

股票流动性、股权治理与国有企业绩效

温 军 冯根福*

摘要 本文从金融市场微观结构视角,考察了中国上市公司股票流动性对国有企业绩效的作用机制和影响效果。结果发现:(1)中国资本市场股票流动性的提高有助于机构投资者低成本进入企业和国有大股东有效减持股份,显著优化公司的股权结构,降低国有企业的双重委托代理成本,提高国有上市企业的短期绩效和长期价值;(2)股票流动性对竞争性国企和中央国企的公司价值提升作用强于特定功能类和公共服务类以及地方国企。

关键词 股票流动性, 股权治理, 国有企业绩效

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.04.09

一、引言

自上海和深圳股票交易所建立以来,中国股票市场经历了从无到有、从小到大、从弱到强的发展过程,在此期间中国股票市场流动性明显上升。据《上海证券交易所市场质量报告》披露,2000年上海证券交易所市场流动性指数仅为57.5,而在2005年则上升到68.5,其后,随着“股权分置改革”的顺利完成以及非流通股的大量解禁,中国资本市场活力得到空前释放,已进入了高流动性时代。随着经济新常态的到来,中国已明确提出要通过发展混合所有制经济,加快推进国有企业分类改革,提升国有企业价值。笔者认为,高流动性的资本市场是国有企业有效进行混改的一个重要前提。国有企业减持国有股份,前提是保值增值,而不是贱卖国有资产,非国有资本自然也不愿意以过高的溢价购买国有股份,双方都满意的交易价格只能在高流动性的资本市场形成。如果资本市场交易清淡、流动性不高,那么在这种情况下减持国有股份难免会有贱卖国有资产之嫌,这在一定程度上也会增加国企领导人因担心被人戴上“国有资产流失”的帽子而出现懈怠混合所有制改革的顾虑。那么,近年来中国资本市场股票流动性的逐步提高是否有助于推进国有

* 西安交通大学经济与金融学院。通信作者及地址:温军,陕西省西安市雁塔区雁塔西路74号,710061;电话:(029)82656838;E-mail:wjun1978@163.com。本文得到国家自然科学基金面上项目(72074176)以及陕西省软科学重点项目(2020KRZ015)的资助。衷心感谢匿名审稿人极富建设性的意见,文责自负。

股份的合理减持和非国有资本的有序进入呢?如果是的话,那么上述行为又会对国有企业的绩效产生什么影响,以及是通过什么机制产生影响的?迄今为止,国内还没有学者对上述问题进行探讨和解答。

按照文献发展脉络,国外学者对股票流动性与企业价值的研究可概括总结如下(Maug, 1998; Edmans and Manso, 2011):最早对这一问题进行研究的是Coffee (1991)、Porter (1992)等几位学者,他们认为当公司存在经营或治理困难时,流动性的提高有利于大股东低成本退出企业而不是花费大量成本去参与治理,因而股票流动性的增强并不利于公司价值的创造,这被称作流动性与公司价值的“发声-B理论”(Voice-B)。这种观点一经提出,便遭到部分学者的质疑。Kyle and Vila (1991)、Maug (1998)等指出,股票流动性的提高能使外部投资者以较小的价格冲击,实现对目标公司股份的大宗购买而成为有影响的大股东,预期到自己将来能以内化了自己监督行为的更高价格卖出现有股份,大股东便有积极性从事公司治理。这种观点被称作流动性与公司价值的“发声-G理论”(Voice-G)。但是支持这种理论的经验证据较少,多数文献发现流动性确实有助于大宗股份购买行为的发生,但是大股东形成后并没有带来公司治理行为的改善。为解释这一现象,Edmans and Manso (2011)等提出一种新的看法,即流动性与公司价值的“退出威胁论”。这种理论也认为流动性的提高有助于大股东的进入及对公司经营信息的获取,但大股东进入后并不是采取传统的公司治理行为,而是采取退出的潜在威胁策略,迫使经理人努力工作。应该指出的是,该作用机制得以有效发挥需要两个基本前提:一是要有活跃的收购兼并市场,二是管理层薪酬中股权激励所占比重要高。

通过上述文献梳理不难发现,现有研究对于股票流动性与企业价值的关系并无一致结论,相互冲突的理论和实证发现难以对中国资本市场的流动性改革提供明确的政策指导。特别值得强调的是,国外现有文献主要研究了美国股票流动性与私有企业价值创造的关系,而对股票流动性与中国国有企业的相关问题则没有涉及。由于中国资本市场环境具有不同于美国的鲜明特征,国有企业和私有企业的公司治理也不尽相同,因此在中国的资本市场上,无论流动性是有助于还是不利于国有企业的价值提升,其背后的作用机制都应与美国有显著不同。这是因为:第一,许多学者研究表明,鉴于国有上市公司“一股独大”现象非常普遍,故相比于增持行为,上市公司的大股东更乐于减持股份,特别是股权分置改革之后,大股东的减持行为更为常见和明显(Wen *et al.*, 2018; Liao *et al.*, 2014),因而流动性通过大股东增持股份进而改进监督的作用机制在中国上市公司可能并不成立。第二,与美国上市公司收购兼并略有不同,国企的并购重组大多并非出于市场目的,更多的是着眼于国家发展战略、产业政策和产业布局调整的考虑,因此股票流动性通过增强外部并购压力从而提高管理层勤勉的逻辑并不适用于中国现状。第三,目

前中国国有上市公司中实行股权激励计划的仅占极小部分，绝大多数公司尚未建立起管理层股权激励机制，更有效的股票价格机制和更好的管理层激励机制构成可以有效提高流动性对公司价值的贡献的观点在很大程度上也不符合中国的具体情况。更为重要的是，中国上市公司的治理问题较英美国家要远为复杂。在国有上市公司中，不仅存在全体股东与经营者的代理冲突，还存在大股东或控股股东对中小股东的利益侵占，具有明显的双重委托代理特征（冯根福，2004）。因此，在研究类似于中国这样股权高度集中或相对集中国家的股票流动性与公司价值的关系时，绝不能像英美等企业股权分散国家那样，仅仅考虑股票流动性对传统代理冲突的影响，而且还要深入分析和揭示其在缓解股东利益冲突方面的作用效果。

与已有文献相比，本文的贡献主要体现在以下几个方面：第一，发现股票流动性的提高不仅有利于国有大股东有效减持股份，同时还有利于吸引机构投资者的进入，这既不同于已有的流动性与公司价值的“发声-B理论”，也不同于“发声-G理论”和退出威胁论。第二，国外文献主要集中于考察机构大股东进入企业后其在非传统公司治理方面的作用，而本文则强调国有大股东减持和机构投资者的进入对公司股权结构的双向优化行为。第三，流动性提升引致的股权结构优化不仅能增强股东全体对管理层的监督和约束，还能有效减少大股东或控股股东对中小股东的利益侵占，因而可以通过降低双重委托代理成本的方式提高国有上市公司价值。这个结论也与现有理论隐含强调流动性的增强仅能降低第一种代理成本的观点有着明显的不同。

