

# 规范大股东减持能有效抑制股价波动吗？

——基于《减持新规》[9号文]的自然实验

章晟 景辛辛 苏姣

(中南财经政法大学金融学院, 湖北 武汉 430073)

**摘要:** 定量评估大股东减持新规政策对股价波动性的抑制作用, 对于发挥减持新规引导大股东和高管规范减持, 促进资本市场健康发展有重要的现实意义。本文针对2017年5月26日最新的减持政策, 采用固定效应模型及PSM方法, 实证检验2017年1月1日~2017年11月30日期间减持新规对所有A股以及沪、深两市价格波动性的影响。实证结果表明: (1) 以沪深两市所有A股作为研究对象, 减持新规出台对A股股价整体波动性有显著增强作用。(2) 使用PSM方法对沪深两市企业匹配, 发现不同市场结果存在差异: 在沪市减持新规的实施对股价波动性有显著的正向推动作用; 在深市减持新规的实施对股价波动性有显著的抑制作用。(3) 盈利能力越强、换手率以及流通市值越低的企业其股价波动性越低, 即发展越稳健的企业的股价也会越平稳。上述结论在分别改变事件时间点和时间窗口时间或者替换控制变量取值后依然成立。

**关键词:** 减持新规; 股价波动; PSM; 大股东减持

**Abstract:** Quantitatively assessing the inhibitory effect of the shareholder's new shareholding policy on stock price volatility has important practical significance in exerting new regulations to guide major shareholders and executives to reduce their holdings and promote the healthy development of the capital market. This paper focuses on the latest reduction policy of May 26, 2017, using the fixed effect model and PSM method, empirically testing the new rules for all A shares Shanghai and Shenzhen from January 1, 2017 to November 30, 2017. The empirical results show that: (1) Taking all the A-shares as the research object, the reduction of the new regulations will significantly enhance the overall volatility of the A-share stock price. (2) Using the PSM method to match the enterprises in the Shanghai and Shenzhen stock markets, the paper found that there are differences of the results in different markets: the implementation of the new regulations in the Shanghai stock market has a significant positive effect on the stock price volatility; in the Shenzhen market, implementation has a significant inhibitory effect on stock price volatility. (3) The stronger of profitability, the lower of turnover rate, market capitalization and stock price volatility, the more stable the firm's stock price will be. The above conclusions are still established after changing the event time point and time window respectively or replacing the control variable values.

**Key words:** reduction of new rules, stock price volatility, PSM, reduction of major shareholders

**作者简介:** 章晟, 中南财经政法大学金融学院教授、博士生导师, 研究方向: 资本市场。景辛辛, 女, 中南财经政法大学金融学院博士生, 研究方向: 公司治理, 资本市场。苏姣, 女, 中南财经政法大学金融学院硕士生, 研究方向: 资本市场。

中图分类号: F830 文献标识码: A

## 引言

自2007年我国股权分置改革完成以来, 证券市场出现了大量的大股东减持现象, 这得益于上市公司大股东

持有的原非流通股份在证券市场中能够自由流通。投资者、证券监管层等各利益相关者对该现象保持密切关注。大股东的减持行为不仅对股价波动产生影响, 更使中小投资者产生心理负担。2017年, 习近平总书记在

党的十九大报告中指出：“中国特色社会主义进入了新时代”，在金融发展上，习近平总书记指出：“深化金融体制改革，增强金融服务实体经济能力，提高直接融资比重，促进多层次资本市场健康发展。健全金融监管体系，守住不发生系统性金融风险的底线”。为规范上市公司股东及董监高的减持行为，一系列规章制度由监管部门相继推出，如《上市公司高管所持本公司股份及其变动管理规则》、《上市公司解除限售存量股份转让指导意见》、《上市公司大股东、董监高减持股份的若干规定》等。这些规定都曾在减缓大股东减持上发挥过一定的作用：如证监会在2015年7月8日的公告([2015]18号，以下简称“18号文”)推出后，在次日到后续一个月时间里，大盘指数就跌幅接近一千点之多，此时，减持规定发挥了作用，在这种下跌行情下，减持金额只有0.01亿元，而且出现了相当大规模的增持，增持交易有596笔，增持数额也达到了42.69亿元。从2015年八月底到2015年年末，市场行情一直震荡下滑，偶尔有回暖趋势，但是投资者情绪依然紧张。在此震荡环境下，由于减持新规政策的作用，行业依然增持218笔，金额为18.27亿，减持仅56笔，金额约4.92亿。又如2016年1月9日，证监会又颁发的《上市公司大股东、董监高减持股份的若干规定》也起到了一定的作用，上半年中大股东增持交易次数是减持交易次数的2倍。上述市场表现都从一定程度上说明了减持政策逐渐严格对稳定证券市场有一定作用。再如2017年5月26日，证监会发布的《上市公司大股东、董监高减持股份的若干规定》(以下简称9号文)，新规对减持条件调整的更为严苛，并规定上市公司大股东在3个月内通过证券交易所集中竞价交易减持股份的总数不得超过公司股份总数的1%，使得减持强度得以缓慢释放，减轻证券市场的波动。该减持新规的推出，相当于在经济学领域开展“自然实验”，具有明显的外生性特征，使有效识别减持新规政策对股价波动性的影响成为可能。本文旨在深入探讨减持新规的出台对股价波动是否有影响？如有，影响是否显著？在沪、深不同市场环境是否又会呈现出不同的特征？等一系列问题。

## 文献回顾

相关的问题研究起初是从西方学者从十九世纪六十

年代对内部人交易与证券市场关系的研究开始进而具体到大股东和高管减持行为。在对内部人研究的过程中，逐渐形成了内部人具有信息优势，在交易中容易获得超额收益的观点。这种信息优势具体表现在两个方面，首先是可以提前知晓会引起股价变动的重大公司事件，其次出于对公司经营、财务信息的掌握，对公司未来的发展状况有更加正确的认知。美国学者Manne在其专著《内部人交易与股票市场》中就首次详细说明了内部人交易对企业治理和资本市场的影响。至此之后，对大股东减持相关研究逐渐丰富，主要是围绕大股东减持时机、大股东减持动机以及对减持后的市场反应等进行研究。我国这方面的研究始于21世纪初，由于我国企业治理中存在的历史政治因素，使得我国资本市场发展也比较缓慢。在逐步实现大股东与中小股东同股同权的过程中，对大股东减持的研究才逐渐丰富。

