

# 科创板制度改革的效果<sup>1</sup>

## ——基于股票定价效率、流动性和上市公司质量的研究

张晓燕<sup>2</sup> 张子健<sup>3</sup>

**摘要** 本文研究了科创板在发行承销、市场化交易制度的改革措施对股票定价效率、交易流动性以及上市公司质量的影响。本文首先根据行业、总资产、公司年龄将科创板和主板公司逐一匹配,并通过变量控制来减小选择性偏差对估计的影响。结果表明,相比对照组,科创板股票在IPO阶段和正常交易阶段的定价效率更高,交易的价格冲击更小,交易价差平均低2.9个基本点。在公司财务质量上,科创板公司上市后在研发投入、盈利等方面的增长有所提高,但是效果并不明显。

**关键词** 科创板;定价效率;流动性

DOI:10.16513/j.cnki.cje.2022.03.002

## 0 引言

2018年11月5日,习近平总书记在出席中国国际进口博览会的开幕式上,提出了设立科创板并试点注册制的构想。经过八个多月筹备,2019年7月22日,首批25家企业在科创板上市交易。科创板旨在帮助科技创新企业上市融资,其服务对象是符合国家发展战略、掌握关键技术的高新技术公司。图1显示截止到2020年10月26日,已有188家公司在科创板上市,累计筹集资金2750亿元,公司总市值超过2.8万亿人民币。除此以外,科创板还承载着我国资本市场制度改革的重要任务,其在发行承销、信息披露、市场化交易、并购重组和退市制度五个方面都采取了创新性的制度安排。在科创板设立一年多以来,深刻理解当前科创板制度试行的效果对于进一步深化资本市场制度改革具有重要意义。

<sup>1</sup> 本文的研究受到国家自然科学基金重大项目“中国资本市场的行为特征研究”(项目号:71790605)的资助。本文特别感谢清华大学五道口金融学院学术研讨会的老师对文章的建议和帮助。

<sup>2</sup> 张晓燕(通讯作者),清华大学五道口金融学院教授,E-mail:zhangxiaoyan@pbesf.tsinghua.edu.cn。

<sup>3</sup> 张子健,清华大学五道口金融学院博士研究生,E-mail:zhangzj.17@pbesf.tsinghua.edu.cn。

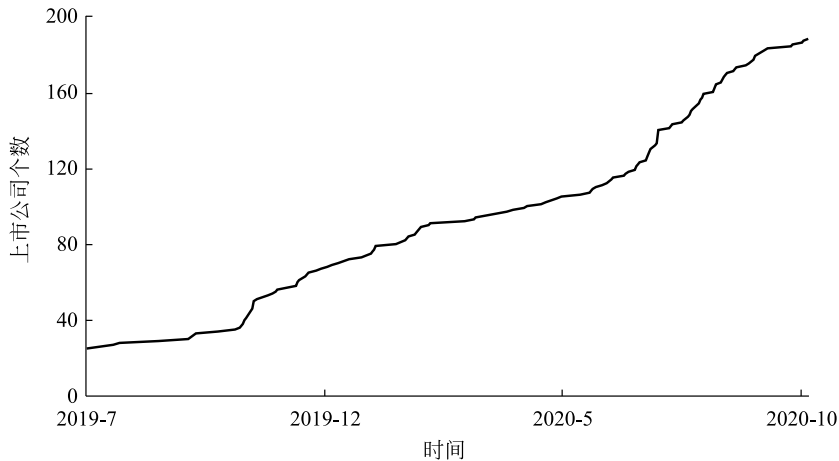


图1 科创板累计上市公司数量

国内文献对当前主板的制度安排有较多的讨论。在新股发行限价制度上,刘志远等(2011)研究了2009年证监会暂时取消发行价格的管制对IPO定价的影响,结果表明取消发行价格管制会增加询价对象的竞争程度,进而提高新股发行价格的定价效率。张劲帆等(2020)发现当前股票一级市场的发行价格的管制制度会导致股票价格在IPO后超涨,进而引发二级市场的价格扭曲。魏志华等(2019)研究了IPO上市首日限价政策与新股炒作的关系,其结果表明IPO首日限价政策反而加剧了投资者对新股上市初期的炒作,降低了股票市场的定价效率。宋顺林和唐斯圆(2019)也发现了IPO首日限价导致了IPO溢价更高,并且新股价值不确定性对IPO溢价有正向的影响(宋顺林和唐斯圆,2017)。在A股涨跌停制度上,王朝阳和王振霞(2017)基于AH股样本发现涨跌停制度会提高A股市场个股价格的波动率,并且发现大型交易者是导致波动率高的重要原因。Chen et al. (2019)通过深圳证券交易所的账户数据,研究了涨跌停制度下投资者的交易行为,发现大型投资者更倾向于在股票涨停当日买入,次日卖出。这种交易行为和未来股票价格反转有较大的相关性。

科创板在发行承销和市场化交易制度方面都实行了一系列创新性的举措,但目前还没有文献对当前科创板制度改革成果进行系统性的研究。本文将科创板上市的公司作为实验组,将2014年后在上海证券交易所主板上市的公司作为对照组,研究了科创板在发行承销、交易制度两个重要方面的改革措施对股票定价效率、交易流动性以及上市公司质量的影响。由于公司选择在科创板或主板上市的决策受所处行业、财务状况等多种因素的影响,这带来的选择性偏差会直接影响实证的结果。为了解决这一问题,本文使用样本匹配的方法(Boehmer et al., 2013),根据行业、公司IPO前一年的总资产和公司年龄将科

科创板的上市公司与主板的上市公司一一配对,并通过控制影响公司上市决策的净利润、营业收入、经营活动的净现金流和未分配利润等财务指标,进一步减小选择性偏差对回归系数估计的影响。回归结果表明,在新的制度安排下,科创板股票在IPO阶段和正常交易阶段的定价效率更高、交易的价格冲击更小、交易价差更低。除此以外,本文还发现在公司在科创板上市后,研发支出、净利润等指标的增长率有一定的提高,但是效果并不明显。

本文的贡献主要有两点。第一,设立科创板并试行注册制是近两年我国资本市场发生的重要变革之一,并有逐渐在全国范围内推广的趋势,但是目前还没有文献对当前科创板改革取得的效果进行深入探讨。本文以科创板在发行承销和市场化交易制度两个主要方面的改革措施为研究对象,分析了新的制度安排对股票定价效率、交易流动性和上市公司质量的影响。结果表明科创板改革在一定程度上确实提高了股票的定价效率和流动性。第二,本文注意到公司在科创板还是主板的上市决策受到多种因素的影响,这导致两个市场的上市公司存在明显的差异。类似的选择性偏差会直接影响研究的估计结果。本文采取了多种方法来尽可能减小估计结果的偏差。一方面,本文根据行业、公司上市前一年的总资产和公司年龄将科创板与主板的公司进行一一配对;另一方面本文控制了影响公司上市决策的主要财务指标,以保证没有遗漏重要变量对回归估计的干扰。除了上市政策规定的财务指标影响公司决策外,一些科创板公司或主板公司可能同时满足在科创板和主板的上市条件,那么其在做上市选择时,很有可能受到其他非财务信息的影响。在稳健性检验中,本文剔除了这些同时满足两个市场上市标准的公司来进一步减少选择性偏差,得出的结论仍与前文一致。以上这些方法使本文研究的结论更加准确。

科创板成立的主要目的之一是更好地为高新技术企业提供融资服务,这也是美国纳斯达克市场成立伊始的目标之一。图2显示,经过40多年的发展,当

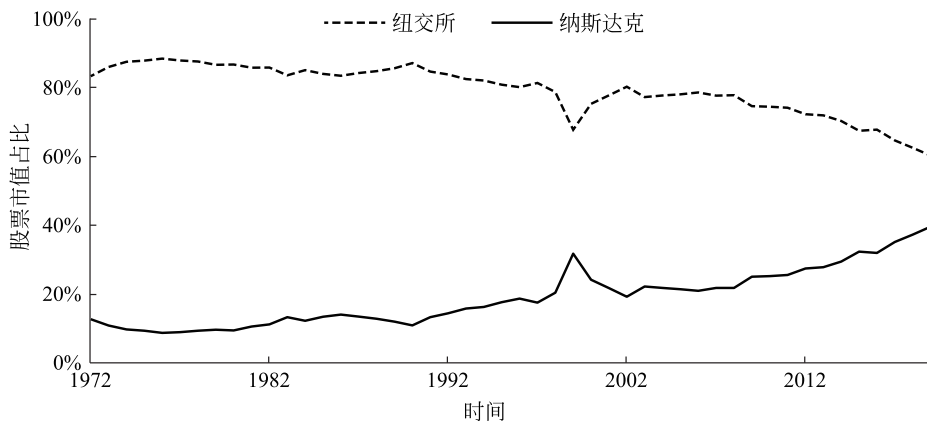


图2 纳斯达克股票市值占美国交易所股票总市值的比例(1972—2019)

前在纳斯达克交易的股票总市值超过12万亿美元,占美国三大交易所股票总市值的40%,纳斯达克已经成为仅次于纽约证券交易所的全美第二大股票交易所。本文也期望科创板未来能成为中国市场重要的股票交易市场之一。

本文后续部分的结构安排如下:第1部分介绍科创板的改革措施;第2部分介绍实证设计方法和数据;第3部分为研究结果;第4部分探讨了可能的影响机制;第5部分为稳健性检验;最后是文章的结论部分。

## 1 科创板改革措施

科创板设立的目的之一是服务于科技创新企业上市融资,提高上市公司质量,其次科创板是我国资本市场制度改革的“试验田”,它在市场化发行承销、信息披露、市场化交易机制、并购重组和退市制度五个方面都进行了一系列的改革。由于科创板设立以来通过发行新股进行资产重组的企业并不多,且目前没有退市企业,因此本文将研究重点放在科创板在发行承销和市场化交易机制的改革效果上。