二、理论框架与假说提出

自亚当·斯密（1776）提出“在股份公司中，经营者不能兢兢业业地为所有者干事”的著名论断后，后续学者围绕着公司治理问题已进行了卓有成效的研究。Jensen and Meckling（1976）指出在英美等股权高度分散的国家中，公司治理的主要目的在于解决所有者和经营者之间的代理冲突，而La Porta *et al.*（2000）等学者则认识到除英美等少数国家外，世界多数国家上市公司的股权结构事实上是相当集中的，这些国家公司治理的关键在于缓解控股股东对中小股东的利益侵占和盘剥行为。具体到中国，情况则更为复杂，冯根福（2004）等学者指出在中国的国有上市公司中，不仅存在全体股东与经营者之间的第一种代理冲突，还存在大股东或控股股东对中小股东利益侵占的第二种代理冲突。为降低这种双重代理成本，不仅需要作为委托人的股东能够对作为代理人的经营者进行充分的激励与约束，而且还需要作为委托人的中小股东能够对其代理人进行充分的激励与约束，而这又都取决于公司的控股股东或大股东和其他有影响的股东能否成为有效的投资者和委托人，以及中小股东能否选择出合适的代理人并使自己同样成为有效的委托人。

(冯根福, 2004)。股票流动性的增加则有助于这两个基本前提的实现, 从以下几个方面改善国有上市公司治理水平, 提升国有上市公司价值。

(一) 股票流动性与股权结构优化

股票流动性的提高能够吸引更多的机构投资者进入企业并使其成为有影响的公司股东。这主要是由机构投资者的风险偏好特征决定的。机构投资者往往是较为稳健的投资机构, 其在选择投资标的时会在持有股票的收益和退出成本之间进行权衡并做出投资决策 (Kyle and Vila, 1991; Edmans and Manso, 2011)。首先, 就持有股票的收益和进入成本而言, Kyle and Vila (1991) 和 Maug (1998) 认为股票流动性的提高会导致噪声交易的增加, 而这会掩盖外部知情投资者的买入行为, 抵消公司在位大股东或控股股东的部分反进入行为, 比如做空对股价的不利影响, 使外部机构投资者能够在其意图被识别之前, 以最小的价格冲击获得目标公司的大量份额而成为有影响的公司股东。因此, 机构股东的持股规模是内生于股票流动性的。其次, 就退出成本来看, 股票的高流动性也具有明显的比较优势。这是因为相比于个人投资者, 机构投资者通常都持有被投资公司的大量股票, 当股票的流动性较低时, 机构事实上很难为其手中的大量股份找到合适的买主, 无法在不遭受巨大损失的情况下抛掉股票, 较高的股票流动性则能使机构在最小化对股票价格造成的不利冲击下, 低成本迅速退出企业。这种比较优势对于被投资公司的价值低于事前预期而需要对股票池进行调整的机构, 以及具有年度排名压力的证券投资基金和需要应对投资者赎回投资的刚性兑付要求的其他机构投资者尤为重要 (Edmans and Manso, 2011; 祁斌等, 2006)。Brav *et al.* (2008) 的实证就表明, 机构投资者在选择投资组合时会偏向于股票流动性较高的公司。

更为重要的是, 流动性的提升为国有大股东减持股票提供了必要条件。国有上市公司股权高度集中, 股票不流通所带来的股东缺乏激励以及“所有者缺位”问题导致大股东对上市公司的监督动力不足。国内学者多主张对国有企业的投资主体进行多元化改造, 将非流通股转变为流通股以提升股东监督的积极性和经营效率 (郑江淮, 2002)。但国有股的减持涉及国有资产的保值增值问题, 减持时机和减持方式的不当选择会导致国有资产大量流失, 而上市公司股票流动性的大幅提升则为这种减持行为提供了很好的时机。现代公司金融学认为, 较高的股票流动性易导致投资者对公司价值判断存在异质性, 而当投资者存在异质信念时, 股票价格主要反映乐观投资者的预期, 此时, 持股主体以高于基本价值的价位卖出股票是有利可图的 (Miller, 1977; Chatterjee *et al.*, 2012)。既然股票的高流动性主要反映乐观投资者的预期, 那么伴随着股票流动性的提高, 国有企业的管理层或者政府官员便可在一个相对高的价位进行国有股减持, 这既可以保证国有资产的保值增值, 同时自

身也不会受到来自社会的谴责或上级的惩罚，因此流动性的提高有利于国有大股东有效减持股份。而大股东的减持行为和外部机构投资者的进入则有助于优化公司的股权结构，提高大股东之间的制衡程度。据上所述提出如下命题：

命题1 股票流动性的提高有助于机构投资者进入国有企业和国有大股东有效减持股份，优化国有企业的股权制衡。

（二）国企股权制衡度与公司价值提升

国有企业股权制衡程度的提高可以显著降低第一种代理冲突。依据有三：第一，股票流动性提高引致的机构投资者持股比例增加能够显著增强上市公司股东的整体力量，强化对国有企业经营者的监督与约束。机构投资者的资金是“其他人的钱”，产权主体的清晰性使得机构投资者有责任 and 动力监督持股公司的经营管理并采取行动防止价值损失。此外，一是因为机构投资者在信息的搜集和整理方面具有规模经济和比较优势，它与企业之间的信息不对称程度要远远低于分散的中小股东（温军和冯根福，2012；Kochhar and David, 1996）；二是因为机构投资者监督约束经营者的行为具有规模经济，且其多家持股的投资特征决定了其监督行为还具有范围经济的特点；三是由于它的集合投资性质，机构投资者的监督成本可在部分“终极投资者”之间分担，可避免单个“终极投资者”由于监督收益难以弥补监督成本而放弃监督的情况出现。因此，机构是既具有较强监督动力又具有较强监督能力的股东，机构股东的联合在理论上能够很好地扮演强势委托人的角色（Clay, 2000；Nielsen, 2001）。第二，股权制衡有助于提高国有企业的决策水平。股权制衡意味着企业内部多个大股东共同参与公司治理，多个大股东的集体决策能够有效克服单个股东决策过程中的非理性以及在信息和知识能力方面的缺陷，打造良好的内部治理机制（李琳等，2009）。第三，股权制衡加强了股东退出机制的治理作用。由于众多股东难以在排序和最大化共同利益上达成一致，股东之间的制衡促使他们的股票卖出行为完全竞争，更多的内部信息将体现在公司的股票价格上。如果管理层逃避责任或者攫取私人收益，各大股东就能按照“华尔街规则”或者“用脚投票”的规则将股票卖给流动性交易者。这种行为会释放出一种不看好公司未来发展的信号，是一种对管理层不当行为的事后惩罚（Edmans and Manso, 2011）。据上所述提出如下命题：

命题2 股票流动性提高引致的股权制衡度增加能够有效缓解第一种代理冲突，提高国企价值。

股权制衡这种制度安排还能在一定程度上降低大股东对中小投资者和上市公司利益进行侵害的可能性。原因有三：第一，在股权集中模式下，当控股股东与中小投资者的利益冲突上升到一定程度时，机构投资者等非控股大

股东将会采取行动维护自己的利益,有动力对大股东的掏空行为进行监督。在多个大股东分享控制权的治理结构下,机构等非控股大股东能够通过选举代表自己利益的董事会成员或通过代理权争夺等方式而对大股东加以监督和制约。第二,股权制衡度的提高,特别是机构投资者的进入以及各股东的竞争性卖出行为会有效降低大股东对中小股东利益的侵占。信息优势是机构投资者制衡掏空的有利条件(温军和冯根福,2012; Kochhar and David, 1996)。通过资本市场的交易行为,机构投资者可向外界传递自己所获信息,从而对控股股东的盘剥和掏空行为产生一定的震慑作用。第三,尽管中国的法院在保护国有资产利益方面经验丰富,但并没有过多保护私人投资利益的诉讼经验(Allen *et al.*, 2005)。中小股东同样缺乏诉讼的专业经验和时间,即使中小股东发现公司大股东在进行有损上市公司利益和自身利益的掏空行为时,也无法对其行为进行干涉。而机构投资者作为专业的投资者,具有足够的法律人才进行相关法律诉讼,维护自身合法利益。据上所述提出如下命题:

命题3 股票流动性提高引致的股权制衡度增加能够有效缓解第二种代理冲突,提高国企价值。

三、研究设计

(一) 变量选取

1. 被解释变量

(1) 企业价值度量指标:①托宾Q。本文借鉴Fang *et al.* (2009)等学者的做法,以托宾Q作为企业价值的衡量指标。②资产报酬率。为了较为全面地衡量国企绩效,本文除了使用托宾Q这一企业价值的长期度量指标外,还使用了资产报酬率来反映企业的短期盈利水平,记为ROA。

(2) 代理成本衡量指标:借鉴Ang *et al.* (2000)的开创性研究,选择销售费用率(*Expense*)和资产周转率(*TARatio*)两个指标度量代理成本并对其进行取对数处理。

(3) 股东利益冲突变量:①关联交易次数(*RPTtimes*)和关联交易金额(*RRPT*)。借鉴申明浩(2008)的做法,本文采用国泰安数据库的商品购销、资产交易、资金交易以及担保抵押这四类行为的次数及金额来衡量关联交易的大小。②大股东占款(*ORECTA*)。使用其他应收款占公司总资产的比例来衡量并对其进行取对数处理。③股票分红比例。参考支晓强等(2014)的做法,选择每股现金分红作为大股东对中小股东盘剥的代理变量,记作*Dividend*。

(4) 公司治理变量:①机构持股比例。借鉴Kochhar and David (1996)、

冯根福和温军（2008）等学者的做法，本文将其定义为上市公司中证券投资基金、券商理财、保险基金、社保基金以及 QIFF 等机构投资者持股比例的总和，记为 *INS*。②大股东减持比例。采用第 *T* 年与 *T*-1 年第一大股东持股比例变化值度量大股东减持比例，记为 *Fschang*。③股权制衡。本文借鉴洪剑峭和薛皓（2008）的做法，将股权制衡变量定义为公司机构持股比例或外部股东与第一大股东阵营持股比例之比，后者指公司年报披露的具有一致行动的大股东及其他股东，记作 *Balance*。

2. 解释变量

(1) Amihud 股票非流动性指标 (*Amihud*)。借鉴 Fang *et al.* (2009) 等学者的做法，本文使用 Amihud 指标度量股票流动性。

(2) 经市场调节的 Amihud 股票非流动性指标 (*Amihud_adj*)。为提高结论的稳定性，本文还在 Amihud 指标基础上剔除了样本公司某年某日股票收益率中受市场影响的部分，计算了经市场调节的 Amihud 非流动性指标并用于实证回归。

3. 控制变量

(1) 股票市场特征变量：①股票动量指标 (*Momentum*)。本文参考 Fang *et al.* (2009) 的做法，将 *Momentum* 定义为股票 *i* 在 *y* 年末前 6 个月的市场调整综合收益率。②换手率指标 (*Turnover*)。该指标反映了资本市场关于该公司股票价格的异质信念对公司价值的影响。

(2) 公司特征变量：①企业规模，为公司总资产的对数值，表示为 *Size*。②盈利能力，用公司净资产报酬率表示，记为 *ROE*。③偿债能力，用公司的流动比率、利息保障倍数和资产负债率表示，分别记为 *LDR*、*LXBZ* 和 *Debt*。④营运能力，用公司固定资产周转率表示，记为 *RAA*。⑤成长能力，用市盈率和主营业务增长率来衡量，分别记为 *PE* 和 *GMP*。⑥独立董事比例 (*Indepen*)，为独立董事与董事总数的比例，记作 *Indepen*。

(3) 行业特征变量。借鉴温军和冯根福（2012）的做法，本文用行业资产报酬率、行业财务杠杆和行业账面价值与市场价值之比来反映企业的行业特征，分别记为 *IndROA*、*IndDebt* 以及 *IndB/M*。

(二) 数据来源与描述性统计分析

本文的数据来源和样本选择过程如下：首先，通过 Wind 数据库获取每只股票的每日收盘价以及每日成交额，并通过大智慧实盘交易数据获取每只股票每日的每笔高频交易数据，以此计算度量股票流动性的指标；其次，通过国泰安数据库 (CSMAR) 获得 2003—2015 年我国 A 股上市公司的托宾 *Q* 值数据，并剔除 ST、*ST、**ST 公司以及金融类上市公司。其他用于计算控制变量的数据也来自国泰安数据库 (CSMAR) 和 Wind 数据库。本文最终样本包

括 871 家国有上市公司 2003—2015 年共 9 487 个企业年非平衡面板数据。表 1 汇报了样本关键变量的描述性统计及相关性分析。

表 1 关键变量的描述性统计

变量名称	最小值	最大值	均值	中位数	标准差	相关系数 I	相关系数 II	相关系数 III	相关系数 IV
<i>Q</i>	0.512	53.504	2.071	1.610	1.733			1	
<i>ROA</i>	-1.561	2.301	0.030	0.001	0.081			0.074***	1
<i>Amihud</i>	0.000	0.021	0.003	0.001	0.004	1		-0.041***	-0.191***
<i>Amihud_adj</i>	0.000	0.018	0.002	0.001	0.003	0.985***	1	-0.011	-0.189***
<i>INS</i>	0.000	97.405	10.368	0.2475	16.688	-0.188***	-0.173***	0.126***	0.375***
<i>Fschang</i>	-64.540	65.770	0.401	0.000	9.493	0.107***	0.084***	0.002	0.030***
<i>Balance</i>	0.000	15.323	0.884	0.819	0.856	-0.406***	-0.380***	0.092***	0.155***
<i>Expense</i>	0.005	0.410	0.054	0.036	0.061	0.082***	0.087***		
<i>TAratio</i>	-0.018	10.179	0.730	0.613	0.639	-0.057***	-0.057***		
<i>RPTtimes</i>	1.000	551.000	18.930	11.000	23.912	-0.161***	-0.157***		
<i>RRPT</i>	-1.857	5 000.000	1.373	0.159	53.655	0.002	0.001		
<i>ORECTA</i>	0.000	0.374	0.088	0.012	0.173	0.317***	0.321***		
<i>Dividend</i>	0.000	6.419	0.090	0.036	0.173	-0.141***	-0.139***		

注：(1)***、**、* 分别表示相应统计量在 0.01、0.05 及 0.1 的水平下显著；(2) 表中相关系数 I、II、III 及 IV 分别为相关变量与 *Amihud*、*Amihud_adj*、托宾 *Q* 和 *ROA* 的相关系数；(3) 因量纲原因，*Amihud*、*Amihud_adj* 均为乘以 10 000 的统计结果。

四、实证分析

(一) 股票流动性与企业价值的基本回归

本文借鉴 Edmans and Manso (2011) 以及 Fang *et al.* (2009) 等学者的做法，首先构建计量模型就股票流动性与国有企业价值之间的关系进行实证分析，以从整体上研判前者对后者的影响效果。具体模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 L_{it} + \beta' X + \epsilon_i + \epsilon_t + \mu_{it}, \quad (1)$$