### 一、大股东减持的市场反应

由于国外股权比较分散，其关于减持的一般研究对象是公司高管或者独立董事。21世纪初，Johnson等(2000)<sup>[1]</sup>和Shleifer等(1999)<sup>[2]</sup>首次运用“隧道挖掘”一词来表现股东侵占行为，这种侵占行为带来了壁垒效应和协同效应。Johnson等(2000)<sup>[1]</sup>等研究得出，现有投票制度对中小投资者有一定的保护作用，但是保护力度不够，高管、大股东可以运用其他途径，如将企业资产进行买卖、折价增发、转移定价以及把握时机精准减持等方式来损害中小股民的利益。Dyck和Zingale(2002)<sup>[3]</sup>研究也得出了类似结论，企业高管可以通过利用自己的“控制权”(在股票市场上逆向操作即高位减持，低价增持等)，在二级市场交易中获得比中小投资者更高的溢价。S.Friedrich(2002)<sup>[4]</sup>等则直接选取了英国董事在1986~1994年间的内部交易收益数据，研究其交易前后的超额收益率，得出了和前面学者类似的结论，即高管作为企业的内部人，拥有信息优势，减少了信息不对称，可以精准选择良好的时机进行减持。结果表明在大股东减持前后阶段，累计超额收益率分别为1.23%和-1.46%，说明大股东具有比较准确的把握减持时机的能力，而且减持后导致股价低迷，对市场产生强烈的负面影响。

国内学者以我国股权分置改革为背景，对大股东减

持的市场反应也做了相关研究。通过财富效应描述市场反应,可以发现在大股东减持前,市场对于公司的该效应为正,减持行为发生之后该效应为负,与此同时,大股东在减持过程中有一定程度的操作行为。夏清华、李文斌(2009)<sup>[7]</sup>认为在股东发布减持公告后,上市企业的超额报酬率显著为负,但是该报酬率并没有和业绩存在显著的相关关系。陈耿和陈秋(2009)<sup>[8]</sup>采用事件研究法,研究上市公司股东在减持过程中对股价的异常波动产生的影响,发现在大股东减持前后,公司股价整体上由显著的正向超额收益逐渐转为负向超额收益。朱茶芬等(2010)<sup>[9]</sup>认为大股东减持向市场传达了估值偏高或者公司经营前景不佳的信号,并运用事件研究法证实,在减持公告前后累计超额报酬呈现先升后降的倒V形。林振兴、屈文洲(2010)<sup>[10]</sup>研究得出,大股东在减持过程中,即使是通过大宗交易系统进行减持,对二级市场的股价波动也会产生显著的负向影响。吴育辉、吴世农<sup>[11]</sup>研究得出大股东减持前的公司CAR显著为正,但是在减持之后,企业的CAR值显著变为负。刘亚莉、王微(2010)<sup>[12]</sup>研究也得出了相似结论,市场的财富效应在有限时间内受大股东减持的影响非常显著,短期来看,市场的财富效应与大股东减持的幅度呈负相关关系,并且这种关系在市场上升情况下更强烈。王化成(2015)<sup>[13]</sup>进行实证研究也发现,控股股东持股比例与未来股价崩盘风险之间存在着显著的负相关关系,同时在进行了稳健性测试后,该结论依然成立。并且,当股东与管理层之间的代理冲突较严重、小股东监督能力较弱时,大股东持股与股价崩盘风险之间的负相关关系更加明显。王国松和张飞(2016)<sup>[14]</sup>通过事件研究法,分析了大股东减持行为对股价的影响。研究结果表明,大股东减持公告前后不仅股价波动明显,而且在不同的市场环境中大股东减持对股价影响的差别很大。这些研究都得出了类似结论,说明在大股东减持会对市场造成显著的负向影响。

## 二、大股东减持对短期股价波动的影响

国内外学者对减持造成的股价波动影响的研究较少,仅有个别学者用多领域实证模型进行了相关探索。Ofek和Richardson(2002)<sup>[5]</sup>通过事件研究法研究得出,股价在限售股解禁后会有显著波动。该研究表明大股东减持不仅会使股市走低,而且还会加大其不稳定性,即大

股东减持后股价波动性加大。我国学者根据我国的资本市场为研究对象,对大股东减持对股市造成的波动也有相关研究。曹明(2006)<sup>[15]</sup>以我国股权分置改革后的资本市场为研究对象,以股权流通性作为中介变量,研究投资者行为与股票价格变动之间的关系。首次引入动力学领域的研究方法,通过对股市交易情况进行模拟,形象的展现了股改对股票市场价格变动的影响和对其交易量的影响。通过动力学模型可以得出,减持比例越大,资本市场的成交量波动越大。降低资本市场的资本金,股票价格波动也会加大。我国资本市场是弱势有效市场,中小投资者的占比很高,中小投资者的信息掌握不充足,投资偏向于稳健型,不会导致股票价格产生强烈波动。但大股东可以利用天然的信息优势把握减持时机,因而在高位减持后会使得股价波动加大。石华军、楚尔鸣(2009)<sup>[16]</sup>以154家创业板公司作为研究对象,研究其大股东减持造成的市场反应,得出创业板大股东减持也是对市场造成了显著的负超额收益,这种效应和大股东减持比例、股价泡沫程度呈显著正相关关系。从以上文献中研究可以得到:大股东减持不仅会对股价产生负面影响,而且会增加股价的波动性。为了稳定资本市场,我国出台了相关减持政策,但是这些政策的实施是否能够达到预期稳定市场的作用方面的实证研究还是空白,这也是本文所做的研究。

根据上述文献可以得出,大部分学者主要从财富效应角度或采用事件研究法研究大股东减持与股价超额收益率的关系,鲜有学者从股价波动性角度展开实证分析;关于减持政策的实施文献,目前学者大部分均集中于对减持政策的解读以及政策建议的提出等理论研究方面,尚无聚焦实证分析;在政策效果评估的实证方法上,持新规的推出为此次研究提供了良好的自然实验环境,但减持新规的出台无法构造实验组和控制组,因此本文借鉴许伟、陈斌开(2016)<sup>[17]</sup>关于增值税转型的自然实验一文中采用的固定效应模型法,利用2017年1月1日~2017年11月30日A股上市公司数据,实证分析减持新规政策对股价波动性的影响;在事件不同时间窗口下,减持新规的作用效果是否有不同;以及在沪市和深市不同的市场环境中,新规实施的作用是否存在差别。这些问题都是本文接下来的研究重点。

## 模型构建和数据选取

### 一、指标说明

国内外现有文献中关于股票价格波动性的度量方法有多种,运用较为广泛的有:通过单因子模型或者三因子模型进行回归,将得到的残差用来衡量股票价格的波动异质性;或者根据企业的特质性得到其收益率作为企业股票价格波动的代理变量;还有学者通过研究企业股票价格变动的振幅或者股票日收益率的标准差等来衡量股票价格的波动性(李志生等,2015)<sup>[18]</sup>。本文根据实际数据的可获得性和可靠性,采取李志生等(2015)<sup>[18]</sup>对股票波动性的度量方式,即采用企业股票每个月度其价格波动幅度(Wave)来衡量企业股票价格的波动性。

