

资本结构、产权性质与股票流动性*

李常青¹, 刘羽中^{*1}, 李茂良²

(1. 厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005;

2. 厦门大学财务管理与会计研究院, 福建 厦门 361005)

内容提要:公司财务与市场微观结构理论交叉研究日趋流行, 本文从一个新颖的视角, 以近期国内 A 股市场流动性匮乏为背景, 从公司财务角度出发研究资本结构对股票流动性的影响。实证结果表明, 资本结构和股票非流动性呈倒 U 型关系。进一步考虑我国上市公司产权性质后, 发现国有企业资本结构对股票非流动性指标的影响更弱。此外, 在倒 U 型关系中, 流动负债起到了主要作用。综合研究结论, 本文认为, 虽然公司负债融资可带来税盾效益, 但伴随着流动性下降却带来了流动性成本。适当降低财务杠杆可以提高股票流动性。倘若公司有内部好消息时, 公司会有很强的意愿将消息传递给市场投资者, 从而提高股票流动性。

关键词:资本结构; 股票流动性; 产权性质; 信息不对称; 融资歧视

中图分类号:F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)05—0153—12

一、引言

“流动性是市场的一切”(Amihud & Mendelson, 1988), 如果市场缺乏流动性而导致交易难以完成, 那么市场也就失去了存在的意义。流动性是支撑金融市场得以健康运行的核心特征之一。2015年6月以来, 我国股市出现了多次暴跌现象, 市场流动性不足。面对危机时, 政府出台多项政策或限令来稳定市场, 央行为支持股票市场稳定发展, 协助中国证券金融股份有限公司通过拆借、发行金融债券和抵押融资等方式获得充足的流动性。2015年9月, 面对国内股市的异常波动, 为防止可能引发的系统性风险, 上海证券交易所、深圳证券交易所和中国金融期货交易所联合发布征求意见通知, 拟在保留现有涨跌幅制度的前提下, 引入指数熔断机制并于2016年1月1日起正式实施。然而, 熔断机制的实施产生的负面影响大于正面效应, 连续触发熔

断线, 流动性进一步匮乏, 致使熔断机制于2016年1月8日暂停。

相比于西方发达证券市场, 我国证券市场发展时间短、成熟度低, 仍然存在的诸多问题都有可能导致流动性匮乏。Amihud & Mendelson (2012) 认为, 管理层可以通过资本结构、股利政策、证券设计和信息披露等措施来提高公司股票的市场流动性, 这一系列措施有利于降低管理层和投资者之间信息不对称的程度; Balakrishnan 等 (2014) 基于2000—2008年美国卖方分析师行业的不景气, 43个经纪商停止其研究工作, 进而导致美国上市公司的研究减少了4000多个分析师关注这一自然事件, 研究发现, 上市公司通过自愿披露比法律上强制性披露更多的信息来主动改善信息环境, 最终提高股票流动性。

自从 Modigliani & Miller (1958) 提出在一个完美的市场中资本结构与公司价值无关之后, 开始有

收稿日期: 2016-01-21

* 基金项目: 国家自然科学基金面上项目“中国上市公司关联交易研究: 动机、经济后果与治理机制”(71572165); 国家自然科学基金青年科学基金项目“市场流动性与公司股利政策的交叉研究”(71502150)。

作者简介: 李常青(1968-), 男, 安徽太湖人, 教授, 管理学博士, 研究领域是资本市场中的会计与财务问题, E-mail: lichangqing68@126.com; 刘羽中*(1985-), 男, 福建石狮人, 博士研究生, 研究领域是公司财务与资本市场, E-mail: lauchom@163.com; 李茂良(1981-), 男, 安徽庐江人, 助理教授, 管理学博士, 研究领域是公司财务与资本市场, E-mail: mao0833@163.com。*为通讯作者。

大量研究从税收效用、代理成本、信息不对称、市场择时等视角探讨资本结构对公司价值的影响。上述理论大都基于公司权衡财务杠杆所带来的成本和收益,选择最佳的负债比例使得公司的价值最大化。一个可能被忽略的因素是债务融资对股票交易成本有辅助性的作用,在资本结构中,随着债务融资的增加,将加大剩余权益的信息不对称程度,随之而来的结果就是股票流动性下降(Lesmond等,2008)。然而,国内鲜有文献研究资本结构对股票流动性的影响。本文以近期国内A股流动性匮乏为背景,从资本结构这一新颖的研究视角,探讨资本结构决策是否对股票流动性存在影响。本文研究填补了我国学术界在该研究领域的空白,丰富了公司财务与市场微观结构理论相结合研究的文献。

二、理论分析与研究假设

1. 资本结构与股票流动性

流动性一般包含交易的即时性、衡量价格因素的市场宽度、衡量数量因素的市场深度和衡量均衡价格恢复速度的弹性四个维度。判断是否具有流动性,最常见的是度量市场宽度的买卖价差指标。我国A股市场实行开盘集合竞价、交易时间内连续竞价订单(指令)驱动机制。Kyle(1985)认为,信息不对称是导致买卖价差形成,影响流动性的重要因素;屈文洲、吴世农(2002)针对深市的指令驱动型市场结构进行研究,认为市场投资者在股票交易中,随着市场信息的流动可以了解到更多的信息和市场情况,从而逐渐调整其买卖价差。一方面,屈文洲等(2011)进一步的研究表明,信息不对称程度越高,股票流动性水平越低;另一方面,已有实证研究表明,资本结构和信息不对称正相关(Agarwal & O'Hara, 2007)。Lesmond等(2008)基于Kyle(1985)理论模型框架,直接探讨了资本结构对股票流动性的影响,认为公司债务融资使得知情者的信息优势更集中到剩余的权益中,知情交易者增加了他们的信息优势,信息不对称的增加使得股票交易成本增加。研究发现,债务替代权益(或权益替代债务),引起信息不对称程度的增加(或降低),在经济意义和统计意义上都显著地影响股票流动性。

