

流动性共性与企业的融资行为及资本结构^①

顾乃康, 年荣伟*

(中山大学管理学院, 广州 510275)

摘要: 基于市场微观结构理论关于流动性共性的定价原理, 探讨了流动性共性对企业的融资行为以及资本结构决定的作用机理, 并采用2000年—2016年中国A股上市公司的数据做出了实证检验. 研究发现, 个股的流动性共性会导致企业新增的外部权益融资、债务融资以及外部融资总额下降; 与新增的外部权益融资相比, 新增的债务融资下降程度更大, 且流动性共性与资本结构呈显著的负相关关系. 经进一步检验还发现, 与牛市期间相比, 在熊市期间流动性共性对资本结构的负向影响是显著增强的; 在整个市场状态发生逆转之时, 流动性共性将进一步降低资本结构; 与股权分置改革之前相比, 改革之后资本结构与流动性共性之间的负向关系是显著减弱的; 机构投资者持股比例较高、成长性较高的企业, 其资本结构与流动性共性之间的负向关系是显著增强的.

关键词: 流动性共性; 权益融资; 债务融资; 资本结构

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)08-0034-20

0 引言

最近的十多年, 在市场微观结构的研究中, 学者们广泛关注到了个股的流动性共性问题, 也即整个市场的流动性会系统性地对个股的流动性产生影响, 具有共变性的特征, 从而产生了这种基于流动性共变性的不可分散的风险^[1,2]. 我国2015年6月份、7月份发生的“千股跌停”的奇观正是这种流动性共性的极端体现. 在2015年6月12日至2015年7月8日, 上证指数暴跌32.1%、深证成指暴跌41.5%、创业板指数暴跌40%, 相应地整个A股市场的流动性水平也达到了最低值, 仅为当年最高值的四十三分之一(按等权重加权计)或二十八分之一(按流通市值加权计); 与此同时, 个股跌幅超过30%和50%的上市公司达2 139家和1 390家, 占比为77%和50%, 且有高达1 400家的上市公司选择停牌躲避, 整个股票

市场的个股流动性几乎枯竭. 这次股灾事件表明, 我国股票市场的流动性共性不但显著存在, 而且可能比西方国家价差驱动型市场来得更高. 所以在此重点关注这种流动性共性是否会影响企业的融资成本并进而影响企业的融资行为以及资本结构的决定.

此研究属于市场微观结构与公司财务的交叉研究领域, 与已有的关于个股流动性(水平)与公司财务之间关系的研究有关^[3-6], 但在此所关注的是个股的流动性共性. 流动性共性是否会对企业的融资行为和资本结构产生影响, 关键在于流动性共性是否是一种系统性风险以及能否被定价. Chordia等^[1]、Acharya和Pedersen^[7]以及我国的黄峰和杨朝军^[8]、张玉龙和李怡宗^[9]均发现流动性共性不但普遍存在, 而且是一种不可分散的系统性风险, 并对投资者所要求的回报率产生了显著的影响. 有鉴于此, 针对我国的股票市场以及

① 收稿日期: 2016-11-30; 修订日期: 2018-05-05.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71772185).

通讯作者: 年荣伟(1980—), 男, 陕西乾县人, 博士生. Email: nianrw@mail2.sysu.edu.cn

上市公司,着重讨论和检验流动性共性对企业的外部融资以及资本结构的作用机理与影响程度。

在我国特定的制度背景下,就流动性共性与企业融资行为以及资本结构的关系做出研究与检验具有特别的意义。首先,基于订单驱动型的我国股票市场,一方面因没有做市商自由增减流动性供给的功能而使得流动性共性可能更大且定价更加充分,另一方面因其进入门槛低而有可能吸引更多的流动性供给者、进一步分散存货不平衡的风险,并进而有可能降低流动性共性及其定价程度。第二,与西方发达国家市场相比,由于我国股票市场的投资者保护程度较弱、信息透明度不高,所以有可能会增强个股流动性对整个市场流动性的敏感性即流动性共性,并对其定价产生内在影响。第三,股权分置改革的完成增加了流通股股数,并使得交易更趋活跃,这势必有助于个股内在价值的信息在市场范围内迅速扩散,信息不对称程度降低,由此可能会降低流动性共性;在这种情况下,由于投资者对个股的内在价值更能准确判断、也更容易在市场上交易,所以投资者所要求的回报率溢价也会相应降低。

以我国沪深两市A股上市公司为研究对象,选取2000年—2016年的数据,采用Amihud非流动性指标以及Lang和Maffett^[10]、Karolyi等^[11]所建议的流动性共性的测定方法,首先检验了流动性共性与对新增各类外部融资的影响程度以及与资本结构之间的关系。研究发现,流动性共性显著地使得新增的外部权益融资、债务融资以及外部融资总额下降,且与新增外部权益融资相比,新增债务融资的下降程度更大,并由此导致流动性共性与资本结构呈显著的负向关系。在此基础上,进一步检验了牛市与熊市状态、市场状态转换以及股权分置改革对资本结构与流动性共性之间负向关系的影响。研究发现,与牛市期间相比,在熊市期间流动性共性对资本结构的负向影响是显著增强的;整个市场状态发生逆转时,流动性共性将进一步降低企业的资本结构;与股权分置改革之前相比,股权分置改革之后资本结构与流动性共性之间的负向关系是显著减弱的。最后,检验了某些企业特征对资本结构与流动性共性之间负向关系的影响。研究发现,机构投资者持股比例较高、成

长性较高的企业,其资本结构与流动性共性之间的负向关系是显著增强的。

本研究至少在以下三个方面作出贡献:首先,丰富了资本结构理论的研究。以往关于资本结构的研究主要集中于公司特征因素以及外部环境因素对企业融资行为的影响,而此文从市场微观结构的视角,尤其是从流动性共性的视角研究其对企业融资行为与资本结构的作用机理,研究结果表明,流动性共性将通过影响权益与债务的融资成本而对融资行为与资本结构产生影响。其次,丰富了市场微观结构理论与资本结构理论的融合研究。以往市场微观结构理论和资本结构理论的研究一直处于平行状态的发展中,仅有少量文献从个股流动性的角度进行了交叉研究,然而此文进一步从流动性共性的角度,在控制了流动性水平的条件下,经检验指出流动性共性是一种不同于流动性水平的影响企业资本结构决定的重要因素。第三,丰富了证券市场对企业及其财务行为反向作用的研究成果。近年来,从证券市场视角来探讨其对企业及其财务行为的反向作用已成为公司财务研究领域的一个新趋势,而此文从市场微观结构尤其是从流动性共性视角作出了探索,这种探索在有限的搜索范围内,尚未发现类似的国内外研究文献。

1 文献回顾与基本假设

1.1 文献回顾

在市场微观结构理论看来,流动性的重要性不仅仅体现在其大小(水平)上^[12],而且还反映在其不确定性或波动性(风险)上。无论是个别股票还是整个市场的流动性水平都是波动的、时变的,也即具有风险性的。按照Acharya和Pedersen^[7]以及Sadka^[13]的阐述,股票市场存在着四种系统性风险,即个股回报率对整个市场流动性的敏感性、个股流动性对整个市场回报率的敏感性、个股流动性对整个市场流动性的敏感性以及个股回报率对整个市场回报率的敏感性;其中前三种系统性风险即为流动性风险,而最后一种系统性风险即为CAPM中的市场风险。在此所关注的是三种流动性风险中的一种,即个股流动性对整个

市场流动性的敏感性也即流动性共性。鉴于主要探讨的是流动性共性与资本结构的关系,所以对于流动性共性相关的文献做出进一步的综述。

针对流动性共性的研究始于 Chordia 等^[1]。流动性共性的存在意味着整个市场流动性对所有个股的流动性均会产生内在影响;个股的流动性共性越大,意味着在整个市场遭受到流动性冲击时,该个股的流动性将面临更大程度的削弱。Brockman 和 Chung^[2]进一步在订单驱动型市场也同样发现了流动性共性的存在。不仅如此,这些研究还指出,即使不发生极端的流动性冲击,在常态下这种流动性共性也存在且是不可分散的风险。

有鉴于此,学术界开始关注流动性共性能否被定价也即流动性共性是否能内在地决定股票期望回报率的问题。Acharya 和 Pederson^[7]针对美国的股票市场基于 Amihud 非流动性指标做出了检验,且发现由流动性共性所产生的回报率溢酬为 0.08%,也即当整个市场的流动性变差而使得个股的流动性也跟着变差时,在平均意义上投资者将要求 0.08% 回报率溢酬以补偿所承担的这种由流动性共性带来的风险。Kim 和 Lee^[14]则基于 8 种不同的流动性代理指标并经主成分分析后做出检验,且也发现流动性共性会产生显著的回报率溢酬。Karolyi 等^[11]进一步将流动性共性定价的检验扩展到多国范围,在针对 50 个国家的 30 000 多只股票做出检验后发现,流动性共性独立于市场风险且在多个国家的股票市场上被定价了。

国内学者也针对我国股票市场是否存在流动性共性以及流动性共性的定价问题进行了探讨和检验。依据 Acharya 和 Pederson^[7]的模型,罗登跃等^[15]实证发现流动性共性会产生显著的回报率溢酬。黄峰和杨朝军^[8]基于构建的流动性风险调整的资产定价模型并经检验发现,传统 CAPM 模型中的市场风险对我国股票市场的定价缺乏解释力,而包括流动性共性在内的流动性风险是定价的关键因素。张玉龙和李怡宗^[9]采用随机折现因子的方法构建了 SDF-LCAPM 模型,并经检验发现,当市场收益率折现因子和市场流动性折现因子不相同,流动性共性将显著地影响股票的预期回报率。