其优点在于简洁客观并具有代表性和全面性,具体计算如下公式(1):

$$wave_{i,t}=(high_{i,t}-low_{i,t})/close_{i,t-1} \times 100 \quad (1)$$

本文选取的代表控制变量如下:(1)换手率(Turnover)。根据相关研究得出,换手率和股票价格波动性存在显著的正相关关系,在控制其他因素不变的条件下,股票波动性会随着股票换手率的升高而增大。因为换手率代表了交易的买卖行为,及买卖频率越高,企业的股价波动性越强。(2)滚动市盈率(TTM)。市盈率是企业市价与每股收益的比值。该指标对企业市值即股价的波动性有直接的影响。本文采用的滚动市盈率比静态市盈率在衡量上更加准确。所以将该值选为控制变量之一。(3)市净率(PBV)。该指标与市现率(PCF)、市销率(PS)等指标作比较,市净率指标有更强的稳定性,不会随着产品市场的变化而有太大改变,所以常常引入实证模型中作为控制指标。(4)流通市值(CMV)。在我国股票市场发展的这20多年里,流通市值(CMV)在不同的经济周期或者市场的不同状态中对企业股票波动性的影响具有不同的影响,其呈现出阶段性的差异,需要将其值取对数后引入本文作为控制变量。(5)成交量(DEAL)。成交量是技术分析的基本要素。一个得到普遍公认的观点(余静文,王春超2011)<sup>[19]</sup>为交易量是价格波动的源动力,是价格变动的先行指标。因此本文选取个股交易量作为控制变量以减少其对股价波动的影响。(6)沪深300指数日波动率(VOL)。一般来说,个股股价的波动会受

整体市场波动的影响(王朝阳等2017)<sup>[20]</sup>,鉴于本文的研究对象为A股市场,故选取沪深300指数日波动率作为控制变量。

### 二、模型构建

由于本文实证研究采用企业面板数据,因此具体的计量模型设定如下:

$$wave_{i,t}=\alpha+\beta D_{i,t}+\gamma X_{i,t}+u_{i,t}+e_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $wave_{i,t}$ 表示第*i*支股票在第*t*天的价格波动性; $D_{i,t}$ 表示政策虚拟变量,政策实施时间为2017年5月26日,以政策实施点为划分,在政策推出当日以及以前时间, $D_{i,t}$ 取0;政策推出后, $D_{i,t}$ 取1; $X_{i,t}$ 表示控制向量组,主要包括换手率(Turnover)、滚动市盈率(TTM)、市净率(PBV)、流通市值(CMV)、成交量(DEAL)、沪深300指数日波动率(VOL)等相关变量;另外 $u_{i,t}$ 表示企业个体特征,本文采用固定效应模型,控制企业个体特征。 $e_{i,t}$ 表示残差。我们主要关注虚拟变量前的回归系数,它反映了减持新规出台对股价波动的政策效应。如果为负,说明政策显著起到了股价波动抑制作用。

PSM方法构建:在进行沪深两市的实证研究时,为控制不同市场自身存在的差异性,本文采用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching,简称PSM)将沪深两市相似的公司根据行业虚拟变量、总资产、前十大股东股权集中度、托宾Q值、资产负债率、股权性质以及前三大高管薪酬等指标匹配为两组,进而在两市场分别进行一次政策效果的检验。倾向得分匹配法(PSM)在宏观政策效果评估领域应用广泛,其通过多维匹配从而克服了传统匹配方法的维数“诅咒”,在一定程度上降低了样本自选择偏误(Sample-Selection Bias),可以更全面的分析政策在不同市场中的作用。

### 三、数据选取

本文以沪深两市所有上市公司共3477家作为研究对象,再剔除了金融类上市公司、ST公司和关键数据存在缺失的上市公司后,共获取3276家上市公司作为样本。围绕[9号文]出台这一自然实验,本文选取研究对象的时间区间为2017年1月1日~2017年11月30日的日度数据,共得到了样本观察数为645938的面板数据。由于部分公司在整个样本观察区间内有缺失值,因此本文的数据结构为非平衡面板。具体的变量选取如表1。

表1 变量定义

变量名称	变量代号	变量定义
股价波动性	Wave	当日最高价与最低价之差除以前一日的收盘价
减持新规	D	二值虚拟变量, 2017年5月27日前取值0, 之后取值1
换手率	Turnover	一定时间内股票转手买卖的频率, 反映股票流通性强弱
滚动市盈率	TTM	普通股每股市场价格/普通股每年每股盈利
市净率	PBV	普通股每股市场价格/普通股每年每股净资产
流通市值	CMV	可交易的流通股股数*股价
成交量	DEAL	选取个股日成交量的对数
沪深300指数日波动率	VOL	指数当日最高价与最低价之差除以前一日的收盘价

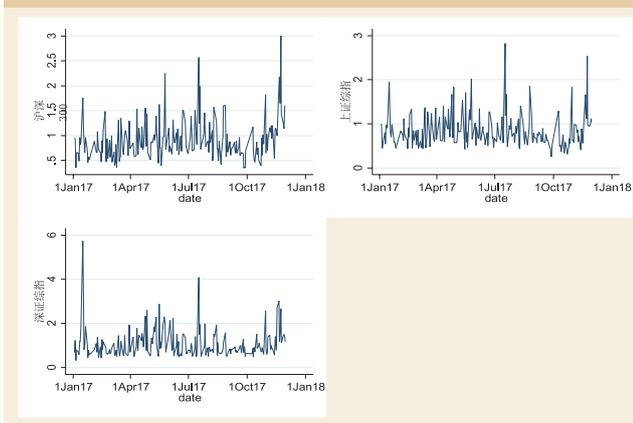
## 实证结果与分析

### 一、描述性分析

为了考察[9号文]的出台是否影响股价波动性, 在不同时间窗口下影响作用是否发生变化以及在不同市场环境下政策效果是否存在差异, 本文做了以下实证检验。首先, 绘制政策出台前后, 上市企业股价波动时间趋势图, 从直观上观察新规出台对股价波动性的影响; 然后, 采用面板数据固定效应模型加工具变量方法分别对所有A股公司及沪市深市两个市场A股公司分别进行实证检验; 再次, 使用倾向得分匹配(PSM)后分别对沪市、深市两个资本市场A股上市企业进行实证检验, 研究政策效果其是否存在差异。最后, 在缩小事件研究的时间窗口, 实证检验前述所得结论是否依然成立。

对减持新规出台前后做如下股价振幅趋势图(图1)可以看出, 2017年5月26日减持新规出台后, 并未能有效抑制整个A股市场股价波动(选取沪深300指数作为股价代理变量); 相反, 股价波动性有增大的趋势。将沪市、深市上市企业分别作为研究, 以上证指数作为沪市上市企业

