

企业盈余管理与流动性风险

杨洁¹, 吴武清², 钟湄莹³, 蔡宗武^{4,5}

(1. 厦门大学经济学院, 厦门 361000; 2. 中国人民大学商学院, 北京 100872;
3. 中国长城资产管理公司, 北京 100045; 4. 堪萨斯大学经济系, KS 66045 USA;
5. 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门 361000)

摘要: 基于双重差分模型(DID)方法, 考察融资融券推出对企业盈余管理和流动性风险间关系的影响. 实证结果表明公司盈余管理程度与流动性风险呈正相关关系. 具体而言, 公司盈余管理的程度越强, 其股票的流动性风险越大; 并且存在正向(向上)盈余管理的风险效应相对小于负向(向下)盈余管理的现象. 通过自然实验, 发现企业盈余管理和流动性风险的正向关系在融资融券推出后得到了显著削弱. 同时, 融资融券机制本身也能降低股票的流动性风险. 这表明融资融券起到了稳定股市, 增强流动性的作用.

关键词: 盈余管理; 融资融券; 双重差分模型; 流动性风险

中图分类号: F832.5; F230 文献标识码: A 文章编号: 1000-5781(2017)03-0346-14

doi: 10.13383/j.cnki.jse.2017.03.006

Earnings management and liquidity risk

Yang Jie¹, Wu Wqing², Zhong Meiyong³, Cai Zongwu^{4,5}

(1. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361000, China; 2. School of Business, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 3. China Great Wall Asset Management Corporation, Beijing 100045, China;
4. Department of Economics, University of Kansas, KS 66045 USA, America;
5. Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361000, China)

Abstract: This paper analyzes the impact of margin trading and short selling scheme on the correlation between earnings management and stock liquidity risk using difference-in-difference (DID) method. The findings show that earnings management is positively related to liquidity volatility of that stock, which means earnings manipulation leads to higher stock liquidity risks. Negative earnings management is more closely related to liquidity risk than positive earnings management. The natural experiment reveals that ban lifting of margin trading and short selling for stocks in a designated list has significantly reduced the liquidity risk resulted from firm-level earnings management. Also, margin trading and short selling have provided more liquidity to the market and hence, stabilize the market and improve market liquidity.

Key words: earnings management; margin trading and short selling; difference-in-difference(DID)model; liquidity risk

1 引言

盈余报告作为投资者了解上市公司经营成果、财务状况的主要信息来源, 对投资者预期形成及投资方向确定起到了重大作用. 高质量的盈余报告能真实的反映公司现有状况及未来发展水平, 为市场参与者提

收稿日期: 2016-07-14; 修订日期: 2017-01-12.

基金项目: 中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金)资助项目(16XNB025); 国家自然科学基金重点资助项目(71131008; 71631004)

供更为准确的信息,减少企业和投资者间的信息不对称性,提高股票市场的有效性和稳定性。然而,正是因为盈余报告的重要性,管理层在从事盈余报告时,有很强地从事盈余管理的动机^[1]。过激的盈余管理行为将造成盈余报告准确性的下降,非但不能增加企业信息透明度,反而加剧了市场信息不对称问题,导致股票价格的不确定性和逆向选择风险,造成系统性风险的增加。

由于盈余管理活动的复杂性和经济影响的广泛性,盈余管理一直是财务会计学、管理学、经济学以及金融学等领域的学术研究热点,也是会计实务领域的流行话题^[2,3]。此类研究为会计准则制定和投资者保护提供了重要的理论依据和实证研究的证据结果。但已有研究多数是从盈余管理动机^[4]、盈余管理手段^[5]及盈余管理治理^[6]角度出发。对盈余管理行为的风险后果,尤其是盈余管理活动对股票流动性影响的研究鲜少开展。文献[7-9]是为数不多的几篇就公司信息透明度和股票流动性风险进行研究的文章,研究发现公司信息透明度的提高能够降低股票流动性的风险并且号召学者们对信息质量和流动性风险展开更深入的研究。本文正是响应了 Lang 等^[7]、Ng^[8]和 Sadka^[9]的号召,试图探索盈余管理和市场流动性风险之间的关系。股票流动性风险也是一个较新的话题。充足的流动性是稳定股票市场的基本条件。缺乏流动性的市场不仅抑制了正常交易,引起流动性风险,甚至触发股价崩盘。特别在 2015 年股灾中出现的类似于“流动性黑洞”^[10]的千股跌停现象后,投资者、管理者和上市公司更加关注股市的流动性。

学术界对流动性的研究起步较晚,直到 Persaud 等^[11]发现流动性使用者更关注流动性波动和不确定性而不是流动性水平,研究者才开始重视流动性风险的研究。Pástor 等^[12]阐述了流动性风险这个新概念;周芳等^[13]研究了中国股票市场的流动性风险溢价。Amihud^[14]认为系统性、或者市场范围的流动性是存在的。在此基础上,Acharya 等^[15]通过理论分析提出了股票流动性风险的三种度量方法。后续的文献开始研究流动性风险和其他经济因素的关系。例如,Sadka^[16]发现流动性风险和股票价格惯性和盈余公告后价格漂移等资产定价异常相关;黄峰等^[17]认为流动性风险比单纯的市场价格风险在我国股票定价中起着更为重要的作用。毕晓方等^[18]、苏冬蔚等^[19]和李志生等^[20]也分别从产业政策、CEO 薪酬契约和卖空机制等角度研究了流动性问题。周芳等^[21]研究了流动性、公司规模和账面市值比之间的动态关系。本文将盈余管理和流动性风险联系起来,丰富了影响流动性风险的文献研究。

本文考虑了 2010 年我国市场推出的融资融券业务对盈余管理和流动性风险关系的影响。融资融券业务的宗旨就是提高市场流动性,降低市场的流动性风险,那么融资融券机制的存在是否能调和盈余管理和流动性风险之间的关系呢?国内不少学者也就融资融券机制的有效性展开了研究。例如,李志生等^[20]发现融资融券的推出有效提高了股票市场的价格发现功能。陈晖丽等^[22]开展了融资融券的治理效应研究,认为融资融券同时降低了公司的应计盈余管理和真实盈余管理。国外股票市场虽然没有融资融券业务,但对类似的做空机制也有不少研究。其中 Massa 等^[23]发现做空机制对降低公司盈余管理起到积极作用;Beber 等^[24]研究了金融危机期间,限制做空机制对股票市场的负面影响。但这些研究没有关联融资融券和风险关系。事实上,2010 年融资融券制度的实施,为检验盈余管理的风险后果效应提供了进行自然实验的良好机会。将盈余管理的流动性风险后果研究置于融资融券推出的背景下进行检验,能更好的分离出融资融券的处置效应,以检验融资融券这种做空机制的市场有效性,对已有的关于融资融券有效性不一致的结果提供新的依据。具体而言,在 2010 年之前,我国没有实施融资融券制度,从而在样本期的 2007 年~2010 年,我国没有通过融券的方式来做空股票的可能。而从 2010 年开始,有部分股票陆续获得了融资融券交易的资格,但直到 2015 年,有融资融券这种信用交易资格的股票还在少数。由于融资融券标的是针对单只股票的,除非极端市场情景,某只股票获得融券交易资格事件一般不会影响非融资融券交易。可见,没获得融资融券资格的股票集合就是天然的处理组集合。而为了分离出政策效应,还需要控制诸如时间或者趋势等潜在因素以及行业因素来控制行业特质。通过引入时间哑变量,可控制和时间有关的共同因素对处理组和控制组的影响。此外,由于股票获得融资融券资格的时间是不同的(2010 年或 2014 年),从而增加了处理组样本的随机性和满足平行趋势假设的可能。

本文以 2007 到 2014 年的 A 股上市公司数据为样本,首先以股票流动性波动作为流动性风险的代理变量,对盈余管理程度的风险后果进行了研究。其次,从正、负盈余管理角度探究了造成流动性风险的不同根源。最后,审视融资融券在增加流动性和稳定市场方面的作用,探讨融资融券是否起到改变公司盈余管理与

流动性风险之间关系的作用.

