

股票发行制度改革与会计稳健性

——基于注册制改革试点的经验证据

林志伟¹ 肖逸灵²

(1.深圳大学经济学院, 广东 深圳 518055; 2.毕马威华振会计师事务所, 广东 深圳 518063)

摘要: 本文以2019年开始的股票发行注册制改革试点为研究背景, 实证检验改革是否以及如何提升首发上市企业的会计稳健性, 并考察该影响是否具有溢出效应。研究发现, 相较于核准制下的首发上市企业, 注册制下的首发上市企业在上市前三年有更高的会计稳健性; 注册制改革提升会计稳健性的作用机制之一是压实中介机构责任。溢出效应研究表明, 注册制下首发上市企业会计稳健性较高的现象不仅出现在上市前三年, 还出现在上市当年及以后年度, 表明注册制改革的影响具有一定的持续性; 注册制上市企业的存在提高了同行业核准制上市企业的会计稳健性, 表明注册制改革具有一定的正外部性。本文为股票发行注册制改革的经济后果及其作用机制研究提供了新的证据, 也丰富了改革的溢出效应研究。

关键词: 股票发行制度改革; 注册制; IPO; 会计稳健性; 溢出效应

Abstract: This paper uses the pilot registration-based IPO system initiated in 2019 as a research context to empirically test whether and how the reform enhances the conservatism of IPO companies and examines whether such influence has the spillover effects. The paper finds that, compared to IPO firms under the approval-based IPO system, IPO firms under the registration-based IPO system exhibit higher accounting conservatism in the three years prior to listing. One of the mechanisms by which the registration-based IPO system reform enhances accounting conservatism is to firm up the accountability of intermediaries. The spillover effect analysis shows that the relatively high accounting conservatism of IPO firms under the registration-based IPO system presents not only in the three years prior to listing but also in the year of listing and in subsequent years, revealing that the impact of the registration-based IPO reform has a certain degree of continuity. The presence of companies listed under the registration-based IPO system increases the accounting conservatism of their industry peers listed under the approval-based IPO system, suggesting that the registration-based IPO reform has a certain degree of positive externality. This study provides new evidence for the economic consequences and its operating mechanisms of the registration-based IPO system reform and enriches the research on the spillover effects of the reform.

Key words: reform of stock issuance system, registration-based IPO system, IPO, accounting conservatism, spillover effects

作者简介: 林志伟(通讯作者), 管理学博士、博士后, 深圳大学经济学院会计系讲师, 研究方向: 会计信息和披露、金融和会计监管等。肖逸灵, 女, 供职于毕马威华振会计师事务所, 研究方向: 财务管理。

中图分类号: F830.91 文献标识码: A

一、引言

股票发行注册制改革是证券监管部门为了充分发挥市场在资源配置中的决定性作用, 不断增强资本市场服务实体经济和科技创新质效所实施的重要举措。注册制改革坚持市场化法制化的改革方向, 在强化信息披露和透明审核的同时, 压实发行人及中介机构责任。作为中

国证券市场发展史上的一项重大制度变迁, 注册制改革正在对股票发行人和中介机构等市场主体的行为产生深远影响。

注册制改革提高了发行人和中介机构面临的监管风险和法律风险, 发行人的财务报告行为和信息披露质量势必因此发生改变。会计稳健性是最重要的会计信息质量之一, 企业会因信息不对称、法律风险和监管风险的

变化而选择会计稳健性水平(Watts, 2003; LaFond and Watts, 2008; 辛清泉等, 2021)。本文研究注册制改革是否以及通过什么机制影响首发上市企业的会计稳健性, 并探讨注册制改革对会计稳健性的影响是否具有持续性以及该影响是否会外溢到其他已上市企业。

注册制改革对首发上市企业的会计稳健性存在三个方面的影响(Watts, 2003; LaFond and Watts, 2008):

首先, 注册制虽然从实质性审核转变为以信息披露为核心的形式审核, 但监管执法比改革前更加严格, 发行人为了降低监管风险, 有动机提供更稳健的会计信息。其次, 注册制以信息披露为核心, 对信息披露的要求更高, 在强调真实性、准确性、完整性的基础上, 还要求齐备性、一致性、可解释性, 更多的信息披露会引发更多的信息生产和更多的投资者关注, 发行人不及时报告坏消息带来的市场风险和法律风险将有所上升。为了降低相关风险, 发行人有动机采用更稳健的会计方法。最后, 注册制改革强调压实中介机构责任, 包括引入差异化跟投制度、强化中介机构的违规处罚力度。为了降低由此带来的跟投成本和监管风险, 中介机构有动机要求发行人提供更稳健的会计信息。

本文以2019年开始的注册制试点为研究背景, 以注册制下首发上市企业作为处理组, 以核准制下首发上市企业作为控制组, 通过实证分析发现, 与核准制下的首发上市企业相比, 注册制下的首发上市企业在上市前三年有更高的会计稳健性, 表明注册制改革显著提高了首发上市企业在上市期间的会计稳健性。为了更好地理解注册制改革对首发上市企业会计稳健性的可能影响机制, 本文从保荐机构保荐责任提高的角度出发, 研究中介机构在面临更高的跟投成本和监管风险时, 是否对首发上市企业的会计稳健性产生更高的需求。研究表明, 保荐跟投制度和承销风险的提升是注册制改革影响首发上市企业会计稳健性的重要原因。

当前有关首发上市监管与企业会计稳健性的研究较少。曾泉等(2022)关注监管模式的变化对首发上市企业上市前会计稳健性的影响, 但没有涉及该影响的作用机理和持续性问题。辛清泉等(2021)发现在核准制下, 首发上市监管的强度在企业首发上市前后有所变化, 导致首发上市企业在上市前后的会计稳健性呈现一个由高到低

的动态变化过程。与核准制下上市的企业相比, 注册制下上市的企业在上市后面临的监管压力以及来自投资者和中介机构的监督和约束依然很强, 因此, 本文预测注册制改革对首发上市企业会计稳健性的影响在上市后将依然存在。研究发现, 注册制改革对首发上市企业会计稳健性的积极影响不仅存在于上市前三年, 而且持续至上市当年及以后年度, 表明注册制改革对首发上市企业会计信息质量的影响具有一定的持续性。