其中， L 为解释变量向量，包括 *Amihud* 和 *Amihud_adj*， β_1 为其回归系数， X 为控制变量， β 为其影响系数向量， β_0 为截距项， ϵ_i 和 ϵ_t 代表个体及年份固定效应， μ_{it} 为随机扰动项。

股票流动性与国企绩效的回归结果见表 2。在表 2 模型 1 的回归中，*Amihud* 的影响系数为 -27.245，在 0.01 的水平下高度显著。这表明在其他条件不变的情况下，公司股票流动性每增加 1 个单位，其公司价值将提升

27.245 个单位，股票流动性的增加能够显著提高企业价值。进一步来看，考虑到市场整体非流动性对个股流动性的影响，本文还在模型 2 中使用了经调整后的 *Amihud_adj* 指标，对股票流动性和公司价值的关系进行了实证分析，该模型的回归结果再次表明股票流动性对企业价值存在显著的正向促进作用，*Amihud_adj* 的回归系数为 -25.448，同样在 0.01 的统计水平下高度显著。此外，表 2 的回归还表明，股票流动性不仅对国企长期价值有正向促进作用，流动性的提高也有助于提升企业短期业绩，这一点可由模型 3 和模型 4 的回归结果得以证明。在模型 3 和模型 4 中流动性两个度量指标的回归系数分别为 -2.218、-2.443，均在 0.01 的水平下高度显著。

表 2 股票流动性对国企绩效的回归结果

变量名称	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	Q	Q	ROA	ROA
<i>Amihud</i>	-27.245*** (7.455)		-2.218*** (0.411)	
<i>Amihud_adj</i>		-25.448*** (9.349)		-2.443*** (0.520)
N	9 487	9 487	9 487	9 487
Adj. R ²	0.380	0.379	0.170	0.168

注：(1)***、**、* 分别表示相应统计量在 0.01、0.05 及 0.1 的水平下显著；(2) 括号内为回归系数所对应的标准误；(3) 篇幅所限，控制变量的回归结果未予报告；(4) 上述模型回归中均控制了个体和时间固定效应。

(二) 机制检验

本部分将借鉴 Baron and Kenny (1986) 以及温忠麟等 (2004) 等学者的做法，构建中介效应计量模型系统，对股票流动性提升国企价值的作用机制进行实证研究。

1. 股票流动性对国企双重代理成本的总效应

作为中介效应模型分析的第一步，本文首先运行了股票流动性对国企两种代理成本的总效应回归，具体结果见表 3。表 3 中模型 1、模型 2、模型 4、模型 5，以及模型 6 和模型 7 采用了 OLS 回归，模型 3 针对关联交易次数的回归使用的是 Poisson 计数模型，而模型 8 为 Tobit 模型回归。表 3 中 Panel A 的模型 1 和模型 2 针对第一类代理成本的回归中，*Amihud* 的系数分别为 9.665 和 -6.945，均在 0.05 的水平下显著，这表明股票流动性的提高确实有助于提高公司的总资产周转率并降低销售费用率。而模型 6 到模型 8 的回归还进一步表明，流动性的提高不仅有助于降低第一种代理冲突，还有助于削

弱大股东或控股股东对中小股东的利益冲突。不过在模型3到模型5针对关联交易的回归中, *Amihud* 回归系数的符号虽然与理论预期相符, 但这些系数都是不显著的。这表明股票流动性提高对第二种代理冲突的积极作用主要体现在降低大股东占款和提高上市公司的股利发放上, 而对上市公司的关联交易并无显著影响。而且这一结果也不因流动性度量指标的不同而有所不同, Panel B的回归与 Panel A的回归是完全一致的。

表3 股票流动性对国企双重代理成本的总效应回归结果

Panel A: 基于 <i>Amihud</i> 指标的回归								
变量名称	第一种代理成本		第二种代理成本					
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	OLS	OLS	Poisson	OLS	OLS	OLS	OLS	Tobit
	<i>Expense</i>	<i>TARatio</i>	<i>RPTtimes</i>	<i>LRPTtimes</i>	<i>RRPT</i>	<i>ORECTA</i>	<i>Dividend</i>	<i>Dividend</i>
<i>Amihud</i>	9.665** (4.577)	-6.945** (2.724)	-6.082 (6.663)	-2.111 (5.658)	-86.452 (118.696)	38.831*** (7.497)	-2.16* (1.237)	-8.364*** (1.141)
N	9101	9487	8688	8688	8755	9482	9487	9487
Adj. <i>R</i> ²	0.034	0.060			-0.000	0.201	0.028	
Panel B: 基于 <i>Amihud_adj</i> 指标的回归								
变量名称	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	<i>Expense</i>	<i>TARatio</i>	<i>RPTtimes</i>	<i>LRPTtimes</i>	<i>RRPT</i>	<i>ORECTA</i>	<i>Dividend</i>	<i>Dividend</i>
<i>Amihud_adj</i>	10.928** (5.353)	-7.589** (3.224)	-8.076 (7.800)	-3.476 (6.531)	-77.052 (125.430)	49.581*** (9.255)	-2.419* (1.403)	-10.632*** (1.443)
N	9101	9487	8688	8688	8755	9482	9487	9487
Adj. <i>R</i> ²	0.034	0.059			-0.000	0.202	0.028	

注: 模型5中被解释变量为关联交易次数的对数, 其他同表2。

2. 股票流动性与股权结构优化

表4报告了股权结构优化对股票流动性的回归结果。在表4的模型1和模型2中, *Amihud* 和 *Amihud_adj* 的回归系数分别为-6.692和-6.387, 且均在0.01的水平下高度显著, 这表明在其他条件不变的情况下, 流动性每提高1个单位, 机构投资者的持股比例就增加6.692个或6.387个单位。同时, 表4中模型3和模型4中流动性指标的回归系数都是正值, 且都显著或高度显著, 这表明股票流动性的提高确实有助于国有上市公司第一大股东减持股份。既然股票流动性的提升一方面有助于大股东有效减持股份, 而另一方面同时为机构投资者进入国有企业创造了条件, 外部机构股东对第一大股东集团的制衡水平和讨价还价能力就会随着机构持股比例的增加及大股东持

股比例的下降而相应提升，这一点确实是成立的，表4中模型5和模型6的回归对此提供了经验证据。

表4 股票流动性与股权结构优化的实证结果

变量名称	第一组		第二组		第三组	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	<i>INS</i>	<i>INS</i>	<i>Fschang</i>	<i>Fschang</i>	<i>Balance</i>	<i>Balance</i>
<i>Amihud</i>	-6.692*** (0.861)		180.990*** (53.104)		-34.206*** (3.718)	
<i>Amihud_adj</i>		-6.387*** (0.965)		162.113** (67.505)		-34.777*** (4.425)
<i>N</i>	9485	9485	9487	9487	9483	9483
Adj. <i>R</i> ²	0.121	0.114	0.204	0.203	0.529	0.526