从上述分析可以看出,资本结构与信息不对称正相关,信息不对称又与股票流动性负相关。可知资本结构与流动性负相关。根据已有的研究,亦可

从以下两种路径理解:一是权益的私有信息密度。Lesmond等(2008)认为,总资产不变的情况下随着负债的提高,权益中私有信息更加集中,意味着知情和非知情股票投资者之间信息不对称程度的增加,进而增加了知情交易者对公司价值的敏感度和对股票需求的波动性,此时,市场会做出反应,做市商的订单流方差(波动性)会增大,导致股票流动性降低;二是对私有信息的敏感程度。DeMarzo & Duffie(1999)研究发现,设计不同的具有私有信息的证券,会影响市场流动性,而市场流动性的强弱,取决于所发行的证券价值对私有信息的敏感程度。由此可知,债务和权益对私有信息的敏感程度存在差异。相比于债务,权益对私有信息更为敏感(Fulghieri & Lukin, 2001)。因此,一旦信息不对称程度加剧,权益对私有信息表现得更为敏感,股票流动性水平会降低。

然而,是否存在一个“转折点”,当负债比例达到一定程度之后,负债进一步上升,并不会伴随着流动性水平的降低,反而升高?信号传递理论认为,当公司有好的内部消息时,公司管理层会有很强的意愿把这一信息传递给外部的投资者,从而提升公司价值。在信息不对称情况下,管理层不能简单声称这个好消息,因为其他公司会进行模仿。为了解决公司管理层与投资者之间信息不对称和市场逆向选择问题,高价值公司可以采取行动或财务政策来向市场传递信息。这一信号将是高成本的,才能使得低价值公司由于成本高而难以模仿,市场才认为这信号是可信的。Ross(1977)指出,在一个较高价值的公司里,公司所有者可以设计一套激励管理层的报酬合约,引导管理层为其公司采取较高杠杆率的资本结构。较高的负债水平作为传递公司好消息的信号,价值低或是无好消息的公司由于无法承担高负债所带来的破产成本等而不愿意模仿。给定这些假设后,分离均衡形成:高价值的公司运用较多的负债进行融资,低价值的公司则运用较多的权益进行融资。市场投资者则通过观察资本结构来区分高价值公司和低价值公司,市场投资者愿意给高杠杆率的公司赋予更高的价值。Andres等(2014)分析研究了预期资本结构调整对基于股票流动性而构建的信息不对称指标的影响,研究发现,预期杠杆率的提高,信息不对称指标变小,即伴随着流动性的提高。因此,本文基于上述分析,提

出如下假设:

H₁:资本结构和非流动性指标呈倒U型关系。

具体来说,存在一个“转折点”,发生杠杆效应转折现象。转折点前,负债水平与非流动性指标呈正相关关系;当负债水平达到一定程度之后,随着负债水平的进一步提高,非流动性指标下降。

2. 基于产权性质的分析

我国债券市场比较不发达,上市公司负债中来自银行的贷款占比很高,这一特点必然使得不同产权性质的公司,资本结构对于股票流动性的影响存在差异。由于政府对银行信贷决策的隐性担保和行政干预,国有企业能以较少的担保获得银行贷款,产权性质对贷款担保存在显著影响(沈红波等,2011),国有上市公司普遍比非国有上市公司容易进行债务融资。刘津宇等(2014)构建动态跨期联立方程回归模型,从投资与现金流敏感性入手探讨融资歧视的存在性,发现国有上市公司投资水平几乎不随现金流波动,而非国有上市公司显著受其影响,从而证实了融资歧视的存在性。然而,苟琴等(2014)研究银行信贷资金配置中的所有制歧视问题,研究发现,国有企业和非国有企业之间并不存在显著的信贷配给差异,信贷资金配给更多地与企业自身禀赋和宏观金融环境有关。虽然,苟琴等(2014)的研究对银行信贷决策中存在所有制歧视的提出了质疑,但文中仅仅只能甄别出不同所有制企业在是否获得贷款方面的信贷配给差异,无法考察它们在贷款的规模和期限等其他方面的状况。

基于上述分析,本文认为,我国上市公司债务融资在银行贷款方面存在融资歧视,可能导致市场投资者解读资本结构相关信息时存在偏差,并影响股票流动性。换言之,国有企业权益对私有信息的敏感程度弱于非国有企业,非国有企业资本结构对流动性的影响更加符合理论预期。因此,本文提出如下假设:

H₂:相比非国有企业,在国有企业中,资本结构对非流动性指标的影响较弱。

同时,结合假设H₂,本文预期:转折点前,国有企业更容易从银行获得负债融资,导致资本结构对流动性的影响更弱;转折点后,市场并不认为国有企业随着财务杠杆的进一步提高,向市场传递出利好的信息。即相比于非国有企业,国有企业中资本结构与非流动性指标的倒U型关系较弱。

三、研究设计

1. 样本与数据

本文根据1991—2013年所有中国A股主板、中小板和创业板上市公司为样本进行实证检验,按照如下步骤进行筛选:(1)为得到更恰当的流动性指标,剔除IPO当年数据,剔除每年交易日回报少于200个观察值的公司;(2)剔除交叉上市A+H股和A+B股的公司,此类公司股票会存在流动性的竞争效应(Karolyi,2004)和分流效应(Levine & Schmukler,2007);(3)剔除样本区间内ST和ST*类的公司年度样本,并保留此类公司其余年度数据;(4)剔除负债率小于0或者大于1的样本;(5)剔除金融类上市公司;(6)最后剔除数据缺失的样本。最终选取实际样本为1998—2013年期间,涉及2250家上市公司共17343个年度观测值。为了降低异常值的影响,本文对连续变量进行了首尾各1%分位的Winsorize处理。所需数据来自于CSMAR和Wind数据库。