图1 沪深300、上证综指和深证综指的振幅趋势



股价的代理变量, 发现新规出台也并未很好地抑制股价波动; 以深证指数作为深圳股价大代理变量, 发现新规出台后深市股价波动性得到了很好地抑制。从图1的描述性分析来看, 结果和预期存在差距, 还需要通过实证检验得出更可靠的结论。

进一步, 本文考察了所有指标的描述性统计以及股价波动率在新规推出前后的数值变化, 具体见表2和表3。

由表2可知, 在所有的控制变量中, TTM和PBV标准差较大, 说明每个公司之间滚动市盈率和市净率差别比较大, 在市场上表现出较大波动率。将其作为控制变量可以更好的分析政策变量的影响。其他指标的标准差都较小, 说明其他指标的具有一定的平稳性, 不会随市场政策变化发生太大的波动。

由表3中股价波动率的描述性统计可知, 无论是所有A股还是分沪市和深市两个市场来看, 减持新规出台后, 股票股价波动幅度都有不同幅度的下降。在没有控制其他变量的情况下, 该表现符合我们的预期, 大股东减持会损害中小股东的利益, 从而损害其持有信心而导致股价波动更为剧烈。减持新规政策的出台无疑对稳定中小投资者的信心起到保驾护航的作用, 从而在一定程度上抑制了股价波动。从其他指标来看, 沪市和深市在某些指标上有所差异: 沪市在新规出台后, 股票股价波动均值不降反升, 但最大值有所下降; 深市在新规出台后, 股票股价波动最大值有所上升, 但均值呈下降状态。

### 二、减持新规对股价波动性的影响

在对数据进行描述性统计后, 需要通过实证模型深

表2 控制变量描述性统计

变量	均值	最大值	最小值	中位数	25%分位数	75%分位数	标准差
TTM	121.5174	9390.094	2.174944	54.84517	33.95083	102.4794	268.2417
PBV	5.601057	1624	1624	3.601223	2.332314	5.680058	25.08879
Turnover	0.0277653	0.87946	0	0.01233	0.00653	0.02666	0.0499335
CMV	22.40423	28.10306	18.70801	22.35532	22.35532	22.97341	1.037537
DEAL	15.4503	21.67798	4.60517	15.42249	14.68679	16.19303	1.210464
VOL	0.0875018	1.7958	-2.9608	0.0972	-0.2843	0.4266	0.614724

表3 股价波动率描述性统计

	新规出台前				新规出台后			
	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差
所有A股	20.01	0	3.10	2.07	20.07	0	2.99	1.96
沪市	20.07	0	2.04	2.04	19.98	0	2.84	1.90
深市	19.99	0	3.17	2.08	20.07	0	3.09	1.98

入研究。本文使用固定效应方法建立上文模型(2)实证检验减持新规政策出台对股价波动性的影响,以及对沪市、深市不同市场股价波动性的影响是否存在差异,具体结果如表4所示。

由表4可知,对于所有A股的实证检验结果显示,关键虚拟变量D的系数为0.0112648,且在5%的水平上表现出统计显著性。这表明在减持新规政策出台之后,所有A股股票市场的价格波动性并没有得到抑制,反而增加了,这和政府出台减持新规的初衷并不吻合。区分沪深两个市场来看,有关沪市的实证检验结果显示,关键虚拟变量D的系数为0.0327947,也为正值,并且在1%的水平上表现出统计显著性,相较于所有A股的结果更为显著,说明减持新规政策出台后对沪市的股票价格波动性没有起到抑制作用反而加剧了价格的波动。但在深市出现了相反的结果:关键虚拟变量D的系数为-0.0116861,且在10%的水平上表现出统计显著性。表明减持新规政策的出台抑制了深市股票价格的波动性,且这一效应是显著的。综合所有A股股票股价波动,新规出台对沪市A股股票的价格波动性的促进作用强于对深市股价波动性的抑制作用,综合表现中以所有A股股价为研究对象时,减持新规加剧了股价波动。市盈率和市净率与股价波动性呈显著负相关关系,即盈利能力越强的企业其股价波动性越低,说明发展良好的企业的股价也会越平稳。换手率越高的上市公司,股价波动率越高,主要因为成交量过高会导致股票市场供给不稳定,容易导致股价波动。流通市值与股价波动性显著正相关,说明当上市企业股价过高,会产生泡沫导致股价波动较大。但是简单区分沪、深

两个市场分别进行实证研究的结果存在不足之处,即没有控制沪、深市场上由于上市企业自身差异导致的结果的不同性。为了克服方法上的缺陷,本文将引入PSM方法,对沪、深两个市场的影响进行进一步研究。

### 三、倾向得分匹配后的实证检验

为了进一步比较减持新规政策出台在沪市和深市的不同效应,本文采用倾向得分匹配(PSM)对沪市和深市的A股上市公司进行配对,以控制由于所处行业等内生变量所产生的内生性问题。本文借鉴Berger(1997)<sup>[6]</sup>、陈胜蓝和卢锐(2012)<sup>[21]</sup>等相关文献选择相关指标包括公司规模、股权集中度、公司绩效、财务杠杆、成长性和股票超额回报等进行公司进行匹配的方法。本文分别选取以下指标,即上市公司的行业虚拟变量、总资产、前十大股东股权集中度、托宾Q值、资产负债率、股权性质以及前三大高管薪酬对深市、沪市A股上市公司进行匹配。考虑到沪市有1300多家A股上市公司,深市有2000多家A股上市公司,因此本文选用最近邻匹配法进行匹配。具体匹配结果如图2图和3显示。

根据每个样本计算出的PS值,为每一家沪市公司匹配一家深市公司,同时保留配对成功的样本,并做共同支撑假设检验和平行假设检验。由图2和图3可知,匹配后的沪市与深市PS值分布情况基本无差别,通过了共同支撑假设检验。而由表5信息可得,配对样本间的匹配变量无显著差别,通过了平行假设检验。