在流动性共性的定价研究中,有两个研究方

向是值得关注的。一是个股的流动性共性不仅会影响股票的定价,而且还会影响债券的定价。Acharya 等^[16]以美国公司债为研究样本,经检验发现在控制了期限和违约风险之后,公司债回报率对股票市场的流动性冲击有一个显著的溢酬。二是个股的流动性共性的定价取决于市场状态。Vu 等^[17]经检验发现,在股票市场发生高度逆转的时期,流动性共性被定价的程度更高,即在熊市状态下流动性共性所要求的回报率溢酬在平均意义上比牛市状态下要大。

既然流动性共性是决定证券定价的重要因素,那么有理由认为流动性共性可能会对企业的融资行为产生内在的影响,且可能是资本结构决定的重要因素,这是因为流动性共性将通过影响证券定价而直接影响企业的融资成本。然而,就文献搜索范围看,尚未发现这方面的研究成果。有鉴于此,试图从个股的流动性共性角度出发,结合我国金融市场的特定背景与特征,探讨流动性共性对企业的融资行为以及资本结构决定的作用机理,并做出相应的实证检验。

1.2 基本假设

如前所述,流动性共性对企业的融资行为与资本结构的作用是通过影响企业的权益和债务资本成本而传导的。个股的流动性共性越高,意味着该个股的流动性对整个市场的流动性具有越高的敏感性。当整个市场的流动性遭受到冲击时,具有较高流动性共性的股票,其流动性水平也将遭受较大的冲击,由此投资者在变现这种股票时将面临更大的交易成本(例如,更大的买卖差价)。因此,投资者在选择资产时,不仅会偏好那些流动性水平较高的股票,而且还偏好那些对流动性冲击具有较小敏感性(也即流动性共性较低)的股票。这意味着,当投资者不得不投资于那些流动性共性较高的股票时,就会相应要求一个更高的回报率溢酬。也就是说,流动性共性是股票定价的一个重要决定因素,且流动性共性与股票的预期回报率之间具有正相关性^[7,11,14]。由此面临较高流动性共性的企业在筹措权益资本时也将面临更高的权益资本成本,并导致新增的外部权益融资下降。

进一步地,个股的流动性共性不仅会影响股票的定价,而且还会影响债券的定价。当股票市场

受到外来的负向冲击时,流动性共性的作用会导致个股的流动性水平下降,并由此可能会提高公司债券的违约边界,增加公司的信用风险.在这种情形下,正如 Huang 等^[18]所发现的那样,债券持有人就会要求更高回报率以对这种由股票市场的流动性共性所带来的额外风险做出补偿. Lin 等^[19]从股票动量溢出效应的角度出发,在控制了信用风险、系统风险和债券特征变量下发现,股票市场的流动性风险能够稳健地解释债券市场的回报率;因此,债券投资者间接承担了个股流动性共性所带来的风险,并要求额外的回报率溢酬,且出于同样的原因,这个结论也适用于银行借贷市场的利率决定,但由于银行借贷市场的流动性比债券市场的流动性更差,所以在银行借贷市场上债权人可能对个股的流动性共性更为敏感,其要求的额外回报率可能比债券投资者要求得更高.由此面临较高流动性共性的企业在使用债务筹资时也将面临更高的债务资本成本,并导致新增的债务融资下降.

值得关注的是,我国大多数上市公司在使用债务融资时主要以商业银行借贷的方式进行.相对于股票市场与债券市场,商业银行借贷市场面临的流动性更差.一方面,作为债权人的商业银行一旦签发贷款后,很难就未来股票市场的流动性冲击发生时在事后做出及时的调整,由此与股东相比,作为债权人的商业银行可能对个股的流动性共性更为敏感,且在面临同样的流动性共性时要求的回报率溢酬可能相对更高.另一方面,如果在未来股票市场遭受到流动性的负向冲击,那么,那些流动性共性较高的企业将面临更低的个股流动性,并在新增权益融资时面临更大的融资成本,从而有可能转而向商业银行新增借贷融资;当商业银行在事前预期到这种情形可能会发生时,也会在出借资金时要求相对更高的回报率,以阻止流动性共性较高的企业可能发生的这种逆向选择行为,进而控制自身所面临的违约风险.不难看出,在同样的流动性共性下,企业在对外新增融资时,债务融资的下降程度可能比权益融资的下降程度还要来得大,并最终导致资本结构趋于下降.综上所述,得到如下基本假设 1

假设 1 流动性共性与新增的外部权益融资、新增的债务融资以及新增的外部融资总额均呈负相关性,且与新增的外部权益融资相比,新增的债务融资的下降程度更大;不仅如此,流动性共性与企业的资本结构也呈负相关关系.

2 样本、变量与实证模型

2.1 样本与数据

选取沪深两市包括主板、中小板和创业板在内的 A 股上市公司为研究对象,样本期间为 2000 年 1 月 1 日—2016 年 12 月 31 日.按照以下原则进行了样本和数据处理:一是剔除了金融类公司;二是剔除了 ST 与 PT 类公司;三是为了保证变量的合理测定而删除了 2014 年及之后上市的公司;四是鉴于 IPO 年份的股票波动性较大,所以为了保证检验结果的可靠性而删除了上市当年的数据.由此最后得到了 2 395 个上市公司的 23 893 个非平衡面板数据.所有数据均来自国泰安数据库,并且对主要数据进行了 1% 的 Winsor 处理^②.

2.2 主要变量

所涉及的关于企业融资行为的被解释变量包括新增外部融资额 (ΔY) 和资本结构 (LEV). 新增外部融资额 (ΔY) 具体涉及:新增外部权益融资额 ΔE (即当年吸收权益性投资收到的现金与年初总资产之比)、新增外部债务融资额 ΔD (即“当年发行债券收到的现金加上取得借款收到的现金减去偿还债务支付的现金”的结果与年初总资产之比)以及新增外部融资总额 DEF (即 ΔE 和 ΔD 之和).此外,采用账面的资产负债率来反映企业的资本结构 (LEV).

使用 Amihud 非流动性指标来衡量个股的流动性水平.许多研究表明,Amihud 非流动性指标是一个有效的反映个股流动性水平的代理变量,相比较其他测度指标其能够提供更多的较为具体的交易成本信息,而且受到的限制更少、精度也更高^[7].张崢等^[20]也认为,Amihud 非流动性指标可以较好地描述中国股票市场个股的流动性水平.个股的日度 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{i,d}$) 定义

② 由于反映资本结构的资产负债率的极端值比较多,所以进行了 5% 的 Winsor 处理.

为股票 i 第 d 日日度回报率的绝对值与当日交易金额之比, 而个股的年度 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{i,t}$) 则由股票 i 第 t 年各日度 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{i,d}$) 经当年各日的流通市值加权平均而得到. 这两个指标越大, 表明个股的流动性水平越差; 反之, 流动性水平越好. 进一步地, 使用除了股票 i 之外的其他所有股票的日度 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{i,d}$) 经当日流通市值加权平均后得到股票 i 第 d 日对应的日度市场 Amihud 非流动性指标 ($MLiQ_{i,d}$). 类似地, 还使用除了股票 i 之外的同一行业内其他所有股票的日度 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{i,d}$) 经当日流通市值加权后得到股票 i 第 d 日对应的日度行业 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{Indus_{i,d}}$)^③, 以用作稳健性检验; 之所以如此, 是因为行业的差异可能会导致行业间的流动性产生较大不同, 与市场的流动性相似, 行业的流动性也会对行业内个股的流动性产生影响, 而行业的流动性和整个市场的流动性不一定总是严格同步的, 由此进一步对行业的 Amihud 非流动性指标做出测定并进行稳健性检验.

此外, 黄峰和杨朝军^[8]认为, 按上述方法测定的个股日度 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{i,d}$) 不能较好地反映交易对价格的冲击影响, 所以他们建议使用日内价格振幅 ($PV_{i,d}$, 即股票 i 第 d 日的最高价与最低价之差与当日收盘价之比) 来替代日度回报率 ($R_{i,d}$), 得到修正的个股日度 Amihud 非流动指标 ($Adj_LiQ_{i,d}$). 在此接受他们的建议并测度了这个修正指标, 而修正的日度市场 Amihud 非流动性指标 ($Adj_MLiQ_{i,d}$) 以及修正的个股年度 Amihud 非流动性指标 ($Adj_LiQ_{i,t}$) 采用与上述类似的方法, 也即经相应的流通市值加权平均而测得. 这些修正的指标也将用于稳健性检验.

在上述 Amihud 非流动性指标测定的基础上, 进一步测定重要的解释变量——流动性共性指标. 参考 Chordia 等^[1]、Lang 和 Maffett^[10] 以及 Karolyi 等^[11] 所使用的方法, 采用个股日度 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{i,d}$) 的变化值 ($\Delta LiQ_{i,d}$, 即

第 d 日和第 $d-1$ 日的个股日度 Amihud 非流动性指标之比的对数), 对该个股对应的日度市场 Amihud 非流动性指标 ($MLiQ_{i,d}$) 的变化值 ($\Delta MLiQ_{i,d}$, 即第 d 日和第 $d-1$ 日的日度市场 Amihud 非流动性指标之比的对数) 回归后得到的 R^2 来反映个股的流动性共性. 在回归时, 为了防止时间趋势的影响, 增加了前一期和滞后一期的日度市场 Amihud 非流动性指标的变化值, 具体模型为

$$\Delta LiQ_{i,d} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta MLiQ_{i,d-1} + \alpha_2 \Delta MLiQ_{i,d} + \alpha_3 \Delta MLiQ_{i,d+1} + \varepsilon_{i,d} \quad (1)$$

其中 $\varepsilon_{i,d}$ 是误差项. 按照年度对上述模型进行回归, 由第 t 年的数据经回归所得到的 R^2 , 即为股票 i 第 t 年的基于整个市场的流动性共性指标 ($Com_LiLm_{i,t}$). 同样地, 基于模型式 (1), 由修正的个股日度 Amihud 非流动指标 ($Adj_LiQ_{i,d}$) 与修正的日度市场 Amihud 非流动性指标 ($Adj_MLiQ_{i,d}$) 回归而得到的 R^2 作为修正的市场流动性共性指标 ($Adj_Com_LiLm_{i,t}$) 的测度值, 并用做稳健性检验. 此外, 还基于个股的日度 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{i,d}$) 与日度行业 Amihud 非流动性指标 ($LiQ_{Indus_{i,d}}$), 依据模型式 (1) 采用类似的方法测度得到个股的基于行业的流动性共性指标 ($Com_LiLm_{Indus_{i,t}}$), 也用于稳健性检验.

