

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2022.05.007

# 股票流动性与企业社会责任<sup>①</sup>

年荣伟<sup>1</sup>, 顾乃康<sup>2\*</sup>

(1. 西北大学经济管理学院, 西安 710127; 2. 中山大学管理学院, 广州 510275)

**摘要:** 企业社会责任是近年来的研究热点问题之一。从市场微观结构的视角, 以中国 A 股上市公司为样本, 探究了股票流动性对企业社会责任的影响。经检验发现, 股票流动性对企业社会责任的承担具有显著的正向影响。将 2013 年大宗股票交易规则修订作为准自然实验, 在控制了内生性问题后研究结果依然稳健。经进一步检验后发现, 股票流动性对企业社会责任产生的正向影响是由股票流动性的信息效应路径和治理效应路径决定的, 且信息效应路径起到更为重要的作用。检验结果在某种程度上表明, 旨在提升股票流动性的大宗股票交易规则改革对优化包括承担社会责任在内的企业行为产生了积极作用。总之, 股票流动性通过信息效应和治理效应两个路径而对中国企业承担社会责任产生了重要的反馈作用。

**关键词:** 股票流动性; 企业社会责任; 信息效应; 治理效应

**中图分类号:** F830.91      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1007-9807(2022)05-0089-20

## 0 引 言

企业社会责任问题越来越受到学术界的关注, 正成为商业伦理、战略管理以及公司财务等跨领域的研究主题。在传统的企业理论中, 企业的基本目标是谋求股东财富最大化, 并没有为其他利益相关者(包括员工、供应商、客户以及社区和社会等)增进社会福利的责任。然而, 在现实中, 企业往往会参与改善其他利益相关者福利的活动, 也即承担企业的社会责任。无论是学术界还是实务界越来越意识到, 对企业来说, 承担社会责任实质上是一种长期投资, 尽管这种长期投资较难为股东带来直接的短期利益<sup>[1]</sup>, 但由这种长期投资所带来的无形资产(包括社会资本、声望以及与利益相关者的关系等)却对股东获得长期利益是有利的<sup>[2-5]</sup>。学者们已经从竞争威胁、同行效应、机构投资者的治理压力、政治关系以及法律制度等视角检验了企业承担社会责任的决定因素<sup>[6-10]</sup>, 而

Chang 等<sup>②</sup>一样, 试图从股票市场的微观结构尤其是从股票流动性的视角探讨其对企业承担社会责任的影响。

股票流动性是金融经济对实体经济产生反馈作用的重要途径之一, 也就是说, 股票市场可以通过股票的流动性对企业行为产生重要影响<sup>[11]</sup>。从目前已有的研究成果看, 股票流动性对企业行为的影响可能存在正反两个方面的作用结果。一方面, 较高的股票流动性可能通过改善基于定价效率的信息效应和改善基于机构投资者的治理效应而减轻企业内外部人之间的信息不对称, 抑制企业及其代理人采取机会主义行为的倾向, 从而对企业行为产生正向的积极影响<sup>[12-14]</sup>。另一方面, 较高的股票流动性也可能因吸引了大量的噪音投资者或短期投资者进入而给企业及其代理人造成短视压力、产生短期效应, 从而对企业行为产生负向的消极影响<sup>[15, 16]</sup>。在文中, 将针对中国股市及

① 收稿日期: 2020-01-19; 修订日期: 2021-11-12。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71772185)。

通讯作者: 顾乃康(1965—), 男, 江苏无锡人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: mmsgnk@mail.sysu.edu.cn

② Chang X, Tan W Q, Yang E D, Zhang W R. Stock liquidity and corporate social responsibility [C]. 2019, GB/T 7714.

其 A 股上市公司, 检验股票流动性对中国企业承担社会责任到底是产生了正向影响还是负向影响, 同时还将进一步检验产生这种影响的具体作用路径。

然而, 针对中国股市及其 A 股上市公司的检验结果与 Chang 等<sup>②</sup>针对美国股市及其上市公司的检验结果正好相反。Chang 等<sup>②</sup>的检验结果表明, 在美国股票市场, 股票流动性对美国企业的社会责任承担产生了负向的消极影响, 也就是说, 股票流动性的短期效应在美国企业履行社会责任的决定中起到了主要作用。而针对中国股市的检验结果却表明, 股票流动性的信息效应和治理效应在中国企业履行社会责任的决定中起到关键作用, 并产生了正向的积极影响。这可能与中国股市及其上市公司的制度环境、信息环境、股票的交易规则以及公司的治理结构不同于美国有关。

以 2010 年至 2017 年中国 A 股上市公司为研究样本, 基于和讯网所提供的企业社会责任数据, 经检验发现, 股票流动性对企业社会责任承担具有显著的、正向的积极影响。例如, 股票流动性增加一个标准差, 企业社会责任总评分和评级将分别增加 2.87% 和 2.39%。即使采用不同的股票流动性指标(包括 Amihud 非流动性指标和修正的 Amihud 非流动性指标)、不同的企业社会责任指标(包括企业社会责任总评分、评级以及企业社会责任五个不同维度的分项评分)以及不同的回归统计方法, 该结果依然是稳健的。然而, 企业社会责任的承担也可能反过来影响股票流动性。为了避免由这种反向因果关系而产生的内生性问题, 以 2013 年大宗股票交易规则修订做为准自然实验, 因为该规则的修订普遍提升了股票流动性但又不会对企业的社会责任承担产生直接影响。按照 2013 年大宗股票交易规则修订后的股票流动性的增加程度划分并匹配了实验组与控制组, 经检验发现, 流动性增加较大的实验组其企业社会责任总评分和评级要比流动性增加较小的控制组分别高出 39.9% 和 32.7%。也就是说, 更大的股票流动性的提升促进了中国企业承担更多的社会责任, 由此可见, 股票流动性与中国企业社会责任之间的正相关性并不是由反向因果关系引起的。

既然股票流动性对中国 A 股上市公司的社

会责任承担具有正向的积极影响, 那么这也意味着股票流动性的信息效应以及治理效应可能在其中起着关键作用, 为此对这两个作用路径做出了深入检验。在针对股票流动性的信息效应路径做出检验时, 首先, 在基于 2013 年大宗股票交易规则修订而构建的实验组与控制组的基础上进行了股价信息效率指标的单变量统计检验, 并发现与控制组相比, 实验组的反映股价信息效率的 *Pin* 值指标和价格延迟指标 *Price\_delay* 的均值分别显著地多下降了 0.024 和 0.013, 也就是说 2013 年大宗股票交易规则的修订因改善了股票的流动性而提升了股价的信息效率, 且与控制组相比实验组的股价信息效率提高更大。其次, 采用 2013 年前后各个变量(包括被解释变量、解释变量和控制变量)的变化值进行 OLS 回归检验, 且发现与信息效率指标降低较小的样本相比, 信息效率指标降低较大的样本其企业社会责任承担更大。这些结果支持了信息效应路径。在针对股票流动性的治理效应路径做出检验时, 一方面, 在基于 2013 年大宗股票交易规则修订而构建的实验组与处理组的基础上进行了机构投资者指标的单变量统计检验, 并发现与控制组相比, 实验组的机构投资者数量和持股比例的均值分别显著地多增加了 0.203 和 0.028, 这意味着 2013 年大宗股票交易规则的修订因改善了股票的流动性而加快了机构投资者的进入, 且与控制组相比实验组的机构投资者的进入程度更大。另一方面, 采用 2013 年前后各个变量(包括解释变量、被解释变量和控制变量)的变化值进行了 OLS 回归检验, 且发现与机构投资者数量和持股比例增加较小的样本相比, 机构投资者数量和持股比例增加较大的样本其企业社会责任承担更大。这些结果支持了治理效应路径。在此基础上, 进一步针对股票流动性的信息效应与治理效应路径做出了联合检验, 且发现与治理效应路径相比, 信息效应路径对企业社会责任承担所起到的作用更大更显著。也就是说, 在股票流动性对中国企业社会责任承担所产生的正向积极影响中, 股票流动性的信息效应起到了更为主导的作用。

本研究在以下几个方面做出了贡献。首先, 丰富了金融市场对实体经济反馈作用的研究成果。近些年来, 从金融市场尤其是股票市场的角度研

究其对实体经济的反馈作用越来越受到学者们的关注<sup>[17]</sup>,而此文从股票流动性的视角就其对企业承担社会责任的反馈作用进行了探索,也丰富了市场微观结构与公司财务的交叉研究。其次,丰富了企业承担社会责任决定因素的研究。以往的研究主要从竞争威胁<sup>[6]</sup>、法律渊源<sup>[10]</sup>、机构投资者<sup>[18]</sup>、CEO任期<sup>[19]</sup>以及婚姻状况<sup>[20]</sup>、所处企业集团的地位<sup>[21]</sup>等视角研究了影响企业社会责任的决定因素,而此文则基于股票流动性所带来的信息效应和治理效应检验了其对中国企业承担社会责任的影响,并得出了与美国股市及其上市公司不同的结论。第三,丰富了关于股票流动性及其经济后果的研究。在针对中国股市及其上市公司的研究中,现有的多数成果发现股票流动性的改善有助于改善中国企业内外部人之间的信息不对称,约束中国企业及其代理人的机会主义行为,并由此产生正向的积极影响,而此文的检验结果为此增添了新的证据。

## 1 文献回顾与研究假设

### 1.1 文献回顾

本研究主要就涉及到的两个方面的文献做出回顾,一是关于股票流动性对企业财务行为影响的文献,二是有关企业承担社会责任决定因素方面的文献。

自学术界关注金融经济(市场)对实体经济的反馈作用以来<sup>[17]</sup>,学者们逐步开展了股票流动性对企业财务行为影响的研究和检验。现有的文献表明,股票流动性对企业财务行为到底具有正向的积极影响还是具有负向的消极影响并没有取得一致的结论。具体地,有些文献发现,较高的股票流动性因有助于激励知情投资者收集并交易信息而改善了股价的信息效率、减轻了企业内外部人之间的信息不对称,或者较高的股票流动性因有利于机构投资者的进入和退出、便于机构投资者的监管而对企业及其代理人产生治理作用。正是这种股票流动性产生的信息效应和治理效应约束了企业及其代理人的机会主义行为,从而对企业行为产生正向的积极影响。例如,在针对美国股市的研究中,Brogaard等<sup>[12]</sup>发现,较高的股票流

