-0.0120 (-0.08)	0.00696 (0.04)
Size	-0.0709 (-1.01)	-0.0697 (-0.96)	-0.0332 (-0.43)	-0.0451 (-0.60)	-0.0773 (-0.88)	-0.103 (-1.10)	-0.0798 (-0.82)	-0.0976 (-0.99)
LEV	0.594 (1.27)	0.606 (1.29)	0.642 (1.37)	0.700 (1.49)	-0.00207 (-0.01)	0.0746 (0.24)	0.0619 (0.19)	0.168 (0.51)
ROA	-2.605 (-2.04)**	-2.611 (-2.03)**	-2.268 (-1.75)*	-1.979 (-1.52)	-1.544 (-1.11)	-1.494 (-1.03)	-1.920 (-1.30)	-2.006 (-1.38)
Growth	0.106 (0.79)	0.121 (0.91)	0.0703 (0.51)	0.111 (0.80)	0.195 (2.63)***	0.205 (2.70)***	0.192 (2.50)**	0.186 (2.41)**
BM	-0.431 (-1.52)	-0.433 (-1.51)	-0.507 (-1.70)*	-0.616 (-2.01)**	0.0253 (0.07)	0.120 (0.31)	0.0478 (0.12)	0.0401 (0.10)
Duality		0.0190 (0.14)	0.0217 (0.15)	0.0215 (0.15)		-0.00447 (-0.02)	0.0406 (0.20)	0.0199 (0.10)
BoardSize		0.0593 (0.18)	0.0149 (0.04)	0.0323 (0.10)		0.0887 (0.21)	0.142 (0.32)	0.0726 (0.16)
Indep		-1.097 (-0.85)	-1.062 (-0.83)	-1.089 (-0.84)		0.579 (0.37)	0.522 (0.32)	0.527 (0.32)
IO			-0.395 (-1.35)	-0.410 (-1.38)			0.0921 (0.25)	0.110 (0.29)
STD				-0.615 (-0.47)				-0.774 (-0.49)
Return				-0.139 (-1.45)				0.00420 (0.03)
_cons	-0.0446 (-0.03)	0.230 (0.14)	-0.355 (-0.22)	0.0633 (0.04)	0.448 (0.23)	0.532 (0.23)	0.0220 (0.01)	0.574 (0.23)
N	4974	4941	4906	4898	4210	4170	4106	4067
Pseudo-R ²	0.0585	0.0586	0.0603	0.0620	0.0767	0.0773	0.0796	0.0811

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号中输出了双侧检验的 t 值

^① 在匹配时，由于部分样本不满足共同支撑假设(Common Support Assumption)，没有找到配对公司，我们最后配对成功的公司年度样本有 583 个。

接下来,根据安慰剂测试的做法,我们使用模型1分别对融资融券标的公司样本和匹配上的非标的公司样本进行分组回归,回归结果如表12所示。表12的(1)~(4)列报告了处理组(融资融券标的公司)的回归结果,(5)~(8)列报告了控制组(匹配组)的回归结果。显然,(1)~(4)中short的系数均在5%的水平上显著为负,而(5)~(8)列中short的系数很小且不显著。这一结果表明,对于能够卖空的公司来说,在卖空允许后年报重述的可能性显著下降了;对于不能被卖空的控制组公司来说,年报重述状况几乎没有发生变化。另外,控制组和匹配组除了是否能卖空之外,在其他方面没有显著差异。这说明的确是卖空禁制的放开抑制了年报重述的发生。

(二)稳健性检验

1.融券标的被调出后年报重述的变化

参考李志生等(2015)的做法,本文进一步考察了融券调出对上市公司年报重述的影响,以证明以上结论的稳健性。基本的逻辑是:如果上市公司在加入融券标的后年报重述降低而调出后年报重述增加了,那么就说明卖空的确能够抑制年报重述。

表13 融券调出后重述的变化

	(1)	(2)	(3)	(4)
short	-0.296 (-2.47)**	-0.289 (-2.40)**	-0.302 (-2.51)**	-0.304 (-2.53)**
Out	0.608 (1.65)*	0.611 (1.67)*	0.609 (1.66)*	0.618 (1.68)*
Size	-0.113 (-2.68)***	-0.124 (-2.86)***	-0.0989 (-2.17)**	-0.0981 (-2.18)**
LEV	0.518 (2.38)**	0.562 (2.59)***	0.524 (2.37)**	0.522 (2.37)**
ROA	-2.089 (-3.19)***	-2.019 (-3.12)***	-2.257 (-3.46)***	-2.192 (-3.34)***
Growth	0.274 (4.63)***	0.282 (4.65)***	0.271 (4.30)***	0.276 (4.35)***
BM	-0.244 (-1.42)	-0.207 (-1.21)	-0.262 (-1.50)	-0.311 (-1.69)*
Duality		0.130 (1.50)	0.110 (1.25)	0.113 (1.29)
BoardSize		0.238 (1.23)	0.271 (1.38)	0.275 (1.39)
Indep		0.306 (0.42)	0.240 (0.33)	0.248 (0.34)
IO			-0.205 (-1.24)	-0.175 (-1.03)
STD				0.276 (0.38)
Return				-0.104 (-1.63)
_cons	0.888 (1.04)	0.448 (0.47)	-0.0279 (-0.03)	-0.0683 (-0.07)
N	13397	13262	13023	12977
Pseudo-R ²	0.0495	0.0504	0.0517	0.0519