图2 匹配前沪市与深市的密度函数

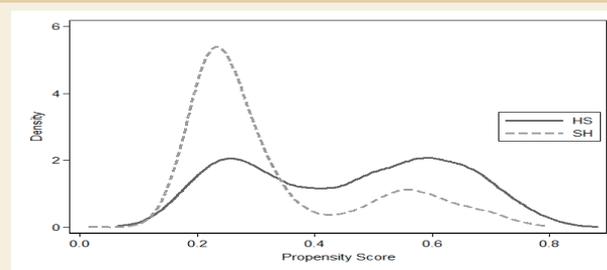


图3 匹配后沪市与深市的密度函数

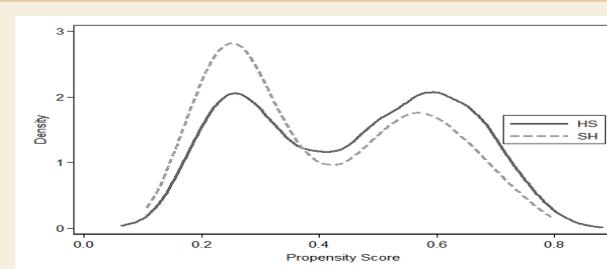


表4 减持新规对股价波动性的影响

被解释变量(Wave)	所有A股	沪市	深市
D	0.0112648** (0.017)	0.0327947*** (0.000)	-0.0116861* (0.069)
TTM	-0.01543*** (0.000)	-0.04287*** (0.000)	-0.00749** (0.065)
PBV	-0.0214849*** (0.000)	-0.0178408*** (0.000)	-0.02262*** (0.000)
Turnover	0.2875482*** (0.000)	0.2685724*** (0.000)	0.3003946*** (0.000)
CMV	0.30406*** (0.000)	0.6854*** (0.000)	0.02258 (0.299)
DEAL	0.0499283 (0.740)	0.1100979 (0.292)	0.050965 (0.734)
VOL	0.0821114 (0.635)	0.0603787 (0.432)	0.0007227 (0.675)

注:括号内为P统计量,\* (10%)、\*\* (5%)、\*\*\* (1%)表示置信水平。

表5 PSM后控制变量的组间差异

变量	类型	均值		T值
		沪市	深市	
股权集中度	匹配前	61.136	58.066	3.62
	匹配后	61.136	60.346	1.12
前三名高管薪酬	匹配前	14.454	14.426	0.8
	匹配后	14.454	14.502	-1.58
托宾Q	匹配前	2.3426	2.453	-0.69
	匹配后	2.3426	2.3944	-0.48
资产负债率	匹配前	0.37099	0.36769	0.29
	匹配后	0.37099	0.376	-0.51
总资产	匹配前	22.467	22.312	2.06
	匹配后	22.467	22.441	0.41

使用倾向得分匹配方法(PSM)对沪市和深市进行样本公司匹配后,本文再次采用固定效应模型加工具变量法模型对减持新规政策出台对股票价格波动性的影响进行实证检验分析,具体结果如表6所示。

由表6可知,在进行倾向得分匹配之后,深市的检验结果显示,关键虚拟变量D的系数为-0.02941,且在1%的水平上表现出统计显著性。基本结论和匹配前一致,即在深市减持新规对股价波动性有显著抑制作用,在沪市减持新规对股价波动性有显著促进作用。但是,相较于未匹配前的检验结果来看,减持新规政策的出台对深市的股票价格波动性的抑制作用更大且更为显著。在PSM匹配后,进一步证实了之前的研究结论。

#### 四、股权集中度不同公司的实证检验

前文提出的假设为:减持新规通过阻止大股东的“隧道挖掘”行为以保护小股东利益,因此本文进一步通过划分股权集中与否对集中度不同的公司分别进行实证检验以观察减持新规的实施效果。本文以前四大股东

表6 PSM后的实证检验结果

被解释变量(Wave)	沪市	深市
D	0.0282377*** (0.000)	-0.02941*** (0.006)
TTM	-0.0919873 (0.284)	2.09e-07 (0.604)
PBV	-0.0028581 (0.187)	-0.0015492** (0.000)
Turnover	0.2685724*** (0.000)	0.3739625*** (0.000)
CMV	0.006854*** (0.000)	0.0007409 (0.299)
DEAL	-0.0001217*** (0.007)	0.0000626 (0.131)
VOL	0.0005438 (0.490)	0.0006598 (0.665)

注:括号内为P统计量,\* (10%)、\*\* (5%)、\*\*\* (1%)表示置信水平。

表7 股权集中度不同公司的实证检验结果

被解释变量(Wave)	沪市		深市	
	股权集中	股权分散	股权集中	股权分散
D	-0.0426197*** (0.001)	0.104604*** (0.000)	-0.0644739*** (0.000)	0.0018272 (0.925)
TTM	-0.0014166*** (0.000)	-0.000923*** (0.000)	0.0002603*** (0.000)	-0.0007546*** (0.003)
PBV	-0.1369339 (0.000)	-0.0095712*** (0.000)	-0.0709173*** (0.000)	-0.0535713*** (0.000)
Turnover	0.7497411*** (0.000)	0.6082153*** (0.000)	0.3568971*** (0.000)	0.5088148*** (0.000)
CMV	0.4052774*** (0.000)	-0.9324866*** (0.000)		
DEAL	0.0047672 (0.559)	-0.0233179 (0.058)	0.0137522 (0.146)	-0.0262578* (0.075)
VOL	0.0427558 (0.574)		0.0716057 (0.600)	

注:括号内为P统计量,\* (10%)、\*\* (5%)、\*\*\* (1%)表示置信水平。

持股比例达到50%为分界线,超过50%归为股权集中;未超过50%归为股权较分散。实证结果如表7所示。

由表7所示,不管是在深市还是在沪市,新规出台后对股权集中度较高的企业股价波动起到了很好的抑制作用,而对股权相对分散的企业没有很好的起到抑制股价波动的作用。股权集中度较高的企业大股东对公司的控制权更强,大股东有更多的机会利用对公司的控制权侵害中小股东利益,以更隐蔽的方式掏空上市公司,即利用自身的“控制权”在资本市场上进行高位减持等操作等。实证结果表明减持新规的出台可以有针对性的阻止大股东的“隧道挖掘”行为,在一定程度上可以保护中小股东的利益。

## 稳健性检验

### 一、改变事件时间点并缩小时间窗口

由于减持新规中规定了大股东减持的时间窗口为90天(90日内减持总数不得超过公司股份总数的1%),因此本文将事件时间点改至2017年8月27日,并缩小时间窗口——选择2017年2月1日~2017年11月30日进行相关稳健性检验。检验结果如表8所示。

考虑到减持新规中条文设定的时间节点多为90天,本文认为大股东减持行为可能会在减持新规出台后三个月慢慢表露迹象。因此在稳健性检验中我们将事件时点延后至新规出台后三个月即8月27日,以观察其结果。具体地,本文重新设定时间虚拟变量,使得2017年8月27日前取0,其他时间取1。相关检验结果显示,在8月27日新

表8 改变事件时间点和缩小时间窗口

被解释变量 (Wave)	沪市	深市
D	0.01707** (0.024)	-0.838214* (0.069)
TTM	0.0406217* (0.080)	0.015674*** (0.000)
PBV	-0.0306364*** (0.000)	-0.063128*** (0.000)
Turnover	0.2757631*** (0.000)	0.3818579*** (0.000)
CMV	0.6561594*** (0.000)	0.0007104* (0.068)
DEAL	0.1284068 (0.270)	-0.031213 (0.830)
VOL	0.0476385 (0.563)	0.0744582 (0.623)

