

Research on the Effect of Margin Trading on Real Earnings Management

Jing Cao^a Wenzhang Dou^{a,b*}

Peking University a. Department of Financial Information and Engineering Management, School of Software & Microelectronics; b. Institute of Strategic Research, Beijing, 100871, China

Abstract

In order to explore the external mechanism of the governance effect of margin trading on real earnings management, the market supervision is introduced into the model to explore the role of market supervision, marketization process and property rights in the policy effect of margin trading on real earnings management. First of all, it explores whether the implementation of margin trading system has governance effect on real earnings management. In order to explore the implementation effect of margin trading policy and the role of market and corporate characteristics in it, the market role is subdivided into two aspects: marketization process and market supervision, and the nature of property rights is introduced. Taking the panel data of A-share listed companies from 2008 to 2018 as samples, the empirical study is conducted through multi period did model, hierarchical regression and group regression.

This paper finds that after becoming the target company of margin trading, the level of real earnings management is significantly lower than that of other companies; market supervision plays an inverted U-shaped regulatory role in the role of margin trading on real earnings management; in areas with high degree of marketization, margin trading has an obvious inhibitory effect; in non-state-owned enterprises, margin trading has an obvious inhibitory effect. The results show that margin trading can inhibit real earnings management, but the role depends on the characteristics of the external market and enterprises. Market regulation plays an inverted U-shaped regulatory role, and the marketization process helps margin trading play a role, which is more significant in non-state-owned enterprises.

The research results enrich the empirical data of the effect of margin trading policy, partially improve the research on the impact path of margin trading on real earnings management, and put forward some suggestions for the development and improvement of margin trading in China.

Keywords

margin trading; real earnings management; market supervision; marketization process; property right nature

融资融券对真实盈余管理的影响研究

曹静^a 窦文章^{a,b*}

北京大学 a. 软件与微电子学院金融信息与工程管理系; b. 战略研究所, 中国·北京 100871

摘要

为了探究融资融券对真实盈余管理治理效应的外部机制,将市场监管引入模型,探究市场监管、市场化进程和产权性质在融资融券对真实盈余管理的政策效果中所发挥的作用。首先探究融资融券制度的实施是否对真实盈余管理存在治理效应。为了探究融资融券政策实施效果以及市场和公司特质在其中所发挥的作用,将市场作用细化为市场化进程与市场监管力度两方面,并引入产权性质,以A股上市公司2008-2018年的面板数据为样本,通过多期DID模型、分层回归和分组回归进行实证研究。研究表明,成为融资融券标的公司后,真实盈余管理水平相对于其他公司显著降低;市场监管在融资融券对真实盈余管理的作用中起倒U型的调节作用;市场化程度高的地区,融资融券的抑制作用明显;在非国有企业中融资融券的抑制作用明显。上述结果表明,融资融券可以抑制真实盈余管理,但该作用的发挥有赖于外部的市场和企业的特质,市场监管发挥着倒U型的调节作用,市场化进程有助于融资融券发挥作用,该作用在非国有企业中更显著。研究结果丰富了融资融券政策效果的经验数据,部分完善了融资融券对真实盈余管理影响路径的研究,对中国融资融券的发展和完善提出了一些建议。

关键词

融资融券; 真实盈余管理; 市场监管; 市场化进程; 产权性质

1 引言

融资融券又称为信用交易,是指投资者向具有融资融券业务资格的证券公司提供担保物,借入资金买入证券(融资交易)或借入证券并卖出(融券交易)的行为。融资融券业务最早出现于19世纪的美国,之后迅速发展。相对发达国家而言,中国的融资融券起步较晚。1962年,中国台湾出台融资融券交易制度。大陆地区由于股票市场发展的时间较短和相关市场体系的不健全等原因,融资融券政策经过较长时间的摸索才逐步走上正轨。2010年3月,融资融券试点正式启动,融资融券标的证券的数目为90家。2015年,许多投资者因融资融券业务的风险遭受了巨大的损失。中国为了进一步规范融资融券的交易制度,维持股票市场的稳定性,出台了一系列的两融政策。2016年10月,中国正式开始实行修改后的《证券公司风险控制指标管理办法》,随着融资融券制度的不断规范化,其标的数量增长至950只。2019年,中国沪深交易所对《融资融券交易实施细则》进行了修订,除科创板外的A股融资融券标的股票的数量由950只扩大至1600只,提升了中小板和创业板的股票市值占比。

真实盈余管理是企业通过对经济业务的时间和事项的调整,以改变企业各期的盈余水平和现金流量水平^[1],容易令公司做出偏离正常经营目标的决策,损害公司利益^[2]。论文研究融资融券制度的推行对公司管理层真实盈余管理行为的影响,并引入市场监管、市场化进程和产权性质三个调节因素,分析其在融资融券对真实盈余管理的影响过程中如何发挥作用,探究融资融券制度对真实盈余管理的影响机制。

2 相关研究评述

目前,学术界探究融资融券业务对市场的影响时,学者们主要针对融券业务对证券市场的定价效率和波动性两方面进行讨论。卖空机制可以使资产价格中包含持有悲观态度的投资者的信息^[3],增加股价的信息含量以及股价对公开信息的吸收速度,提高了价格发现功能和市场的定价效率^[4],改善股票价格被高估的现象^[5-6]。但中国的资本市场存在较大的卖空摩擦,导致投资者无法对公司的私有信息进行充分的挖掘,这使股价信息中市场或行业信息的比重增加,而公司的特质信息比重较少,使股价呈现同涨同跌的现象,降低了市场的定价效率^[7]。在融资融券政策的初期,融资融券发挥的作用较为有限^[8]。融资融券交易的增多可以明显提高股票的

流动性,并在一定程度上降低股票的波动性^[8-11]。卖空交易制度会促使卖空交易者通过私人信息和杠杆交易等方式加大市场的波动^[12],其中的影响机制较为复杂,交易者的类型、信息的公开化程度和交易策略等因素,均影响卖空机制的作用效果^[13]。

真实盈余管理是企业通过对经济业务的时间和事项的调整,以改变企业各期的盈余水平和现金流量水平^[1]。企业构建真实的交易以实现盈利的目的,从而达到利益相关者对公司盈利的要求。然而,这种行为容易令公司做出偏离正常经营目标的决策,进而损害公司利益^[2]。真实盈余管理主要通过超额生产、增加销售折扣和放宽信用政策、缩减酌量性费用(如削减研发支出^[14]、降低管理费用和减少资本投资^[15])、出售资产(如固定资产和有价证券等^[14])、回购股票^[15]和关联交易^[16]等进行操控。真实盈余管理的动因主要有逃避监管、隐藏不当行为和谋取更高的利润三个方面。逃避监管方面,随着监管制度的不断完善,企业进行应计盈余管理的成本增大,企业通过构造真实的经济活动对盈余进行操纵,可避免审计和监管的制约^[17]。隐藏不当行为方面,管理层出于美化财务报表,隐瞒不端行为的目的,选择隐蔽性较高的真实盈余管理^[18]。谋取更高的利润方面,无论是盈利还是亏损的企业,通过真实盈余管理均可实现利润的增长,所以管理层为了谋取更高的利润选择进行真实盈余管理^[19]。