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号中输出了双侧检验的t值;在每一个模型估计时,我们都控制了年份、行业、地区和交易所固定效应

基本的模型设定如下:

$$Pr(Restate)_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 short_{i,t} + \beta_2 Out_{i,t} + \gamma' Z_{i,t} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, *Out* 是一个指标变量, 当融券标的被调出后, 取值为 1, 反之取值为 0。其他变量的定义与模型(1)相同。如果 β_1 显著为负, 并且 β_2 显著为正, 则说明卖空能够显著降低年报重述, 具有公司治理效应, 回归结果如表 13。在表 13 各列我们均控制了年份、行业、地区和交易所固定效应, 其中, *short* 的系数均显著为负, 这表示允许卖空能够显著抑制年报重述; 另外, *Out* 的系数在 10% 的水平上显著为正, 这说明在融券标的被调出后, 年报重述显著增加了。这两点结果进一步证明了卖空的公司治理效应。

2. 其他稳健性检验

除此之外, 本文还做了以下稳健性检验: (1) 使用包含金融类企业的全样本进行回归; (2) 使用面板固定效应模型对表 7 的结果重新估计; (3) 使用证监会 6 类行业分类。在稳健性检验中, 我们都无一例外的使用了 Autor(2003) 的方法对模型进行诊断。在所有的稳健性检验的中, *short* 的系数大都显著为负, 这进一步证实了本文结论的稳健性, 表 14 报告了部分稳健性检验的结果。其中, 全样本估计中控制了行业-年份-交易所-地区固定效应, 面板估计中我们控制了年份。

表 14 其他稳健性检验结果

	(1) 全样本	(2) 全样本	(3) 全样本	(4) 全样本	(5) FE	(6) FE	(7) FE	(8) FE
short	-0.274 (-2.47)**	-0.269 (-2.42)**	-0.278 (-2.49)**	-0.277 (-2.49)**	-0.434 (-2.79)***	-0.419 (-2.68)***	-0.457 (-2.91)***	-0.472 (-3.01)***
Size	-0.117 (-2.79)***	-0.128 (-2.97)***	-0.107 (-2.40)**	-0.108 (-2.42)**	-0.147 (-1.29)	-0.195 (-1.67)*	-0.126 (-1.02)	-0.143 (-1.15)
LEV	0.533 (2.48)**	0.577 (2.69)***	0.545 (2.50)**	0.551 (2.53)**	0.973 (2.43)**	1.104 (2.69)***	1.123 (2.55)**	1.144 (2.58)***
ROA	-1.953 (-3.00)***	-1.880 (-2.92)***	-2.126 (-3.27)***	-2.064 (-3.16)***	-0.335 (-0.39)	-0.263 (-0.31)	-0.590 (-0.67)	-0.441 (-0.50)
Growth	0.230 (4.20)***	0.235 (4.19)***	0.224 (3.83)***	0.230 (3.89)***	0.320 (3.79)***	0.333 (3.89)***	0.313 (3.50)***	0.337 (3.66)***
BM	-0.177 (-1.05)	-0.144 (-0.86)	-0.186 (-1.09)	-0.232 (-1.29)	-0.165 (-0.62)	-0.132 (-0.49)	-0.263 (-0.95)	-0.415 (-1.43)
Duality		0.121 (1.40)	0.102 (1.16)	0.104 (1.19)		-0.0345 (-0.22)	-0.0584 (-0.37)	-0.0763 (-0.48)
BoardSize		0.233 (1.22)	0.264 (1.37)	0.269 (1.39)		1.001 (2.40)**	0.983 (2.34)**	1.022 (2.43)**
Indep		0.337 (0.48)	0.273 (0.38)	0.302 (0.42)		0.474 (0.39)	0.471 (0.38)	0.616 (0.49)
IO			-0.161 (-0.95)	-0.140 (-0.81)			-0.503 (-1.74)*	-0.426 (-1.45)
STD				0.115 (0.16)				-0.950 (-1.01)
Return				-0.0988 (-1.60)				-0.120 (-1.52)
_cons	0.892 (1.04)	0.450 (0.48)	0.0585 (0.06)	0.0496 (0.05)	1.074 (0.38)	-0.647 (-0.21)	-1.817 (-0.56)	-1.379 (-0.42)
N	13724	13585	13346	13296	7074	6967	6720	6688
Pseudo-R ²	0.0499	0.0507	0.0519	0.0518	0.0930	0.0938	0.0951	0.0950