### 1.1 发行承销

表1对比了科创板和主板在发行承销规则上的主要变动。首先科创板要求发行人处于新一代信息技术、高端装备、新材料等符合科创板定位的高新技术行业,并要求发行人符合上海证券交易所规定的科创属性。在发行条件上,科创板试行更加多元化的上市规则,并且允许尚未盈利或存在累计未弥补亏损的企业上市融资。科创板采取完全市场化的发行定价制度,对发行价格并没有设置任何的限制。在上市企业审批注册上,科创板实行以“信息披露”为核心的注册制。不同于核准制下证监会全权负责公司的上市申请,注册制下上海证券交易所负责对上市公司的发行上市条件、信息披露要求进行审核。上交所将审核通过的申请交由证监会注册。交易所并不对发行人的发行规模、发行条件、营业能力等方面进行价值判断,并不保证投资者的投资的收益性。因此在注册制下,交易所对上市公司的信息披露要求更加全面和严格,比如要求信息披露除了保证完整、真实、准确外,语言要便于投资者阅读理解,此外在披露文件和内容上,科创板的要求也更加细致。

### 1.2 交易制度

表2总结了科创板和主板在交易制度上的主要区别。首先科创板对个人投资者的投资经验和账户资产有一定的要求,个人投资者在一定时期内的账户

表1 科创板与主板在发行承销制度上的对比

	科创板	主板
行业要求	1. 申报公司应处于符合科创板定位的高新技术行业; 2. 科创属性要求。	无特殊规定
发行条件	1. 允许尚未盈利或存在累计为弥补亏损的企业上市; 2. 上市条件更加多元化,包括对预计市值、净利润、营业收入、研发投入占比、经营现金流等多种要求。	1. 对公司净利润、营业收入、现金流有严格要求; 2. 不允许未盈利和未弥补亏损的企业上市。
发行定价	没有对发行价格上限的限制	发行价格一般不超过23倍市盈率上限
审批注册	1. 科创板上市申请实行注册制; 2. 上海证券交易所就发行人的发行条件、上市条件和信息披露要求进行审核;证监会负责公司的上市注册。	1. 主板上市申请实行核准制; 2. 证监会对发行人的营业性质、盈利能力、发行数量和发行价格等方面进行实质性审核和价值判断。
信息披露	1. 信息披露内容应便于投资者阅读、理解; 2. 对募集资金用途等有明确披露要求; 3. 额外披露审计报告、法律意见等文件。	1. 信息披露完整、真实、准确; 2. 对于募集资金使用、锁定期股份安排等信息披露无明确要求; 3. 预先披露招股说明书。

表2 科创板与主板在交易制度上的对比

	科创板	主板
个人投资者	1. 前20个交易日账户平均资产不低于50万元; 2. 参与证券交易在24个月以上。	无特别门槛要求
交易规则	1. 股票上市后前五个交易日不设涨跌幅限制; 2. 正常交易时的涨跌幅为20%等。	1. IPO上市首日涨幅不得超过发行价格的144%,跌幅不得超过发行价格的64%; 2. 正常交易涨跌幅为10%; 3. 单笔申报数量为100股及其整数倍。
交易申报	连续交易的限价申报: 1. 买入申报价格不得高于买入基准价格的102%; 2. 卖出申报价格不得低于卖出基准价格的98%。	无明确价格申报范围限制
融资融券	科创板股票上市后即纳入融资融券标的	1. 上市前三个月不允许进行融资融券交易; 2. 交易所根据固定时间内的交易量和流通市值来选择融资融券标的。

平均资产不得低于50万,且要至少2年的证券投资经验。在交易规则上,首先科创板取消了上市后五个交易日的涨跌幅限制,其次科创板将正常交易时的日内涨跌幅由10%提升到了20%。在限价申报价格上,科创板也对申报价格设立

了一定的约束规则,对于买入申报价格不得高于当前买入基准价格的102%,卖出申报价格不得低于当前卖出基准价格的98%。这个规则被形象地称为“价格骡子”,其主要目的是为了保证日内交易价格的连续性,防止交易价格被恶意订单操纵。最后科创板股票自上市后就可以进行融资融券交易,而在主板上市公司在上市后的三个月内不能作为融资融券交易的标的,之后主板股票是否被纳入融资融券标的的范围由交易所根据一定的规则进行确定。这些改革措施在一定程度上使科创板股票定价交易更加市场化,对改善股票的定价效率和流动性可能会有一定的影响,接下来本文将对这些问题进行检验。

## 2 研究设计与数据变量

本文研究的问题是相对于主板,科创板在发行承销、交易制度上的改革措施对股票的定价效率、交易流动性和上市公司质量会产生什么样的影响。为了表述方便,我们定义哑变量 $STAR_i$ 来表示公司*i*上市的股票板块: $STAR_i$ 等于1表示公司在科创板上市;等于0表示在主板上市。类似地,我们使用变量 $Y_{i1}$ 与 $Y_{i0}$ 分别表示公司在科创板和主板上市后股票的定价效率等因变量的表现情况。我们关心的是 $Y_{i1}$ 与 $Y_{i0}$ 是否有显著差别,这可以使用对照组的平均处理效应(Average Treated Effect on the Treated, ATT)来衡量,如公式(1)所示:

$$ATT = E(Y_{i1} | STAR_i = 1) - E(Y_{i0} | STAR_i = 1) \quad (1)$$

但在样本估计中,我们只可以观测到科创板上市公司的 $Y_{i1}$ ,得不到同一家公司如果其在主板上市的表现 $Y_{i0}$ 。因此实际估计值 $E(Y_{i1} | STAR_i = 1) - E(Y_{i0} | STAR_i = 0)$ 会与ATT存在一定的“选择性偏差”,如公式(2)所示:

$$E(Y_{i1} | STAR_i = 1) - E(Y_{i0} | STAR_i = 0) = ATT + SelectionBias \quad (2)$$

如果公司选择在科创板还是主板上市的决策与 $Y_{i0}$ 的相关性为0,那么选择性偏差为0,实际样本估计就与ATT相等。但也存在另一种可能,例如公司管理层认为主板现有制度会影响股票的定价效率,为了获得高估值或者合理定价,公司最终选择在科创板进行上市。这种假设一旦成立,即公司的上市决策和 $Y_{i0}$ 是高度相关的,那么选择性偏差会影响我们的样本估计结果。

为了解决上述问题, Angrist(1998)提出假设给定控制变量 $X_i$ ,公司上市决策变量 $STAR_i$ 与变量 $Y_{i1}$ 与 $Y_{i0}$ 是条件独立的,那么通过估计回归方程(3)得到的变量 $STAR_i$ 的系数 $b_1$ 是无偏的,不受选择性偏差的影响。基于此,本文首先选择影响公司上市决策的变量,对科创板和主板上市公司进行初步样本匹配,进一步地,本文根据科创板和主板的上市要求,控制影响企业上市决策的财务指标,来尽可能满足以上条件独立的假设,以减小选择性偏差对最终回归结果的影响。

$$Y_i = b_0 + b_1 \text{STAR}_i + b_2' X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

## 2.1 样本匹配

本文选择2019年7月22日至2020年10月26日内在科创板上市的188家公司作为实验组样本,将2014年1月1日至2020年10月26日在上海证券交易所主板上市的602个非金融行业的公司[《上市公司行业指引(2012修订版)》行业分类中门类代码为J的公司]作为对照组样本进行匹配。

首先我们选择上市公司所处的行业作为第一个匹配变量。与主板相比,科创板对公司行业有明确的要求。由此可见行业是影响公司在科创板还是主板上市的重要变量。

表3展示了科创板与主板上市公司数量在行业分布上的差异。科创板上市公司数量最多的前五个行业依次为专用设备制造业、计算机、通信和其他电子设备制造业、软件和信息技术服务业、医药制造业和化学原料和化学制品制造业。在这五个行业中,科创板的上市公司共有142家,占科创板所有上市公司数量的76%;主板的上市公司数有182家,只占对照组样本数量的30%,由此可见行业是影响公司在科创板还是主板上市的重要变量。

表3 科创板与主板上市公司行业分布

证监会行业分类 2012	主板	科创板
专用设备制造业	39	40
计算机、通信和其他电子设备制造业	48	36
软件和信息技术服务业	15	32
医药制造业	30	24
化学原料和化学制品制造业	50	10
其他	420	46
总计	602	188
前5科技行业/公司数	30%	76%

其次发行人的财务状况也是影响其在科创板还是主板上市的重要因素。但相对于主板,科创板采用了多元化的上市标准,放松了对上市企业盈利能力的要求,这导致科创板和主板上市企业在经营、盈利等财务指标上存在较大的差异,根据这些财务指标进行匹配可能仍旧无法消除实验组与对照组样本的在财务状况上的不同。为了达到样本匹配的目的,本文选取公司总资产和公司年龄作为企业经营、盈利能力的代理变量。一般来说公司存续时间长,总资产规模高,这些企业的经营与盈利能力也会相对较好。因此本文希望能通过匹配总资产和公司年龄来相对减小一部分科创板与主板公司在财务状况上的差别。

具体匹配规则叙述如下:对每个在科创板上市的公司*i*,本文选择处在同一行业*k*、IPO前一年的公司总资产(TA)和公司年龄(Age)与科创板公司相近的且在上海证券交易所主板上市的公司*j*作为匹配样本。本文使用公式(4)来衡量科创板和主板公司在财务指标上的相似程度:

$$\text{dist}_{j,i}^k = \frac{|x_{j,k}^{\text{TA}} - x_{i,k}^{\text{TA}}|}{\sigma_k^{\text{TA}}} + \frac{|x_{j,k}^{\text{Age}} - x_{i,k}^{\text{Age}}|}{\sigma_k^{\text{Age}}} \quad (4)$$

