

融券制度与审计质量*

——基于准自然实验分析

张洪辉 章琳一

(江西财经大学会计学院,江西 南昌 330013)

内容提要:本文应用双重差分方法,研究了融券制度对审计质量的影响。研究发现,融券制度降低了审计师对上市公司盈余管理行为的容忍度,上市公司可操控性应计显著下降,即审计质量显著提高;融券制度促使审计师出具更多的非标准审计意见,以降低潜在法律风险。本文通过建立中介效应模型,发现融券制度提高了法律风险,促使审计师提高审计质量。此外,融券制度也会减少上市公司财务重述的可能性。从高管权力角度,本文还发现,上市公司盈余管理水平的下降,即审计质量的提高,主要来源于审计师需求,而不是上市公司主动降低盈余管理所致。本文也利用审计师变更数据发现,发生审计师变更时,纳入融券范围的上市公司倾向于从十大事务所变更到非十大事务所,而且这种倾向要比没有纳入的公司更强烈。本文的研究结论不但丰富了关于融资融券制度的研究,也拓展了股票卖空机制下审计师行为的相关研究。

关键词:融券制度 盈余管理 法律风险 审计质量

中图分类号:F272.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2018)01—0172—19

一、引言

2010年证监会正式实施融资融券制度,标志着我国资本市场“单边市”的正式结束,投资者可以对列入融资融券名单的个股进行融券交易,融券制度正式形成。关于融券交易的经济后果,Miller(1977)^[1]认为,限制融券的后果是坏消息难以及时反映到股价中,导致股价高估,而通过融券卖空股票有助于提高股票定价效率和提升市场价格发现功能。国外研究(Aitken等1998^[2];Bris等2007^[3];Saffi and Sigurdsson,2011^[4])均指出,融券制度能够促使坏消息及时反映到股价中,避免股价高估的情形出现。国内相关研究,黄洋等(2013)^[5]、李志生等(2015)^[6]也支持融券交易的价格发现功能。融券制度不但具有资产定价的效应,也有其他作用:例如,融券制度影响公司投资(Grullon等,2015^[7];靳庆鲁等,2015^[8]);融券制度影响公司研发(He and Tian,2016)^[9];融券制度抑制代理冲突(Chang等,2015)^[10];融券制度影响内幕交易(张俊瑞等,2016)^[11];融券制度影响股票崩盘风险(Hong and Stein,2003^[12];褚剑、方军雄,2016^[13]);融券制度影响盈余管理(陈晖丽、刘峰,2014^[14];Fang等,2016^[15])。

然而,很少有理论文献关注融券制度对审计师的影响。“深口袋”理论早已指出,审计师要为其审计的公司财务报告质量负责。当盈余质量差的公司股票被做空,公司财务报告信息使用者

收稿日期:2017-08-28

* 基金项目:国家自然科学基金项目“市场竞争、不确定性与企业非效率投资”(71262003)。

作者简介:张洪辉(1981-),男,湖北鄂州人,副教授,管理学博士,研究领域是会计与公司财务,电子邮箱:danordio@163.com;章琳一(1984-),女,江西新余人,讲师,管理学博士,研究领域是会计与审计,电子邮箱:01zhang0125@163.com。通讯作者:章琳一。

(如投资者)可能因为投资损失而起诉该公司的审计师。例如,浑水做空嘉汉林业后,遭受损失的投资者就审计师没有尽到鉴证义务向嘉汉林业审计师——安永提起集体诉讼,安永最终通过支付赔款的方式与投资者达成和解协议。Hope 等(2016)^[16]、黄超和黄俊(2016)^[17]研究发现,融券交易制度会促使审计师提高审计收费。那么,融券制度是否会促使审计师提高审计质量,应对潜在的法律风险?审计师是否会签发更多的非标准审计意见,减少自己因客户财务报告问题招致的连带法律风险?目前没有文献回答上述问题。

国内现有关于法律风险和审计质量的研究(冯延超、梁莱歆,2010^[18];张健、魏春燕,2016^[19]),均发现法律风险促使审计师提高审计质量,但现有研究无法完全解决自选择(Self selection)导致的内生性问题(Minutti-Meza,2014)^[20]——审计师是自我选择地在法律风险高(或低)的环境中执业,因而不是法律风险促使审计师提高审计质量,而是审计师根据法律风险选择执业或者不执业,从而影响后续行为。2010年开始实施的融资融券交易给本文提供了一个研究良机,该事件是外生的,能够有效解决审计师面对法律风险时的自选择问题。利用证监会实施融资融券这一准自然事件,本文应用双重差分模型,研究了融券制度下审计师的反应。研究发现,融券制度促使审计师提高审计质量,公司的可操控性应计更低;融券制度促使审计师出具非标准审计意见的概率更高,以减少客户财务报告问题招致的连带法律责任。本文的研究结论不但丰富了关于融资融券制度的研究,也拓展了股票卖空机制下审计师行为的相关研究。

二、文献回顾和理论假设

1. 融券制度现有研究

融券制度是投资者向做市商借入股票,通过卖出股票套利等一整套机制的总和。存在融券制度时,资本市场参与者有动力挖掘公司负面新闻,找出那些由于盈余操控甚至舞弊而股价被高估的公司(Karpoff and Lou,2010)^[21],促使公司坏消息及时反映在公司股价上,提高资本市场的定价效率。早先研究主要关注融券制度的定价效率,如Diamond and Verrecchia(1987)^[22]建立理论模型,指出了融券限制会降低坏消息进入市场的速度,降低资本市场定价效率;Aitken 等(1998)^[2]利用盘中交易数据,发现融券交易对坏消息反应迅速。最近,学者们开始关注融券制度对公司行为的影响。Grullon 等(2015)^[7]研究了融券制度对公司投资的影响,发现融券制度会降低公司投资水平,并影响公司价值(靳庆鲁等,2015)^[8]。张俊瑞等(2016)^[11]发现,公司股票成为融券标的股票后,内幕交易的可能性显著上升。He and Tian(2016)^[9]研究发现,融券制度会促进公司创新,创新的效率、创新质量均提高。Bris 等(2007)^[3]发现,存在融券制度的资本市场中,股价对坏消息反应更及时,他们也发现,限制融券虽然在整体上有助于减少市场恐慌,降低股票崩盘风险,但在个股层面,该结论不成立。褚剑、方军雄(2016)^[13]则认为,中国特色的股票融券制度不但没有减少股票崩盘风险,反而放大了该风险。以上文献从各个方面分析了融券制度对公司行为的影响,然而,它们忽视了融券制度对审计师行为的作用。与本文主题相关的研究中,陈晖丽和刘峰(2014)^[14]研究了融券制度对公司盈余管理的影响,发现公司成为融券制度标的后,盈余管理水平显著下降。Massa 等(2015)^[23]采用 33 个国家和地区数据,发现融券制度能够发挥惩戒效应,降低高管盈余操控水平。Fang 等(2016)^[15]采用美国证监会限制融券实验数据,证实了融券制度会促使公司提高盈余质量,降低盈余管理水平。以上关于融券制度和盈余管理水平的研究,忽视了审计师在其中发挥的作用。现有研究采用可操控性应计度量盈余管理,实际上,可操控性应计既可以度量盈余管理,又可以用来度量审计质量。在融券制度下,公司的可操控性应计水平下降,既可能是公司主动降低盈余管理水平的结果,也可能是审计师提高审计质量的结果。上述研究没有考虑审计师在其中发挥的作用,将融券后的公司可操控性应计的下降归因于管理层降低盈余管理水平,这一结论可能是错误的。在融券制度下,审计师面临的法律风险增大,可能

要求上市公司减少盈余操纵,降低可操控性应计。现有研究忽视了审计师在融券制度下对可操控性应计的影响,得出的结论无法让人信服。而且鲜有文献关注融券制度对审计质量的影响,是目前研究的缺口。关注融券制度下审计师的行为和相应的审计质量,不但有利于更加深入认识实施融券制度的理论意义,而且有助于学术界、实务界探究提高审计质量以及由此延伸的上市公司财务报告质量的途径,具有重要的实践意义。本文研究融券制度和审计质量之间的关系,不仅有助于弥补现有文献不足,还有助于深刻理解外部制度环境变化对审计师行为的影响,具有重要的意义。

2. 融券制度与审计质量

审计师在对公司财务报告审计过程中,需要足够的怀疑态度,需要实施必要的审计程序,需要获取足够的审计证据且发表恰当的审计意见。一旦审计师没有做到以上几点,就有可能面临着法律诉讼风险。然而,该法律诉讼风险只是潜在的(Hope等,2016)^[16],只有当公司出现财务丑闻时,媒体的负面报道加速财务丑闻信息的传递(刘启亮等2014)^[24],遭受损失的投资者会起诉审计师,这时的法律诉讼风险则由潜在风险变为实际风险。