汪剑锋的研究表明融资融券对标的证券管理层盈余管理水平的抑制作用不显著^[20]。肖浩和孔爱国采用季度数据通过多个双重差分模型进行研究,结果表明,融资融券对盈余管理的抑制作用只在业务开通是具有短期的影响,不具有长期的抑制作用^[21]。贾佳佳的研究表明,融资融券制度只对应计盈余管理有显著的抑制作用,对隐蔽性高的真实盈余管理反而有一定的促进作用,其原因在于应计盈余管理和真实盈余管理之间的替代效应^[22]。解峥的研究表明,融资融券制度推行后,企业倾向于选择真实盈余管理的方式,且标的公司在盈余管理的方向上倾向于选择向下的盈余管理^[23]。其他学者研究结论均支持融资融券交易制度的推行对盈余管理有抑制作用这一观点^{[24][25]}。很多因素影响着融资融券交易制度的作用。大部分学者认为,市场化程度的提高有利于融资融券发挥作用^[24-26],但孙迪认为低市场化程度的地区有利于融资融券发挥作用^[27]。部分学者将股权治理引入模型,认为股权治理无效且市场化程度高时有抑制作用^[24],荣苏华认为股权治

理无效时市场化程度的影响不显著^[26]，孙迪认为融资融券与内部治理之间存在替代关系^[27]。在产权性质方面，顾琪等认为融资融券对盈余管理的抑制作用在非国有控股公司更高^[7]，部分学者持相反观点^[28]。融资融券对机构投资者持股比例高^[22]和管理层持股持股比例高^[29]上市公司的盈余管理具有更强的抑制作用。此外，顾琪等认为投资者保护程度较低的公司盈余质量提升的空间较大，审计质量较低的公司倾向于进行盈余管理，受到融资融券政策的约束也较大^[7]。

3 理论模型和研究假设

3.1 理论模型

根据对现有研究的整理，大部分学者们认为融资融券政策的实施对真实盈余管理有显著的抑制作用，且市场化进程、企业的股权制衡程度、产权性质、管理层持股、机构投资者持股、审计质量和投资者保护程度七个因素会影响融资融券对盈余管理的作用。论文选取其中较典型的市场化进程和企业的产权性质两个方面进行再次分析。此外，部分学者的研究表明：一方面，市场监管力度的增强会导致真实盈余管理水平提高；另一方面，市场监管可以有效抑制公司的真实盈余管理。因此，市场监管便影响着融资融券对真实盈余管理的作用。基于此，提出论文的理论模型，其模型示意图如图1所示。

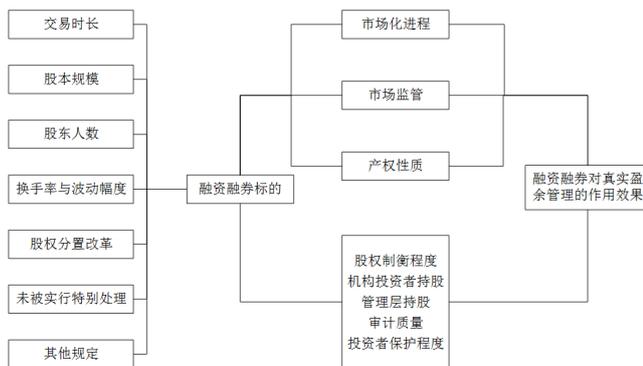


图1 研究假设逻辑分析框架图

3.2 研究假设

3.2.1 融资融券激发了对盈余管理的关注

在融资融券制度实施之前，有关于上市公司的负面消息受到一定程度的抑制，所披露的会计信息通常是管理层为达到一定目的所进行的选择性披露^[30]，投资者对负面消息的关注仅仅出于自身规避风险的目的。融资融券制度引入了卖空机制之后，投资者可以通过公司的负面消息获利，从而促使

投资者提高对公司负面消息的关注度。投资者不仅可以从公开信息中发现公司的负面消息，如识别出异常应计利润，并了解其所包含的信息^[31]，而且可以从私有信息中挖掘公司的负面消息^[6]。故当投资者提高了对公司财务信息质量的要求时，投资者便加强了对管理层盈余管理质量的关注，从而使管理层进行利润操纵被发现的风险和被卖空的风险增大，有利于降低真实盈余管理的水平^{[32][33]}。

3.2.2 融资融券加大了对盈余管理的处罚

在融资融券制度实施之前，上市公司内部存在大股东的控制，同时其外部面临市场的干预机制失效。在这种情况下，中小股东被迫只能采用“用脚投票”的方式来对上市公司的负面消息作出反应。融资融券所引入的卖空机制，改善了广大中小股东对负面消息进行处罚时力度不足的现状，为“用脚投票”机制赋予了杠杆效应^[24]，加强了对盈余管理行为的处罚力度。

3.2.3 融资融券抑制了盈余管理的动机

实施融资融券制度后，卖空交易者采取融券的方式在有效市场上卖出该公司的股票，可以降低公司的股票价格下降，从而有效减少了管理层的预期收益^[27]。融资融券的实施使上市公司操纵盈余管理的动机得到明显的抑制，促使上市公司减少真实盈余管理。基于此提出论文的第二个研究假设：

H₁: 相对于非融资融券标的公司，入选融资融券标的后，企业的真实盈余管理水平下降。

市场监管力度逐渐增强的初期，市场监管力度仍较弱。市场监管的不断增强，增加了应计盈余管理的成本，出于逃避监管的目的，企业选择进行真实盈余管理^[34]。导致该阶段企业真实盈余管理程度较高，为融资融券发挥政策效果提供了空间，有助于融资融券对真实盈余管理发挥作用。所以，在市场监管力度逐渐增强的初期，市场监管力度的增强会加强融资融券对真实盈余管理的作用效果。

随着市场监管力度进一步增强，市场监管对融资融券政策效果的影响发生改变。外部监管环境可显著约束盈余操纵行为^[35]。上市公司进行盈余管理的目的是为了迎合监管市场的法律法规，资本市场的规则制约着上市公司的盈余管理行为，资本市场中的监管规则可以更加有效的遏制盈余管理^[36]。中国目前资本市场呈现弱势有效性，企业在与政府和公众进行博弈时，占据了绝对的信息优势。若政府的监管力度较小，则企业进行盈余管理所能得到的收益大于损失，企业将进行

