

卖空机制与会计稳健性

——基于债权人视角的研究

白雪莲¹,张俊瑞²,马云高^{2,3}

(1. 首都经济贸易大学 会计学院,北京 100071;2. 西安交通大学 管理学院,陕西 西安 710049;
3. 国网能源研究院有限公司,北京 102200)

[摘要]自2010年我国开展融资融券业务以来,关于该交易制度实施效果的研究不断深入,但尚无文献对债权人如何看待卖空机制这一问题做出回答。从债权人视角出发,分析卖空机制引入后,债权人对标的公司会计稳健性需求的变化,并利用融资融券首次启动提供的准自然实验环境,采用多时点双重差分模型检验上述影响。研究发现,卖空机制引入后,标的公司的会计稳健性显著提升,且这种影响在债务水平较高的公司中更加明显。进一步研究发现,卖空交易越活跃,标的公司会计稳健性越高;卖空机制引入后,标的公司的短期债务比例显著提升而长期债务比重显著下降。研究结果表明,债权人需要债务人采取更加稳健的会计政策来应对卖空交易带来的风险。

[关键词]卖空机制;会计稳健性;债务水平;债务期限结构;融券交易;证券市场质量;资本市场;会计信息

[中图分类号]F234.4 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2018)06-0058-13

一、引言

融券交易,俗称卖空,是市场中证券交易的一种特殊形式。在这种交易模式下,当预测证券价格将下跌时,投资者可以通过向证券公司提供担保物以借入相应数量的证券,并将其卖出,从而实现看跌交易的目的。2010年3月31日,经过一系列前期考察及准备工作后,我国正式启动融资融券业务试点,结束了证券市场长达20多年的单边交易时代。

随着融资融券业务的全面推广,其能够给证券市场带来哪些影响,引起了理论界和实务界的广泛讨论。特别是融券交易方式的实现,为投资者提供了一种新的获利途径。投资者可以利用卖空手段实现看跌交易的目的,激发了其对负面信息搜索的积极性。Desai等指出,卖空交易者会盯住那些盈余质量较差的公司,当预测公司即将发生财务重述等不好的状况时,会提前卖空公司股票以赚取投资收益^[1]。Karpoff和Lou指出,卖空交易者具有敏锐的洞察力,且十分关注公司的财务信息质量^[2]。不仅如此,一些学者研究发现,卖空者通常具有信息优势,他们或精通于基本面分析并更努力地搜集和挖掘负面信息^[3],或本身就是内幕信息的拥有者^[4-5],从而能够在分析师向下调整股票评级或内部者进行大量交易前先采取行动^[6-7]。可见,相比其他投资者,采用卖空策略的交易者通常表现出对负面信息需求更强烈、捕捉更敏锐以及反应更迅速等特点。

[收稿日期]2018-04-13

[基金项目]国家自然科学基金项目(71701161,71472148)

[作者简介]白雪莲(1988—),女,内蒙古呼伦贝尔人,首都经济贸易大学会计学院讲师,博士,从事资本市场与会计信息研究, E-mail:dream-lian522@163.com;张俊瑞(1961—),男,陕西渭南人,西安交通大学管理学院教授,博士生导师,博士,从事资本市场会计研究;马云高(1986—),男,江苏徐州人,西安交通大学管理学院博士后,国网能源研究院高级研究员,博士,从事公司治理研究。

一方面,卖空交易者对“坏信息”的积极搜索以及迅速反应加快了股价对负面信息的调整速度,从而有利于挤压出股票价格中的泡沫,提高市场定价效率^[8]。但另一方面,股票交易者的大量卖空行为能够导致股价在短时间内迅速下跌,恶化股价崩盘风险^[9-10];而股票价值波动也将直接影响企业的未来融资能力和投资行为^[11-12],由此给企业的未来经营活动带来了不确定性。对于债权人而言,债务人的持续经营和盈利能力是保证其资金安全的必要条件,而卖空交易带来的下行风险以及不确定性无疑对债权人产生了威胁。相比股权投资者,债权投资者缺乏搜集信息的激励,不能及时利用市场信息调整投资决策,对市场信息反应不敏感。但稳健的会计政策能够在公司年报中及时反映“坏消息”,从而降低债权人的投资风险^[13]。由此可以推测,在卖空的市场中,债权人需要管理层采用更加稳健的会计政策来了解公司负面情况,以此来应对卖空交易带来的风险。为了验证上述假设,本文基于我国首次放开卖空管制的事件背景,检验卖空机制对上市公司会计稳健性的影响,并通过引入公司债务水平指标来识别上述影响的作用路径。

与以往文献相比,本文的贡献主要体现在以下两个方面。第一,自我国引入卖空机制以来,学者们积极探讨该项交易制度的实施效果,相关文献包括卖空对市场有效性、管理层自利动机以及分析师行为等方面的影响,但尚无研究涉及卖空机制对债权人产生的影响,本文弥补了该研究领域的这一空白。第二,陈晖丽和刘峰研究了融资融券对会计稳健性的影响,他们认为,融资融券发挥的外部治理效应能够约束管理层自利行为,从而有利于提升公司会计稳健性^[14]。本文认为,会计稳健性主要是为了满足债权人的需求,因此与陈晖丽和刘峰的研究视角不同,本文从债权人的角度分析了卖空机制引入后债权人对会计稳健性需求程度的变化,并通过引入债务水平指标来识别上述影响路径的存在。

后文结构安排如下:第二部分梳理相关文献并在此基础上提出本文的研究假设;第三部分介绍研究设计;第四部分为实证结果分析;第五部分进行稳健性检验;最后为研究结论。

二、文献回顾与假设提出

(一) 文献回顾

在美国、欧洲等较为发达的资本市场,卖空行为已相对成熟,因此国外学者在该领域取得的研究成果已十分丰厚,且主要集中在探讨卖空机制如何作用于证券市场质量,涉及卖空机制对市场有效性、流动性以及稳定性等方面的影响。自2010年我国引入融资融券交易制度以来,国内学者结合中国特殊的制度背景,也积极探讨了卖空机制在上述方面的作用效果。表1汇总了卖空机制影响证券市场质量相关研究的主要观点及其代表性文献。

表1 卖空机制与证券市场质量研究文献汇总表

研究内容	代表性文献	研究结论
市场有效性	Miller ^[15] ;李志生等 ^[8]	卖空有利于提高股票定价效率,减小股票价格泡沫,增加市场有效性
	Diamond 和 Verrecchia ^[16]	卖空不改变市场有效性
市场流动性	Charoenrook 和 Daouk ^[17] ; 杨德勇和吴琼 ^[18]	卖空能够帮助市场对股票做出正确估值,减小买卖价差,促进股票流动
	Jones ^[19] ; Sharif 等 ^[20]	卖空增大了股票买卖价差,降低了市场流动性
市场稳定性	Boehmer 等 ^[21] ; 万迪昉等 ^[22]	卖空有利于缓解负面信息堆积带来的收益率负偏和异常波动等现象,提高市场稳定
	Chang 等 ^[9] ; 褚剑和方军雄 ^[10] ; 张红伟等 ^[23]	卖空的杠杆效应加剧了股价波动,无益于市场稳定