2.3 模型构建

为了检验流动性共性对企业新增外部融资的影响, 构建了如下检验模型式 (2)

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Com_LiLm_{i,t-1} + \alpha_2 LiQ_{i,t-1} + \alpha_{control} Control_{i,t-1} + \sum_i Year_t + \sum_i Industry_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中新增外部融资额 ΔY 具体代表新增外部权益融资额 ΔE 、新增外部债务融资额 ΔD 以及新增外部融资总额 DEF . 在式 (2) 中, 参见顾乃康和陈辉^[4] 的研究成果控制了个股的 Amihud 非流动性指标 LiQ , 还依据以往文献控制了影响企业新增外部融资的主要企业特征变量^[21]. 所控制的企业特征变量 **Control** 包括企业规模 LNA (即总资产的自然对数)、资产负债率 LEV (即账面的总负债

③ 日度行业 Amihud 非流动性指标的计算类似于日度市场 Amihud 非流动性指标的计算, 只是前者在同一行业内进行测度而后者基于整个市场做出测度. 依据国泰安 2001 年行业划分标准, 在剔除金融业之后, 按公用事业、房地产、综合、工业以及商业 5 个大类行业做出测定.

与总资产之比)、盈利性 $PROF$ (即折旧前息税前利润与总资产之比)、成长性 MB (即市账比)、资产特性 TAN (即固定资产净额与存货净额之和与总资产之比)、股权性质虚拟变量 SOE (即国有企业赋值为1, 否则为0), 并控制了年度 ($Year$) 和行业 ($Industry$) 效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项. 针对式(2), 主要关注的是个股的流动性共性的回归系数 α_1 ; 若回归系数显著为负, 则意味着个股的流动性共性的增加会引起了新增外部权益融资额 ΔE 、新增外部债务融资额 ΔD 以及新增外部融资总额 DEF 减少, 从而支持基本假设1.

为了检验流动性共性对企业资本结构的作用, 构建了如下检验模型式(3)

$$LEV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Com_LiM_{i,t-1} + \alpha_2 LiQ_{i,t-1} + \alpha_{control} Control_{i,t-1} + \sum_i Year_i + \sum_i Industry_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中同样地控制了个股的 Amihud 非流动性指标 LiQ , 且参考顾乃康等^[22] 的做法, 还控制了企业规模 (LNA)、盈利性 ($PROF$)、成长性 (MB)、资产特性 (TAN) 和非债务税盾 (NDT , 即折旧额与总资产之比) 等决定资本结构的核心控制变量 ($Control$), 并进一步控制了年度 ($Year$) 和行业

($Industry$) 效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项. 针对式(3), 主要关注的是个股的流动性共性的回归系数 α_1 ; 如果回归系数显著为负, 那么意味着个股的流动性共性的增加会引起企业资本结构的下降, 从而进一步支持了基本假设1.

3 实证结果和分析

3.1 描述性统计结果及分析

表1揭示了主要变量的描述性统计结果. 从企业的新增融资与资本结构看, 在平均意义上, 样本企业新增外部权益融资额 ΔE 为2.3%, 新增外部债务融资额 ΔD 为3.1%, 新增外部融资总额 DEF 为5.3%, 反映资本结构的资产负债率 LEV 为46.5%. 从流动性看, 个股的年度流动性共性 Com_LiM 的均值为0.166, 这意味着在平均意义上个股的流动性水平波动可以被整个市场的流动性水平波动解释16.6%; 个股的 Amihud 非流动性指标 LiQ 的均值为1.545, 这与国内相关文献的结果基本一致^[23]. 其他控制变量的描述性统计结果也与国内相关文献的结果相一致^[22].

表1 描述性统计结果

Table 1 Description statistics

变量	N	mean	sd	min	P25	P50	P75	max
ΔE	22 611	0.023	0.075	-0.012	0	0	0.004	0.457
ΔD	21 652	0.031	0.104	-0.201	-0.012	0.012	0.076	0.442
DEF	21 585	0.053	0.128	-0.206	-0.011	0.019	0.091	0.586
LEV	23 893	0.465	0.199	0.017	0.311	0.47	0.621	0.848
Com_LiM	23 893	0.166	0.098	0.01	0.089	0.154	0.23	0.425
Com_BMLiM	23 821	0.22	0.11	0.012	0.16	0.213	0.291	0.479
LiQ	23 893	1.545	2.243	0.044	0.237	0.597	1.767	11.408
LNA	23 893	21.751	1.24	19.122	20.879	21.606	22.449	25.317
$PROF$	23 893	0.043	0.063	-0.175	0.014	0.043	0.077	0.189
MB	23 893	1.965	1.516	0.372	0.853	1.504	2.564	7.604
SOE	22 102	0.466	0.499	0	0	0	1	1
TAN	23 893	0.422	0.183	0.046	0.287	0.416	0.554	0.838
NDT	23 893	0.022	0.018	0.001	0.01	0.022	0.039	0.071

对主要变量进行了 Pearson 相关性统计并发现, 新增外部权益融资 ΔE 、新增外部债务融资 ΔD 以及新增外部融资总额 DEF 与个股的市场流

动性共性 Com_LiM 之间的相关系数在1%的水平上显著为负, 资产负债率 LEV 与个股的市场流动性共性 Com_LiM 之间的相关系数也在1%显

著水平上为负,这初步印证了基本假设 1. 资产负债率 LEV 与个股的 Amihud 非流动性指标 LiQ 的相关系数显著为正,这与顾乃康和陈辉^[4]的结果一致. 值得注意的是个股的市场流动性共性指标 Com_LiLm 与 Amihud 非流动性指标 LiQ 之间的相关系数显著为正,这与直观的理解是一致的,即流动性水平越差的股票其面临的流动性共性越大. 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. 出于篇幅的原因,在此未列示相关性统计结果.

3.2 回归统计结果与分析

针对模型式(2),表2列示了各种新增外部融资与流动性共性之间关系的回归统计结果,采用的是固定效应回归的方法,且在控制了企业效应的基础上还进一步控制了行业和时间效应. 表2中列(1)至列(3)报告的是新增外部融资(ΔE 、 ΔD 以及 DEF)与个股的市场流动性共性 Com_LiLm 之间关系的回归结果. 可以看出,样本企业的新增外部权益融资额(ΔE)、新增债务融资额(ΔD)以及新增外部融资总额(DEF)与个股的市场流动性共性 Com_LiLm 的回归系数均显著为 -0.029 、 -0.037 和 -0.045 ,其经济意义是,当市场流动性共性增加一个标准差(即 0.098)时,相应的新增外部权益融资、新增债务融资以及新增外部融资总额分别减少 0.28% (-0.029×0.098)、 0.36% (-0.037×0.098)和 0.44% (-0.045×0.098). 这表明各种新增外部融资与个股的市场流动性共性之间呈显著的负相关性. 不仅如此,新增外部债务融资的下降程度比新增外部权益融资的下降程度来得更大(在平均意义上,前者比后者多下降了 0.08%),这意味着,与股东相比,债权人个股的市场流动性共性更为敏感. 这些回归统计结果支持了基本假设 1.

出于检验结果的稳健性考虑,使用不同定义的流动性共性进行了如下的稳健性检验. 首先,使用反映了交易对价格冲击影响的修正的市场流动性共性指标 Adj_Com_LiLm 替代市场流动性共性指标 Com_LiLm ,并针对模型式(2)重新做出检验,其统计结果见表2列(4)至列(6). 其次,使用行业流动性共性指标 Com_LiLm_Indus 来替代市场流动性共性指标 Com_LiLm ,并再次针对模型

式(2)做出检验,统计结果见表2中列(7)至列(9). 不难看出,各种新增外部融资额与修正的市场流动性共性、行业流动性共性的回归系数均显著为负,且新增债务融资 ΔD 的回归系数仍然小于新增外部权益融资 ΔE 的回归系数(即新增债务融资回归系数的绝对值大于新增权益融资回归系数的绝对值). 这些稳健性检验的结果再次支持了基本假设 1.

此外,在模型式(2)的回归中,除了控制一般的企业特征变量外,还特别控制了个股的 Amihud 非流动性指标 LiQ 或修正的 Amihud 非流动性指标 Adj_LiQ . 从表2可以看出,这两个 Amihud 非流动性指标与新增外部权益融资 ΔE 之间的回归系数显著为负,而与新增债务融资 ΔD 的回归系数均不显著. 这意味着个股的流动性越差,股东要求的回报率溢价就越高,企业在新增外部权益融资时所面临的融资成本也相应越高,并由此导致企业新增的外部权益融资减少了,但个股较差的流动性所带来的较高的交易成本可能并不会直接转嫁给债权人,由此也就不会对新增债务的融资行为产生直接作用. 这个结果与顾乃康和陈辉^[4]是一致的. 为了稳健起见,还在不控制个股的 Amihud 非流动性指标 LiQ 或修正的 Amihud 非流动性指标 Adj_LiQ 下进行了回归,各个股的流动性共性指标的回归系数及其显著性均未发生明显变化,但出于篇幅的原因,未列示统计结果.