动性会引发更多的知情交易,并提高了股价的信息效率,而管理者从股价中更易捕捉到有利的投资机会信息,从而通过影响企业未来的现金流及其偿债能力而降低了美国企业的违约风险;Chen等<sup>[22]</sup>发现,更高的股票流动性促进了大股东对管理层的极端避税行为的监管,并由此减少了美国企业的极端避税行为。在针对中国股市的研究中,顾乃康和陈辉<sup>[13]</sup>发现,股票流动性通过改善股价的信息含量而对投资机会集产生正向作用,进而促进了中国企业的投资活动;Jiang等<sup>[14]</sup>发现,股票流动性提高了股价信息含量,增强了对代理人采取机会主义行为的监管,从而促使中国企业支付更多的股利;此外,顾乃康和年荣伟<sup>[23]</sup>还发现,股票流动性受到整个股市的流动性的影响越大(即股票的流动性共性越大),股价中所隐含的信息含量越少,企业的融资成本越高,进而迫使中国企业减少了外部融资,且使得资本结构下降了。非常有意思的是,针对中国股市的多数研究成果表明,股票流动性对中国上市公司的行为具有正向的积极影响。

然而,也有一些文献发现,较高的股票流动性因降低了投资者的交易成本而导致大量的短期投资者涌入且给企业及其代理人造成了较大的短期业绩压力,由此正是这种股票流动性的短期效应诱发了企业及其代理人的短期行为,从而对企业行为产生了负面的消极影响。例如,Fang等<sup>[16]</sup>发现,较高的股票流动性阻碍了美国企业的创新行为,这是因为较高的股票流动性增加了恶意收购的可能性,而管理者为了防止股价被低估并保护自己的职位而不得不追求短期利益、忽视那些只能在较远的未来才能带来业绩的创新投资;冯根福等<sup>[24]</sup>针对中国民营上市公司的研究也有类似的发现;Chang等<sup>[15]</sup>发现,较高的股票流动性会导致美国企业面临较大的股价崩盘风险,这是因为较高的股票流动性吸引了更多的短期投资者,而管理者为了避免由此引起的股价下跌且保证短期利益的获取而可能会尽量隐瞒坏消息,直到坏消息累积到一定程度后触发了股价崩盘;Chang等<sup>②</sup>发现,股票流动性与美国企业社会责任承担之间呈显著的负相关性,且这也主要是由股票流动性的短期效应引起的。

近年来,针对企业社会责任的研究也日益受

到学术界的关注.在诸多相关研究中,学者们一直在探索企业履行社会责任的决定因素,并取得了一定的研究成果.例如,Flammer<sup>[6]</sup>发现,企业通常会为了应对来自竞争对手的威胁并保持比较优势而积极履行企业社会责任.Liang和Renneboog<sup>[10]</sup>基于114个国家的23000家企业的社会责任评级数据经检验发现,普通法系国家的企业社会责任履行低于大陆法系国家的企业,但大陆法系国家的企业比普通法系国家的企业更能及时对社会责任冲击做出反应.Chen等<sup>[19]</sup>发现,美国企业CEO为了缓解职业担忧并获得长期利益通常在其任期的早期承担更多的企业社会责任,且企业社会责任承担越多,CEO的离职率越低.Hegde和Mishra<sup>[20]</sup>发现,已婚CEO领导的美国企业通常会履行更多的企业社会责任(尤其是在多元性和员工关系方面),这可能与已婚CEO具有亲和社会的价值观有关.李增福等<sup>[25]</sup>发现,中国上市民营企业的慈善捐赠与其避税行为呈显著的正相关性,由此他们提出了“慈善捐赠-寻租-避税”的假设,也即中国民营企业的慈善捐赠是出于避税的动因.Guo等<sup>[21]</sup>发现,具有企业集团成员和国有企业双重身份的中国企业其社会责任绩效较弱,可能的原因是,企业承担社会责任是企业从政府以及公众那里寻求合法性的一种策略,而企业集团的隶属关系和国有企业的身份共同为企业提供了合法性,由此减少了其承担企业社会责任的激励.

虽然现有文献已从不同的方面研究了企业社会责任承担的决定因素,但鲜有从股票市场微观结构角度来研究其对企业履行社会责任的影响.最近,Chang等<sup>②</sup>以美国的股市及其上市公司为研究对象,检验了股票流动性与企业社会责任承担之间的关系.他们发现,股票流动性的短期效应使得美国股市的股票流动性与美国的企业社会责任承担之间存在着负向的消极关系.然而,由于与美国的股市及其上市公司相比,中国的股市及其上市公司具有不同的制度环境、不同的信息环境、不同的交易规则以及不同的公司治理结构,所以中国股市的股票流动性与中国上市公司社会责任承担之间可能存在着不同的情形与关系.有鉴于此,

就此做出了检验,并发现了与美国的情形完全不同的结论,即股票流动性的信息效应和治理效应在中国起主要作用,且对企业社会责任的履行产生了正向的积极影响.

## 1.2 基本假设

现有理论表明,股票流动性对企业社会责任承担存在正反两个方向的影响.从正向的积极影响看,其涉及到股票流动性对企业及其代理人产生的信息效应以及治理效应,而从负向的消极影响来看,其涉及到股票流动性对企业及其代理人产生的短期效应.

股票流动性的信息效应也就是股票流动性的反馈效应观点认为,股票流动性是股东影响企业及其代理人决策的一个非常重要的工具<sup>[11]</sup>.具体地,较高的股票流动性会对投资者收集和交易信息的激励产生重要作用,并进而通过增进股价的定价效率以及股价中所包含的私人信息含量<sup>[26]</sup>,而对企业及其代理人的决策产生重要影响.也就是说,股票流动性对企业行为产生的反馈效应其本质是股票流动性的信息效应在起作用.在较高的股票流动性下,知情投资者不仅较易通过交易将其拥有的不为市场所知的私人信息注入股价,而且较易获得信息交易所产生的利益,由此强化了其收集、挖掘并交易信息的激励.在这种情况下,较高的股票流动性不仅降低了内外部人之间的信息不对称,而且还使得内部人因从事机会主义行为而被发现和遭受惩罚的可能性大大提高了,由此较高的股票流动性强化了企业及其代理人采取有利于长期利益的行动的激励,从而具有推动企业承担社会责任的作用.

股票流动性的治理效应观点则认为,较高的股票流动性有助于促进机构投资者对企业及其代理人的监督和威慑.具体地,较高的股票流动性便于机构投资者的进入<sup>[27]</sup>,而进入的机构投资者可以通过“发声干预”实施对企业及其代理人的监督<sup>[28-29]</sup>;不仅如此,较高的股票流动性还有助于将由监督而带来的价值快速注入股价并令监督者更易获得相应的利益.进一步地,较高的股票流动性还强化了机构投资者基于股票出售的“退出威胁”<sup>[30-31]</sup>.也就是说,较高的股票流动性因便于机

构投资者的进入、便于机构投资者实施“发声干预”和“退出威胁”而强化了企业及其代理人采取增加长期企业价值行动、承担更多社会责任的激励。与此同时,由于较高的股票流动性更便于机构投资者的进入,而机构投资者通常是知情投资者且具有更多的企业私人信息,所以机构投资者的进入还将因强化前述的股票流动性的信息效应而促进企业社会责任的承担。

由股票流动性的信息效应观点与治理效应观点可知,较高的股票流动性有助于促使企业社会责任的承担并产生正向的积极影响。由此得出如下基本假设。

假设 1a 股票流动性越大,企业对社会责任的承担越高。

股票流动性的短期效应观点认为,较高的流动性不仅有助于诸如机构投资者这样的愿意采取积极干预行动的大股东进入,而且同时也有利于这些大股东的退出。当干预或监管成本较高或者由干预或监管而带来的利益将在较远的未来才能实现时,较高的股票流动性可能会使得机构投资者倾向于优先选择退出而不是发声干预。这种优先的退出倾向可能会引起企业及其代理人的短视化。更为重要的是,较高的股票流动性还会吸引大量的短期投资者,因为较高的股票流动性便于短期投资者在较低的交易成本下出清其所持股份。由较高的股票流动性而带来的短期投资者的涌入,一方面来自短期投资者追求短期绩效的压力将诱使企业及其代理人更关注能在短期内提升股价的短期行为,忽视承担企业社会责任这样的长期行为;另一方面由短期投资者进入而加剧的噪音交易将导致更大的企业定价错误和更大的股价波动性,这将进一步增大内外部人之间的信息不对称,减弱企业承担社会责任的激励。也就是说,较高的股票流动性所引起的机构投资者的退出倾向以及短期投资者的涌入,有可能使得企业的行为更趋短视化,从而削弱了企业承担社会责任的意愿。除此之外,较高的股票流动性还会使得企业更容易被接管,从而迫使企业及其代理人不惜牺

牲长期利益而追求短期利益以保持当前股价高企,这也会使得企业短视化且忽视社会责任的承担。

由股票流动性的短期效应观点可知,较高的股票流动性不利于促使企业社会责任的承担并产生负向的消极影响。由此得出如下备择假设。

假设 1b 股票流动性越大,企业对社会责任的承担越低。

## 2 样本、变量与实证模型

### 2.1 样本与数据

选取 2010 年至 2017 年中国 A 股上市公司为研究对象,并按照如下原则进行了样本的筛选:一是剔除了金融类、ST 和 PT 类的公司;二是由于 IPO 年份的股价波动性比较大,为了确保结果的可靠性而剔除了当年上市的数据。由此获得了 2 363 个公司的 16 846 个非平衡面板数据。其中,公司财务数据来自国泰安数据库,社会责任数据来自和讯网,且对相关数据进行了 1% Winsor 处理。

### 2.2 主要变量

企业社会责任 企业社会责任相关数据来自于和讯网。自 2010 年起,和讯网根据上市公司发布的社会责任报告及年报,从股东责任、员工责任、供应商以及客户和消费者责任、环境责任和社会责任五个方面对企业社会责任给予了评估,并公布了企业承担社会责任的总评分 (Score) 和评级 (Rank)<sup>③</sup>,且两者的数值越高意味着企业承担的社会责任越多。