从上述研究成果可以看出,卖空机制对证券市场质量的影响结论不一,但目前就我国市场而言,卖空在市场有效性方面表现了较为积极的作用,卖空交易有利于挤压股票价格泡沫、提高股票定价效率。

近年来,逐渐有学者研究发现,除直接作用于证券市场质量外,卖空还能够间接影响上市公司管

理者以及证券分析师行为,对其起到约束和外部治理作用。由于这一领域的研究起步较晚,目前研究成果还相对有限。Li 和 Zhang 指出,由于放松卖空后股价对负面信息的反应更敏感,因此在卖空约束较弱的公司中,管理层披露负面信息的压力更大,从而会采取相对模糊的披露方式^[24]。Grullon 等的研究结果显示,卖空交易量上升会引起股票价格下跌,不仅如此,规模较小的公司管理层会选择降低投融资水平来应对由卖空带来的股票价格压力^[25]。Massa 等认为,卖空交易者对负面信息的挖掘,有利于市场发现公司盈余管理等活动,从而对管理层机会主义行为产生约束作用^[26]。利用我国证券市场提供的准自然实验环境,陈晖丽和刘峰的研究也得出了一致结论,他们发现,融资融券启动后标的公司的盈余管理水平显著降低,盈余质量上升^[27]。靳庆鲁等的研究结果表明,当公司面临较差的投资机会时,为避免管理层错误决策而招致卖空风险,大股东会更加有效地监督管理层,促使其及时调整投资策略^[28]。徐蕊和邱斌指出,我国市场中相当一部分上市公司存在过度投资现象,而融资融券业务推出对于改善标的公司过度投资行为起到了积极作用^[29]。此外,李丹等首次研究了卖空机制对证券分析师行为的影响,并发现卖空显著抑制了分析师受利益冲突驱使所形成的乐观偏差^[30]。

通过上述研究可以看出,卖空机制不仅能够直接影响证券市场质量,同时这种影响具有溢出效应,还会进一步作用于上市公司管理层或外部分析师身上,对他们的行为产生约束或治理效应,但关于卖空机制对债权人影响的研究还十分罕见。

(二) 假设提出

债权人是资本市场中主要参与者之一,是上市公司获取资金的重要来源。与股票投资者不同的是,由于债权投资通常具有一定的时间期限,且债权投资者在投资期间内难以对其投资决策做出及时调整,因此他们缺乏搜集市场信息的激励,对市场中随时释放的信息反应也不灵敏。而为了尽可能降低投资风险,债权人对债务人会计信息质量提出了稳健性要求^[13]。稳健的会计政策要求会计信息在确认时不得高估资产和收益、不得低估负债和费用,从而有利于会计信息能够及时反映企业的最低价值,保护债权人利益。在债务契约中,无论企业未来利润如何,债权人都只有收回本金和获取利息的权利。然而,一旦企业经营状况出现危机,可变现资产无法偿还债务时,债权人将面临严重损失。这种非对称性促使债权人时刻关心企业的剩余价值,而稳健的会计政策能够及时反映导致公司价值流失的经济活动,同时能够约束公司过度派发股利等行为,缓解了债权人和股东之间的利益冲突^[31]。

根据 Fama 的有效市场假说,在完美市场中,股票价格能够充分反映所有信息,通过对信息做出迅速调整,能够及时准确地反映股票内在价值。然而在现实中,市场并不是完全有效的。Miller 指出,在限制卖空的市场中,由于悲观者的负面信息不能及时有效地传递到股价中,从而股价往往只能反映乐观者态度,造成股价估值过高^[15]。我国市场长期以来都对卖空交易进行严格限制,导致股票价格过多地反映了利好信息,而对利空信息反映不足,股票价值被严重高估^[32]。在这样的市场环境下,放松卖空可能导致市场对长期积累的负面信息迅速调整,促使股票价格大幅下跌。Grullon 等研究发现,放松卖空带来公司股票价格下降,且下跌的股价会进一步影响企业未来的投融资机会和成本^[25]。不仅如此,被大量卖空的公司还面临着更高的退市风险^[33]。可见,开展卖空交易带来的上述风险,无疑会对债权人的资金安全产生威胁。

此外,相比常规性交易,融资融券的杠杆效应使得这种交易形式伴随着极高的投资风险。特别是融券交易,当股票价格上涨时卖空投资者将遭受投资损失,且随着股价的不断上升这种损失也将被无限放大,损失不可估计。因此,一些学者研究发现,相比其他投资者,采取卖空交易形式的投资者通常都具有信息优势,他们或精通于基本面分析并更努力地搜集和挖掘信息^[3],或本身就是内幕信息的拥有者^[4-5],他们的存在和活跃无疑会对市场中其他投资者的利益构成了侵占和威胁。不同于这类投资者,债权投资者难以随时调整投资决策来应对瞬息变化的证券市场,因此他们可能需要债务人采取更加稳健的会计政策,来提前预测和应对未来的不确定性,以尽可能降低投资风险^[13]。

基于上述分析,本文认为,引入卖空机制后,债权人会要求标的公司采取更加稳健的会计政策,表现为标的公司会计稳健性的提升,据此,本文提出如下假设。

H1:引入卖空机制后,标的公司会计稳健性显著提升。

已有研究发现,债务比重越高,企业面临的破产风险越大,债权人资金安全受到的威胁也越大,因此,在债务比例较高的公司中,债权人会更加积极地约束债务人的行为,从而对会计稳健性提出了更高的要求^[34]。卖空机制引入后,卖空交易带来的下行风险以及由此给企业生产经营活动带来的不确定性,会影响债务人的持续经营能力和还款能力,威胁债权人的资金安全;且相比于债务水平较低的公司,这种风险在债务水平较高的公司中更大。因此,本文认为,开展卖空交易后,相比低债务水平公司,债权人对高债务水平公司提出的会计稳健性要求会更高,据此提出本文的研究假设2。

H2:卖空机制引入后,相比于债务水平较低的公司,会计稳健性在较高债务水平的标的公司中提升更显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

2010年3月31日,我国正式开启涵盖90只股票的融资融券交易试点,随后经历了多次扩容与调整。2014年9月22日,在第四次大规模扩容后,我国融资融券标的股票数量达到了历史最高峰,包含了来自深交所的400只股票和上交所的500只股票,两所合计900只,占上市公司总量的近三分之一。此后,融资融券标的股票数量基本稳定,未再出现大幅度调整,只出现个别公司曾被剔除或再次调入标的名单^①。截至2014年末,我国融资融券标的涵盖899家上市公司股票,其中有399家深交所上市公司,500家源自上交所。表2列示了上述期间标的数量的详细变动情况。