进一步的,检验了企业的资本结构与流动性共性之间的关系,基于固定效应回归的统计结果见表3. 表3列(1)列示了影响资本结构决定的传统变量的统计结果,这些统计结果与相关文献的结果是一致的^[22]. 表3列(2)列示了纳入个股的 Amihud 非流动性指标(LiQ)的统计结果,结果表明 Amihud 非流动性指标的回归系数显著为正,也即个股的流动性水平越差,企业的杠杆水平越高,这与顾乃康和陈辉^[4]采用买卖价差作为个股流动性水平代理变量的研究结果相一致.

在此,重点考察的是,在控制了影响资本结构决定的传统变量和个股的流动性水平后,流动性共性对企业资本结构的影响. 针对模型式(3),表3列(3)列示了反映资本结构的资产负债率与个股的市场流动性共性之间关系的回归结果. 结果表明,市场流动性共性 Com_LiLm 的回

归系数为 -0.134 , 且在 1% 水平上显著. 这意味着, 当市场流动性共性增加一个标准差 (即 0.098) 时, 样本企业的资产负债率平均将降低 1.31% (-0.134×0.098). 这个结果支持了基本假设 1. 同样地, 为了体现统计结果的稳健性, 采用了修正的市场流动性共性 Adj_Com_LiLm 和行业流动性共性 Com_LiLm_Indus 来替代市场流动性共性 Com_LiLm , 并针对模型式 (3) 重新做出检验, 其统计结果见表 3 列 (4) 和表 3 列 (5).

不难看出, 这两个替代的流动性共性指标的回归系数仍在 1% 的水平下显著为负. 此外, 从表 3 列 (3) 至表 3 列 (5) 还可以看出, 在引入了流动性共性指标后, 无论是反映个股流动性水平的指标 LiQ 或 Adj_LiQ , 还是传统的资本结构决定变量, 其统计结果均未发生重大变化. 因此, 表 3 列 (3) 至表 3 列 (5) 的统计结果清楚地表明, 样本企业的资本结构与流动性共性呈显著的负相关性, 且稳健地支持了基本假设 1.

表 2 新增融资与流动性共性关系的回归结果

Table 2 Regression result between new incremental external financing and commonality in liquidity

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	ΔE	ΔD	DEF	ΔE	ΔD	DEF	ΔE	ΔD	DEF
Com_LiLm	-0.029^{***} (-4.922)	-0.037^{***} (-3.441)	-0.045^{***} (-3.483)						
Adj_Com_LiLm				-0.017^{***} (-3.969)	-0.020^{**} (-2.055)	-0.037^{***} (-3.058)			
Com_LiLm_Indus							-0.012^{**} (-2.211)	-0.025^{**} (-2.281)	-0.031^{***} (-2.601)
$LiQ(Adj_LiQ)$	-0.003^{***} (-6.939)	-0.001 (-1.212)	-0.003^{***} (-3.579)	-0.001^{***} (-6.809)	0 (-0.920)	-0.001^{***} (-3.273)	-0.002^{***} (-7.086)	-0.001 (-1.412)	-0.003^{***} (-3.878)
LEV	0.037^{***} (11.168)	-0.137^{***} (-12.280)	-0.081^{***} (-6.121)	0.071^{***} (9.578)	-0.137^{***} (-12.233)	-0.081^{***} (-6.168)	0.075^{***} (10.049)	-0.136^{***} (-12.167)	-0.078^{***} (-5.950)
LNA	-0.004^{***} (-7.109)	0.004 (1.598)	-0.004 (-1.363)	-0.008^{***} (-5.093)	0.004 (1.613)	-0.004 (-1.217)	-0.009^{***} (-5.588)	0.004 (1.583)	-0.005 (-1.446)
$PROF$	0.057^{***} (6.003)	0.188^{***} (8.578)	0.267^{***} (10.216)	0.083^{***} (6.197)	0.191^{***} (8.677)	0.273^{***} (10.39)	0.079^{***} (5.828)	0.188^{***} (8.561)	0.266^{***} (10.158)
MB	0.007^{***} (13.166)	0.007^{***} (4.877)	0.013^{***} (7.251)	0.009^{***} (8.33)	0.007^{***} (5.165)	0.013^{***} (7.521)	0.009^{***} (8.456)	0.007^{***} (5.063)	0.013^{***} (7.503)
SOE	-0.002^* (-1.712)	0.007 (0.471)	0.005 (0.717)	-0.002^* (-1.733)	0.006 (0.347)	0.009 (0.671)	-0.002^* (-1.755)	0.007 (0.313)	0.006 (0.664)
TAN	0.005 (1.614)	-0.024^{**} (-2.366)	-0.021^* (-1.729)	0.003 (0.587)	-0.024^{**} (-2.317)	-0.020^* (-1.666)	0.002 (0.507)	-0.024^{**} (-2.351)	-0.021^* (-1.724)
$Constant$	0.090^{***} (6.3)	0.001 (0.016)	0.176^{***} (2.579)	0.224^{***} (6.184)	-0.006 (-0.097)	0.162^{**} (2.37)	0.231^{***} (6.351)	0 (-0.001)	0.177^{***} (2.604)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$Observations$	19 222	18 323	18 257	19 221	18 322	18 256	19 222	18 323	18 257
$R - squared$	0.024	0.062	0.071	0.027	0.061	0.067	0.026	0.061	0.067
$Number\ of\ id$	2 384	2 369	2 369	2 384	2 370	2 370	2 383	2 369	2 369

注: (1) 采用 FE 固定效应回归方法, 并控制了年度和行业效应; (2) 表中列 (4) 至列 (6) 使用的是 Adj_LiQ , 其余使用的是 LiQ ; (3) *** 、 ** 和 * 分别表示 1% 、 5% 、 10% 的显著性水平, 括号内为经过 White 修正的 t 值.

表3 资本结构与流动性共性关系的回归统计结果

Table 3 Regression result between capital structure and commonality in liquidity

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Com_LiLm</i>			-0.134*** (-10.750)		
<i>Adj_Com_LiLm</i>				-0.121*** (-10.682)	
<i>Com_LiLm_Indus</i>					-0.137*** (-10.868)
<i>LiQ(Adj_LiQ)</i>		0.003*** (3.472)	0.004*** (4.342)	0.001*** (3.074)	0.004*** (4.223)
<i>TAN</i>	0.131*** (9.63)	0.132*** (9.777)	0.131*** (9.864)	0.131*** (9.746)	0.133*** (9.973)
<i>PROF</i>	-0.644*** (-22.701)	-0.641*** (-23.071)	-0.648*** (-23.428)	-0.639*** (-23.271)	-0.649*** (-23.449)
<i>MB</i>	-0.010*** (-6.539)	-0.009*** (-5.591)	-0.012*** (-7.750)	-0.013*** (-7.901)	-0.011*** (-7.303)
<i>LNA</i>	0.054*** (14.542)	0.056*** (14.965)	0.054*** (14.676)	0.054*** (14.689)	0.055*** (15.104)
<i>NDT</i>	-1.508*** (-7.468)	-1.535*** (-7.701)	-1.509*** (-7.686)	-1.492*** (-7.579)	-1.525*** (-7.751)
<i>Constant</i>	-0.678*** (-7.986)	-0.724*** (-8.478)	-0.652*** (-7.707)	-0.635*** (-7.503)	-0.700*** (-8.303)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	22 235	22 192	22 192	22 190	22 192
<i>R-squared</i>	0.207	0.209	0.217	0.217	0.217
<i>Number of id</i>	2 392	2 392	2 392	2 392	2 392

注：(1) 采用 FE 固定效应回归方法，并控制了年度和行业效应；(2) 表中列(4) 使用的是 *Adj_LiQ*，其余使用的是 *LiQ*；

(3) ***、** 和 * 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内为经过 White 修正的 t 值。

3.3 稳健性与内生性检验

在上述检验中，采用的是在不同的流动性共性测度下的稳健性检验。在此基础上，还进一步进行了如下的稳健性检验。首先，按月度依据方程式(1) 构建个股的月度流动性共性指标，再采用等权重加权以及流通市值加权测度得到个股的年度流动性共性指标，并据此依照模型式(2) 与模型式(3) 做出回归分析，统计结果依然保持稳健且支持了基本假设 1。其次，在剔除了发生金融危机的 2008 年和股灾的 2015 年的数据后依据模型式(2) 与模型式(3) 重新做出回归，所得出的统计结果仍然稳健且支持基本假设 1。不仅如此，纳入 2008 年和 2015 年的数据后流动性共性对新增外部融资的负向影响的显著程度更大；这也在初步表明，在流动性遭受冲击的极端期间（例如，

2008 年和 2015 年），流动性共性得到更充分的定价，并可能对企业新增外部融资产生更显著的负向影响。对此将在后文 4.1 节与 4.2 节中做出进一步地检验。第三，为了控制市场时机因素^[24] 的影响，引入了反映市场牛熊市（市场时机）的虚拟变量（熊市年份定义为 1，而牛市年份定义为 0，牛熊期间的划分方法见后文 4.1），并与个股的年度流动性共性构建交乘项，在纳入模型式(2) 并经检验后发现，在控制了市场时机因素后个股的年度流动性共性依然显著地对企业的新增融资行为产生负向影响，支持了基本假设 1。这意味着，个股流动性共性是不同于市场时机因素的影响企业融资行为的重要因素。但出于篇幅的原因，均未报告上述稳健性检验的统计结果。

进一步地，为了避免流动性共性与资本结构

因反向因果关系而导致内生性问题,采用滞后一期和滞后二期的行业平均的流动性共性指标(剔除个股*i*)作为个股(*i*)的流动性共性的工具变量,采用IV-GMM进行了内生性检验,统计结果如表4所示.由表4可知,过度识别检验的Sargan统计量的*P*值都不能拒绝原假设,说明了工具变量与内生变量相关而与干扰项不相关,满足工具变量的选取标准.表4表明,基于市场的流动性共性指标(*Com_LiLm_IV*)和基于行业的流动性共性指标(*Com_LiLm_Indus_IV*)的回归系数在1%的显著水平上分别为-0.167和-0.156,而调整的流动性共性指标(*Adj_Com_LiLm_IV*)的回归系数尽管不显著但仍然为负.这意味着,上述针对可能因反向作用而产生的内生性问题所作出的检验其结果依然支持了基本假设1.