融券制度的出现,使得资本市场上出现专门的卖空投资者或卖空机构,他们以卖空公司股票套利为目的,他们有动力、有能力挖掘公司负面新闻,识别公司盈余管理甚至财务舞弊行为。对于卖空投资者而言,持有空头头寸是需要成本的,只有掌握一定专有信息的投资者有动力参与卖空(Diamond and Verrecchia,1987)^[22]。一些卖空机构或卖空投资者,会投入大量资源搜集、分析目标公司,重点关注发布可疑财务报告的公司。一旦有证据或理由质疑公司财务报告的真实性,卖空机构或卖空投资者就会通过各种方式,如发布报告、发表意见、融券交易等做空该公司。公司股票被机构或投资者卖空后,其更容易被强制要求披露相关信息(Griffin,2003)^[25]。这会使得公司的盈余管理、财务舞弊行为更容易暴露在公众面前,相应的审计师更容易遭受投资者发起的诉讼。已有研究表明,融券制度会导致财务舞弊被发现的概率增大(Karpoff and Lou,2010)^[21]。

从公司角度看,高管有动力实施盈余管理以实现私人利益。委托代理框架下,有的公司高管薪酬基于会计业绩,有的公司高管薪酬基于股票价格。高管倾向于通过盈余管理达到会计业绩要求,获得契约薪酬;高管也倾向于盈余管理提升股价,实现薪酬契约要求。而且,管理层可能凌驾于控制之上或可能对财务报告施加不当影响。现有公司治理框架下,董事会能够发挥对管理层盈余管理机会主义行为的抑制作用,投资者也会抑制公司的盈余管理行为。程书强(2006)^[26]认为,投资者持股比例越高,公司盈余管理水平越低。当公司股票可以通过融券制度被卖空时,投资者就会更加关注公司盈余质量,他们会通过应计项目来识别目标公司(Hirshleifer等,2011)^[27]。存在融券制度后,投资者不但可以通过“用手投票”等方式在公司内部治理框架内抑制高管盈余管理等机会主义行为,也可以通过“用脚投票”方式,融券卖出公司股票引起市场、媒体关注,此时,审计师对股票可以融券交易公司的盈余管理行为会更敏感,对可操控性应计的容忍度会更低。否则,一旦投资者因公司盈余操控遭受损失,审计师就可能承担连带责任而遭受法律诉讼。因此,本文提出如下假设:

H₁:在其他条件不变的情况下,融券制度降低了审计师对盈余管理的容忍度,提高了审计质量。

融券制度会提高审计师面临的潜在法律风险,降低了审计师对上市公司盈余管理行为的容忍度。审计师因而可能要求上市公司减少盈余操控行为,降低盈余管理水平来应对潜在的法律风险。但是,审计师和上市公司之间是审计服务提供者-审计客户关系,审计师要求上市公司减少盈余操作,这并不一定得到客户——上市公司的配合。这里,配合包括两个方面:(1)审计过程中,审计师需要客户配合提供充分的资料形成审计证据,完成审计程序;(2)发现问题时,审计师需要客户配合对重要事项进行确认和调整。从客户重要性角度看,我国审计市场竞争比较激烈,低价竞争现象屡见不鲜(王杏芬,2015)^[28],客户对审计师而言非常重要。审计师对客户经济依赖性(DeAngelo,

1981a)^[29],加上实施审计活动需要客户配合,使得审计师不能完全制止客户的盈余管理行为。根据 CSA1502 准则,在实施审计过程中,审计师可能无法获得充分、适当的审计证据,无法确保财务报告整体不存在重大错报可能时,审计师会发表非标准审计意见。发表非标准审计意见,是审计师在现有条件和规则下,保护自己的重要手段,它有利于审计师减少潜在的诉讼风险,避免自己成为“深口袋”理论的牺牲者。融券制度提高了审计师面临的法律风险,审计师如果不采取措施降低法律风险,就可能在面临审计意见信息使用者(如投资者)的法律诉讼时,遭受巨大损失。Krishnan and Krishnan (1996)^[30]指出,随着诉讼风险的增加,公司被签发非标准审计意见的概率增加。因而发表非标准审计意见,是审计师降低法律风险的应对措施之一。基于以上分析,本文提出如下假设:

H₂:在其他条件不变的情况下,融券制度促使审计师会签发更多的非标准审计意见。

三、研究设计

1. 样本与数据

我国资本市场的融资融券业务于 2010 年正式推出,一些公司被纳入融券范围^①,融券制度初步形成。本文主要观察 2010 - 2012 年实施融资融券的公司,将其作为处理组,对比同期间没有实施融资融券的公司(对照组),分析融券制度对审计师的影响。本文样本数据初始期间为 2007 - 2015 年,将 2010 - 2012 实施融资融券的公司定为处理组,即 *Margin* = 1;该期间没有实施融资融券的公司定为对照组,即 *Margin* = 0;分析融券制度前(2007 - 2009 年, *Before* = 0)与融券制度后(2013 - 2015 年, *Before* = 1),两组上市公司的审计师反应差异情况。为此,本文删除了 2007 年后上市的公司;删除了 2010 - 2012 年没有被纳入融券范围但 2013 - 2015 年纳入的公司;删除 2010 - 2012 年的数据等。最终本文得到了 5604 个观测值,其中,处理组和对照组在融资融券这一事件前后各有 615(615 × 2)、2187(2187 × 2)个观察值。

2. 模型与变量说明

在实证研究中,自选择问题是影响实证结论重要因素。如前言所述,法律风险对审计师影响过程中,审计师可能是自我选择地在法律风险高(或低)的环境中执业(Minutti-Meza, 2014)^[20]。虽然国内已有研究(冯延超、梁莱歆, 2010^[18];张健、魏春燕, 2016^[19])发现,法律风险促使审计师提高审计质量,但该类研究并没有完全剔除自选择这一内生性问题对审计师的影响。融资融券事件是宏观层面的外生事件,融券机制提高了融券类公司的审计师潜在法律风险(Hope 等, 2016)^[16]。在融资融券事件中,一些上市公司被纳入融资融券范围(处理组, *Margin* = 1),另一些则没有被纳入(对照组, *Margin* = 0)。本文可以观察两类公司在融资融券前(*Before* = 0)、融资融券后(*Before* = 1)的差异,分析审计师对该事件的反应。本文应用如下计量模型,验证本文的研究假设 H₁:

$$|DA1| / |DA2| = a + b_1Margin + b_2Before + b_3Margin \times Before + b_4Size + b_5Lev + b_6Roa + b_7Big10 + b_8Inv + b_9Rec + b_{10}Cfo + b_{11} \sum Ind + u \quad (1)$$

模型(1)中,本文主要采用可操控应计(*DA*)的绝对值表示审计质量,其中, *|DA1|*是采用 Kothari 等(2005)^[31]计算的可操控应计, *|DA2|*是采用 Dechow 等(1995)^[32]计算的可操控应计; *Margin* = 1,为处理组, *Margin* = 0,为对照组; *Before* = 0 表示融券制度前, *Before* = 1 为融券制度后;借鉴 Francis and Krishnan(1999)^[33]、Balsam 等(2003)^[34]、刘行健、王开田(2014)^[35]、赵艳秉、张龙平(2017)^[36]等研究经验,控制了公司规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、十大(*Big10*)、应收账款(*Rec*)、存货(*Inv*)、现金流(*Cfo*)等因素。本文应用如下计量模型,验证假设 H₂:

① 上市公司股票能够进行融券交易的同时,也能进行融资交易,融资融券是相辅相成的,本文主要强调融券制度的积极作用。

$$\begin{aligned} \text{Logit}(Opinion) = & a + b_1Margin + b_2Before + b_3Margin \times Before + b_4|DA| + b_5Soe \\ & + b_6Size + b_7Lev + b_8Roa + b_9Big10 + b_{10}Tobinq + b_{11}Loss + b_{12}Cfo \\ & + b_{13} \sum Ind + u \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)中,*Opinion*为审计意见,其中,非标准审计意见等于1,标准意见等于0;双重差分相关变量同模型(1);控制变量,借鉴Chen等(2010)^[37]、陆正飞等(2012)^[38]的经验,控制盈余管理程度(|*DA*|)、企业所有制(*Soe*)、企业规模(*Size*)、财务杠杆(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、十大(*Big10*)、现金流(*Cfo*)、是否亏损(*Loss*)、公司增长(*Tobinq*)等因素。具体定义如表1所示。