本文以上述期间入选融资融券标的范围的公司作为实验组,以沪深两市A股上市公司中未进入名单的公司为控制组,探究融资融券对会计稳健性的影响。为了使融资融券启动前后样本年份保持均衡,我们选取2006—2014年作为样本研究区间,覆盖首次启动前后各四年。我们对样本进行如下筛选:(1)剔除金融类公司;(2)剔除ST公司;(3)剔除财务数据存在缺失的样本,最终得到符合上述条件的观测共计14950个。其中涉及实验组公司809家,对应样本-年观测5738个以及控制组公司1666家,对应样本-年观测9212个。本文涉及的股票和财务数据均来源于CSMAR数据库。

(二) 会计稳健性衡量指标

本文研究我国引入卖空机制前后标的公司会计稳健性的变化。度量会计稳健性的方法有多种,其中Basu提出的会计盈余—股票

表2 融资融券标的股票数量变动表

日期	深交所			上交所			融资融券标的的总量
	调入	调出	总量	调入	调出	总量	
2010/03/31	40	—	40	50	—	50	90
2010/07/01	1	1	40	4	4	50	90
2010/07/29	—	—	40	1	1	50	90
2011/12/05	60	2	98	130	—	180	278
2013/01/31	113	11	200	163	43	300	500
2013/03/06	—	—	200	—	1	299	499
2013/03/07	—	1	199	—	—	299	498
2013/03/29	—	1	198	—	1	298	496
2013/05/02	—	—	198	—	1	297	495
2013/05/03	—	—	198	—	1	296	494
2013/09/16	102	—	300	104	—	400	700
2014/03/28	—	—	300	—	1	399	699
2014/04/01	—	—	300	—	1	398	698
2014/04/29	—	1	299	—	—	398	697
2014/05/05	—	—	299	—	2	396	695
2014/09/22	114	13	400	104	—	500	900
2014/12/04	—	1	399	—	—	500	899
总计	430	31	399	556	56	500	899

注:统计截至2014年12月31日。

^①2016年12月12日,我国融资融券标的迎来了第五次大规模扩容,但考虑到2015年我国股市经历了大涨大跌,且在这一年内融资融券相关政策不断调整,与以前年度不具可比性,故本文研究区间截至2014年末,不包含2016年的扩容样本。

收益率关系模型被后续研究广泛采用^[35]。Basu认为,稳健性是指会计盈余对“坏消息”的确认比“好消息”更及时,以股票收益率正负来衡量“好坏消息”,若会计盈余对负收益率(即“坏消息”)的反应程度大于对正收益率(即“好消息”)的反应,则表明会计政策具有稳健性^[35]。因此,本文通过构建如下模型衡量稳健性程度:

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} \times R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, EPS_{it} 为公司*i*在*t*年的每股收益,计算为净利润与总股数的比值; P_{it-1} 是公司*i*在*t*年4月最后一个交易日的收盘价; R_{it} 表示公司*i*在*t*年的股票收益率,计算为 $R_{it} = \prod(1 + R_{ij}) - 1$, R_{ij} 为股票月收益率,取值从*t*年5月至次年4月; D_{it} 是哑变量,当 $R_{it} < 0$ 时,取值为1,代表“坏消息”,反之为0代表“好消息”。

模型(1)中, β_2 是会计盈余对“好消息”的反应系数, $(\beta_2 + \beta_3)$ 表示盈余对“坏消息”的反应程度,两者之差 β_3 则为会计稳健性的衡量指标, $\beta_3 > 0$ 表明盈余对“坏消息”的反应程度强于“好消息”,存在稳健性。 β_3 系数取值越大,稳健性程度越高。

(三) 模型构建

现有文献研究某一政策的实施效果时,多采用双重差分模型。所谓双重差分,即实验组样本在政策实施前后的变化相比于同一时段控制组样本变化的差异。由于控制组没有受到政策的影响,因此控制组样本在事件发生前后的差异衡量了除政策外其他因素的干扰。若实验组样本的变化差异显著异于控制组,则说明政策的实施发挥了作用。然而,传统双重差分模型具有一定的局限性。当存在多个事件日时,我们难以定义非实验组样本的事件日,除非采用配对方式为每一批实验组样本分别匹配未受事件影响的控制样本。然而,由于配对样本的可操控性太强,配对方法层出不穷,很难保证研究结论的可靠性。为了解决这一难题,Bertrand和Mullainathan在传统双重差分模型基础上,发展出了多时点双重差分模型^[36],并被广泛借鉴。近些年,我国融资融券试点分批启动后,引起了国内学者对这一领域研究问题的广泛关注,在相关研究中也普遍采用了多时点双重差分模型^[8,28,37]。因此,本文也借鉴该方法,在模型(1)基础上引入卖空事件标识变量(*Shorting*)及其与其他各变量之间的交互项,同时加入公司固定效应($\sum Firm$)用来控制不随时间变化的公司特质因素的影响,从而对卖空标的和非标的两类公司的系统性差异进行有效控制以及加入时间固定效应($\sum Year$)用来控制年份效应。具体地,本文研究模型设定如下:

$$EPS_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} \times R_{it} + \beta_4 Shorting_{it} + \beta_5 Shorting_{it} \times D_{it} + \beta_6 Shorting_{it} \times R_{it} + \beta_7 Shorting_{it} \times D_{it} \times R_{it} + \beta_8 Controls_{it} + \beta_9 Controls_{it} \times D_{it} + \beta_{10} Controls_{it} \times R_{it} + \beta_{11} Controls_{it} \times D_{it} \times R_{it} + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,*Shorting*是卖空交易标识变量,若样本公司入选卖空标的名单且样本年在交易启动年之后则为1,否则为0。交互项 $Shorting_{it} \times D_{it} \times R_{it}$ 为本文的研究变量,该变量的回归系数 β_7 反映了卖空交易对会计稳健性的影响。若回归结果中 β_7 显著为正,则表明相比控制组公司,标的公司在放松卖空后会计稳健性显著上升,从而H1成立。

在模型(2)中,*Controls*代表控制变量,根据Khan和Watts的研究,公司规模(*Size*)、市值账面比(*Mib*)和财务杠杆(*Lev*)是影响会计稳健性的主要因素^[38],因此本文对上述变量加以控制。此外,为避免异常值对研究结果的影响,本文对所有连续变量在1%水平上进行了Winsorize处理;为控制异方差问题以及样本公司在时间序列上可能存在的自相关问题,本文在所有回归中对标准误均进行了Robust处理以及公司层面的Cluster处理。

对H2的检验,我们把样本公司按照各年债务水平高低进行了分组,将财务杠杆水平高于各年中位数的样本定义为高债务水平组($High_lev = 1$),低于各年中位数的样本视为低债务水平组($High_lev = 0$),并在两组样本中对模型(2)分别进行回归,对比两组回归结果中系数 β_7 的差异。

各变量定义见表3。

表3 变量定义

变量类别	变量符号	变量说明
会计稳健性 相关变量	<i>EPS/P</i>	每股收益除以当年4月最后一个交易日的收盘价,其中每股收益计算为年度净利润与年末总股数之比
	<i>R</i>	以月收益率计算的当年5月至次年4月的累积股票回报率
	<i>D</i>	虚拟变量,当 <i>R</i> <0时 <i>D</i> 为1,否则为0
卖空交易 标识变量	<i>Shorting</i>	公司股票处于可卖空状态下变量取值1,否则为0
调节变量	<i>High_Lev</i>	分组变量,样本公司债务水平高于年度中位数时变量取值为1,否则为0
控制变量	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	<i>Mtb</i>	总资产市场价值与账面价值之比
	<i>Lev</i>	总负债除以总资产
	$\Sigma Firm$	公司固定效应
	$\Sigma Year$	年份固定效应