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; 括号中输出了双侧检验的 t 值

六、潜在机制

进一步, 本文探究了卖空发挥公司治理效应的潜在机制。相对公司的内部治理而言, 卖空是上市公司的一个外部治理机制, 其治理效应的发挥可能需要一个链接资本市场和经理人的信息中介。Yu(2008) 和 Knyazeva(2007)等的研究表明, 证券分析师是链接企业、市场和投资者之间的一个重要的信息中介。因此, 本文直接探究分析师跟踪是否是卖空发挥公司治理效应的潜在机制。

首先, 已有的大量研究表明, 卖空交易者是知情交易者(Senchack & Starks, 1993; Asquith et al., 2005; Cohen et al., 2007; Boehmer et al., 2008), 他们能够通过挖掘私有信息(Karpoff & Lou, 2010)或者更深入的分析公开信息(Engelberg et al., 2012)去做空获利。因此, 在融资融券试点开启后, 卖空者对那些能够挖掘(传递)标的公司私有信息的和深入分析标的公司公开信息的人才的需求会显著增加。然而, 最典型的能够同时具备这两种能力的人才只有证券分析师。另外, Healy & Palepu(2001)的研究发现, 分析师等信息中介在创造私有信息时(研报或评级报告等)时, 能够发现经理人的不当行为。Christophe et al.(2010)研究发现, 在分析师评级下调之前, 卖空会显著增加。这也表明, 分析师跟踪和卖空之间似乎有某种联系, 如分析师为卖空交易者提供私有信息或分析公开信息。因此, 本文假设: 卖空允许后, 跟踪标的公司的分析师人数会显著增加。其次, Jensen & Meckling(1976)和 Healy & Palepu(2001)提出的监督假说认为, 分析师能够降低信息不对称, 监督经理人行为, 降低两权分离下的委托代理问题。除此之外, 证券分析师还能促使其它的公司治理机制得以有效运行(李春涛等, 2014), 是上市公司一个重要的外部治理机制(Yu, 2008; Knyazeva, 2007)。基于此, 我们提出一个合理的假设: 分析师跟踪能够显著减少上市公司年报重述。最后, 我们将以上两个假设合起来看, 就是卖空可以通过吸引更多的分析师跟踪来抑制上市公司的年报重述。本部分的研究思路是: 1)检验卖空允许后分析师跟踪是否显著增加。2)如果卖空后分析师跟踪显著增加了, 我们再检验在卖空和分析师同时作用下, 标的公司年报重述是否减少。如果分析师跟踪能够显著抑制财务重述发生, 且卖空(short)的系数和t值都显著小于没考虑分析师跟踪影响时的系数和t值, 这就表明卖空的对年报重述的抑制作用一部分是通过分析师跟踪来实现的, 即分析师跟踪是卖空发挥公司治理作用的一个潜在机制。本文构造的模型如下:

$$Analyst_{i,t} = \alpha_i + \beta short_{i,t} + \gamma'Z_{i,t} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Pr(Restate)_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 short_{i,t} + \beta_2 Analyst_{i,t} + \gamma'Z_{i,t} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, *Analyst* 表示分析师跟踪, 其代理变量包括跟踪券商数量(Broker)、分析师人数(Analyst)和研报数量(FRpt); 其他变量定义与模型(1)相同。分析师跟踪是卖空发挥公司治理效应的潜在机制, 那么应有: (1)卖空允许后标的公司的分析师跟踪会显著增加, 模型(3)中虚拟变量 *short* 的系数 β 显著为正; (2)分析师跟踪会显著减少财务重述, 模型(4)中的变量 *Analyst* 的系数 β_2 显

著为负；(3)卖空对重述的抑制作用一部分是经过分析师来传导的，即模型(4)中的 β_1 显著为负。表 15 报告了本部分的回归结果，我们分别使用跟踪券商公司数、分析师人数和研报份数的作为分析师跟踪的代理变量。表 15 的奇数列，报告了卖空允许后分析师跟踪的变化。其中被解释变量分别为跟踪券商公司数、分析师人数和研报份数，关键的解释变量是卖空(*short*)。结果显示，卖空的系数均在 1%的水平上显著为正。这表明，相对于不可卖空的公司而言，标的公司在加入融资融券标的后，分析师跟踪显著增加了。表 15 的偶数列，报告了在同时考虑到卖空和分析师的作用时，卖空对上市公司年报重述的影响。其中被解释变量是年报重述(*Restatement*)，关键的解释变量是卖空(*short*)和分析师跟踪(*Broker*、*Analyst* 和 *FRPt*)。结果显示，分析师跟踪的系数均在 1%的水平上显著为负，这表明分析师能显著抑制年报重述。另外，卖空(*short*)的系数仍至少在 10%的水平上显著为负。与表 7 第(10)列基础回归中 *short* 的系数和 t 值相比较，表 15 偶数列中 *short* 的系数和 t 值显著下降了。这表明，卖空对年报重述的抑制作用一部分是通过分析师跟踪来实现的，即分析师跟踪是卖空发挥公司治理效应的一个潜在机制。

