

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

顾乃康, 陈 辉

(中山大学 管理学院, 广东 广州 510275)

摘 要:文章使用 2000—2008 年间沪深两市中仅发行了 A 股的上市公司的高频交易数据,采用有效价差和报价价差来衡量公司股票流动性,考察了股票流动性对资本结构的影响,并进一步考察了是否满足权益再融资条件以及股权分置改革对两者之间关系的影响。研究表明,股票流动性(即买卖价差)和资本结构呈显著负相关性(正相关性)。满足再融资条件的公司财务杠杆对流动性的敏感性显著更强。完成股权分置改革公司的财务杠杆对流动性的敏感性更强,但这种关系不是很稳健。

关键词:资本结构;股票流动性;买卖价差;再融资资格;股权分置改革

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)08-0037-12

一、引 言

资本结构一直是公司财务理论与实证研究的中心议题,并逐步形成了以权衡理论、融资优序理论与市场时机理论为主流的资本结构理论体系。然而,纵观这三大理论,很少有研究从市场微观结构角度对企业的资本结构作出考察。事实上,股票的流动性会通过影响投资者的必要报酬率(Amihud 和 Mendelson, 1986)即企业权益资本成本而影响企业的资本结构决策。长期以来,市场微观结构与资本结构的研究一直处于平行发展的状态。市场微观结构理论作为一个独立的学科,主要从价格形成、市场结构和设计、市场透明度等方面得以发展(Madhavan, 2000)。虽然 O'Hara(1999)曾提议应从市场微观结构的角度来关注公司财务的问题,但到目前为止从市场微观结构的角度探讨公司财务问题,尤其是资本结构问题的研究成果还相当少(Lipson, 2003; Lipson 和 Mortal, 2007)。对股票流动性与资本结构关系的研究不仅有助于

收稿日期:2009-05-06

基金项目:国家自然科学基金资助项目(70772079);教育部人文社会科学规划基金资助项目(07JA630023);广东省软科学资助项目(0711520600036)

作者简介:顾乃康(1965—),男,江苏无锡人,中山大学管理学院教授,博士生导师;

陈 辉(1983—),男,湖北监利人,中山大学管理学院博士研究生。

丰富资本结构尤其是静态权衡理论的研究,而且还有助于推进市场微观结构理论与公司财务理论的融合。

在我国特定的制度背景下,研究股票流动性与资本结构之间关系具有特殊的意义。首先,由于我国股票市场是一个典型的指令驱动型市场,不存在所谓的做市商,所以企业不可能通过吸引更多做市商的方式而只能通过提高信息披露质量、吸引更多的财务分析师跟踪和增强投资者基数等手段来提高股票的流动性。可见,考察我国股票流动性对资本结构的影响就与西方国家报价驱动型市场下的情形有着不同的含义。其次,由于我国的股票市场发展的时间较短,再加上监管不力,所以企业通过股票市场“圈钱”的现象时有发生,企业在融资过程中可能更多考虑的是如何才能顺利地实现上市、增发或者配股,而较少考虑市场因素的影响,因此,企业在资本结构决策中是否关注股票流动性差异所引致的权益资本成本差异及其对资本结构的影响,是一个值得探讨的问题。再次,在我国对上市公司的权益再融资实施管制的背景下,当面临外部融资需求时,对于不满足再融资条件的企业来说,仅能选择债务融资,而对于满足再融资条件的企业来说,既可诉诸权益融资,也可诉诸债务融资。通过对这两类企业进行分离,我们有机会考察再融资管制是否会影响资本结构对股票流动性的反应,从而从另一个侧面检验资本结构的流动性理论。最后,自 2005 年开始实施的股权分置改革使得非流通股股东在解禁后可以获得与流通股股东相同的股票流通权,资本利得收益也不再是流通股股东所拥有的特权。在这种情形下,企业及其管理者可能会更加关注股票流动性与公司价值的关系,并进而更关注流动性对资本结构的影响。