股票流动性 与诸多相关国内外文献一致,本文采用 Amihud 非流动性指标来测度股票的流动性<sup>[23,32,33]</sup>。Amihud 非流动性指标可能是测定中国股票市场个股流动性水平的较为合理的指标,因为其由高频数据构建的非流动性水平指标的相关度较高,且能够提供更多的较为具体的交易成本信息<sup>[34]</sup>。本文采用的 Amihud 非流动性

③ 和讯网根据上市公司发布的社会责任报告及年报,由股东责任(30%)、员工责任(15%)、供应商以及客户和消费者责任(15%)、环境责任(20%)和社会责任(20%)五个维度的分项评分经加权平均计算得到企业社会责任总评分(Score),并依据以下规则进行等级评定,即企业社会责任总评分区间在[100,80]的划分为 A 级,[80,60]的划分为 B 级,[60,40]的划分为 C 级,[40,20]的划分为 D 级,而 20 以下的划分为 E 级。为了回归统计的需要,本文依次对企业社会责任评级(Rank)进行了赋值,分别为 5、4、3、2、1。

指标定义如式(1)所示

$$LiQ_{i,d} = \frac{|R_{i,d}|}{VOL_{i,d}} \times 10^9 \quad (1)$$

其中  $LiQ_{i,d}$  是股票  $i$  在第  $d$  日的日度非流动性指标,  $R_{i,d}$  表示股票  $i$  在第  $d$  日的日度回报率,  $VOL_{i,d}$  表示股票  $i$  在第  $d$  日的日度交易金额. 鉴于该指标很小, 为了与其他变量保持在一个数量级上, 本文对 Amihud 日度非流动性指标乘以 10 的 9 次方<sup>[23, 35]</sup>. 在股票 Amihud 日度非流动性指标 ( $LiQ_{i,d}$ ) 构建的基础上, 把股票  $i$  在第  $t$  年内各日的日度非流动性指标 ( $LiQ_{i,d}$ ) 按照流通市值加权平均, 得到股票年度 Amihud 非流动性指标 ( $LiQ_{i,t}$ ). 此外, 黄峰和杨朝军<sup>[36]</sup> 认为, 由式(1)定义的标准 Amihud 日度非流动性指标不能较好地反映交易对价格的冲击, 由此他们建议采用日内价格振幅, 即股票  $i$  第  $d$  日的最高价和最低价之差与当日收盘价之比来替代式(1)中的日度回报率 ( $R_{i,d}$ ), 从而得到修正的股票日度 Amihud 非流动性指标 ( $Adj\_LiQ_{i,d}$ ) 和修正的年度 Amihud 非流动性指标 ( $Adj\_LiQ_{i,t}$ ). 本研究也采用了这些修正指标. 由于 Amihud 非流动性指标越大意味着股票的流动性越小, 所以为了逻辑上的一致性, 在回归统计中采用的是股票非流动性指标的相反数来反映股票流动性的大小, 即该指标越大, 则股票的流动性越大.

### 2.3 模型构建

为了检验股票流动性与企业社会责任承担的关系, 依据 Chen 等<sup>[19]</sup>、Hegde 和 Mishra 等<sup>[20]</sup> 文献, 构建了如式(2)所示的检验模型

$$Score_{i,t} \text{ (或 } Rank_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 LiQ_{i,t-1} \text{ (或 } Adj\_LiQ_{i,t-1}) + \alpha_{control} Control_{i,t-1} + \sum_t Year_t + \sum_i Industry_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中  $Score$  或  $Rank$  分别为企业社会责任总分或评级,  $LiQ$  或  $Adj\_LiQ$  分别是 Amihud 或修正的 Amihud 非流动性指标的相反数. 式(2)控制了影响企业社会责任的一般特征变量  $Control$ , 具体包括: 现金持有量 ( $Cash$ ), 定义为货币资金与账面总资产之比; 企业规模 ( $Size$ ), 定义为账面总资产的自然对数; 财务杠杆 ( $LEV$ ), 定义为账面总负债与

账面总资产之比; 托宾  $q$  ( $Tobinq$ ), 定义为流通股市值、非流通股的账面价值以及负债的账面价值之和与账面总资产之比; 销售额增长率 ( $Sales Growth$ ), 定义为第  $t$  年销售额与第  $(t-1)$  年销售额之比的对数; 资产回报率 ( $ROA$ ), 定义为净利润与账面总资产之比. 式(2)还控制了年度 ( $Year$ ) 和行业 ( $Industry$ ) 效应,  $\varepsilon$  为误差项. 此外, 为了控制内生性问题, 所有解释变量均滞后一期. 针对式(2), 关注的是股票流动性 ( $LiQ$  或  $Adj\_LiQ$ ) 的回归系数  $\alpha_1$ ; 若其显著为正, 则意味着股票流动性的增加会引起企业社会责任指标显著提升, 且支持了基本假设 1a; 若其显著为负, 则意味着股票流动性的增加会引起企业社会责任指标显著下降, 且支持了备择假设 1b.

## 3 实证结果和分析

### 3.1 描述性统计结果及分析

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果. 从表 1 的结果可以看到, 样本企业的社会责任总评分 ( $Score$ ) 均值为 26.054, 社会责任评级 ( $Rank$ ) 均值为 2.239, 即在五个等级的 D 级和 C 级之间. 这两个指标的描述性统计结果表明, 中国上市公司在总体上对社会责任的承担水平较低. 未取相反数的股票流动性指标 ( $LiQ$  和  $Adj\_LiQ$ ) 的均值分别为 0.495 和 0.986. 此外, 其他企业特征变量指标的描述性统计结果与国内其他相关文献的结果相一致, 在此不再赘述.

进一步地, 对主要变量进行了 Pearson 相关性检验, 具体结果见表 2. 从表 2 可以看出, 企业社会责任总评分 ( $Score$ ) 和等级 ( $Rank$ ) 这两个指标相关系数为 0.916, 且在 1% 水平上显著. 反映股票流动性指标  $LiQ$  和  $Adj\_LiQ$  (均已取相反数) 与企业社会责任总评分 ( $Score$ ) 和等级 ( $Rank$ ) 的相关系数分别为 0.142 和 0.114、0.122 和 0.099, 且均在 1% 水平上显著. 这意味着股票流动性与企业社会责任承担呈显著的正相关性, 并初步验证了基本假设 1a. 此外, 各控制变量之间的相关系数不是很高, 这在一定程度上表明它们之间不存在严重的多重共线性问题.

表 1 描述性统计结果

Table 1 Description statistics

变量	<i>N</i>	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>p25</i>	<i>p50</i>	<i>p75</i>	<i>max</i>
<i>Score</i>	16 846	26.054	18.134	-3.76	15.92	21.48	28.24	75.25
<i>Rank</i>	16 846	2.239	0.672	1	2	2	2	5
<i>LiQ</i>	16 846	-0.495	0.487	-2.585	-0.636	-0.33	-0.17	-0.028
<i>Adj_LiQ</i>	16 846	-0.986	1.02	-5.436	-1.269	-0.627	-0.313	-0.052
<i>Cash</i>	16 845	0.198	0.151	0.013	0.093	0.153	0.261	0.721
<i>Size</i>	16 845	22.057	1.303	19.371	21.124	21.89	22.808	25.984
<i>LEV</i>	16 845	0.436	0.211	0.095	0.261	0.433	0.608	0.802
<i>Tobinq</i>	15 712	2.188	1.984	0.217	0.891	1.611	2.759	11.008
<i>SalesGrowth</i>	16 237	0.134	0.329	-0.824	-0.022	0.11	0.255	1.628
<i>ROA</i>	16 846	0.044	0.053	-0.14	0.014	0.038	0.071	0.217

表 2 Pearson 相关性统计结果

Table 2 Pearson correlation statistics

	<i>Score</i>	<i>Rank</i>	<i>LiQ</i>	<i>Adj_LiQ</i>	<i>Cash</i>	<i>Size</i>	<i>LEV</i>	<i>Tobinq</i>	<i>SalesGrowth</i>	<i>ROA</i>
<i>Score</i>	1									
<i>Rank</i>	0.916 ***	1								
<i>LiQ</i>	0.142 ***	0.114 ***	1							
<i>Adj_LiQ</i>	0.122 ***	0.099 ***	0.977 ***	1						
<i>Cash</i>	0.042 ***	-0.022 ***	-0.149 ***	-0.148 ***	1					
<i>Size</i>	0.352 ***	0.310 ***	0.451 ***	0.429 ***	-0.272 ***	1				
<i>LEV</i>	0.003	0.043 ***	0.111 ***	0.105 ***	-0.444 ***	0.488 ***	1			
<i>Tobinq</i>	-0.131 ***	-0.130 ***	0.050 ***	0.078 ***	0.233 ***	-0.531 ***	-0.416 ***	1		
<i>SalesGrowth</i>	0.100 ***	0.059 ***	0.035 ***	0.034 ***	0.035 ***	0.061 ***	0.020 ***	0.038 ***	1	
<i>ROA</i>	0.362 ***	0.235 ***	0.085 ***	0.074 ***	0.324 ***	-0.025 ***	-0.386 ***	0.235 ***	0.277 ***	1

注: \*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。

### 3.2 回归统计结果与分析

为了控制不随时间变化可能的遗漏变量对检验结果的影响,采用 FE 固定效应回归法对基本假设和备择假设做出检验,且控制了时间和行业效应。表 3 列示了以股票流动性指标 *LiQ* 作为解释变量的回归统计结果。表 3 列(1)和表 3 列(2)、表 3 列(8)和表 3 列(9)所采用的被解释变量分别是企业社会责任总评分(*Score*)和评级(*Rank*)指标,表 3 列(3)至表 3 列(7)所采用的被解释变量分别是反映企业社会责任五个维度(即股东责任、员工责任、供应商客户及消费者权益责任、环境责任以及社会方面责任)的分项评分。从表 3 可以看到除了股东责任外,股票流动性指标(*LiQ*)的回归系数均显著为正,该结果支持了基本假设 1a,拒绝了备择假设 1b。例如,表 3 列(1)的股票流动性指标(*LiQ*)的回归系数在 1% 显著水平上为 0.059,这意味着股票流动性增加 1 个标准差,