表 15 分析师在卖空影响年报重述中的作用

	(1) Broker	(2) Restate	(3) Broker	(4) Restate	(5) Analyst	(6) Restate	(7) Analyst	(8) Restate	(9) FRpt	(10) Restate	(11) FRpt	(12) Restate
short	0.188 (5.86) ^{***}	-0.245 (-2.08) ^{**}	0.198 (6.31) ^{***}	-0.296 (-2.48) ^{**}	0.261 (6.64) ^{***}	-0.243 (-2.06) ^{**}	0.273 (7.11) ^{***}	-0.294 (-2.46) ^{**}	0.281 (5.27) ^{***}	-0.247 (-2.09) ^{**}	0.296 (5.68) ^{***}	-0.297 (-2.49) ^{**}
Size	0.572 (36.08) ^{***}	-0.0554 (-1.13)	0.593 (37.90) ^{***}	-0.00984 (-0.20)	0.674 (35.51) ^{***}	-0.0620 (-1.26)	0.699 (37.14) ^{***}	-0.0186 (-0.38)	0.910 (35.38) ^{***}	-0.0549 (-1.13)	0.942 (37.17) ^{***}	-0.00945 (-0.19)
LEV	-0.936 (-10.78) ^{***}	0.555 (2.54) ^{**}	-0.982 (-11.64) ^{***}	0.376 (1.70) [*]	-1.101 (-10.52) ^{***}	0.566 (2.59) ^{**}	-1.153 (-11.32) ^{***}	0.392 (1.77) [*]	-1.339 (-9.50) ^{***}	0.565 (2.60) ^{**}	-1.409 (-10.32) ^{***}	0.388 (1.75) [*]
ROA	4.373 (20.02) ^{***}	-1.927 (-2.90) ^{***}	4.159 (19.52) ^{***}	-1.712 (-2.54) ^{**}	5.270 (19.98) ^{***}	-1.961 (-2.95) ^{***}	5.010 (19.42) ^{***}	-1.754 (-2.60) ^{**}	7.200 (19.97) ^{***}	-1.908 (-2.86) ^{**}	6.852 (19.46) ^{***}	-1.690 (-2.49) ^{**}
Growth	-0.0351 (-1.73) [*]	0.281 (4.56) ^{***}	-0.0445 (-2.24) ^{**}	0.260 (4.16) ^{***}	-0.0434 (-1.77) [*]	0.282 (4.57) ^{***}	-0.0548 (-2.28) ^{**}	0.261 (4.16) ^{***}	-0.0857 (-2.68) ^{***}	0.279 (4.53) ^{***}	-0.100 (-3.22) ^{***}	0.258 (4.12) ^{***}
BM	-0.847 (-13.39) ^{***}	-0.370 (-2.00) ^{**}	-0.911 (-14.62) ^{***}	-0.434 (-2.35) ^{**}	-0.933 (-12.25) ^{***}	-0.353 (-1.91) [*]	-1.009 (-13.41) ^{***}	-0.413 (-2.24) ^{**}	-1.174 (-11.05) ^{***}	-0.359 (-1.94) [*]	-1.278 (-12.19) ^{***}	-0.423 (-2.29) ^{**}
Duality	0.147 (4.56) ^{***}	0.0983 (1.12)	0.122 (3.85) ^{***}	0.129 (1.47)	0.183 (4.66) ^{***}	0.0974 (1.11)	0.153 (3.98) ^{***}	0.128 (1.46)	0.221 (4.21) ^{***}	0.0975 (1.11)	0.178 (3.45) ^{***}	0.128 (1.46)
BoardSize	0.288 (3.78) ^{***}	0.386 (1.87) [*]	0.273 (3.61) ^{***}	0.319 (1.62)	0.313 (3.44) ^{***}	0.381 (1.84) [*]	0.297 (3.29) ^{***}	0.312 (1.58)	0.389 (3.13) ^{***}	0.383 (1.85) [*]	0.362 (2.94) ^{***}	0.313 (1.59)
Indep	0.182 (0.72)	0.463 (0.60)	0.153 (0.63)	0.277 (0.37)	0.113 (0.38)	0.451 (0.58)	0.0906 (0.31)	0.266 (0.36)	0.350 (0.87)	0.470 (0.61)	0.314 (0.80)	0.282 (0.38)
IO	0.900 (14.75) ^{***}	-0.122 (-0.71)	0.906 (15.50) ^{***}	-0.0402 (-0.23)	1.069 (14.61) ^{***}	-0.131 (-0.77)	1.078 (15.33) ^{***}	-0.0533 (-0.31)	1.504 (15.34) ^{***}	-0.115 (-0.67)	1.512 (16.04) ^{***}	-0.0334 (-0.19)
STD	-0.422 (-2.18) ^{**}	0.247 (0.35)	-0.335 (-1.81) [*]	0.209 (0.29)	-0.138 (-0.59)	0.290 (0.41)	-0.0340 (-0.15)	0.255 (0.35)	-1.049 (-3.25) ^{***}	0.215 (0.30)	-0.901 (-2.90) ^{***}	0.175 (0.24)
Return	-0.0653 (-5.00) ^{***}	-0.0996 (-1.57)	-0.0747 (-5.90) ^{***}	-0.113 (-1.76) [*]	-0.0735 (-4.72) ^{***}	-0.0989 (-1.56)	-0.0843 (-5.58) ^{***}	-0.112 (-1.74) [*]	-0.111 (-4.99) ^{***}	-0.101 (-1.59)	-0.126 (-5.87) ^{***}	-0.115 (-1.78) [*]
Broker		-0.125 (-3.15) ^{***}		-0.136 (-3.33) ^{***}								
Analyst						-0.0961 (-2.95) ^{***}		-0.103 (-3.08) ^{***}				
FRpt										-0.0788 (-3.31) ^{***}		-0.0856 (-3.49) ^{***}
_cons	-10.66 (-29.83) ^{***}	-1.991 (-1.90) [*]	-11.08 (-28.07) ^{***}	-1.930 (-1.82) [*]	-12.61 (-29.86) ^{***}	-1.835 (-1.77) [*]	-13.14 (-28.23) ^{***}	-1.731 (-1.65) [*]	-16.78 (-28.87) ^{***}	-2.009 (-1.92) [*]	-17.50 (-28.17) ^{***}	-1.943 (-1.84) [*]
N	12977	12977	12977	12977	12977	12977	12977	12977	12977	12977	12977	12977
R ² /Pseudo-R ²	0.5702	0.0382	0.5883	0.0530	0.5622	0.0380	0.5793	0.0528	0.5528	0.0383	0.5708	0.0531