当前有关注册制改革溢出效应的研究主要聚焦于对同行业其他企业投资行为和股票同步性的影响(刘瑞琳和李丹, 2022; 巫岑等, 2022), 少有研究关注注册制改革对首发上市企业财务报告和信息披露行为的影响是否溢出到同行业其他已上市企业。注册制改革对首发上市企业会计稳健性的影响可能通过两个途径外溢到同行业的核准制上市企业。第一, 注册制上市公司会计稳健性的提升会降低同行业核准制上市企业的会计可比性, 会计可比性的下降会给同行业核准制上市企业带来更多监管关注进而产生更大的监管风险, 为了降低监管风险, 同行业核准制上市企业有动机提高会计稳健性(曾泉等, 2022; 辛清泉等, 2021)。第二, 注册制上市企业稳健性的提高会吸引投资者关注从而导致同行业已上市企业得到的投资者关注减少, 为了发送企业是高质量的信号和提高投资者关注度, 同行业核准制上市企业有动机提高会计稳健性(巫岑等, 2022; Seo, 2021; Truong, 2023)。通过实证分析, 本文发现注册制上市企业的存在提高了同行业核准制上市企业的会计稳健性, 并且行业竞争程度越高, 该溢出效应越显著。本文发现注册制改革不仅对注册制首发上市企业的会计稳健性产生影响, 还会产生整体市场层面的影响, 表明注册制改革对首发上市企业财务报告行为的影响具有一定溢出效应。

本文的研究创新和以下三个领域的文献相关。首先, 现有文献发现监管成本会影响企业的会计选择(Ball, 2001), 经验研究表明企业会对监管政策和监管成本的变化进行响应, 通过选择合适的会计政策以降低监管成本(曾泉等, 2022; 辛清泉等, 2021)。本文发现注册制改革作为一项重要的监管制度改革对首发上市企业的会计稳健性产生了显著的影响, 并发现压实中介机构责任是导致这一影响的重要机制之一。本文的研究丰富了

监管如何塑造会计选择这一领域的文献。

其次,现有文献发现企业的财务报告和信息披露对投资行为具有溢出效应(Leuz and Wysocki, 2016; Roychowdhury et al., 2019),但关于会计稳健性的溢出效应的研究还比较少(Breuer et al., 2022; Hao, 2023; Capkun et al., 2023; Seo, 2021; Truong, 2023)。本文研究发现,注册制改革对首发上市企业上市期间的会计稳健性的影响不仅溢出到上市后,还溢出到同行业的核准制上市企业,从而丰富了企业的财务报告行为是否对其他企业的财务报告行为存在溢出效应以及如何溢出这一领域的文献。

最后,注册制改革是中国证券市场发展史上的一项重大制度变迁,注册制改革是否影响了资本市场的资源配置效率是一个具有重要实践意义的问题(曾泉等, 2022; 黄俊等, 2023; 赖黎等, 2022; 刘瑞琳和李丹, 2022; 巫岑等, 2022)。本文从会计信息质量角度入手,研究注册制改革对企业财务报告行为的影响,为评估注册制改革的实施效果和完善后续监管提供了新的证据。

二、制度背景和研究假说

(一)制度背景

股票发行注册制改革是党的十八届三中全会确定的重大改革任务。从2019年开始,注册制先后在科创板、创业板、北交所试点注册制,2023年4月推广至全市场。注册制改革是一个包括加强监管执法、强化信息披露、压实中介机构责任等一系列改革措施的系统工程,在中国资本市场改革发展史上具有重要意义。

注册制改革包含以下一些重要举措:首先,注册制改革秉承全面加强监管执法的监管理念,逐步构建了包括行政处罚、民事赔偿、刑事追责的立体化惩戒约束体系,并从事前事中事后全链条各环节加强监管执法。其次,注册制下的发行审核从实质审核转变为以信息披露为核心的形式审核,坚持以投资者需求为导向,确保决策有用性信息的可获得性和充足性,为市场约束机制的形成创造条件。另外,注册制还强调上市审核的公开透明。注册制下的发行上市审核采用全流程电子化系统,向社会公众开放注册项目的实时动态,降低了发行审核阶段的信息不对称性和不确定性。最后,注册制建立健

全了对中介机构的责任约束机制,包括强化中介机构核查责任、实施保荐机构差异化跟投制度、完善现场督导和现场检查制度等。在强化法律责任方面,监管部门提高了对中介机构不当行为或不作为的处罚力度。

(二)研究假说

会计稳健性是指在对交易或事项进行确认和计量时保持应有的谨慎。会计稳健性在计量上体现为不高估资产和收入,不低估负债和费用。理论上,会计稳健性能够缓解信息不对称导致的逆向选择和道德风险问题。另外,会计稳健性也是企业用于降低诉讼风险、监管风险和税收成本的有效手段。换言之,当企业面临较高的信息不对称问题,或较高的诉讼风险、监管风险或税收成本时,企业有动机通过提高会计稳健性来缓解信息不对称问题和降低相应的风险或成本。

理论上,注册制改革可能通过以下三个途径影响首发上市企业的会计稳健性。首先,与核准制相比,注册制全面加强了发行审核事前事中事后全链条各环节的监管执法力度,发行人面临的监管风险不减反增,为了缓解监管风险,发行人有动机提供更稳健的会计信息。其次,与核准制相比,注册制以信息披露为核心,要求发行人披露真实、准确、完整的企业信息,因此企业会更及时地发布更多的与投资者决策相关的信息。更多更及时的信息披露会吸引更多来自市场多元力量的监督,企业高估收入、低估费用的行为更易被市场所察觉,这一方面会增加企业发行申请的监管风险,另一方面也会导致企业资本成本的上升以及发行人和企业高管的声誉受损(薛爽和王禹, 2022; Ball and Shivakumar, 2008)。为了降低相关监管风险、资本成本以及声誉成本,发行人有动机提供更稳健的会计信息。最后,与核准制相比,注册制进一步压实了中介机构的核查把关责任,要求中介机构代替监管机构承担起实质审查的责任,对信息披露质量进行把关,确保信息披露的真实性、准确性和完整性,这意味着中介机构承担了更高的监管风险。另外,注册制实施保荐机构差异化跟投机制,通过商业利益约束督促保荐机构履行核查职责。上述规定增加了中介机构尤其是保荐机构的监管风险和跟投资风险,为了降低由此带来的监管风险和跟投资风险,保荐机构有动机要求发行人提供更稳健的会计信息。

综上所述,与核准制相比,注册制下的发行人面临更高的监管风险、资本成本和声誉风险,中介机构面临更高的监管风险和跟投风险,为了降低相关的成本和风险,首发上市企业有动机提供更稳健的会计信息。由此本文提出研究假说:

H1:相较于核准制下的首发上市企业,注册制下的首发上市企业在上市前三年有更高的会计稳健性。

三、研究设计

(一)研究样本

本文选取2009—2021年在主板、科创板和创业板首发上市的企业作为研究对象,将其中按照注册制要求首发上市的企业作为处理组,按照核准制要求首发上市的企业作为控制组,通过分析企业首发上市之前三年的数据来回答注册制改革是否影响首发上市企业会计稳健性的问题。为了避免其他外生事件可能造成的影响,同时确保处理组与对照组的样本量相对均衡,本文将在后续的稳健性检验中把样本缩小为2016—2021年在主板、科创板和创业板公司首发上市的企业。

科创板和创业板分别从2019年7月22日和2020年8月24日开始注册制试点,截至2021年12月31日,共有639家企业按照注册制审核程序成功发行上市,其中科创板注册制试点上市的企业有377家,创业板注册制试点上市的企业有262家。剔除金融业企业后,本文共得到2979家首发上市企业上市前三年共8937个公司一年观测值。由于模型中使用了营业收入变化额数据,而首发上市企业上市前第三年的营业收入变化额数据无法获取,因此将损失三分之一的公司一年观测值。在剔除所有主要变量缺失的样本后,本文最终样本共有5856个公司一年观测值。

本文使用的财务数据和样本企业特征数据来源于CSMAR数据库和Wind数据库。为避免极端值对研究结果的干扰,本文对所有连续变量在1%和99%分位数水平上进行了缩尾处理。

(二)实证模型

文献中常用Basu模型(Basu, 1997)和C-score模型度量会计稳健性。由于本文使用的是首发上市企业上市前三年的观测数据,缺乏Basu模型和C-score模型所用的股票年度报酬率指标,因此本文参考Ball and Shivakumar

(2008)、毛新述和戴德明(2009)的模型设计,采用Ball and Shivakumar(2006)基于Jones模型提出的应计—现金流模型来度量会计稳健性。本文模型(1)中的 β_3 度量了核准制首发上市企业的会计稳健性, β_2 度量了注册制首发上市企业与核准制首发上市企业之间会计稳健性的差异,若 β_2 显著为正,说明假说H1成立,即注册制有助于提高首发上市企业的会计稳健性。

$$ACC_t = \beta_0 + \alpha_1 \Delta REV_t + \alpha_2 PPE_t + \beta_1 DCFO_t + \beta_2 CFO_t + \beta_3 DCFO_t \times CFO_t + \beta_4 RS_t + \beta_5 DCFO_t \times RS_t + \beta_6 CFO_t \times RS_t + \beta_7 DCFO_t \times CFO_t \times RS_t + \text{Ctrls} + \varepsilon \quad (1)$$

其中,ACC表示总应计项目,表示为经期初总资产平减后的净利润与经营活动现金流量净额的差额。 ΔREV 表示经期初总资产平减后的营业收入变化额。PPE表示

表1 主要变量定义

变量符号	变量说明
ACC	(净利润-经营活动现金流量净额)/期初总资产
CFO	经期初总资产平减后的经营活动现金流量净额
DCFO	虚拟变量,当CFO<0时取值为1,否则为0
ΔREV	经期初总资产平减后的营业收入变化额
PPE	经期初总资产平减后的固定资产总额
RS	虚拟变量,如果是试点注册制的首发上市企业,取值为1,否则为0
SIZE	企业规模,取总资产的自然对数
LEV	资产负债率,负债与资产的比值
ROE	净资产报酬率,净利润与权益的比值
IPOBIG4	虚拟变量,如果首发审计机构为四大会计师事务所,取值为1,否则为0
CONSER	经期初总资产平减的累计非经营性应计的反函数
GROWTH	营业收入增长率
CFO2	经期末总资产平减的经营活动现金流量净额
REVSD	每家公司近两年的营业收入标准差
RDI	研发投入,研发支出占营业收入的比例
Follow	虚拟变量,如果保荐机构跟投,则取值为1,否则为0
FEE	首发承销保荐费用的自然对数
SP	虚拟变量,如果样本所处行业内注册制下发行上市的企业且样本处于该注册制上市企业上市当年及之后的期间,则取值为1,否则为0
MB	市值账面比,权益市值与账面价值的比值
INST	机构投资者持股比例,机构投资者持股数量占总股数量的比例
TOP10	公司前十大股东持股比例之和,前十大股东持股数量占总股数量的比例
MNGOWN	管理层持股比例,董监高持股数量占总股数量的比例
INDP	独立董事比例,独立董事数量占董事会董事数量的比例
BDSIZE	董事会规模,董事会董事数量的自然对数
DUAL	虚拟变量,若总经理与董事长为同一人则取值为1,否则为0
BIG4	虚拟变量,如果公司年度审计的审计机构为四大会计师事务所则取值为1,否则为0
HHI	以主营业务收入口径计算的赫芬达尔指数的相反数

经期初总资产平减后的固定资产总额。 CFO 为经期初总资产平减后的经营活动现金流量净额。 $DCFO$ 为虚拟变量,当 $CFO < 0$ 时取值为1,表示“坏消息”;否则为0,表示“好消息”。 RS 表示是否是试点注册制的首发上市企业,如果是则取值为1,否则为0。对于科创板的首发上市企业,本文对2019年7月22日及之后上市的企业取值为1;对于创业板的首发上市企业,本文对2020年8月24日及之后上市的企业取值为1。控制变量 $Ctrls$ 包括企业规模($SIZE$)、资产负债率(LEV)、盈利能力(ROE)和审计质量($IPOBIG4$)。此外,参考鲁桂华等(2020)、薛爽和王禹(2022)、赖黎等(2022)的研究设计,本文控制了年度固定效应和行业固定效应。

表1列示了模型(1)和后续进一步检验中涉及的主要变量定义。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计和相关性分析

表2报告了主要变量的描述性统计结果。从全部样本来看,注册制下首发上市企业虚拟变量(RS)的均值为0.216,说明全部样本企业中有21.6%在科创板或创业板发行上市。 ROE 的取值范围为-0.335至0.934,说明样本企业盈利能力差异较大。 $IPOBIG4$ 的均值为0.047,说明约4.7%的首发上市企业选择四大会计师事务所作为首发审计机构。