社会责任总评分将增加 2.87% ( $0.059 \times 0.487$ )。类似地,表 3 列(2)的股票流动性指标(*LiQ*)的回归系数在 1% 显著水平上为 0.049,这意味着股票流动性增加 1 个标准差,社会责任等级将提升 2.39% ( $0.049 \times 0.487$ )。除此之外,按股票流动性进行分层,即将高于股票流动性均值的视为高流动性子样本,将低于股票流动性均值的视为低流动性子样本,并生成虚拟变量 *Dummy*(高流动性子样本赋值为 1,否则为 0)。由表 3 列(8)和表 3 列(9)所列示的将交乘项  $LiQ \times Dummy$  纳入回归的结果可以看到,股票流动性指标(*LiQ*)的回归系数均依然显著为正,不仅如此,交乘项( $LiQ \times Dummy$ )的回归系数也都显著为正,这意味着相对于低流动性子样本而言,股票流动性增加 1 个标准差,高流动性子样本的社会责任总评分将多增加 3.9% ( $0.081 \times 0.487$ ),社会责任评级将多提升 2.53% ( $0.052 \times 0.487$ )。该统计结果进一步支持了基本假设 1a,拒绝了备择假设 1b。

表3 股票流动性LiQ与企业社会责任关系的回归统计结果

Table 3 Regression result between stock liquidity LiQ and corporate social responsibility

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)		(8)	(9)
	总评分 (Score)	等级 (Rank)	股东责任	员工责任	供应商、客户 及消费者权益 责任	环境责任	社会方面责任	社会方面责任	总评分 (Score)	等级 (Rank)
<i>LiQ</i>	0.059*** (5.499)	0.049*** (6.211)	0.07 (1.009)	0.243*** (6.601)	0.346*** (6.208)	0.450*** (7.281)	0.134** (2.372)		0.037*** (6.58)	0.035*** (4.535)
<i>LiQ × Dummy</i>									0.081*** (7.95)	0.052*** (6.85)
<i>Cash</i>	0.002 (0.199)	0.01 (1.272)	0.602*** (7.942)	-0.260*** (-6.049)	-0.152** (-2.385)	-0.169** (-2.562)	0.027 (0.446)		0.007 (0.621)	-0.007 (-0.896)
<i>Size</i>	0.211*** (6.394)	0.103*** (4.496)	0.948*** (9.932)	0.411*** (9.236)	0.887*** (4.953)	1.045*** (5.272)	0.593*** (9.559)		0.213*** (6.501)	0.104*** (4.545)
<i>LEV</i>	-0.028 (-1.463)	-0.013 (-0.949)	-0.302** (-2.214)	-0.05 (-0.693)	-0.016 (-0.162)	-0.11 (-0.975)	-0.051 (-0.561)		-0.028 (-1.451)	-0.013 (-0.932)
<i>Tobinq</i>	0.038*** (5.98)	0.027*** (5.665)	0.283*** (5.995)	0.043* (1.818)	0.138*** (3.724)	0.139*** (3.919)	0.088** (2.401)		0.036*** (5.762)	0.026*** (5.461)
<i>SaleGrowth</i>	0.043** (2.548)	0.018 (1.566)	0.665*** (4.451)	0.03 (0.582)	-0.009 (-0.121)	-0.018 (-0.268)	0.101 (0.88)		0.037** (2.174)	0.014 (1.221)
<i>ROA</i>	0.083*** (6.953)	0.027*** (3.078)	0.932*** (9.898)	0.137*** (3.472)	0.195*** (3.167)	0.195*** (2.933)	0.04 (0.662)		0.078*** (6.513)	0.024*** (2.682)
<i>Constant</i>	0.272*** (12.672)	2.442*** (15.008)	13.849*** (10.655)	3.265*** (16.444)	4.091*** (14.879)	4.226*** (14.931)	5.619*** (11.436)		0.289*** (13.177)	2.452*** (14.144)
<i>Year/Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340
<i>R-squared</i>	0.128	0.112	0.086	0.093	0.125	0.127	0.018	0.018	0.132	0.115
<i>Number of id</i>	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363

注：(1)列(1)和列(2)、列(8)和列(9)采用的被解释变量分别是社会责任总评分(Scores)和社会责任评级(Rank)指标，列(3)至列(7)分别采用社会责任五个维度(即股东责任、员工责任、供应商客户及消费者权益责任、环境责任和社会方面责任)的分项评分作为被解释变量；2)\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为经过White修正的t值。

表 4 股票流动性 Adj-LiQ 与企业社会责任关系的回归统计结果  
Table 4 Regression result between stock liquidity Adj-LiQ and corporate social responsibility

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	总评分 (Score)	等级 (Rank)	企业社会责任的五个维度					总评分 (Score)	等级 (Rank)
			股东责任	员工责任	供应商、客户 及消费者权益 责任	环境责任	社会方面责任		
Adj-LiQ	0.052*** (5.468)	0.041*** (6.741)	0.014 (0.231)	0.184*** (5.575)	0.285*** (5.963)	0.357*** (6.583)	0.123** (2.338)	0.052*** (5.224)	0.042*** (5.681)
Adj-LiQ × Dummy								0.106*** (6.501)	0.043* (1.819)
Constant	0.247*** (11.028)	2.427*** (14.902)	13.727*** (16.897)	3.126*** (14.754)	3.982*** (13.711)	4.112*** (13.623)	5.625*** (17.879)	0.238*** (10.244)	2.427*** (13.731)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year/Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340	13 340	12 863	12 863
R-squared	0.128	0.111	0.088	0.093	0.125	0.126	0.018	0.131	0.114
Number of id	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363	2 363	2 359	2 359

注：(1)列和列(2)、列(8)和列(9)采用的被解释变量分别是社会责任总评分(Score)和社会责任评级(Rank)指标，列(3)至列(7)分别采用社会责任五个维度(即股东责任、员工责任、供应商客户及消费者权益责任、环境责任和社会方面责任)的分项评分作为被解释变量；(2)控制变量与表3相同，因回归统计结果与表3相似，故出于篇幅的考虑未列示其回归统计结果；(3)\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为经过White修正的t值。

为了保证检验结果具有稳健性,除了如上所述采用企业社会责任总评分、评级以及反映企业社会责任的五个维度的分项评分作为被解释变量做出检验外,还采用修正的股票流动性指标替代重新进行了上述检验,回归统计结果见表4。表4的回归结果与表3的回归结果保持一致。此外,还采用润灵环球社会责任数据和另外两个流动性指标 Roll<sup>[37]</sup> 和 Zeros<sup>[38]</sup> 进行稳健性检验,结果依然稳健,因篇幅所限,不再赘述。总之,回归结果稳健地支持了基本假设 1a 而拒绝了备择假设 1b,也就是说,股票流动性对中国企业的社会责任承担起到了正向的积极影响。这与 Chang 等<sup>②</sup> 针对美国股市及其上市公司的研究结果正好相反。

### 3.3 稳健性与内生性检验

在上述检验中,在检验股票流动性对企业社会责任的影响时,不得不面对由遗漏变量以及反向因果关系而产生的内生性问题。为了缓解因遗漏变量可能同时会影响股票流动性和企业社会责任承担而产生的内生性问题,在前述检验中采用了 FE 固定效应统计方法。值得注意的是,企业社会责任承担可能会对股票流动性产生较为严重的反向因果关系,这是因为社会责任履行更好的企业更容易受到投资者及其他相关利益者的信赖和关注,进而促进了股票交易的活跃程度和交易量并增强了股票的流动性。为了解决由这种反向因果关系而产生的内生性问题,将中国于 2013 年底实施的沪深两市大宗股票交易规则修订做为自然实验<sup>④</sup>,并采用 PSM-DID 方法做出检验。一方面大宗股票交易规则的修订降低了大宗股票交易的门槛,完善了交易时间、交易种类与交易价格等交易制度,提升了大股东尤其是机构投资者参与大宗交易的激励,提高了交易量,降低了交易成本,最终增强了股票的流动性;另一方面,大宗股票交易规则的修订并不会对企业社会责任承担产生直接的影响。有鉴于此,大宗股票交易规则的修订可以被看做是一个交易制度变革的外生事件。

以大宗股票交易规则修订前后均发生过大宗

交易的公司为研究样本,以股票流动性受该规则影响较大的样本为实验组,以受该规则影响较小的样本为控制组,并进行 PSM 和 DID 检验。具体地,借鉴 Fang 等<sup>[16]</sup> 和冯根福等<sup>[24]</sup> 的方法,采用如下步骤来构建实验组 ( $Treated = 1$ ) 和控制组 ( $Treated = 0$ ): 首先,由于大宗交易笔数从 2008 年才开始急剧增加且和讯网提供的企业社会责任数据起始于 2010 年,所以本文选取于 2010 年至 2017 年发生过大宗交易的 A 股上市公司为样本,共获得 8 059 个观察值;由于要进行 2013 年大宗股票交易规则修订前后的对比,所以剔除了仅有 2013 年之前或者仅有 2013 年之后大宗交易的样本并最终获得 5 068 个观察值。其次,测算 2013 年大宗股票交易规则修订前后每个样本企业的平均股票流动性  $Av\_LiQ$  (或  $Av\_Adj\_LiQ$ ) 并构建反映 2013 年前后的虚拟变量  $Time_{i,t}$  (将 2013 年大宗交易规则修订之后赋值为 1 反之则为 0)。再次,计算 2013 年大宗股票交易规则修订之后与之前每个样本企业平均流动性的差值,记为  $\Delta AvLiQ$  (或者  $\Delta AvAdjLiQ$ )。第四,进一步计算  $\Delta AvLiQ$  (或者  $\Delta AvAdjLiQ$ ) 的均值,记为  $Mean\_DelAvLiQ$  ( $Mean\_DelAvAdjLiQ$ )。第五,若某样本企业的  $\Delta AvLiQ$  (或  $\Delta AvAdjLiQ$ ) 大于  $Mean\_DelAvLiQ$  (或  $Mean\_DelAvAdjLiQ$ ) 则其被纳入流动性增加较大的组,即实验组,反之则被纳入流动性增加较小的组,即控制组。第六,按照可能影响股票流动性的主要企业特征变量(如现金持有量、企业规模、财务杠杆、托宾  $q$ 、销售额增长率、资产回报率和机构投资者持股比例)采用 PSM 方法在实验组和控制组之间进行样本匹配。在此基础上,采用 DID 方法检验,由大宗股票交易规则的修订而引起的股票流动性增加程度的差异  $Diff$  是否会使得实验组和控制组之间企业社会责任承担产生显著的差异。在此主要关注的是实验组和控制组的差分项 ( $Diff$ ) 的回归系数是否显著为正;若显著为正,则与股票流动性增加程度较小的控制组相比,股票流动性增加程