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号中输出了双侧检验的 t 值

七、应计盈余管理和微利

Dechow et al.(2010)认为盈余信息质量可以从三个方面来衡量,一是盈余的属性,包括盈余的持续、应计盈余管理、报告微利等,二是投资者对盈余的反应,三是盈余错误陈述的外部指标,如财务重述、会计审计信息强制披露等。国内研究普遍采用第一种和第三种指标来代理盈余信息质量,因此,本文还选取应计盈余管理和企业是否报告微利作为盈余信息质量的代理变量,进一步证明卖空机制的公司治理作用。本部分的基本模型如下:

$$Earnings\ Quality_{i,t} = \alpha_i + \beta short_{i,t} + \gamma' Z_{i,t} + \delta_t + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,*Earnings Quality*表示盈余信息质量,其代理指标包括应计盈余管理规模(|DA|)和报告微利(SmallProfit), |DA|定义如前文, SmallProfit 是一个虚拟变量,参考李春涛等(2014),当 $0 < ROE \leq 0.015$ 时,其取值为 1,否则取值为 0,其他变量的定义与模型(1)相同。

表 16 卖空与应计盈余管理规模

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
short	-0.00648 (-2.15)**	-0.00723 (-2.29)**	-0.00701 (-2.22)**	-0.00632 (-1.99)**	-0.00684 (-2.15)**	-0.00702 (-2.21)**	-0.00673 (-2.11)**	-0.00636 (-1.99)**
Size		-0.00678 (-3.20)***	-0.00732 (-3.41)***	-0.00861 (-3.92)***	-0.00824 (-3.72)***	-0.00757 (-3.28)***	-0.00694 (-2.95)***	-0.00475 (-1.90)*
BM		-0.0360 (-6.77)***	-0.0348 (-6.41)***	-0.0327 (-5.97)***	-0.0335 (-6.10)***	-0.0341 (-5.84)***	-0.0357 (-5.98)***	-0.0387 (-6.36)***
LEV		0.0325 (3.95)***	0.0362 (4.14)***	0.0396 (4.48)***	0.0366 (4.11)***	0.0379 (4.15)***	0.0361 (3.91)***	0.0329 (3.53)***
BIG4		0.00586 (0.77)	0.00600 (0.79)	0.00593 (0.78)	0.00585 (0.77)	0.00489 (0.64)	0.00488 (0.63)	0.00469 (0.61)
sdCFO3		0.178 (6.66)***	0.177 (6.62)***	0.175 (6.55)***	0.176 (6.58)***	0.173 (6.46)***	0.173 (6.46)***	0.172 (6.44)***
ROA			0.0235 (1.25)	0.0215 (1.14)	0.0197 (1.04)	0.0198 (1.02)	0.0207 (1.06)	0.0266 (1.36)
AGE			0.0164 (2.14)**	0.0171 (2.23)**	0.0172 (2.26)**	0.0196 (2.55)**	0.0197 (2.56)**	0.0197 (2.56)**
shrs				0.000349 (2.79)***	0.000363 (2.88)***	0.000477 (3.62)***	0.000464 (3.51)***	0.000471 (3.56)***
indpt_ratio					-0.0295 (-1.17)	-0.0333 (-1.31)	-0.0327 (-1.29)	-0.0324 (-1.27)
Directors					-0.00718 (-0.84)	-0.00856 (-0.99)	-0.00852 (-0.98)	-0.00810 (-0.93)
STD						0.00900 (0.45)	0.00933 (0.46)	0.0111 (0.55)
Return						0.000972 (0.60)	0.000666 (0.41)	0.000346 (0.21)
IO						-0.0171 (-2.80)***	-0.0169 (-2.77)**	-0.0146 (-2.37)**
HS300							-0.00499 (-1.28)	-0.00410 (-1.04)
Broker								-0.00405 (-2.62)***
_cons	0.0938 (40.69)***	0.209 (4.59)***	-0.0232 (-0.19)	-0.0131 (-0.11)	0.00435 (0.04)	-0.0368 (-0.30)	-0.0505 (-0.41)	-0.0925 (-0.74)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	13426	12543	12543	12542	12421	12209	12209	12209
R ²	0.0239	0.0355	0.0360	0.0367	0.0366	0.0371	0.0372	0.0379