2. 相关变量定义与计算

(1)被解释变量。Amihud(2002)的非流动性指标对股票流动性进行了准确度量并且所需数据在实践中较为易得(Goyenko等,2009)。在中国A股市场低频数据计算的Amihud(2002)指标,是最优的低频流动性间接指标(张峥等,2014)。由于资本结构的变化不是时刻都在发生的,研究资本结构与股票流动性之间的关系,相比高频数据,用低频数据更能反映本文所要研究的内容。非流动性指标计算公式如下:

$$ILLiq_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|R_{i,t,d}|}{Vol_{i,t,d}}$$

其中,|R_{i,t,d}|为第*i*只股票在第*t*年第*d*天收益率的绝对值;Vol_{i,t,d}为第*i*只股票在第*t*年第*d*天的交易额(单位为亿元);D_{i,t}为第*i*只股票在第*t*年的交易天数。该指标度量的是每单位交易额所引起的平均价格的变化程度,ILLiq值越大,说明股票流动性水平越低。

(2)解释变量。借鉴Rajan & Zingales(1995)和Fama & French(2002)的研究,采用以账面价值衡量的总负债率和以市场价值衡量的总负债率来定义资本结构。在进一步研究中,分别以账面价值衡量的长期负债率、流动负债率和以市场价值衡量的长

期负债率、流动负债率来定义资本结构,分析负债结构中最主要负债形式对股票流动性的影响。

(3)控制变量。为了避免控制变量不足而导致遗漏变量偏差,借鉴 Chung 等(2010)与 Andres 等(2014)的研究。来自市场的控制变量中,选取价格

水平、收益波动性、资产波动性、交易量;来自公司特征的控制变量中,选取公司盈利能力、公司规模、有形资产以及破产风险。具体度量和计算方法如表1所示。

表1 变量定义

变量符号	变量含义	度量方法
A 栏:因变量		
<i>ILLiq</i>	非流动性	Amihud (2002) 指标
B 栏:自变量		
<i>Lev</i> :资本结构; <i>Lev</i> ² :资本结构平方项。其中, <i>Lev</i> 如下所示, <i>Lev</i> ² 限于篇幅省略		
<i>TDB</i>	总负债率	账面价值的总负债率,等于总负债/总资产账面值
<i>TDM</i>	总负债率	市场价值的总负债率,等于总负债/(总负债+股票总市值)
<i>LDB</i>	长期负债率	账面价值的长期负债率,等于长期负债/总资产账面值
<i>LDM</i>	长期负债率	市场价值的长期负债率,等于长期负债/(总负债+股票总市值)
<i>CDB</i>	流动负债率	账面价值的流动负债率,等于流动负债/总资产账面值
<i>CDM</i>	流动负债率	市场价值的流动负债率,等于流动负债/(总负债+股票总市值)
C 栏:控制变量		
<i>Price</i>	价格水平	个股年成交额(千元) * 1000 / 个股年成交量(手) * 100
<i>VRe</i>	收益波动	个股年化波动率,日对数收益率标准差的年化值
<i>AVola</i>	资产波动	个股年化波动率 * 市值/总资产,即 <i>VRe</i> * 股票总市值/总资产
<i>Volume</i>	交易量	个股年成交量的自然对数
<i>Profit</i>	盈利能力	ROA,等于 EBIT * 2 / (期初总资产 + 期末总资产) * 100%
<i>Mvsize</i>	公司规模	市值规模,即个股年总市值,等于发行总股数 * 年收盘价,最后取自然对数
<i>Tang</i>	有形资产	(存货 + 固定资产) / 总资产
<i>Zscore</i>	破产风险	Altman's Z - score
<i>Soe</i>	产权性质	国有产权性质的或国有资本控股的公司赋值为 1,其余上市公司赋值为 0。

资料来源:本文整理

3. 实证模型构建

(1)为验证假设 H_1 ,检验资本结构与非流动性指标之间呈倒 U 型关系,构建如下多项式回归方程:

$$ILLiq = \alpha + \beta_1 Lev + \beta_2 Lev^2 + \beta_3 Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

其中, Lev^2 用表 1 中的被解释变量, $Controls$ 为控制变量,根据回归方法的选择相应控制年度和行业效应。如果 β_1 显著为正, β_2 显著为负,则假设 H_1 得到验证,说明资本结构与非流动性呈倒 U 型关系。

(2)为检验不同产权性质公司的区别,验证假设 H_2 ,构建如下多项式回归方程:

$$ILLiq = \alpha + \beta_1 Lev + \beta_2 Lev \times Soe + \beta_3 Lev^2 + \beta_4 Lev^2 \times Soe + \beta_5 Soe + \beta_6 Controls + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)$$

如果 β_2 显著为负, β_4 显著为正,则假设 H_2 得

到验证。并且 β_1 显著为正, β_3 显著为负,即不改变假设 H_1 的结论,如果假设 H_1 成立的话。说明国有企业资本结构对非流动性指标的影响较弱,倒 U 型开口更大。回归方程(1)和回归方程(2)根据回归方法的不同,相应地选择控制变量年度效应($Year$)和行业效应($Industry$)。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计与分组检验

如表 2 所示,我国上市公司 1998—2013 年期间:(1)股票非流动性指标的均值和标准差分别为 0.221 和 0.267,样本期间经历牛市和熊市的交替,我国上市公司之间股票流动性存在一定的差距。(2)账面杠杆均值为 0.445,相比于西方发达资本市场的上市公司来说较高,反映了我国上市公司普遍存在