表1 变量的定义

变量类型	变量符号	变量名称	计算方法
被解释变量	<i>DA1</i>	审计质量	根据Kothari等(2005)计算的可操控应计(<i>DA</i>)
	<i>DA2</i>	审计质量	根据Dechow等(1995)计算的可操控应计(<i>DA</i>)
	<i>Opinion</i>	审计意见	非标准审计意见等于1,否则为0
	<i>Restate</i>	财务重述	发生财务重述等于1,否则为0
测试变量	<i>Margin</i>	融券制度与否	列入融资融券名单等于1,否则为0
	<i>Before</i>	融券制度时点	处于2010年前等于0,处于2012年后等于1
	<i>Margin × Before</i>	双重差分变量	变量 <i>Margin</i> 和变量 <i>Before</i> 的交叉项
控制变量	<i>Size</i>	公司规模	公司总资产的自然对数
	<i>Lev</i>	财务杠杆	总负债除以总资产
	<i>Roa</i>	盈利能力	资产报酬率
	<i>Big10</i>	十大	属于十大审计等于1,否则为0
	<i>Cfo</i>	现金流	经营现金流处于总资产
	<i>Soe</i>	企业性质	国有企业等于1,否则为0
	<i>Tobinq</i>	托宾Q	
	<i>Loss</i>	亏损与否	公司发生亏损等于1,否则为0
	<i>Inv</i>	存货比率	存货/总资产
	<i>Rec</i>	应收账款	应收账款/总资产
	<i>Short</i>	融券数量	年度股票融券数量处于总交易量
	<i>Share1</i>	第一大股东持股	第一大股东持股比例
	<i>Ind</i>	行业虚拟变量	采用0-1变量控制行业特征

资料来源:本文整理

四、描述性统计

表2为各变量的描述性统计。可以看到,|*DA1*|的均值为0.0779,这表明上市公司可操控性应计平均水平的绝对值是0.0779,中位数为0.0511;最大值为0.4917,表明有的上市公司盈余管理程度比较严重,审计质量不高;最小值为0,表明有的公司盈余管理程度为0,审计质量较高。|*DA2*|均值为0.0807,中位数为0.0521,最大值为0.5103,最小值为0。这些指标与|*DA1*|的相关指标比较接近,主要由于Kothari等(2005)^[31]、Dechow等(1995)^[32]两个模型计算原理类似,均是通过计算预计的正常应计水平得到可操控性应计。审计意见*Opinion*的均值为0.0714,表明大约有7%的公司会被审计师出具非标准审计意见;财务重述*Restate*的均值为0.1908,表明大约有19%的上市公司会进行财务重述。其他控制变量描述性统计显示,样本财务杠杆平均水平为53%左右;31.92%的公司聘请十大会计师事务所;公司应收平均水平0.1055;国有企业占比63%左右;有15.72%的公司发生亏损。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
DA1	5604	0.0779	0.0511	0.0858	0	0.4917
DA2	5604	0.0807	0.0521	0.0911	0	0.5103
Opinion	5604	0.0714	0	0.2575	0	1
Restate	5604	0.1908	0	0.3929	0	1
Margin	5604	0.2195	0	0.4139	0	1
Before	5604	0.5000	0.5	0.5000	0	1
Size	5604	21.8780	21.7755	1.4368	18.3463	25.8201
Lev	5604	0.5342	0.5422	0.2109	0.0840	1
Roa	5604	0.0232	0.0249	0.0786	-0.3671	0.2708
Big10	5604	0.3192	0	0.4662	0	1
Inv	5604	0.1781	0.1300	0.1748	0	0.7912
Rec	5604	0.1055	0.0706	0.1074	0	0.4750
Cfo	5604	0.0445	0.0433	0.0857	-0.2427	0.2953
Soe	5604	0.6312	1	0.4825	0	1
Tobinq	5604	2.2110	1.5929	2.3342	0	17.0507
Loss	5604	0.1572	0	0.3640	0	1
Share1	5604	0.3508	0.3300	0.1543	0.0666	0.7525
Short	5604	0.0017	0	0.0113	0	0.7131

资料来源:本文计算整理

五、回归分析

1. 融券制度与审计质量的回归分析

表 3 是融券制度与审计质量的双重差分回归结果,其中的被解释变量是基于 Kothari 等 (2005)^[31]的方法计算的 |DA1|。回归(1)中,本文没有加入 Size、Lev 等控制变量,双重差分变量 Margin × Before 的回归系数为 -0.0281,且在 1% 的水平上显著。回归(2)中,本文加入 Size、Lev 等控制变量,双重差分变量 Margin × Before 的回归系数为 -0.0198,且在 1% 的水平上显著。回归(1)和回归(2)结果表明,融券的卖空机制会促使审计师提高审计质量,应对潜在的法律风险。回归(3)和回归(4)是考虑可操控性应计正负性的回归结果。可以看到,回归(3)中 Margin × Before 的回归系数为 -0.0301,且在 1% 的水平上显著,说明融券制度出现后,公司正向盈余管理水平显著下降;回归(4)中 Margin × Before 的回归系数为 0.0181,且在 1% 的水平上显著,说明融券制度出现后,公司负向盈余管理水平显著降低。尽管回归(2)中的变量 Before 的回归系数不显著,但双重差分模型关注的是双重差分变量 Margin × Before,表 3 中该变量所有的回归系数均是显著为负,它表明在实施融券制度后,审计师更加慎重,更倾向于减少盈余管理水平,提高审计质量。实施融券制度后,投资者可能会将低财务报告质量导致的公司股价下降归责于审计师,导致审计师不得不事前提高审计质量(Hope 等,2016)^[16]。这与本文的假设一致。

表 3 基于 Kothari 等 (2005)^[31]的融券制度与审计质量回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	DA1	DA1	DA1 > 0	DA1 < 0
Margin	0.0146 *** (3.05)	0.0219 *** (4.19)	0.0187 ** (2.54)	-0.0230 *** (-3.87)

续表 3

	(1)	(2)	(3)	(4)
	DA1	DA1	DA1 > 0	DA1 < 0
<i>Before</i>	-0.0087 *** (-3.17)	-0.0028 (-0.99)	-0.0158 *** (-3.89)	-0.0103 *** (-3.39)
<i>Margin × Before</i>	-0.0281 *** (-5.04)	-0.0264 *** (-4.81)	-0.0301 *** (-3.92)	0.0181 *** (3.36)
<i>Size</i>		-0.0052 *** (-3.71)	0.0022 (1.08)	0.0085 *** (5.41)
<i>Lev</i>		0.0351 *** (4.89)	0.0169 (1.60)	-0.0481 *** (-5.45)
<i>Roa</i>		0.0935 *** (3.79)	0.3420 *** (7.28)	0.0993 *** (3.44)
<i>Big10</i>		-0.0067 *** (-2.61)	-0.0015 (-0.43)	0.0076 *** (2.58)
<i>Inv</i>		0.0197 * (1.68)	-0.0456 *** (-2.82)	-0.0191 * (-1.82)
<i>Rec</i>		-0.0250 (-1.47)	-0.0032 (-0.14)	0.0388 ** (2.07)
<i>Cfo</i>		-0.0420 (-1.50)	-0.6521 *** (-15.83)	-0.5225 *** (-17.54)
<i>Constant</i>	0.0826 *** (11.90)	0.1704 *** (5.92)	0.0307 (0.75)	-0.1784 *** (-5.48)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	5604	5604	2621	2983
<i>R²</i>	0.0640	0.0797	0.3028	0.2875
<i>Adj. R²</i>	0.0602	0.0747	0.2950	0.2803
<i>F_value</i>	16.6011	16.0825	18.5114	39.7137

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；回归标准误差在公司层面进行了聚类
资料来源：本文计算整理

根据计量模型(2),各主要控制变量的估计结果为:*Size* 的回归系数为 -0.0052 且高度显著,它表明,公司规模与审计质量正相关;*Lev* 的回归系数为 0.0351 且高度显著,说明公司财务杠杆与审计质量负相关;*Roa* 的回归系数为 0.0935 且高度显著,说明公司盈利水平与审计质量负相关;*Big10* 的回归系数为 -0.0067 且显著,说明十大的审计质量要比非十大高;*Inv* 的回归系数为 0.0197 且高度显著,说明公司存货水平与审计质量负相关等等。这些回归结果与原红旗、李海建(2003)^[39]、刘峰等(2009)^[40]、张娟等(2011)^[41]、刘启亮等(2015)^[42]等研究结果类似。