注: ***, **, *分别表示 1%、5%、10%的显著性水平; 括号中输出了双侧检验的 t 值

如果 β 显著为负，则说明卖空能够显著减少应计盈余管理或降低企业报告微利的可能性，改善了上市公司的盈余信息质量，具有一定的公司治理效应。回归结果如表 16 和表 17。由表 17，short 的系数皆在 5%的水平上显著为负，这表明卖空机制在一定程度上约束了管理层的盈余操纵动机，能够显著减少上市公司的应计盈余管理，改善了盈余信息质量，增加了公司治理。表 18 的结果也同样支持以上的结论。

表 17 卖空与上市公司报告微利

	(1)	(2)	(3)
short	-0.561 (-4.51) ^{***}	-0.233 (-1.69) [*]	-0.240 (-1.68) [*]
Size		-0.303 (-5.44) ^{***}	-0.240 (-3.62) ^{***}
BM		2.470 (13.29) ^{***}	2.416 (11.83) ^{***}
LEV		-1.044 (-3.94) ^{***}	-1.281 (-4.83) ^{***}
ROA		-8.920 (-15.61) ^{***}	-8.100 (-13.91) ^{***}
Growth		-0.195 (-1.53)	-0.205 (-1.75) [*]
BIG4			-0.421 (-1.89) [*]
sdCFO4			0.493 (0.56)
AGE			0.0248 (2.30) ^{**}
shrs			0.000242 (0.06)
STD			3.159 (3.89) ^{***}
Return			-0.154 (-1.84) [*]
IO			-1.015 (-4.37) ^{***}
_cons	-1.986 (-6.14) ^{***}	4.193 (3.72) ^{***}	2.619 (1.94) [*]
Exchange	Yes	Yes	Yes
Region	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
N	13818	13397	12353
Pseudo-R ²	0.0373	0.1128	0.1208

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号中输出了双侧检验的 t 值

八、结论与政策建议

依托我国实施融资融券试点这一准自然实验，利用中国上市公司 2006~2014 年的数据，通过双重差分估计和安慰剂试验，本文研究了卖空机制对盈余质量的影响，检验了卖空机制的公司治理效应。首先，本文发现，卖空机制能够显著抑制年报重述的发生。卖空虽然可能会放大市场风险，但是其对经理人行为的规范和监督作用也不容忽视。进一步研究发现，对于金融市场欠发达、治理水平较差的公司来说，这种抑制作用更加明显，这表明卖空机制可以弥补外部

金融市场对上市公司的监管不足以及改善现有的公司治理。通过多时点双重差分和安慰剂测试，本文解决了潜在的内生性问题，这使得本文得出的结论更加可靠。再者，本文探究了卖空机制发挥公司治理效应的潜在机制。在控制了其他因素的影响之后，本文发现卖空可以通过分析师跟踪来抑制年报重述。最后，本文使用应计盈余管理和企业是否报告微利作为盈余信息质量的代理变量进一步证明了前文结论的稳健性。

本文的研究结果进一步证明了证券监管层在中国市场引进卖空机制的前瞻性。结合已有的基于市场效率角度的研究结论，卖空机制的引入不仅能够增加中国资本市场的有效性，还能够有效约束经理人的行为、缓解委托代理问题，具有一定的外部公司治理效应。本文的结论也为卖空机制影响公司行为的研究提供了一个新兴市场的证据。因此，从融资融券的角度来看，证券监管部门应该扩大融资融券试点和转融通试点范围，以增加融券标的的多样性和可容量；普及融券交易知识，增强投资者择机融券获利的意识，以增加资本市场的活力；扩大可充当保证金的证券种类，降低融券成本，从而逐渐消除融券交易壁垒。从卖空的角度，证券监管部门应该坚决执行党中央深化金融市场改革的号召，增加卖空交易的途径，鼓励金融创新，以促进我国金融市场的健康全面发展。