注：括号内为P统计量，\*(10%)、\*\*(5%)、\*\*\*(1%)表示置信水平。

规实施三个月前后，减持新规的出台对沪市股票价格波动的影响仍为正，且在5%的水平上显著；而在深市，政策效应表现为显著的抑制股票价格波动的作用。该实证结果与前述结论一致，进一步说明了结果具有稳健性。

## 二、事件时间点不变，扩大时间窗口

为了观测减持新规出台前后的对称效应，保持事件时间点不变仍为2017年5月27日，扩大事件窗口期为2016年12月1日~2017年11月30日进行相关稳健性检验。检验结果如表9所示。

以事件时间点为中轴各取前后六个月时间组成事件窗口，以观测减持新规出台前后的对称效应。检验结果显示，减持新规的出台对沪市股票价格波动的影响仍然为正，且在5%的水平上显著；而在深市，政策效应仍然表现为显著的抑制股票价格波动的作用。且沪深两市的控制变量均在一定水平上显著。检验结论和上述结果依然一致。

表9 事件时间点不变扩大时间窗口

被解释变量 (Wave)	沪市	深市
D	0.0817621** (0.021)	-0.0116861* (0.054)
PE	-0.06212 (0.1515)	-0.0000727* (0.073)
PB	0.02842** (0.022)	-0.0220372*** (0.000)
Turnover	0.0934717*** (0.000)	0.1038285*** (0.000)
CMV	-0.006102*** (0.000)	-0.014721*** (0.000)
DEAL	-0.0186229 (0.854)	-0.018434*** (0.000)
VOL	0.0790083 (0.317)	0.070153*** (0.000)

注：括号内为P统计量，\*(10%)、\*\*(5%)、\*\*\*(1%)表示置信水平。

## 三、事件时间点和时间窗口不变，替换控制变量

为检验不同控制变量对虚拟解释变量的影响，本文将替换控制变量中成交量的取值，由日成交股数的对数换为日成交金额的对数，记作DEAL2，事件时间点及事件窗口不变。检验结果如表10所示。

相关检验结果显示，减持新规的出台对沪市股票价格波动的影响仍然为正，且在1%的水平上显著；而在深市，政策效应仍然表现为显著的抑制股票价格波动的作用。沪深两市的控制变量均在一定水平上显著。该检验进一步证实了前述实证结论的可靠性。

## 结论与政策建议

### 一、基本结论

在减持新规出台半年多以来，以新规出台为自然实验，本文选取所有A股上市公司作为研究对象，采用固定效应模型加PSM方法考察在不同事件的时间窗口下，减持新规的出台对A股股票价格波动性的影响，并检验了新政策对于不同市场的反应是否存在显著差异。本文实证检验得出基本结论：在减持新规出台后，对于整个A股市场并没有产生很好的抑制股票价格波动的效果，相反甚至出现了加剧股票价格波动的现象。而对于沪市和深市两个不同的市场来说，沪市得出的结果与整个A股市场相似，减持新规的出台加剧了股票价格的波动；而深市得到相反的结论，减持新规的出台有效抑制了A股市场股票价格的波动，且该种作用是显著的。

从理论上分析，限制大股东的减持能使大股东与中小投资者位于同一战线，当公司存在潜在问题时，大股

表10 替换控制变量取值进一步检验

被解释变量 (Wave)	沪市	深市
D	0.14914*** (0.000)	-0.36243*** (0.000)
PE	0.00115** (0.016)	0.00669* (0.143)
PB	1.75877*** (0.000)	0.10825*** (0.001)
Turnover	31.17467*** (0.000)	13.28431*** (0.000)
CMV	-5.25041*** (0.000)	-4.02649*** (0.000)
DEAL2	1.35656*** (0.000)	1.7588*** (0.000)
VOL	3.56895 (0.409)	3.855076*** (0.000)

注：括号内为P统计量，\*(10%)、\*\*(5%)、\*\*\*(1%)表示置信水平。

东不会大规模减持，避免了股价的剧烈波动，从而保护了投资者的利益。[9号文]减持新规向外界传递的更多的是价值投资的理念，这种价值投资使得投资者更容易选择到那些业绩优良和发展稳定的白马股、蓝筹股。由此可见，减持新规的出台对市场无疑是利好消息，但实证检验结果却是减持新规并未起到应有的作用。纵观文献及宏观市场环境，本文给出以下解释：(1)对于整体A股市场新规的加剧股价波动现象解释。其一，据同花顺数据统计，2016年11月28日~2017年5月25日，沪深两市大股东减持市值合计1131.96亿元、高管减持变动市值合计350亿元。减持新规发布后至11月24日，两市大股东减持市值合计为747亿元、高管减持变动合计市值为189亿元，分别下降了34%、46%。即使减持新规的出台使得减持数量及金额有所下降，但是减持新规只是减少了减持套现的传统通道，没有从根本改变现状，即没有完全压抑控股股东减持的需求。市场上逐渐出现了针对减持新规的“新套路”，例如兜底增持后大股东减持、精准减持股票至4.99%、高送转后乘机减持、假离婚减持等方式。而规避监管的新套路无疑会降低政策的作用，并在一定程度上加剧股票价格的波动性。其二，减持新规在微观层面上的确抑制了大股东的套现，对中小股东的利益有保护作用，但是在本质上新规的实施并没有使资本市场的资金效率得到提升，对于不能做到有效地进行双向流动的市场可能存在一些隐藏的风险。其三，自减持新规出台至今刚经历半年时间，检验一个政策的切实效果时间尚短，短期可能效果并不明显，但是长期来看，新规的实施有助于修复市场风险偏好，更体现了监管层引导上市公司行为长期化的政策导向。(2)对于沪市和深市新规政策不同市场反应的解释。其一，有学者研究发现，沪市和深市存在显著的市场差异性，该差异具体表现在“杠杆效应”上。张兵(2003)<sup>[22]</sup>发现沪市与深市的“杠杆效应”不同——沪市存在显著的“杠杆效应”，而深市不存在“杠杆效应”。因而对沪市而言，负向冲击所引起的波动要大于同等程度的正向冲击所引起的波动，也说明了沪市的股价波动性更大。陆蓉(2005)<sup>[23]</sup>运用EGARCH模型对中国股市政策效应的不平衡性进行研究，发现中国股市对好消息和对坏消息的反应具有不平衡性。孙卓元(2008)<sup>[24]</sup>通过研究认为，沪市存在明显的