2 理论分析与假设提出

盈余管理主要指上市公司管理者以获得私有利益为出发点,有选择的对外披露财务报表的行为^[25].其中,应计盈余管理和真实盈余管理是主要的两种盈余管理方法.由于盈余报告在二级资本市场中具有重要意义,盈余管理已经不局限于影响公司的生产经营活动,而且直接冲击了二级市场股票的交易环境.因此,有必要将盈余管理活动和二级市场股票流动性表现联系起来研究.

Ng^[8]用美国市场数据分析发现盈余质量降低了流动性风险,并且这种负相关效应在市场受到流动性冲击时更加明显.Lang^[7]的研究发现信息透明度的提高使得流动性不确定性降低.从信息传递角度出发,证实了盈余管理程度直接影响到信息披露的质量,使得公司管理层和外部投资者的信息不对称问题加剧.Amihud^[26]指出投资者偏好于流动性较好的股票而信息透明度能提高股票的流动性.因此,处于信息劣势的外部投资者出于规避风险的目的进行交易,加大了信息不透明股票的流动性的波动.

综上所述,提出了如下假设:

假设 1 公司盈余管理程度和该股票的流动性波动呈正相关性.

Hribar^[27]指出,如果仅考虑盈余管理的程度,不考虑盈余管理的方向,将会导致研究结论的错误.分方向看,正向盈余管理的后果是提高了公司当期业绩,而负向盈余管理的后果则是降低了公司当期业绩.投资者会根据其对公司盈余报告/财务报告的预期,提前进行市场交易.负向盈余管理将导致投资者预期低于期望水平,会形成较大的卖空股票的压力,加大流动性风险.出于盈余管理成本的考虑,一般在净利润为负,且在 0 附近的企业会进行小幅度的将利润从负提升为正的盈余操控.因此,虽然正向盈余管理行为导致了投资者预期高于期望水平,但提升幅度相对小于负向盈余管理的操控幅度,从而可以预期负向盈余管理行为效应要稍强于正向盈余管理.为此提出如下假设.

假设 2 负向盈余管理对股票流动性波动的影响相对于正向盈余管理要更加显著.

融资融券业务在 2010 年正式推出,其杠杆效应和做空机制的目的在于放大资金和证券的需求量,增加成交活跃度和市场流动性.国外关于融资融券的研究多从做空机制角度出发.Massa^[23]根据 33 个国家在 2002~2009 的公司层面数据和做空数据,通过工具变量法和外生性市场管理实验(exogenous regulatory experiments)发现做空机制有效的降低了公司盈余管理.Massa^[23]认为公司的盈余管理活动一旦被市场投资者发觉,进行盈余管理活动的管理者将面对声誉或财务利益上的损失.而做空机制的存在能提高盈余管理被发觉的可能性并加快投资者对盈余管理发现的速度,因为做空者可以通过卖空该公司的股票快速传递更多更真实的市场信息来惩罚公司的盈余管理行为^[28].因此,管理者进行盈余管理的成本增加,在权衡盈余管理的利弊之中,存在做空机制的市场能更好的约束公司管理者盈余管理的行为.与此同时,陈晖丽等^[22]也针对融资融券在治理方面的贡献进行了研究,发现融资融券对应计盈余管理和真实盈余管理均存在显著的缓解效应.

为此,提出了以下两个假设:

假设 3 在融资融券标的股票中,公司盈余管理程度和流动性波动间的正向相关性在融资融券推出后减弱.

假设 4 融资融券推出后,公司流动性波动下降.

3 研究设计和方法

3.1 量化变量的描述

3.1.1 股票流动性波动

本文使用 Amihud^[14]提出的非流动性指标(ILLIQ)来代理流动性水平和计算流动性风险^[7],该指标在最近的股市流动性研究文献中较常使用.该指标是以交易为基础的流动性指标,主要考虑交易对价格的冲击.

由于 Amihud 测度是严重有偏的, Gopalan^[29]对其求了均方根, 即使用如下指标

$$L_{i,t} = \sqrt{\frac{|R_{i,t}|}{\text{VOL}_{i,t}}}, \quad (1)$$

并有季度非流动性水平代理变量 $\text{ILLIQ}_{i,q} = \frac{1}{N_{i,q}} \sum_{t=1}^{N_{i,q}} L_{i,t}$, 其中 $N_{i,q}$ 为第 q 个季度的交易天数, $R_{i,t}$ 为第 t 天的收益率, $\text{VOL}_{i,t}$ 为第 t 天每百万股的成交量. 可见此类测度度量的是每百万交易量的绝对收益率.

$L_{i,t}$ 遵循 Kyle^[30]的非流动概念, 刻画价格对交易指令流(order flow)或者称为投资者对新信息的一致信念的反应. 也符合 Grossman 等^[31], Brunnermeier 等^[32]的理论研究, 即流动性是由买卖引起的价格对基础价值的偏离, 是由买卖引起的价格压力引起的. Goyenko 等^[33]强调了 Amihud 非流动性测度的优势^[34]. 价格冲击是投资者进行投资决策时需要重点考虑的, 因为其潜在的增加了股票卖出时的交易成本^[7].

本文用股票 i 的流动性水平 $L_{i,t}$ 在第 q 个季度的标准差, 即非流动性水平的季度波动率, 作为非流动性风险指标 $\text{LLIQV}_{i,m}$ 的代理指标.