④ 经查阅 2013 年前后的相关政策法规,未发现能影响股票流动性的其他重大股票交易规则的修订,由此将大宗股票交易规则修订作为外生冲击事件并据此进行 DID 检验是具有合理性的。具体地,以 2013 年为准,2013 年之后(前)的年份视为大宗股票交易规则修订之后(前)。此外,在 2014 年 2 月,证监会废止了《上市公司解除限售存量股份转让指导意见》不再强制要求限售存量股份必须通过大宗交易平台进行交易,这意味着机构投资者或大额股权持有者替代“大小非”投资者成为大宗交易的主体;有鉴于此,重新以 2014 年为准进行划分。在这两种不同的划分方法下,PSM-DID 的检验结果是相似的。

度较大的实验组其承担社会责任的增加程度更大,从而支持了基本假设 1a。

在 DID 回归之前,进行了平行趋势检验。由图 1 可知,不管是企业社会责任总评分指标 (Score) 还是企业社会责任评级指标 (Rank),其均值在 2013 年之

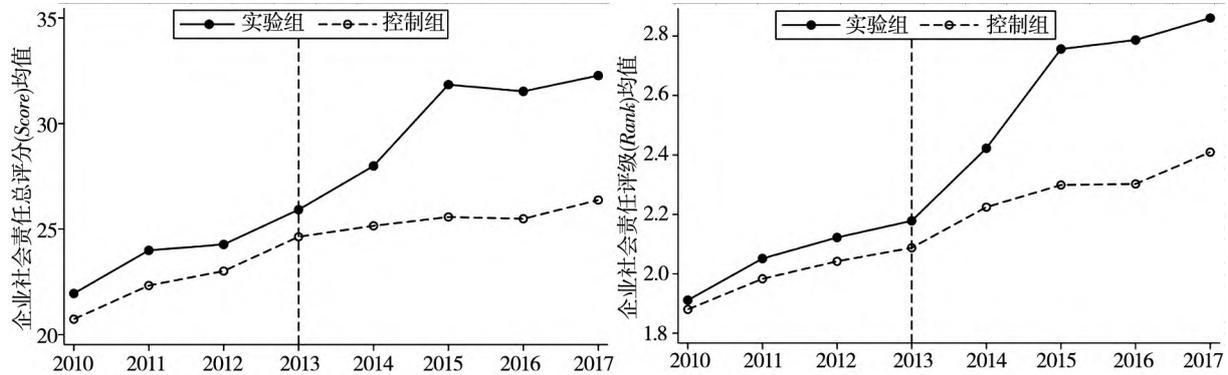


图 1 企业社会责任指标 (Score 和 Rank) 均值趋势图

Fig. 1 Mean trend charts of corporate social responsibility (Score and Rank)

表 5 报告了基于大宗股票交易规则修订事件的 DID 回归统计结果。以表 5 列 (1) 和表 5 列 (2) 为例,差分项 Diff 的回归系数在 1% 的显著水平上分别为 0.399 和 0.327。这意味着,受到大宗股票交易规则修订的影响,流动性增加较大的实验组其企业社会责任总评分 (Score) 和评级 (Rank) 要比流动性增加较小的控制组分别高出 39.9% 和 32.7%,也就是说,更大的股票流动性提升促进了更多的企业社会责任承

前都表现出相似的趋势,这表明平行趋势假定条件是满足的。除此之外,还进行了动态处置效应检验,且发现,在 2013 年之前交乘项  $Treated \times Year$  的回归系数均不显著,这也进一步表明满足了平行趋势假定条件,但鉴于篇幅所限,在此未报告统计结果。

担,即股票流动性对企业社会责任承担具有正向的积极影响,从而支持了基本假设 1a。此外,表 5 列 (3) 和表 5 列 (4) 表明,在按修正的股票流动性 (Adj\_LiQ) 重新划分和匹配实验组和控制组下,无论采用企业社会责任总评分 (Score) 还是评级 (Rank) 作为被解释变量,依然都得出了相似的统计结果,且支持了基本假设 1a。这意味着本文的基本假设 1a 不是由潜在的反向因果关系而导致的。

表 5 基于 2013 年大宗股票交易规则修订的内生性检验结果

Table 5 Endogenous test results based on 2013 revision of bulk stock trading rules

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	LiQ		Adj_LiQ	
	Score	Rank	Score	Rank
Time	-0.622 *** (-14.484 2)	-0.507 *** (-15.963 9)	-0.619 *** (-14.388 8)	-0.508 *** (-15.990 7)
Treated	-0.252 *** (-4.330 6)	-0.228 *** (-5.320 3)	-0.254 *** (-4.372 2)	-0.243 *** (-5.688 3)
Diff	0.399 *** (6.011 2)	0.327 *** (6.673 2)	0.390 *** (5.874 1)	0.330 *** (6.740 3)
Constant	0.287 *** (6.840 4)	2.516 *** (8.234 2)	0.289 *** (6.874 5)	2.523 *** (8.338 9)
Control	控制	控制	控制	控制
Observations	3 066	3 066	3 066	3 066
Adj R-squared	0.325 6	0.228 3	0.325 2	0.228 6
Number of id	1 089	1 089	1 089	1 089

注: 1) 列(1)和列(3)、列(2)和列(4)采用的被解释变量分别为企业社会责任总评分 (Score) 和评级 (Rank), 而列(1)和列(2)、列(3)和列(4)采用的股票流动性指标分别为 LiQ 和 Adj\_LiQ; 2) \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平, 括号内为经过 White 修正的 t 值。

为了稳健起见,还使用了另一种实验组和控制组的划分方法,并进行PSM和DID的检验。将受到大宗股票交易规则修订影响的公司做为实验组,未受到该规则修订影响的公司做为控制组。具体地,以实施大宗股票交易规则修订的2013年为界,在前后分别增加一年、两年和三年构建不同的样本区间,即2012年~2014年、2011年~2015年和2010年~2016年,且以2013年之前未发生过大宗股票交易且2013年之后也未发生过大宗股票交易的样本为控制组,以2013年之前未发生过大宗股票交易但在2013年之后发生过大宗股票交易的样本为实验组。经PSM和DID检验,其统计结果仍在总体上支持了前述DID方法下的结论,但鉴于篇幅所限,在此未报告统计结果。

#### 4 路径检验

上述检验结果表明,股市的股票流动性对中国上市公司企业社会责任承担具有显著且稳健的正向影响,这意味着,股票流动性的信息效应和治理效应可能在决定中国企业社会责任承担中起到了关键的作用。这与以美国企业为研究样本的结果正好相反。在此基础上,继续以2013年中国大宗股票交易规则修订作为外生事件,并就股票流

动性的治理效应和信息效应这两个作用路径做出进一步的检验。

##### 4.1 基于股票流动性信息效应的路径检验

由前面研究假设的分析可知,如果企业承担社会责任是受股票流动性的信息效应所驱动的话,那么股票流动性的改善将吸引更多的包括机构投资者在内的知情投资者通过交易将其拥有的诸如宏观经济、产业前景、竞争者的战略、内部人的机会主义行为等私人信息注入股价,并最终导致股价中的私人信息含量或信息效率得以提升<sup>[26]</sup>,进而提高企业及其代理人采取包括承担更多社会责任在内的旨在实现企业长期利益的行动。为了对此作用路径做出检验,以2013年中国大宗股票交易规则修订作为外生事件,一方面检验2013年大宗股票交易规则修订后所引起的股票流动性的改善是否会引起股价信息效率的提升,二是检验这种股价信息效率的提升是否推动了企业社会责任的履行。为了对股价的信息效率做出测定,使用了两个指标,一个是由Easley等<sup>[39]</sup>构建的 $Pin$ 值指标<sup>⑤</sup>,其越小表明投资者之间的信息不对称性程度越小,股价的信息效率越高;第二个是由Hou等<sup>[41]</sup>构建的价格延迟指标( $Price\_delay$ ),其越小表明股价对市场信息的反应越及时,股价的信息效率越高。

表6 股票流动性信息效应的单变量统计结果

Table 6 Univariate statistical results of stock liquidity information effects

Panel A 基于 $LiQ$ 指标的划分与匹配							
变量	实验组		控制组		差异	t	$P >  t $
	2013年之前	2013年之后	2013年之前	2013年之后			
$Pin$	0.177	0.131	0.159	0.137	0.024	4.83	0.000***
$Price\_delay$	0.113	0.085	0.109	0.094	0.013	3.48	0.001***
Panel B 基于 $Adj\_LiQ$ 指标的划分与匹配							
变量	实验组		控制组		差异	t	$P >  t $
	2013年之前	2013年之后	2013年之前	2013年之后			
$Pin$	0.177	0.13	0.159	0.138	0.026	6.39	0.000***
$Price\_delay$	0.133	0.099	0.112	0.096	0.018	2.11	0.035**

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著水平。

首先,以2013年大宗股票交易规则修订为外生事件,采用单变量统计方法检验2013年规则修订所引起的股票流动性的改善是否引起了股价信息效率的提升。与前面基于该事件的内生性检验

一样,分别依据股票流动性指标 $LiQ$ 以及 $Adj\_LiQ$ 进行实验组和控制组的划分和匹配,并检验股价的信息效率指标 $Pin$ 和 $Price\_delay$ 在2013年后是否显著下降了,也即股价的信息效率是否显著

⑤ 还采用陈国进等<sup>[40]</sup>建议的 $VPIN$ 指标,结果与 $Pin$ 指标结果一致,在此不再报告。

提升了,具体的单变量统计结果见表 6. 表 6 中 Panel A 列示的是按股票流动性指标 *LiQ* 划分和匹配的实验组和控制组的统计结果,具体地,在实验组中 *Pin* 值(或 *Price\_delay*) 在 2013 年之前的样本均值为 0.177(或 0.113),而在 2013 年之后下降为 0.131(或 0.085);类似地,在控制组中,*Pin* 值(或 *Price\_delay*) 于 2013 年之前的样本均值为 0.159(或 0.109),而在 2013 年之后下降为 0.137(或 0.094);不仅如此,更为重要的是,与控制组相比,实验组的 *Pin* 值(或 *Price\_delay*) 的样本均值要多下降 0.024(或 0.013),且在 1% 的水平上显著.这意味着,2013 年所实施的大宗股票交易规则的修订因改善了股票的流动性而提升了股价的信息效率,且与控制组相比实验组的股价信息效率提高更大.表 6 中 Panel B 则列示了以股票流动性指标 *Adj\_LiQ* 划分和匹配实验组和控制组的统计结果,其与表 6 中 Panel A 的统计结果相一致.这在一定程度上表明,由股票流动性的

提高而引起的股价信息效率的提升是影响企业履行社会责任的一个重要路径.