参考文献

- 陈国进和张贻军, 2009, “异质信念, 卖空限制与我国股市的暴跌现象研究,” 金融研究, (4), pp. 80-91.
- 陈国进, 张贻军和刘淳, 2010, “机构投资者是股市暴涨暴跌的助推器吗?——来自上海 A 股市场的经验证据,” 金融研究, (11), pp. 45-59.
- 陈晖丽和刘峰, 2014, “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, 9, pp. 006.
- 陈淼鑫和郑振龙, 2008, “卖空机制对证券市场的影响 [J],” 世界经济, 12, pp.
- 杜兴强和雷宇, 2009, “上市公司年报披露的及时性: 公司业绩与审计意见的影响,” 财贸研究, (1), pp. 133-139.
- 古志辉, 郝项超和张永杰, 2011, “卖空约束, 投资者行为和 A 股市场的定价泡沫,” 金融研究, (2), pp. 129-148.
- 李春涛, 宋敏和张璇, 2014, “分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据,” 金融研究, (7), pp. 124-139.
- 李科, 徐龙炳和朱伟骅, 2014, “卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据,” 经济研究, 49(10), pp. 165-178.
- 李志生, 陈晨和林秉旋, 2015, “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,” 经济研究, 50(4), pp. 165-177.
- 廖士光和杨朝军, 2006, “卖空交易机制, 波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究,” 管理世界, (12), pp. 6-13.
- 王小鲁, 樊纲和李飞跃, 2012, “中国分省企业经营环境指数 2011 年报告,” 中信出版社。
- 肖浩和孔爱国, 2014, “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, (8), pp. 30-43.
- 许红伟和陈欣, 2012, “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, (5), pp. 52-61.
- 杨阳和万迪昉, 2010, “不同市态下投资者情绪与股市收益, 收益波动的异化现象——基于上证股市的实证分析,” 系统工程, (1), pp. 19-23.
- 中国经济增长前沿课题组, 2013, “中国经济转型的结构性特征、风险与效率提升路径,” 经济研究, (10), pp. 4-17.
- Agrawal A., J. F. Jaffe and J. M. Karpoff, 1999, “Management Turnover and Governance Changes Following the Revelation of Fraud*,” The Journal of Law and Economics, 42(S1), pp. 309-342.
- Ahmed K. and J. Goodwin, 2007, “An empirical investigation of earnings restatements by Australian firms,” Accounting & Finance, 47(1), pp. 1-22.
- Asquith P., P. A. Pathak and J. R. Ritter, 2005, “Short interest, institutional ownership, and stock returns,” Journal of Financial Economics, 78(2), pp. 243-276.
- Autor D. H., 2003, “Outsourcing at will: The contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing,” Journal of labor economics, 21(1), pp. 1-42.
- Bertrand M. and S. Mullainathan, 2003, “Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences,” Journal of Political Economy, 111(5), pp. 1043-1075.
- Boehmer E., C. M. Jones and X. Zhang, 2008, “Which shorts are informed?,” The Journal of Finance, 63(2), pp. 491-527.
- Bond P., A. Edmans and I. Goldstein, 2011, “The real effects of financial markets,” National Bureau of Economic Research.
- Burns N. and S. Kedia, 2006, “The impact of performance-based compensation on misreporting,” Journal of Financial Economics, 79(1), pp. 35-67.

- Chang E. C., J. W. Cheng and Y. Yu, 2007, "Short - sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market," *The Journal of Finance*, 62(5), pp. 2097-2121.
- Chen Q., I. Goldstein and W. Jiang, 2007, "Price informativeness and investment sensitivity to stock price," *Review of Financial Studies*, 20(3), pp. 619-650.
- Chen T., J. Harford and C. Lin, 2015, "Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments," *Journal of Financial Economics*, 115(2), pp. 383-410.
- Christophe S. E., M. G. Ferri and J. J. Angel, 2004, "Short - selling prior to earnings announcements," *The Journal of Finance*, 59(4), pp. 1845-1876.
- Christophe S. E., M. G. Ferri and J. Hsieh, 2010, "Informed trading before analyst downgrades: Evidence from short sellers," *Journal of Financial Economics*, 95(1), pp. 85-106.
- Chu Y., 2015, "Short Selling and the Product Market: Evidence from Sho," Available at SSRN, pp.
- Cohen L., K. B. Diether and C. J. Malloy, 2007, "Supply and demand shifts in the shorting market," *The Journal of Finance*, 62(5), pp. 2061-2096.
- De Angelis D., G. Grullon and S. Michenaud, 2014, "The effects of short-selling threats on incentive contracts: Evidence from a natural experiment," Available at SSRN 2238236, pp.
- Dechow P., W. Ge and C. Schrand, 2010, "Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences," *Journal of accounting and economics*, 50(2), pp. 344-401.
- Dechow P. M. et al., 2001, "Short-sellers, fundamental analysis, and stock returns," *Journal of Financial Economics*, 61(1), pp. 77-106.
- Dechow P. M., R. G. Sloan and A. P. Sweeney, 1995, "Detecting earnings management," *Accounting review*, pp. 193-225.
- Dechow P. M., R. G. Sloan and A. P. Sweeney, 1996, "Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the sec*," *Contemporary accounting research*, 13(1), pp. 1-36.
- DeFond M. L. and J. Jiambalvo, 1994, "Debt covenant violation and manipulation of accruals," *Journal of accounting and economics*, 17(1), pp. 145-176.
- Desai H., C. E. Hogan and M. S. Wilkins, 2006, "The reputational penalty for aggressive accounting: Earnings restatements and management turnover," *The Accounting Review*, 81(1), pp. 83-112.
- Desai H., S. Krishnamurthy and K. Venkataraman, 2006, "Do short sellers target firms with poor earnings quality? Evidence from earnings restatements," *Review of Accounting Studies*, 11(1), pp. 71-90.
- Diamond D. W. and R. E. Verrecchia, 1987, "Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information," *Journal of Financial Economics*, 18(2), pp. 277-311.
- Edmans A., I. Goldstein and W. Jiang, 2012, "The real effects of financial markets: The impact of prices on takeovers," *The Journal of Finance*, 67(3), pp. 933-971.
- Edmans A., I. Goldstein and W. Jiang, 2014, "Feedback effects, asymmetric trading, and the limits to arbitrage," Manuscript, London Business School.
- Efendi J., 2005, "Can short sellers predict accounting restatements and foresee their severity," Texas A&M University.
- Engelberg J. E., A. V. Reed and M. C. Ringgenberg, 2012, "How are shorts informed?: Short sellers, news, and information processing," *Journal of Financial Economics*, 105(2), pp. 260-278.
- Fang V. W., A. Huang and J. M. Karpoff, 2014, "Short selling and earnings management: A controlled experiment," Available at SSRN 2286818.
- He J. and X. Tian, 2014, "Short sellers and innovation: Evidence from a quasi-natural experiment," Kelley School of Business Research Paper, (2014-14).