(四) 描述性统计

表4列示了各变量的描述性统计结果。由研究变量*Shorting*的统计结果可见,可卖空样本的数量仅占到了全样本的13%,这主要是因为大量标的公司都是在近几年才被允许进行融资融券交易的。限于篇幅,其他变量的描述性统计结果不做详细说明。

在总体样本描述性统计基础上,为了初步识别卖空标的公司和非标的公司在盈利能力、资产规模等方面存在的差异,本部分进一步针对分样本进行描述性统计,并对两类样本的描述性统计结果进行差异检验。表5列示了分样本的描述性统计结果及其差异检验结果。结果显示,标的公司中变量*EPS/P*、*R*的均值和中位数都显著高于非标的公司,反映了无论从每股收益还是累积股票回报率来看,标的公司的整体表现都更好。此外,标的公司的资产规模、市值账面比以及资产负债率也都显著高于非标的公司。

表4 描述性统计

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	下四分位	中位数	上四分位	最大值
<i>Shorting</i>	14950	0.130	0.336	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>EPS/P</i>	14950	0.026	0.039	-0.147	0.010	0.023	0.042	0.146
<i>R</i>	14950	0.375	0.764	-0.388	-0.183	0.083	0.697	2.362
<i>D</i>	14950	0.434	0.496	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>High_Lev</i>	14950	0.500	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>Size</i>	14950	21.852	1.229	19.583	20.957	21.681	22.542	25.683
<i>Mtb</i>	14950	2.333	1.448	0.903	1.361	1.883	2.770	8.918
<i>Lev</i>	14950	0.458	0.209	0.047	0.298	0.468	0.621	0.888

四、实证结果分析

(一) 卖空机制与会计稳健性

表6报告了卖空对会计稳健性影响的回归结果。首先,本文对基本的Basu模型进行了回归,回归结果见表6列(1)。与已有文献结果一致,股票回报率*R*的回归系数以及交互项*D*×*R*的系数均为正,且在1%统计水平上显著,表明会计盈余对“坏消息”的反应程度强于“好消息”,大约是“好消息”的5.67倍($[0.006 + 0.028]/0.006$),说明从整体上看,我国上市公司的财务报告具有一定的稳健性。

表5 分样本描述性统计结果及其差异检验

变量	标的公司 (样本量=5738)		非标的公司 (样本量=9212)		均值差异 检验 <i>t</i> 值	中位数差异 检验 <i>z</i> 值
	均值	中位数	均值	中位数		
<i>EPS/P</i>	0.033	0.029	0.021	0.020	19.444***	22.270***
<i>R</i>	0.389	0.102	0.366	0.074	1.790*	2.752***
<i>D</i>	0.419	0.000	0.444	0.000	-2.901***	-2.900***
<i>High_Lev</i>	0.547	1.000	0.471	0.000	9.080***	9.055***
<i>Size</i>	22.494	22.319	21.453	21.358	55.308***	48.238***
<i>Mtb</i>	2.474	1.932	2.246	1.859	9.406***	4.190***
<i>Lev</i>	0.484	0.495	0.442	0.447	11.819***	11.708***

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%统计水平上显著(双尾检验)。

随后,在表6列(2)中我们加入了卖空事件标识变量(*Shorting*)以及各交互项。回归结果显示,三阶交互项 $Shorting \times D \times R$ 的回归系数为0.040,且在1%统计水平上显著为正,表明在控制了公司固定效应、时间效应及其他各因素的影响下,卖空机制引入后标的公司会计稳健性显著提升,从而假设H1得证。此外,控制变量公司规模(*Size*)对稳健性的影响为负,但并不显著(交互项 $Size \times D \times R$ 系数为负,统计意义上不显著);市价账面比(*Mtb*)越高的公司会计稳健性越低(交互项 $Mtb \times D \times R$ 系数为负,且在1%水平上显著);而债务比例(*Lev*)越高的公司稳健性水平越高(交互项 $Lev \times D \times R$ 系数为正,且在1%水平上显著),这与刘运国等的研究结论一致^[34],表明债权人对借款比例较高公司会计稳健性的要求更高。

表6 卖空机制与会计稳健性

	(1) EPS/P	(2) EPS/P
<i>D</i>	-0.003*** (-3.16)	0.001 (0.04)
<i>R</i>	0.006*** (5.79)	-0.121*** (-7.28)
<i>D</i> × <i>R</i>	0.028*** (6.99)	0.141 (1.57)
<i>Shorting</i>		0.006** (2.46)
<i>Shorting</i> × <i>D</i>		0.004 (1.05)
<i>Shorting</i> × <i>R</i>		-0.009*** (-3.82)
<i>Shorting</i> × <i>D</i> × <i>R</i>		0.040*** (2.81)
<i>Size</i>		0.016*** (9.92)
<i>Size</i> × <i>D</i>		-0.000 (-0.20)
<i>Size</i> × <i>R</i>		0.006*** (8.23)
<i>Size</i> × <i>D</i> × <i>R</i>		-0.007 (-1.59)
<i>Mtb</i>		-0.000 (-0.35)
<i>Mtb</i> × <i>D</i>		0.000 (0.37)
<i>Mtb</i> × <i>R</i>		0.001*** (2.67)
<i>Mtb</i> × <i>D</i> × <i>R</i>		-0.008*** (-2.84)
<i>Lev</i>		-0.070*** (-11.16)
<i>Lev</i> × <i>D</i>		-0.000 (-0.03)
<i>Lev</i> × <i>R</i>		-0.025*** (-6.00)
<i>Lev</i> × <i>D</i> × <i>R</i>		0.097*** (4.26)
<i>Constant</i>	0.024*** (10.16)	-0.288*** (-8.41)
∑ <i>Firm</i>	控制	控制
∑ <i>Year</i>	控制	控制
<i>N</i>	14950	14950
<i>Adj-R</i> ²	0.363	0.429