注：表中各模型均为OLS回归，其他同表2。

3. 股权制衡与双重代理成本

表5是股权制衡度对国有企业双重代理成本的实证结果。表5中模型2的回归清楚地表明股权制衡水平的提高确实有助于降低公司的第一种代理冲突，股权制衡变量 *Balance* 在模型中的回归系数为0.017，在0.1的水平下显著。根据Baron and Kenny (1986)提供的中介效应依次检验法(BK test)，结合表4模型5和模型6中针对 *Balance* 的流动性回归系数均高度显著的事实，可知国有企业中股权结构优化对总资产周转率存在显著的中介效应，而且由于表5模型2中 *Amihud* 的回归系数为-6.400，与上述回归系数在方向上为同向影响，且在0.05的水平下显著，故可知前述中介效应为部分中介效应。进一步来看，模型1中 *Balance* 的回归系数在统计上并不显著，故不能采用依次检验法检验是否存在中介效应。借鉴Fritz and MacKinnon (2007)的做法，本文采用偏差校正的非参数百分位Bootstrap法检验 *Balance* 变量对销售费用率的中介效应，结果显示模型1中 *Balance* 对销售费用率 *Expense* 的回归系数与表4模型5中 *Amihud* 对 *Balance* 的回归系数的乘积在0.05的水平下是显著的。除了能够有效降低第一种代理冲突，股权制衡的提高还有助于抑制不同股东间的利益冲突，这一点在表5模型6到模型8的回归中有明确体现，所有这些模型中 *Balance* 回归系数的符号不仅符合理论预期，而且都是统计上显著或高度显著。依据中介效应的依次检验法可知，国有企业中股权结构优化对降低大股东占款和提高上市公司的股利发放存在显著的部分中介效应。而且这一结论对于针对公司 *Q* 和 *ROA* 的回归模型9和模型10也是成立的。值得强调的是，尽管模型3和模型5对于关联交易回归的偏差校正非参数百分位Bootstrap法检验显示中介效应不存在，但模型4使用依次检验法则显示中介效应是存在的，且为完全中介效应。

表5 股权制衡与双重代理成本及公司价值的实证结果

		Panel A: 基于 <i>Amihud</i> 指标的回归											
		第一类代理成本					第二类代理成本					公司价值	
变量名称		模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10		
		<i>Expense</i>	<i>TAratio</i>	<i>RPTimes</i>	<i>LRPTimes</i>	<i>RRPT</i>	<i>ORECTA</i>	<i>Dividend</i>	<i>Dividend</i>	<i>Dividend</i>	<i>Q</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>Balance</i>		-0.005 (0.017)	0.017* (0.009)	-0.014 (0.025)	-0.045* (0.025)	-1.624 (1.774)	-0.069** (0.029)	0.015*** (0.004)	0.026*** (0.004)	0.267*** (0.033)	0.009*** (0.001)		
<i>Amihud</i>		9.490** (4.597)	-6.400** (2.728)	-6.668 (6.640)	-3.772 (5.687)	-146.879 (170.439)	36.495*** (7.512)	-1.250 (1.143)	-7.102*** (1.151)	-18.131** (7.620)	-1.916*** (0.409)		
<i>N</i>		9 098	9 483	8 683	8 683	8 751	9 478	9 483	9 483	9 483	9 483		
Adj. <i>R</i> ²		0.034	0.060			-0.000	0.202	0.032	显著	显著	显著	0.177	显著
中介效应检验 I		显著	显著	不显著	显著	不显著	显著	显著	显著	显著	显著	显著	显著
中介效应检验 II													
		Panel B: 基于 <i>Amihud_adj</i> 指标的回归											
变量名称		模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10		
		<i>Expense</i>	<i>TAratio</i>	<i>RPTimes</i>	<i>LRPTimes</i>	<i>RRPT</i>	<i>ORECTA</i>	<i>Dividend</i>	<i>Dividend</i>	<i>Dividend</i>	<i>Q</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>Balance</i>		-0.007 (0.017)	0.017* (0.009)	-0.014 (0.025)	-0.045* (0.025)	-1.591 (1.746)	-0.071** (0.029)	0.016*** (0.005)	0.026*** (0.004)	0.271*** (0.033)	0.009*** (0.001)		
<i>Amihud_adj</i>		10.732** (5.359)	-7.014** (3.231)	-8.695 (7.751)	-5.201 (6.549)	-138.247 (176.071)	47.181*** (9.240)	-1.412 (1.288)	-9.253*** (1.448)	-16.042* (9.461)	-2.127*** (0.515)		
<i>N</i>		9 098	9 483	8 683	8 683	8 751	9 478	9 483	9 483	9 483	9 483		
Adj. <i>R</i> ²		0.034	0.060			-0.000	0.203	0.032	显著	显著	显著	0.176	显著
中介效应检验 I		显著	显著	不显著	显著	不显著	显著	显著	显著	显著	显著	显著	显著
中介效应检验 II													

注: (1) **、*、* 分别表示相应统计量在 0.01、0.05 及 0.1 的水平下显著; (2) 括号内为回归系数所对应的稳健性标准误; (3) 中介效应检验 I 为依次检验 (BK test), 检验 II 为偏差校正的 Bootstrap 检验; (4) 篇幅所限, 控制变量的回归结果未予报告; (5) 上述回归中均控制了个体和时间固定效应, 且其模型设定与表 3 完全相同。

(三) 进一步的实证分析

1. 竞争性和非竞争性国企中的不同表现

国有企业可被划分为竞争性和非竞争性两种形式。由于非竞争性行业大都从事纯公共产品或准公共产品的生产经营，经营业绩相对稳定，即使股票流动性的提升导致更多的机构投资者进入和大股东减持，公司治理得以显著改善，但这种改善在提升股东价值的边际效应方面也要低于竞争性国企。此外，这些企业虽然关乎国计民生，其重要性毋庸置疑，但就估值而言，这些非常稳健经营的行业并不具有很好的成长性，因此即使股票流动性有助于改善国企治理，但其效果主要应体现在短期业绩方面，对这类国企长期价值的提升作用不会特别明显。为了证明这一点，本文根据《中共中央、国务院关于深化国有企业改革的指导意见》的规定，将该指导意见中所指的商业类竞争性国有企业定义为竞争性国企，而将特定功能类和公共服务类国企定义为非竞争性国企，并运行了相应回归，结果如表6所示。表6的回归表明，在竞争性国企中，流动性的提高对企业长期价值和短期业绩的提升均有显著的正向促进作用；但在非竞争性国企的回归中，流动性与企业长期价值的提升没有显著相关关系，其在模型5和模型6中的回归系数都是不显著的，但对企业短期经营绩效的提高却有积极作用，在模型7和模型8中，流动性变量的回归系数都是在0.1的水平下边际显著，但是这些显著性水平要远远低于模型3和模型4相应变量显著性水平，而且其量值也要低于后者。

表6 股票流动性与国企绩效的竞争和非竞争性国企分样本回归结果

变量名称	竞争性国企				非竞争性国企			
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	Q	Q	ROA	ROA	Q	Q	ROA	ROA
<i>Amihud</i>	-27.633***		-2.129***		-1.300		-1.790*	
	(7.937)		(0.463)		(16.600)		(0.921)	
<i>Amihud_adj</i>		-26.429***		-2.352***		6.309		-2.022*
		(9.891)		(0.584)		(21.952)		(1.143)
<i>N</i>	7 737	7 737	7 737	7 737	1 750	1 750	1 750	1 750
<i>Adj. R²</i>	0.386	0.386	0.162	0.161	0.411	0.411	0.374	0.373