表4 内生性检验的回归结果

Table 4 Regression result of endogenous test

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Com_LiLm_IV</i>	-0.167*** (-4.244)		
<i>Adj_Com_LiLm_IV</i>		-0.113 (-0.671)	
<i>Com_LiLm_Indus_IV</i>			-0.156*** (-4.741)
<i>LiQ(Adj_LiQ)</i>	0.002* (1.746)	0.002** (2.020)	0.001* (1.749)
<i>TAN</i>	0.182*** (21.870)	0.190*** (22.192)	0.185*** (23.146)
<i>PROF</i>	-0.744*** (-40.541)	-0.714*** (-41.319)	-0.774*** (-42.116)
<i>MB</i>	-0.014*** (-10.126)	-0.008*** (-9.120)	-0.014*** (-9.546)
<i>LNA</i>	0.062*** (21.115)	0.054*** (26.679)	0.031*** (25.138)
<i>NTD</i>	-1.218*** (-11.357)	-1.542*** (-12.165)	-1.567*** (-12.218)
年度/行业	控制	控制	控制
<i>N</i>	17 010	17 105	17 105
<i>r</i> ²	0.254	0.233	0.267
<i>Sarganp</i>	0.347	0.169	0.669

注:(1)列(1)至列(3)分别采用对应的行业滞后一期和滞后二期的流动性共性(*Com_LiLm_IV*、*Adj_Com_LiLm_IV*和*Com_LiLm_Indus_IV*)作为工具变量的回归结果;

(2)***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为经过White修正的*t*值.

4 基于市场状态的进一步检验

前述实证检验结果表明,个股的流动性共性越大,企业新增的外部权益融资额、债务融资额以及外部融资总额就越少,且所引起的新增外部债务融资额的下降程度超过新增外部权益融资额的下降程度.正因为流动性共性对债务融资的负向影响比权益融资来得大,所以导致个股的流动性共性越高,企业的资产负债率越低,也即企业的资本结构与个股的流动性共性存在着显著的负向关系.下面将关注点放在这种负向关系上并做出深入地检验.鉴于不同的市场状态以及市场状态的转换会对流动性共性的定价产生内在的影响,在此将就熊市或者牛市状态以及市场状态逆转对资本结构与流动性共性之间关系的影响做出进一步的检验.此外,我国的股权分置改革不仅对股票市场的流动性及流动性共性产生了重要作用,而且也带来了基于市场制度变迁的准自然实验机会,由此还将基于股权分置改革这个事件检验其对资本结构与流动性共性之间负向关系的影响程度.

4.1 基于熊市或牛市状态的检验

流动性共性的定价理论认为,流动性共性的定价是不对称的,即只有遭受市场冲击或者逆转的时期,流动性风险才会被充分定价^[16,25].从投资者的角度来讲,在整个市场遭受流动性冲击时,投资者更具“转向流动性”(flight to liquidity)的倾向(也即在遭受冲击期间投资者具有更强烈的倾向抛售流动性差的证券,转向流动性更高的证券)^[26].因此,与牛市状态相比,在熊市状态下面对同样的流动性共性的投资者就会要求更高的回报率溢价,也即在熊市状态下,个股的流动性共性能被更充分地定价,其结果可能使得企业在熊市期间面临更高的权益资本成本并导致新增权益融资下降.不仅如此,Huang等^[18]进一步指出,在熊市期间,股票市场的流动性共性会导致债券违约风险急剧增加,这与债券的“利差飙升”(yield spread spike)现象是一致的,由此在熊市期间,个股的流动性共性也会使得债券得以更充分地定价^[16],并使得企业在债务融资时因面临更大的债务资本成本而导致更大程度的新增债务融资的下

降. 由此有如下的假设 2

假设 2 与牛市期间相比, 在熊市期间流动性共性对资本结构的负向影响是增强的.

依据何兴强和周开国^[27]等文献的做法, 将样本期间划分为牛市、熊市两个子期间, 其中牛市年份有 2000 年、2006 年、2007 年、2009 年、2012 年和 2014 年, 熊市年份为 2001 年、2002 年、2003 年、2004 年、2005 年、2008 年、2010 年、2011 年、2013 年和 2015 年, 并引入反映牛熊市的虚拟变量 $time$, 且熊市年份定义为 1, 而牛市年份定义为 0. 在此基础上, 在前面的检验模型式(3)中纳入个股的市场流动性共性与牛熊市虚拟变量的交乘项 ($Com_LiLm \times time$). 在此关注的是该交乘项的回归系数是否显著为负, 若显著为负, 则意味着上述假设成立. 同样的, 为了稳健起见, 还使用修正的市场流动性共性指标 Adj_Com_LiLm 和行业流动性共性

指标 Com_LiLm_Indus 来替代市场流动性共性指标 Com_LiLm , 并做出检验, 统计结果见表 5. 由表 5 列(1)至表 5 列(3)可以看出, 各个交乘项的回归系数均显著为负, 且对应的流动性共性的回归系数也仍显著为负. 以表 5 列(1)为例, 交乘项 ($Com_LiLm \times time$) 的回归系数在 1% 的显著水平上为 -0.052 , 且流动性共性 (Com_LiLm) 的回归系数在 1% 的显著水平上为 -0.080 , 这意味着, 若流动性共性增加一个标准差 (即 0.098), 则样本企业在熊市期间的资产负债率平均将下降 1.29% ($-0.080 \times 0.098 + (-0.052) \times 0.098$), 且与牛市期间相比, 熊市期间的样本企业其资产负债率平均多下降了 0.51% (-0.052×0.098), 也就是说, 在熊市期间资本结构与流动性共性之间的负向关系是显著增强的; 表 5 列(2)与表 5 列(3)也体现出相似的稳健性检验结果, 从而支持了假设 2.

表 5 基于熊市或牛市状态检验的回归结果

Table 5 Regression results based on the bear market or bull market status

变量	(1)	(2)	(3)
Com_LiLm	-0.080^{***} (-5.904)		
$Com_LiLm \times time$	-0.052^{***} (-3.060)		
Adj_Com_LiLm		-0.079^{***} (-6.749)	
$Adj_Com_LiLm \times time$		-0.054^{***} (-3.413)	
Com_LiLm_Indus			-0.103^{***} (-7.252)
$Com_LiLm_Indus \times time$			-0.028^* (-1.707)
$LiQ(Adj_LiQ)$	0.005^{***} (4.36)	0.002^{***} (3.612)	0.005^{***} (4.206)
Constant	-0.702^{***} (-8.345)	-0.708^{***} (-8.415)	-0.729^{***} (-8.650)
控制变量 / 年度 / 行业	控制	控制	控制
Observations	22 197	22 195	22 197
R - squared	0.215	0.216	0.215
Number of id	2 392	2 392	2 392

注: (1) 采用 FE 固定效应回归方法, 并控制了年度和行业效应; (2) 表中列(2)使用的是 Adj_LiQ , 其余使用的是 LiQ ; (3) 在回归中, 控制了企业规模 (LNA)、盈利性 ($PROF$)、成长性 (MB)、资产特性 (TNA) 和非债务税盾因素 (NDT), 由于这些变量的回归统计结果与表 3 的结果相一致, 出于篇幅的原因, 本研究未列示具体的统计结果; (4) $***$ 、 $**$ 和 $*$ 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平, 括号内为经过 White 修正的 t 值.

按照年度进行牛熊期间的划分可能面临争议, 这种争议主要体现在于 2001 年、2005 年、2010 年与

2015 年这四个年度, 因为这四个年度发生了市场状态的转换且转换发生在年中 (6 月或 7 月份).