表7 卖空机制、债务水平与会计稳健性

	(1) 低债务水平公司	(2) 高债务水平公司
<i>D</i>	0.007 (0.17)	-0.034 (-0.80)
<i>R</i>	-0.098*** (-4.41)	-0.134*** (-4.89)
<i>D</i> × <i>R</i>	0.093 (0.88)	0.044 (0.28)
<i>Shorting</i>	0.005* (1.67)	0.007* (1.89)
<i>Shorting</i> × <i>D</i>	0.003 (0.56)	0.004 (0.67)
<i>Shorting</i> × <i>R</i>	-0.006*** (-2.68)	-0.010*** (-2.84)
<i>Shorting</i> × <i>D</i> × <i>R</i>	0.025 (1.62)	0.046** (2.17)
<i>Size</i>	0.010*** (4.47)	0.018*** (7.09)
<i>Size</i> × <i>D</i>	-0.001 (-0.32)	0.001 (0.60)
<i>Size</i> × <i>R</i>	0.005*** (4.58)	0.008*** (6.57)
<i>Size</i> × <i>D</i> × <i>R</i>	-0.004 (-0.72)	-0.008 (-1.09)
<i>Mtb</i>	-0.001** (-2.11)	0.001 (0.80)
<i>Mtb</i> × <i>D</i>	0.000 (0.17)	0.002 (1.19)
<i>Mtb</i> × <i>R</i>	0.001** (2.14)	0.003*** (3.24)
<i>Mtb</i> × <i>D</i> × <i>R</i>	-0.007** (-2.42)	-0.009 (-1.18)
<i>Lev</i>	-0.032*** (-4.20)	-0.118*** (-7.89)
<i>Lev</i> × <i>D</i>	0.009 (0.93)	-0.003 (-0.16)
<i>Lev</i> × <i>R</i>	0.001 (0.21)	-0.061*** (-5.21)
<i>Lev</i> × <i>D</i> × <i>R</i>	0.039 (1.28)	0.268*** (3.76)
<i>Constant</i>	-0.166*** (-3.64)	-0.304*** (-5.48)
∑ <i>Firm</i>	控制	控制
∑ <i>Year</i>	控制	控制
<i>N</i>	7473	7477
<i>Adj-R</i> ²	0.515	0.467

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%统计水平下显著(双侧),括号内为*t*值。(后续表同)

(二) 卖空机制、债务水平与会计稳健性

在表6回归基础上,本文进一步根据样本公司债务水平高低进行分组,检验在不同债务水平公司中卖空机制对会计稳健性的影响差异,回归结果见表7。表7结果显示,在低债务水平公司中,交互项 $Shorting \times D \times R$ 的回归系数为 0.025,但在统计上不显著;而在高债务水平组中,回归系数为 0.046,且在 5% 水平上显著。因此,无论从系数大小还是从系数显著程度来看,都反映了公司债务水平影响卖空机制与会计稳健性之间的关系,表现为在高债务水平公司中,卖空机制引入显著提升标的公司会计稳健性,而在低债务公司中这种作用效果并不显著,从而与 H2 预期一致。

五、进一步分析与稳健性检验

(一) 考虑债务期限结构的影响

债务水平较高的公司面临的破产风险较大,卖空给企业带来的“震慑作用”也更大,因此管理层通过减少机会主义行为向市场传递“正面信号”的动机就会越强,从而在债务水平较高的公司中卖空机制对会计稳健性的影响更显著。由此可见,本文现有的实证结果无法排除上述可能。因此,本部分通过检验卖空机制对公司债务期限结构的影响,来进一步检验本文提出的债权人约束假设。本文认为,即使卖空标的公司的管理层有动机向市场传递“正面信号”,他们通常也不会采取降低债务期限的方式,因此若卖空机制引入后,标的公司长期债务比重下降而短期债务比重上升,则反映了债权人会主动采取积极策略应对卖空交易带来的风险,从而佐证了债权人约束路径的存在。

表8报告了卖空机制与公司债务期限结构的回归结果。回归中,因变量 $ShortDebt$ ($LongDebt$) 为样本公司短期(长期)借款与借款总额之比;同时,参考刘运国等、陈骏和徐玉德等的研究^[39-40],选取公司规模($Size$ -总资产自然对数)、市值账面比(Mtb -资产总市值与账面价值之比)、盈利能力(ROA -净利润除以总资产)、资产期限(AM -固定资产与总资产之比)、自由现金流(FCF -经营活动现金流量净额除以总资产)、股权集中度($Ownership$ -第一大股东持股比例)、所有权性质(SOE -终极控制人为国有产权或私有)以及上市年数(Age -首发至当年上市总年数)作为控制变量,并加入公司和时间固定效应。回归结果显示,在控制其他变量的影响下,解释变量 $Shorting$ 对公司短期债务比例的回归系数为 0.016,且在 5% 统计水平上显著,而对长期债务比例的回归系数在 5% 统计水平上显著为负,表示卖空机制引入后,标的公司短期债务比例显著上升而长期债务比重显著下降,从而与前文提出的假设相符。

(二) 卖空交易活跃度与会计稳健性

2010年,我国市场同时启动融资和融券制度,且采用相同的名单,因此以样本公司是否纳入融资融券标的作为研究变量无法区分二者的影响,也无法衡量实际卖空量对会计稳健性的影响。为了弥补上述不足,本部分以样本公司年度累积卖空交易量的自然对数、年度累积卖空交易量与公司总股本之比两个指标衡量个股卖空交易活跃度,检验其对会计稳健性的影响,从而较好地地区别开融资交易带来的影响,回归结

表8 卖空机制与公司债务期限结构

	(1) <i>ShortDebt</i>	(2) <i>LongDebt</i>
<i>Shorting</i>	0.016 ** (2.03)	-0.016 ** (-2.03)
<i>Size</i>	-0.087 *** (-11.27)	0.087 *** (11.27)
<i>Mtb</i>	0.002 (0.74)	-0.002 (-0.74)
<i>ROA</i>	-0.180 *** (-2.91)	0.180 *** (2.91)
<i>AM</i>	-0.037 (-1.17)	0.037 (1.17)
<i>FCF</i>	-0.064 * (-1.86)	0.064 * (1.86)
<i>Ownership</i>	-0.001 * (-1.66)	0.001 * (1.66)
<i>SOE</i>	-0.031 (-1.60)	0.031 (1.60)
<i>Age</i>	0.018 (1.53)	-0.018 (-1.53)
<i>Constant</i>	2.671 *** (16.17)	-1.671 *** (-10.11)
$\Sigma Firm$	控制	控制
$\Sigma Year$	控制	控制
<i>N</i>	12782	12782
<i>Adj-R²</i>	0.627	0.627

果见表9。实证结果显示,当年个股累计卖空交易量越高,公司会计稳健性越高,表明债权人对会计稳健性的需求会随着卖空交易活跃度的提升而增加。

(三) 基于 PSM 配对样本的稳健性检验

考虑到样本选择性偏误对研究结论可能造成的干扰,也就是说研究发现可能并非卖空交易开展的后果,而是由入选标的范围公司的某些共同特征(如入选公司可能具有更大的公司规模、更好地盈利能力或更高的股票流动性等),导致在标的公司中会计稳健性变化高于其他公司,因此本节采用倾向得分匹配法(简称 PSM)来进行稳健性检验。PSM 的目的在于,通过为每一家标的公司匹配与之在各项指标上尽可能相似的非标的公司,以降低两组样本之间的系统性差异,从而更好地检验政策的实施效果。具体而言,我们首先选定一组影响上市公司入选融资融券标的的名单的潜在因素,利用这些指标对公司是否入选进行回归估计,得到每个公司入选的倾向得分,倾向得分越接近 1,意味着公司入选的概率越高;随后,为每一个标的公司匹配与之入选概率相差小于 1% 的非标的公司,入选概率越接近意味着两组公司越为相似;最后,利用配对样本重新进行检验。