本文将在静态权衡理论的框架下,基于股票流动性差异引起的权益资本成本的差异探讨其对我国上市公司资本结构的影响。本文具有以下研究特点:(1)较早地从股票流动性的角度考察了我国企业的资本结构决策。(2)使用高频数据构造有效价差和报价价差来衡量股票流动性,以便更好地反映投资者在交易过程中面临的真实交易成本。与国内股票流动性研究中常用的换手率指标相比,本文使用的由日内高频交易数据获得的有效价差和报价价差能更好地反映真实的交易成本。(3)基于我国权益再融资管制的背景,考察了满足再融资资格公司和不满足再融资资格公司其股票流动性对资本结构影响的差异,并使用模拟的方法检验了这一差异的显著性,从而从另一个视角为本研究结果提供支持。(4)对股权分置改革前后股票流动性对资本结构的影响进行了比较分析。

二、文献回顾与假设提出

近年来,从股票流动性的角度研究资本结构问题的重要成果主要有两项:一是 Frieder 和 Martell(2006)考察的流动性和资本结构之间的因果关系。其

研究表明,随着股票流动性的降低,企业的财务杠杆将上升,而随着杠杆的上升,股票的买卖价差下降了。二是 Lipson 和 Mortal(2007)考察的资本结构决策与流动性之间的关系。他们发现,股票流动性高的公司将导致更低的杠杆,且在进行外部再融资时更多地使用权益融资而不是债务融资。尽管我国学者已对资本结构进行了大量的研究(例如,陆正飞和辛宇,1998;顾乃康、张超和孙进军,2007 等),但鲜有从市场微观结构对资本结构的影响因素作出考察,更没有从股票流动性角度对资本结构的影响作出探讨的。在作者的文献搜索范围内,仅有李小平、岳亮和万迪昉(2007)通过股票换手率对资本结构进行研究,但其使用股票换手率反映的是市场时机而不是股票的流动性,也即该研究使用换手率来反映股票价格的错误估价,而不是考虑股票流动性溢价对权益资本成本的影响,且其研究使用的仅是年度换手率数据。

股票流动性对资本结构的影响主要体现在对权益资本成本的影响上,而权益资本成本又分为变动成本和固定成本。股票流动性对权益资本成本的影响首先体现在权益融资的变动成本上,也即权益凭证(股票)发行之后投资者在交易过程中面临的交易成本上。持有流动性较差股票的投资者在未来交易时面临更高的预期交易成本,因而需要一定的补偿,即需要更高的必要报酬率(Amihud 和 Mendelson, 1986)。当权益市场出清时,投资者所需要的必要报酬率就等于企业的权益资本成本。不仅如此,即使构造了有效的投资组合也无法降低流动性风险,因为投资者的每一笔交易都需要支付这种交易成本(Amihud 和 Mendelson, 1988)。许多学者在不同的资产定价实证框架下进行的检验均发现流动性指标和报酬率之间存在相关关系(如 Amihud 和 Mendelson, 1989; Brennan 和 Subrahmanyam, 1996 等)。与权益相比,由于债务(这里主要是指债券)的流动性要高于权益,所以更多地采用债务融资能够在未来节省一部分因流动性差异所产生的交易成本。当我们将这一由债务的流动性特征所带来的交易成本节省额与债务的其他成本和收益结合起来考虑时,仍存在一个最优的资本结构(Lipson 和 Mortal, 2007)。即使在不能发行债券的环境下,权益流动性的横截面差异也会导致不同企业在使用权益时面临的资本成本差异,并最终导致不同企业的资本结构差异。因此,从权衡理论的角度看,股票的流动性越低,权益资本成本越高,相对而言债务融资变得更具吸引力,由此可能导致企业的财务杠杆越高。

其次,股票的流动性对权益资本成本的影响还体现在权益融资的固定成本上,也即权益凭证(股票)在增发或配股过程中面临的发行费用上。当进行增发或配股时,在持有股票净头寸的情况下,承销商面临着因逆向选择而带来的存货风险。与此同时,承销商在搜寻潜在投资者的过程中将会面临搜寻成本,且在与潜在投资者进行交易时还会面临交易费用。然而,增发或配股公司当前股票流动性的提高不仅意味着信息不对称程度的降低,而且也意味着搜