盈余管理；若政府的监管力度较大，则企业所面临的损失多于风险，将减少盈余管理^[37]。王湛等通过实证研究表明，市场监管对真实盈余管理有抑制作用^[38]。面临市场严厉的监管，上市公司通过盈余管理欺骗消费者利益相关者的行为容易被捕捉到，管理层担忧真实盈余管理有可能会面对严厉市场监管的后果，而倾向于提高所披露信息质量，降低真实盈余管理的水平。同时，融资融券制度所引入的卖空机制会致使公司财务错报被发觉的几率增加^[39]，同时还会增加退市风险^[40]，从而抑制真实盈余管理水平。市场监管力度与融资融券制度形成互补关系。当市场监管力度继续增强时，融资融券制度作为其互补制度对真实盈余管理的抑制作用减弱。基于此提出论文的第二个研究假设：

H₂：市场监管在融资融券对真实盈余管理的影响中起到了倒U型的调节作用，即随着市场监管力度的不断增强，融资融券对真实盈余管理的抑制作用先增强后减弱。

一方面，市场化进程的状态能以改变投资者参与成本的方式，进而对投资者的参与热情进行调节，从而对融资融券交易制度的实施效果产生影响。首先，作为一项较新的金融产品，融资融券具有一定的复杂性，依据政策投资者在提出业务申请之前需通过相关测试。在市场化程度高的地区，金融中介机构有能力为投资者提供更全面且高质量的服务，降低参与融资融券交易的成本^[24]，为融资融券制度的施行提供了良好而健全的环境；其次，融资融券交易具有较高的门槛和费用要求，处于市场化程度较高地域的投资者拥有更好的经济基础，可以达到上述各项条件的要求并能承担较大的风险，有利于融资融券制度的良性开展；最后，大多数具备融资融券业务资格的证券公司集中在市场化程度较高的地域，这为市场化程度较高地域顺利开展融资融券业务奠定了先决优势。

另一方面，投资者具有“本地化”偏好^[41]。投资者倾向于选择地理位置接近的标的证券，以减少取得相关信息的成本并降低信息不对称的程度。投资者的“本地化”偏好有利于揭发上市公司的负面信息，进而增大了管理层进行真实盈余管理被发现的风险。因此，市场化程度高的区域，融资融券交易制度加大了上市公司进行真实盈余管理的成本，进而使盈余管理的水平得到了抑制。

此外，市场化水平较高的区域，拥有更加完善的法律机制和产品要素市场，以及低程度的政府干预^[42]。市场化程度

高的地区，信息不对称的程度低，融资融券制度更容易快速迅猛的触发卖空机制，对真实盈余管理的抑制作用强。基于此提出论文的第三个研究假设：

H₃：市场化程度高的区域，融资融券交易制度对融资融券标的公司真实盈余管理水平的抑制作用较大；市场化程度低的区域，融资融券交易制度对真实盈余管理水平的抑制作用较小。

国有企业往往肩负着政策负担，由于政策负担的存在，难以从经营结果判断出是否有管理层管理不当的因素，同时还会获得政府补贴^[43]。国有企业的管理层不必出于隐藏不端行为的动机而进行真实盈余管理。而非国有企业管理层需要通过真实盈余管理对不端行为进行隐藏。

国有企业因为具有政府做担保的优势而拥有着更低的融资成本，享受着更优惠的融资政策^[44]。国有企业出于资本市场进行盈余管理的动机较小。而非国有企业由于获取资金较为困难，倾向于进行真实盈余管理。

除了市场监管之外，国有企业还面临着政府机关和国有资产监管机构的多重监管^[45]。而非国有企业面临的监管较为单一，更容易进行真实盈余管理。

国有企业的管理层一旦被发现财务舞弊等相关问题后，将面临的严厉的处罚，甚至会严重影响其政治生涯^[45]。国有企业管理层被发现进行真实盈余管理所付出的代价相较于非国有企业更大。由于国有企业的真实盈余管理程度更低，融资融券制度在非国有企业中发挥对真实盈余管理的空间更大。基于此提出论文的第四个研究假设：

H₄：在非国有企业中，融资融券交易制度对融资融券标的公司真实盈余管理水平的抑制作用较大；在国有企业中，融资融券交易制度对真实盈余管理水平的抑制作用较小。

4 研究设计

4.1 样本选择和数据来源

为了避免2007年会计准则修订的影响，论文选取2008年至2018年A股的上市公司为样本。为了保证数据的有效性，论文对样本数据进行了如下的筛选与处理：

- (1) 剔除2012年上市公司行业分类中金融类上市公司，即行业代码为J66-J69的上市公司。
- (2) 剔除ST、PT等市场活动异常的公司。
- (3) 剔除数据缺失的样本。

(4) 对样本数据在 1% 和 99% 分位上进行 winsorize 截尾处理, 以避免极端值对实证结果的干扰。

在数据处理后得到由 2008 年至 2018 年 A 股的 2690 家上市公司共 19482 个观测值所构成的非平衡面板数据。

注: 全部数据均来自 CSMAR 数据库。

4.2 变量定义

4.2.1 因变量

参考 Roychowdhury (2006) 的研究, 论文采用真实盈余管理水平来对上市公司盈余管理水平进行衡量。真实盈余管理水平 (REM) 是利用经营活动现金流、可操控性费用和生产成本计算而得。公司选择盈余管理的方向是根据管理层的个人意愿来选择的, 很难对管理层所选择的盈余管理的具体方向进行明确预测^[46]。论文所关注的是上市公司对其真实盈余管理的操纵程度, 而并非其方向, 所以解释变量选取真实盈余管理的绝对值, 以衡量盈余管理的程度, 即 $absREM$ 的值越大, 表示公司通过真实盈余管理的方式进行盈余操纵, 使公司利润偏离真实利润的可能性越大。真实盈余管理的计量模型为:

$$\frac{CFO_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \theta_0 + \theta_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \theta_2 \frac{SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \theta_3 \frac{\Delta SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\frac{DISEXP_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \theta_0 + \theta_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \theta_2 \frac{SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\frac{PROD_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} = \theta_0 + \theta_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \theta_2 \frac{SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \theta_3 \frac{\Delta SALE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \theta_4 \frac{\Delta SALE_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$REM_{i,t} = \gamma PROD_{i,t} - \gamma CFO_{i,t} - \gamma DISEXP_{i,t} \quad (4)$$