第一阶段,我们对如下模型进行回归,估计倾向得分:

$$\text{Logit}(List) = \beta_0 + \beta_1 \text{Size} + \beta_2 \text{Leverage} + \beta_3 \text{MTB} + \beta_4 \text{ROA} + \beta_5 \text{Age} + \beta_6 \text{Volume} + \beta_7 \text{Return} + \beta_8 \text{Volatility} + \beta_9 \text{SOE} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon \quad (3)$$

其中, *List* 是标的公司的标识变量,即在研究期间内样本公司入选标的则为 1,否则为 0。我们从公司规模、债务结构、盈利能力以及股票表现等多个维度选取可能影响公司入选标的范围的因素,具体包括了公司规模(*Size*-总资产自然对数)、财务杠杆(*Lev*-总负债除以总资产)、市值账面比(*Mib*-总资产市场价值与账面价值之比)、盈利能力(*ROA*-净利润除以总资产)、上市年数(*Age*-首发至当年上市总年数)、股票交易量(*Volume*-股票年交易量自然对数)、股票收益率(*Return*-年度内以周收益率计算的股票平均回报率)、股票收益率波动性(*Volatility*-年度内股票周收益率标准差)以及产权性质(*SOE*-终极控制人为国有产权或私有),同时加入行业和年份虚拟变量。

由于因变量是虚拟变量,本部分采用 Logit 模型进行回归,依据回归结果中各变量系数估计值计算倾向得分。按照得分概率相差小于 1% 的原则进行配对,保留配对样本在卖空交易启动前后各一年观测,最终得到 3154 个样本-年观测。基于配对样本对双重差分模型(简称 DID 模型)进行回归估计,检验研究结论的稳健性。

$$\text{EPS}_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} \times R_{it} + \beta_4 \text{List}_{it} + \beta_5 \text{List}_{it} \times D_{it} + \beta_6 \text{List}_{it} \times R_{it} + \beta_7 \text{List}_{it} \times D_{it} \times R_{it} + \beta_8 \text{Post}_{it} + \beta_9 \text{Post}_{it} \times D_{it} + \beta_{10} \text{Post}_{it} \times R_{it} + \beta_{11} \text{Post}_{it} \times D_{it} \times R_{it} + \beta_{12} \text{List}_{it} \times \text{Post}_{it} \times D_{it} \times R_{it} + \beta_{13} \text{Controls}_{it} + \beta_{14} \text{Controls}_{it} \times D_{it} + \beta_{15} \text{Controls}_{it} \times R_{it} + \beta_{16} \text{Controls}_{it} \times D_{it} \times R_{it} + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

模型(4)在模型(2)的基础上进行了适当调整,加入了卖空标的标识变量 *List*, *List* 取 1 代表标的公司,取 0 为控制组公司; *Post* 为时间变量, *Post* 取 1 为卖空启动后的样本观测,启动前为 0。此外,由于每家公司只对应两个观测,故将模型(2)中的公司固定效应更换为行业固定效应,其他保持不变。四阶交互项 $\text{List}_{it} \times \text{Post}_{it} \times D_{it} \times R_{it}$ 为研究变量,该变量的回归系数 β_{12} 表示标的公司在融券业务推出后会计稳健性水平的变化与控制组公司变化之间的差异;若 β_{12} 显著为正,则表明卖空机制引入促进了会计稳健性的提升,研究结论稳健。

表 10 报告了基于 PSM 配对样本的检验结果,限于篇幅,表中省略了控制变量及其交互项的回归结果。结果显示,交互项 $\text{List}_{it} \times D_{it} \times R_{it}$ 回归系数显著为负,表明样本中标的公司的稳健性水平低于控制组公司,而四阶交互项 $\text{List}_{it} \times \text{Post}_{it} \times D_{it} \times R_{it}$ 回归系数显著为正,则说明即使总体上标的公司稳健性水平不如配对样本,但在卖空业务推出后,标的公司会计稳健性的上升幅度显著高于控制组公司,进一步验证了本文的研究假设。

表 9 卖空交易活跃度与会计稳健性

	(1) 卖空交易量的 自然对数	(2) 卖空交易量与 总股本之比
<i>D</i>	-0.013 (-0.59)	-0.001 (-0.05)
<i>R</i>	-0.116 *** (-7.26)	-0.130 *** (-7.55)
<i>D</i> × <i>R</i>	0.073 (0.94)	0.153 * (1.77)
<i>ShortVolume</i>	0.202 ** (2.28)	0.001 *** (3.75)
<i>ShortVolume</i> × <i>D</i>	0.103 (0.65)	0.000 (1.06)
<i>ShortVolume</i> × <i>R</i>	-0.293 *** (-3.39)	-0.001 *** (-4.80)
<i>ShortVolume</i> × <i>D</i> × <i>R</i>	1.149 ** (2.33)	0.003 *** (3.49)
<i>Size</i>	0.016 *** (12.60)	0.016 *** (11.97)
<i>Size</i> × <i>D</i>	0.000 (0.40)	-0.000 (-0.12)
<i>Size</i> × <i>R</i>	0.006 *** (8.25)	0.007 *** (8.48)
<i>Size</i> × <i>D</i> × <i>R</i>	-0.004 (-0.97)	-0.007 * (-1.82)
<i>Mtb</i>	-0.000 (-0.14)	-0.000 (-0.51)
<i>Mtb</i> × <i>D</i>	0.000 (0.52)	0.000 (0.40)
<i>Mtb</i> × <i>R</i>	0.001 ** (2.44)	0.001 *** (2.81)
<i>Mtb</i> × <i>D</i> × <i>R</i>	-0.007 *** (-2.62)	-0.008 *** (-2.92)
<i>Lev</i>	-0.070 *** (-14.11)	-0.070 *** (-14.06)
<i>Lev</i> × <i>D</i>	-0.001 (-0.17)	-0.000 (-0.02)
<i>Lev</i> × <i>R</i>	-0.025 *** (-6.52)	-0.026 *** (-6.62)
<i>Lev</i> × <i>D</i> × <i>R</i>	0.094 *** (4.54)	0.098 *** (4.71)
<i>Constant</i>	-0.290 *** (-10.61)	-0.281 *** (-10.06)
∑ <i>Firm</i>	控制	控制
∑ <i>Year</i>	控制	控制
<i>N</i>	14950	14950
<i>Adj-R</i> ²	0.429	0.430