其次,进一步以 2013 年大宗股票交易规则修订为外生事件,采用 OLS 回归方法检验 2013 年规则修订所导致的股价信息效率的提升是否推动了企业社会责任的履行.由上述单变量统计检验结果可知,2013 年大宗股票交易规修订后股价的信息效率指标(*Pin* 值和 *Price\_delay*) 的均值均减小了,有鉴于此,构建基于信息效率指标均值变化的虚拟变量 *Dum\_delPin* 和 *Dum\_delPrice\_delay*.具体地,将 2013 年之后信息效率指标(即 *Pin* 值和 *Price\_delay*) 减少程度大于相应指标减小程度均值的样本赋值为 1,而将小于相应指标减小程度均值的样本赋值为 0.基于这两个反映 2013 年之后股价信息效率提升的虚拟变量,采用各变量(包括除虚拟变量之外的被解释变量、解释变量和控制变量)2013 年前后的变化值进行 OLS 回归,其统计结果见表 7.以表 7 中的列(1)和表 7 中

表 7 股票流动性信息效应的 OLS 回归统计结果

Table 7 OLS regression results of stock liquidity information effects

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	总评分 ( $\Delta Score$ )	等级 ( $\Delta Rank$ )	总评分 ( $\Delta Score$ )	等级 ( $\Delta Rank$ )
<i>Dum_delPin</i>	-0.211 *** (-4.629)	-0.165 *** (-4.678)		
<i>Dum_delPrice_delay</i>			-0.185 *** (-4.290)	-0.154 *** (-4.533)
$\Delta Cash$	-0.085 *** (-2.822)	-0.071 *** (-3.387)	-0.091 *** (-3.187)	-0.074 *** (-3.662)
$\Delta Size$	0.476 *** (6.365)	0.321 *** (5.516)	0.499 *** (7.328)	0.329 *** (6.221)
$\Delta LEV$	-0.028 (-0.656)	-0.011 (-0.353)	-0.054 (-1.219)	-0.018 (-0.545)
$\Delta Tobinq$	0.024 (1.482)	0.045 *** (3.606)	0.034 ** (2.09)	0.052 *** (4.307)
$\Delta SaleGrowth$	0.12 (1.091)	0.059 (0.922)	0.106 (1.181)	0.06 (0.962)
$\Delta ROA$	0.271 *** (8.257)	0.084 *** (3.242)	0.279 *** (9.228)	0.089 *** (3.725)
<i>Constant</i>	0.585 *** (10.716)	0.441 *** (9.996)	0.584 *** (11.116)	0.447 *** (10.806)
<i>Observations</i>	980	980	1 075	1 075
<i>R-squared</i>	0.182	0.105	0.183	0.103

注: 1) 列(1)和列(3)、列(2)和列(4)的被解释变量分别采用的是企业社会责任总评分和评级在 2013 年大宗股票交易规则修订前后的变动值  $\Delta Score$  和  $\Delta Rank$ ; 除虚拟变量之外的其余解释变量和控制变量采用的是 2013 年大宗股票交易规则修订前后的变动值; 2) \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平, 括号内为经过 White 修正的 *t* 值.

列(2)为例做出具体讨论.在以企业社会责任总评分和评级在2013年之后与之前的变化值 $\Delta Score$ 和 $\Delta Rank$ 作为被解释变量下,反应 $Pin$ 值变动程度的虚拟变量的回归系数均在1%显著水平上分别为-0.211和-0.165.这意味着,与股价信息效率提升较小的样本相比,2013年后股价信息效率提升(即指标减小)更大的样本其企业社会责任总评分和评级要高出21.1%和16.5%.该检验结果验证了股票流动性的信息效应在推动企业承担社会责任方面所起的内在作用.此外,表7列(3)和表7列(4)采用价格延迟指标的虚拟变量进行了同样的检验并得出了相同的结论,但出于篇幅原因不再赘述.

此外,还采用中介效应方法进行了基于股票流动性信息效应的路径检验,结果依然稳健,由于篇幅所限,不再赘述.

#### 4.2 基于股票流动性治理效应的路径检验

由前面研究假设的分析可知,股票流动性的提高有利于机构投资者的进入且进入的机构投资者有机会通过“发声干预”实施对企业及其代理人的监督;不仅如此,股票流动性的提高还有助于机构投资者的退出,从而提高了“退出威胁”的可信度.总之,由较高的股票流动性引致的更多机构投资者的进入,以及由此而产生的基于“发声干预”和“退出威胁”治理效应将最终推动企业社会责任的承担.事实上,机构投资者对中国上市公司的投资呈现出日益增长的趋势,在本文的2010年至2017年的样本区间中,机构投资者的平均持股比例从2010年的36.44%上升至2017年的44.80%,每家机构投资者持股的上市公司平均数量从2010年的24.19家上升到2017年的71.17家.不仅如此,许多学者还发现了中国机构投资者通过“发声干预”和“退出威胁”而改善上市公司治理水平以及财务行为的诸多证据<sup>[28-30]</sup>.

为了对此作用路径做出检验,仍以2013年的中国大宗股票交易规则修订作为外生事件,一方面检验2013年大宗股票交易规则修订后所引起

的股票流动性的改善是否会促进机构投资者的进入,二是检验这种机构投资者的进入是否推动了企业社会责任的履行.采用两个指标来反映机构投资者的进入状况,一是机构投资者数量指标( $Institute\_NO$ )和机构投资者持股比例指标( $Institute\_Ratio$ ).

首先,以2013年大宗股票交易规则修订为外生事件,采用单变量统计的方法检验2013年规则修订所引起的股票流动性的改善是否会促进机构投资者的进入.与前面基于该事件的内生性检验一样,分别依据股票流动性指标 $LiQ$ 以及 $Adj\_LiQ$ 进行实验组和控制组的划分和匹配,并检验机构投资者指标 $Institute\_NO$ 和 $Institute\_Ratio$ 在2013年后是否显著提高了,也即机构投资者是否显著进入了,具体的单变量统计结果见表8.表8中Panel A列示的是按股票流动性指标 $LiQ$ 划分和匹配实验组和控制组的统计结果.具体地,在实验组中,机构投资者数量指标 $Institute\_NO$ (或机构投资者持股比例指标 $Institute\_Ratio$ )的均值从2013年之前的5.818(或0.157)上升至2013年之后的6.294(或0.215),上升幅度为0.476(或0.058),而在控制组中,机构投资者数量指标 $Institute\_NO$ (或机构投资者持股比例指标 $Institute\_Ratio$ )从2013年之前的5.775(或0.186)上升至2013年之后的6.048(或0.216),上升幅度为0.273(或0.03);不仅如此,更为重要的是,与控制组相比,实验组的 $Institute\_NO$ (或 $Institute\_Ratio$ )的样本均值要多上升0.203(或0.028),且至少在10%的水平上显著.这意味着,2013年所实施的大宗股票交易规则的修订因改善了股票的流动性而促进了机构投资者的进入,且与控制组相比实验组的机构投资者的进入程度更大.表8中Panel B则列示了以股票流动性指标 $Adj\_LiQ$ 划分和匹配实验组和控制组的统计结果,其与表8中Panel A的统计结果相一致.这在一定程度上意味着,由股票流动性的提高而推动的机构投资者进入是影响企业承担社会责任的一个重要路径.

表 8 股票流动性治理效应的单变量统计结果

Table 8 Univariate statistical results of governance effect of stock liquidity

Panel A 基于 <i>LiQ</i> 指标的匹配							
变量	实验组		控制组		差异	t	P >  t
	2013 年之前	2013 年之后	2013 年之前	2013 年之后			
<i>Institute_No</i>	5.818	6.294	5.775	6.048	0.203	2.15	0.032**
<i>Institute_Ratio</i>	0.157	0.215	0.186	0.216	0.028	1.69	0.092*
Panel B 基于 <i>Adj_LiQ</i> 指标的匹配							
变量	实验组		控制组		差异	t	P >  t
	2013 年之前	2013 年之后	2013 年之前	2013 年之后			
<i>Institute_No</i>	5.866	6.295	5.431	5.548	0.312	3.37	0.001***
<i>Institute_Ratio</i>	0.159	0.219	0.184	0.209	0.035	2.23	0.026**

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。

其次,进一步以 2013 年大宗股票交易规则修订为外生事件,采用 OLS 回归方法检验 2013 年规则修订所促进的机构投资者进入是否推动了企业社会责任的履行。由上述单变量统计的检验结果可知 2013 年大宗股票交易规则修订后机构投资者数量 *Institute\_NO* 及持股比例 *Institute\_Ratio* 的均值都提升了。在此基础上,基于机构投资者的这两个指标,构建反映 2013 年规则修订后机构投资者进入状况的虚拟变量 *Dum\_delIns\_NO* 和