为了稳健性起见,依据以下两个标准重新划分了牛熊期间:1)“按照这四年的下半年的市场状态来判定全年的市场状态,即若这四年下半年为牛(熊)市则全年为牛(熊)市”,由此牛市年份为2000年、2005年、2006年、2007年、2009年、2012年和2014年,而熊市年份为2001年、2002年、2003年、2004年、2008年、2010年、2011年、2013年和2015年。2)“按照这四年的上半年的市场状态来判定全年的市场状态,即若这四年上半年为牛(熊)市则全年为牛(熊)市”,由此牛市年份为2000年、2001年、2006年、2007年、2009年、2010年、2012年、2014年和2015年,而熊市年份为2002年、2003年、2004年、2005年、2008年、2011年、2013年。依据牛熊市的这两种划分方法重新进行了上述检验,所得出的回归统计结果与表(5)的结果是一致的且支持假设2,但出于篇幅的原因未报告统计结果。

4.2 基于市场状态转换的检验

在上述基于熊市或者牛市的市場状态所做出的检验基础上,进一步考察市场状态的转换对资本结构与流动性共性之间关系的影响。正如前所述,当市场遭受逆转时流动性共性会得到更充分的定价,而上述针对牛熊市的检验只是针对已发生的熊市或者牛市状态做出的检验,并没有涉及到针对市场状态转换做出直接的检验。为此,借助 Martinez 等^[28] 所提出的状态依存的流动性共性指标来反映考虑了市场状态转换的流动性共性。这是一个经市场总体账市比调整的流动性共性指标;鉴于市场总体账市比的提高意味着市场状态发生逆转,所以经市场总体账市比的调整,可以将市场状态的转换体现到流动性共性的测定中。Martinez 等^[28] 以及 Acharya 等^[16] 的研究表明,这种状态依存的流动性共性是一个独立于一般流动性共性的重要定价因素,其不仅会影响股票的定价,而且也会严重影响债券的定价。有鉴于此,有如下的假设3

假设3 资本结构与状态依存的流动性共性呈显著的负向关系,也即反映了市场状态逆转的流动性共性将进一步降低企业的资本结构。

基于 Martinez 等^[28] 的理论,按照如下步骤测

定状态依存的流动性共性即经市场总体账市比调整的流动性共性指标 (Com_BMLiLm)。首先,测算个股的日度账市比和对应的市场总体的日度账市比。在测算中,使用个股当日的收盘价来计算当日的权益市场价值,使用个股的季度资产与季度负债账面价值的均值分别作为当季各日的资产与负债的账面价值,并据此测定个股的日度账市比(即当日资产的账面价值与“当日权益的市场价值与负债的账面价值之和”之比)。在此基础上经平均后得到对应的市场总体的日度账市比(某个股对应的市场总体的日度账市比不包含其本身)。其次,测度经市场总体账市比调整的流动性共性指标。将滞后一期的日度市场总体账市比与当日的日度市场 Amihud 非流动性指标 ($MLiQ$) 相乘,得到经市场总体账市比调整的日度市场 Amihud 非流动性指标,并将这个指标替代模型式(1)中右边各项,由此重新回归得到的 R^2 即为经市场总体账市比调整的流动性共性指标 (Com_BMLiLm)。出于稳健性检验的考虑,还采用类似的方法测定了经市场总体账市比调整的修正的市场流动性共性 (Adj_Com_BMLiLm) 和行业流动性共性 (Com_BMLiLm_Indus)。

在检验模型式(3)的基础上,分别加入经市场总体账市比调整的各项流动性共性指标并做出检验。在此关注的是该指标的回归系数是否显著为负,若显著为负,则意味着假设3成立,具体的统计结果见表6列(1)至表6列(3)。以表6列(1)为例,经市场总体账市比调整的流动性共性指标 (Com_BMLiLm) 的回归系数在1%的显著水平上为 -0.066 ,其意味着,当市场状态发生逆转时,经市场总体账市比调整的市场流动性共性指标增加一个标准差(即 0.110),则样本企业的资产负债率平均将下降 0.73% (-0.066×0.110),这与假设3是一致的,即整个市场状态发生逆转时,流动性共性将进一步降低企业的资本结构。经市场总体账市比调整的修正的流动性共性 (Adj_Com_BMLiLm) 也有类似的结论。然而,经市场总体账市比调整的行业流动性共性指标 (Com_BMLiLm_Indus) 其回归系数不显著,这也许是因为行业状态的转换并不如整个市场状态转换那么明显所致。

表6 基于市场状态转换检验的回归结果

Table 6 Regression results based on market state reverse

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Com_LiLm</i>	-0.096*** (-7.922)		
<i>Adj_Com_LiLm</i>		-0.088*** (-8.192)	
<i>Com_LiLm_Indus</i>			-0.114*** (-8.836)
<i>Com_BMLiLm</i>	-0.066*** (-5.781)		
<i>Adj_Com_BMLiLm</i>		-0.065*** (-5.698)	
<i>Com_BMLiLm_Indus</i>			-0.058 (-0.718)
<i>LiQ(Adj_LiQ)</i>	0.005*** (4.19)	0.002*** (3.795)	0.005*** (4.507)
<i>Constant</i>	-0.618*** (-6.893)	-0.623*** (-6.929)	-0.665*** (-7.259)
控制变量/年度/行业	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	22 197	22 195	22 197
<i>R-squared</i>	0.208	0.207	0.205
<i>Number of id</i>	2 392	2 392	2 392

注:(1)采用FE固定效应回归方法,并控制了年度和行业效应;

(2)表中列(2)使用的是*Adj_LiQ*,其余使用的是*LiQ*;

(3)在回归中,控制了企业规模(*LNA*)、盈利性(*PROF*)、成长性(*MB*)、资产特性(*TNA*)和非债务税盾因素(*NDT*),由于这些变量的回归统计结果与表3的结果相一致,出于篇幅的原因,未列示具体的统计结果;

(4)***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为经过White修正的*t*值。

4.3 基于股权分置改革的检验

股权分置改革带来了检验外部市场的制度变革对资本结构与流动性共性之间负向关系影响的准自然实验机会。股权分置改革使得原先非流通的法人股股东可以进场交易其持有的股票,增加了流通股股数,扩大了投资者基数,促进了交易的活跃程度,进而增强了个股乃至整个市场的流动性水平。不仅如此,因股权分置改革而带来的流动性水平的提升使得企业的特有信息更容易在市场范围内扩散和传播,信息不对称程度也得以降低,从而使得个股未来价值的不确定性下降了,也抑制了投资者的逆向选择行为,其结果导致个股的流动性水平与整个市场的流动性水平之间的共变性也即流动性共性下降了。既然股权分置改革因改善了信息不对称程度而降低了流动性共性,那么按照前文的理论逻辑,有如下的假设4

假设4 与股权分置改革之前相比,股权分置改革之后资本结构与流动性共性之间的负向关系将得以减弱。

在此,引入反映股权分置改革前后的虚拟变量*reform_time*。鉴于到2006年末我国绝大多数上市公司的股权分置改革业已完成,所以统一将2006年视作股权分置改革前后的分界点,并将2006年之前年份定义为0,否则为1。在此基础上,在前述检验模型式(3)中引入流动性共性与股权分置改革前后的虚拟变量的交乘项,即为*Com_LiLm × reform_time*。若该交乘项的回归系数显著为正,则意味着假设4成立。同样地,还采用修正的市场流动性共性指标(*Adj_Com_LiLm*)和行业流动性共性(*Com_LiLm_Indus*)指标做出稳健性检验,统计结果见表7。可以看出,各个交乘项的回归系数都在1%的水平上显著为正,且对应的

流动性共性的回归系数依然均在1%的水平上显著为负。以表7列(1)为例,所关注的交乘项($Com_LiLm \times reform_time$)的回归系数在1%的显著水平上为0.113,对应的流动性共性(Com_LiLm)的回归系数在1%的水平上显著为-0.185,这意味着,在股权分置改革之后,流动性共性增加一个标准差(即0.098),则样本企业的

资产负债率平均将下降0.71% ($-0.185 \times 0.098 + 0.113 \times 0.098$),且相比股权分置改革前,股权分置改革后的样本企业其资产负债率平均少下降了1.11% (0.113×0.098);也就是说,在股权分置改革后资本结构与流动性共性之间的负向关系是显著减弱的。表7列(2)和表7列(3)的稳健性检验也给出了类似的结果,均支持了假设4。

表7 基于股权分置改革检验的回归结果

Table 7 Regression results based on the split share reform

变量	(1)	(2)	(3)
Com_LiLm	-0.185*** (-7.259)		
Adj_Com_LiLm		-0.209*** (-7.346)	
Com_LiLm_Indus			-0.197*** (-7.617)
$Com_LiLm \times reform_time$	0.113*** (4.121)		
$Adj_Com_LiLm \times reform_time$		0.133*** (4.396)	
$Com_LiLm_Indus \times reform_time$			0.114*** (4.089)
$LiQ(Adj_LiQ)$	0.005*** (4.537)	0.002*** (3.432)	0.005*** (4.353)
Constant	-0.704*** (-8.413)	-0.698*** (-8.321)	-0.724*** (-8.615)
控制变量/年度/行业	控制	控制	控制
Observations	22 197	22 195	22 197
R-squared	0.216	0.217	0.216
Number of id	2 392	2 392	2 392

注:(1)采用FE固定效应回归方法,并控制了年度和行业效应;

(2)表中列(2)使用的是 Adj_LiQ ,其余使用的是 LiQ ;

(3)在回归中,控制了企业规模(LNA)、盈利性($PROF$)、成长性(MB)、资产特性(TNA)和非债务税盾因素(NDT),由于这些变量的回归统计结果与表3的结果相一致,出于篇幅的原因,未列示具体的统计结果;

(4)***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为经过White修正的t值。

关于股权分置改革分界点的划分可能也具有争议性,为了稳健起见,按照以下两种方法予以重新划分:1)将股权分置改革的起始年份2005年作为股权分置改革前后的分界点;2)将2005年之前的样本期间看做股权分置改革前的期间,而将2009年之后的样本期间看做股权分置改革后的期间,也即在样本期间中剔除2006年至2008年,这是因为在这三年中股权分置改革所涉及的大股东的股权处于锁定期。按照这两种划分方法重新

进行了上述检验,所得出的回归统计结果与表(7)的结果是一致的,但出于篇幅的原因未报告统计结果。

5 基于企业特征的进一步检验

此外,进一步将关注点放在某些企业特征上,并检验相关的企业特征对资本结构与流动性共性之间负向关系的影响。具体地,将以企业的机构投资者持

股比例和成长性这两个特征因素做出深入的检验。

5.1 基于企业机构投资者持股的检验

企业股权结构中机构投资者的持股比例可能是影响流动性共性的的重要因素^[29]。一方面,机构投资者通常是基于同样的市场信息进行交易操作的,尤其是在遭受市场流动性冲击时,机构投资者更容易迫于所面临的资金层面的流动性不足而对其所持股票进行同一方向的操作;另一方面,机构投资者常常从同行的交易行为中学习并做出推断,其结果是机构投资者经常持有类似的股票以再平衡其投资组合,从而产生了基于机构投资者的羊群效应^[30]。正是这种基于机构投资者的关联性股票交易行为和羊群效应使得机构投资者的持股比例越高,该个股的流动性共性就越高。由此有如下的假设5