3.1.2 企业盈余管理程度

本文分别采用了 Dechow 等^[35], Kothari 等^[36] 和 Raman 等^[37]的模型对盈余管理程度(DA)进行了计算, 即

$$\frac{\text{TCA}_{j,t}}{\text{Asset}_{j,t-1}} = k_{1,t} \frac{1}{\text{Asset}_{j,t-1}} + k_{2,t} \frac{\Delta \text{REV}_{j,t} - \Delta \text{REC}_{j,t}}{\text{Asset}_{j,t-1}} + k_{3,t} \frac{\text{PPE}_{j,t}}{\text{Asset}_{j,t-1}} + \varepsilon_{j,t}, \quad (2)$$

$$\frac{\text{TCA}_{j,t}}{\text{Asset}_{j,t-1}} = k_{0,t} + k_{1,t} \frac{1}{\text{Asset}_{j,t-1}} + k_{2,t} \frac{\Delta \text{REV}_{j,t}}{\text{Asset}_{j,t-1}} + k_{3,t} \text{ROA}_{j,t} + \varepsilon_{j,t}, \quad (3)$$

$$\frac{\text{TCA}_{j,t}}{\text{Asset}_{j,t-1}} = k_{0,t} + k_{1,t} \frac{1}{\text{Asset}_{j,t-1}} + k_{2,t} \frac{\Delta \text{REV}_{j,t}}{\text{Asset}_{j,t-1}} + k_{3,t} \text{ROA}_{j,t} + k_{4,t} \text{BM}_{j,t} + \varepsilon_{j,t}. \quad (4)$$

其中 $\text{Asset}_{j,t-1}$ 为上年度总资产, $\Delta \text{REV}_{j,t}$ 为销售收入增加额, $\text{PPE}_{j,t}$ 为固定资产, $\Delta \text{REC}_{j,t}$ 为应收账款增加额, $\text{ROA}_{j,t}$ 为总资产收益率, $\text{BM}_{j,t}$ 为年末总资产除以年末流通市值, 非流通股份占净资产的金额, 长期负债及短期负债之和.

式(2)~式(4)中因变量为总应计项, 其代理变量为 $\text{TCA} = (\Delta \text{CA} - \Delta \text{CASH}) - (\Delta \text{CL} - \Delta \text{CLD}) - \text{DEP}$, 其中 ΔCA 为流动资产增加额, ΔCASH 为现金及现金等价物增加额, ΔCL 为流动负债增加额, ΔCLD 为一年内到期的长期负债增加额, DEP 为折旧和摊销成本^[38,19]. 在稳健性测试中, 还用到了 $\text{TCA1} = \text{TCA} + \text{DEP}$ ^[38]和 $\text{TA} = \text{净利润} - \text{经营性现金流}$ ^[39]作为盈余管理的代理变量.

DA 的具体估计步骤如下: 1)先分别对式(2)~式(4)做横截面回归(控制了年度、季度和行业因素), 得到估计残差; 2)将残差取绝对值, 得到 DA. 将式(2)~式(4)的 DA 估计结果分别记为 AJSJOHTCA , AKOTTCA , ARAMTCA .

借鉴文献[40,41]的研究方法, 估计真实应计盈余¹. 先需估计经营现金净流量(CFO)、产品总成本(COST)和酌量性费用支出(EXP), 与操控性应计的计算方法相似, 首先对上述三项分行业、季度和年度进行回归, 得到拟合值, 而真实值和拟合值之差即为上市公司的异常经营现金净流量 RA_CFO , 异常生产成本 RA_COST 和异常酌量性费用 RA_EXP . 同时, 本文借鉴 Cohen 等^[42]的做法, 用 RA 衡量上市公司进行真实盈余管理程度. 如前所述, 上市公司在正向做利润时会有更高的异常生产成本、更低的异常酌量性费用和更低的异常经营现金净流量, 故定义真实盈余管理总量为 $\text{RA} = \text{RA_COST} - \text{RA_CFO} - \text{RA_EXP}$. 最后, 以 RA 的绝对值作为真实盈余管理程度的代理变量, 记为 ATRUEAR .

3.1.3 融资融券哑变量

从 2010 年沪深两市推出融资融券标的股票到 2014 年间, 共有四次推出和剔除融资融券股票事件:

¹Roychowdhury^[40]和 Zang^[41]认为, 真实盈余管理活动中, 增加盈余的方式或者是通过过度生产产品, 形成超额生产成本, 来降低销售成本, 或者是通过降低诸如广告、研发和管理费用等可控费用, 形成超额可控费用来实现的.

2010-03-31 有 90 支股票首先推出了融资融券业务; 2011-12-05 新纳入 189 支股票, 剔除一支; 2013-01-31 新纳入了 276 支股票, 剔除 56 支; 以及 2013-09-16 再次纳入 206 支, 剔除 6 支. 为了检验融资融券标的股票推出前后是否能有效降低股票的流动性风险以及研究盈余管理对流动性风险的影响, 使用双重差分模型(DID)进行估计. 为此, 需要定义两个哑变量, 一个是标示融资融券公司的虚拟变量 MARGIN, 只要是曾被选为融资融券股票的公司该指标取值为 1, 否则取值为 0; 另一个指标用于指示融资融券公司成为标的证券时的虚拟变量, 即成为融资融券标的股票之后, 并在剔除之前时, 取值为 1, 否则取值为 0.

3.2 检验模型和方法

3.2.1 假设 1 和假设 2 的检验

为检验企业盈余管理对流动性波动的影响, 借鉴 Lang 等^[7]模型, 建立了如下对数水平模型

$$\ln(\text{LLIQV}_{i,q+1}) = \alpha_0 + \beta_1 \text{DA}_{i,q} + \alpha_1 \text{SIZE}_{i,q} + \alpha_2 \text{MB}_{i,q} + \alpha_3 \text{BHAR}_{i,q} + \alpha_4 \text{CLHLD}_{i,q} + \alpha_5 \text{DINDEX300}_{i,q} + \alpha_6 \text{STD_SALES}_{i,q} + \alpha_7 \text{LOSS_FREQ}_{i,q} + \alpha_8 \text{FUND_HOLD}_{i,q} + \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{QuartEffect}_{i,q} + \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{YearEffect}_{i,q} + \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{Firm Effect}_{i,q} + \varepsilon_{i,q}, \quad (5)$$

其中 $\ln(\text{LLIQV}_{i,q+1})$ 表示对第 $q+1$ 季度的流动性波动值取对数, 下标 i 表示第 i 个企业, N 表示企业总数, 下标 q 表示第 q 个季度, Q 表示季度总数. 使用第 $q+1$ 季度的流动性波动值是为了排除模型可能的内生性问题, 而取对数是因为风险代理变量均为大于零的值. 式(5)中 β_1 理论上为正数, 表示企业信息风险越大那么公司的股票流动性风险也越大. 为了确保自变量效应并不是由其他因素引起的, 参考了文献[7,8,43]等文献后, 选择了这些控制变量: SIZE(企业规模), MB(市值账面比), BHAR(季度买入-持有收益率), CLHLD(流通股比例), DINDEX300(是否为沪深 300 指数的成分股)², STD_SALES(销售收入标准差, 用过去 12 个季度销售收入的对数的标准差来估计), LOSS_FREQ(过去 12 个季度中净利润为负的季度数比例), FUND_HOLD(机构持股比例). 由于数据明显具有季节性, 还控制季度固定效应, 此外还控制了年度和公司固定效应.

为了检验假设 2, 即盈余管理性质不同的风险后果, 按正向盈余管理和负向盈余进行分组, 然后分组检验模型(5).