分别将方程 (1)、(2) 和 (3) 进行回归, 计算出残差 $\gamma_{CFO_{i,t}}$ 、 $\gamma_{DISEXP_{i,t}}$ 和 $\gamma_{PROD_{i,t}}$, 并带入方程 (4) 中。其中, $Assets_{i,t-1}$ 表示公司上一年的资产总额; $SALE_{i,t}$ 代表当年的主营业务收入; $\Delta SALE_{i,t}$ 代表当年的主营业务收入相对于上一年的变化额; $\Delta SALE_{i,t-1}$ 代表上一年的主营业务收入相对于前年的变化额; $CFO_{i,t}$ 代表当年的现金流量; $DISEXP_{i,t}$ 代表当年的可操控性费用, 是管理费用与销售费用之和; $PROD_{i,t}$ 代表当年的生产成本之和; $\gamma_{CFO_{i,t}}$ 为偏离正常值的异常现金流; $\gamma_{DISEXP_{i,t}}$ 为当年的异常可操控性费用; $\gamma_{PROD_{i,t}}$ 为当年的异常生产成本。

4.2.2 自变量

论文共选取融资融券、市场化进程、市场监管、股权制衡和产权性质四个指标。

(1) 融资融券, 虚拟变量。论文参考张俊瑞等人的研究, 将融资融券设定为虚拟变量, 如果该公司在该年度为融资融券标, 该变量取值为 1; 否则, 该变量取值为 0^[47]。

(2) 市场监管。根据张亦春和黄宗福^[48]、宋川和赖亦然等人的研究^[49], 论文选取 2008 至 2018 年证券监管机构所公布的全部处罚类型和处罚数目进行衡量。现有研究对证券监管机构所公布的处罚类型有如下八种分类: 公开批评、公开谴责、公开处罚、立案调查、警告、处以罚款、取消其证券业务许可并令其关闭。由于该处罚类型与文献中的类型未能一一对应, 论文采用专家打分法, 对各类处罚类型赋予权重, 以描述不同地区和时间的处罚力度。论文邀请了两位专家进行赋权, 并对两位专家所提出的权重取平均值, 得到上述八种处罚类型的权重依次为: 2、1.5、2、3、3.5、4、4.5、1.5。依据公式 (5) 计算可得每一省份每一年的市场监管力度。其中, $Punishment$ 表示处罚类型, $Disclosure\ number$ 表示该省份当年受到该种类型类型出发的上市公司数目。

$$Illegal_{i,t} = \sum Punishment * Disclosure\ number \quad (5)$$

(3) 市场化进程。论文选取王小鲁、余静文和樊纲在 2019 年公布的《中国分省份市场化指数报告 (2018)》中披露市场化指数进行度量。由于该版本的市场化指数时间截止至 2016 年, 故论文参考戚聿东等, 使用指数平滑算法基于 2008-2016 年的数据对 2017 年和 2018 年的市场化进程指数进行预测^[50]。

(4) 产权性质 (Soe), 虚拟变量。参考顾琪等人的研究, 当该公司在该年度为国有企业时为 1, 否则为 0^[7]。

4.2.3 控制变量

参考以往相关研究同时结合论文的理论模型, 论文选取公司规模 (Size)、资产负债率 (LEV)、资产收益率 (ROA)、上市年龄的自然对数 (Lnage)、可疑盈利 (SUSPECT)、股权制衡 (Balance)、审计质量 (Big4)、投资者保护程度 (BHshare)、管理层持股比例 (MgtHold)、机构投资者持股比例 (Ins)、资产周转率 (Turnover)、公司虚拟变量 (Firm) 和年度虚拟变量 (Year) 为控制变量。

论文模型中所涉及的变量和定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类别	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	真实盈余管理水平	<i>absREM</i>	利用经营活动现金流、可操控性费用和生产成本计算而得，论文取其绝对值
	融资融券	<i>Post</i>	虚拟变量，该公司在该年度为融资融券标的证券取 1，否则取 0
解释变量	市场监管	<i>Illegal</i>	该公司所在省份该年各处罚类型数目的加权总和
	市场化进程	<i>MKT</i>	王小鲁、余静文和樊纲在 2019 年公布的《中国分省份市场化指数报告（2018）》中所披露市场化指数
	产权性质	<i>Soe</i>	当公司为国有企业时取 1，非国有取 0
	公司规模	<i>Size</i>	ln（总资产）
控制变量	资产负债率	<i>LEV</i>	负债总额 / 资产总额
	资产收益率	<i>ROA</i>	净利润 / 年末资产总额
	上市年龄	<i>Lnage</i>	上市年龄的对数
	可疑盈利	<i>SUSPECT</i>	虚拟变量，ROA 在 0 和 0.005 之间，该变量取 1，否则取 0
	股权制衡	<i>Balance</i>	参考黄方亮等（2018），选取第二至第五大股东持股之和 / 第一大股东持股
	审计质量	<i>Big4</i>	虚拟变量，该公司在该年度由四大会计师事务所审计取 1，否则取 0
	投资者保护程度	<i>BHshare</i>	虚拟变量，该公司在该年度发行 B 股或 H 股取 1，否则取 0
	管理层持股比例	<i>MgtHold</i>	管理层持股数 / 期末流通股总数
	机构投资者持股比例	<i>Ins</i>	机构投资者持股数 / 期末流通股总数
	资产周转率	<i>Turnover</i>	总营业额 / 资产总额
	公司虚拟变量	<i>Firm</i>	公司虚拟变量
	年度虚拟变量	<i>Year</i>	年度虚拟变量

4.3 模型设定

4.3.1 融资融券对真实盈余管理的作用

双重差分法可以通过对比在某一事件点前后，即政策实施前后，实施政策样本和未实施政策样本之间的差异来检验政策效果。融资融券制度的推行可被看作是一场准自然实验，但融资融券标的股票是经过多次扩容和调整所得，且近几年基本每季度进行一次调整，所以没有统一的事件点，不适合采用传统的双重差分法进行研究^[51]。故论文参考 Beck 等人

的做法，建立多期 DID 模型，分析融资融券制度的政策效果^[52]。计量模型设定如下：

$$absREM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{i,t} + \gamma \sum control_{i,t} + Year + Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

若融资融券 *Post* 的系数显著为负，则表明融资融券对标的公司的真实盈余管理有显著的抑制作用。方程（6）在较大程度上解决了遗漏变量的问题。

4.3.2 市场监管的调节作用

为了探究市场监管在融资融券政策对真实盈余管理的影响中所发挥的倒 U 型调节作用，参考温素彬等论文采用层级回归的方法进行检验^[53]，在方程（6）的基础上建立如下方程。

$$absREM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{i,t} + \beta_1 Illegal_{i,t} + \beta_2 Post_{i,t} * Illegal_{i,t} + \gamma \sum control_{i,t} + Year + Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$absREM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{i,t} + \beta_1 Illegal_{i,t} + \beta_2 Post_{i,t} * Illegal_{i,t} + \beta_3 Post_{i,t} * Illegal_{i,t}^2 + \gamma \sum control_{i,t} + Year + Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