假设5 与没有机构投资者持股的企业相比,具有机构投资者持股或者机构投资者持股比例较高的企业其资本结构与流动性共性之间的负向关系是增强的。

在23 893个观察值中,没有机构投资者持股的观察值有6 573个,具有机构投资者持股的观察值有17 320个,其中在具有机构投资者持股的样本中,最低持股比例为0.02%,最高持股比例为88.9%。为了检验机构投资者持股比例对资本结构和流动性共性关系的影响,具体检验了如下三种情形:一是具有机构投资者持股与没有机构投资者持股的情形;二是二分位分层后机构投资者持股较高的与没有机构投资者持股的情形;三是五分位分层后机构投资者持股最高的与没有机构投资者持股的情形。为了针对上述三种情形做出检验,分别引入了反映机构投资者持股比例的虚拟变量 $Dum1$ (具有机构投资者持股的那组样本定义为1,否则为0)、 $Dum2$ (二分位分层后机构投资者持股较高的那组样本定义为1,否则为0)和 $Dum3$ (五分位分层后机构投资者持股最高的那组样本定义为1,否则为0)。在此基础上,在前述检验模型式(3)中引入市场流动性共性与机构投资者持股比例虚拟变量的交乘项 ($Com_LiLm \times Dum$) 并做出检验。在此关注的是该交乘项的回归系数是否显著为负;若显著为负,则意味着理论预期成

立。同样的,仍采用了修正的市场流动性共性 (Adj_Com_LiLm) 和行业流动性共性 (Com_LiLm_Indus) 做出稳健性检验,统计结果见表8。

从表8可以看出,在“具有机构投资者持股与没有机构投资者持股的情形”下,交乘项的回归系数为负但均不具有显著性;在“二分位分层后机构投资者持股较高的与没有机构投资者持股的情形”下,交乘项的回归系数均显著为负;而“五分位分层后机构投资者持股最高的与没有机构投资者持股的情形”下,交乘项的回归系数依然在1%的水平下显著为负,且回归系数绝对值更大。这意味着,只有当机构投资者的持股比例足够高时才会反映出企业资本结构与流动性共性之间负向关系的显著增强,也就是说,只有机构投资者的持股比例足够高的情况下,机构投资者关联性的股票交易行为和羊群效应才会导致该个股的流动性共性提升,并最终导致该企业的资本结构与流动性共性之间的负向关系得以增强。

5.2 基于成长性的检验

成长性较高的企业因面临着更大的风险和不确定性而具有更高的信息不对称性。由于投资者对信息不对称程度较高的企业的内在价值无法做出准确估计,所以经常会通过抛售其股票的方式来降低风险敞口,特别是当整个市场的流动性遭受冲击的时候,这种抛售行为更加严重,甚至会致使个股的流动性枯竭。所以,成长性较高的企业其个股的流动性将对整个市场流动性的变动具有更高的敏感性,也即具有更高的流动性共性^[10]。此外,在我国所面临的投资者保护相对较弱以及信息透明度不高的制度环境下,中小股东缺乏主动收集企业特有信息并从知情交易中获利的激励,在交易中更倾向于跟风操作,其结果成长性较高的企业更容易在市场高涨时面临较高的共同买压而在市场低迷时面临较高的共同卖压,并由此面临更高的流动性共性。既然成长性较高的企业可能具有更高的流动性共性,那么有如下的假设6

假设6 与成长性较低的企业相比,成长性较高的企业其资本结构与流动性共性之间的负向关系是增强的。

表 8 基于机构投资者持股检验的回归统计结果

Table 8 Regression results based on institutional investor ownership

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	具有机构投资者持股与没有机构投资者持股的情形	二分化层后机构投资者持股较高的与没有机构投资者持股的情形	五分位分层后机构投资者持股最高的与没有机构投资者持股的情形						
<i>Com_LiLm</i>	-0.096*** (-6.302)	-0.089*** (-6.728)	-0.112*** (-6.894)	-0.085*** (-4.864)	-0.077*** (-4.846)	-0.096*** (-5.213)	-0.063*** (-3.249)	-0.065*** (-3.453)	-0.071*** (-3.481)
<i>Adj_Com_LiLm</i>									
<i>Com_LiLm_Indus</i>									
<i>Com_LiLm × Dum</i>	-0.011 (-0.833)			-0.058*** (-3.137)			-0.098*** (-3.520)		
<i>Adj_Com_LiLm × Dum</i>		-0.011 (-1.077)			-0.037*** (-2.605)			-0.075*** (-3.443)	
<i>Com_LiLm_Indus × Dum</i>			-0.009 (-0.662)			-0.050*** (-2.596)			-0.090*** (-3.175)
<i>LiQ(Adj_LiQ)</i>	0.005*** (4.176)	0.002*** (3.675)	0.005*** (4.116)	0.004*** (2.92)	0.001*** (2.579)	0.003*** (2.846)	0.002* (1.762)	0.001 (1.369)	0.002* (1.655)
<i>Constant</i>	-0.695*** (-8.284)	-0.705*** (-8.399)	-0.730*** (-8.658)	-0.624*** (-6.521)	-0.653*** (-6.792)	-0.639*** (-6.657)	-0.545*** (-4.496)	-0.584*** (-4.821)	-0.551*** (-4.533)
控制变量/年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Observations</i>	22 197	22 195	22 197	13 601	13 600	13 601	8 472	8 471	8 472
<i>R-squared</i>	0.214	0.215	0.215	0.215	0.215	0.215	0.217	0.217	0.216
<i>Number of id</i>	2 392	2 392	2 392	2 280	2 280	2 280	1 952	1 952	1 952

注：(1)列(2)、列(5)和列(8)使用的是 *Adj_LiQ*，其余使用的是 *LiQ*。(2)在回归中，控制了企业规模(*LNA*)、盈利性(*PROF*)、成长性(*MB*)、资产特性(*TNA*)和非债务税盾(*NDT*)，由于这些变量的回归统计结果与表3的结果相一致，出于篇幅的原因，未列示具体的统计结果。(3)列(1)至列(3)交乘项中的 *Dum* 指的是 *Dum1*，列(4)至列(6)指的是 *Dum2*，列(7)至列(9)指的是 *Dum3*。(4)***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平，括号内为经过 White 修正的 *t* 值。

使用市账比来衡量企业成长性,并引入反映成长性的虚拟变量 MB_Dum ;具体地,按年度由市账比的三分位值进行分层,将市账比最高的那组定义为1,最低的那组定义为0.在此基础上,在模型式(3)中引入了流动性共性和成长性虚拟变量的交乘项($Com_LiLm \times MB_Dum$);若该交乘项的回归系数为负,则支持假设6.同样地,还采用修正的市场流动性共性指标(Adj_Com_LiLm)和行业流动性共性指标(Com_LiLm_Indus)做出稳健性检验,统计结果列示于表9.从表9可以看出,流动性共性与成长性虚拟变量交乘项的回归系数均在1%的水平上显著为负,且对应的流动

性共性的系数依然显著为负.以表9列(1)为例,交乘项($Com_LiLm \times MB_Dum$)的回归系数在1%的显著水平上为-0.200,且市场流动性共性(Com_LiLm)的回归系数在10%的显著水平上为-0.013,这意味着,与成长性较低的企业相比,成长性较高的企业其市场流动性共性增加一个标准差(即0.098),其资产负债率将多下降1.96%(-0.200×0.098).由修正的市场流动性共性指标(Adj_Com_LiLm)和行业流动性共性指标(Com_LiLm_Indus)进行的稳健性检验也有类似的结果.这均与假设6相一致,也即成长性较高的企业其资本结构与流动性共性之间的负向关系是显著增强的.

表9 基于成长性检验的回归统计结果

Table 9 Regression results based on corporate growth

变量	(1)	(2)	(3)
Com_LiLm	-0.013* (-1.921)		
Adj_Com_LiLm		-0.018** (-2.417)	
Com_LiLm_Indus			-0.031** (-2.422)
$Com_LiLm \times MB_Dum$	-0.200*** (-9.047)		
$Adj_Com_LiLm \times MB_Dum$		-0.150*** (-9.114)	
$Com_LiLm_Indus \times MB_Dum$			-0.217*** (-9.285)
$LiQ(Adj_LiQ)$	0.006*** (4.749)	0.002*** (4.068)	0.006*** (4.761)
Constant	-0.622*** (-6.461)	-0.622*** (-6.451)	-0.621*** (-6.428)
控制变量/年度/行业	控制	控制	控制
Observations	14 784	14 783	14 784
R-squared	0.228	0.228	0.229
Number of id	2 285	2 285	2 285

注:(1)采用FE固定效应回归方法,并控制了年度和行业效应;(2)表中列(2)使用的是 Adj_LiQ ,其余使用的是 LiQ ;(3)在回归中,控制了企业规模(LNA)、盈利性($PROF$)、成长性(MB)、资产特性(TNA)和非债务税盾因素(NDT),由于这些变量的回归结果与表3的结果相一致,出于篇幅的原因,未列示具体的统计结果;(4)***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为经过White修正的t值.