寻成本和交易成本的降低(Butler 等,2005)。所以,承销商在为股票流动性较高的公司进行增发和配股时面临的风险和成本较低,从而收取的费用也会较低。因此,股票的流动性越大,则企业权益再融资的固定成本就越小,企业就会越倾向于使用权益实现再融资,从而导致财务杠杆越低。综合上述的分析,我们提出了本文的第一个假设。

假设 1:公司的股票流动性越高,公司的财务杠杆水平越低。

为了满足上市公司的融资需要,且保证有限的资金能流向效益好和有潜力的企业,处于资本市场发展初期的我国证券部门对增发和配股制定了一系列的限制条件,这就在事实上将上市公司划分为两类,即满足再融资条件和不能满足再融资条件。不同于国内已有的关于再融资条件是否有效的研究,本文将再融资条件视作我国特定的制度背景,并重点考察在满足或不满足再融资条件下,企业的资本结构决策是否受股票流动性的影响。与不满足再融资条件的企业相比,当满足再融资条件的企业面临较高的股票流动性时,其因具备增发或配股的条件而更有可能利用较低交易成本和发行费用的机会。也就是说,与不满足再融资条件的企业相比,满足再融资条件的企业其财务杠杆受股票流动性影响的程度会更大。基于这一分析,我们提出了本文的第二个假设。

假设 2:与不满足再融资条件的公司相比,满足再融资条件的公司其股票流动性对财务杠杆的负向作用更强。

在股权分置改革之前,非流通股股东的股份不具有流通权,不能享有和流通股股东相同的资本利得收益,大股东更多的是通过高额派现、在职消费和掏空等方式获得收益,而对于股票流动性的关注较少,同样对股票流动性与资本成本及资本结构之间关系的关注也相对较少。2005 年开始的股权分置改革使得非流通股股东在解禁期之后可以获得与流通股股东相同的流通权,大股东的收益不再仅仅局限于分红,资本利得也将成为其收益的一部分。在这种情况下,大股东及其代理人可能会更加关注股票流动性对资本成本及资本结构的影响,更加积极地对股票流动性做出反应。由此,股票流动性高的公司会倾向于使用权益融资,而流动性低的公司将倾向于使用债务融资,以提升公司的价值,实现资本利得收益。有鉴于此,我们提出了本文的第三个研究假设。

假设 3:与完成股权分置改革之前相比,完成股权分置改革之后的公司其股票流动性对财务杠杆的负向作用更强。

三、研究设计

(一)样本选择

本文以 2000—2008 年间深沪两市仅发行 A 股的上市公司为研究对象,并进行了如下的处理:(1)剔除了金融、保险业企业的数据;(2)剔除了 IPO 当年及以前年度的企业数据,原因是公司上市当年流动性的变异较大;(3)剔除

了极端企业数据,包括剔除了负债比率大于1或小于0的数据,剔除了公司成长性(MB)大于10或小于0的企业数据等;(4)在处理高频数据时,我们排除了集合竞价时期和收盘后的观测值,也排除了最优卖价小于最优买价的观测值。此外,本文对盈利性的数据进行了前后0.5%的Winsorize处理。本文最终获得的样本数为10 179个,其中2000—2008年各年的样本数分别为896、1 016、1 087、1 149、1 195、1 224、1 143、1 191和1 278个。^①其中,计算买卖价差的高频交易数据来自于色诺芬数据库,其他数据来自于WIND数据库。本文使用Stata 10进行了所有数据上的处理和检验。本文处理的2000—2007年间(高频数据滞后一期)的总交易笔数达到几千亿笔。

(二)变量描述

1. 被解释变量:资本结构(Lev)。本文使用市值杠杆(TDM)和账面杠杆(TDB)来衡量资本结构,且主要使用市值杠杆进行考察,而将账面杠杆用作稳健性检验。本文定义的市值杠杆为总负债与总资产的市场价值之比,而账面杠杆为总负债与总资产的账面价值之比。计算公司总资产市场价值的方法如下,即账面负债+流通股市值+非流通股股数×每股净资产。