3.2.2 假设 3 的检验

为了检验融资融券事件的处置效应, 即推出后是否降低了盈余管理程度和流动性波动之间的正向关系, 需要使用 DID 方法. 文献中有大量检验处置效应的方法^[44]. 这里使用一个相对简单和常用的方法, 即通过在线性模型(5)中引入指示处理组和处置事件的哑变量, 及其交互项的方法来分离出处置效应^[45].

假定有 n 个上市公司, 并以 Y_i (MARGIN_i , $\text{MARGIN}_i \times \text{AFTER}_{i,t}$, $\psi_{i,t}$) 反映融资融券推出事件(处置事件)发生后的潜在后果. 其中, 当公司为融资融券公司时, MARGIN_i 取值为 1, 否则取值为 0; $\text{AFTER}_{i,t}$ 在融资融券公司成为融资融券标的证券时取值为 1, 否则取值为 0; $\psi_{i,t}$ 表示其他的个体、时间异质性因素. 采用期望的形式, 融资融券处置事件对融资融券公司产生的平均处置效应为

$$\text{DE}(\text{MARGIN} = 1) = \sum_{i=1}^N \text{DE}_i(\text{MARGIN} = 1) = \sum_{i=1}^N (\text{E}[Y_i(1, 1, \psi_{i,t})] - \text{E}[Y_i(1, 0, \psi_{i,t})]). \quad (6)$$

由于监管部门并不是通过随机抽样的方式来确定融资融券公司名单, 从而式(6)中的平均处置效应依赖于融资融券公司, 并不完全由融资融券事件引起. 为此, 需要消除非融资融券公司的效应, 即融资融券事件的处置效应为

$$\text{DE} = \text{DE}(\text{MARGIN} = 1) - \text{DE}(\text{MARGIN} = 0) = \text{DE}(\text{MARGIN} = 1) - \sum_{i=1}^N \text{E}[Y_i(0, 0, \psi_{i,t})]. \quad (7)$$

当 $Y_i(\cdot)$ 为线性函数时, 通过面板数据建模很容易消除时间和个体异质性因素对经济后果的影响, 从而

²原文中使用是否海外上市哑变量, 一方面没有这方面数据, 另一方面更重要的是由于机构投资者一般都会配置沪深 300 指数, 所以其流动性相对较好, 波动率较小, 对其控制更有意义.

式(7)就能完全分离出融资融券事件的处置效应。

遵循式(6)和式(7)的分析,在模型(5)中引入指示融资融券公司以及融资融券公司成为融资融券标的证券时的哑变量,以及这些哑变量与盈余管理程度(DA)的交互项,具体表达为

$$\begin{aligned} \ln(\text{LLIQV}_{i,q+1}) = & \alpha_0 + \beta_1 \text{MARGIN}_{i,q} + \beta_2 \text{MARGIN}_{i,q} \times \text{AFTER}_{i,q} + \beta_3 \text{DA}_{i,q} + \beta_4 \text{MARGIN}_{i,q} \times \\ & \text{DA}_{i,q} + \beta_5 \text{MARGIN}_{i,q} \times \text{AFTER}_{i,q} \times \text{DA}_{i,q} + \alpha_1 \text{SIZE}_{i,q} + \alpha_2 \text{MB}_{i,q} + \\ & \alpha_3 \text{BHAR}_{i,q} + \alpha_4 \text{CLHLD}_{i,q} + \alpha_5 \text{DINDEX300}_{i,q} + \alpha_6 \text{STD_SALES}_{i,q} + \\ & \alpha_7 \text{LOSS_FREQ}_{i,q} + \alpha_8 \text{FUND_HOLD}_{i,q} + \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{QuartEffect}_{i,q} + \\ & \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{YearEffect}_{i,q} + \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{FirmEffect}_{i,q} + \varepsilon_{i,q}. \end{aligned} \quad (8)$$

主要的测试变量是交互项 $\text{MARGIN}_{i,q} \times \text{AFTER}_{i,q} \times \text{DA}_{i,q}$, 其系数为 β_5 , 表示融资融券公司在成为标的证券后盈余管理行为的流动性风险后果, 与控制组公司的变化之间的差异。若假设3成立, 式(8)中 β_5 应显著为负, 表明对比控制组公司, 进入融资融券标的证券名单后, 融资融券公司的盈余管理程度和流动性波动之间的正向关系被削弱了。

3.2.3 假设4的检验

为了进一步检验融资融券事件的处置效应, 即推出后是否降低了融资融券标的股票的流动性波动。在模型(9)中引入指示融资融券公司以及融资融券公司成为融资融券标的证券时的哑变量, 具体表达如下

$$\begin{aligned} \ln(\text{LLIQV}_{i,q+1}) = & \alpha_0 + \beta_1 \text{MARGIN}_{i,q} + \beta_2 \text{MARGIN}_{i,q} \times \text{AFTER}_{i,q} + \alpha_1 \text{SIZE}_{i,q} + \alpha_2 \text{MB}_{i,q} + \\ & \alpha_3 \text{BHAR}_{i,q} + \alpha_4 \text{CLHLD}_{i,q} + \alpha_5 \text{DINDEX300}_{i,q} + \alpha_6 \text{STD_SALES}_{i,q} + \\ & \alpha_7 \text{LOSS_FREQ}_{i,q} + \alpha_8 \text{FUND_HOLD}_{i,q} + \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{QuartEffect}_{i,q} + \\ & \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{YearEffect}_{i,q} + \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \text{FirmEffect}_{i,q} + \varepsilon_{i,q}. \end{aligned} \quad (9)$$

主要的测试变量是交互项 $\text{MARGIN}_{i,q} \times \text{AFTER}_{i,q}$ 的系数 β_2 。若假设4成立, 式(9)中 β_2 应显著为负, 表明对比控制组公司, 进入融资融券标的证券名单后, 融资融券公司的流动性水平确实降低了。

4 实证研究结果

4.1 数据描述和基本统计量

本文以2007~2014沪深两市A股上市公司为样本³, 按照如下标准剔除样本: 1) 由于金融行业的财务会计准则有所差异, 故删除证监会行业分类2012版门类代码为J的金融业数据; 2) 删除了当年属于ST类公司的公司-年度数据⁴; 3) 建模过程剔除了变量缺失的公司-年度样本; 4) 为了避免受异常值干扰, 对连续型财务指标进行了1%和99%分位点的Winsorize处理。最终形成可对企业融资融券、盈余管理和企业流动性波动进行建模的47445个企业-季度分析单元数据。各变量数据主要来自于CSMAR数据库, 其中融资融券数据来源于RESSET数据库。本文中的数据是典型的短面板数据, 时序上只有8年时间(从2007年到2014

³选择2007年作为开始年份是为了避免新旧会计准则统计口径不一致对结果造成影响; 以2014年为终止年份是为了避免2015年股市震荡和临时性股市政策对结果产生影响。

⁴实际中剔除了如下的交易情况变动类型: AB型, 即从正常交易到ST; AD型, 即从正常到*ST; BC型, 即从ST到PT; BD型, 即从ST到*ST; BX型, 即从ST到退市; CB型, 即从PT到ST; CX型, 即从PT到退市; DB型, 即从*ST到ST; DX型, 即从*ST到退市; AX型, 即从正常到退市。

年), 但却有近 3 000 个个体. 这样的数据特点减弱了个体的自相关性对估计结果偏差的影响. 在对面板数据估计中, 由于扰动项的自相关性只影响估计方法的有效性, 为此计算了序列相关- 稳健标准误, 发现估计系数的显著性仍保持稳健.