本文采用 Dechow 等(1995)^[32] 计算的可操控应计 |DA2| 度量审计质量,然后执行回归,结果如表 4 所示。可以看到,回归(1)的双重差分变量 *Margin × Before* 的回归系数为 -0.0298,且在 1% 的水平上显著;回归(2)中,本文加入 *Size*、*Lev* 等控制变量,双重差分变量 *Margin × Before* 的回归系数为 -0.0286,且在 1% 的水平上显著。回归(1)、回归(2)结果表明,融券制度促使审计师提高审计质量,以减少潜在的法律风险。同样,回归(3)、回归(4)是考虑可操控性应计正负性的回归结果。可以看到,回归(3)中 *Margin × Before* 的回归系数为 -0.0239,且在 1% 的水平上显著,说明公司被

纳入融券制度范围后,公司正向盈余管理水平显著下降,审计质量显著提高;回归(4)中 $Margin \times Before$ 的回归系数为 0.02,且在 1% 的水平上显著,说明融券制度提高了审计质量,公司负向盈余管理水平显著降低。表 4 中,基本上所有的测试变量均是显著的,双重差分变量的显著性、符号均比较一致,说明融券制度能够促使审计师提高审计质量,应对潜在的法律风险,这证实了本文的假设。关于控制变量,其结果与前面表 3 的回归结果类似,这里不再叙述。

表 4 基于 Dechow 等(1995)^[32]的融券制度与审计质量回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DA2	DA2	DA2 > 0	DA2 < 0
<i>Margin</i>	0.0134 *** (2.63)	0.0249 *** (4.47)	0.0094 (1.34)	-0.0228 *** (-3.44)
<i>Before</i>	-0.0113 *** (-3.91)	-0.0061 ** (-2.01)	-0.0228 *** (-6.11)	-0.0086 ** (-2.44)
<i>Margin × Before</i>	-0.0298 *** (-5.12)	-0.0286 *** (-5.04)	-0.0239 *** (-3.36)	0.0200 *** (3.48)
<i>Size</i>		-0.0066 *** (-4.28)	0.0054 *** (2.78)	0.0108 *** (5.28)
<i>Lev</i>		0.0414 *** (5.40)	-0.0051 (-0.52)	-0.0620 *** (-5.40)
<i>Roa</i>		0.0829 *** (2.92)	0.4754 *** (7.82)	0.1920 *** (5.28)
<i>Big10</i>		-0.0032 (-1.15)	0.0009 (0.26)	0.0011 (0.32)
<i>Inv</i>		0.0136 (1.10)	-0.0410 *** (-2.63)	0.0003 (0.02)
<i>Rec</i>		-0.0230 (-1.28)	-0.0138 (-0.67)	0.0409 * (1.80)
<i>Cfo</i>		-0.0948 *** (-3.23)	-0.7389 *** (-20.34)	-0.5526 *** (-14.54)
<i>Constant</i>	0.0887 *** (10.49)	0.2055 *** (6.55)	-0.0139 (-0.35)	-0.2210 *** (-5.23)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制
Observations	5604	5604	2828	2776
R ²	0.0638	0.0841	0.3613	0.2677
Adj. R ²	0.0600	0.0792	0.3546	0.2597
F_value	16.6011	17.0634	28.6443	33.4500

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平;回归标准误差在公司层面进行了聚类

资料来源:本文计算整理

2. 融券制度与审计意见的回归分析

表 5 是融券制度与审计意见的双重差分回归结果。回归(1)中,变量 *Margin*、*Before* 和双重差分变量 $Margin \times Before$ 均高度显著:*Margin* 的回归系数为负,意味着处理组公司获得非标准审计意见的概率要比对照组低;*Before* 的回归系数为负,意味着融券制度后,所有上市公司获得非标准审计意见的概率要比之前低;然而,以上两个变量的回归结果并不能说明任何问题。融券制度对审计意见的影响,关键还是关注双重差分变量 $Margin \times Before$,其回归系数为正,说明融券制度使得公司获得非标准审计意见的概率更高,这一结论正好印证前面单变量分析结果。回归(2)中,本文加入

了除行业虚拟变量外的常见控制变量,包括可操控性应计 $|DA1|$ 。尽管变量 $Margin$ 、 $Before$ 不显著,但双重差分变量 $Margin \times Before$ 的回归系数为 1.2892,且在 5% 的水平上显著。回归(3)中,本文在回归(2)的基础上,加入了行业虚拟变量, $Margin \times Before$ 的回归系数为 1.3368,且在 5% 的水平上显著。回归(4)中,本文将可操控性应计 $|DA1|$ 替换成 $|DA2|$, $Margin \times Before$ 的回归系数为 1.2917,且在 5% 的水平上显著;回归(5)中,本文在回归(4)的基础上加入行业虚拟变量, $Margin \times Before$ 的回归系数为 1.3414,且在 5% 的水平上显著。表 5 中测试变量的回归结果表明,融券制度会促使审计师出具更多的非标准审计意见,以应对潜在的法律风险。由于经济依赖性(DeAnglo, 1981a)^[29],审计师采用非标准审计意见作为工具,减少自身责任。这一结果与本文前面的假设一致。

表 5 融券制度与审计意见回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Opinion</i>	<i>opinion</i>	<i>opinion</i>	<i>Opinion</i>	<i>Opinion</i>
<i>Margin</i>	-2.2848 *** (-5.86)	-0.1998 (-0.43)	-0.0944 (-0.20)	-0.2088 (-0.45)	-0.1046 (-0.22)
<i>Before</i>	-0.4223 *** (-3.82)	0.1446 (0.97)	0.1582 (1.05)	0.1510 (1.01)	0.1652 (1.09)
<i>Margin × Before</i>	1.1160 ** (2.32)	1.2892 ** (2.36)	1.3368 ** (2.45)	1.2917 ** (2.37)	1.3414 ** (2.46)
$ DA1 $		0.5954 (0.86)	0.6903 (0.95)		
$ DA2 $				0.9876 (1.55)	1.1716 * (1.77)
<i>Soe</i>		-0.0530 (-0.39)	-0.0889 (-0.64)	-0.0436 (-0.32)	-0.0809 (-0.58)
<i>Size</i>		-0.9533 *** (-12.94)	-0.9713 *** (-12.64)	-0.9508 *** (-12.91)	-0.9674 *** (-12.58)
<i>Lev</i>		3.6636 *** (12.99)	3.5932 *** (12.53)	3.6324 *** (12.87)	3.5610 *** (12.41)
<i>Roa</i>		-3.2213 *** (-4.16)	-3.2650 *** (-4.15)	-3.1551 *** (-4.07)	-3.1866 *** (-4.05)
<i>Big10</i>		0.1602 (1.05)	0.1511 (0.98)	0.1571 (1.03)	0.1469 (0.95)
<i>Tobinq</i>		0.0111 (0.53)	0.0132 (0.62)	0.0098 (0.46)	0.0119 (0.55)
<i>Loss</i>		0.8303 *** (4.60)	0.8200 *** (4.48)	0.8410 *** (4.65)	0.8317 *** (4.53)
<i>Cfo</i>		-0.2461 (-0.37)	-0.2727 (-0.40)	-0.2325 (-0.35)	-0.2567 (-0.38)
<i>Ind</i>	控制		控制		控制
<i>Constant</i>	-1.4425 *** (-6.08)	15.0014 *** (9.84)	15.9431 *** (9.90)	14.9242 *** (9.79)	15.8265 *** (9.83)
Observations	5,601	5,604	5,601	5,604	5,601
Pseudo R ²	0.0647	0.3414	0.3509	0.3420	0.3516

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平;回归标准误差在公司层面进行了聚类

资料来源:本文计算整理

控制变量中,公司规模 *Size* 的回归系数为负且显著,说明公司规模越大,获得非标意见的概率越低;财务杠杆 *Lev* 的回归系数为正且显著,说明公司财务杠杆越高,获得非标意见的概率越高,它反映了财务杠杆风险特征;盈利能力 *Roa* 的回归系数为负且显著,说明公司的盈利能力越强,获得非标意见的概率越低,表明了公司良好的盈利状况有助于审计师出具标准审计意见;亏损 *Loss* 的回归系数为正且显著,说明亏损公司获得非标意见的概率越高。这些回归结果与 Chen 等(2010)^[37]、陆正飞等(2012)^[38]的研究结论一致。