其中 $\sigma_k^{\text{TA}}$ 和 $\sigma_k^{\text{Age}}$ 依次表示在行业*k*的所有主板公司IPO前一年公司总资产和公司年龄的标准差。总资产和公司年龄是常用的两个公司特征:总资产大、存续时间长间接表明企业有一定的持续经营和盈利能力,因此这两个指标可以反映公司在上市前的质量水平。本文选择按照公式(4)计算的距离最小的主板上市公司作为科创板公司*i*的匹配样本,并允许同一个主板的上市公司同多个科创板的上市公司进行匹配。最终结果如表4所示。

表4 样本匹配结果

	匹配前			匹配后		
	公司数	总资产/亿元	公司年龄/年	公司数	总资产/亿元	公司年龄/年
科创板	188	25.23 [104.84]	13.47 [4.87]	187	25.32 [105.11]	13.45 [4.88]
主板	602	44.63 [168.00]	14.76 [6.18]	187	20.41 [109.11]	13.59 [4.90]
科创板-主板		-19.41	-1.29		4.90	0.14
<i>p</i> ( <i>t</i> val)		0.06	0.00		0.44	0.28
<i>p</i> (wilcoxon)		0.00	0.02		0.55	0.73

注:方括号内为标准差。*p*(*t*val)为样本*t*检验的*p*值;*p*(wilcoxon)为秩和检验的*p*值。

在匹配前,科创板上市公司IPO前一年的平均总资产为25.23亿元,主板的上市公司平均总资产为44.63亿元;科创板上市公司的平均年龄为13.47年,主板上市公司的平均年龄为14.76年。样本*t*检验与秩和检验的结果表明,两个市场的公司在资产和公司年龄上都有显著的差异。由于在样本期间内,主板没有废弃资源综合利用业的上市公司,因此共有187家科创板公司匹配成功。匹配后的主板上市公司平均总资产为20.41亿元,平均年龄为13.59年,同科创板公司的差异并不显著,这说明本文的匹配方法有一定的效果。

匹配后,本文的实验组样本包含187家在科创板上市的公司,对照组样本包含配对的187家在主板上市的公司。最后,本文通过估计方程(3)中变量 $\text{STAR}_i$ 的系数来研究科创板的制度改革效果。为了保证回归中条件独立假设成立,本文额外加入了IPO前一年的扣除非经常性损益的公司净利润(NetProfit)、公司营业收入(Revenue)、经营活动产生的净现金流(CashFlow)以



及未分配利润(UndistributedProfit)四个财务指标。根据证监会和上交所发布的政策规定,这四个指标是用来判断企业在科创板还是主板上市的主要财务依据。在给定以上控制变量后,本文假设其他财务变量对公司的上市决策没有显著性的影响,以此保证回归系数无偏。

## 2.2 研究假设

本文假设证监会以及交易所的政策目标同国家利益保持完全一致,在科创板的政策具体实施过程中不存在因为“委托-代理”问题导致的政策实施与目标发生偏离。基于此,根据科创板的设立目标和改革措施,本文提出了如下四个假设。

### 2.2.1 假设一: 科创板制度改革提高了股票在 IPO 阶段的定价效率

本文定义 IPO 阶段为股票上市后的 20 个交易日。在发行承销制度上,科创板取消了对发行价格的限制,并且在股票上市交易后的五个交易日内取消了日内涨跌幅的限制。本文假设以上改革措施可以使股票价格充分反映市场信息与投资者的预期,提高 IPO 阶段的定价效率。本文使用公式(5)所示的横截面回归来进行验证:

$$\text{IPOEff}_i = b_0 \text{STAR}_i + b_1' \text{Controls}_i + \gamma_k + \varepsilon_i \quad (5)$$

因变量 IPOEff<sub>*i*</sub> 代表股票 *i* 在 IPO 阶段的定价效率。本文构建了三个衡量指标: 第一个指标 Cor<sub>*i*</sub><sup>IPO</sup> 为股票 *i* 在 IPO 阶段日收益率  $r_{i,t}$  与  $r_{i,t+1}$  相关系数的绝对值。如果上市后价格对信息反映足够快,那么当日的信息就完全反映在当日的收益率之中,相邻交易日间收益率的相关系数(绝对值)就会比较小;反之如果定价效率很差,那么收益率的相关系数(绝对值)就比较大。第二个指标 Stopnum<sub>*i*</sub> 表示股票在上市后连续涨停的天数。对科创板股票,该变量没办法直接衡量。本文参考魏志华等(2019)的做法,通过公式(6)来计算假如科创板股票在主板上市后的连续涨停天数:

$$(1 + 44\%) (1 + 10\%)^{\text{Stopnum}_{i,\text{STAR}}^{-1}} = R_{i,\text{STAR}}^{\text{IPO}} \quad (6)$$

$R_{i,\text{STAR}}^{\text{IPO}}$  为科创板股票 IPO 当天的收益率。如果 IPO 阶段定价效率高,那么股票连续涨停的次数就会较少,反之则说明 IPO 阶段定价效率较差。第三个指标 Volatility<sub>*i*</sub> 指股票在上市后 20 个交易日内收益率的波动率,如果波动率较高说明投资者交易较活跃。投资者在一定程度上可以通过交易将公开信息与私有信息反映到价格当中,提高股票价格的信息含量。文献研究也表明公开信息(Jones et al., 1994; Boudoukh et al., 2019)和私有信息(French and Roll, 1986; Barclay et al., 1990)会增加股票价格的波动。由于股票 IPO 是非常重要的公司事件,公司需要披露财务数据以及发行信息。基于这些信息,二级市场的投

投资者对新股上市后股票价格进行交易,影响价格的波动。因此 Volatility 在一定程度上衡量了 IPO 阶段信息的传递效率。主要的自变量为哑变量 STAR<sub>*i*</sub>, 其等于 1 表明公司在科创板注册上市, 否则为 0。控制变量包括 IPO 前一年对数化的公司总资产(LnTA)、杠杆率(Lev)、公司年龄(Age)以及影响公司上市决策的四个财务变量。

## 2.2.2 假设二: 科创板交易制度改革提高了股票在正常交易时的定价效率

本文定义正常交易阶段为股票上市 20 个交易日后的交易阶段。徐浩峰和侯宇(2012)以深圳证券交易所数据为样本发现个人投资者存在过度自信的行为偏差, 导致错误的定价信息。陈康和刘琦(2018)发现融资融券可以促进股票价格对信息的反应。科创板一方面限制了小型个人投资者(开户前 20 个交易日账户资产低于 50 万)投资科创板股票, 另一方面允许科创板股票在上市后进行融资融券交易。这些措施都有可能提高科创板股票的在正常交易时的定价效率。本文使用面板回归的方法来检验科创板交易的股票定价效率是否有所提高, 回归方程如公式(7)所示:

$$\text{Efficiency}_{i,t} = b_0 + b_1 \text{STAR}_i + b_2' \text{Controls}_{i,t-1} + \gamma_k + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

因变量 Efficiency 表示股票的定价效率, 本文构建了两类不同的定价效率指标。第一类指标是 Hou and Moskowitz (2005) 使用的“滞后”指标, 具体来说对于股票 *i*, 本文首先将其日收益率  $r_{i,t}$  回归到同期市场收益率  $R_{m,t}$  和滞后 4 期市场收益率上, 并计算回归的拟合优度, 如回归方程(8)所示:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \sum_{n=1}^4 \delta_i^n R_{m,t-n} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

接着本文将日收益率  $r_{i,t}$  只回归到同期市场收益率  $R_{m,t}$  并计算拟合优度, Delay1 表示根据两次回归的拟合优度计算的“滞后”指标, 如公式(9)所示:

$$\text{Delay1} = 1 - \frac{R_{\delta^n=0, \forall \delta \in [1,4]}^2}{R^2} \quad (9)$$

除此以外, 可以根据回归系数计算第二个指标 Delay2, 如公式(10)所示:

$$\text{Delay2} = \frac{\sum_{n=1}^4 |\delta^n|}{|\beta| + \sum_{n=1}^4 |\delta^n|} \quad (10)$$

如果当期收益率只反映当期市场收益率的信息, 那么两个滞后指标应该等于 0, 否则滞后指标值越大, 则代表定价效率越低。

第二类指标是方差比例(Griffin et al., 2010)。其计算方法如公式(11)所示:

$$VR(k, m) = \left| \frac{\text{Var}(r_{i,t+1:t+m})/m}{\text{Var}(r_{i,t+1:t+k})/k} - 1 \right| \quad (11)$$

其中  $r_{i,t+1:t+m}$  表示从  $t+1$  到  $t+m$  期的累计收益率。如果股票价格充分反映了当期信息,那么不同期之间股票收益率的相关性为 0,方差比例应该为 0,相反方差比例越大,则表明股票的定价效率越低。本文计算了 VR(1,2) 与 VR(1,5) 两个方差比例指标来衡量短期和长期股票收益率之间的相关性。对于以上四个定价效率指标,本文使用滚动的窗口期  $[t, t+19]$  进行估计,并要求每只股票在窗口期内至少有 15 个有效数据。

自变量  $STAR_i$ , 其等于 1 表明公司在科创板注册上市,否则为 0。滚动窗口期的计算方法会导致因变量自相关性很高,因此本文控制了滞后一期的定价效率指标。其他控制变量包含滞后一期的对数化的股票市值(LnSize)、滞后一期的每股收益/股价(EP)、IPO 前一年的杠杆率(Lev)、公司年龄(Age)以及影响公司上市决策的四个财务变量。回归中加入了行业和时间的固定效应,标准误在公司-时间层面做双重聚类。