表2还分别列示了注册制与核准制首发上市企业的描述性统计结果。注册制首发上市企业和核准制首发上市企业的 CFO 均值分别为0.136和0.156, $DCFO$ 的均值分别为0.127和0.059,表明注册制首发上市企业的经营活动现金流量净额低于核准制首发上市企业,这可能是由于注册制的发行上市标准中取消了关于近三年经营活动现金流净额的硬性要求。注册制和核准制首发上市企业的 ROE 均值分别为0.228和0.264,最小值分别为-0.335和0.069,存在一定差异,体现了注册制下的发行上市标准对盈利要求的放松。考虑到注册制和核准制首发上市企业盈利能力的可比性,本文将在后续的稳健性检验中使用倾向得分匹配法消除这方面的影响。注册制和核准制首发上市企业的 $IPOBIG4$ 均值分别为0.071和0.041,说明更多的注册制公司选择四大会计师事务所作为首发审计机构。

表2 变量的描述性统计结果

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	样本量
(1)全部样本						
ACC	0.014	0.100	0.005	-0.317	0.484	5856
RS	0.216	0.411	0	0	1	5856
CFO	0.152	0.137	0.135	-0.400	0.861	5856
DCFO	0.074	0.262	0	0	1	5856
ΔREV	0.205	0.288	0.137	-0.283	2.061	5856
PPE	0.255	0.175	0.229	0.005	0.802	5856
SIZE	20.494	1.034	20.338	18.518	24.551	5856
LEV	0.417	0.169	0.414	0.073	0.832	5856
ROE	0.256	0.137	0.234	-0.335	0.934	5856
IPOBIG4	0.047	0.212	0	0	1	5856
(2)注册制公司						
ACC	0.023	0.117	0.013	-0.317	0.484	1264
RS	1	0	1	1	1	1264
CFO	0.136	0.167	0.124	-0.400	0.861	1264
DCFO	0.127	0.334	0	0	1	1264
ΔREV	0.212	0.319	0.136	-0.264	2.061	1264
PPE	0.211	0.162	0.183	0.005	0.721	1264
SIZE	20.519	0.869	20.379	18.945	23.933	1264
LEV	0.370	0.169	0.356	0.073	0.832	1264
ROE	0.228	0.167	0.204	-0.335	0.934	1264
IPOBIG4	0.071	0.257	0	0	1	1264
(3)核准制公司						
ACC	0.012	0.095	0.003	-0.212	0.335	4592
RS	0	0	0	0	0	4592
CFO	0.156	0.128	0.138	-0.138	0.615	4592
DCFO	0.059	0.236	0	0	1	4592
ΔREV	0.204	0.278	0.137	-0.283	1.428	4592
PPE	0.267	0.177	0.242	0.006	0.802	4592
SIZE	20.488	1.074	20.316	18.518	24.551	4592
LEV	0.430	0.166	0.431	0.083	0.801	4592
ROE	0.264	0.126	0.241	0.069	0.734	4592
IPOBIG4	0.041	0.198	0	0	1	4592

表3为回归模型所涉及的主要变量之间的相关系数。总应计项目 ACC 与经营活动现金流量净额 CFO 的相关系数为-0.559,在1%水平上显著,这与模型预期的符号一致,体现了应计项目用于抵消现金流噪音的作用(Dechow et al., 1998)。 RS 与 CFO 呈显著负相关关系,与描述性统计结果的发现一致,即注册制公司的经营活动现金流量净额相对较低。

(二)基准回归分析

本文检验注册制对首发上市企业上市前三年会计稳健性的影响。表4报告了模型(1)的回归结果。 $DCFO \times CFO$ 的

表3 主要变量间的Pearson相关系数

	ACC	RS	CFO	DCFO	ΔREV	PPE	SIZE	LEV	ROE	IPOBIG4
ACC	1									
RS	0.045***	1								
CFO	-0.559***	-0.061***	1							
DCFO	0.451***	0.107***	-0.485***	1						
ΔREV	0.181***	0.013	0.284***	0.039***	1					
PPE	-0.238***	-0.130***	0.113***	-0.118***	-0.015	1				
SIZE	-0.148***	0.012	-0.225***	0.088***	-0.135***	0.100***	1			
LEV	-0.079***	-0.146***	-0.259***	0.141***	0.095***	0.086***	0.403***	1		
ROE	0.160***	-0.108***	0.572***	-0.146***	0.537***	-0.045***	-0.277***	0.038***	1	
IPOBIG4	-0.058***	0.059***	-0.068***	0.051***	-0.033**	-0.006	0.299***	0.049***	-0.123***	1

回归系数显著为负，说明核准制首发上市在上市前三年的会计盈余缺乏稳健性。 $RS \times DCFO \times CFO$ 的回归系数 β_7 为0.636， t 值为3.864，系数为正并且在1%水平上显著，说明相较于核准制首发上市企业，注册制首发上市企业在上市前三年的会计稳健性显著较高，表明注册制的实施有助于提高首发上市企业在上市前三年的会计稳健性，假说H1得到了支持。

(三)稳健性检验

1.调整样本

为了避免时间跨度太大而带来的其他外生事件影响，同时与后续倾向得分匹配法(PSM)的取样范围保持

一致，本文将研究样本调整为2016—2021年首发上市的企业，进行重新检验，表5列(1)列示了回归结果。另外，对于所处证监会二级行业中只有注册制首发上市企业或核准制首发上市企业的观测值，由于缺乏有效对照样本，本文剔除这部分行业的观测值后进行重新检验，回归结果见表5列(2)。具体而言，有371个观测值所处行业没有注册制首发上市企业，2个观测值所处行业没有核准制首发上市企业。两组回归结果均显示 $RS \times DCFO \times CFO$ 的回归系数为正并且在1%水平上显著，与主回归结果一致。

表4 基准回归结果

	回归系数	t 值
截距项	0.119***	(4.908)
DCFO	0.016***	(4.257)
CFO	-0.809***	(-63.030)
DCFO×CFO	-0.276***	(-4.382)
RS	-0.007	(-1.604)
RS×DCFO	0.049***	(3.879)
RS×CFO	0.046*	(1.762)
RS×DCFO×CFO	0.636***	(3.864)
ΔREV	0.049***	(11.197)
PPE	-0.019***	(-4.101)
SIZE	-0.001	(-0.682)
LEV	-0.246***	(-33.457)
ROE	0.532***	(38.328)
IPOBIG4	-0.004	(-1.206)
行业和年度固定效应	控制	
样本量	5856	
调整R ²	0.831	