主要变量的描述性统计结果见表 1. 我国的非流动性波动的对数值(LLIQV)为 -3.492 , 由于本文和 Lang 等^[7]的统计口径不一致, 因而无法进行比较. 利用 TCA 作为总应计项, 修正 Johns 模型、Kothari 等^[36]模型或者 Raman 等^[37]模型估计的盈余管理程度在 7% 左右, 和曾建光等^[39]利用 2004~2010 数据测算的 8% 的结果接近; 真实盈余管理程度为 9.6%, 和罗琦等^[46]9.7% 的取值非常接近. 主要变量的标准差和极差(最大值减去最小值)数据表明各个变量都在可接受范围内, 且存在明显变异.

表 1 基本统计量
Table 1 Basic statistical quantities

变量	N	均值	标准差	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值
LLIQV +	54 558	- 3.492	0.589	- 4.821	- 3.881	- 3.509	- 3.127	- 1.563
MARGIN	93 366	0.337	0.473	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
MARGIN $\times$ AFTER	93 366	0.117	0.322	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
AJSJOHTCA	54 818	0.061	0.068	0.001	0.017	0.039	0.077	0.390
AKOTTCA	54 817	0.061	0.068	0.001	0.017	0.039	0.077	0.392
ARAMTCA	53 641	0.060	0.068	0.001	0.017	0.038	0.076	0.389
ATRUEAR	55 117	0.096	0.097	0.001	0.028	0.065	0.128	0.501
SIZE	55 481	22.202	0.967	19.894	21.524	22.052	22.732	25.025
MB	55 481	1.981	1.704	0.220	0.866	1.492	2.466	9.395
BHAR	56 126	0.000	0.004	- 0.008	- 0.002	- 0.001	0.001	0.018
CLHLD	55 481	0.706	0.281	0.019	0.472	0.743	1.000	1.000
DINDEX300	56 855	0.151	0.358	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
STD.SALES	47 445	0.690	0.262	0.397	0.565	0.618	0.706	2.186
LOSS.FREQ	47 454	0.146	0.239	0.000	0.000	0.000	0.250	0.917
FUND HOLD	58 372	2.438	5.142	0.000	0.000	0.010	2.099	25.003

注: LLIQV+ 是对流动性水平的原始数据先乘以 100, 然后取对数, 最后取领先一期值.

表 2 汇报了主要变量间的相关系数. 从表中可以看出流动波动与指示融资融券公司的哑变量呈现负向关系, 同时和指示融资融券公司成为标的证券的哑变量也呈负向关系. 前者表明交易所在确定融资融券股票时会倾向性选择流动性波动小的股票, 后者表明融资融券的推出确实降低了融资融券标的股票的流动性波动. 流动性波动和四个盈余管理程度的代理变量之间呈正向关系, 表明盈余管理行为会加大流动性波动. 未报告的控制变量和流动性波动之间大部分相关性显著也符合预期, 从而建模时有必要纳入这些变量.

表 2 主要变量相关系数
Table 2 Main variable correlation coefficients

	MARGIN	MARGIN $\times$ AFTER	AJSJOHTCA	AKOTTCA	ARAMTCA	ATRUEAR
LLIQV +	- 0.332***	- 0.389***	0.078***	0.077***	0.078***	0.068***
MARGIN	-	0.404***	- 0.010**	- 0.009*	- 0.010**	0.069***
MARGIN $\times$ AFTER	-	-	- 0.045***	- 0.044***	- 0.046***	0.021**
AJSJOHTCA	-	-	-	0.998***	0.997***	0.207***
AKOTTCA	-	-	-	-	0.998***	0.211***
ARAMTCA	-	-	-	-	-	0.212***

注: *, **, ***分别表示在 10%, 5%, 1% 的检验水平上显著; 自变量之间不存在共线性问题. 后表同, 不再说明.

4.2 盈余管理程度和流动性波动

为了检验假设 1, 本节对盈余管理程度和流动性波动进行了回归分析, 结果见表 3. 其中因变量为流动性波动, 用流动性水平的季度标准差(LLIQV+)作为代理变量. 自变量为应计盈余管理程度的代理指标, 一共有三个, 为 AJSJOHTCA, AKOTTCA, ARAMTCA, 分别对应于表 3 中的第 1, 2 和 3 列. 从表 3 中可以看出, 应计盈余管理代理变量前的系数均在 1% 的检验水平下正显著, 表明盈余管理程度和流动性波动间关

系是正向关系, 即假设 1 成立. 盈余管理程度越大的公司流动性波动越高, 说明盈余管理行为会加大流动性波动, 增加流动性风险.

表 3 应计盈余管理和流动性波动之间关系
Table 3 Accrual earnings management and liquidity volatility

	(1)	(2)	(3)
AJSJOHTCA	0.119*** (0.038)	— —	— —
AKOTTCA	— —	0.115*** (0.038)	— —
ARAMTCA	— —	— —	0.120*** (0.038)
SIZE	— 0.149*** (0.001)	— 0.149*** (0.001)	— 0.149*** (0.001)
MB	0.068*** (0.001)	0.068*** (0.001)	0.068*** (0.001)
BHAR	— 3.306*** (0.693)	— 3.308*** (0.693)	— 3.307*** (0.693)
CLHLD	— 0.505*** (0.009)	— 0.506*** (0.009)	— 0.505*** (0.009)
DINDEX300	— 0.335*** (0.006)	— 0.335*** (0.006)	— 0.335*** (0.006)
STD_SALES	0.017* (0.009)	0.017* (0.009)	0.017* (0.009)
LOSS_FREQ	0.034*** (0.011)	0.034*** (0.011)	0.034*** (0.011)
FUND_HOLD	0.011*** (0.000)	0.011*** (0.000)	0.011*** (0.000)
季度固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制
修正 R^2	0.986	0.986	0.986
F 统计量	239 768***	239 765***	239 769***
样本量	42 342	42 342	42 342

4.3 正向和负向盈余管理效应

表 4 为假设 2 的回归结果, 其结构类似于表 3, 其中模型(1), 模型(3)和模型(5)研究正向应计盈余管理对流动性波动的影响; 而模型(2), 模型(4)和模型(6)表示负向应计盈余管理对流动性波动的影响. 首先所有应计盈余管理前系数均为正显著, 这进一步印证了假设 1. 同时, 由于正向盈余管理程度的系数是在 10% 的检验水平下显著, 而负向盈余管理程度则是在 5% 或者 1% 的检验水平下显著, 表明负向盈余管理效应要强于正向盈余管理效应. 这符合假设 2. 在稳健性测试中, 只控制了行业效应而没有控制公司固定效应⁵, 可以发现正向盈余管理效应不显著而负向盈余管理在 1% 的检验水平下显著, 这提供了负向盈余管理效应要强于正向盈余管理效应的进一步证据.