表 10 基于 PSM 配对样本的稳健性检验结果

	(1) <i>EPS/P</i>	(2) <i>EPS/P</i>
<i>D</i>	-0.002 (-1.02)	0.063 (0.81)
<i>R</i>	0.005 ** (2.46)	0.005 (0.12)
<i>D</i> × <i>R</i>	0.049 *** (7.12)	-0.115 (-0.57)
<i>List</i>		-0.006 (-1.28)
<i>List</i> × <i>D</i>		0.002 (0.32)
<i>List</i> × <i>R</i>		0.011 (1.06)
<i>List</i> × <i>D</i> × <i>R</i>		-0.039 ** (-2.15)
<i>Post</i>		0.008 (1.57)
<i>Post</i> × <i>D</i>		-0.001 (-0.25)
<i>Post</i> × <i>R</i>		-0.014 * (-1.67)
<i>Post</i> × <i>D</i> × <i>R</i>		0.032 (1.53)
<i>List</i> × <i>Post</i>		0.006 (1.13)
<i>List</i> × <i>Post</i> × <i>D</i>		0.010 (1.15)
<i>List</i> × <i>Post</i> × <i>R</i>		-0.010 (-0.91)
<i>List</i> × <i>Post</i> × <i>D</i> × <i>R</i>		0.062 ** (2.17)
<i>Constant</i>	0.038 *** (10.00)	-0.287 *** (-6.34)
<i>OtherControlVariables</i>	控制	控制
∑ <i>Industry</i>	控制	控制
∑ <i>Year</i>	控制	控制
<i>N</i>	3154	3154
<i>Adj-R</i> ²	0.139	0.242

(四) 其他稳健性检验

本文在对 Basu 模型进行回归时^[35],以经股价调整的每股收益作为因变量,其中每股收益计算为净利润与总股本之比,考虑到公司净利润中非经常性损益部分是不可预期的,从而参照孙光国和赵健宇的研究,以扣除非经常性损益的每股收益作为因变量计算指标^[41],对主要回归结果重新进行估计,研究结论不受影响,见表 11 列(1)。

由于样本中存在曾被多次调入、调出标的名单的公司,为避免这类样本对研究结果的干扰,本文剔除此类样本后对卖空与会计稳健性之间的关系重新进行了检验,结论保持不变,见表 11 列(2)。

我国自 2007 年 1 月 1 日起开始施行新会计准则。新旧会计准则在会计处理的多个方面存在差异,从而可能对会计稳健性产生影响。因此,本文以新会计准则实施后(2007—2014 年)的样本对表 5 结果

重新进行检验,结果见表11列(3)。

结果显示,交互项 $Shorting \times D \times R$ 的系数依然显著为正,表明卖空交易对会计稳健性的促进作用并未受到会计准则变更的影响。此外,考虑到2008年金融危机的影响,本文以金融危机之后(2009—2014年)的样本对主假设重新进行检验,研究结论不受影响,检验结果见表11列(4)。

六、结论

本文利用我国首次推出融资融券业务试点提供的准自然实验环境,采用多时点双重差分模型,实证检验了卖空机制对上市公司会计政策稳健性的影响,从而来了解债权人如何看待卖空交易这一问题。研究结果显示:在控制了公司固定效应、时间固定效应以及其他等因素影响下,卖空机制引入后标的公司会计稳健性显著提升,且这种影响在高债务比例公司中更为显著。进一步研究发现,卖空交易越活跃,标的公司会计稳健性越高,反映了债权人对会计稳健性的需求会随着卖空交易活跃度的提升而增加。此外,卖空机制引入后标的公司的短期债务比例显著提升而长期债务比例显著下降。随后,本文对主要研究结果进行了一系列稳健性检验,包括基于PSM的配对样本检验、采用扣除非经常性损益的每股收益、剔除多次调入调出标的名单的公司等样本重新检验,研究结论依然成立。

本文研究结果表明,从债权人视角来看,卖空交易带给债务人的风险和不确定性对债权人资金安全构成了威胁,从而他们需要债务人提供更加稳健的会计政策来提前预测和应对未来的不确定性。本文的研究结论对于理解债权人如何看待卖空机制这一问题提供了一定思考,也对进一步推进我国融资融券业务发展具有借鉴价值。

当然,本文尚存在一定的不足:本文仅研究了卖空交易对会计稳健性的影响,而未对融资交易的影响进行分析和检验;此外,本文仅从最终结果——会计稳健性的角度考察了债权人如何看待卖空交易这一问题,但至于卖空机制对债权人影响的作用机理,本文没能进行实际的检验,是未来值得进一步研究和探索的方向。

表11 其他稳健性检验结果

	(1)扣除非经常性损益的每股收益	(2)剔除曾被调入调出标的名单的公司	(3)新会计准则实施后	(4)剔除金融危机期间样本
<i>D</i>	0.024 (0.92)	0.019 (0.67)	0.018 (0.64)	0.029 (0.88)
<i>R</i>	-0.048 *** (-2.71)	-0.112 *** (-6.65)	-0.085 *** (-4.04)	-0.083 *** (-3.82)
<i>D × R</i>	0.020 (0.24)	0.155 * (1.66)	0.105 (1.14)	0.257 ** (2.15)
<i>Shorting</i>	0.004 * (1.89)	0.006 ** (2.56)	0.005 ** (2.07)	0.003 (1.24)
<i>Shorting × D</i>	0.006 * (1.72)	0.007 (1.63)	0.006 (1.39)	0.005 (1.15)
<i>Shorting × R</i>	-0.005 ** (-2.17)	-0.008 *** (-3.39)	-0.007 *** (-3.14)	-0.006 ** (-2.46)
<i>Shorting × D × R</i>	0.030 ** (2.37)	0.036 ** (2.43)	0.034 ** (2.42)	0.027 * (1.77)
<i>Size</i>	0.021 *** (13.59)	0.016 *** (9.50)	0.022 *** (12.71)	0.022 *** (10.37)
<i>Size × D</i>	-0.001 (-1.17)	-0.001 (-0.85)	-0.001 (-0.84)	-0.001 (-0.97)
<i>Size × R</i>	0.003 *** (3.26)	0.006 *** (7.59)	0.005 *** (4.69)	0.004 *** (4.41)
<i>Size × D × R</i>	-0.001 (-0.27)	-0.008 * (-1.74)	-0.005 (-1.16)	-0.011 * (-1.94)
<i>Mtb</i>	0.000 (0.59)	-0.000 (-0.23)	-0.000 (-0.68)	0.000 (0.03)
<i>Mtb × D</i>	0.000 (0.13)	0.000 (0.35)	0.000 (0.47)	-0.001 (-1.05)
<i>Mtb × R</i>	0.001 ** (2.14)	0.001 ** (2.51)	0.001 * (1.84)	0.001 * (1.82)
<i>Mtb × D × R</i>	-0.003 (-1.40)	-0.007 ** (-2.52)	-0.005 * (-1.90)	-0.013 *** (-3.89)
<i>Lev</i>	-0.079 *** (-13.58)	-0.066 *** (-10.44)	-0.078 *** (-12.52)	-0.071 *** (-9.69)
<i>Lev × D</i>	0.005 (0.95)	0.002 (0.40)	0.003 (0.40)	0.000 (0.03)
<i>Lev × R</i>	-0.012 *** (-3.16)	-0.026 *** (-6.02)	-0.014 *** (-3.20)	-0.014 *** (-3.04)
<i>Lev × D × R</i>	0.052 *** (2.74)	0.108 *** (4.78)	0.076 *** (3.43)	0.057 ** (2.16)
<i>Constant</i>	-0.404 *** (-12.33)	-0.279 *** (-8.05)	-0.407 *** (-11.40)	-0.412 *** (-9.17)
$\Sigma Firm$	控制	控制	控制	控制
$\Sigma Year$	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	13832	14301	13837	11322
<i>Adj-R²</i>	0.488	0.429	0.472	0.531