ARCH效应，市场波动性较剧烈，整体风险偏大，也即沪市存在显著的“杠杆效应”。综上所述，沪市相较于深市有更大的波动性，对政策的正向冲击而言，在沪市凸显出的政策效应并不明显，即政策对沪市的效果表现并不明显，甚至出现与预期政策效果相反的表现；而深市不存在显著的“杠杆效应”，因而减持新规的政策效应在深市得到较好的反应。其二，沪市和深市的资本市场对外界政策信息冲击的反应具有持久性。陈晶晶(2011)<sup>[25]</sup>在研究沪深股市波动特征时发现沪市在股价波动的持久性上长于深市。即与深圳股市相比，沪市需要更长的时间去适应外部政策冲击对其波动性产生的影响。当外界出现政策“利好”消息时，沪市股价的适应性比深市股价适应性要低。所以，减持新规出台后段时间内在沪市对股价波动性上并未体现出较好的抑制作用，而且，由于减持规定中对违反减持规定的惩罚措施不够严厉，造成违规减持的增多反而加剧了沪市股价的波动性。而深市股价波动对减持新规政策的适应性更强，更快地达到了政策的预期效果。其三，沪市和深市在交易制度的安排上存在一定的差异。虽然在交易制度上，深市和沪市都大体一致，但是两市还是存在一些细微的差别。比如，在交易费用的收取上，沪市A股的过户费为成交面额的0.02%收取，起点为一元。但是深市在过户费上是免费的。在收盘价的确定上也存在差异。根据现代微观市场结构理论认为，交易制度的安排会对市场的运行产生显著影响。因此，这些制度设计的差异上可能会造成沪市和深市对政策反应存在一些差异。综合来看，沪市比深市对整体市场的影响占比更大，最终导致新规出台对所有A股股价表现为促进作用。

## 二、政策启示

1. 减持新规只是将减持周期拉长，起到一定稳定资本市场作用，但并未从根本上根除大股东减持对市场带来的负向冲击

新规仅仅将大股东减持对资本市场造成一次性冲击转变为分次对市场产生影响。王德伦(2017)<sup>[26]</sup>研究发现新规的出台使得本应在2017年12月出现的减持高峰推迟至了半年左右，即在减持新规的作用下，大股东减持高峰会推迟至2018年5~6月。这说明，减持新规的作用在短期来看有一定的作用，但是在长期来看，大股东减持仍

然会对市场造成冲击。仅仅通过抑制大股东一次性减持的数量和减持时间并没有真正消除资本市场中存在的泡沫。而且在过去的几年里,由于减持新规出台的频率比较高,虽然在一定程度上可以稳定市场,但是过于频繁地变更减持规定会使得大股东对制度的信心降低,减持套现、清仓式减持的动机会加大,促使大股东更加珍视减持机会,在机会到来之时,减持意愿更强烈。这在另一方面加大了股市的不稳定性。我们应该更加注重的是完善我国资本市场基础制度的构建,在股权分置改革实施后,应建立相应的制度措施解决改革后产生的遗留问题。股权分置改革为非流通股权益实施提供了充分的保障,但从另一方面却加大了其在二级市场套现动机,不利于企业与证券市场的发展。基于对资本市场稳定发展的考虑,大股东减持所得收益可以按一定的规章提取一部分建立资本市场发展基金。成立相关机构运作基金来维护市场的稳定发展。该部分截留资金可以对所有投资者进行投资红利补偿等。这些基础制度的构建可以在根本上缓解大股东减持对市场造成的负冲击,使资本市场

更加稳定健康发展。

## 2. 根据研究发现,大股东属于企业内部人,其减持会对中小投资者权益造成侵害

大股东减持套现后获得大量资金,这部分资金其本质是来源于中小股东。中小股东通过投资于资本市场,希望为企业的发展助力。但是据统计,大股东套现后往往投资于古董字画等名贵品和房地产等,造成社会资金脱虚向实,不利于整个社会资本的有效配置。我们应该建立完善的投资者保护机制,注重资本市场融资功能的同时,不能忽视资本市场的投资功能。只有使广大投资者,尤其是中小股东的利益都得到保障,才能有更多的投资者愿意投资于资本市场。如果没有投资者对资本市场的投资支持,资本市场的融资作用也无从谈起。完善投资者保护机制,是资本市场稳定健康发展的一大基石。保护中小投资者,需要从公司治理内部完善和加强立法和执法力度外部完善两个渠道进行。在企业治理上,加强企业内部监督,例如增加监事会人员或者独立董事数量,重新选举董事等。在外部执法上需要严格落

(上接第12页)

## 注释

1. 根据哈罗德-多马经济增长模型,资本形成效率的计算方法为,用各地区相应年份的实际GDP除以经投资价格指数调整后的固定资产投资,即资本边际产出率=实际GDP/实际固定资产投资,其中实际固定资产投资=固定资产投资/固定资产投资价格指数。由于数据可获得性原因,本部分以美国的资本形成效率代替纽约湾区、旧金山湾区,该数值存在一定程度的低估,但其与粤港澳大湾区的对比分析结果仍有借鉴意义。

2. 宏观杠杆率定义为政府、居民、非金融企业的债务余额与名义GDP之比。

3. 表中的数据除特别标明年份外均为2018年最新数据。证券金融机构总部中,纽约和旧金山指从事证券业务的机构,即Broker-Dealer业务的机构;广东和东京为券商本部的数量;香港为获证监会牌照从事资产管理和基金顾问业务的法团注册机构。证券金融机

构(含分支机构)中,纽约和旧金山是包括所有的从事证券业务机构以及投资咨询业务的主分支机构,因此数量较多;广东与东京为从事证券业务的机构,香港为证监会牌照从事资产管理和基金顾问业务的机构。会计师事务所中,纽约、旧金山为在当地注册的会计师事务所数量;东京为当地的会计师事务所;香港是执业的会计师事务所法团,不包括其他非执业的会计师事务所。

4. 表中的数据除特别标明年份外均为2018年最新数据,纽约的数据除PE/VC的投资金额与投资数量使用的是纽约城市的数据,其他均使用的是纽约州的数据。本表格的占比是本地的数据/本国的总数获得,其中粤港地区通过将粤港的数量加总除以国内总数及香港数量之和。

5. 直接融资渠道是一种以股票、债券等金融工具为载体的直接将储蓄转化为投资的融资机制。间接融资渠道是一种通过银行等金融机构将储蓄转化为投资的融资机制。

## 参考文献:

- [1] L. Burke, J. M. Logsdon, W. Mitchell, M. Reiner, and D. Vogel. Corporate Community Involvement in the San Francisco Bay Area[J]. California Management Review, 1986, 28(3): 122 - 141.
- [2] E. Currid. New York as a Global Creative Hub: A Competitive Analysis of Four Theories on World Cities[J]. Economic Development Quarterly, 2006, 20(4): 330 - 350.
- [3] 陈建勋. 从纳克斯的“贫困恶性循环论”所想到的[J]. 上海经济研究, 1988, (02): 56-59.
- [4] 张志元, 张梁. 区域经济差异的资本形成机制研究[M]. 北京:

中国人民大学出版社, 2013.