表5 调整样本与控制板块固定效应的回归结果

	(1)2016—2021样本		(2)剔除不存在对照样本的行业样本		(3)控制板块固定效应	
	回归系数	t 值	回归系数	t 值	回归系数	t 值
截距项	0.110***	(3.509)	0.103***	(3.780)	0.091***	(3.699)
DCFO	0.013***	(3.034)	0.016***	(3.904)	0.016***	(4.042)
CFO	-0.844***	(-43.491)	-0.802***	(-60.023)	-0.809***	(-63.118)
DCFO×CFO	-0.234***	(-3.111)	-0.311***	(-4.622)	-0.274***	(-4.304)
RS	-0.010**	(-2.300)	-0.006	(-1.467)	-0.011**	(-2.236)
RS×DCFO	0.051***	(4.082)	0.050***	(3.943)	0.050***	(3.975)
RS×CFO	0.074***	(2.713)	0.039	(1.476)	0.048*	(1.836)
RS×DCFO×CFO	0.590***	(3.584)	0.669***	(4.040)	0.631***	(3.819)
ΔREV	0.049***	(7.972)	0.049***	(10.750)	0.048***	(11.186)
PPE	-0.022***	(-3.831)	-0.017***	(-3.482)	-0.018***	(-3.874)
SIZE	0.000	(0.031)	-0.002	(-1.177)	0.001	(0.584)
LEV	-0.223***	(-21.533)	-0.245***	(-30.981)	-0.245***	(-33.518)
ROE	0.551***	(26.637)	0.533***	(36.801)	0.531***	(38.463)
IPOBIG4	-0.007	(-1.517)	-0.006	(-1.589)	-0.005	(-1.369)
行业和年度固定效应	控制		控制		控制	
板块固定效应					控制	
样本量	3571		5483		5856	
调整R ²	0.837		0.828		0.832	

注：括号中的 t 值已经过公司层面的聚类调整，***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。下表同。

2.控制板块差异

会计稳健性的一个重要决定因素是外部监管压力。科创板、创业板和主板在上市标准、行政监管力度和市场交易规则等方面均存在一定差异，这可能会导致在不同板块首发上市的企业会计稳健性存在系统差异。陈策和吕长江(2011)认为不同板块之间存在的风险因素导致了板块间差异化的监管措施，从而影响上市公司的会计稳健性。为了避免板块差异效应的干扰，本文在模型(1)的基础上进一步控制了板块固定效应，回归结果列示于表5列(3)。可以看出， $RS \times DCFO \times CFO$ 的回归系数仍显著为正，研究结论依然支持假说H1。

3.更换稳健性度量

参考以往文献，本文采用Givoly and Hayn(2000)提出的累计应计模型作为IPO企业稳健性度量。稳健性指标 $CONSER$ 被定义为经期初总资产(TA_{t-1})平减的累计非经营性应计的相反数，取相反数是为了与稳健性水平的变化方向一致，即 $CONSER$ 数值越大，稳健性水平越高。非经营性应计($NOPACC$)为总应计与经营性应计的差额，其中，总应计=净利润+折旧-经营活动现金流量净额，经营性应计=应收账款变动额+预付账款变动额+存货变动额-应付账款变动额-应交税费变动额。由于上市公司仅要求披露上市前三年的财务数据，而该模型中需要用到应计项目的变动额，参考张金鑫和王逸(2013)的模型设计，本文取各年的非经营性应计项目计算稳健性，最终计算出首发上市企业上市前两年的稳健性水平，具体回归模型见模型(3)。

参考Ahmed and Duellman(2013)，本文在模型(1)的基

础上增加了营业收入增长率($GROWTH$)、现金流($CFO2$)和经营风险($REVSD$)三个控制变量。表6的回归结果表明， RS 的回归系数为0.009，在5%水平上显著，意味着注册制的实施提高了首发上市企业的会计稳健性水平，该回归结果依然支持假说H1。

$$CONSER_t = -NOPACC_t / TA_{t-1} \quad (2)$$

$$CONSER_t = \beta_0 + \beta_1 RS_t + Ctrls + \varepsilon \quad (3)$$

4.倾向得分匹配

针对处理组与对照组之间存在的科创属性和盈利能力等方面的差异，本文采用倾向得分匹配法(PSM)来自选择偏差问题。为了尽量避免其他外生事件对上市行为的影响，本文将取样范围缩小至2016—2021年首发上市的企业样本。

表7列示了研发投入(RDI)的描述性统计结果，研发投入(RDI)为研发支出占营业收入的比例，注册制首发上市企业和核准制首发上市企业的 RDI 均值分别为0.078和0.041，标准差分别为0.065和0.037，考虑到科创板、创业板显著区别于主板的科创属性，本文在主回归控制变量的基础上增加了研发投入(RDI)变量作为倾向得分匹配的协变量。本文选用公司规模、偿债能力、盈利能力、审计质量和研发投入五个协变量，并按照同行业进行PSM匹配，为了避免细分行业企业数量较少导致匹配样本损失，除了制造业按照二级行业代码进行匹配之外，其他行业按照一级行业代码进行匹配。本文采取最近邻1:3匹配方法进行匹配，最终获得2161个观测值。

由表8可见，匹配完成后的对照组与处理组在公司

表6 更换稳健性度量的回归结果

	回归系数	t值
截距项	0.040	(1.179)
RS	0.009**	(2.569)
SIZE	-0.005***	(-3.317)
LEV	0.001***	(15.887)
ROE	-0.002***	(-10.968)
IPOBIG4	0.009	(1.256)
GROWTH	0.000**	(2.087)
CFO2	0.431***	(23.966)
REVSD	0.130***	(4.168)
行业和年度固定效应	控制	
样本量	5307	
调整R ²	0.234	

表7 研发投入(RDI)的描述性统计结果

样本	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	样本量
全部样本	0.049	0.047	0.039	0.000	0.294	5856
注册制公司	0.078	0.065	0.056	0.000	0.294	1264
核准制公司	0.041	0.037	0.036	0.000	0.294	4592

表8 PSM匹配后的组间均值检验结果

变量指标	匹配后的注册制=0 样本均值 (样本量=1188)	匹配后的注册制=1 样本均值 (样本量=973)	两组均值 的差异	两组均值 差异的 检验(p值)
SIZE	20.453	20.465	-0.012	0.728
LEV	0.368	0.375	-0.007	0.330
ROE	0.242	0.237	0.005	0.346
IPOBIG4	0.035	0.040	-0.005	0.538
RDI	0.071	0.068	0.003	0.199