六、法律风险的中介作用

在前面的实证分析中,本文指出了融券制度提高了审计质量,促使审计师出具更多的非标准审计意见。在这一影响机制中,可能存在着法律风险的中介效应——是融券制度提高了审计师潜在法律风险,进一步促使审计师提高审计质量,出具更多的非标准审计意见。鉴于此中介效应,本文借鉴 Baron and Kenny(1986)^[43]、温忠麟等(2004)^[44]方法建立以下三个路径模型用来验证:

$$|DA1| / |DA2| = \alpha_0 + \alpha_1 Margin + \alpha_2 Before + \alpha_3 Margin \times Before + \alpha_4 Size + \alpha_5 Lev + \alpha_6 Roa + \alpha_7 Big10 + \alpha_8 Inv + \alpha_9 Rec + \alpha_{10} Cfo + \alpha_{11} \sum Ind + u \quad (3)$$

$$Risk = \beta_0 + \beta_1 Before + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Roa + \beta_5 Big10 + \beta_6 Inv + \beta_7 Rec + \beta_8 Cfo + \beta_9 \sum Ind + u \quad (4)$$

$$|DA1| / |DA2| = \gamma_0 + \gamma_1 Risk + \gamma_2 Margin + \gamma_3 Before + \gamma_4 Margin \times Before + \gamma_5 Size + \gamma_6 Lev + \gamma_7 Roa + \gamma_8 Big10 + \gamma_9 Inv + \gamma_{10} Rec + \gamma_{11} Cfo + \gamma_{12} \sum Ind + u \quad (5)$$

模型(3)是不含中介因子模型,模型(4)是中介因子检验模型,模型(5)是包含中介因子模型。其中,*Risk*代表审计师潜在的法律风险,Seetharaman等(2002)^[45]、刘峰和许菲(2002)^[40]均指出,审计费用和审计师的潜在法律风险高度相关,为此,本文采用审计费用表示潜在的法律风险。根据前面的理论逻辑,本文预计有以下回归结果:不含中介因子的回归模型,即模型(3)的融券制度相关解释变量的回归系数应该显著;中介因子检验模型,即模型(4)的相关变量回归系数应该显著为正;包含中介因子的回归模型,即模型(5)的中介变量的回归系数应该显著,而融券制度相关解释变量的回归系数可以显著也可以不显著。

表6是本文的中介效应检验结果。回归(1)、回归(2)中,变量 *Margin × Before* 的回归系数均为负且高度显著,表明了融券制度会降低可操控性应计水平,提高审计质量。回归(3)中,变量 *Before* 的回归系数为 2.0653 且在 1% 水平上显著,表明融券制度后,审计师面临的潜在审计风险显著增大。回归(4)中,变量 *Risk* 的回归系数为 -0.007 且在 5% 水平上显著,表明审计师面临的潜在法律风险会降低盈余管理水平,提高审计质量。变量 *Margin × Before* 的回归系数为 -0.0266 且高度显著,表明考虑法律风险中介效应后,融券制度仍然能够显著抑制可操控性应计水平,提高审计质量。Sobel Z 值统计量为 -2.319 且显著,表明法律风险在融券制度和审计质量之间发挥着部分中介效应。回归(5)中,变量 *Risk* 的回归系数为 -0.008 且在 5% 水平上显著,表明审计师面临的潜在法律风险会降低盈余管理水平,提高审计质量。变量 *Margin × Before* 的回归系数为 -0.0289 且高度显著,表明考虑法律风险中介效应后,融券制度仍然能够显著抑制可操控性应计水平,提高审计质量。与回归(4)类似,Sobel Z 值统计量也是显著的,表明中介效应成立。至于其他控制变量,其回归结果类似,不再展开讨论。表6的回归结果表明,融券制度会降低审计师对公司盈余管理行为的容忍度,提高审计质量。同时,融券制度也会提高审计师潜在的法律风险,法律风险能够产生中介效应,促使审计师提高审计质量。

表 6 融券制度、法律风险与审计质量的中介效应检验

变量	不含中介因子	不含中介因子	中介因子检验	包含中介因子	包含中介因子
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	DA1	DA2	Risk	DA1	DA2
<i>Risk</i>				-0.0007** (-2.11)	-0.0008** (-2.30)
<i>Margin</i>	0.0219*** (4.95)	0.0249*** (5.31)		0.0222*** (5.00)	0.0252*** (5.37)
<i>Before</i>	-0.0028 (-1.03)	-0.0061** (-2.12)	2.0653*** (21.54)	-0.0012 (-0.44)	-0.0043 (-1.45)
<i>Margin × Before</i>	-0.0264*** (-4.92)	-0.0286*** (-5.04)		-0.0266*** (-4.97)	-0.0289*** (-5.10)
<i>Size</i>	-0.0052*** (-4.63)	-0.0066*** (-5.56)	0.4586*** (12.60)	-0.0049*** (-4.33)	-0.0062*** (-5.22)
<i>Lev</i>	0.0351*** (5.87)	0.0414*** (6.52)	-0.5944** (-2.49)	0.0347*** (5.80)	0.0409*** (6.45)
<i>Roa</i>	0.0935*** (5.87)	0.0829*** (4.91)	0.6875 (1.08)	0.0938*** (5.89)	0.0834*** (4.94)
<i>Big10</i>	-0.0067*** (-2.66)	-0.0032 (-1.19)	0.1431 (1.42)	-0.0066*** (-2.63)	-0.0031 (-1.15)
<i>Inv</i>	0.0197** (2.42)	0.0136 (1.58)	-0.1438 (-0.44)	0.0196** (2.41)	0.0135 (1.57)
<i>Rec</i>	-0.0250** (-2.01)	-0.0230* (-1.75)	-0.5594 (-1.13)	-0.0254** (-2.04)	-0.0235* (-1.78)
<i>Cfo</i>	-0.0420*** (-2.98)	-0.0948*** (-6.35)	0.7056 (1.25)	-0.0415*** (-2.95)	-0.0942*** (-6.31)
<i>Constant</i>	0.1704*** (7.28)	0.2055*** (8.29)	1.3560* (1.73)	0.1717*** (7.34)	0.2070*** (8.35)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	5604	5604	5604	5604	5604
R ²	0.0797	0.0841	0.1552	0.0804	0.0850
Adj. R ²	0.0747	0.0792	0.1509	0.0753	0.0799
F_value	16.0825	17.0634	36.5671	15.7170	16.6970
Sobel Z				-2.319**	-4.9355***

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；回归标准误差在公司层面进行了聚类
资料来源：本文计算整理

七、稳健性分析

1. 可操控性应计的原因追溯

融券制度导致了更低的盈余管理水平,即更少的可操控性应计。但融券制度导致更低的盈余管理水平的原因可能是审计师降低了对可操控性应计的容忍度,提高审计质量,也可能是上市公司主动降低盈余管理水平的结果——公司的盈余质量较低,一旦股票被做空,财务报告信息使用者

(如投资者)可能遭受损失,公司可能会被财务报告信息使用者起诉,高管也可能因为该类事件被解职,因而在融券制度后,公司可能主动降低盈余管理水平。

为此,本文可以从高管权力角度分析该问题。如果公司高管权力较大,即使投资者起诉公司,高管被解职的概率较小,其盈余管理倾向更强。这一逻辑关系已被权小锋等(2010)^[46],傅颀、邓川(2013)^[47]等文献证实。因而,融券制度对高管权力大的公司盈余管理水平影响较小,对高管权力小的公司盈余管理水平影响较大。本文就可以根据高管权力大小对样本分类,分为高管权力大的公司、高管权力小的公司,观察融券制度对这两类公司盈余管理水平影响的差异。如果回归结果显示,融券制度对高管权力小的公司影响要比高管权力大的公司要大,这说明,可操控性应计的下降可能是公司主动降低导致,本文不能排除该竞争性解释对研究结论的影响。否则,融券制度下,公司可操控性应计的下降是由于审计师降低盈余管理容忍度,提高审计质量的结果。

本文收集了公司高管任期 *Tenure* 数据,将高管任期大于中位数的公司定义为高管权力大的公司,将高管任期小于中位数的公司定义为权力小的公司;本文也将董事长、总经理两职合一与否 (*Dual*) 作为权力大小的判断依据,如果两职合一,则高管权力大;反之,高管权力小。从高管权力看,高管权力大,其被替换的概率低,可能对因盈余管理导致的法律风险不关心,因而不大可能主动降低盈余管理程度;反之,权力小的高管,可能主动降低盈余管理程度。表 7 是本文的回归结果。回归(1)、回归(2)是依据高管任期 *Tenure* 划分的回归结果。可以看到,回归(1)中 *Margin × Before* 的回归系数为 -0.0257,在 1% 水平上显著;回归(2)中的 *Margin × Before* 的回归系数为 -0.0153,在 10% 水平上显著。对比回归(1)、回归(2),无论是回归系数绝对值大小,还是显著性水平,融券制度对高管权力大公司的审计质量的影响要比权力小的公司更大,两组样本的差异检验为 3.70 且显著。这表明,融券制度对公司盈余管理水平的影响,并不是来自于公司层面的需求,而是审计师提高审计质量应对潜在法律风险的重要举措。回归(3)、回归(4)是以两职合一与否为分类标准,其结果依然证实了融券制度对公司可操控性应计的影响,并不是公司主动降低盈余管理水平导致,而是审计师提高审计质量导致。