表2 变量描述性统计

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>ILLiq</i>	0.221	0.267	0.110	0.007	1.373
<i>TDB</i>	0.455	0.193	0.464	0.053	0.857
<i>TDM</i>	0.270	0.186	0.229	0.015	0.765
<i>LDB</i>	0.068	0.094	0.026	0	0.438
<i>LDM</i>	0.065	0.106	0.016	0	0.515
<i>CDB</i>	0.378	0.175	0.373	0.041	0.799
<i>CDM</i>	0.221	0.154	0.186	0.012	0.652
<i>TDB</i> ²	0.244	0.176	0.215	0.003	0.735
<i>TDM</i> ²	0.108	0.132	0.053	0	0.585
<i>LDB</i> ²	0.014	0.031	0.001	0	0.192
<i>LDM</i> ²	0.015	0.043	0	0	0.265
<i>CDB</i> ²	0.174	0.142	0.139	0.002	0.638
<i>CDM</i> ²	0.072	0.092	0.034	0	0.425
<i>Price</i>	12.27	7.693	10.28	2.752	45.19
<i>Vre</i>	44.41	12.49	42.10	22.80	80.09
<i>Avola</i>	83.42	73.40	60.79	8.010	408.0
<i>Volume</i>	20.25	1.168	20.25	17.76	22.86
<i>Profit</i>	5.96	6.108	5.655	-16.63	24.72
<i>Mysize</i>	14.89	0.905	14.79	13.12	17.64
<i>Tang</i>	0.436	0.175	0.431	0.060	0.834
<i>Zscore</i>	5.368	6.552	3.301	0.222	42.61
<i>Soe</i>	0.526	0.499	1	0	1

资料来源:本文计算整理

表3 不同类型公司之间非流动性对比

变量	是否同方差假定	账面值高杠杆(<i>TDB</i>)			账面值低杠杆(<i>TDB</i>)			差异检验	
		均值	中位数	观测值	均值	中位数	观测值	T值	Z值
非流动性	是	0.223	0.100	8934	0.214	0.119	8409	-3.055***	5.021***
	否	0.223	0.100	8934	0.214	0.119	8409	-3.067***	
	是否同方差假定	市值高杠杆(<i>TDM</i>)			市值低杠杆(<i>TDM</i>)			差异检验	
		均值	中位数	观测值	均值	中位数	观测值	T值	Z值
	是	0.227	0.109	13985	0.193	0.115	3358	-6.665***	0.424
	否	0.227	0.109	13985	0.193	0.115	3358	-7.653***	
	是否同方差假定	国有			非国有			差异检验	
		均值	中位数	观测值	均值	中位数	观测值	T值	Z值
	是	0.221	0.111	9122	0.221	0.110	8221	0.129	2.527
	否	0.221	0.111	9122	0.221	0.110	8221	0.123	

注:均值差异检验使用单侧检验 T 统计量,中位数差异检验使用 Wilcoxon 符号秩检验;***、**和* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著水平

资料来源:本文计算整理

2. 资本结构与股票流动性

表4是假设 H_1 的检验结果。首先,运用普通最小二乘法,同时控制年度和行业效应,对回归方程(1)进行回归。列1中 *TDB* 回归系数为正

高杠杆经营的现象,负债融资在公司中占比较高。相比于账面值杠杆,市值杠杆均值却不高,只有0.27,与西方发达资本市场相当。(3)不同公司之间的股票价格、收益波动和资产波动差别都比较大。

本文进一步分别按账面杠杆和市值杠杆将样本分为两组,大于等于均值0.445的为账面高杠杆组,小于均值0.445的为账面低杠杆组。同理,市值杠杆按0.27划分。如表3所示,首先,对两组之间的非流动性进行T值检验和Z值检验。由T值检验可知,不论是*TDB*或是*TDM*,高杠杆和低杠杆公司之间非流动性是存在显著差异的,并且*TDB*的中位数检验(Z值)也是显著的,初步表明,高杠杆公司的非流动性更高,即高杠杆公司的流动性更低。再者,T检验依赖于同方差假定,在消除同方差假定的情况下,T检验结果亦是显著的。最后,将样本分为国有企业和非国有企业,未控制其他变量的情况下,两组之间流动性不存在差异,产权性质的区别将在下文进一步研究中阐述。综上,资本结构与非流动性指标总体上呈正相关关系,即财务杠杆越高,流动性越差。当财务杠杆超过一定程度后,这种现象是否发生变化?下文将进一步分析。

(0.234), *TDB*² 回归系数为负(-0.179),且都在1%的置信水平下显著。同理,列2也呈现相同的结果。即*TDB*和*TDM*项的系数都为正,且*TDB*²和*TDM*²项系数都为负,说明资本结构与非流动性指

标呈倒 U 型关系,负债比例越高,股票流动性水平越低,并且达到一定程度之后,发生效应反转现象。本文进一步计算出转折点,当上市公司统计意义上账面值杠杆超过 65.4% (市值杠杆超过 77.5%) 的时候,杠杆效应出现转折现象。

为了解决可能存在的遗漏变量问题,以及提供更多个体动态行为的信息,本文采用非平衡面板数据进行回归分析,F 统计量检验拒绝了混合效应假设,Hausman 检验拒绝随机效应假设,故采用固定效应模型对回归方程(1)进行回归分析。同时,考虑时间效应采用双向固定效应,列 3 中 TDB 回归系数为正(0.132), TDB^2 回归系数为负(-0.161),且都在 1% 的置信水平下显著。同理,列 4 中呈现相同的结果,只有 TDM^2 回归系数不显著。计算列 3 的转折点,为 0.41,列 4 中 TDM^2 回归系数虽为负值但不显著,因此,不计算列 4 的转折点。

综上所述,实证结果支持假设 H_1 ,即资本结构与非流动性指标呈倒 U 型关系。根据实证结果,本文认为,负债水平越高,可以带来税盾效应,同时伴随着流动性不足,带来流动性成本。高质量公司负债水平进一步提高,向市场传递出的信息,由于模仿成本昂贵,这种信息不被其他公司所模仿,支持 Ross(1977)的资本结构信号传递理论。市场投资者更愿意持有和交易这类公司的股票,流动性此时表现得更好。