注：(1) ***、**、* 分别表示相应统计量在 0.01、0.05 及 0.1 的水平下显著；(2) 括号内为回归系数所对应的标准误；(3) 篇幅所限，控制变量的回归结果未予报告；(4) 上述模型中均控制了个体和时间固定效应。

2. 中央国企及地方国企的不同表现

国有企业按照实际控制人的不同也可区分为中央所属国有企业和地方所属国有企业。相比于地方国企,央企的经营更为规范,公司治理机制作用发挥得更为明显,高管晋升更多依赖业绩表现及个人能力,而非像地方国企高管更多依赖非业绩的政治关系资源或政策性负担的完成程度等(张霖琳等,2015)。因此,股票流动性的提高即使导致相同的机构进入和股权优化程度,但两者在央企中的作用发挥也要显著强于地方国企。为此本文还将国有企业界定为中央国企和地方国企两种形式,进一步考察了股票流动性对不同所属国企价值的不同影响,结果如表7所示。表7的回归表明,在中央国企中,流动性的提高对企业长期价值和短期业绩的提升均有显著的正向促进作用,其在模型1到模型4中的回归系数都在0.01或0.05的水平下负向高度显著或显著。而地方国企的回归结果与中央国企既有相同也有不同之处,一方面,流动性的提高也显著提升了地方国企的长期价值和短期业绩,模型5、模型7以及模型8中用于度量地方国企回归结果的影响系数都在0.01的水平下高度显著,这一点并不因企业所属关系的不同而有什么不同;但另一方面,这些模型中的回归系数在量值上都要远远低于针对中央国企的相应回归结果,而且模型6中 *Amihud_adj* 的回归系数也不显著,这些都表明股票流动性的提高对国企价值的正向促进作用在中央国企中表现得更为明显。

表7 股票流动性与国企绩效的中央及地方国企分样本回归结果

变量名称	中央国企				地方国企			
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	Q	Q	ROA	ROA	Q	Q	ROA	ROA
<i>Amihud</i>	-51.318*** (18.872)		-4.276*** (0.893)		-19.703*** (7.215)		-1.668*** (0.424)	
<i>Amihud_adj</i>		-56.170** (22.222)		-4.811*** (1.041)		-13.550 (9.012)		-1.628*** (0.540)
N	1 953	1 953	1 953	1 953	7 534	7 534	7 534	7 534
Adj. <i>R</i> ²	0.450	0.450	0.197	0.195	0.366	0.365	0.214	0.212

注:(1)***、**、*分别表示相应统计量在0.01、0.05及0.1的水平下显著;(2)括号内为回归系数所对应的标准误;(3)篇幅所限,控制变量的回归结果未予报告;(4)上述模型中均控制了个体和时间固定效应。

五、稳健性检验

（一）内生性与倾向得分匹配

本文前述章节使用中介效应模型系统实证分析了股票流动性对企业价值的作用效果，然而，正如许多学者所指出的，股票流动性和企业价值之间可能存在着共生性问题（Fang *et al.*, 2009）。解决这种问题的一个重要方法就是采用准自然实验。本文选择中国政府针对上市公司非流通股推行的一种全流通改革——股权分置改革作为准自然实验，这种改革直接扩大了上市公司股票的流通数量，影响了相关股票的流动性，但这种外生改革冲击并不会直接对企业价值产生实质影响（Wen *et al.*, 2018）。在股权分置改革这一准自然实验过程中，针对不同的公司，股权分置改革的发生会对股票流动性造成不同程度的影响。为了能够有效区分这种冲击，本文根据股权分置改革的具体作用效果，将相关企业划分为实验组（ $Treated = 1$ ）和控制组（ $Treated = 0$ ）两类，进而研究其对企业价值的影响。具体而言，参考 Fang *et al.* (2009) 的做法，本文以 *Amihud* 股票非流动性指标为例，使用以下方法构建流动性冲击的实验组和控制组（*Amihud_adj* 的构造方法与此相同）：

（1）分别计算股改前后每个样本公司的平均 *Amihud*；

（2）计算股改前平均 *Amihud* 与股改后平均 *Amihud* 的差值，记为（ Δ_Amihud ）；

（3）计算 Δ_Amihud 的均值，记为 $Mean_Delta_Amihud$ ；

（4）将 $\Delta_Amihud > Mean_Delta_Amihud$ 的公司样本赋值为流动性变化较大的组，即股票流动性提高的组， $Treated = 1$ ；否则， $Treated = 0$ ，即为控制组。

在获取实验组和控制组后，本文还借鉴多位学者的相关研究，采用倾向性得分法为不同股票流动性的企业进行匹配，以缓解反事实（counterfactual）问题给实证分析造成的偏误（Fang *et al.*, 2014；Wen *et al.*, 2018）。进行倾向性得分分配比（PSM）的前提是要确定究竟是哪些因素影响了流动性的变化。为此，本文参考 Fang *et al.* (2014) 的做法，使用前述基础模型回归的全部变量的滞后一期值，运用 Probit 模型来分析这些变量对股票流动性的影响，然后使用一对一不重复最近邻匹配方法对两组样本进行匹配。Probit 模型回归发现，在 PSM 匹配前，多个控制变量譬如 *Size*、*Debt*、*InDebt* 以及 *INS* 等变量的回归系数在统计上都是显著或高度显著的，公司股票流动性的变化及其分组事实上是非随机的。而在经过 PSM 匹配处理后，各个变量在流动性

提高组和流动性降低组之间已经不存在显著差异,相关变量的回归系数变得不再显著。使用经过市场调整的 *Amihud_adj* 指标的结果也有与此相同的实证结论。此外,本文还进一步分析了各个变量在匹配前后组间差异的变化情况。结果显示,PSM前,处理组与控制组在股票动量、股票换手率、企业规模以及主营业务增长率等指标上均存在显著差异,在经过最近邻匹配处理后,两组变量之间的这些偏差都变得不再显著,其他变量的组间差异也得到了不同程度的削弱。由此说明,本文的样本匹配是有效的。篇幅所限,本文未给出股票流动性变化的PSM估计表以及PSM匹配前后控制变量变化情况表。

(二) 倍差估计法的计量结果

在运用倾向性得分匹配技术对样本进行处理后,本文运行了企业价值、双重代理成本以及股权结构变量对流动性虚拟变量的差分估计量回归(DID)。具体模型设定如下:

$$\begin{aligned}
 Y = & a + \beta_0 \textit{Before} \cdot \textit{Treated} + \beta_1 \textit{Current} \cdot \textit{Treated} + \beta_2 \textit{After} \cdot \textit{Treated} \\
 & + \beta_3 \textit{Before} + \beta_4 \textit{Current} + \beta_5 \textit{After}^1 + \beta_6 \textit{After}^{23} + \beta_7 \textit{After}^{4567} \\
 & + \beta_8 \textit{Treated} + e.
 \end{aligned} \tag{2}$$

在上述公式中, Y 为被解释变量向量,包括托宾 Q 、资产收益率 ROA 、双重代理成本诸变量、机构投资者持股比例、大股东减持比例以及股权制衡变量。此外为了控制多期时间的变化,模型中还使用了虚拟变量 \textit{Before} 、 $\textit{Current}$ 、 \textit{After}^1 、 \textit{After}^{23} 和 \textit{After}^{4567} ,分别表示2006年、2007年、2008年、2009—2010年、2011—2015年,而 \textit{After} 表示的是2008—2015年, $\textit{Treated}$ 为是否接受处理的虚拟变量, e 为随机扰动项。