2. 解释变量:股票流动性(Liq)。定义流动性的方法有很多,目前,在有关股票流动性问题的研究中,主要使用交易成本(主要指买卖价差)、交易数量、价格冲击和交易速度等,其中买卖价差是流动性的直接度量,其他三种度量方式均不够精确(Lipson 和 Mortal, 2007)。因此,本文将使用高频交易数据构造买卖价差来度量流动性,且买卖价差越大意味着股票流动性越小。为了能够可靠地测度年度平均的有效价差和报价价差,本文采用了多种测度方法,具体如下,AESP1和AQSP1分别给出的是年度内所有交易的简单平均有效价差和报价价差;AESP2和AQSP2分别给出了先日内平均后年度平均的有效价差和报价价差;AESP3和AESP4分别给出的是先使用日内交易量加权平均后再年度平均的有效价差和以实际成交价为分母的平均有效价差。其中,Ask为单笔交易所对应的最高买价,Bid为最低的卖价,Price为交易发生时的真实交易价格,Volume是单笔交易的交易量,T为单只股票在某天的交易次数,D为单只股票年度内交易的天数。从如下公式可以看出,本文所使用的有效价差和报价价差都是相对的。由前面的理论分析与假设1可知,买卖价差越大,股票的流动性越低,企业的财务杠杆也就越高,即买卖价差与财务杠杆呈正相关关系。

$$\begin{aligned} \text{AESP1} &= \frac{1}{DT} \sum_{d=1}^D \sum_{t=1}^T \left(2 \times \frac{|\text{Price} - (\text{Ask} + \text{Bid})/2|}{(\text{Ask} + \text{Bid})/2} \right) \\ \text{AQSP1} &= \frac{1}{DT} \sum_{d=1}^D \sum_{t=1}^T \frac{\text{Ask} - \text{Bid}}{(\text{Ask} + \text{Bid})/2} \\ \text{AESP2} &= \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \sum_{t=1}^T \left(2 \times \frac{|\text{Price} - (\text{Ask} + \text{Bid})/2|}{(\text{Ask} + \text{Bid})/2} \right) \end{aligned}$$

$$AQSP2 = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{Ask - Bid}{(Ask + Bid)/2}$$

$$AESP3 = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \frac{1}{\sum Volume} \sum_{t=1}^T \left(2 \times \frac{|Price - (Ask + Bid)/2|}{(Ask + Bid)/2} \times Volume \right)$$

$$AESP4 = \frac{1}{D} \sum_{d=1}^D \frac{1}{\sum Volume} \sum_{t=1}^T \left(2 \times \frac{|Price - (Ask + Bid)/2|}{Price} \times Volume \right)$$

3. 影响资本结构的其他控制变量。为控制其他影响资本结构的因素,本文依据顾乃康等(2007)针对影响资本结构核心因素的识别研究结果,主要控制了如下变量:(1)企业规模(LNA)。本文使用总资产的自然对数来反映规模。(2)盈利性(PROF)。本文使用折旧前息税前利润与总资产之比来反映盈利性。(3)成长性(MB)。本文使用企业总资产的市场价值与账面价值之比即市账比来反映成长性。(4)资产特性(TAN)。本文使用(固定资产+存货)/总资产来反映可担保资产状况。(5)税盾(TAXR)。本文使用企业的名义税率来反映税收的影响。(6)产业特征(INL)。本文使用年度行业杠杆的中位数来控制行业因素的影响。