表 7 考虑高管权力的融券制度与审计质量回归分析

变量	权力大 (<i>Tenure</i>)	权力小 (<i>Tenure</i>)	权力大 (<i>Dual</i>)	权力小 (<i>Dual</i>)
	(1)	(2)	(3)	(4)
	DA1	DA1	DA1	DA1
<i>Margin</i>	0.0320 *** (5.90)	0.0126 * (1.91)	0.0245 *** (2.92)	0.0210 *** (4.15)
<i>Before</i>	-0.0029 (-0.89)	-0.0010 (-0.24)	-0.0041 (-0.72)	-0.0025 (-0.83)
<i>Margin × Before</i>	-0.0257 *** (-4.11)	-0.0153 * (-1.75)	-0.0334 *** (-3.06)	-0.0161 *** (-2.68)
<i>Size</i>	-0.0067 *** (-4.53)	-0.0046 *** (-2.87)	-0.0055 ** (-2.45)	-0.0058 *** (-4.66)
<i>Lev</i>	0.0391 *** (4.92)	0.0150 * (1.76)	0.0480 *** (4.01)	0.0219 *** (3.28)
<i>Roa</i>	0.0431 * (1.89)	0.0321 (1.47)	0.0491 (1.53)	0.0360 ** (1.99)
<i>Big10</i>	-0.0046 (-1.56)	-0.0064 (-1.63)	-0.0079 (-1.41)	-0.0048 * (-1.77)

续表 7

变量	权力大 (<i>Tenure</i>)	权力小 (<i>Tenure</i>)	权力大 (<i>Dual</i>)	权力小 (<i>Dual</i>)
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DA1</i>	<i>DA1</i>	<i>DA1</i>	<i>DA1</i>
<i>Inv</i>	0.0238 ** (2.28)	0.0169 (1.45)	0.0145 (0.91)	0.0210 ** (2.30)
<i>Rec</i>	-0.0268 * (-1.69)	-0.0399 ** (-2.23)	-0.0459 * (-1.72)	-0.0278 ** (-2.04)
<i>Cfo</i>	0.0117 (0.65)	-0.0834 *** (-4.10)	-0.0125 (-0.44)	-0.0507 *** (-3.24)
Difference test	3.70 **		2.50	
<i>Constant</i>	0.1958 *** (6.33)	0.1629 *** (4.90)	0.1512 *** (3.14)	0.1885 *** (7.26)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制
Observations	2804	2800	1290	4314
R ²	0.1116	0.1627	0.1591	0.1376
Adj. R ²	0.1016	0.1536	0.1390	0.1313
F_value	11.2305	17.9348	7.9374	22.0378

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；回归标准误差在公司层面进行了聚类
资料来源：本文计算整理

前文是从高管被替代的概率角度,考虑不同程度的高管权力下,公司的审计质量受融券制度影响差异。下面,本文从审计师变更角度,印证前面的回归结论——审计师基于潜在法律风险考虑,在融券制度后提高了审计质量。本文收集了样本公司的审计师变更数据,根据变更方向,分成了从非十大变更到十大、十大变更到非十大两类。如果发生了变更,就取值为 1,否则为 0。表 8 给本文展示了两类变更的双重差分单变量分析情况。从非十大到十大,可以看到,处理组在股票可以被卖空前后存在明显的下降,即融券制度后,处理组公司在审计师变更时并不是聘用更多的十大事务所,而是倾向于聘用非十大事务所,而且这种前后差异是显著的,如列(5)所示;控制组则在融券制度后,聘用了更多的十大事务所,但该前后差异不显著,如列(6)所示;双重差分结果不显著,如列(7)所示;这些表明,融券制度并没使得处理组要比控制组更倾向于选择十大事务所,也即融券制度并没有促使公司主动提高审计质量,选取大所审计。

表 8 考虑审计师变更双重差分单变量分析

变量		处理组		控制组		处理组 前后差异	控制组 前后差异	DID
		Before = 0	Before = 1	Before = 0	Before = 1	(5) =	(6) =	(7) =
		(1)	(2)	(3)	(4)	(2) - (1)	(4) - (3)	(5) - (6)
非十大 到十大	均值	0.0179	0.0065	0.0123	0.0137	-1.8195 *	0.3999	-1.4806
	中位数	0	0	0	0	-1.818 *	-0.400	-1.480
十大到 非十大	均值	0.0455	0.1285	0.0179	0.0065	5.2124 ***	9.8331 ***	-3.9020 ***
	中位数	0	0	0	0	5.158 ***	9.727 ***	-3.897 ***
观测值		615	615	2187	2187			

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源：本文计算整理

从十大到非十大,可以看到,处理组在融券制度前后存在明显的上升,即融券制度后,处理组公司在审计师变更时并不是聘用更多的十大事务所,而是倾向于聘用非十大事务所,而且这种前后差异是显著的,如列(5)所示。这一结果从反面印证了非十大到十大样本的单变量结果。控制组则在融券制度后,聘用了更少的非十大事务所,该前后差异显著,如列(6)所示。这一结果也从反面印证了非十大到十大样本的单变量结果。双重差分结果显著,如列(7)所示;这些表明,融券制度促使处理组要比控制组更倾向于选择非十大事务所,也即融券制度促使公司主动选取规模较小的审计师事务所,减少审计师对公司盈余操控的限制。总之,无论是非 Big10 到 Big10,还是十大到非十大,表中的单变量分析结果均显示,融券制度促使公司倾向于选择小事务所审计。这说明,融券制度促使审计质量的提高,并不是来自公司需求,而是来自审计师需求。此外,本文前面的回归显示,融券制度也促使审计师出具更多的非标准审计意见,在 DeFond and Zhang(2014)^[48]看来,审计意见也可以表示审计质量。以上分析表明,融券制度促使审计师提高审计质量,应对潜在的法律风险。

2. 考虑融券交易量

本文也加入了股票融券交易量,重新执行回归,结果如表9所示。回归(1)至回归(4),所有的双重差分变量 *Margin × Before* 均是高度显著为负,说明融券制度导致公司盈余管理程度更低,审计质量更高,跟前面的结论一致。至于融券交易变量 *Short*,其回归系数在回归(4)中是 0.8746 且在 1% 水平显著,表明卖空交易量能够一直负向影响盈余管理行为。表9的回归结果表明,融券制度的出现,使得审计师更加审慎对待客户的财务报告真实性,通过减少客户的盈余管理水平,提高财务报告质量,提高审计质量。

3. 采用财务重述数据

DeFond and Zhang(2014)^[48]中指出,审计质量不但可以用可操控性应计的绝对值来衡量,也可以用财务重述来衡量——更少的重述意味着更高的审计质量。本文采用财务重述数据,重新执行上述实证分析程序。

表9 考虑融券交易量的融券制度与审计质量回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DA1	DA1	DA1 > 0	DA1 < 0
<i>Margin</i>	0.0146 *** (3.72)	0.0212 *** (4.94)	0.0174 *** (2.92)	0.0240 *** (5.07)
<i>Before</i>	-0.0087 *** (-3.43)	-0.0033 (-1.28)	-0.0173 *** (-4.62)	0.0107 *** (3.79)
<i>Margin × Before</i>	-0.0279 *** (-4.94)	-0.0202 *** (-3.70)	-0.0226 *** (-2.97)	-0.0268 *** (-3.80)
<i>Short</i>	-0.0176 (-0.16)	0.0226 (0.21)	0.0147 (0.14)	0.8746 *** (2.95)
<i>Size</i>		-0.0056 *** (-5.18)	0.0017 (1.07)	-0.0093 *** (-8.05)
<i>Lev</i>		0.0270 *** (4.65)	0.0054 (0.62)	0.0439 *** (7.19)
<i>Roa</i>		0.0389 ** (2.48)	0.2668 *** (10.68)	-0.1334 *** (-8.40)
<i>Big10</i>		-0.0053 ** (-2.15)	0.0003 (0.07)	-0.0063 ** (-2.38)

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DA1	DA1	DA1 > 0	DA1 < 0
<i>Inv</i>		0.0182 ** (2.31)	-0.0413 *** (-3.73)	0.0166 * (1.90)
<i>Rec</i>		-0.0323 *** (-2.68)	-0.0130 (-0.78)	-0.0433 *** (-3.27)
<i>Cfo</i>		-0.0408 *** (-2.99)	-0.6315 *** (-27.77)	0.5125 *** (29.73)
<i>Ind</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.0826 *** (11.89)	0.1795 *** (7.91)	0.0402 (1.21)	0.1970 *** (8.13)
Observations	5604	5604	2621	2983
R ²	0.0640	0.1377	0.3591	0.3245
Adj. R ²	0.0600	0.1328	0.3514	0.3172
F_value	15.9077	27.8111	46.7977	44.2946