表8为股票流动性提高对企业价值影响的倍差估计量实证分析结果。在表8各个模型中, $\textit{Before} \cdot \textit{Treated}$ 的回归系数都是不显著的,这表明在股权分置改革前,经过匹配处理后的样本控制组与处理组在 Q 和 ROA 方面并无显著差异,进行DID实证分析的平行趋势假定是满足的。在对公司托宾 Q 进行回归的第一组模型2中 $\textit{After} \cdot \textit{Treated}$ 的回归系数显著为正,而模型1中 $\textit{After} \cdot \textit{Treated}$ 的系数虽不显著,但仍然为正。这表明股权分置改革后的各年内,流动性变动更大的组具有更高的市场价值,这与表2的实证发现是一致的。再就对公司资产收益率 ROA 进行回归的第二组模型来看,不仅两个模型中 $\textit{After} \cdot \textit{Treated}$ 的回归系数都显著为正,而且 $\textit{Current} \cdot \textit{Treated}$ 的回归系数在模型3中也显著为正,这表明股权分置改革后股票流动性的提高,不仅显著提升了企业的当期资产收益率,而且也显著提升了滞后各年的资产收益率。

表8 股票流动性与企业价值的 DID 稳健性回归结果

变量名称	Q		ROA	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>
<i>Before • Treated</i>	-0.121 (0.143)	-0.044 (0.136)	0.011 (0.007)	0.003 (0.006)
<i>Current • Treated</i>	0.169 (0.207)	0.232 (0.160)	0.023** (0.011)	0.013 (0.009)
<i>After • Treated</i>	0.059 (0.069)	0.159** (0.068)	0.010** (0.004)	0.010*** (0.004)
N	2 842	3 937	2 809	3 892
Adj. R ²	0.109	0.077	0.005	0.004

注：(1) ***、**、* 分别表示相应统计量在 0.01、0.05 及 0.1 的水平下显著；(2) 括号内为回归系数所对应的标准误；(3) 篇幅所限，控制变量的回归结果未予报告。

表 9 为股票流动性提高对国有企业双重委托代理成本影响的倍差估计量实证分析结果。由表中的回归结果可知，在模型 1 至模型 8 中，除模型 4 外，*After • Treated* 的回归系数无一例外地均显著或高度显著，而且其系数符号与理论预期完全相符。这与表 3 的实证发现是一致的。

表9 股票流动性与双重委托代理成本的 DID 稳健性回归结果

变量名称	<i>Expense</i>		<i>TAratio</i>		<i>ORECTA</i>		<i>Dividend</i>	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>
<i>Before • Treated</i>	-0.075 (0.144)	-0.095 (0.134)	0.077 (0.103)	0.014 (0.085)	-0.240 (0.185)	-0.027 (0.156)	0.004 (0.013)	0.008 (0.010)
<i>Current • Treated</i>	-0.108 (0.142)	-0.121 (0.132)	0.072 (0.099)	0.012 (0.084)	-0.536*** (0.187)	-0.266* (0.156)	0.021* (0.012)	0.011 (0.009)
<i>After • Treated</i>	-0.150** (0.076)	-0.168** (0.077)	0.113* (0.066)	-0.000 (0.049)	-0.798*** (0.101)	-0.394*** (0.094)	0.020*** (0.007)	0.011* (0.006)
N	2 815	3 894	2 809	3 892	2 837	3 932	2 842	3 937
Adj. R ²	0.003	0.001	0.007	0.003	0.079	0.093	0.005	0.002

注：(1) ***、**、* 分别表示相应统计量在 0.01、0.05 及 0.1 的水平下显著；(2) 括号内为回归系数所对应的标准误；(3) 篇幅所限，控制变量的回归结果未予报告。

表10报告了股票流动性与股权结构优化的倍差估计量实证结果。表中针对机构持股 *INS* 的模型1和模型2中 *After • Treated* 的回归系数无一例外都显著为正,而且 *After • Treated* 在模型3和模型4中的系数均为负值,而且这两个系数都是高度显著的,表10中模型5和模型6的回归还表明,股票流动性的外生增加会显著提高国有企业的股权制衡度。这些都与表4的实证发现是一致的。

表10 股票流动性与股权结构优化的 DID 稳健性回归结果

变量名称	<i>INS</i>		<i>Fschang</i>		<i>Balance</i>	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>	<i>Amihud</i>	<i>Amihud_adj</i>
<i>Before • Treated</i>	0.018 (0.017)	0.017 (0.013)	-1.491 (1.142)	-1.832 (1.326)	0.083 (0.070)	0.103 (0.060)
<i>Current • Treated</i>	0.023 (0.014)	0.022* (0.012)	-2.032** (0.991)	-2.737*** (0.870)	0.540*** (0.080)	0.238*** (0.072)
<i>After • Treated</i>	0.013** (0.006)	0.030*** (0.006)	-3.176*** (0.799)	-3.259*** (0.758)	0.801*** (0.043)	0.469*** (0.038)
<i>N</i>	2 842	3 937	2 842	3 937	2 842	3 937
Adj. <i>R</i> ²	0.012	0.016	0.100	0.094	0.326	0.394

注:(1)***、**、*分别表示相应统计量在0.01、0.05及0.1的水平下显著;(2)括号内为回归系数所对应的标准误;(3)篇幅所限,控制变量的回归结果未予报告。

为了增强模型结果的稳定性,本文还基于马氏距离匹配法对样本企业重新进行了匹配,并运行了相应回归,结果显示其结果与采用PSM匹配并无显著差异。此外,在处理了流动性的内生性后,本文表6和表7的结果仍是成立的。篇幅所限,相关实证结果未予给出。

六、主要结论及政策含义

本文从金融市场微观结构视角,考察了中国上市公司股票流动性对国有企业绩效的作用机制和影响效果。本文首先提出并构建了一个股权高度集中或相对集中国家股票流动性提升企业价值的理论分析框架,在此基础上,基于2003—2015年中国A股国有上市公司的数据,采用中介效应模型系统以及

倾向得分匹配 (PSM) 和倍差估计量技术 (DID) 对本文提出的假说进行了实证检验。结果发现：(1) 中国资本市场股票流动性的提高有助于机构投资者低成本进入企业和国有大股东有效减持股份，显著优化了公司的股权结构，降低了国有企业的双重委托代理成本，提高了国有上市企业的短期绩效和长期价值；(2) 股票流动性对于竞争性国企和中央国企的公司价值提升作用强于特定功能类和公共服务类以及地方国企。

本文的研究结论具有重要的启示和政策含义：首先，它表明在中国这样股权高度集中的国家，提高资本市场流动性可以扩大外部机构投资者的持股比例、减持大股东的股份以及优化公司的股权结构和股权制衡，显著降低中国国有上市公司的双重委托代理成本，提高中国国有上市公司价值。中国资本市场流动性对公司价值的提升机制与英美等股权高度分散国家的资本市场流动性对公司价值的提升机制有着明显的不同。这些发现对于研究日本、德国、东南亚以及西欧等股权高度集中或相对集中，以内部治理为主的国家的资本市场流动性与公司价值的关系具有重要借鉴意义。其次，改革开放以来，中国国企改革取得了有目共睹的成绩，但也不可否认，如何有效解决政企分开、如何有效开展国有产权交易和如何有效推进国有企业混合所有制改革，一直是困扰国企改革的难题。本文研究结论表明，通过加强资本市场流动性建设和提高股票市场的交投活跃度，不仅可以有效推进包括机构投资者在内的非国有股东有序地进入国有企业，而且可以有效推进国有企业按照国家分类改革的思路有步骤、有计划地合理减持国有股份，这样就能加快优化国有企业的股权结构，充分发挥非国有股东在国有企业治理及经营方面的比较优势。另外，依托外部资本市场实现国有资产交易，还能在一定程度上消除混合所有制改革中国企领导人因担心被人戴上“国有资产流失”的帽子而出现懈怠改革的顾虑，从而可以加快推进国企混合所有制改革。因此，中国政府在今后一个时期应继续采取有效措施深化资本市场的流动性改革，不断提高资本市场的流动性。