### 2.2.3 假设三: 科创板交易制度改革提高了股票正常交易时的流动性

本文使用面板回归的方法来检验科创板交易的股票流动性是否好于主板交易的股票,回归方程如公式(12)所示:

$$\text{Liquidity}_{i,t} = b_0 + b_1 STAR_i + b'_2 \text{Controls}_{i,t-1} + \gamma_k + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

本文使用三种不同的流动性指标。第一个流动性指标是股票的日换手率  $\text{Turnover}_{i,t}$ ; 第二个流动性指标是 Amihud 流动性(Amihud, 2002), 其计算方式如公式(13)所示:

$$\text{Amihud}_{i,t} = \sum_{n=1}^N \frac{|r_{i,t+n}|}{\text{Amount}_{i,t+n}} / N \quad (13)$$

第三个流动性指标是 Roll(1984)提出的交易价差,其计算方式如公式(14)所示:

$$\text{Rollsprd}_{i,t} = 2 \times \sqrt{-\text{cov}(r_{i,t}, r_{i,t+1})} \quad (14)$$

本文使用窗口期  $[t, t+19]$  来估计 Amihud 和 Rollsprd 变量,在估计 Rollsprd 是要求窗口期内至少有 15 个有效数据。自变量  $STAR_i$ , 其等于 1 表明公司在科创板注册上市,否则为 0。本文控制了滞后一期的流动性指标,其他控制变量同假设二一致。

### 2.2.4 假设四: 在科创板上市后,企业的研发、盈利等方面增长得更快

$$\text{Growth}_{i,q} = b_0 + b_1 STAR_i + b'_2 \text{Controls}_{i,q} + \gamma_k + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$\text{Growth}_{i,q}$  表示公司的季度环比财务增长率,等于本季度财务指标同上一季度财务指标的比率减去 1。本文也考虑使用同比增长率来排除周期性因素的影响,

但是公司 IPO 前只有年度财务数据,没办法计算季度频率的增长率指标,因此本文加入了季节固定效应进行控制。本文使用研发支出增长率  $g\_R\&D$ 、利润增长率  $g\_Profit$ 、营业收入增长率  $g\_Revenue$  以及现金流增长率  $g\_Cash$  来作为因变量。控制变量包括 IPO 前一年对数化的公司总资产 ( $LnTA$ )、杠杆率 ( $Lev$ )、公司年龄 ( $Age$ ) 以及影响公司上市决策的四个财务变量。除了行业固定效应外,本文控制了季度固定效应以排除周期性对公司经营状况的影响,标准误在公司-时间层面做双重聚类。表 5 汇总了本文使用的所有变量的定义情况。

表 5 变量定义

变量名称	定义
TA	公司 IPO 前一年的总资产(亿元)
LnTA	公司 IPO 前一年的对数化的总资产
Age	公司从成立至 IPO 前一年的年龄(年)
Lev	公司 IPO 前一年的杠杆率,等于总负债/总资产
Revenue	公司 IPO 前一年的营业收入(亿元)
UndistributedProfit	公司 IPO 前一年的未分配利润(亿元)
NetProfit	公司 IPO 前一年扣除非经常性损益的净利润(亿元)
Cash	公司 IPO 前一年的经营活动产生的净现金流(亿元)
IPOAmt	公司 IPO 规模,等于发行价格乘以发行数量(亿元)
InfoFees	公司用于 IPO 的信息披露费用(百万元)
PE <sup>IPO</sup>	公司 IPO 时的市盈率,等于发行价格处理每股收益
Passdays	证监会或交易所从收益公司 IPO 申请到核准或注册通过的时间(天)
Corr <sup>IPO</sup>	股票上市后 20 个交易日的收益率的相关系数的绝对值
StopNum	股票上市后连续涨停的时间(天)
Volatility <sup>IPO</sup>	股票上市后 20 个交易日收益率的样本方差
LnSize	对数化的股票市值(收盘价乘以公司总股本)
EP	公司最新的每股净利润与当日股票收盘价的比值
Delay1/Delay2	Hou and Moskowitz (2005) 滞后效率指标
VR(1,2)/VR(1,5)	Lo and Mackinlay(1988)使用的方差比例指标
Turnover	股票日换手率,等于交易量/公司 A 股流动股本
Amihud	Amihud(2002)使用的流动性指标
Rollsprd	Roll (1984)提出的交易价差指标
$g\_R\&D$	公司研发支出的季度环比增长率
$g\_Profit$	公司扣除非经常性损益的净利润的季度环比增长率
$g\_Revenue$	公司营业收入的季度环比增长率
$g\_Cash$	公司经营活动净现金流的季度环比增长率

## 2.3 描述性统计结果

由于科创板公司和匹配到的主板样本的会计年度与交易时间可能完全不同,因此本文以科创板股票为基准,按照根据上市首日计算的相对日期以及相对定期报告日期构建回归数据。举例来说,比如代码为 688001 的科创板股票上市首日为 2019 年 7 月 22 日,则当天交易日期记为 1,2020 年 10 月 26 日的交易日期为 306;其上市后依次发布了五个季度会计报告,相对报告日期从 1 至 5 依次记录。接着,我们选择与其匹配的代码为 603029 的股票在上市后的 306 个交易日和五个季度会计报告来构建回归样本,以此类推。股票交易和公司财务数据均来自 Wind 数据库。

表 6 统计了主要变量的样本均值、标准差以及分位数,表格最后一列为科创板 and 主板对应变量的样本均值的差值。所有变量在 1%~99% 的水平上做了缩尾处理。Panel A 展示了公司 IPO 前一年的财务特征,由于做了缩尾处理,统计的公司总资产和公司年龄在均值与标准差水平上同表 4 有一定的出入。与对照组相比,科创板公司上市前的平均总资产更高、公司年龄更小、杠杆率更低、营业收入、未分配利润、净利润与经营活动的净现金流也更少。Panel B 统计了公司 IPO 的特征。平均来看,科创板发行上市的公司发行规模为 12.37 亿元,比对照组高 8.08 亿元;在筹备 IPO 过程中,科创板公司用于信息披露的费用为 50 万元,比对照组高 10 万元,该差距可能来自科创板公司需要满足更为严格的信息披露规则;在发行市盈率上,因为科创板取消了发行定价的限制,科创板股票平均市盈率约为 63;最后科创板公司平均审核注册周期约为 150 天,而对照组样本平均核准时间为 470 天,该结果一方面体现了现有注册制下确实加快了科创板公司的上市进程,但另一方面也可能因为交易所对科创板注册周期审核有明确的时间规定,比如交易所在收到公司注册申请文件后需要在 3 个月内形成审核意见。

Panel C 展示了 IPO 阶段股票定价效率指标的描述性统计结果。科创板股票 IPO 阶段收益率相关系数(绝对值)的均值为 0.38,显著低于对照组股票;科创板股票计算的涨停天数平均为 5.9 天,比对照组股票低 4.5 天;科创板股票收益率在 IPO 阶段的波动更大,这反映了投资者交易程度更加活跃。Panel D 展示了正常交易阶段股票价格效率的描述性统计结果,无论是滞后指标还是方差比例,科创板股票的变量均值都显著低于对照组股票。以上结果初步表明科创板交易制度改革有可能提高股票在 IPO 和正常交易阶段的定价效率。

Panel E 统计了股票正常交易时的流动性指标。在样本期间内,科创板股票平均日换手率为 7%,比对照组股票低 2%;从 Amihud 价格冲击指标和交易价差样本均值来看,科创板股票的流动性相对较好。Panel F 展示了上市后公司

表6 样本描述性统计

Panel A: 公司IPO前一年财务特征													
	观测数	科创板					对照组					Diff	
		均值	标准差	P25	P50	P75	观测数	均值	标准差	P25	P50		P75
TA	187	23.44	86.40	4.46	7.90	14.99	187	13.14	19.10	5.55	7.74	11.79	4.90
Age	187	13.45	4.87	9.72	13.18	16.69	187	13.60	4.89	9.54	13.19	17.09	-0.14
Lev	187	0.32	0.17	0.18	0.30	0.40	187	0.41	0.17	0.25	0.38	0.56	-0.09***
Revenue	186	11.66	33.06	2.71	4.31	9.22	186	12.07	22.74	4.00	6.05	11.56	-17.64
UndistributedProfit	187	1.67	5.51	0.79	1.29	2.30	187	3.55	6.10	1.51	2.04	3.10	-1.94***
NetProfit	187	1.04	2.65	0.58	0.78	1.20	187	1.52	3.16	0.52	0.80	1.26	-1.12
Cash	187	1.35	6.00	0.24	0.61	1.25	187	1.76	3.54	0.62	0.97	1.56	-0.61*
Panel B: 公司IPO特征统计													
	观测数	科创板					对照组					Diff	
		均值	标准差	P25	P50	P75	观测数	均值	标准差	P25	P50		P75
IPOAmt	187	12.37	13.64	5.71	8.39	12.34	187	5.30	5.08	3.99	5.84	10.98	8.08***
InfoFees	187	0.05	0.01	0.05	0.05	0.05	187	0.04	0.01	0.04	0.05	0.05	0.01***
PE <sup>IPO</sup>	174	62.88	69.35	38.81	46.92	57.48	174	22.21	1.74	22.98	22.99	22.99	47.59***
Passdays	186	149.96	58.96	99.00	153.00	189.00	186	470.02	209.36	427.00	647.00	759.00	-320.10***
Panel C: 股票在IPO阶段的定价效率													
	观测数	科创板					对照组					Diff	
		均值	标准差	P25	P50	P75	观测数	均值	标准差	P25	P50		P75
Corr <sup>IPO</sup>	173	0.38	0.22	0.19	0.36	0.53	173	0.45	0.16	0.38	0.48	0.55	-0.07***
StopNum	187	5.90	4.19	3.00	5.00	9.00	187	10.41	4.87	7.00	9.00	14.00	-4.50***
Volatility <sup>IPO</sup>	173	0.20	0.32	0.04	0.08	0.25	173	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.20***