由于交乘项的加入，模型具有较强的共线性，为了解决上述问题并在含有交乘项的方程中估计变量的偏效应并检验其有效性，论文参考黄河泉的做法，对交乘项中的连续变量进行中心化处理。对主要项和交乘项同时中心化与只对交乘项中心化的结果差异只存在于常数项，所以论文只对交互项中的连续变量进行中心化处理。方程（7）用来检验市场监管的线性调节效应，方程（8）可以检验市场监管的倒 U 型调节效应。

4.3.3 市场化进程的调节作用

为了探究市场化进程在融资融券政策对真实盈余管理的影响中所发挥的调节作用，论文参考贺琛等，将市场化进程（*Mkt*）以及市场化进程和融资融券的交乘项放入方程（6）得到如下计量模型^[54]。

$$absREM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{i,t} + \beta_1 Mkt_{i,t} + \beta_2 Post_{i,t} * Mkt_{i,t} + \gamma \sum control_{i,t} + Year + Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

同时，参考杨兴全等人的研究，论文将全部样本按照市场化进程的高低分为两组。当该公司所处省份的市场化进程高于年度中位数时，该公司——年度样本为市场化进程较高的组，否则为市场化进程较低的组^[55]。基于上述分组进行分组回归，再次检验市场化进程的调节作用。

4.3.4 产权性质的调节作用

为了探究产权性质在融资融券政策对真实盈余管理的影

响中所发挥的调节作用，参考姜付秀等人的研究，将产权性质（Soe）以及产权性质和融资融券的交乘项放入方程（6）得到如下计量模型^[56]。

$$absREM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Post_{i,t} + \beta_1 Soe_{i,t} + \beta_2 Post_{i,t} * Soe_{i,t} + \gamma \sum control_{i,t} + Year + Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

同时，论文参考顾琪等人的研究，论文将全部样本按照时候否为国有企业分为两组，对方程（6）进行分组回归，检验产权性质的调节作用^[7]。

5 实证结果和分析

5.1 描述性统计

对所有变量的观测值、均值、标准差、最小值、中位数和最大值进行了统计，并将描述性统计结果计入表 2。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
absREM	19,482	.1630885	.1707079	.001792	.1089865	.922087
Post	19,482	.2704548	.4442062	0	0	1
Illegal	19,482	44.07094	40.45859	0	33.5	148
MKT	19,482	7.957912	1.843691	2.88	8.21	10.766
Soe	19,482	0.43189	0.49535	0	0	1
Size	19,482	22.24291	1.25935	19.8776	22.0708	26.1015
LEV	19,482	.449073	.2056574	.057358	.447848	.893713
ROA	19,482	.0396586	.0578203	-.198174	.035622	.214432
Lnage	19,482	2.279587	.6419368	.6931472	2.397895	3.218876
SUSPECT	19,482	.052048	.2221296	0	0	1
Balance	19,482	.6612873	.5841722	.02328	.48738	2.6559
Big4	19,482	.0608767	.2391102	0	0	1
BHshare	19,482	.0640591	.2448645	0	0	1
MgtHold	19,482	.2142866	.4899891	0	.0006133	2.720783
Ins	19,482	.0705877	.0742314	.000064	.046375	.34976
Turnover	19,482	.6706933	.4767776	.073487	.5556355	2.746984

5.2 融资融券对真实盈余管理作用

融资融券交易制度对盈余管理水平有显著的负向影响。由表 3 可知，融资融券 Post 的系数在 1% 的水平下均显著为负，表明融资融券政策对上市公司的真实盈余管理水平有显著的抑制作用，研究假设 1 成立。该实证结果与大多数学者对融

资融券交易制度效果的研究结论一致。

表 3 融资融券对真实盈余管理作用的计量结果

变量名称	absREM	
	系数	t 值
Post	-0.02***	-3.83
Size	0.01	1.71
LEV	0.06***	4.11
ROA	0.31***	8.96
Lnage	0.02*	2.15
SUSPECT	-0.02***	-4.08
Balance	0.01**	2.61
Big4	-0.00	-0.01
BHshare	-0.00	-0.11
MgtHold	0.01*	2.46
Ins	0.05*	2.48
Turnover	0.14***	14.84
常数项	-0.18	-1.89
公司	控制	
年度	控制	
观测值	19482	
Adj. R ²	0.092	

5.3 市场监管的调节作用

为了探究市场监管在融资融券对真实盈余管理的抑制作用中所产生的影响，论文对方程（7）和（8）进行回归，各解释变量的 VIF 均小于 10，回归结果列示如下。

对其结果分析如下：

由表 3 和表 4 可知，在方程（6）、（7）和（8）的回归结果中，融资融券 Post 的系数在 1% 的水平下均显著为负，主效应显著为负。由于方程（6）中加入一次交乘项 Post*Illegal 后未提高模型揭示力度，而方程（8）的解释力度优于方程（7），且在方程（8）的回归结果中，一次交乘项 Post*Illegal 在 1% 的显著性水平下显著为负，而两次交乘项 Post*Illegal² 在 1% 的显著性水平下显著为正，表明市场监管在融资融券对真实盈余管理的作用中存在显著的倒 U 型调节效应，研究假设 2 得到支持。

表 4 调节作用的计量结果

变量名称	市场监管		市场化进程			产权性质		
	方程 (7)	方程 (8)	交叉效应	Mkt 低	Mkt 高	交叉效应	Soe=0	Soe=1
Post	-0.02*** (-3.77)	-0.02*** (-4.36)	-0.02*** (-3.78)	-0.02* (-2.35)	-0.02** (-2.70)	-0.02*** (-3.36)	-0.02** (-2.92)	-0.01* (-2.11)
Illegal	0.00003 (0.35)	0.00002 (0.33)	—	—	—	—	—	—
Post* Illegal	-0.0002* (-2.00)	-0.0003** (-3.05)	—	—	—	—	—	—
Post* Illegal ²	—	0.00* (2.53)	—	—	—	—	—	—
Mkt	—	—	0.00 (0.63)	—	—	—	—	—
Post*Mkt	—	—	-0.00 (-1.54)	—	—	—	—	—
Soe	—	—	—	—	—	0.00 (0.45)	—	—
Post*Soe	—	—	—	—	—	0.01 (1.26)	—	—
常数项	-0.18 (-1.87)	-0.17 (-1.81)	-0.19 (-1.95)	-0.12 (-0.84)	-0.25 (-1.93)	-0.19* (-2.02)	-0.11 (-0.93)	-0.32* (-2.11)
经验 P 值	—	—	—	0.53		—	0.13	
公司	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	19482	19482	19482	8889	10593	19482	11068	8414
Adj. R ²	0.092	0.093	0.092	0.101	0.083	0.092	0.097	0.087