4.4 融资融券事件对盈余管理程度和流动性波动之间关系的影响

表 5 使用式(8)对假设 3 进行了检验, 即在式(5)中加入了融资融券公司哑变量 MARGIN、融资融券公司成为融资融券标的证券哑变量 MARGIN × AFTER, 以及它们和三个盈余管理程度代理变量(DA)的交互项. 表 5 中模型(1)、模型(2)和模型(3) 的自变量分别对应三个不同的盈余管理程度代理变量 AJSJOHTCA,

⁵ 由于公司固定效应比行业固定效应模型能控制了更多的潜在因素, 所以认为结论当以公司固定效应的模型为准.

AKOTTCA, ARAMTCA. 通过该检验研究融资融券事件对盈余管理程度和流动性波动间关系的调节作用. 主要关注的变量 $MARGIN \times AFTER \times DA$, 其系数为 -0.625 或者 -0.635 , 且在 1% 的检验水平上显著. 这表明对融资融券公司而言, 在成为融资融券标的股票后, 盈余管理程度和流动性波动之间的正向关系被削弱了.

表4 正向和负向应计盈余管理效应
Table 4 Positive and negative earnings management effects

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
AJSJOHTCA	0.096* (0.055)	0.136** (0.053)	— —	— —	— —	— —
AKOTTCA	— —	— —	0.088* (0.055)	0.137*** (0.053)	— —	— —
ARAMTCA	— —	— —	— —	— —	0.102* (0.055)	0.128** (0.054)
SIZE	-0.150*** (0.001)	-0.148*** (0.001)	-0.150*** (0.001)	-0.147*** (0.001)	-0.151*** (0.001)	-0.147*** (0.001)
MB	0.068*** (0.002)	0.068*** (0.002)	0.067*** (0.002)	0.069*** (0.002)	0.068*** (0.002)	0.068*** (0.002)
BHAR	-3.860*** (0.964)	-2.696*** (0.998)	-3.939*** (0.962)	-2.636*** (1.000)	-4.032*** (0.966)	-2.576*** (0.996)
CLHLD	-0.484*** (0.012)	-0.527*** (0.013)	-0.481*** (0.012)	-0.531*** (0.013)	-0.479*** (0.012)	-0.534*** (0.013)
DINDEX300	-0.337*** (0.009)	-0.333*** (0.009)	-0.336*** (0.009)	-0.334*** (0.009)	-0.342*** (0.009)	-0.328*** (0.009)
STD_SALES	0.050*** (0.013)	-0.014 (0.013)	0.050*** (0.013)	-0.015 (0.013)	0.055*** (0.013)	-0.020 (0.013)
LOSS_FREQ	0.011 (0.015)	0.057*** (0.015)	0.011 (0.015)	0.058*** (0.015)	0.009 (0.015)	0.060*** (0.015)
FUND_HOLD	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
修正 R^2	0.986	0.986	0.985	0.986	0.986	0.985
F 统计量	122 467***	117 396***	122 530***	117 336***	124 394***	115 517***
样本量	21 628	20 714	21 711	20 631	21 894	20 448

4.5 融资融券的处置效应

融资融券公司成为融资融券标的的证券事件对股票流动性波动的影响如表6所示, 所用模型是公式(9). 其中模型(1)使用了所用样本, 而模型(2)和模型(3)分别使用正向和负向盈余管理组样本进行估计.

因为模型(1)中融资融券公司哑变量 $MARGIN$ 前系数为负显著, 表明相对于非融资融券公司, 融资融券公司的流动性波动显著偏小. 因为 $MARGIN \times AFTER$ 前的系数也为负显著, 这表明融资融券公司在成为标的证券后, 其流动性波动确实有显著下降. 这支持了假设4, 即融资融券这种做空机制可以降低股票的流动性风险. 分正向盈余管理组和负向盈余管理组进行检验, 发现两种情形下 $MARGIN \times AFTER$ 前的系数也均为负显著, 进一步表明融资融券确实能够降低公司的流动性波动.

5 拓展与讨论

5.1 稳健性测试

使用了应计盈余管理程度的三种常用代理变量进行检验, 这本身就是一种稳健性测试. 此外, 还进行了如下稳健性测试. 1)进行只控制行业固定效应的检验. 未报告的检验结果显示除了假设2中正向盈余管

理程度前的系数变得不显著外,其余结论均高度一致。2)还将盈余管理的总应计项替换为TA和TCA1,然后估计得到盈余管理程度,检验结果仍然稳健。3)为检验模型是否存在内生性问题,本文使用工具变量法对表3~表6重新估计,检验结果仍高度一致。4)将因变量流动性波动的时期改为同期时,检验结果高度一致。5)对融资融券公司的样本进行单独分析,研究了融资占比和融券占比对流动性波动的影响,所得结论和表4~表6类似。这从融资融券额度的使用强度维度论证了融资融券机制的实施可以降低流动性风险。上述各项稳健性测试均表明本文的研究结论较为可靠。

表5 融资融券的调节效应
Table 5 Regulatory effect of securities margin trading

	(1)	(2)	(3)
MARGIN	-0.118*** (0.007)	-0.118*** (0.007)	-0.117*** (0.007)
MARGIN × AFTER	-0.232*** (0.010)	-0.232*** (0.010)	-0.232*** (0.010)
MARGIN × DA	0.294*** (0.078)	0.286*** (0.078)	0.282*** (0.078)
MARGIN × AFTER × DA	-0.570*** (0.133)	-0.563*** (0.133)	-0.558*** (0.133)
AJSJOHTCA	0.024 (0.049)	- -	- -
AKOTTCA	- -	0.023 (0.049)	- -
ARAMTCA	- -	- -	0.028 (0.049)
SIZE	-0.148*** (0.001)	-0.148*** (0.001)	-0.148*** (0.001)
MB	0.067*** (0.001)	0.067*** (0.001)	0.067*** (0.001)
BHAR	-3.706*** (0.674)	-3.706*** (0.674)	-3.704*** (0.674)
CLHLD	-0.440*** (0.009)	-0.440*** (0.009)	-0.440*** (0.009)
DINDEX300	-0.211*** (0.007)	-0.211*** (0.007)	-0.211*** (0.007)
STD_SALES	0.016* (0.009)	0.016* (0.009)	0.016* (0.009)
LOSS_FREQ	-0.003 (0.010)	-0.003 (0.010)	-0.003 (0.010)
FUND_HOLD	0.013*** (0.000)	0.013*** (0.000)	0.013*** (0.000)
季度固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制
修正 R^2	0.986	0.986	0.986
F 统计量	190 282***	190 276***	190 276***
样本量	42 342	42 342	42 342

5.2 真实盈余管理和流动性波动

本节使用真实盈余管理程度对本文中的研究问题做进一步探讨,结果罗列在表7中。其中模型(1)研究真实盈余管理程度和流动性波动之间的关系,模型(2)和模型(3)分别研究正向盈余管理组和负向盈余

管理组中真实盈余管理程度和流动性波动之间的关系,最后模型(4)研究融资融券的处置效应.由于模型(1)中 $AT\dot{R}UEAR$ 的系数为正显著,这从真实盈余管理活动角度支持了假设1,表明真实盈余管理程度越大流动性波动也越大.模型(2)和模型(3)中 $AT\dot{R}UEAR$ 系数均为正显著表明,无论是进行正向真实盈余管理还是进行负向真实盈余管理,流动性波动都将增大.由于真实盈余管理活动比应计盈余管理活动对未来业绩具有更大的危害性^[40],从而盈余管理的风险后果也强于应计盈余管理的风险后果.最后,模型(4)中 $MARGIN \times AFTER \times AT\dot{R}UEAR$ 前的系数不显著,表明融资融券机制的推出并没有能够有效影响融资融券公司从事真实盈余管理活动的风险后果.这和真实盈余管理活动比应计盈余管理活动更具隐蔽性有关.即,融资融券政策能有效抑制应计盈余管理活动的不良风险后果,但对真实盈余管理活动约束有限.