*Dum\_delIns\_Ratio*,即将在 2013 年后机构投资者数量(或持股比例)增加程度大于增加程度均值的样本赋值为 1,而增加程度小于增加幅度均值的样本赋值为 0。基于这两个反映 2013 年后机构投资者进入状况的虚拟变量,采用各变量(包括除虚拟变量之外的被解释变量、解释变量和控制变量) 2013 年前后的变化值进行 OLS 回归,其统计结果见表 9。以表 9 列(1)和表 9 列(2)为例,以机构投资者数量反映的机构投资者进入状况的虚拟变量

表 9 股票流动性治理效应的 OLS 回归统计结果

Table 9 OLS regression results of governance effect of stock liquidity

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	总评分(ΔScore)	等级(ΔRank)	总评分(ΔScore)	等级(ΔRank)
<i>Dum_delIns_No</i>	0.129*** (2.721)	0.090** (2.441)		
<i>Dum_delIns_Ratio</i>			0.054** (2.292)	0.059* (1.712)
ΔCash	-0.089*** (-3.007)	-0.080*** (-3.803)	-0.094*** (-3.207)	-0.075*** (-3.677)
ΔSize	0.488*** (6.862)	0.335*** (5.965)	0.523*** (7.494)	0.352*** (6.456)
ΔLEV	-0.011 (-0.270)	-0.007 (-0.223)	-0.067 (-1.483)	-0.029 (-0.889)
ΔTobinq	0.022 (1.33)	0.046*** (3.781)	0.032* (1.952)	0.051*** (4.163)
ΔSaleGrowth	0.058 (0.617)	0.02 (0.3)	0.097 (1.006)	0.054 (0.84)
ΔROA	0.279*** (8.727)	0.089*** (3.512)	0.273*** (8.731)	0.084*** (3.448)
Constant	0.417*** (8.254)	0.330*** (8.333)	0.528*** (9.986)	0.407*** (9.719)
Observations	1 033	1 033	1 075	1 075
R-squared	0.175	0.097	0.171	0.088

注: 1) 列(1)和列(3)、列(2)和列(4)的被解释变量分别采用的是社会责任总评分和评级在 2013 年大宗股票交易规则修订前后的变动值 ΔScore 和 ΔRank。除虚拟变量之外的其余解释变量和控制变量采用的是 2013 年大宗股票交易规则修订前后的变动值; 2) \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平,括号内为经过 White 修正的 t 值。

*Dum\_dellns\_NO* ,其回归系数分别在 1% 和 5% 显著水平上分别为 0.129 和 0.09 ,该结果表明 ,与机构投资者数量增加较小的样本相比 ,机构投资者数量增加较大的样本在 2013 年后其企业社会责任总评分和评级要提高 12.9% 和 9% . 该统计结果验证了股票流动性的治理效应在推动企业承担社会责任方面所起的内在作用 . 表 9 列(3) 和表 9 列(4) 列示了基于机构投资者持股比例反映的机构投资者进入状况的虚拟变量 *Dum\_dellns\_Ratio* 而得到的回归统计结果 ,其与表 9 列(1) 和表 9 列(2) 的结果类似 ,由于篇幅原因 ,不再赘述 .

此外 ,还采用中介效应方法进行了基于股票流动性治理效应的路径检验 ,结果依然稳健 ,由于篇幅所限 ,不再赘述 .

#### 4.3 基于股票流动性信息效应与治理效应路径的联合检验

由上述的检验结果可知 ,股票流动性通过信息效应与治理效应两个路径在决定中国企业承担社会责任的过程中起着内在作用 . 在此 ,进一步对股票流动性的信息效应路径和治理效应路径做出联合检验 ,从而明确哪个路径在决定企业社会责任履行中起着主导作用 .

采用反映信息效率的虚拟变量( *Dum\_delPin* 和 *Dum\_delPrice\_delay* ) 和反映机构投资者进入的虚拟变量( *Dum\_dellns\_NO* 和 *Dum\_dellns\_Ratio* ) 并进行两两联合检验 . 为了方便解释 ,对回归统计中除了虚拟变量外的变量都进行了标准化处理 . 股票流动性的信息效应与治理效应的联合检验的 OLS 回归统计结果见表 10 . 从表 10 可以看出 ,首先 ,不管采用何种反映信息效率的虚拟变量 ,联合检验的结果表明其回归系数都依然在 1% 的水平上显著为正 ,但反映机构投资者的虚拟指标其回归系数尽管仍为正 ,但显著性下降甚至不显著了 . 其次 ,以表 10 列(1) 和表 10 列(2) 为例 ,反映信息效率的虚拟变量 *Dum\_delPin* 的回归系数在 1% 的显著水平上分别为 -0.242 和 -0.271 ,而反映机构投资者数量的虚拟变量 *Dum\_dellns\_NO* 在 5% 和 10% 的显著水平上分别为 0.129 和 0.113 ,也就是说 ,与信息效率提升较小的样本比 ,

提升较大的样本其对应的企业社会责任承担多增加 24.2% 和 27.1% ; 类似地 ,与机构投资者进入程度较小的样本相比 ,进入程度较高的样本其对应的企业社会责任承担多增加的程度仅为 12.9% 和 11.3% ; 此外 ,机构投资者持股比例的虚拟变量 *Dum\_dellns\_Ratio* 的回归系数因均不显著而失去了经济意义 . 这些联合检验的统计结果表明 ,在股票流动性对企业社会责任承担产生正向影响的过程中 ,股票流动性的信息效应路径比治理效应路径起到更为重要的作用 . 表 10 其他各列的结果也支持了这个结论 ,出于篇幅原因不再赘述 .

## 5 结束语

此文研究了中国股市的股票流动性与企业社会责任履行之间的关系 . 经检验发现 ,股票流动性对中国企业社会责任承担具有显著的、正向的积极影响 . 在不同的企业社会责任、股票流动性测定下且在控制了内生性问题后这种正向的积极影响依然成立 . 路径检验结果表明 ,这种正向的积极影响是由股票流动性的信息效应路径和治理效应路径决定的 ,且信息效应路径在其中起到更为主要的作用 . 针对中国股市及其上市公司所得到的上述结论与 Chang 等<sup>②</sup> 针对美国股市及其上市公司所得出的结论正好相反 . Chang 等<sup>②</sup> 发现 ,美国股市的股票流动性对美国企业的社会责任承担产生了负向的消极影响 ,也就是说 ,股票流动性的短期效应在美国企业履行社会责任的决定中起到了主导作用 . 而中国主要是信息效应和治理效应起主导作用 ,这可能是由于中国股票市场尚不健全、机构投资者的发展尚欠充分、信息披露制度不够完善、金融中介机构不够强大以及公司治理水平还不高等原因所致 ,而对具体原因的探索已超出了研究范围 ,有待进一步的研究 . 检验结果不仅丰富了金融市场对实体经济的反馈作用、企业承担社会责任的决定因素以及股票流动性的经济后果等领域的研究 ,而且还为中国股市流动性的改善有利于优化企业的行为提供了新的证据 . 围绕 2013 年大宗股票交易规则修订这个事件进行的内生性检验以

表 10 股票流动性信息效应与治理效应的联合检验结果  
Table 10 Joint test results of information effect and governance effect of stock liquidity

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	总评分 ( $\Delta$ Score)	等级 ( $\Delta$ Rank)						
<i>Dum_delPin</i>	-0.242*** (-4.115)	-0.271*** (-4.405)	-0.276*** (-4.709)	-0.291*** (-4.758)	-0.221*** (-4.005)	-0.248*** (-4.209)	-0.230*** (-4.222)	-0.256*** (-4.462)
<i>Dum_delPrice_delay</i>					0.157*** (2.618)	0.145** (2.320)		
<i>Dum_delIns_No</i>	0.129** (2.037)	0.113* (1.703)						
<i>Dum_delIns_Ratio</i>			0.087 (1.475)	0.118 (0.911)			0.047 (0.837)	0.079 (1.362)
$\Delta$ Cash	-0.086** (-2.619)	-0.109*** (-3.498)	-0.087*** (-2.712)	-0.097*** (-3.234)	-0.090*** (-2.925)	-0.109*** (-3.689)	-0.095*** (-3.146)	-0.102*** (-3.579)
$\Delta$ Size	0.224*** (6.334)	0.205*** (5.513)	0.235*** (6.718)	0.211*** (5.779)	0.230*** (7.048)	0.207*** (5.985)	0.243*** (7.627)	0.215*** (6.446)
$\Delta$ LEV	-0.017 (-0.534)	-0.019 (-0.590)	-0.016 (-0.499)	-0.008 (-0.258)	-0.007 (-0.216)	-0.021 (-0.676)	-0.035 (-1.049)	-0.014 (-0.446)
$\Delta$ Tobinq	0.050 (1.441)	0.126*** (3.627)	0.059* (1.757)	0.130*** (3.789)	0.056* (1.702)	0.135*** (4.056)	0.076** (2.301)	0.148*** (4.439)
$\Delta$ SaleGrowth	0.015 (0.356)	0.013 (0.339)	0.016 (0.389)	0.015 (0.391)	0.003 (0.065)	0.007 (0.172)	0.019 (0.479)	0.015 (0.402)
$\Delta$ ROA	0.293*** (8.200)	0.133*** (3.488)	0.293*** (8.614)	0.131*** (3.651)	0.308*** (9.552)	0.146*** (4.185)	0.300*** (9.539)	0.138*** (4.112)
Constant	0.051 (0.902)	0.074 (1.260)	0.182*** (3.189)	0.199*** (3.325)	0.026 (0.507)	0.050 (0.945)	0.136*** (2.778)	0.165*** (3.142)
Observations	943	943	980	980	1 033	1 033	1 075	1 075
R-squared	0.181	0.113	0.186	0.110	0.189	0.113	0.185	0.106

注：(1)列(3)、列(5)、列(7)以及列(2)、列(4)、列(6)的被解释变量分别采用的是社会责任总评分和评级在2013年大宗股票交易规则修订前的变动值 $\Delta$ Score和 $\Delta$ Rank,除虚拟变量之外的其余解释变量和控制变量采用的是2013年大宗股票交易规则修订前后的变动值,此外,除虚拟变量之外的这些变量均进行了标准化处理;2)\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著水平,括号内为经过White修正的t值。

及作用路径检验所得出的研究结果还表明,这项旨在改善中国股市流动性的股票交易规则变革不仅普遍提升了股票的流动性,而且还提高了股价的信息效率,促进了机构投资者的进入,并通过降低内外部人之间的信息不对称以及强化对企业及其代理人的监督而最终推动了企业社会责任的履

行.因此,监管部门有必要关注股票市场的流动性问题,尤其在投资者保护不足、信息透明度不高的情况下,应尽可能通过完善交易规则来提高整个股票市场的流动性,从而为实体经济提供正向的、积极的反馈作用,促进实体经济持续健康地发展.