表 4 资本结构与非流动性指标的倒 U 型关系

自变量	因变量:非流动性(ILLiq)			
	OLS		Two-way FE(within)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
转折点	0.654	0.775	0.410	
TDB	0.234***		0.132***	
	(0.000)		(0.005)	
TDB^2	-0.179***		-0.161***	
	(0.000)		(0.000)	
TDM		0.183***		0.092**
		(0.000)		(0.016)
TDM^2		-0.118***		-0.022
		(0.002)		(0.611)
Price	-0.009***	-0.009***	-0.008***	-0.008***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Vre	0.004***	0.004***	0.005***	0.005***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

自变量	因变量:非流动性(ILLiq)			
	OLS		Two-way FE(within)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Avola	0.000	0.000***	-0.000***	-0.000***
	(0.508)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Volume	-0.167***	-0.168***	-0.188***	-0.187***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Profit	-0.003***	-0.003***	-0.004***	-0.003***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Msize	0.011***	0.011***	0.017***	0.019***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Tang	0.000	-0.003	0.005	-0.005
	(0.984)	(0.695)	(0.601)	(0.621)
Zscore	0.001***	-0.000	0.001**	0.001**
	(0.005)	(0.313)	(0.021)	(0.022)
截距	3.357***	3.407***	3.613***	3.585***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
行业效应	控制	控制		
年度效应	控制	控制		
R^2	0.729	0.730	0.713	0.714
观测值	17343	17343	17343	17343

注:估计结果均进行四舍五入保留三位小数;***、**和*分别代表 1%、5% 和 10% 的显著水平;括号内数值表示对应系数 T 统计量的 P 值;OLS 回归下为调整 Adj R^2 , FE 回归下为 Within R^2

资料来源:本文计算整理

3. 基于产权性质的分析

为了考察不同产权性质公司的资本结构与非流动性指标呈倒 U 型关系中的差异,检验回归方程(2)的结果如表 5 所示。虚拟变量 Soe 在固定效应模型下由于共线性导致遗漏现象,同时,拉格朗日乘数检验拒绝使用随机效应模型,故本文运用 OLS 回归检验回归方程(2)。从表 5 中列 1 TDB 项系数为正,交乘项 TDB_Soe 系数为负,并且平方项 TDB^2 为负,交乘项 TDB^2_Soe 系数为正,都在 1% 置信水平下显著,说明 Soe “弱化”了资本结构与非流动性指标之间倒 U 型的关系,即国有企业资本结构对非流动性指标的影响更弱,倒 U 型关系开口更大,较趋于直线型。假设 H_2 得到验证。

更进一步地,根据上文的分析,表 4 中采用 OLS 回归计算出的账面值和市值转折点分别为 0.654 和 0.775。而从表 2 描述性统计分析中可知,市值杠杆的实际最大值为 0.765,小于理论预测的市值转折点 0.775,故下一步分析不做考虑。其次,FE 回归

下计算市值转折点时(表4中列4), TDM^2 项系数不显著, 下一步分析也不予考虑。本文将样本分为转折点前与转折点后, 当 TDB 小于 0.654 为转折点前(列3), 大于 0.654 为转折点后(列4)。研究发现, 转折点前, 相比于非国有企业, 国有企业资本结构对非流动性指标的影响更弱, 而转折点后则不显著。同时, 固定效应下变量 Soe 会出现遗漏现象, 拉格朗日乘数检验表示, 随机效应优于混合效应, 故采用随机效应模型 GLS 方法回归, 当财务杠杆小于 0.41 时为转折点前(列5), 大于 0.41 为转折点后(列6), 实证结果与 OLS 回归结果一致。上述研究结果表明, 我国存在因产权性质不同而存在融资歧视现象。转折点前, 国有企业更容易从银行获得负债融资, 导致资本结构对流动性的影响更弱; 转折

点后, 市场并不认为国有企业随着财务杠杆的进一步提高, 向市场传递出利好的信息。实证结果支持由假设 H_2 基础上所提出的预期。

综上分析, 假设 H_2 和预期均得到了验证, 从另一个侧面与沈红波等(2011)、刘津宇等(2014)研究结论相一致。说明了我国因产权性质不同而存在融资歧视现象, 国有企业更容易获得银行贷款进行负债融资, 那么, 资本结构的信息含量便模糊不清, 市场投资者并不认为国有企业负债水平的提高, 信息不对称程度会加深。并且转折点之后, 负债水平进一步提升, 市场投资者并不认为国有企业资本结构所传递出的信息具有参考价值。

表5 基于产权性质的分析

因变量: 非流动性(ILLiq)						
自变量	OLS		OLS		RE(GLS)	
	全样本		转折点前	转折点后	转折点前	转折点后
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TDB	0.321***		0.134***	-0.026	0.149***	-0.021
	(0.000)		(0.000)	(0.732)	(0.000)	(0.356)
TDB_Soe	-0.171***		-0.077***	0.090	-0.085**	0.015
	(0.000)		(0.000)	(0.321)	(0.011)	(0.588)
TDB^2	-0.254***					
	(0.000)					
TDB^2_Soe	0.149***					
	(0.005)					
TDM		0.302***				
		(0.000)				
TDM_Soe		-0.210***				
		(0.000)				
TDM^2		-0.250***				
		(0.000)				
TDM^2_Soe		0.236***				
		(0.000)				
Soe	0.042***	0.030***	0.031***	-0.065	0.032***	-0.014
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.330)	(0.002)	(0.372)
$Price$	-0.009***	-0.009***	-0.009***	-0.010***	-0.008***	-0.009***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Vre	0.004***	0.004***	0.004***	0.004***	0.004***	0.004***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