表6 融资融券的处置效应
Table 6 Treatment effect of securities margin trading

	(1)	(2)	(3)
MARGIN	- 0.102*** (0.005)	- 0.101*** (0.007)	- 0.102*** (0.007)
MARGIN $\times$ AFTER	- 0.261*** (0.007)	- 0.258*** (0.010)	- 0.263*** (0.010)
SIZE	- 0.148*** (0.000)	- 0.149*** (0.001)	- 0.146*** (0.001)
MB	0.067*** (0.001)	0.068*** (0.002)	0.065*** (0.002)
BHAR	- 3.713 *** (0.665)	- 3.934*** (0.940)	- 3.509*** (0.943)
CLHLD	- 0.446*** (0.009)	- 0.428*** (0.012)	- 0.463*** (0.012)
DINDEX300	- 0.215*** (0.007)	- 0.222*** (0.009)	- 0.208*** (0.009)
STD.SALES	0.016* (0.009)	0.051*** (0.012)	- 0.016 (0.012)
LOSS_FREQ	- 0.003 (0.010)	- 0.017 (0.015)	0.011 (0.014)
FUND_HOLD	0.013*** (0.000)	0.013*** (0.001)	0.014*** (0.001)
季度固定效应	控制	控制	控制
年度固定效应	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制
修正 R^2	0.986	0.986	0.986
F 统计量	239 623***	118 938***	120 780***
样本量	43 411	21 628	21 783

6 结束语

已有的研究表明会计信息披露和信息透明度可以减少信息不对称性,会计信息质量可以提高股票流动性,降低流动性风险.本文从盈余管理和流动性风险的角度进一步补充了前述有关会计信息质量经济后果的文献研究.利用中国上市公司数据,本文发现盈余管理程度的增加会加大股票流动性波动,并发现向下盈余管理的风险效应要强于向上盈余管理的风险效应,即正向盈余管理所造成的流动性风险要小于负向盈余管理.这一结果揭示了盈余管理可能带来的市场风险以及信息不透明对公司带来的危害,为管理者重新审视盈余管理行为的利弊提供了依据.

在拓展研究中,利用融资融券这种自然实验数据分离出做空机制的处置效应,发现融资融券的推出可以削弱盈余管理程度和流动性波动之间的正向关系,即做空机制有利于缓解信息不透明的风险后果.同时,研

究发现融资融券推出自身也可以降低股票流动性波动. 总体来说, 融资融券制度的推出提高市场有效性, 为在有限信息条件下改善市场环境, 提供了改革思路; 同时, 也为完善做空机制和加快金融制度创新以及提高股票市场效率提供了有效途径.

表 7 真实盈余管理和流动性波动
Table 7 Real earnings management and Liquidity Volatility

	(1)	(2)	(3)	(4)
MARGIN	—	—	—	— 0.125*** (0.007)
MARGIN × AFTER	—	—	—	— 0.273*** (0.010)
MARGIN × ATRUEAR	—	—	—	0.237*** (0.046)
MARGIN × AFTER × ATRUEAR	—	—	—	0.123* (0.065)
ATUEAR	0.305*** (0.023)	0.245*** (0.037)	0.301*** (0.031)	0.179*** (0.033)
SIZE	— 0.149*** (0.001)	— 0.150*** (0.001)	— 0.147*** (0.001)	— 0.148*** (0.001)
MB	0.066*** (0.001)	0.065*** (0.002)	0.064*** (0.002)	0.064*** (0.001)
BHAR	— 3.325*** (0.685)	— 3.611*** (0.934)	— 2.931*** (1.008)	— 3.627*** (0.666)
CLHLD	— 0.510*** (0.009)	— 0.498*** (0.012)	— 0.526*** (0.013)	— 0.446*** (0.009)
DINDEX300	— 0.337*** (0.006)	— 0.329*** (0.009)	— 0.343*** (0.009)	— 0.213*** (0.007)
STD.SALES	0.016* (0.009)	0.050*** (0.012)	— 0.019 (0.014)	0.018** (0.009)
LOSS_FREQ	0.036*** (0.010)	0.040*** (0.013)	0.046** (0.018)	0.000 (0.010)
FUND_HOLD	0.011*** (0.000)	0.008*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.000)
截距项	控制	控制	控制	控制
季度	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
修正 R^2	0.986	0.986	0.985	0.986
F 统计量	245 844***	136 075***	110 071***	195 194***
样本量	43 255	23 577	19 678	43 255

参考文献:

- [1] Dechow P, Patel J, Zeckhauser R. Earnings management to exceed thresholds. *The Journal of Business*, 1999, 72(1): 1–33.
 - [2] Dechow P M, Dichev I D. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 2002, 77(s1): 35–59.
 - [3] Dechow P M, Hutton A P, Kim J H, Sloan R G. Detecting earnings management: A new approach. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(2): 275–334.
 - [4] Ali A, Zhang W. CEO tenure and earnings management. *Journal of Accounting and Economics*, 2015, 59(1): 60–79.
 - [5] 李增福, 董志强, 连玉君. 应计项目盈余管理还是真实活动盈余管理: 基于我国 2007 年所得税改革的研究. *管理世界*, 2011(1): 121–134.
- Li Z F, Dong Z Q, Lian Y J. Accruals earnings management or Real earnings management activities: Based on our 2007 income tax reform study. *Management World*, 2011(1): 121–134. (in Chinese)