续表

Panel D: 股票正常交易时的定价效率													
观测数	均值	标准差	P25	P50	P75	观测数	均值	标准差	P25	P50	P75	Diff	
													科创板
Delay1	19322	0.42	0.28	0.18	0.36	0.62	19322	0.51	0.29	0.25	0.51	0.76	-0.10 <sup>***</sup>
Delay2	19322	0.58	0.18	0.45	0.57	0.70	19322	0.64	0.18	0.52	0.65	0.78	-0.06 <sup>***</sup>
VR(1,2)	19322	0.16	0.13	0.06	0.14	0.23	19322	0.17	0.13	0.07	0.14	0.24	-0.01 <sup>***</sup>
VR(1,5)	19322	0.33	0.23	0.16	0.31	0.47	19322	0.35	0.28	0.15	0.31	0.49	-0.02 <sup>***</sup>
Panel E: 股票正常交易时的流动性指标													
观测数	均值	标准差	P25	P50	P75	观测数	均值	标准差	P25	P50	P75	Diff	
													科创板
Turnover	21798	0.07	0.06	0.03	0.05	0.09	21798	0.11	0.09	0.04	0.08	0.14	-0.03 <sup>***</sup>
Amihud	21829	0.32	0.22	0.16	0.26	0.40	21829	0.40	0.65	0.18	0.28	0.44	-0.08 <sup>***</sup>
Rollsprd	19318	0.01	0.02	0.00	0.00	0.02	19318	0.01	0.02	0.00	0.01	0.02	0.00 <sup>***</sup>
Panel F: 公司上市后盈利、研发、收入与现金流季度增长率													
观测数	均值	标准差	P25	P50	P75	观测数	均值	标准差	P25	P50	P75	Diff	
													科创板
g_R&D	13	0.16	0.42	-0.09	0.09	0.15	13	-0.01	0.23	-0.20	-0.03	0.18	0.18
g_Profit	145	2.67	15.44	-0.16	0.23	1.21	145	0.69	2.30	-0.27	0.06	0.60	1.98
g_Revenue	205	0.48	1.83	-0.26	0.14	0.61	205	0.24	1.07	-0.13	0.03	0.29	0.24
g_Cash	35	2.14	4.27	-0.51	0.57	2.72	35	1.56	4.09	-0.21	0.47	1.28	0.58

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。所有变量在1%~99%水平上做了缩尾处理。

的财务情况。平均来看,科创板公司在研发投入、盈利能力、收入和现金流增长上的增长率较高,但是同对照组公司相比,该差距并不明显。以上统计结果表明,科创板制度改革确实会提高股票的在 IPO 阶段和正常交易阶段的定价效率、改善交易的流动性,并且在一定程度上改善上市公司的财务表现。

### 3 实证结果

#### 3.1 假设一的检验结果

图3的Panel A展示了科创板和主板股票市值加权的在IPO当天的收益率。科创板股票在IPO当天的平均日收益率为163%,而主板由于44%最高涨幅的限制,明显收益率较低。Panel B展示了股票在IPO之后19个交易日收益率的变化。可以看到主板的股票收益率间呈显著的负相关关系,而科创板股票收益率之间的相关性并不明显。除此以外,可以看到主板股票在IPO当日涨停后在一段时间内会保持较高的日收益率;对于科创板股票,因为取消了上市首日涨跌幅的限制,科创板的股票在IPO首日会经历较高的涨幅,之后股票的收益率变动没有明显的趋势性。

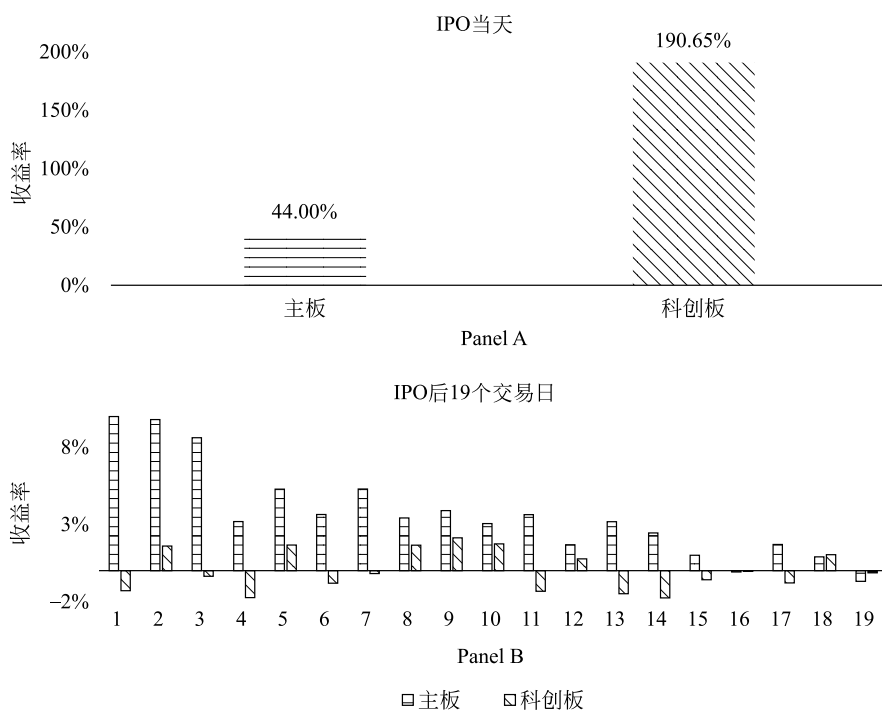


图3 科创板与主板在IPO阶段的股票收益率



表7展示了在IPO阶段定价效率变量的回归结果,为了方便表示回归系数,回归中所有财务变量均以十亿为单位。在控制其他变量后,本文发现科创板股票在IPO阶段的收益率相关系数(绝对值)更小,科创板股票的“涨停”天数要比主板股票少4.68天,且在1%的显著性水平下不等于0。以上结果表明,取消股票发行定价限制与IPO首日涨跌幅限制有利于提高科创板股票在IPO阶段的定价效率。本文还发现在IPO阶段科创板股票的波动率较高,这侧面说明了,科创板的股票在IPO阶段交易更加活跃,这有利于信息通过市场化的交易在股票价格中得到反映,从而提高股票的定价效率。

表7 股票在IPO阶段定价效率的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Corr <sup>IPO</sup>	Stopnum	Volatility
STAR	-0.073 *** (-3.296)	-4.676 *** (-9.619)	0.173 *** (7.382)
LnTA	0.031 (1.501)	0.276 (0.692)	-0.001 (-0.035)
Age	0.001 (0.224)	0.034 (0.698)	-0.000 (-0.042)
Lev	-0.001 * (-1.925)	-0.003 (-0.172)	-0.001 (-1.382)
Revenue	-0.002 (-0.318)	-0.144 (-0.994)	-0.004 (-0.751)
UndistributedProfit	0.041 (0.750)	-0.768 (-1.065)	-0.015 (-0.371)
Cash	-0.017 (-0.143)	-0.485 (-0.333)	0.011 (0.146)
NetProfit	-0.047 ** (-2.575)	1.066 (1.458)	0.018 (1.270)
Constant	-0.283 (-0.688)	3.026 (0.372)	-0.006 (-0.015)
观测数	348	372	348
Adj-R <sup>2</sup>	0.09	0.21	0.11
行业固定效应	YES	YES	YES
标准差聚类	公司	公司	公司

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为t统计量;所有变量在1%~99%的水平上做了缩尾处理。

### 3.2 假设二的检验结果

表8展示了在正常交易阶段股票的定价效率在科创板与对照组间的差异。

除了控制股票 IPO 前一年的财务指标外,我们用股票前一天的对数化市值来控制规模,用每股净利润与价格的比值来控制股票的成长性。因为价格效率指标使用滚动窗口进行计算,我们加入了前一期的因变量来控制指标的自相关特性。此外我们还加入了行业和时间的固定效应,标准差在公司-时间层面做双重聚类。面板回归的结果表明,在控制其他变量不变的情况下,相比对照组,科创板股票的滞后效率指标 Delay1 与 Delay2 变量在 1% 的显著性水平下明显较低,这说明科创板股票收益率对当期市场信息反应更快,滞后的市场信息同当期股票收益率的相关性较小。方差比率刻画了股票收益率之间的相关性,方差比率越大说明不同期之间的股票收益率相关性较低,股票的价格效率较差。对于两个方差比例指标,本文并没有发现科创板和对照组股票存在显著性的差异。以上结果表明在一定程度上,科创板在交易制度上的改革提高了股票正常交易阶段的定价效率。