Healy P. M. and K. G. Palepu, 2001, "Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature," *Journal of accounting and economics*, 31(1), pp. 405-440.

Hennessy C. A. and I. A. Strebulaev, 2015, "Natural Experiment Policy Evaluation: A Critique," National Bureau of Economic Research.

Henry Ó. T. and M. McKenzie, 2006, "The Impact of Short Selling on the Price - Volume Relationship: Evidence from Hong Kong*," *The Journal of Business*, 79(2), pp. 671-691.

Hirschey M., Z.-V. Palmrose and S. Scholz, 2005, "Long-term market underreaction to accounting restatements," University of Kansas, School of Business.

Hirshleifer D., S. H. Teoh and J. J. Yu, 2011, "Short arbitrage, return asymmetry, and the accrual anomaly," *Review of Financial Studies*, 24(7), pp. 2429-2461.

Hong H., J. Scheinkman and W. Xiong, 2006, "Asset float and speculative bubbles," *The Journal of Finance*, 61(3), pp. 1073-1117.

Jensen M. C. and W. H. Meckling, 1976, "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, 3(4), pp. 305-360.

Karpoff J. M. and X. Lou, 2010, "Short sellers and financial misconduct," *The Journal of Finance*, 65(5), pp. 1879-1913.

Keim D. B. and A. Madhavan, 1995, "Anatomy of the trading process empirical evidence on the behavior of institutional traders," *Journal of Financial Economics*, 37(3), pp. 371-398.

Kinney W. R. and L. S. McDaniel, 1989, "Characteristics of firms correcting previously reported quarterly earnings," *Journal of accounting and economics*, 11(1), pp. 71-93.

Lamont O., 2004, *Go down fighting: Short sellers vs. firms*, National Bureau of Economic Research.

Li Y. and L. Zhang, 2015, "Short Selling Pressure, Stock Price Behavior, and Management Forecast Precision: Evidence from a Natural Experiment," *Journal of Accounting Research*, 53(1), pp. 79-117.

Massa M., B. Zhang and H. Zhang, 2013, "Governance through Threat: Does Short Selling Improve Internal Governance?"

Massa M., B. Zhang and H. Zhang, 2015, "The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Management?," *Review of Financial Studies*, 28(6), pp. 1701-1736.

Miller E. M., 1977, "Risk, uncertainty, and divergence of opinion," *The Journal of Finance*, 32(4), pp. 1151-1168.

Palmrose Z.-V., V. J. Richardson and S. Scholz, 2004, "Determinants of market reactions to restatement announcements," *Journal of accounting and economics*, 37(1), pp. 59-89.

Raith M., 2001, "Competition, risk and managerial incentives," Available at SSRN 262648.

Reed A. V., 2013, "Short Selling," *Annu Rev Financ Econ*, 5(1), pp. 245-258.

Rosenbaum P. R. and D. B. Rubin, 1983, "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects," *Biometrika*, 70(1), pp. 41-55.

Saffi P. A. and K. Sigurdsson, 2010, "Price efficiency and short selling," *Review of Financial Studies*.

Schmidt K. M., 1997, "Managerial incentives and product market competition," *The Review of Economic Studies*, 64(2), pp. 191-213.

Scholten R., 2005, "Investment decisions and managerial discipline: Evidence from the takeover market," *Financial Management*, 34(2), pp. 35-61.

Senchack A. J. and L. T. Starks, 1993, "Short-sale restrictions and market reaction to short-interest announcements," *Journal of Financial and quantitative analysis*, 28(02), pp. 177-194.

Yu F. F., 2008, "Analyst coverage and earnings management," *Journal of Financial Economics*, 88(2), pp. 245-271.