表9 基于PSM匹配样本的回归结果

	回归系数	t值
截距项	0.087**	(2.269)
DCFO	0.015***	(2.740)
CFO	-0.814***	(-36.656)
DCFO×CFO	-0.294***	(-3.056)
RS	0.001	(0.292)
RS×DCFO	0.026**	(2.467)
RS×CFO	-0.002	(-0.067)
RS×DCFO×CFO	0.394**	(2.545)
ΔREV	0.042***	(5.662)
PPE	-0.017***	(-2.698)
SIZE	-0.001	(-0.750)
LEV	-0.235***	(-23.073)
ROE	0.560***	(28.261)
IPOBIG4	-0.001	(-0.247)
行业和年度固定效应	控制	
样本量	2161	
调整R ²	0.877	

规模、偿债能力、盈利能力、审计质量和研发投入情况方面均不存在显著差异，满足平衡性假设。表9为基于PSM匹配样本对模型(1)进行重新回归检验的结果，RS×DCFO×CFO的回归系数显著为正，说明本文的回归结果在考虑倾向得分匹配后是稳健的。

(四)机制检验

基于前文的理论分析，注册制下首发上市企业会计稳健性的提高很可能来源于中介机构对会计稳健性的需求。在注册制背景下，监管部门在科创板和创业板先后推出的跟投制度为保荐机构带来了一定的跟投风险，为了缓解信息不对称问题，保荐机构可能会因此偏好更稳健的会计处理方法。另外，注册制要求保荐机构承担起更多实质审查责任，更多的责任意味着更多的风险，保荐机构也会因此寻求更高的风险溢价补偿，发行收费的提高就是一种最直接的补偿方式(张岩和吴芳, 2021; 陈晶, 2022)。因此，本文以保荐机构是否跟投以及保荐机构的保荐收费作为中介机构承担风险的度量，检验注册制改革是否通过压实中介机构责任这一途径影响首发上市企业的会计稳健性。

1.跟投制度

本文首先通过模型(4)检验保荐机构跟投制度是否影响注册制与会计稳健性的关系。在模型(4)中，

表10 跟投制度对会计稳健性的影响

	回归系数	t值
截距项	0.118***	(4.962)
DCFO	0.028***	(3.875)
CFO	-0.802***	(-62.455)
DCFO×CFO	-0.125	(-1.024)
Follow	-0.006	(-1.233)
Follow×DCFO	0.033**	(2.045)
Follow×CFO	0.039	(1.120)
Follow×DCFO×CFO	0.493**	(2.341)
ΔREV	0.049***	(11.268)
PPE	-0.019***	(-4.154)
SIZE	-0.001	(-0.778)
LEV	-0.244***	(-32.989)
ROE	0.531***	(38.768)
IPOBIG4	-0.004	(-1.074)
行业和年度固定效应	控制	
样本量	5856	
调整R ²	0.830	

Follow表示承销商是否跟投，如果是则取值为1，否则为0，其他变量定义见表1。回归结果列示于表10。Follow×DCFO×CFO的回归系数为0.493，在5%水平上显著，说明保荐机构实施了跟投的首发上市企业的会计稳健性高于没有保荐机构跟投的首发上市企业，表明注册制下保荐机构的跟投制度提高了首发上市企业的会计稳健性。

$$ACC_t = \beta_0 + \alpha_1 \Delta REV_t + \alpha_2 PPE_t + \beta_1 DCFO_t + \beta_2 CFO_t + \beta_3 DCFO_t \times CFO_t + \beta_4 Follow_t + \beta_5 DCFO_t \times Follow_t + \beta_6 CFO_t \times Follow_t + \beta_7 DCFO_t \times CFO_t \times Follow_t + Ctrl_t + e \quad (4)$$

2.承销风险

本文参考陈晶(2022)等的研究，选取首发承销保荐费用的自然对数度量保荐机构承担的风险。本文按照承销费用FEE的中位数对样本进行分组，分别进行模型(1)的回归检验。表11的回归结果显示，对于承销费用较高的样本组，RS×DCFO×CFO的回归系数为0.705，在1%水平上显著；而对于承销费用较低的样本组，RS×DCFO×CFO的回归系数不显著。组间系数差异在10%水平上显著，表明在保荐机构承担较高风险的情况下，注册制对会计稳健性的正向效应更显著。

(五)溢出效应检验

1.首发上市当年及以后年度的会计稳健性

前文研究发现注册制改革有效提高了首发上市企业

表11 承销费用机制检验结果

	(1)承销费用高		(2)承销费用低	
	回归系数	t值	回归系数	t值
截距项	0.103***	(2.721)	0.054*	(1.683)
DCFO	0.014*	(1.859)	0.016***	(4.006)
CFO	-0.782***	(-42.117)	-0.844***	(-56.336)
DCFO×CFO	-0.312***	(-2.766)	-0.237***	(-3.378)
RS	-0.004	(-0.819)	-0.002	(-0.346)
RS×DCFO	0.051***	(3.409)	0.015*	(1.705)
RS×CFO	0.038	(1.218)	-0.002	(-0.050)
RS×DCFO×CFO	0.705***	(3.548)	0.142	(1.636)
ΔREV	0.050***	(8.136)	0.048***	(8.747)
PPE	-0.024***	(-3.128)	-0.011**	(-2.415)
SIZE	-0.001	(-0.491)	0.000	(0.258)
LEV	-0.258***	(-20.603)	-0.232***	(-33.928)
ROE	0.518***	(27.795)	0.560***	(32.455)
IPOBIG4	-0.005	(-1.054)	-0.001	(-0.303)
行业和年度固定效应	控制		控制	
样本量	2937		2919	
调整R ²	0.798		0.886	
组间系数差异(p值)	0.070*			

上市前三年的会计稳健性。辛清泉等(2021)发现在核准制下,首发上市监管的强度在企业首发上市前后有所变化,导致企业在上市前后的会计稳健性呈现一个由高到低的动态变化过程。因此,接下来需要讨论的一个问题是,注册制改革对首发上市企业会计稳健性的影响是否只存在于上市前,还是会延续到上市后?与核准制下上市的企业相比,注册制下上市的企业在上市后面临的监管压力以及来自投资者和中介机构的监督和约束依然很强,因此,本文预测注册制改革对首发上市企业会计稳健性的影响在上市后将依然存在。

为了检验上述假说,本文采用模型(1)对2009—2021年首发上市的企业上市当年及以后年度的数据进行检验。表12的回归结果显示,RS×DCFO×CFO的回归系数为0.378,在1%水平上显著,表明注册制下首发上市企业的会计稳健性水平在上市当年及以后年度依然显著高于核准制下首发上市的企业。

2.对同行业核准制上市企业会计稳健性的影响

上述研究表明注册制改革会显著提高注册制下首发上市企业上市前后的会计稳健性,但注册制下首发上市的企业在所有上市企业中占比较低。当前文献少有研究监管行为对企业财务报告和信息披露行为的影响是

否溢出到同行业其他已上市企业(Seo, 2021; Truong, 2023; Breuer et al., 2022; Hao, 2023; Capkun et al., 2023),因此需要讨论的一个问题是,注册制改革对上市企业会计信息质量的影响到底是局部性的还是全局性的?即,注册制改革对注册制上市企业会计稳健性的影响是否会溢出到同行业的核准制上市企业?