注：因篇幅所限，省略控制变量的汇报，下同。

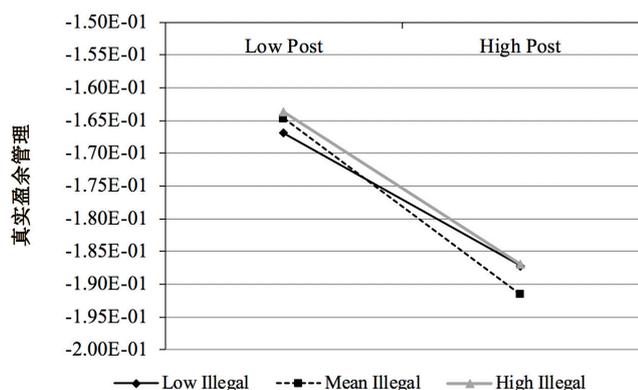


图 2 市场监管调节作用示意图

图 2 为市场监管的调节作用示意图。其中，不同市场监管水平下，融资融券对真实盈余管理的抑制作用的大小，由每条线段的斜率的绝对值表示。由图 2 可知，随着市场监管力度的不断提高，融资融券对真实盈余管理的抑制作用先增强后减弱。

5.4 市场化进程的调节作用

由表 4 可知，在交叉效应中，融资融券 Post 的系数在 1% 的水平下显著为负，交乘项 Post*Mkt 的系数在任何水平下均不显著，表明市场化进程的调节效应不显著。依据市场化进程对样本进行分组后，分组回归的结果显示：在市场化程度

低的地区，融资融券 Post 的系数在 10% 的水平下显著为负，而市场化程度高的地区融资融券 Post 的系数在 5% 的水平下显著为负。对分组回归后，两组间的系数差异进行检验，结果表明，两组间的系数差异的经验 P 值为 0.53，不在任何显著性水平下显著，这与陈晖丽和刘峰所得到的结果一致，即市场化进程在融资融券对真实盈余管理的治理效应中的调节效应不显著。图 3 为市场化进程的调节作用示意图。

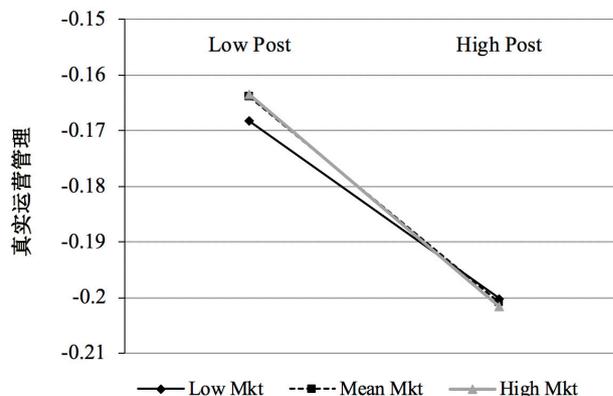


图 3 市场化进程调节作用示意图

5.5 产权性质的调节作用

由表 4 可知，在交叉效应中，融资融券 Post 的系数在 1% 的水平下显著为负，交乘项 Post*Soe 的系数在任何水平下均

不显著,表明产权性质的调节效应不显著。分组回归的结果显示:在非国有企业中,融资融券 Post 的系数在 5% 的水平下显著为负,而在国有企业中,融资融券 Post 的系数在 10% 水平下显著为负。对分组回归后,两组间的系数差异进行检验,结果表明,两组间的系数差异的经验 P 值为 0.13,在任何水平下均不显著。表明产权性质在融资融券对真实盈余管理的抑制作用中调节作用不显著,但仍具有一定的影响。由于非国有企业有更大的动机进行真实盈余管理,所以非国有企业的真实盈余管理程度更高。因此,相较国有企业,融资融券制度在非国有企业中对真实盈余管理发挥的抑制作用更大,研究假设 4 得到了验证。

6 相关检验

6.1 平行趋势检验

双重差分法使用的前提是符合平行趋势检验,否则计量结果可能会被高估^[57]。为了检验是否符合平行趋势,论文参考 Beck 的研究,引入一系列代表政策实施前后的虚拟变量 $D_{i,t}^{j}$,当样本年 t 是入选融资融券标的的公司 i 在政策实施前的第 j 年时, $D_{i,t}^{-j}$ 取 1, 否则取 0; 当样本年 t 是入选融资融券标的的公司 i 在政策实施后的第 j 年时, $D_{i,t}^j$ 取 1, 否则取 0^[53]。计量模型设定如下:

$$absREM_{i,t} = \alpha + \beta_1 D_{i,t}^{-2} + \beta_2 D_{i,t}^{-1} + \beta_3 D_{i,t}^0 + \beta_4 D_{i,t}^1 + \gamma \sum control_{i,t} + Year + Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

在方程 (11) 中,若政策实施前符合平行趋势,则 $D_{i,t}^{-2}$ 和 $D_{i,t}^{-1}$ 的系数均不显著,表明在政策实施前,实验组和对照组之间无显著差异,平行趋势检验通过;若 $D_{i,t}^0$ 和 $D_{i,t}^1$ 的系数显著为负,表明融资融券制度的实施可以显著的降低标的公司的真实盈余管理水平。

表 5 平行趋势检验结果

变量名称	absREM	
	系数	t 值
D ⁻²	0.01	1.66
D ⁻¹	-0.01	-1.08
D ⁰	-0.01*	-2.17
D ¹	-0.01*	-2.57
常数项	-0.65***	-3.85
公司	控制	
年度	控制	
观测值	11143	
Adj. R ²	0.089	
平行趋势的 F 检验	0.23 (P 值)	

由表 5 可知,融资融券制度实施前, D^{-2} 和 D^{-1} 的系数均不显著,且平行趋势的 F 检验的 P 值为 0.23,无法拒绝原假设,表明满足平行趋势假设,可以使用多期 DID 进行分析。而政策实施的当期和下一期,即 D^0 和 D^1 , 均显著的为负,表明融资融券政策实施当期和后一期,均可显著的降低真实盈余管理的水平。图 4 为该平行检验结果的示意图。