参考文献:

- [1] 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.
- [2] Karpoff J M, Lou X X. Short sellers and financial misconduct [J]. *Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1879 - 1913.
- [3] Drake M S, Rees L, Swanson E P. Should investors follow the prophets or the bears? Evidence on the use of public information by analysts and short sellers [J]. *Accounting Review*, 2011, 86(1): 101 - 130.
- [4] Chakrabarty B, Shkilko A. Information transfers and learning in financial markets: Evidence from short selling around insider sales [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(5): 1560 - 1572.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] Khan M, Lu H. Do short sellers front-run insider sales? [J]. *Accounting Review*, 2013, 88(5): 1743 - 1768.
- [8] 李志生,陈晨,林乘旋. 卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗? ——基于自然实验的证据[J]. *经济研究*, 2015(4): 165 - 177.
- [9] Chang E C, Cheng J W, Yu Y H. Short-sales constraints and price discovery: Evidence from the Hong Kong market [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(5): 2097 - 2121.
- [10] 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.
- [11] Baker M, Stein J C, Wurgler J. When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(3): 969 - 1005.
- [12] Campello M, Graham J R. Do stock prices influence corporate decisions? Evidence from the technology bubble [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 107(1): 89 - 110.
- [13] Watts R L. Conservatism in accounting part I: Explanations and implications [J]. *Accounting Horizons*, 2003, 17(3): 207 - 221.
- [14] 陈晖丽,刘峰. 融资融券的治理效应研究——基于会计稳健性的视角[J]. *中国会计评论*, 2014(3-4): 277 - 294.
- [15] Miller E M. Risk, uncertainty, and divergence of opinion [J]. *Journal of Finance*, 1977, 32(4): 1151 - 1168.
- [16] Diamond D W, Verrecchia R E. Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information [J]. *Journal of Financial Economics*, 1987, 18(2): 277 - 311.
- [17] Charoenruek A, Daouk H. A study of market-wide short-selling restrictions [D]. Working Paper, Vanderbilt University and Cornell University, 2005.
- [18] 杨德勇,吴琼. 融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角[J]. *中央财经大学学报*, 2011(5): 28 - 34.
- [19] Jones C M. Shorting restrictions: Revisiting the 1930s [J]. *The Financial Review*, 2012, 47(1): 1 - 35.
- [20] Sharif S, Anderson H D, Marshall B R. Against the tide: The commencement of short selling and margin trading in mainland China [J]. *Accounting and Finance*, 2014, 54(4): 1319 - 1355.
- [21] Boehmer E, Jones C M, Zhang X Y. Shackling short sellers: The 2008 shorting ban [J]. *Review of Financial Studies*, 2013, 26(6): 1363 - 1400.
- [22] 万迪昉,李佳岚,葛星. 融资融券能否提高交易所自律监管效率? [J]. *证券市场导报*, 2012(8): 66 - 71.
- [23] 张红伟,杨琨,向玉冰. 融资融券加大了沪深股市波动吗[J]. *经济理论与经济管理*, 2016(12): 21 - 31.
- [24] Li Y H, Zhang L D. Short selling pressure, stock price behavior, and management forecast precision: Evidence from a natural experiment [J]. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(1): 79 - 117.
- [25] Grullon G, Michenaud S, Weston J P. The real effects of short-selling constraints [J]. *Review of Financial Studies*, 2015, 28(6): 1737 - 1767.
- [26] 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.
- [27] 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.
- [28] 靳庆鲁,侯青川,李刚,等. 放松卖空管制、公司投资决策与期权价值[J]. *经济研究*, 2015(10): 76 - 88.
- [29] 徐蕊,邱姝. 融资融券的治理效应研究——基于企业过度投资的视角[J]. *特区经济*, 2016(10): 72 - 77.
- [30] 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.
- [31] Ahmed A S, Billings B K, Morton R M, et al. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over divi-

- dend policy and in reducing debt costs [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77(4): 867 - 890.
- [32] 古志辉,郝项超,张永杰. 卖空约束、投资者行为和 a 股市场的定价泡沫[J]. *金融研究*,2011(2):129 - 148.
- [33] Desai H, Ramesh K, Thiagarajan S R, Balachandran B V. An investigation of the informational role of short interest in the Nasdaq market [J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(5): 2263 - 2287.
- [34] 刘运国,吴小蒙,蒋涛. 产权性质、债务融资与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据[J]. *会计研究*,2010(1):43 - 50.
- [35] Basu S. The Conservatism principle and asymmetric timeliness of earnings [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1997, 24(1): 3 - 37.
- [36] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(5): 1043 - 1075.
- [37] 张璇,周鹏,李春涛. 卖空与盈余质量——来自财务重述的证据[J]. *金融研究*,2016(8):175 - 190.
- [38] Khan M, Watts R L. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48(2-3): 132 - 150.
- [39] 刘运国,吴小蒙,蒋涛. 产权性质、债务融资与会计稳健性——来自中国上市公司的经验证据[J]. *会计研究*,2010(1):43 - 50.
- [40] 陈骏,徐玉德. 高管薪酬激励会关注债权人利益吗? ——基于我国上市公司债务期限约束视角的经验证据[J]. *会计研究*,2012(9):73 - 81.
- [41] 孙光国,赵健宇. 产权性质差异、管理层过度自信与会计稳健性[J]. *会计研究*,2014(5):52 - 58.

[责任编辑:高 婷]

Short Selling and Accounting Conservatism: Research from the Perspective of Creditors

BAI Xuelian¹, ZHANG Junrui², MA Yungao^{2,3}

(1. School of Accounting, Capital University of Economics and Business, Beijing 100071, China;

2. School of Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China;

3. State Grid Energy Research Institute Company Limited, Beijing 102200, China)

Abstract: Since 2010 the initiation of margin trading and short selling in China, research on the implementation effect of this trading mechanism has been deepened. However, there is little literature concerning such problems as how debtors will view this trading mechanism. From the perspective of creditors, this paper first analyzes the change of creditor's demand for accounting conservatism after the initiation of short-selling mechanism, and then explores the solution to this problem based on a multi-period difference-in-differences model by using the quasi-natural experimental environment from which the first initiation of margin trading and short selling derives. The results show that the initiation of short selling promotes target firms to adopt more conservative accounting policy, and which is more pronounced in companies with higher debt level. Furthermore, this paper finds that the increase of accounting conservatism is positively related to the short selling trading. And the short term debt ratio of target firms significantly increases, but the long debt ratio decreases after the initiation of short selling. These findings suggest that the creditors need debtors to adopt more conservative accounting policy to deal with the risks brought by short selling.

Key Words: short selling; accounting conservatism; debt level; debt maturity structure; securities loan trading; quality of security market; capital market; accounting information