[5] 曹晴, 陈娟. 日本证券交易所的内部分层特点和演变历程[R]. 广东: 深圳证券交易所综合研究所, 2014.

[6] 宋湘燕, 李文政. 纽约国际金融中心的资源配置[J]. 中国金融, 2015, (18): 22-23.

[7] 国世平. 粤港澳大湾区规划和全球定位[M]. 广东: 广东人民出版社, 2018.

[8] 雍和明. 金融新业态与粤港澳大湾区发展[M]. 辽宁: 东北财经大学出版社, 2018.

实到位,如果新规出台没有严格执行,会导致投资者找到新的法律漏洞,无法达到新规制定的目标。

**3.为了降低沪市自身存在的波动杠杆效应,降低沪市系统性风险,需要鼓励机构投资者发展,引导投资者投资走向理性化**

改善上市企业的信息披露,使资本市场的信息传递更加及时与可靠,在宏观层面为上市公司提供有力的发展环境。在不断创新金融工具的同时,注重降低金融工具使用过程中存在的风险。优化金融工具实施程序,有利于改善沪市的股价波动,更有利于减持新规发挥出其维护市场健康、稳定发展的作用。提高从业人员的综合素质,加强对工作人员专业知识培训,提高从业道德素质。更好的为市场发展提供服务也是维护资本市场健康发展的基础。

### 三、研究不足与展望

本文从[9号文]出台这一自然实验切入,运用固定效应模型加工具变量法识别减持新规对股票价格波动性影

响的因果关系。这些来自我国经济事件的新鲜经验证据有助于我们梳理法律变化对金融市场的作用,是对近期关于[9号文]研究文献的有益补充。但是,本文的研究还存在以下不足:首先,由于新规出台时间较短,只能研究减持新规对股价波动造成的短期效应,无法从更长时间观察减持新规造成的滞后影响。并且由于新规出台的频率较高,目前的市场反应有可能存在受上次减持政策的长期影响。这一点无法单从数据分析上得到很好地区分。其次,由于数据获取的局限性,大股东减持新规的出台是否会使得大股东产生新的市场操纵行为和更为隐蔽的内幕交易我们暂时还无从得知,后续的大股东行为动态还需要我们做持续的跟踪研究。同时我们也应该注意到,此次减持新规的出台并未完全达到理想的效果,除了一些客观上的因素,我们更应深究是不是政策的频繁出台变动对投资者信心产生了影响等一系列主观因素,这也将是后续需要深入研究的内容。 ■

[基金项目:中南财经政法大学研究生创新课题项目“多元化战略变革是促进还是抑制了企业绩效”(编号:201710511)]

### 参考文献:

- [1] Johnson S.,La Porta, R. Lopez-de-silanes,F. and Shleifer, A. Tunneling[J]. American Economic Review, 2000, 90(2): 22-27.
- [2] Shleifer, A; La Porta, R. Lopez-de-silanes and La Porta, R. Law and Finance[J]. Journal of Fiance, 1999, 54(2): 471-517.
- [3] Dyck A. Zingales L. Private Benefits of Control: An International Comparison[J]. Journal of Finance, 2004, 59(2): 537-600.
- [4] S.Friedrich,A.Gregory &J.Matatko,et al,Short-run Returns around the Trades of Corporate Insiders on the London Stock Exchange[J]. European Financial Management, 2002, 8(1): 7-30.
- [5] Ofek, Richardson. Poland on the Dole: The Effect of Reducing the Unemployment Benefit Entitlement Period[J]. Journal of Population Economics, 2002, 59: 35-44.
- [6] Berger. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme[J]. The Review of Economic Studies, 1997, 70: 605-654.
- [7] 夏清华,李文斌.“大小非解禁”对我国A股上市企业股价的影响[J]. 技术经济, 2009, (05): 64-70.
- [8] 陈耿,陈秋.全流通时代大股东股份减持的问题与对策[J]. 商业研究, 2009, (10): 112-114.
- [9] 朱茶芬,李志文,陈超.信息优势、波动风险与大股东的选择性减持行为[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2010, (03): 164-173.
- [10] 林振兴,屈文洲.大股东减持定价与择机——基于沪深股市大宗交易的实证研究[J]. 证券市场导报, 2010, (10): 71-77.
- [11] 吴育辉,吴世农.股票减持过程中的大股东掏空行为研究[J]. 中国工业经济, 2010, (05): 121-130.
- [12] 刘亚莉,王微.大股东减持的市场反应与影响因素——基于市场氛围的研究[J]. 北京科技大学学报(社会科学版), 2010, (06): 40-46.
- [13] 王化成,曹丰,叶康涛.监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2015, (02): 45-57+187.
- [14] 王国松,张飞.创业板中大股东减持对股价影响的实证研究[J]. 价格理论与实践, 2016, (09): 124-127.
- [15] 曹明,陈收.股权分置改革中的市场价格稳定性问题研究[J]. 经济与管理研究, 2006, (01): 47-51.
- [16] 石华军,楚尔鸣.政策效果评估的双重差分方法[J]. 统计与决策, 2017, (17): 80-83.
- [17] 许伟,陈斌开.税收激励与企业投资——基于2004~2009年增值税转型的自然实验[J]. 管理世界, 2016, (05): 9-17.
- [18] 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.
- [19] 余静文,王春超.新“拟随机实验”方法的兴起——断点回归及其在经济学中的应用[J]. 经济学动态, 2011, (02): 125-131.
- [20] 王朝阳,王振霞.涨停、融资融券与股价波动率——基于AH股的比较研究[J]. 经济研究, 2017, (04): 151-165.
- [21] 陈胜蓝,卢锐.新股发行、盈余管理与高管薪酬激励[J]. 管理评论, 2011, (07): 155-162.
- [22] 张兵,李晓明.中国股票市场的渐进有效性研究[J]. 经济研究, 2003, (01): 54-61+87-94.
- [23] 陆蓉,徐龙炳.中国股票市场对政策信息的不平衡性反应研究[J]. 经济学(季刊), 2004, (01): 319-330.
- [24] 孙卓元.基于GARCH族中国股市波动性研究[J]. 社会科学论坛(学术研究卷), 2008, (01): 64-68.
- [25] 陈晶晶.沪深股市的波动性特征和非对称性研究[D]. 东北财经大学, 2011.
- [26] 王德伦.从美股市值结构变迁看A股市场的未来趋势[N]. 上海证券报, 2017-03-01.P2.