注册制改革对注册制上市企业会计稳健性的影响可能通过两条途径外溢到同行业的核准制上市企业。第一,注册制上市企业会计稳健性的提升会降低同行业核准制上市企业的会计可比性,会计可比性的下降会给同行业核准制上市企业带来更多监管关注进而产生更大的监管风险,为了降低监管风险,同行业核准制上市企业有动机提高其会计稳健性(曾泉等, 2022; 辛清泉等, 2021)。第二,注册制上市企业会计稳健性的提高会吸引投资者关注从而导致同行业核准制上市企业得到的投资者关注减少,为了发送企业是高质量的信号和提高投资者关注度,同行业核准制上市企业有动机提高其会计稳健性(巫岑等, 2022; Seo, 2021; Truong, 2023)。因此,本文预测注册制改革对首发上市企业会计稳健性的影响将外溢到同行业的核准制上市企业。

不同行业内首次出现注册制上市企业的时间不尽相同,导致样本公司受到该外生冲击的时间存在差异。为了

表12 IPO当年及以后年度的回归结果

	回归系数	t值
截距项	0.132***	(10.301)
DCFO	0.008***	(6.577)
CFO	-0.720***	(-70.548)
DCFO×CFO	-0.340***	(-20.604)
RS	-0.001	(-0.416)
RS×DCFO	0.041***	(4.753)
RS×CFO	0.245***	(8.717)
RS×DCFO×CFO	0.378***	(3.256)
ΔREV	0.054***	(17.054)
PPE	-0.015***	(-5.373)
SIZE	-0.001***	(-3.057)
LEV	-0.075***	(-25.514)
ROE	0.463***	(60.227)
IPOBIG4	-0.007***	(-3.288)
行业和年度固定效应	控制	
样本量	17672	
调整R ²	0.845	

检验注册制上市企业对核准制上市企业会计稳健性的溢出效应，本文采用多期差分(DID)模型，并选取2009—2021年的已上市企业样本进行检验，具体见模型(5)：

$$ACC_i = \beta_0 + \alpha_1 \Delta REV_i + \alpha_2 PPE_i + \beta_1 DCFO_i + \beta_2 CFO_i + \beta_3 DCFO_i \times CFO_i + \beta_4 SP_i + \beta_5 SP_i \times DCFO_i + \beta_6 SP_i \times CFO_i + \beta_7 SP_i \times DCFO_i \times CFO_i + Controls + \varepsilon \quad (5)$$

其中，变量SP表示同行业内是否有注册制下上市的企业，如果样本所处行业内有注册制下上市的企业且样本处于该注册制上市企业上市当年及以后年度，则SP取值为1，否则为0，其中行业按照证监会行业大类分类进行划分。参考巫岑等(2022)的研究设计，本文剔除了金融类公司、2019年及之后上市的公司数据和ST公司观测值。

参考Khan and Watts(2009)的研究，本文在模型(1)新增了市值账面比(MB)控制变量，即权益市值与账面价值的比值。为了进一步控制了上市企业所处治理环境对会计稳健性的影响，借鉴已有研究(柳木华和任嘉乐，2019；王文姣等，2020)，本文还新增了机构投资者持

表13 溢出效应检验结果

	回归系数	t值
截距项	-0.006	(-0.381)
DCFO	0.007***	(5.694)
CFO	-0.725***	(-59.663)
DCFO×CFO	-0.333***	(-18.266)
SP	0.004**	(2.199)
SP×DCFO	-0.002	(-0.678)
SP×CFO	-0.093***	(-4.593)
SP×DCFO×CFO	0.131***	(3.145)
ΔREV	0.046***	(13.589)
PPE	-0.006**	(-2.187)
SIZE	0.003***	(5.454)
LEV	-0.079***	(-28.342)
ROE	0.463***	(63.423)
BIG4	-0.007***	(-3.187)
INST	-0.004**	(-2.474)
TOP10	0.009***	(3.248)
MB	0.003***	(12.735)
MNGOWN	0.011***	(5.566)
INDP	-0.001	(-0.159)
BDSIZE	0.001	(0.527)
DUAL	0.001	(1.121)
行业和年度固定效应	控制	
样本量	15095	
调整R ²	0.869	

股比例(INST)、前十大股东持股比例(TOP10)、管理层持股比例(MNGOWN)、独立董事比例(INDP)、董事会规模(BDSIZE)、是否两职合一(DUAL)控制变量，并将模型(1)中的IPOBIG4控制变量替换为BIG4，表示上市企业年度审计的会计师事务所是否为四大会计师事务所。

模型(5)的回归结果见表13。SP×DCFO×CFO的回归系数显著为正，表明注册制上市企业的存在会对同行业其他上市企业的会计稳健性产生影响，支持注册制改革对于注册制上市企业会计稳健性的正向影响会外溢至核准制上市企业的推断。

根据竞争理论，个体企业会学习和效仿同行业企业的行为以维持自身的竞争力和双方的竞争现状，而且行业竞争程度越激烈，个体企业对同行业其他企业的关注度越高(梅蓓蕾等，2021)。因此，本文推断注册制对上市企业会计稳健性积极影响的溢出效应在竞争更激烈的行