6 结束语

实证检验结果表明,个股的流动性共性会

显著地降低我国上市公司的新增的外部权益融资、债务融资以及外部融资总额,且与新增的外部权益融资相比,新增的债务融资的下降程度更大.这意味着,我国证券市场的微观结构尤其

是个股的流动性共性确实会对企业的融资行为产生内在的反向作用,引起这种反向作用的根本原因在于个股的流动性共性是一种不可分散的系统风险且能够被市场定价,其结果企业不得不对此做出理性的反应,进而降低了对外的融资水平. 研究结果还表明,在我国,债权人对个股的流动性共性的敏感程度超过权益投资者的敏感程度,其结果导致企业在对外融资时由个股的流动性共性所引起的债务融资的下降程度超过权益融资的下降程度. 出于上述同样的原因,还发现个股的流动性共性与企业的资本结构存在着显著的负向关系,且这种负向关系在不同的流动性共性测度下均稳健地成立. 这意味着,个股的流动性共性也是资本结构决定的一个重要影响因素,而这个因素在过去的研究中并没有引起足够地关注.

研究进一步发现,与牛市期间相比,在熊市期间流动性共性对资本结构的负向影响是显著增强的,且在整个市场状态发生逆转时,流动性共性将进一步降低企业的资本结构. 这与流动性共性定价的不对称性有关,也即在整个市场的流动性遭受冲击或市场状态发生逆转时流动性共性将被更充分地定价. 检验结果支持了市场微观结构理论的这个论断. 还发现,与股权分置改革之前相比,股权分置改革之后资本结构与流动性共性之

间的负向关系是显著减弱的. 这表明股权分置改革在改善了个股的流动性以及流动性共性方面起到了相当重要的作用. 此外,研究发现,机构投资者持股较高的企业其资本结构与流动性共性之间的负向关系是显著增强的,这是因为当机构投资者的持股达到一定程度后,机构投资者的关联性股票交易行为和羊群效应使得企业的流动性共性显著增大了. 还发现,成长性较高的企业其资本结构与流动性共性之间的负向关系也是显著增强的,这与成长性较高的企业可能面临较大的信息不对称以及我国投资者保护不力、信息透明度不高的制度背景有关,其结果导致成长性较高的企业具有较高的流动性共性.

研究表明,个股的流动性共性不仅是一个可以被定价的不可分散的系统风险,而且也是企业融资和资本结构决定的一个重要影响因素. 流动性共性将通过影响权益与债务融资的资本成本而对企业的融资行为和资本结构产生作用,其不仅会降低企业的权益融资,而且还会降低企业的债务融资,且对债务融资的影响程度更大,其结果较高的流动性共性可能会导致企业融资不足并进而引起投资不足. 因此,为了提高证券市场在配置资源方面的效率性,监管部门有必要关注流动性共性,通过强化投资者保护、增加信息透明度而降低整个证券市场的流动性共性.

参考文献:

- [1] Chordia T, Roll R, Subrahmanyam A. Commonality in liquidity[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 56(1): 3-28.
- [2] Brockman P, Chung D. Commonality in liquidity: Evidence from an order-driven market structure[J]. *Journal of Financial Research*, 2002, 25(4): 521-539.
- [3] Lipson M L, Mortal S. Liquidity and capital structure[J]. *Journal of Financial Markets*, 2009, 12(4): 611-644.
- [4] 顾乃康, 陈辉. 股票流动性与企业资本结构的决定——基于中国上市公司的经验证据[J]. *财经研究*, 2009, 35(8): 37-48.
Gu Naikang, Chen Hui. Stock liquidity and the determination of capital structure of enterprises: Evidence from China's listed companies[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2009, 35(8): 37-48. (in Chinese)
- [5] 陈辉, 顾乃康, 万小勇. 股票流动性与资本结构动态调整[J]. *金融评论*, 2010, 2(4): 90-102.
Chen Hui, Gu Naikang, Wan Xiaoyong. Stock liquidity and the dynamic adjustment of capital structure: The perspective of time-varying stock market friction[J]. *Financial Review*, 2010, 2(4): 90-102. (in Chinese)

- [6] Jiang F, Ma Y, Shi B. Stock liquidity and dividend payouts[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 42: 295 – 314.
- [7] Acharya V V, Pedersen L H. Asset pricing with liquidity risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77: 375 – 410.
- [8] 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)
- [9] 张玉龙, 李怡宗. 基于随机折现因子方法的流动性定价机制研究[J]. *管理世界*, 2013, 10: 35 – 47.
Zhang Yulong, Li Yizong. Research on liquidity pricing mechanism based on stochastic discount factor method[J]. *Management World*, 2013, 10: 35 – 47. (in Chinese)
- [10] Lang M, Maffett M. Transparency and liquidity uncertainty in crisis periods[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 52(2): 101 – 125.
- [11] Karolyi G, Lee K, Dijk V. Understanding commonality in liquidity around the world[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 105(1): 82 – 112.
- [12] 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 technological innovation[J]. *Journal of Financial Research*, 2017, 3: 192 – 206. (in Chinese)
- [13] Sadka R. Liquidity risk and accounting information[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 52(2): 144 – 152.
- [14] Kim S H, Lee K H. Pricing of liquidity risks: Evidence from multiple liquidity measures[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2014, 25(2): 112 – 133.
- [15] 罗登跃, 王春峰, 房振明, 等. 基于时间序列的上海股市系统风险、流动性风险溢价实证研究[J]. *系统工程*, 2005, 23(7): 48 – 54.
Luo Dengyue, Wang Chunfeng, Fang Zhenming, et al. An empirical study on the systematic risk premium and illiquidity risk premium of the Shanghai stock market based on the time series[J]. *Systems Engineering*, 2005, 23(7): 48 – 54. (in Chinese)
- [16] Acharya V V, Amihud Y, Bharath S T. Liquidity risk of corporate bond returns: Conditional approach[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 110(2): 358 – 386.
- [17] Vu V, Chai D, Do V. Empirical tests on the liquidity-adjusted capital asset pricing model[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2015, 35: 73 – 89.
- [18] Huang H H, Huang H, Oxman J J. Stock liquidity and corporate yield spreads: Theory and evidence[J]. *The Journal of Financial Research*, 2015, 38(1): 59 – 91.
- [19] Lin H, Wang J, Wu C. Liquidity risk and momentum spillover from stocks to bonds[J]. *Journal of Fixed Income*, 2013, 23(1): 241 – 302.
- [20] 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)*, 2013, 13(1): 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, 13(1): 233 – 262. (in Chinese)
- [21] 刘 端, 陈 收. 上市公司权益与负债双重融资决策实证研究[J]. *管理科学学报*, 2009, 12(1): 125 – 136.
Liu Duan, Chen Shou. Empirical study on China listed corporation dual issue decision[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2009, 12(1): 125 – 136. (in Chinese)
- [22] 顾乃康, 张 超, 孙进军. 影响资本结构决定的核心变量识别研究[J]. *当代财经*, 2007, 11: 41 – 48.
Gu Naikang, Zhang Chao, Sun Jinjun. Research on identification of core variables affecting capital structure decision[J]. *Contemporary Finance & Economics*, 2007, 11: 41 – 48. (in Chinese)
- [23] 苏冬蔚, 熊家财. 股票流动性、股价信息含量与 CEO 薪酬契约[J]. *经济研究*, 2013, 11: 56 – 69.

- Su Dongwei, Xiong Jiakai. Liquidity, information content of stock prices and CEO incentives[J]. *Economic Research Journal*, 2013, 11: 56–69. (in Chinese)
- [24] Baker M, Wurgler J. Market timing and capital structure[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(1): 1–32.
- [25] Amihud Y, Mendelson H. The pricing of illiquidity as a characteristic and as risk[J]. *Multinational Finance Journal*, 2015, 19(3): 149–168.
- [26] 韦立坚, 张维, 熊熊. 股市流动性踩踏危机的形成机理与应对机制[J]. *管理科学学报*, 2017, (20)3: 2–20.
Wei Lijian, Zhang Wei, Xiong Xiong. The mechanism and solution for the liquidity stampede crisis in stock markets[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, (20)3: 2–20. (in Chinese)
- [27] 何兴强, 周开国. 牛、熊市周期和股市间的周期协同性[J]. *管理世界*, 2006, 4: 35–39.
He Xingqiang, Zhou Kaiguo. The synergy of the cycle of economic and stock market[J]. *Management World*, 2006, 4: 35–39. (in Chinese)
- [28] Martinez M A, Nieto B, Rubbio G, et al. Asset pricing and systematic liquidity risk: An empirical investigation of the Spanish stock market[J]. *International Review of Economics and Finance*, 2005, 14: 81–103.
- [29] Cao C, Petrasek L. Liquidity risk and institutional ownership[J]. *Journal of Financial Markets*, 2014, 21(C): 76–97.
- [30] 顾荣宝, 刘海飞, 李心丹, 等. 股票市场的羊群行为与波动: 关联及其演化——来自深圳股票市场的证据[J]. *管理科学学报*, 2015, 18(11): 82–94.
Gu Rongbao, Liu Haifei, Li Xindan, et al. Herding behavior and volatility of stock market: Correlation and dynamics: Evidence from the Shenzhen stock market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2015, 18(11): 82–94. (in Chinese)

Commonality in liquidity, corporate financing behavior and capital structure

GU Nai-kang, NIAN Rong-wei *

School Business, SunYat-sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: Based on the pricing principle of commonality in liquidity from the perspective of market micro-structure, this paper empirically investigates the mechanism of how commonality in liquidity affects corporate financing behavior and the decision of capital structure, using the sample of Chinese A-share listed companies during 2000–2016. The empirical results show that commonality in liquidity causes a reduction of new incremental external financing including equity, debt and total financing, with debt having a reduction degree bigger than of equity, and a decline in capital structure. The negative relation between commonality in liquidity and capital structure is enhanced significantly during the period of bear compared with the period of bull; meanwhile, under adverse market conditions, commonality in liquidity will also reduce capital structure; compared with the period before the split share structure reform, the negative relation is weakened significantly after the reform. In addition, the negative relations of those companies with more property rights of institutional investors and higher growth are significantly greater.

Key words: commonality in liquidity; equity financing; debt financing; capital structure