表 8 股票在正常交易阶段定价效率的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Delay1	Delay2	VR(1,2)	VR(1,5)
STAR	-0.007 *** (-4.737)	-0.006 *** (-6.075)	-0.001 (-0.882)	0.000 (0.094)
Effective( $t-1$ )	0.927 *** (519.309)	0.911 *** (409.106)	0.697 *** (150.483)	0.832 *** (217.719)
LnSize( $t-1$ )	-0.000 (-0.878)	-0.000 (-0.890)	0.000 ** (2.566)	-0.000 * (-1.887)
EP( $t-1$ )	0.001 (0.329)	0.000 (0.088)	-0.003 (-0.982)	-0.005 (-1.129)
Age	0.000 (0.588)	0.000 (0.989)	0.001 *** (2.577)	0.000 (1.095)
Lev	-0.006 * (-1.666)	-0.005 ** (-2.078)	0.002 (0.665)	-0.000 (-0.063)
Revenue	0.001 (0.392)	0.000 (0.020)	-0.003 (-1.434)	0.002 (0.837)
UndistributedProfit	0.007 (0.929)	0.004 (0.866)	-0.010 (-1.622)	-0.005 (-0.570)
Cash	-0.001 (-1.314)	-0.001 (-0.721)	-0.001 (-1.454)	-0.002 (-1.452)
NetProfit	-0.175 (-0.924)	-0.158 (-1.195)	-0.050 (-0.298)	0.747 *** (3.111)
Constant	0.112 ** (2.365)	0.088 *** (2.666)	0.130 *** (3.201)	0.114 ** (2.047)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Delay1	Delay2	VR(1,2)	VR(1,5)
观测数	37972	37972	37972	37972
Adj-R <sup>2</sup>	0.870	0.843	0.490	0.695
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	公司-时间

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为*t*统计量；所有变量在1%~99%的水平上做了缩尾处理。

### 3.3 假设三的检验结果

表9展示了正常交易阶段股票的流动性在科创板与对照组间的比较结果。回归用到的所有控制变量与表8相同。除此以外,我们加入了前一交易日的股票流动性指标来控制因变量的自相关特性,标准差在公司-时间层面做双重聚类。面板回归的结果表明,在控制其他变量保持不变后,科创板股票的日换手率比对照组低0.6%且在1%的显著性水平下不为0。科创板股票Amihud流动性指标更低,且在10%的显著性水平下不为0,这说明科创板股票交易的价格冲击更小。最后我们发现,使用Roll(1984)的方法来衡量交易价差,科创板股票的交易价差比对照组要低2.9个基本点,该差异在1%的显著性水平下不为0。以上结果表明,在正常交易阶段,相比主板股票,科创板股票的日均换手率更低。科创板股票的Amihud指标略低于主板,但是该差异在统计意义上并不明显。此外,本文发现科创板股票的平均价差Rollsprd要显著低于主板股票。

表9 股票流动性面板回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Turnover	Amihud	Rollsprd(%)
STAR	-0.006*** (-13.506)	-0.001* (-1.926)	-0.029*** (-2.766)
Liquidity( <i>t</i> -1)	0.806*** (189.713)	0.994*** (440.274)	0.882*** (308.511)
LnSize( <i>t</i> -1)	0.000 (0.392)	0.000 (0.153)	-0.001 (-0.869)
EP( <i>t</i> -1)	0.001 (0.987)	-0.000 (-0.178)	-0.032 (-1.127)
Age	0.000** (2.385)	-0.000 (-0.873)	0.000 (0.058)

续表

	(1)	(2)	(3)
	Turnover	Amihud	Rollsprd(%)
Lev	-0.003*** (-3.184)	0.002*** (2.585)	-0.043 (-1.631)
Revenue	-0.002*** (-3.157)	0.000 (0.024)	-0.013 (-0.755)
UndistributedProfit	0.003 (1.223)	-0.005*** (-2.864)	0.059 (1.117)
Cash	-0.001* (-1.781)	0.001 (1.605)	0.015* (1.949)
NetProfit	-0.380*** (-6.238)	-0.261*** (-3.746)	-0.005 (-0.004)
Constant	0.043*** (3.413)	-0.024 (-1.305)	-0.396 (-1.296)
观测数	42862	42924	37972
Adj-R <sup>2</sup>	0.733	0.977	0.784
行业固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为t统计量；所有变量在1%~99%的水平上做了缩尾处理。

### 3.4 假设四的检验结果

表10展示了上市后科创板公司与对照组在财务状况上的差异。我们控制了IPO前一年的对数化的公司总资产、公司年龄、杠杆率以及影响公司上市的其他四个财务指标。为了减少经济周期对公司经营状况的影响,我们加入了季节固定效应同时控制了行业的固定效应。标准误在公司-时间层面做双重聚类。回归结果表明,科创板公司在研发投入上增长得更快,但是该差异在统计意义上并不显著。相比主板样本,科创板公司净利润和营业收入增速更高,但该差异也不显著异于0。此外,科创板公司在经营现金流上增长率更低,但该差异也并不显著。以上结果表明,公司在科创板上市有利于提高研发投入、盈利和经营状况,但是改善的效果并不明显。由于样本目前只包括企业上市后一年以内的财务数据,科创板公司财务状况的长期表现我们并不清楚。

表10 科创板与主板公司质量比较

	(1)	(2)	(3)	(4)
	g_R&D	g_Profit	g_Revenue	g_Cash
STAR	0.400 (0.938)	1.913* (1.822)	0.195 (1.140)	-2.552 (-1.364)
LnTA	-0.558 (-1.278)	-0.185 (-0.252)	-0.130 (-1.022)	0.717 (0.914)
Age	0.001 (0.065)	0.132 (1.389)	-0.008 (-0.642)	0.009 (0.067)
Lev	0.009 (1.546)	0.027 (0.807)	0.002 (0.396)	-0.061* (-2.004)
Revenue	-0.345 (-1.050)	-0.007 (-0.079)	0.000 (0.005)	4.020*** (2.936)
UndistributedProfit	2.457 (1.058)	3.752 (1.640)	0.447** (2.052)	-13.571** (-2.440)
Cash	2.268 (0.353)	-9.197 (-1.456)	-0.980 (-1.417)	-23.198*** (-4.036)
NetProfit	-0.967 (-0.206)	0.975 (1.346)	0.102 (0.647)	8.478* (1.963)
Constant	10.737 (1.198)	1.492 (0.105)	2.916 (1.192)	-7.768 (-0.494)
观测数	26	290	410	70
Adj-R <sup>2</sup>	0.436	0.007	0.134	0.238
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
季度固定效应	YES	YES	YES	YES
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	公司-时间

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为t统计量；所有变量在1%~99%的水平上做了缩尾处理。

## 4 拓展研究

前文结果表明，科创板制度改革确实提高了股票在IPO阶段和正常交易阶段的定价效率，并且减少了股票的交易价差，提高了流动性。本小节尝试对以上结果作一定的机制解释。首先科创板股票在IPO阶段定价效率提高的主要原因在于取消了发行定价和上市首日股票的涨跌幅，这使得股票价格对当前信息有充分的反应，该结果同魏志华等(2019)的结果相一致。在正常交易阶段，科创板股票定价效率和流动性的提高可能是投资者类型变化、融资融券交易、更大的涨跌幅等多种制度综合效应的体现。本小节研究了融资融券交易是否

对改善科创板股票在正常交易阶段的定价效率和流动性有所帮助。

一般金融理论表明,假设市场上套利风险和成本都比较小,那么当股票价格低于其真实价值时,投资者可以利用融资交易买入;当股票价格高于其真实价值时,投资者可以利用融券交易卖出,这两种行为都可以使股票价格回归其基本价值,提高股票的定价效率(李志生等,2015)。对于流动性,一方面融资融券交易会增加股票的交易量,提高换手率,降低价格冲击与买卖价差。另一方面由于进行杠杆交易的投资者多为大户投资者以及机构投资者,这些投资者一般在文献中被认为是知情投资者,他们掌握私有信息,占据信息优势,导致在市场中出现信息不对称。信息不对称会降低市场深度,增大价差(Easley and O'Hara, 1987; Wan, 2020)。这两种效应对流动性的影响需要通过实证分析进行检验。

因为主板股票在上市三个月内不允许融资融券交易,所以控制组样本中的股票并没有很多融资融券的标的。因此本小节只使用科创板股票样本来检测融资融券交易对股票定价效率和流动性的影响。Boehmer and Wu(2013)考虑到卖空交易量与价格效率同期的相关性对于结果的影响,其在月度频率内构建价格效率等指标,并用滞后一个月的卖空交易量作为自变量。因为月度时间不重叠,因变量的自相关性不高。本文借用该方法,在月频测度上构建了流动性指标和定价效率指标,具体回归方程如(16)所示:

$$\begin{aligned} \text{Liquidity}_{i,m} &= b_0 + b_1 \text{Margin}_{i,m-1} + b_2 \text{Short}_{i,m-1} + b'_3 \text{Controls}_{i,m-1} + \gamma_k + \theta_m + \varepsilon_{i,m} \\ \text{Efficiency}_{i,m} &= b_0 + b_1 \text{Margin}_{i,m-1} + b_2 \text{Short}_{i,m-1} + b'_3 \text{Controls}_{i,m-1} + \gamma_k + \theta_m + \varepsilon_{i,m} \end{aligned} \quad (16)$$

其中  $\text{Liquidity}_{i,m}$  为股票  $i$  在  $m$  月的流动性指标,  $\text{Efficiency}_{i,m}$  为股票  $i$  在  $m$  月的定价效率指标,构建方法与第3节一致。根据 Boehmer and Wu(2013),自变量  $\text{Margin}_{i,m-1}$  与  $\text{Short}_{i,m-1}$  分别表示股票  $i$  在  $m-1$  月的平均日融资交易量(融资交易额/日交易额)与融券交易量(融券/日交易额)。面板回归中控制变量、固定效应以及标准误调整等与前文相同。

表11的Panel A为融资融券交易与科创板股票定价效率的关系。首先融券交易与  $\text{Delay1}$  的回归系数为负,这表明高融资交易下,股票与市场收益率的同期相关性更高,表明股票价格对当期市场价格信息的反应程度更高。但是该关系在统计意义上较弱(90%置信区间下显著不为0)。对于融券交易,本文发现其与  $\text{VR}(1,5)$  有显著负相关关系,这表明高融券交易量有利于降低股票收益率之间的相关性。对于其他定价效率指标,本文并未发现其与融资和融券交易显著的关系。综上所述,本文发现融资与融券交易量能够解释个别定价效率指标的表现,表明融资融券交易对科创板与主板股票定价效率有一定程度的解释力,但很可能并不是根本原因。