因变量:非流动性(<i>ILLiq</i>)						
自变量	OLS		OLS		RE(GLS)	
	全样本		转折前	转折后	转折前	转折后
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Avola</i>	0.000	0.000***	0.000	0.000	-0.000	0.000
	(0.895)	(0.000)	(0.508)	(0.792)	(0.565)	(0.918)
<i>Volume</i>	-0.167***	-0.169***	-0.168***	-0.170***	-0.158***	-0.176***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<i>Profit</i>	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.003***	-0.003***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<i>Mvsize</i>	0.011***	0.011***	0.008***	0.024***	0.006	0.018***
	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.132)	(0.000)
<i>Tang</i>	-0.001	-0.004	0.004	-0.021	0.022**	-0.015
	(0.915)	(0.576)	(0.648)	(0.211)	(0.045)	(0.124)
<i>Zscore</i>	0.001***	-0.000	0.001**	-0.005	0.001*	-0.004**
	(0.001)	(0.893)	(0.039)	(0.186)	(0.063)	(0.043)
截距	3.342***	3.395***	3.405***	3.351***	3.230***	3.527***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.729	0.730	0.728	0.739	0.687	0.711
观测值	17343	17343	14470	2873	6988	10355

注:估计结果均进行四舍五入保留三位小数;***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著水平,括号内数值表示对应系数T统计量的P值。OLS回归下为调整Adj *R*²,RE回归下为Within *R*²

资料来源:本文计算整理

最后,将样本分为国有与非国有两个子样本。回归结果如表6所示。从列1和列2可知,统计意义上,非国有企业子样本所描绘的资本结构与非流动性指标呈倒U型关系更加显著;经济意义上,国有企业*TDB*²系数绝对值小于非国有企业。*TDB*²项系数绝对值越小,说明二次函数图像开口越大。同理,市值杠杆下也得到同样结论(列3和列4)。

进一步地经F统计量检验和Hausman检验后,采用双向固定效应模型,回归结果如表6中列5至列8所示,所得结论保持不变。综上所述,全样本下资本结构与非流动性指标呈倒U型关系,非国有企业子样本的倒U型关系更加明显。研究结论进一步验证了假设H₂和预期结论。

表6

国有与非国有企业的对比分析

因变量:非流动性(<i>ILLiq</i>)								
自变量	OLS				Two-way FE(within)			
	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>TDB</i>	0.105**	0.289***			-0.031	0.302***		
	(0.044)	(0.000)			(0.622)	(0.000)		

因变量:非流动性(*ILLiq*)

自变量	OLS				Two-way FE(within)			
	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>TDB</i> ²	-0.095*	-0.224***			-0.019	-0.322***		
	(0.057)	(0.000)			(0.749)	(0.000)		
<i>TDM</i>			0.023	0.272***			-0.044	0.221***
			(0.596)	(0.000)			(0.385)	(0.000)
<i>TDM</i> ²			0.037	-0.239***			0.127**	-0.190***
			(0.460)	(0.000)			(0.024)	(0.007)
截距	3.489***	3.314***	3.525***	3.356***	3.693***	3.504***	3.644***	3.519***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制				
年度效应	控制	控制	控制	控制				
<i>R</i> ²	0.719	0.754	0.719	0.754	0.705	0.732	0.706	0.732
观测值	9122	8221	9122	8221	9122	8221	9122	8221

注:限于篇幅,省略控制变量详细结果备索

资料来源:本文计算整理

五、基于长期负债和流动负债的进一步分析

表2描述性统计中*LDB*和*LDM*的均值分别为0.068和0.065,而*CDB*和*CDM*的均值则为0.378和0.221,反映了我国上市公司负债结构中,流动负债占主导地位。本文采用长期负债率和短期负债率,检验哪种负债形式影响了与非流动性之间的关系。首先,为了检验资本结构与非流动性指标之间倒U型关系,F统计量检验拒绝了混合效应假设,Hausman检验拒绝随机效应假设,同时,考虑到时间效应,采用双向固定效应模型,分别将*LDB*和*LDM*、*CDB*和*CDM*代入回归方程(1)中。结果显示,长期负债率与非流动性指标之间不存在显著的倒U型关系;流动负债率与非流动性指标存在显著的倒U型关系。再者,进一步验证产权性质的影响,研究发现,不同产权性质的公司,长期负债率和流动负债率对非流动性指标的影响相同,没有明显的差异。综上所述,由于流动负债在总负债中占主要部分,是影响资本结构与非流动性指标之间倒U型关系的主要因素。同时,在不同产权性质的公司之间,长期负债率和流动负债率对非流动性指标的影响没有差异。

六、稳健性与内生性检验

为了检验上述主要结论的稳健性以及可能存在的内生性问题,本文进行如下检验:

第一,更换流动性指标。Amihud(2002)指标考虑了交易额,但没有考虑公司股本的影响。借鉴Nicodano等(2007)的指标,基于收益率和交易额对Amihud(2002)指标进行修正,如下所示:

$$ILLIQADJ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{|R_{i,t,d}|}{TURNOVER_{i,t,d}}$$

式中,*TURNOVER*_{*i,t,d*}为第*i*只股票在第*t*年第*d*天的换手率。该指标的换手率等于交易额与流通股本市值的比率。依次对回归方程(1)和回归方程(2)重新进行检验,研究结论保持不变。

第二,构建一个子样本。Lemmon等(2008)发现,美国市场上存在NASDAQ效应,即Amihud(2002)指标会被夸大。创业板在上市门槛、监管制度等方面和主板有较大区别,中国创业板也可能存在类似效应。因此,剔除来自创业板上市公司的数据,剩下16573个观测值。检验结果符合预期,研究

结论保持不变。

第三,本文使用了非平衡面板数据模型,可能会存在截面上的异方差和时间序列上的自相关问题,借鉴 Petersen(2009)的思路,在控制行业效应和年度效应变量后,按公司和年度两个维度对估计系数的标准误进行群调整;固定效应模型中按公司进行群调整。回归的结果依然很稳健。