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；回归标准误差在公司层面进行了聚类
资料来源：本文计算整理

表 10 是融券制度与财务重述的回归结果。回归(1)中,变量 *Margin*、*Before* 均是不显著的,双重差分变量 *Margin* × *Before* 的回归系数为 -0.2545,也不显著;回归(2)中,本文加入了控制变量,*Margin* × *Before* 的回归系数为 -0.3065,且在 10% 的水平上显著;回归(3)中,*Margin* × *Before* 的回归系数为 -0.3054,且在 10% 的水平上显著。以上的回归结果表明,融券制度导致上市公司财务重述情况减少。如前面分析,公司财务重述的减少,无疑和会计师在对公司财务报告进行审计时的努力有关。融券制度促使会计师更加审慎对待客户的财务报告,促使会计师提高审计质量,减少公司盈余管理行为。控制变量的回归结果,与前面回归结果类似,这里不再展开叙述。

表 10 融券制度与财务重述回归分析

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>
<i>Margin</i>	-0.1421 (-1.12)	0.0649 (0.47)	0.0841 (0.59)
<i>Before</i>	0.2119 *** (2.78)	0.3728 *** (4.51)	0.3904 *** (4.68)
<i>Margin</i> × <i>Before</i>	-0.2545 (-1.47)	-0.3065 * (-1.74)	-0.3054 * (-1.73)
<i>Soe</i>		-0.1673 ** (-2.20)	-0.1818 ** (-2.33)
<i>Size</i>		-0.0342 (-0.93)	-0.0427 (-1.12)
<i>Lev</i>		0.4892 *** (2.60)	0.4596 ** (2.39)

续表 10

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>	<i>Restate</i>
<i>Roa</i>		-0.3608 (-0.80)	-0.3573 (-0.79)
<i>Big10</i>		-0.4438*** (-5.41)	-0.4455*** (-5.41)
<i>St</i>		0.1856 (1.38)	0.1978 (1.46)
<i>Inv</i>		-0.0956 (-0.47)	0.0885 (0.36)
<i>Rec</i>		-0.7707** (-2.32)	-0.8511** (-2.15)
<i>Share1</i>		-0.2041 (-0.84)	-0.2322 (-0.93)
<i>Ind</i>	控制		控制
<i>Constant</i>	-1.5676*** (-7.24)	-0.7469 (-1.02)	-0.7231 (-0.92)
Observations	5601	5604	5601
Pseudo R ²	0.0066	0.0159	0.0194

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平；回归标准误差在公司层面进行了聚类

资料来源：本文计算整理

4. 其他稳健性分析方法

本文也考虑了多重共线性等问题对实证结论的影响,结果仍然支持本文的假设。本文也采用面板回归模型,回归结果没有显著性的改变。本文也在回归后,观察方差膨胀因子,发现多重共线性问题并不严重。因而,本文认为实证结论具有稳健性。

八、结论与启示

本文利用融资融券事件,采用双重差分模型研究了融券制度对审计质量的影响。研究发现:融券制度降低了审计师对公司盈余管理行为的容忍度,提高了审计质量;审计师会出具更多的非标准审计意见,降低潜在法律风险。本文也引入了法律风险中介变量,采用了中介效应检验模型,验证了融券制度提高了审计师潜在的法律风险,进而提高了审计质量。本文利用高管权力数据,指出了融券制度前后上市公司盈余管理程度显著下降。审计质量的提高,是来自于审计师需求,而不是公司自身需求。本文也利用融券制度前后上市公司的审计师变更数据,印证了是审计师促使上市公司审计质量的提高。本文也利用财务重述数据等进行稳健性检验,结果仍然支持本文的研究结论。

本文的启示如下:首先,引入融券制度是中国资本市场发展的一项重要举措,在客观上也促使审计师提高了审计质量,出具更多的非标准审计意见,提高了上市公司财务报告质量。我国引入融券制度,其主要目的是改变以往“单边市”的状况,加快负面消息进入公司股价的速度,提高资本市场的定价效率。融券制度不但提高了资本市场定价效率,而且还会影响资本市场其他主体的行为。审计师作为对上市公司财务报告提供审计服务的主体,也会受到融券制度的影响,促使审计师提高

执业审慎性,提高审计质量。这使融券制度对上市公司审计具有重要影响,对于提高上市公司财务报告质量具有重要作用。其次,当前在融券标的证券选择上,选择标准依赖于公司规模、业绩等指标,这种选择方式有重财务指标、轻公司治理指标之嫌,而且只有少部分上市公司进入融券交易,覆盖范围略小。建议未来选择融券标的证券上,主管部门可以考虑更多关注公司治理因素,积极将公司治理好的公司纳入融券样本,不局限于公司规模等因素。如果仅考虑规模因素,大盘股是天然的融券标的,而由于其规模大,受到融券冲击有限。同时,建议主管部门逐步扩大融券标的证券规模。可以借鉴发达国家、地区的资本市场做法,通过逐步扩容、分步实施,逐步扩大融券标的证券范围。由于融券制度对上市公司审计具有积极作用,上市公司舞弊、审计师与上市公司合谋等行为可能会大幅减少,这对促进资本市场健康发展、实现资本市场优胜劣汰,提高资本市场资金配置效率,无疑是利在千秋。最后,积极培育资本市场做空机构、做空投资者刻不容缓。当前我国资本股价高估现象仍然存在,创业板被称为“神创板”,表明了市场做空机构、做空投资者等主体明显过少,不能及时抑制估值泡沫。虽然做空机构、做空投资者可能存在一定的负面影响,但这些资本市场参与者也能发挥积极的作用,能够帮助投资者甄别出高质量的证券,实现资金有序流动、资源有效配置。他们积极寻找公司负面信息,增加了信息透明度,降低了上市公司和投资者之间的信息不对称,抑制公司估值泡沫。我国可以通过引导、扶持等各项举措,培育专业性的做空机构,它们的存在有助于在日常交易中挤出股市泡沫,避免股市高位下挫发生“踩踏”行情。

参考文献

- [1] Miller, E. Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion[J]. *Journal of Finance*, 1977, (4): 1151 - 1168.
- [2] Aitken, M., A. Frino, S. McCorry, and P. Swan. Short Sales Are Almost Instantaneously Bad News: Evidence from the Australian Stock Exchange[J]. *The Journal of Finance*, 1998, (6): 2205 - 2223.
- [3] Bris, A., W. Goetzmann, and N. Zhu. Efficiency and the Bear: Short Sales and Market around the World[J]. *The Journal of Finance*, 2007, (3): 1029 - 1079.
- [4] Saffi, P., and K. Sigurdsson. Price Efficiency and Short Selling[J]. *Review of Financial Studies*, 2011, (2): 821 - 852.
- [5] 黄洋, 李宏泰, 罗乐, 唐涯. 融资融券交易与市场价格发现——基于盈余公告漂移的实证分析[J]. *上海金融*, 2013, (2): 75 - 81.
- [6] 李志生, 杜爽, 林乘旋. 卖空交易与股票价格稳定性——来自中国融资融券市场的自然实验[J]. *北京: 金融研究*, 2015, (6): 173 - 188.
- [7] Grullon, G., S. Michenuad, and J. Weston. The Real Effects of Short-Selling Constraints[J]. *Review of Financial Studies*, 2015, (6): 1737 - 1767.
- [8] 靳庆鲁, 侯青川, 李刚, 谢亚茜. 放松卖空管制、公司投资决策与期权价值[J]. *北京: 经济研究*, 2015, (10): 76 - 88.
- [9] He, J., and X. Tian. SHO Time for Innovation: The Real Effect of Short Sellers[R]. Working Paper, Indiana University, 2016.
- [10] Chang, E., T. Lin, and X. Ma. Does Short Selling Discipline Empire Building? [R]. Working Paper, University of Hong Kong, 2015.
- [11] 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]. *北京: 金融研究*, 2016, (6): 176 - 192.
- [12] Hong, H., and J. Stein. Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes[J]. *Review of Financial Studies*, 2003, (2): 487 - 525.
- [13] 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]. *北京: 经济研究*, 2016, (5): 143 - 159.
- [14] 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]. *北京: 会计研究*, 2014, (9): 45 - 52.
- [15] Fang, V., A. Huang, and J. Karpoff. Short Selling and Earnings Management: A Controlled Experiment[J]. *Journal of Finance*, 2016, (3): 1251 - 1294.
- [16] Hope, O., D. Hu, and W. Zhao. Third-Party Consequences of Short-Selling Threats: The Case of Auditor Behavior[R]. Working Paper, University of Toronto, 2016.
- [17] 黄超, 黄俊. 卖空机制、诉讼风险与审计收费[J]. *上海: 财经研究*, 2016, (5): 77 - 87.
- [18] 冯延超, 梁莱歆. 上市公司法律风险、审计收费及非标准审计意见——来自中国上市公司的经验证据[J]. *北京: 审计研*

究,2010,(3):75-81.