- [6] Leuz C, Nanda D, Wysocki P D. Earnings management and investor protection: An international comparison. *Journal of Financial Economics*, 2003, 69(3): 505–527.
- [7] Lang M, Maffett M. Transparency and liquidity uncertainty in crisis periods. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 52(2): 101–125.
- [8] Ng J. The effect of information quality on liquidity risk. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 52(2): 126–143.
- [9] Sadka R. Liquidity risk and accounting information. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 52(2): 144–152.
- [10] Moorthy S. Liquidity in the equity market: A portfolio trader's perspective // Persaud A D. *Liquidity Black Holes: Understanding, Quantifying and Managing Financial Liquidity Risk*. London: Risk Books, 2003: 21–40.
- [11] Persaud A D. *Liquidity Black Holes: Understanding, Quantifying and Managing Financial Liquidity Risk*. London: Risk Books, 2003.
- [12] Pástor L, Stambaugh R F. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 2002, 111(3): 642–685.
- [13] 周 芳, 张 维. 中国股票市场流动性风险溢价研究. *金融研究*, 2011(5): 194–206.
Zhou F, Zhang W. The study on china stock market liquidity risk premium. *Journal of Financial Research*, 2011(5): 194–206. (in Chinese)
- [14] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31–56.
- [15] Acharya V V, Pedersen L H. Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(2): 375–410.
- [16] Sadka R. Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 2006, 80(2): 309–349.
- [17] 黄 峰, 杨朝军. 流动性风险与股票定价: 来自我国股市的经验证据. *管理世界*, 2007(5): 30–39.
Huang F, Yang C J. Liquidity risk and stock pricing: Evidence from chinese stock market. *Management World*, 2007(5): 30–39. (in Chinese)
- [18] 毕晓方, 张俊民, 李海英. 产业政策, 管理者过度自信与企业流动性风险. *会计研究*, 2015(3): 57–63.
Bi X F, Zhang J M, Li H Y. Industrial policy, managerial overconfidence and corporate liquidity risk. *Accounting Research*, 2015(3): 57–63. (in Chinese)
- [19] 苏冬蔚, 熊家财. 股票流动性, 股价信息含量与 CEO 薪酬契约. *经济研究*, 2013(11): 56–70.
Su D W, Xiong J C. Liquidity, information content of stock prices and CEO incentives. *Economic Research Journal*, 2013(11): 56–70. (in Chinese)
- [20] 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. *经济研究*, 2015(4): 165–177.
Li Z S, Chen C, Lin B X. Does short selling improve price efficiency in the Chinese stock market: Evidence from natural experiments. *Economic Research Journal*, 2015(4): 165–177. (in Chinese)
- [21] 周 芳, 张 维. 流动性, 公司规模和账面市值比的关系研究. *系统工程学报*, 2012, 27(4): 498–505.
Zhou F, Zhang W. Relationship among liquidity, firm size and book-to-market ratio. *Journal of Systems Engineering*, 2012, 27(4): 498–505.
- [22] 陈晖丽, 刘 峰. 融资融券的治理效应研究: 基于公司盈余管理的视角. *会计研究*, 2014(9).
Chen H L, Liu F. The governance roles of margin trading: A perspective of earnings management. *Accounting Research*, 2014(9). (in Chinese)
- [23] Massa M, Zhang B, Zhang H. The invisible hand of short selling: Does short selling discipline earnings management. *Review of Financial Studies*, 2015, 28(6): 1701–1736.
- [24] Beber A, Pagano M. Short-selling bans around the world: Evidence from the 2007–09 crisis. *The Journal of Finance*, 2013, 68(1): 343–381.
- [25] Schipper K. Commentary on earnings management, *Accounting Horizons*. 1989, 3(4): 91–102.
- [26] Amihud Y, Mendelson H, Pedersen L H. *Liquidity and Asset Prices*. Now Publishers Inc., 2006: 269–364.
- [27] Hribar P, Craig Nichols D. The use of unsigned earnings quality measures in tests of earnings management. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45(5): 1017–1053.
- [28] Hirshleifer D, Teoh S H, Yu J J. Short arbitrage, return asymmetry, and the accrual anomaly. *Review of Financial Studies*, 2011, 24(7): 2429–2461.
- [29] Gopalan R, Kadan O, Pevzner M. Asset liquidity and stock liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2012, 47(2): 333–364.
- [30] Kyle A S. Continuous auctions and insider trading. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1985, 53(1): 1315–1335.

- [31] Grossman S J, Miller M H. Liquidity and market structure. *Journal of Finance*, 1988, 43(3): 617–633.
- [32] Brunnermeier M K, Pedersen L H. Market liquidity and funding liquidity. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(6): 2201–2238.
- [33] Goyenko R Y, Holden C W, Trzcinka C A. Do liquidity measures measure liquidity. *Journal of Financial Economics*, 2009, 92(2): 153–181.
- [34] Balachandran B, Faff R, Theobald M, et al. Rights offerings, subscription period, shareholder takeover, and liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2012, 47(1): 213–239.
- [35] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting earnings management. *Accounting Review*, 1994, 70(2): 193–225.
- [36] Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 163–197.
- [37] Raman K, Shahrur H. Relationship-specific investments and earnings management: Evidence on corporate suppliers and customers. *The Accounting Review*, 2008, 83(4): 1041–1081.
- [38] Core J E, Guay W R, Verdi R. Is accruals quality a priced risk factor. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46(1): 2–22.
- [39] 曾建光, 伍利娜, 王立彦. 中国式拆迁, 投资者保护诉求与应计盈余质量: 基于制度经济学与 Internet 治理的证据. *经济研究*, 2013(7): 90–103. (in Chinese)
- Zeng J G, Wu L N, Wang L Y. The attention to chinese housing demolition and relocation, claims for investor protection, and accrual quality: Evidence from institutional economics and internet governance. *Economic Research Journal*, 2013(7): 90–103. (in Chinese)
- [40] Roychowdhury S. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(3): 335–370.
- [41] Zang A Y. Evidence on the trade-off between real activities manipulation and accrual-based earnings management. *The Accounting Review*, 2011, 87(2): 675–703.
- [42] Cohen D A, Dey A, Lys T Z. Real and accrual-based earnings management in the pre-and post-Sarbanes-Oxley periods. *The Accounting Review*, 2008, 83(3): 757–787.
- [43] 雷倩华, 柳建华, 龚武明. 机构投资者持股与流动性成本: 来自中国上市公司的经验证据. *金融研究*, 2012(7): 182–195.
- Lei Q H, Liu J H, Gong W M. Institutional ownership and liquidity costs: Evidence from chinese listed companies. *Journal of Financial Research*, 2012(7): 182–195. (in Chinese)
- [44] Cerulli G. *Econometric Evaluation of Socio-economic Programs: Theory and Applications*. Roma: Springer, 2015: 1–45.
- [45] Wooldridge J. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Boston: Nelson Education, 2015: 448–484.
- [46] 罗琦, 王悦歌. 真实盈余管理与权益资本成本: 基于公司成长性差异的分析. *金融研究*, 2015(5): 178–191.
- Luo Q, Wang Y G. The true cost of earnings management and equity: Based on analysis of the company's growth differences. *Journal of Financial Research*, 2015(5): 178–191. (in Chinese)

作者简介:

杨洁(1985—), 女, 福建莆田人, 博士生, 研究方向: 公司金融, Email: j051y273@ku.edu;

吴武清(1978—), 男, 浙江淳安人, 博士, 副教授, 研究方向: 公司金融、财务会计, Email: wuwq@amss.ac.cn;

钟湄莹(1982—), 女, 山东烟台人, 博士, 高级经济师, 研究方向: 金融工程, 金融市场, Email: m13911568347@163.com;

蔡宗武(1960—), 男, 福建莆田人, 博士, 教授, 研究方向: 计量经济学, 金融计量学, Email: zongwucai@gmail.com.