表14 溢出效应基于行业竞争程度的分组回归结果

	(1)行业竞争程度高		(2)行业竞争程度低	
	回归系数	t值	回归系数	t值
截距项	-0.020	(-0.770)	-0.007	(-0.368)
DCFO	0.008***	(4.579)	0.007***	(3.693)
CFO	-0.710***	(-43.965)	-0.733***	(-43.296)
DCFO×CFO	-0.338***	(-13.346)	-0.339***	(-13.730)
SP	0.000	(0.073)	0.006***	(2.750)
SP×DCFO	0.002	(0.591)	-0.007*	(-1.851)
SP×CFO	-0.097***	(-3.310)	-0.112***	(-4.812)
SP×DCFO×CFO	0.189***	(3.405)	0.093*	(1.647)
ΔREV	0.055***	(10.515)	0.039***	(9.494)
PPE	0.002	(0.490)	-0.013***	(-3.521)
SIZE	0.002***	(3.044)	0.003***	(4.766)
LEV	-0.081***	(-21.484)	-0.075***	(-19.037)
ROE	0.486***	(47.912)	0.444***	(44.787)
BIG4	-0.003	(-0.938)	-0.009***	(-3.681)
INST	-0.005**	(-2.178)	-0.004	(-1.544)
TOP10	0.015***	(3.805)	0.006	(1.592)
MB	0.003***	(9.598)	0.002***	(8.371)
MNGOWN	0.005**	(2.150)	0.015***	(5.441)
INDP	0.005	(0.402)	-0.001	(-0.090)
BDSIZE	-0.001	(-0.211)	0.004	(0.948)
DUAL	0.001	(0.866)	0.001	(0.771)
行业和年度固定效应	控制		控制	
样本量	7572		7523	
调整R ²	0.865		0.877	
组间系数差异(p值)		0.080*		

业中会更显著。

基于此,本文按照行业竞争程度赫芬达尔指数(HHI)的中位数将核准制上市企业样本进行分组检验,回归结果列示于表14。无论行业竞争程度高低, $SP \times DCFO \times CFO$ 的回归系数均显著为正,进一步印证了注册制改革对上市企业会计稳健性影响的溢出效应;对于行业竞争程度高的核准制上市企业, $SP \times DCFO \times CFO$ 的回归系数为0.189,在1%水平上显著,而对于行业竞争程度低的核准制上市企业, $SP \times DCFO \times CFO$ 的回归系数为0.093,在10%水平上显著,组间系数差异的 p 值为0.080,在10%水平上显著。上述结果支持了注册制改革对上市企业会计稳健性影响的溢出效应在竞争程度更激烈的行业中更显著的推断。

五、结论与启示

本文以2019年开始的注册制试点为研究背景,以注册制下首发上市企业作为处理组,以核准制下首发上市企业作为控制组,考察注册制改革是否影响首发上市企业上市前三年的会计稳健性及其影响机制。研究发现,与核准制下的首发上市企业相比,注册制下的首发上市企业在上市前三年有更高的会计稳健性,表明注册制改革显著提高了首发上市企业在上市期间的会计稳健性;其中保荐跟投制度和承销风险的提升是注册制改革影响首发上市企业会计稳健性的重要原因。

在此基础上,本文研究注册制改革对首发上市企业上市前会计稳健性的影响是否具有持续性以及是否会外溢到同行业的核准制上市企业。研究发现,注册制改革对首发上市企业会计稳健性的积极影响不仅存在于上市前三年,而且持续至上市当年及以后年度,表明注册制改革对首发上市企业会计信息的影响具有一定的持续性。另外,注册制上市企业的存在提高了同行业核准制上市企业的会计稳健性,并且行业竞争程度越高,该溢出效应越显著。

本文的研究表明注册制改革不仅对注册制首发上市企业上市前后的会计稳健性产生影响,该影响还会溢到其他已上市企业。这一结果表明注册制改革虽然只是一项针对首发上市申请企业的准入监管制度变迁,但该监管改革措施会对所有上市企业的财务报告决策产生全面的影响。这意味着溢出效应可能是普遍存在的,针对首发上市申请企业的行为监管也会对其他已上市企业的财务报告决策产生重要影响。

最后,本文研究了注册制改革对上市企业会计稳健性的影响及其影响机制,但会计稳健性只是会计信息质量的一个方面,而会计信息质量又只是影响资本市场资源配置的一个重要因素。目前注册制已经全面实施,有必要对注册制改革如何影响市场资源配置的各种机制进行深入研究,以更好地实现对改革效果的动态评估,这是未来研究的重点方向。

参考文献:

- [1] 陈策,吕长江.上市板块差异对会计稳健性的影响——来自A股主板和中小板民营企业的实证检验[J].会计研究,2011,(9):32-39+96-97.
- [2] 陈晶.跟投制度、承销费用与IPO盈余管理[J].证券市场导报,2022,(9):37-48.
- [3] 黄俊,陈良银,陈信元.科创板注册制改革与公司盈余管理[J].会计研究,2023,(2):42-51.
- [4] 赖黎,蓝春丹,秦明春.市场化改革提升了定价效率吗?——来自注册制的证据[J].管理世界,2022,(4):172-184+199+185-190.
- [5] 刘瑞琳,李丹.注册制改革会产生溢出效应吗?——基于企业投资行为的视角[J].金融研究,2022,(10):170-188.
- [6] 柳木华,任嘉乐.关键审计事项应对与会计稳健性——基于实地走访程序的证据[J].证券市场导报,2019,(12):30-39+49.
- [7] 曹桂华,韩慧云,陈运森.会计师事务所非处罚性监管与IPO审核问询——基于科创板注册制的证据[J].审计研究,2020,(6):43-50.
- [8] 毛新述,戴德明.会计制度改革、盈余稳健性与盈余管理[J].会计研究,2009,(12):38-46+96.
- [9] 梅蓓蕾,郭雪寒,叶建芳.问询函的溢出效应——基于盈余管理视角[J].会计研究,2021,(6):30-41.
- [10] 王文校,王靖懿,傅超.客户和审计师不匹配关系与会计稳健性[J].审计研究,2020,(3):105-114.
- [11] 巫岑,饶品贵,岳衡.注册制的溢出效应:基于股价同步性的研究[J].管理世界,2022,(12):177-202.
- [12] 辛清泉,李瑞涛,夏立军.证券准入监管与会计政策选择——来自IPO公司研发支出资本化的证据[J].会计研究,2021,(9):48-64.
- [13] 薛爽,王禹.科创板IPO审核问询回复函与首发抑价[J].管理世界,2022,(4):185-203.
- [14] 曾泉,牟颖,杜兴强.股票发行注册制改革与财务报告质量——基于盈余管理和会计稳健性的视角[J].北京工商大学学报(社会科学版),2022,(4):113-126.

(下转第36页)