[19]张健,魏春燕. 法律风险、执业经验与审计质量[J]. 北京:审计研究,2016,(1):85-93.

[20]Minutti-Meza,M. Issues in Examining the Effect of Auditor Litigation on Audit Fees[J]. Journal of Accounting Research,2004,(2):341-356.

[21]Karpoff,J.,and X. Lou. Short Sellers and Financial Misconduct[J]. The Journal of Finance,2010,(5):1879-1913.

[22]Diamond,D.,and R. Verrecchia. Constraints on Short Selling and Asset Price Adjustment to Private Information[J]. Journal of Financial Economics,1987,(2):277-311.

[23]Massa,M.,B. Zhang,and H. Zhang. The Invisible Hand of Short Selling:Does Short Selling Discipline Earnings Manipulation[J]. Review of Financial Studies,2015,(6):1701-1736.

[24]刘启亮,李蕙,赵超,廖义刚,陈汉文. 媒体负面报道、诉讼风险与审计费用[J]. 北京:会计研究,2014,(6):81-88.

[25]Griffin,P. A League of Their Own? Financial Analysts' Responses to Restatements and Corrective Disclosures[J]. Journal of Accounting, Auditing and Finance,2003,(4):479-517.

[26]程书强. 机构投资者持股与上市公司会计盈余信息关系实证研究[J]. 北京:管理世界,2006,(9):129-136.

[27]Hirshleifer,D.,S. Teoh,and J. Yu. Short Arbitrage, Return Asymmetry, and the Accrual Anomaly[J]. Review of Financial Studies,2011,(7):2429-2461.

[28]王杏芬. 审计市场格局:低价竞争抑或品牌竞争——基于匹配理论的实证检验[J]. 太原:山西财经大学学报,2015,(6):113-124.

[29]DeAngelo,L. Auditor Independence, "Low balling", and Disclosure regulation[J]. Journal of Accounting and Economics,1981,(2):113-127.

[30]Krishnan,J.,and J. Krishnan. The Role of Economic Trade-offs in the Audit Opinion Decision:An Empirical Analysis[J]. Journal of Accounting, Auditing and Finance,1996,(4):565-586.

[31]Kothari,S.,A. Leone,and C. Wasley. Performance Matched Discretionary Accrual Measures[J]. Journal of Accounting and Economics,2005,(1):163-197.

[32]Dechow,P.,R. Sloan,and A. Sweeney. Detecting Earnings Management[J]. The Accounting Review,1995,(2):193-225.

[33]Francis,J.,and J. Krishnan. Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism[J]. Contemporary Accounting Research,1999,(1):135-165.

[34]Balsam,S.,J. Krishnan,and J. Yang. Auditor Industry Specialization and Earnings Quality[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory,2003,(2):71-97.

[35]刘行健,王开田. 会计师事务所转制对审计质量有影响吗?[J]. 北京:会计研究,2014,(4):88-94.

[36]赵艳乘,张龙平. 审计质量度量方法的比较与选择——基于我国A股市场的实证检验[J]. 北京:经济管理,2017,(5):146-157.

[37]Chen,S.,S. Sun,and D. Wu. Client Importance, Institutional Improvement, and Audit Quality in China: An Office and Individual Auditor Level Analysis[J]. The Accounting Review,2010,(1):127-158.

[38]陆正飞,王春飞,伍利娜. 制度变迁、集团客户重要性与非标准审计意见[J]. 北京:会计研究,2012,(10):20-28.

[39]原红旗,李海建. 会计师事务所组织形式、规模与审计质量[J]. 北京:审计研究,2003,(1):32-37.

[40]刘峰,许菲. 风险导向型审计·法律风险·审计质量——兼论“五大”在我国审计市场的行为[J]. 北京:会计研究,2002,(2):21-27.

[41]张娟,黄志忠,李明辉. 签字注册会计师强制轮换制度提高了审计质量吗? ——基于中国上市公司的实证研究[J]. 北京:审计研究,2011,(5):82-89.

[42]刘启亮,郭俊秀,汤雨颜. 会计事务所组织形式、法律责任与审计质量——基于签字审计师个体层面的研究[J]. 北京:会计研究,2015,(4):86-94.

[43]Baron,R. and D. Kenny, The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology,1986,(6):1173-1182.

[44]温忠麟. 中介效应检验程序及其应用[J]. 北京:心理学报,2004,(5):614-620.

[45]Seetharaman,A.,F. Gul and S. Lynn, Litigation Risk and Audit Fees: Evidence from UK Firms Cross-listed on U. S. Exchanges[J]. Journal of Accounting and Economics,2002,(1):91-115.

[46]权小锋,吴世农,文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J]. 北京:经济研究,2010,(11):73-87.

[47]傅頌,邓川. 高管控制权、薪酬与盈余管理[J]. 杭州:财经论丛,2013,(4):66-72.

[48]DeFond,M.,and J. Zhang. A Review of Archival Auditing Research[J]. Journal of Accounting and Economics,2014,(2):275-326.

Short Selling and Audit Quality : Based on Semi-natural Experimental Analysis

ZHANG Hong-hui, ZHANG Lin-yi

(School of Accountancy of Jiangxi University of Finance&Economics, Nanchang, Jiangxi, 330013, China)

Abstract: In 2010, China began to bring short selling mechanism into operation. It is a big change in Chinese security market and investors can arbitrage through short buying and selling. The researches about short selling, mainly focus on this mechanism effect on Chinese security market, such as whether they increase stock liquidity, decrease the stock price gap for companies dual-listed in mainland market and HongKong market. There are a few papers paying attention to short selling effect on corporate behaviors. Grullon et al. (2015) find that short selling may have an effect on corporate investing, while He and Tian(2016) believe that short selling can influence on corporate R&D. For Chinese researches, Zhang Junrui et al. (2016) argue that short selling increase inside trading; Zhu Jian and Fang Junxiong(2016) think the short selling would induce stock price crash; Chen Huili and Liu Feng(2016) argue that short selling can discipline earnings management.

However, none of them care about short selling's effect on audit quality. The Deep Pocket theory has already argued that auditor is responsible for the quality of corporate financial report. When the stock of companies with poor earnings quality were short-sold, the corporate financial information user like investors may sue auditor for their lacking due care. And this will make auditor suffering loss. For example, after Muddy Water short-selling China Forest, investors with loss sue Ernst&Young a class action for the assurance liability. And the result is settlement agreement which is Ernst&Young paying reparation to investors. It is pity that none research was done in this perspective.

This paper analyzes the association between short selling and audit quality. By using the event of short selling reform, this paper adopts a semi-natural experiment solution "Difference-in-Difference" technique, with the data in 2010 – 2015 of Chinese listed companies. This paper run univariate analysis and regression analysis and find that short selling increase audit quality, no matter audit quality measured by Kothari et al. (2005) or Dechow et al. (1995). This paper also use disqualified audit opinion as audit quality and run logit regression model. The results show that short selling increase the probability of disqualified audit opinion issued. All these results testify the main idea of paper, which is short selling causing auditor more prudent and enhancing audit quality. Short selling increase audit quality, this conclusion may be undermined by mediation and mediator. Short selling causes auditor more prudent to counter potential litigation risk. So this paper runs regression to check whether litigation risk is a mediator. The results show that as a mediator, litigation risk induces auditor increase audit quality. The Sobel Z statistics is significant. In order to make the conclusion robustness, this paper employs several methods to testify. First, this research takes the causes of DA into account. Under short selling, management may have the motivation to decrease DA. We divide the sample into subsamples and find that DA decreasing is caused by auditor, not the management. At last, this paper employs restatement data to support the argument.

Based on the regression results, this paper proposes several implications as follows. First, it is a good choice to introduce short selling mechanism into Chinese security market. This mechanism change the poor investing rule in China, "stock price increase more, but decrease less". It is helpful for Chinese security market development in current time. Second, it may be more beneficial to put all the stocks in short selling mechanism. The current mechanism just put some stocks in short selling, that is not enough. More steps need to forward further. Finally, it is urgently to cherish short seller. Although short seller is arbitrator, it has a bad fame all over the world. However, it is hard to deny the short sellers' beneficial effect on market, and is helpful for China security market.

Key Words: short selling; policy; litigation risk; audit quality

JEL Classification : M42, G10

DOI:10. 19616/j. cnki. bmj. 2018. 01. 011

(责任编辑:霄 雪)