参 考 文 献

- [1] Allen, F., J. Qian, and M. Qian, "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics*, 2005, 77 (1), 57-116.
- [2] Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects", *Journal of Financial Markets*, 2002, 5 (1), 31-56.
- [3] Ang, J. S., R. A. Cole, and J. W. Lin, "Agency Costs and Ownership Structure", *The*

- Journal of Finance*, 2000, 55 (1), 81-106.
- [4] Baron, R. M., and D. A. Kenny, "The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6), 1173-1182.
- [5] Brav, A., W. Jiang, F. Partnoy, and R. Thomas, "Hedge Fund Activism, Corporate Governance, and Firm Performance", *The Journal of Finance*, 2008, 63 (4), 1729-1775.
- [6] Chatterjee, S., K. John, and A. Yan, "Takeovers and Divergence of Investor Opinion", *The Review of Financial Studies*, 2012, 25 (1), 227-277.
- [7] Clay, D. G., J. Claus, and B. Kimmel, "The Effects of Institutional Investment on CEO Compensation", Working Paper, 2000.
- [8] Coffee, J. C., "Liquidity Versus Control: The Institutional Investor as Corporate Monitor", *Columbia Law Review*, 1991, 91 (6), 1277-1368.
- [9] Edmans, A., and G. Manso, "Overnance through Trading and Intervention: A Theory of Multiple Blockholders", *The Review of Financial Studies*, 2011, 24 (7), 2395-2428.
- [10] Fang, V. W., T. H. Noe, and S. Tice, "Stock Market Liquidity and Firm Value", *Journal of Financial Economics*, 2009, 94 (1), 150-169.
- [11] Fang, V. W., X. Tian, and S. Tice, "Does Stock Liquidity Enhance or Impede Firm Innovation", *The Journal of Finance*, 2014, 69 (5), 2085-2125.
- [12] 冯根福, "双重委托代理理论: 上市公司治理的另一种分析框架——兼论进一步完善中国上市公司治理的新思路", 《经济研究》, 2004 年第 12 期, 第 16—25 页。
- [13] 冯根福、温军, "中国上市公司治理与企业技术创新关系的实证分析", 《中国工业经济》, 2008 年第 7 期, 第 91—101 页。
- [14] Fritz, M. S., and D. P. MacKinnon, "Required Sample Size to Detect the Mediated Effect", *Psychological Science*, 2007, 18 (3), 233-239.
- [15] He, J., and X. Tian, "The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation", *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3), 856-878.
- [16] 洪剑峭、薛皓, "股权制衡对关联交易和关联销售的持续性影响", 《南开管理评论》, 2008 年第 1 期, 第 24—30 页。
- [17] Jensen, M. C., and W. H. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4), 305-360.
- [18] Kochhar, R., and P. David, "Institutional Investors and Firm Innovation: A Test of Competing Hypotheses", *Strategic Management Journal*, 1996, 17 (1), 73-84.
- [19] Kyle, A. S., and J-L. Vila, "Noise Trading and Takeovers", *The RAND Journal of Economics*, 1991, 22 (1), 54-71.
- [20] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny, "Investor Protection and Corporate Governance", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1), 3-27.
- [21] Liao, L., B. Liu, and H. Wang, "China's Secondary Privatization: Perspectives from the Split-share Structure Reform", *Journal of Financial Economics*, 2014, 113 (3), 500-518.
- [22] 李琳、刘凤委、卢文彬, "基于公司业绩波动性的股权制衡治理效应研究", 《管理世界》, 2009 年

- 第5期，第145—151页。
- [23] Maug, E., "Large Shareholders as Monitors: Is There a Trade-Off between Liquidity and Control", *The Journal of Finance*, 1998, 53 (1), 65-98.
- [24] Miller, E. M., "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion", *The Journal of Finance*, 1977, 32 (4), 1151-1168.
- [25] Nielsen, K., "Institutionalist Approaches in the Social Sciences: Typology, Dialogue, and Future Challenges", *Journal of Economic Issues*, 2001, 35 (2), 505-516.
- [26] Porter, M. E., "Capital Disadvantage: America's Failing Capital Investment System", *Harvard Business Review*, 1992, 70 (5), 65-82.
- [27] 祁斌、黄明、陈卓思, "机构投资者与股市波动性", 《金融研究》, 2006年第9期, 第54—64页。
- [28] 申明浩, "治理结构对家族股东隧道行为的影响分析", 《经济研究》, 2008年第6期, 第135—144页。
- [29] 温军、冯根福, "异质机构、企业性质与自主创新", 《经济研究》, 2012年第3期, 第53—64页。
- [30] Wen, J., G. F. Feng, C. P. Chang, and Z. Z. Feng, "Stock Liquidity and Enterprise Innovation: New Evidence from China", *The European Journal of Finance*, 2018, 24 (9), 683-713.
- [31] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, "中介效应检验程序及其应用", 《心理学报》, 2004年第5期, 第614—620页。
- [32] [英] 亚当·斯密, 《国富论》, 郭大力等译。北京: 商务印书馆, 2014年。
- [33] 张霖琳、刘峰、蔡贵龙, "监管独立性、市场化进程与国企高管晋升机制的执行效果——基于2003—2012年国企高管职位变更的数据", 《管理世界》, 2015年第10期, 第117—131页。
- [34] 郑江淮, "国有股减持中的代理冲突、股权价值与路径依赖", 《管理世界》, 2002年第1期, 第104—112页。
- [35] 支晓强、胡聪慧、童盼、马俊杰, "股权分置改革与上市公司股利政策——基于迎合理论的证据", 《管理世界》, 2014年第3期, 第139—147页。

Stock Liquidity, Ownership Governance and SOEs Performance

JUN WEN* GENFU FENG

(Xi'an Jiaotong University)

Abstract Our research investigates the mechanism and effect of stock liquidity of

* Corresponding Author: Jun Wen, School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, No. 74 Yanta West Road, Xi'an, Shaanxi, 710061, China; Tel: 86-29-82656838; E-mail: wjun1978@163.com.

China's state-owned listed companies on firm value. Empirical results reveal that the increase of stock liquidity in SOEs is conducive to the entry of institutional investors into state-owned listed companies, and can make state-owned blockholders reduce the shares effectively, and optimize the SOEs' ownership structure, which can weaken managerial behaviors being inconsistent with the shareholders interest maximization, and can also relieve the risk of embezzlement and exploitation of minority shareholders, consequently, improve short-term performance and long-term value of SOEs, which is obvious especially for competitive SOEs and State-owned Key Enterprises.

Keywords stock liquidity, ownership governance, SOEs value

JEL Classification G21, G34, M13