第四,将所有涉及到财务数据变量(*TDB*、*TDM*、*Avola*、*Profit*、*Tang*、*Zscore*),按照年份顺序滞后一期,涉及 14484 个观测值。一方面,由于财务数据年报在下一年第一个季度才出;另一方面,可缓解内生性问题。检验回归方程(1),账面值杠杆下显著,符合预期,但市值杠杆下则不显著;检验回归方程(2),则都符合预期。综上,检验结果基本与本文结论一致。

第五,本文研究了资本结构对流动性的影响,但同时也有可能是因为流动性水平低,公司权益融资成本会更高,公司则更倾向于债务融资,即杠杆效应转折前可能存在反向因果的内生性问题。为得到更稳健的结果,本文使用工具变量采用二阶段最小二乘法和固定效应工具变量法进行内生性检验。本文使用两个工具变量:①2007年8月,《公司债券发行试点办法》颁布,2008—2013年,公司债券的发行呈较为稳步的增长态势。本文认为,法律颁布、债券发行对公司资本结构产生较大影响,而对股票市场的流动性影响不大,因此,构建 *lawafter* 虚拟变量,2008年以前 *lawafter* 赋值为 0,2008年以后 *lawafter* 赋值为 1。②以滞后项为工具变量。具体来讲,在检验回归方程(1)时主要看 TDB^2 的系数,因此,使用 *lawafter* 和 TDB^2 滞后一期作为 TDB^2 的工具变量。在检验回归方程(2)时主要看交乘项 TDB^2_Soe ,分别使用 *lawafter* 和 TDB^2 滞后一期与 *Soe* 的交乘项作为 TDB^2_Soe 的工具变量。2SLS 回归的第一阶段回归结果表明,两个工具变量均显著影响资本结构,第二阶段回归结果基本与本文研究结论一致(限于篇幅,略去检验结果备索)。

七、结论与启示

1. 研究结论

近年来,公司财务与市场微观结构理论交叉研究日趋流行。本文以一个新颖的视角,在近期国内 A 股市场流动性匮乏的背景下,探讨了公司资本结构是否影响股票流动性。研究结论表明,资本结构

与股票非流动性指标呈倒 U 型关系。由于存在银行贷款的融资歧视,相比于非国有企业,国有企业资本结构对股票非流动性指标的影响较弱,呈现较弱的倒 U 型关系;流动负债在公司负债结构中占比很高,在资本结构与股票非流动性倒 U 型关系中起主导作用。本文还采用更换流动性指标、构建子样本、二维标准误群调整和财务数据滞后一期等方法进行稳健性检验,并采用工具变量法进行内生性检验,研究结果仍然稳健。综合研究结论,本文认为,一方面,公司在资本结构决策中需一定程度上限制负债融资,虽然负债融资可以带来诸如税负减免等好处,但是,同时负债的提高,流动性降低也带来了流动性成本的提高。因此资本结构决策在考虑负债融资所带来利益的同时,也需要考虑流动性成本;另一方面,当公司有内部好消息或对未来经营看好,那么可提高负债融资比例,当超过一定比例之后,流动性将得到改善。本文的贡献在于:(1)率先探讨了中国上市公司资本结构对股票流动性影响,为市场投资者认识上市公司资本结构提供了新的视角;(2)进一步拓展了 Lesmond 等(2008)的研究,实证分析了资本结构与非流动性倒 U 型关系;(3)加强了对我国公司产权性质以及负债结构特征的了解。

2. 启示

本文的研究具有重要的理论意义和现实意义。首先,目前国内外鲜有文献从实证上探讨公司财务政策对股票流动性的影响,本文研究是一个初步的尝试。后续的研究还可以进一步尝试拓展到探讨公司股利政策、证券发行、并购重组和管理层非理性决策等方面对股票流动性的影响,甚至延伸到市场微观结构的其他领域。其次,资本结构信号理论建立在信息不对称前提上,当有好的内部消息时,公司会有很强的意愿将消息传递给市场投资者,从而可以提升公司股价与公司价值。然而,信号理论的实证研究却表明,对实际行为的预测能力较差,而本文研究结论表明,信号理论在某个范围或是某个特殊时期或样本中仍具有很好的预测意义和理论价值。最后,本文的结论对于证券监管部门和公司管理层也具有重要的启示。在面临流动性匮乏时,证券监管部门可以政策支持上市公司适时披露更多的信息,缓解信息不对称,提高股票流动性。同时,公司管理层在面临系统性风险、股市波动等情况下,可以适当通过资本结构的调整,影响股票流动性。

参考文献:

- [1] Agarwal P, O'Hara M. Information Risk and Capital Structure[R]. SSRN Working Paper, 2007.
- [2] Amihud Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5, (1): 31 - 56.
- [3] Amihud Y, Mendelson H. Liquidity, Volatility and Exchange Automation[J]. Journal of Accounting, Auditing and Finance, 1988, 3, (4): 369 - 395.
- [4] Amihud Y, Mendelson H. Liquidity, the Value of the Firm, and Corporate Finance[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 2012, 24, (1): 17 - 32.
- [5] Andres C, Cumming D, Karabiber T, et al. Do Markets Anticipate Capital Structure Decisions? — Feedback Effects in Equity Liquidity[J]. Journal of Corporate Finance, 2014, (27): 133 - 156.
- [6] Balakrishnan K, Billings M B, Kelly B, et al. Shaping Liquidity: On the Causal Effects of Voluntary Disclosure[J]. The Journal of Finance, 2014, 69, (5): 2237 - 2278.
- [7] Chung K H, Elder J, Kim J-C. Corporate Governance and Liquidity[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2010, 45, (2): 265 - 291.
- [8] DeMarzo P, Duffie D. A Liquidity-based Model of Security Design[J]. Econometrica, 1999, 67, (1): 65 - 99.
- [9] Fama E F, French K R. Testing Trade-off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt[J]. Review of Financial Studies, 2002, 15, (1): 1 - 33.
- [10] Fulghieri P, Lukin D. Information Production, Dilution Costs, and Optimal Security Design[J]. Journal of Financial Economics, 2001, 61, (1): 3 - 42.
- [11] Goyenko R Y, Holden C W, Trzcinka C A. Do Liquidity Measures Measure Liquidity? [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 92, (2): 153 - 181.
- [12] Karolyi G A. The Role of American Depositary Receipts in the Development of Emerging Equity Markets[J]. Review of Economics and Statistics, 2004, 86, (3): 670 - 690.
- [13] Kyle A S. Continuous Auctions and Insider Trading[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1985, 53, (6): 1315 - 35.
- [14] Lemmon M L, Roberts M R, Zender J F. Back to the Beginning: Persistence and the Cross-section of Corporate Capital Structure[J]. The Journal of Finance, 2008, 63, (4): 1575 - 1608.
- [15] Lesmond D A, O'Connor P F, Senbet L W. Capital Structure and Equity Liquidity[R]. SSRN Working Paper, 2008.
- [16] Levine R, Schmukler S L. Migration, Spillovers, and Trade Diversion: The Impact of Internationalization on Domestic Stock Market Activity[J]. Journal of Banking & Finance, 2007, 31, (6): 1595 - 1612.
- [17] Modigliani F, Miller M H. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment[J]. The American Economic Review, 1958, 48, (3): 261 - 297.
- [18] Nicodano G, Bortolotti B, Jong F D, et al. Privatization and Stock Market Liquidity[J]. Journal of Banking & Finance, 2007, 31, (2): 297 - 316.
- [19] Petersen M A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22, (1): 435 - 480.
- [20] Rajan R G, Zingales L. What do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data[J]. The Journal of Finance, 1995, 50, (5): 1421 - 1460.
- [21] Ross S A. The Determination of Financial Structure: the Incentive - signalling Approach[J]. The Bell Journal of Economics, 1977, 20, (1): 69 - 78.
- [22] 苟琴, 黄益平, 刘晓光. 银行信贷配置真的存在所有制歧视吗? [J]. 北京: 管理世界, 2014, (1).
- [23] 刘津宇, 王正位, 朱武祥. 产权性质, 市场化改革与融资歧视[J]. 天津: 南开管理评论, 2014, (5).
- [24] 屈文洲, 吴世农. 中国股票市场微观结构的特征分析——买卖报价价差模式及影响因素的实证研究[J]. 北京: 经济研究, 2002, (1).
- [25] 屈文洲, 谢雅璐, 高居先. 信息不对称、流动性与股权结构——基于深圳证券市场的实证研究[J]. 天津: 南开管理评论, 2011, (1).
- [26] 沈红波, 廖冠民, 曹军. 金融发展, 产权性质与上市公司担保融资[J]. 北京: 中国工业经济, 2011, (6).
- [27] 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]. 北京: 经济学(季刊), 2014, (1).

Capital Structure, Ownership Nature of Ultimate Controller and Stock Liquidity

LI Chang-qing¹, LIU Yu-zhong¹, LI Mao-liang²

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China;

2. Institute for Financial & Accounting Studies, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China)

Abstract: In recent years, the research between corporate finance and market microstructure theory is becoming more and more popular. Stock liquidity is a core research issue of market microstructure. There are many papers about the impact of stock liquidity on company's financial policy have been issued. By contrast, the papers about the impact of company's financial policy on stock liquidity is still very scarce. Meanwhile, capital structure is one of the most classical research topics in the financial field over the half a century. The aim of this paper is to combine institutional background in China and investigates the impact of capital structure which is the importance of corporate finance on the liquidity which is the importance of market microstructure research from the perspective of corporate financial policy. We try to understand the role of corporate capital structure on stock liquidity and in order to fill the blank of the current study.

Different from current mainstream capital structure research and under the background of liquidity shortage among the A-share market in China, this paper investigates the relationship between capital structure and stock liquidity from a original perspective. We find that the relationship between capital structure and illiquidity present a U-shaped curve. Due to financing discrimination because of different property, compared to the non-state enterprises, capital structure of state-owned enterprises(SOEs) have a weaker influences on illiquidity. Furthermore, compared to the long-term liabilities, current liabilities has played a major role in the inverted u-shaped relationship. In addition, not because of the different nature of property rights, there are the same between long-term liabilities and current liabilities. In the end, We replace the liquidity indicator, build a subsample, adjust the standard error of estimated coefficients from two dimensional, lag the financial data for one year to test the robustness of research conclusion from this paper. At the same time, We check the endogenous problem by instrumental variable method, the results is still robust.

The contribution of the paper is three respects as follow: (1) we first discusses the impact of capital structure of Chinese listed companies on stock liquidity, and provides a new perspective for the market investor to know the listed company capital structure; (2) we further expand the research of Lesmond et al. (2008) and empirical analysis the inverted U-shaped relationship between the capital structure and stock illiquidity; (3) our research strengthen the comprehension among characteristics of Chinese corporation property rights and debt structure. we argue that management should weigh tax benefits they derive from heavier debt loads against the costs associated with having less liquid stock. Meanwhile, when management really have good news, they can further improve the level of debt in order to improve the stock liquidity.

In general this paper makes up for the blank in the academic circles of China and enrich the literature about the research on company's financial and market microstructure. On the theoretical level, this paper help to understand the company's financial and market microstructure studies and help to deepen understanding the factors which influencing the liquidity. On the practical level, this paper help to understand the importance of liquidity and help the company to take appropriate capital structure adjustment in order to improve the company's stock liquidity. This paper also provides theoretical support when the company's management in the face of systemic risk, stock market fluctuation and so on.

Key Words: capital structure; stock liquidity; ownership nature of ultimate controller; information asymmetry; financing discrimination

(责任编辑:鲁言)