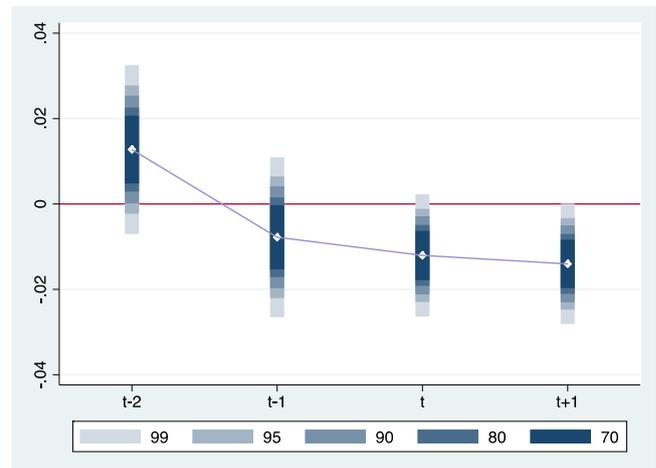


图 4 平行趋势检验示意图

6.2 稳健性检验

参考褚剑^[58]和陈晖丽等^[24]人的研究,论文将标的企业成为融资融券标的当年的数据去除,以避免成为融资融券标的当年的数据对结果的影响。对上文的实证进行重新计算,以检验计量结果的稳健性,结果如下所示。由表 6 可知,稳健性检验的结果与之前的计量结果基本一致。

7 结论

论文以中国 2008 至 2018 年 A 股上市公司为样本,探究市场监管、市场化进程和产权性质对融资融券政策发挥作用的影响,首次将市场作用划分为市场监管力度和市场化进程两个方面。通过 DID 模型、分层回归和分组回归模型,探究融资融券交易制度对企业真实盈余管理的影响效果以及市场监管力度、市场化进程和产权性质在其中所起的作用。

研究发现,相对未入选融资融券标的的公司,被选为融资融券标的的企业后,企业的真实盈余管理水平降低。市场监管在融资融券对真实盈余管理的抑制作用中的调节效应呈倒 U 型,对融资融券政策作用的发挥产生影响。市场化进程在融资融券对真实盈余管理的治理效应中的调节效应不显著,但对融资融券政策的发挥效果产生影响。产权性质在融资融券对真实盈余管理的治理效应中的调节效应不显著,但对融资

表6 稳健性检验的计量结果

变量名称	全样本	市场监管	市场化进程			产权性质		
			交叉效应	Mkt 低	Mkt 高	交叉效应	Soe=0	Soe=1
Post	-0.02***	-0.03***	-0.02***	-0.00**	-0.00***	-0.03***	-0.0***	-0.02*
	(-4.58)	(-4.82)	(-4.44)	(-2.58)	(-3.58)	(-4.07)	(-3.70)	(-2.43)
Illegal	—	0.00	—	—	—	—	—	—
		(0.06)						
Post *Illegal	—	-0.0002	—	—	—	—	—	—
		(-1.95)						
Post *Illegal ²	—	0.00*	—	—	—	—	—	—
		(2.06)						
Mkt	—	—	0.001	—	—	—	—	—
			(0.48)					
Post*Mkt	—	—	-0.003	—	—	—	—	—
			(-1.18)					
Soe	—	—	—	—	—	0.005	—	—
						(0.43)		
Post*Soe	—	—	—	—	—	0.01	—	—
						(1.50)		
常数项	-0.18	-0.18	-0.19*	-0.14	-0.23	-0.20*	-0.13	-0.31*
	(-1.96)	(-1.90)	(-1.99)	(-1.00)	(-1.76)	(-2.12)	(-1.08)	(-2.05)
经验 P 值	—	—	—	0.24		—	0.04	
公司	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18552	18552	18552	8447	10105	18552	10633	7919
Adj. R ²	0.091	0.091	0.091	0.096	0.083	0.091	0.095	0.085

融券政策的发挥效果产生影响。非国有企业管理层由于有更大的动机和更小的成本进行真实盈余管理，导致其真实盈余管理程度更高，融资融券在非国有企业中作用更强。

8 建议

8.1 对证券市场的政策建议

8.1.1 对融资融券的交易机制进行完善

融资融券不仅可以提高市场的定价效率和降低市场的波动性，还对入选融资融券标的公司的真实盈余管理有显著的抑制作用，有效改善会计信息质量。中国目前的融资融券业务规模不断扩张，但与发达国家相比仍存在一定的差距，融资融券业务覆盖的范围较为有限，投资者准入的门槛较高等。应不断的完善融资融券的交易机制，将更多的话语权交给市场，融资融券制度对负面信息快速的反应，会引起大家对盈余管理的关注、增加真实盈余管理的成本，改善市场公司真

实盈余管理的质量。

8.1.2 加大市场监管力度

市场监管可与融资融券制度形成互补机制。在融资融券政策发挥作用有限时，发挥市场监管在微观上改善上市公司真实盈余管理质量的作用，提高上市公司公布财务数据的质量。

8.1.3 结合地区市场因素制定政策

融资融券对真实盈余管理抑制作用的显著性水平受到市场化进程和市场监管力度的影响。因此，针对不同地区制定相关政策时，需结合当地市场的外部环境考虑，以使政策在不同地区均发挥其最大效用。

8.1.4 加强对非国有企业的真实盈余管理的监管

国有企业进行真实盈余管理的程度没有非国有企业高，为了企业的长期发展和投资者的利益，应该重点加强对非国有企业的真实盈余管理的监管。

8.2 对后续研究方向的建议

基于前文的理论分析、实证研究,之后相关内容的研究可以从以下几个角度进行完善:

(1) 对融资融券交易制度效用的影响研究中,可以从多维角度出发,以弥补目前研究角度单一的不足。

(2) 区分行业进行分析。在研究中对行业进行区分,可以更精确地刻画融资融券制度对其盈余管理的影响,以增加回归结果的可靠性。

(3) 论文对盈余管理的量化均取绝对值,后续的研究可将真实盈余管理的方向纳入研究范围,探究融资融券对基于不同动机的真实盈余管理造成影响差别。

参考文献

- [1] Graham J R, Harvey C R, Rajgopal S. The economic implications of corporate financial reporting[J]. Journal of accounting and economics, 2005(01):3-73.
- [2] Roychowdhury, S. Earnings Management through Real Activities Manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics,2006(03): 335-370.
- [3] Miller, E.M.Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion[J].Journal of Finance, 1977(04):1151-1168.
- [4] Boehmer, E., Jones, C.M., Zhang, X.Shackling the Short Sellers:The 2008 Shorting Ban[J]. Review of Financial Studies, 2013(06): 1363-1400.
- [5] 李科,徐龙炳,朱伟骅.卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据[J].经济研究,2014(10):165-178.
- [6] 孟庆斌,黄清华.卖空机制是否降低了股价高估?——基于投资者异质信念的视角[J].管理科学学报,2018(04):43-66.
- [7] 顾琪,陆蓉.金融市场的“劣汰”机制——基于卖空机制与盈余管理的研究[J].财贸经济,2016(05):60-75.
- [8] 许红伟,陈欣.中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[J].管理世界,2012(05): 52-61.
- [9] 杨阳,万迪昉.股指期货真的能稳定市场吗?[J].金融研究,2010(12):146-158.
- [10]李志生,杜爽,林秉旋.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].金融研究,2015(06):173-188.
- [11]陈淼鑫,郑振龙.卖空机制对证券市场的影响:基于全球市场的经验研究[J].世界经济,2008(12):73-81.
- [12]KEIM D B, MADHAVAN A.Anatomy of the Trading Process: Empirical Evidence on the Behavior of Institutional Traders[J].Journal of Financial Economics, 1995(03):371-398.
- [13]廖士光,杨朝军.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[J].管理世界,2005(12):6-13+171.
- [14]Gunny, K. A.The Relation Between Earnings Management Using Real Activities Manipulation and Future Performance: Evidence from Meeting Earnings Benchmarks. Contemporary Accounting Research,2010(9):855-888.
- [15]Graham J R, Harvey C R, Rajgopal S. The economic implications of corporate financial reporting[J]. Journal of accounting and economics, 2005(01) :3-73.
- [16]陈晓,王琨.关联交易、公司治理与国有股改革——来自中国资本市场的实证证据[J].经济研究,2005(04):77-86+128.
- [17]Cohen D A, Dey A, Lys T Z.Real and accrual—based earnings management in the pre and post Sarbanes Oxley periods[J]. The Accounting Review, 2008(03):757—787.
- [18]胡志颖,孙力.企业集团、所得税改革和公司真实盈余管理[J].外国经济与管理,2017(04):25-40.
- [19]曹冉,母赛花,朱彩霞.应计盈余管理与真实盈余管理研究综述[J].新会计,2019(02):18-21.
- [20]汪剑锋.融资融券能抑制标的股票的盈余管理吗?[J].金融理论与实践,2014(11):34-38.
- [21]肖浩,孔爱国.融资融券对股价特质性波动的影响机理研究:基于双重差分模型的检验[J].管理世界,2014(08):30-43+187-188.
- [22]贾佳佳.卖空机制对企业盈余管理影响的实证研究[D].首都经济贸易大学,2017.
- [23]解峥.融资融券对上市公司盈余管理的影响研究[D].山西财经大学,2019.
- [24]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(09):45-52+96.
- [25]杜娟.融资融券对企业盈余管理的影响效应研究[D].西南大学,2019.
- [26]何明.融资融券背景下中国上市公司盈余管理问题研究[J].财会月刊,2015(30):46-50.
- [27]孙迪.融资融券对公司盈余管理的影响研究[D].大连:东北财经

- 大学,2016.
- [28]雷英张,张喆喆.融资融券对公司盈余管理影响的实证研究[J].会计之友,2017(04):35-41.
- [29]蓝海波.融资融券对中国上市公司会计信息质量影响研究[D].重庆:西南大学,2016.
- [30]刘峰.制度安排与会计信息质量——红光实业的案例分析[J].会计研究,2001(07):7-15+65.
- [31]ML DeFond, CWPark.The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprise[J].Accounting Review, 2001(03):375-404.
- [32]Fang,V. W. ,A. Huang, and J. Karpoff. Short Selling and Earnings Management: a Controlled Experiment, 2013
- [33]Massa,M. ,B. Zhang,and H. Zhang. The Invisible Hank of Short Selling: Does Short Discipline Earnings Manipulation, 2013.
- [34]陈克兢,李延喜,孙论文,杨莉.制度约束还是制度诱导?——中国上市公司盈余管理策略演变的经验证据[J].管理评论,2016(05):122-136.
- [35]姚宏,李延喜,高锐,张晶晶.信息结构、风险偏好与盈余操纵行为——一次实验研究的结论[J].会计研究,2006(05):58-65+96.
- [36]谢德仁.会计准则、资本市场监管规则与盈余管理之遏制:来自上市公司债务重组的经验证据[J].会计研究,2011(03):19-26+94.
- [37]覃朝晖,彭华超,高鑫.企业盈余管理方式抉择、政府监管与企业社会责任的博弈研究[J].价值工程,2016(28):38-41.
- [38]王湛,蔡方.政策监管、公开增发与盈余管理[J].财会月刊,2019(02):32-40.
- [39]Karpoff,J. ,M.,and X. Lou. Short Sellers and Financial Misconduct[J]. Journal of Finance,2010(05):1879-1913.
- [40]Desai,H., K. Ramesh, S.R.Thiagarajan, and B.V. Balachandran. An Investigation of the Information Role of Short Interest in the Nasdaq Market[J].Journal of Finance,2002(05): 2263-2287.
- [41]宋玉,沈吉,范敏虹.上市公司的地理特征影响机构投资者的持股决策吗?——来自中国证券市场的经验证据[J].会计研究,2012(07):72-79+97.
- [42]王亮亮,王跃堂,王娜.市场化进程、真实活动盈余管理与公司未来业绩[J].经济管理,2013(09):101-112.
- [43]林毅夫,李志赞.政策性负担、道德风险与预算软约束[J].经济研究,2004(02):17-27.
- [44]周继先.信息共享、银企关系与融资成本——基于中国上市公司贷款数据的经验研究[J].宏观经济研究,2011(11):83-93.
- [45]叶陈刚,刘猛.分析师关注、产权性质与盈余管理路径.中南财经政法大学学报,2018(03):33-42.
- [46]Francis J R, Maydew E L, Sparks H C. The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 1999(02):17-34
- [47]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?——来自中国上市公司的经验证据[J].金融研究,2016(06):176-192.
- [48]张亦春,黄宗福.证券市场监管与投资者利益保护——基于执法力度的研究[J].武汉金融,2007(11):8-11.
- [49]宋川,赖亦然.监管力度与上市公司信息违规披露实证研究——来自中国证券市场的经验证据[J].财会通讯,2012(33):72-74.
- [50]戚聿东,肖旭.上市公司现金分红提高了公司价值吗?——基于制度环境变迁的调节效应[J].投资研究,2017(11):36-58.
- [51]周川.卖空机制提高了审计质量吗?[D].上海:上海交通大学,2019.
- [52]Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010(05):1637-1667.
- [53]温素彬,周鑾鑾.企业碳信息披露对财务绩效的影响机理——媒体治理的“倒U型”调节作用[J].管理评论,2017(11):183-195.
- [54]贺琛,陈少华,余晴.制度环境、管理层权力与盈余管理[J].现代财经(天津财经大学学报),2014(10):80-95.
- [55]杨兴全,张丽平,吴昊旻.市场化进程、管理层权力与公司现金持有[J].南开管理评论,2014(02):34-45.
- [56]姜付秀,朱冰,王运通.国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗?[J].管理世界,2014(09):143-159.
- [57]段白鸽,王永钦,夏梦嘉.金融创新如何缓解信任品市场失灵?——中国食品安全责任强制保险的自然实验[J].金融研究,2019(09):75-93.
- [58]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(05):143-158.