表 11 融资融券交易对科创板股票定价效率和流动性的影响

Panel A: 正常交易阶段股票的定价效率				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Delay1	Delay2	VR(1,2)	VR(1,5)
Margin	-0.873 *	-0.150	-0.058	0.260
	(-1.704)	(-0.488)	(-0.212)	(0.558)
Short	0.774	0.636	-0.072	-1.293 **
	(1.137)	(1.528)	(-0.195)	(-2.011)
观测数	1177	1177	1177	1177
Adj-R <sup>2</sup>	0.319	0.348	0.128	0.158
控制变量	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	公司-时间
Panel B: 正常交易阶段股票的流动性				
	(1)	(2)	(3)	
	Turnover	Amihud	Rollsprd(%)	
Margin	5.396 ***	-1.214 ***	5.535	
	(3.751)	(-4.109)	(1.518)	
Short	0.758	0.681 *	-4.284	
	(0.378)	(1.688)	(-0.900)	
观测数	1297	1297	1289	
Adj-R <sup>2</sup>	0.403	0.551	0.263	
控制变量	YES	YES	YES	
行业固定效应	YES	YES	YES	
时间固定效应	YES	YES	YES	
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为t统计量;所有变量在1%~99%的水平上做了缩尾处理。

Panel B为融资融券交易与科创板股票流动性的关系。首先对于融资交易,高的融资交易量预测较高的换手率以及较低的价格冲击,这表明交易活跃度对于市场深度的提升作用要高于信息不对称对市场深度的损害。此外,本文并没有发现融券交易量对于三个指标有显著性影响。在中国,融资融券两种交易对股票的作用可能存在较大差别。尽管名义上投资者能够卖空融资融券标的股票,但受到券源供给的限制,卖空交易量很低。例如,在本文样本期间内平均每只科创板股票每天融资交易额占总交易比例为7.31%,而融券交易占比仅为2%。融资和融券两种交易的失衡很可能导致两者对股票流动性的预测差异。

## 5 稳健性检验

### 5.1 选择性偏差

在前文的检验中,本文假设给定控制变量,公司在科创板或在主板上市的决策同因变量相关性为0。该假设成立的前提下,回归系数STAR是无偏的。为了满足上述条件独立的假设,本文首先对科创板和主板样本进行了匹配;其次在控制变量上,本文选择了上市标准中涉及的营业收入、经营现金流、净利润、未弥补亏损等财务指标。尽管如此,选择性偏差仍然有可能对回归的结果产生影响。这是因为在2019年7月22日至2020年10月26日内,在科创板上市的企业有可能满足主板的上市规则,同理在主板上市的企业也有可能满足科创板的上市规则。对于同时满足两个市场上市标准的企业,选择在主板和科创板上市就不受上市财务标准的约束了。也就是说,这些企业的上市选择可能受到其他原因的影响。在这种情况下,选择性偏差就会导致回归估计有偏。

为了解决上述问题对结果的影响,本文首先按照主板对发行人财务指标的要求,对188家在科创板上市的企业进行了筛选,剔除了154家满足主板上市要求的科创板公司。此外由于红筹企业上市标准同其他企业有较大差别,本文剔除了2家在科创板上市的红筹企业,最终剩下32家只满足科创板上市标准的非红筹企业。其次,本文选择2014年至2019年7月22日内在主板上市的562家非金融类企业作为控制组。由于这个时间段内科创板并未成立,因此排除了影响这些在主板上市的企业选择科创板上市的因素。

本文按照前文介绍的方法,使用上市行业、IPO前一年的公司总资产以及公司年龄,对新的对照组和控制组样本进行了匹配,结果如表12所示。在匹配前,科创板32家上市公司IPO前一年的平均总资产为21.51亿元,在主板的562家上市公司平均总资产为46.34亿元,且在样本 $t$ 检验下显著高于科创板的平均资产规模;在公司年龄上,匹配前科创板和主板的样本也有显著的差异。两个市场的公司在资产和公司年龄上都有显著的差异。匹配后的主板上市公司平均总资产为20.41亿元,平均年龄为13.59年,样本 $t$ 检验与秩和检验的结果表明,这两个指标同科创板公司的差异并不显著。

表12 排除选择性偏差的匹配结果

	匹配前		匹配后	
	公司数	总资产/亿元	公司数	总资产/亿元
科创板	32	21.51	32	21.51
		[27.33]		[27.33]
		11.76		11.76
		[4.72]		[4.72]



续表

	公司数	总资产/亿元	公司年龄/年	公司数	总资产/亿元	公司年龄/年
	匹配前			匹配后		
主板	562	46.34 [173.66]	14.66 [6.21]	32	16.67 [24.28]	12.86 [4.73]
Diff(科创板-主板)		-24.83	-2.90		-4.90	0.14
$p(tval)$		0.01	0.00		0.46	0.36
$p(wilcoxon)$		0.57	0.01		0.20	0.36

注：方括号内为标准差。 $p(tval)$ 为样本 $t$ 检验的 $p$ 值； $p(wilcoxon)$ 为秩和检验的 $p$ 值。

使用匹配后的样本,本文对四个假设重新进行了回归检验,结果如表13所示。从Panel A的结果来看,科创板股票在IPO阶段的“涨停”天数更少、收益率的波动率更大,但是收益率间的相关性同对照组并没有显著差别。从Panel B的回归结果来看,使用“滞后指标”进行衡量,科创板上市公司的交易的定价效率要高,但是并不显著,对应的 $t$ 统计量分别为-1.469和-1.604。从Panel C的回归结果来看,科创板股票的交易的换手率更低;Amihud价格冲击小,但是交易价差同对照组股票相比并没有显著差别。由于研发支出和现金流数据缺失的问题,Panel D展示了科创板和主板在盈利和营业收入增长率上的差异,结果表明在新样本下科创板的利润增长率和营业收入增长率并未有显著改善。以上结果表明,在进一步控制选择性偏差后,相比对照组样本,科创板在IPO定价效率、流动性等指标上仍有所提升。但在正常交易阶段,科创板股票的定价效率的改进效果并不明显,这也有可能是因为新样本下的样本数量较少。

表13 排除选择性偏差的回归结果

	Panel A: IPO 阶段的定价效率		
	(1)	(2)	(3)
	Corr <sup>IPO</sup>	Stopnum	Volatility
STAR	-0.074 (-1.308)	-3.346** (-2.533)	0.273** (2.531)
观测数	60	62	60
Adj-R <sup>2</sup>	0.173	0.037	0.114
控制变量	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES
标准差聚类	公司	公司	公司

	Panel B: 正常交易阶段的定价效率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Delay1	Delay2	VR(1,2)	VR(1,5)
STAR	-0.006 (-1.469)	-0.005 (-1.604)	-0.002 (-0.413)	0.003 (0.618)

续表

Panel B: 正常交易阶段的定价效率				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Delay1	Delay2	VR(1,2)	VR(1,5)
观测数	5644	5644	5644	5644
Adj-R <sup>2</sup>	0.874	0.848	0.492	0.688
控制变量	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	公司-时间
Panel C: 股票交易的流动性				
	(1)	(2)	(3)	
	Turnover	Amihud	Rollsprd(%)	
STAR	-0.008 <sup>***</sup>	-0.006 <sup>***</sup>	0.032	
	(-5.605)	(-4.594)	(0.932)	
观测数	6470	6476	5644	
Adj-R <sup>2</sup>	0.732	0.982	0.796	
控制变量	YES	YES	YES	
行业固定效应	YES	YES	YES	
时间固定效应	YES	YES	YES	
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	
Panel D: 上市公司质量				
	(1)	(2)		
	g_Profit	g_Revenue		
STAR	-0.853	-0.350		
	(-1.065)	(-1.134)		
观测数	38	56		
Adj-R <sup>2</sup>	0.243	0.200		
控制变量	YES	YES		
行业固定效应	YES	YES		
季节固定效应	YES	YES		
标准差聚类	公司-时间	公司-时间		

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为t统计量;所有变量在1%~99%的水平上做了缩尾处理。

## 5.2 创业板

本小节使用创业板的上市公司重新与科创板的公司进行匹配,来对之前的假设进行稳健性检验。创业板在2009年10月23日正式运行,其设立目的之一是为了促进自主创新企业以及其他成长性创业企业的发展,在发行条件对上市

企业的财务要求有所放松,因此创业板与科创板的上市公司可能更容易进行对比。2020年创业板启动注册制改革,首批在注册制新规下的企业与2020年8月24日上市交易,为了减少制度改革对样本的影响,本文使用2014年1月1日至2020年8月23日内在创业板上市的481家企业同科创板上市公司进行匹配,匹配结果如表14所示。

表14 科创板与创业板的匹配结果

	匹配前			匹配后		
	公司数	总资产/亿元	公司年龄/年	公司数	总资产/亿元	公司年龄/年
科创板	188	25.23 [104.84]	13.47 [4.87]	188	25.23 [104.84]	13.47 [4.87]
创业板	481	9.82 [27.83]	13.87 [5.00]	188	10.59 [19.00]	13.80 [4.87]
科创板-创业板		15.41	-0.40		-4.90	0.14
$p(t\text{val})$		0.05	0.35		0.06	0.51
$p(\text{wilcoxon})$		0.00	0.49		0.10	0.55

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为 $t$ 统计量;所有变量在1%~99%的水平上做了缩尾处理。

在匹配前,创业板上市公司IPO前一年的平均总资产为9.82亿元,比科创板公司显著低15.41亿元;创业板上市公司IPO前一年的公司年龄为13.87年,同科创板上市公司相比并没有显著差距。匹配后的创业板样本一共188家。均总资产为10.59亿元,可见创业板上市公司的规模显著低于科创板的上市公司。