#### 参考文献:

- [1] Wang T, Bansal P. Social responsibility in new ventures: Profiting from a long-term orientation [J]. *Strategic Management Journal*, 2012, (33): 1135 – 1153.
- [2] Awaysheh A, Heron R A, Perry T, et al. On the relation between corporate social responsibility and financial performance [J]. *Strategic Management Journal*, 2020, 41(6): 965 – 987.
- [3] Bardos K S, Ertugrul M, Gao L S. Corporate social responsibility, product market perception, and firm value [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, (62): 1 – 18.
- [4] Kim S, Lee G, Hyoung-Goo K. Risk management and corporate social responsibility [J]. *Strategic Management Journal*, 2021, (42): 202 – 230.
- [5] Rui A, Koskinen Y, Zhang C. Corporate social responsibility and firm risk: Theory and empirical evidence [J]. *Management Science*, 2019, 65(10): 4452 – 4469.
- [6] Flammer C. Does corporate social responsibility lead to superior financial performance? A regression discontinuity approach [J]. *Management Science*, 2015, (61): 2549 – 2568.
- [7] Cao J, Liang H, Zhan X. Peer effects of corporate social responsibility [J]. *Management Science*, 2019, 65(12): 5487 – 5503.
- [8] Dimson E, Karakas O, Li X. Active ownership [J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28(12): 3225 – 3268.
- [9] Di Giuli A, Kostovetsky L. Are red or blue companies more likely to go green? Politics and corporate social responsibility [J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, (111): 158 – 180.
- [10] Liang H, Renneboog L. On the foundations of corporate social responsibility [J]. *The Journal of Finance*, 2017, (72): 853 – 910.
- [11] Edmans A, Fang V W, Zur E. The effect of liquidity on governance [J]. *The Review of Financial Studies*, 2013, (26): 1443 – 1482.
- [12] Brogaard J, Li D, Xia Y. Stock liquidity and default risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 124(3): 486 – 502.
- [13] 顾乃康, 陈辉. 股票流动性、股价信息含量与企业投资决策 [J]. *管理科学*, 2010, 23(1): 88 – 97.  
Gu Naikang, Chen Hui. Stock liquidity, price informativeness and the investment decision of the firm [J]. *Journal of Management Sciences*, 2010, 23(1): 88 – 97. (in Chinese)
- [14] Jiang F X, Ma Y B, Shi B B. Stock liquidity and dividend payouts [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 42(2): 295 – 314.
- [15] Chang X, Chen Y Y, Zolotoy L. Stock liquidity and stock price crash risk [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52(4): 1605 – 1637.
- [16] Fang V W, Tian X, Tice S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation [J]. *Journal of Finance*, 2014, (69): 2085 – 2125.
- [17] Bond P, Edmans A, Goldstein I. The real effects of financial markets [J]. *Annual Review of Financial Economics*, 2012, 4(1): 339 – 360.
- [18] Chen T, Dong H, Lin C. Institutional shareholders and corporate social responsibility [J]. *Journal of Financial Economics*,

- 2020 ,135( 2) : 483 – 504.
- [19]Chen W T , Zhou G S , Zhu X K. CEO tenure and corporate social responsibility performance [J]. *Journal of Business Research* ,2019 ,95( C) : 292 – 302.
- [20]Hegde S P , Mishra D R. Married CEOs and corporate social responsibility [J]. *Journal of Corporate Finance* ,2019 , ( 58) : 226 – 246.
- [21]Guo M , He L , Zhong L. Business groups and corporate social responsibility: Evidence from China [J]. *Emerging Markets Review* ,2018 ,12( 37) : 83 – 97.
- [22]Chen Y Y , Ge R , Louis H , et al. Stock liquidity and corporate Tax avoidance [J]. *The Review of Financial Studies* ,2019 ,24( 1) : 309 – 340.
- [23]顾乃康 , 年荣伟. 流动性共性与企业的融资行为及资本结构 [J]. *管理科学学报* ,2018 ,21( 8) : 39 – 58.  
Gu Naikang , Nian Rongwei. Commonality in liquidity and corporate financing behavior as well as capital structure [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2018 ,21( 8) : 39 – 58. ( in Chinese)
- [24]冯根福 , 刘 虹 , 冯照桢 , 等. 股票流动性会促进我国企业技术创新吗? [J]. *金融研究* ,2017 , ( 3) : 192 – 206.  
Feng Genfu , Liu Hong , Feng Zhaozhen , et al. Does stock liquidity enhance technical innovation? [J]. *Journal of Financial Research* ,2017 , ( 3) : 192 – 206. ( in Chinese)
- [25]李增福 , 汤旭东 , 连玉君. 中国民营企业社会责任背离之谜 [J]. *管理世界* ,2016 , ( 9) : 136 – 148.  
Li Zengfu , Tang Xudong , Lian Yujun. The puzzle of Chinese private enterprises' corporate social responsibility [J]. *Management World* ,2016 , ( 9) : 136 – 148. ( in Chinese)
- [26]Subrahmanyam A , Titman S. Feedback from stock prices to cash flows [J]. *Journal of Finance* ,2001 , ( 56) : 2389 – 2413.
- [27]Maug E. Large shareholders as monitors: Is there a trade-off between liquidity and control [J]. *Journal of Finance* ,1998 , ( 53) : 65 – 98.
- [28]董纪昌 , 庞嘉琦 , 李秀婷 , 等. 机构投资者持股与股价崩盘风险的关系 [J]. *管理科学学报* ,2020 ,23( 3) : 74 – 89.  
Dong Jichang , Pang Jiaqi , Li Xiuting , et al. Exploring the relationship between institutional investor holdings and stock price crash risk: A test based on market variables [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2020 ,23( 3) : 74 – 89. ( in Chinese)
- [29]李维安 , 李 滨. 机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于 CCGINK 的经验研究 [J]. *南开管理评论* ,2008 , ( 1) : 4 – 14.  
Li Weian , Li Bin. An empirical study on the effect of institutional investors participating in corporate governance: Based on the data of CCGINK [J]. *Nankai Business Review* ,2008 , ( 1) : 4 – 14. ( in Chinese)
- [30]Firth M A , Gao J , Shen J , et al. Institutional stock ownership and firms' cash dividend policies: Evidence from China [J]. *Journal of Banking and Finance* ,2016 ,65( 65) : 91 – 107.
- [31]Edmans A. Blockholder trading , market efficiency , and managerial myopia [J]. *Journal of Finance* ,2009 ,64( 6) : 2481 – 2513.
- [32]Koch A , Ruenzi S , Starks L. Commonality in liquidity: A demand-side explanation [J]. *The Review of Financial Studies* ,2016 ,8( 29) : 1943 – 1974.
- [33]Deng B J , Li Z F , Li Y. Foreign institutional ownership and liquidity commonality around the world [J]. *Journal of Corporate Finance* ,2019 , ( 51) : 20 – 49.
- [34]张 峥 , 李怡宗 , 张玉龙 , 等. 中国股市流动性间接指标的检验——基于买卖价差的实证分析 [J]. *经济学( 季刊)* ,2014 , ( 4) : 233 – 262.  
Zhang Zheng , Li Yizong , Zhang Yulong , et al. A test on indirect average measures in China stock market: An empirical analysis of the direct and indirect measures of the bid-ask spread [J]. *China Economic Quarterly* ,2014 , ( 4) : 233 – 262. ( in Chinese)
- [35]Kim S H , Lee K H. Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures [J]. *Journal of Empirical Finance* ,2014 ,25( 1) : 112 – 133.

- [36]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[J]. 管理世界,2007,(5): 30-39.  
Huang Feng, Yang Chaojun. Liquidity risk and stock pricing: Empirical evidence from China's stock market[J]. Management World,2007,(5): 30-39. (in Chinese)
- [37]Roll R. A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market[J]. Journal of Finance,1984,39(4): 1127-1139.
- [38]Lesmond D, Ogden J, Trzcinka C. A new estimate of transaction costs[J]. The Review of Financial Studies,1999,12(5): 1113-1141.
- [39]Easley D, Kiefer N M, O'Hara M, et al. Liquidity, information, and infrequently traded stocks[J]. Journal of Finance,1996,(51): 1405-1436.
- [40]陈国进,张润泽,谢沛霖,等. 知情交易、信息不确定性与股票风险溢价[J]. 管理科学学报,2019,22(4),53-74.  
Chen Guojin, Zhang Runze, Xie Peilin, et al. Informed trading, information uncertainty and stock risk premium[J]. Journal of Management Sciences in China,2019,22(4): 53-74. (in Chinese)
- [41]Hou K, Moskowitz T J. Market frictions, price delay, and the crosssection of expected returns[J]. The Review of Financial Studies,2005,18(3): 981-1020.

## Stock liquidity and corporate social responsibility

*NIAN Rong-wei*<sup>1</sup>, *GU Nai-kang*<sup>2\*</sup>

1. School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China;
2. School of Business, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China

**Abstract:** Corporate social responsibility is a hot topic in recent years. Taking the A-share listed companies in China as a sample, the impact of stock liquidity on corporate social responsibility is explored from the perspective of market microstructure. It is found that stock liquidity has a significant positive impact on corporate social responsibility, which is still robust after controlling endogeneity under the quasi-natural experiment: The revision of the rules of bulk stock trading in 2013. Further investigation finds that the roles of the information effect and governance effect of stock liquidity are the reasons for such positive relationship, with the information effect playing a more important role. To some extent, the results of this paper also show that the reform of trading rules aimed at improving stock liquidity may play a positive role in optimizing corporate behavior, including corporate social responsibility. In short, stock liquidity has a significant feedback effect on the social responsibility behavior of the real economic activity via information effect and governance effect.

**Key words:** stock liquidity; corporate social responsibility; information effect; governance effect