表15展示了科创板与创业板匹配样本的回归结果。从Panel A和Panel B的回归结果来看,无论在IPO阶段还是正常交易阶段,科创板股票的定价效率更高。从Panel C的回归结果来看,科创板股票的交易的换手率更低,价格冲击更低、交易价差更小;从Panel D的回归结果来看,科创板在研发支出、盈利和经营能力上并未有显著提高。以上结果说明,科创板制度改革确实对股票的定价效率和流动性有一定的改善作用。

表15 创业板样本回归检验结果

	Panel A: IPO 阶段的定价效率		
	(1)	(2)	(3)
	$\text{Corr}^{\text{IPO}}$	$\text{Stopnum}$	$\text{Volatility}$
STAR	-0.008 (-0.350)	-5.827*** (-11.659)	0.190*** (7.234)
观测数	356	374	356
Adj- $R^2$	0.02	0.28	0.09
控制变量	YES	YES	YES

续表

Panel A: IPO 阶段的定价效率				
	(1)	(2)	(3)	
	Corr <sup>IPO</sup>	Stopnum	Volatility	
行业固定效应	YES	YES	YES	
标准差聚类	公司	公司	公司	
Panel B: 正常交易阶段的定价效率				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Delay1	Delay2	VR(1,2)	VR(1,5)
STAR	-0.006 *** (-5.596)	-0.005 *** (-6.142)	-0.002 ** (-2.243)	-0.001 (-0.472)
观测数	38466	38466	38466	38466
Adj-R <sup>2</sup>	0.878	0.854	0.486	0.692
控制变量	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	公司-时间
Panel C: 股票的流动性				
	(1)	(2)	(3)	
	Turnover	Amihud	Rollsprd(%)	
STAR	-0.005 *** (-13.454)	-0.001 * (-1.867)	-0.023 *** (-2.605)	
观测数	43580	43626	38466	
Adj-R <sup>2</sup>	0.744	0.978	0.802	
控制变量	YES	YES	YES	
行业固定效应	YES	YES	YES	
时间固定效应	YES	YES	YES	
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	
Panel D: 上市公司质量				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	g_R&D	g_Profit	g_Revenue	g_Cash
STAR	-0.197 (-1.269)	-1.616 (-1.274)	0.179 (1.385)	-13.818 (-1.624)
观测数	76	292	404	94
Adj-R <sup>2</sup>	0.218	0.021	0.147	0.115
控制变量	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
标准差聚类	公司-时间	公司-时间	公司-时间	公司-时间

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。括号内为t统计量;所有变量在1%~99%的水平上做了缩尾处理。

## 6 结论

本文研究了科创板市场化制度改革对我国股票市场定价效率、股票流动性和上市公司质量的影响。通过控制选择性偏差,本文发现相比对照组,科创股票在IPO阶段和正常交易阶段的定价效率有一定的提高,股票交易的价格冲击和交易价差也有所减少。在公司质量方面,本文发现科创板公司短期内在研发投入、盈利等方面增长较快,但是效果并不显著。在深化资本市场改革的进程中,本文的研究结果对于继续推进资本市场市场化改革、完善市场化交易制度等方面都有一定的借鉴意义。

## 参考文献

- 陈康,刘琦. 2018. 股价信息含量与投资-股价敏感性——基于融资融券的准自然实验[J]. 金融研究, (9): 126-142.
- Chen K, Liu Q. 2018. Stock price informativeness and investment-price sensitivity: Evidence from a natural experiment of margin trading [J]. *Journal of Financial Research*, (9): 126-142. (in Chinese)
- 李志生,陈晨,林秉旋. 2015. 卖空机制提高了中国股票市场的定价效率吗? ——基于自然实验的证据[J]. 经济研究, 50(4): 165-177.
- Li Z S, Chen C, Lin B X. 2015. Does short selling improve price efficiency in the Chinese stock market? Evidence from natural experiments [J]. *Economic Research Journal*, 50(4): 165-177. (in Chinese)
- 刘志远,郑凯,何亚南. 2011. 询价制度第一阶段改革有效吗[J]. 金融研究, (4): 158-173.
- Liu Z Y, Zheng K, He Y N. 2011. Is the first-stage book-building reform effective [J]. *Journal of Financial Research*, (4): 158-173. (in Chinese)
- 宋顺林,唐斯圆. 2017. IPO定价管制、价值不确定性与投资者“炒新”[J]. 会计研究, (1): 61-67, 96.
- Song S L, Tang S Y. 2017. IPO pricing regulation, uncertainty and investors' speculation [J]. *Accounting Research*, (1): 61-67, 96. (in Chinese)
- 宋顺林,唐斯圆. 2019. 首日价格管制与新股投机: 抑制还是助长? [J]. 管理世界, 35(1): 211-224.
- Song S L, Tang S Y. 2019. First-day transaction price regulation and IPO speculation: Inhibition or promotion? [J]. *Management World*, 35(1): 211-224. (in Chinese)
- 王朝阳,王振霞. 2017. 涨跌停、融资融券与股价波动率——基于AH股的比较研

- 究[J]. 经济研究, 52(4): 151-165.
- Wang C Y, Wang Z X. 2017. Price limit, margin trading, and stock price volatility: A comparative study between A-shares and H-shares [J]. *Economic Research Journal*, 52(4): 151-165. (in Chinese)
- 魏志华, 曾爱民, 吴育辉, 等. 2019. IPO 首日限价政策能否抑制投资者“炒新”? [J]. 管理世界, 35(1): 192-210.
- Wei Z H, Zeng A M, Wu Y H, et al. 2019. Whether the rules of limiting IPO first day bidding price restrict investors' speculation? [J]. *Management World*, 35(1): 192-210. (in Chinese)
- 徐浩峰, 侯宇. 2012. 信息透明度与散户的交易选择——基于深圳交易所上市公司的实证研究[J]. 金融研究, (3): 180-191.
- Xu H F, Hou Y. 2012. Information transparency and individual investor trading—Evidence from public firms in Shenzhen Stock Exchange [J]. *Journal of Financial Research*, (3): 180-191. (in Chinese)
- 张劲帆, 李丹丹, 杜涣程. 2020. IPO 限价发行与新股二级市场价格泡沫——论股票市场“弹簧效应”[J]. 金融研究, (1): 190-206.
- Zhang J F, Li D D, Du H C. 2020. Do IPO pricing caps contain new stock price? Evidence from the secondary market [J]. *Journal of Financial Research*, (1): 190-206. (in Chinese)
- Amihud Y. 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects [J]. *Journal of Financial Markets*, 5(1): 31-56.
- Angrist J D. 1998. Estimating the labor market impact of voluntary military service using social security data on military applicants [J]. *Econometrica*, 66(2): 249-288.
- Barclay M J, Litzenberger R H, Warner J B. 1990. Private information, trading volume, and stock-return variances [J]. *The Review of Financial Studies*, 3(2): 233-253.
- Boehmer E, Wu J. 2013. Short selling and the price discovery process [J]. *The Review of Financial Studies*, 26(2): 287-322.
- Boehmer E, Jones C M, Zhang X Y. 2013. Shackling short sellers: The 2008 shorting ban [J]. *The Review of Financial Studies*, 26(6): 1363-1400.
- Boudoukh J, Feldman R, Kogan S, et al. 2019. Information, trading, and volatility: Evidence from firm-specific news [J]. *The Review of Financial Studies*, 32(3): 992-1033.
- Chen T, Gao Z Y, He J B, et al. 2019. Daily price limits and destructive market behavior [J]. *Journal of Econometrics*, 208(1): 249-264.
- Easley D, O'hara M. 1987. Price, trade size, and information in securities markets [J]. *Journal of Financial Economics*, 19(1): 69-90.
- French K R, Roll R. 1986. Stock return variances: The arrival of information and the

- reaction of traders[J]. *Journal of Financial Economics*, 17(1): 5-26.
- Griffin J M, Kelly P J, Nardari F. 2010. Do market efficiency measures yield correct inferences? A comparison of developed and emerging markets[J]. *The Review of Financial Studies*, 23(8): 3225-3277.
- Hou K W, Moskowitz T J. 2005. Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns[J]. *The Review of Financial Studies*, 18(3): 981-1020.
- Jones C M, Kaul G, Lipson M L. 1994. Information, trading, and volatility[J]. *Journal of Financial Economics*, 36(1): 127-154.
- Lo A W, Mackinlay A C. 1988. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test [J]. *The Review of Financial Studies*, 1(1): 41-66.
- Roll R. 1984. A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market[J]. *Journal of Finance*, 39(4): 1127-1139.
- Wan X Y. 2020. The impact of short-selling and margin-buying on liquidity: Evidence from the Chinese stock market[J]. *Journal of Empirical Finance*, 55: 104-118.

## The Effect of the STAR Market Reform on Price Efficiency, Liquidity and Corporate Quality

Xiaoyan Zhang Zijian Zhang

(PBC School of Finance, Tsinghua University)

**Abstract** This paper investigates the impact of the Sci-tech Innovation Board Reform on stock price efficiency, liquidity and corporate financial quality. To reduce the selection bias in estimation, we match the STAR market and the main market listed companies one by one according to the industry, company's total assets and firm age and take controls on main independent variables in regressions. The results show that, compared with the control group, stocks in the STAR market have higher price efficiency in both IPO and the normal trading stages. The price impact is smaller, and the transaction spread is lower by 2.9 basis points on average. In terms of corporate financial quality, the growth of R&D investment and profitability for companies listed in the STAR market have increased, but the effect is insignificant.

**JEL Classification** G12, G14, G18