(三)模型设定

为验证本文的假设 1 和假设 2,本文采用双向固定效应回归模型,见模型(1)。为验证假设 3,本文按照是否完成股权分置改革将公司划分为两类,并引入虚拟变量 DUM 表示,即完成股权分置改革当年及以后年度的公司设定为 1,完成股权分置改革之前年度的公司设定为 0,通过考察流动性变量 Liq 和 DUM 交互项的回归系数对假设 3 进行检验,见模型(2)。

$$Lev_t = a_0 + a_1 \times Liq_{t-1} + a_2 \times LNA_t + a_3 \times PROF_t + a_4 \times MB_t + a_5 \times TAN_t + a_6 \times TAXR_t + a_7 \times INL_t + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$Lev_t = a_0 + a_1 \times Liq_{t-1} + \beta_1 \times Liq_{t-1} \times DUM_t + a_2 \times LNA_t + a_3 \times PROF_t + a_4 \times MB_t + a_5 \times TAN_t + a_6 \times TAXR_t + a_7 \times INL_t + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

四、实证结果与分析

(一)描述性统计结果

描述性统计结果表明,市值杠杆的均值为 36.9%。年度内简单平均有效价差(AESP1)的均值为 0.0024331,标准差为 0.0008798,即平均每 10 元的股票,有效价差为 0.0243 元左右,其中 75 分位数为 0.0028243,25 分位数为 0.0018256。年度内简单平均报价价差(AQSP1)的均值为 0.0023614,标准差为 0.0009134,即平均每 10 元的股票,报价价差为 0.0236 元左右。可以看出,有效价差略大于报价价差,这意味着我国的高频数据中包含了较多的成交价落在最优买卖价差之外的数据。所有反映价差的变量都呈现出左偏,因此,

在回归统计分析中,本文将使用这些买卖价差变量的自然对数值。

此外,本文还进行了各变量之间的 Pearson 相关性分析。几个值得关注的结果如下:(1)价差变量与市值杠杆均在 1%的显著性水平上呈正相关,且相关系数均在 0.27 以上。这与假设 1 的预期相一致。(2)各价差变量之间均在 1%的水平上呈显著正相关性,且相关系数高达 0.9 以上。(3)价差变量均与企业规模在 1%的显著水平上呈负相关。这与通常的经验相一致,即企业规模越大,企业受到的关注越多,企业和投资者之间的信息不对称程度越低,股票的流动性越强,买卖价差也就越小。此外,其他影响资本结构的变量均在 1%的显著性水平上与杠杆相关,且保持了与国内多数研究结果相一致的方向。除价差变量外,其他自变量之间的相关系数均在 0.4 之下。

(二)股票流动性对资本结构的影响

为使研究结果具有稳健性,本文首先进行了市值杠杆对传统影响变量的回归分析,其结果见表 1 中的(1)栏和(2)栏。表 1 中的(1)栏列示的是控制了时间效应后市值杠杆对传统变量的 OLS 回归结果;表 1 中(2)栏列示的是控制了时间效应与个体效应后固定效应的回归结果。^②可以看出,资产规模、可担保资产比率、名义税率、行业杠杆中值与市值杠杆呈显著正相关,而盈利性、市账比与市值杠杆呈显著负相关。这些统计结果均与国内其他研究的结果相一致(例如,顾乃康等,2007)。

表 1 使用滞后一期的股票流动性与资本结构的回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
			LNAESP1	LNAQSP1	LNAESP2	LNAQSP2	LNAESP3	LNAESP4
l.Liq			0.0441*** (7.62)	0.0482*** (7.99)	0.0366*** (7.05)	0.0405*** (7.36)	0.0416*** (7.34)	0.0415*** (7.36)
LNA	0.0547*** (30.10)	0.1033*** (19.10)	0.1144*** (18.70)	0.1157*** (18.81)	0.1137*** (18.59)	0.1148*** (18.67)	0.1138*** (18.62)	0.1138*** (18.62)
PROF	-0.6636*** (-30.15)	-0.4036*** (-17.90)	-0.4505*** (-19.54)	-0.4507*** (-19.57)	-0.4505*** (-19.53)	-0.4511*** (-19.55)	-0.4503*** (-19.46)	-0.4503*** (-19.46)
MB	-0.0795*** (-18.78)	-0.0548*** (-11.93)	-0.0542*** (-10.60)	-0.0539*** (-10.53)	-0.0544*** (-10.62)	-0.0541*** (-10.56)	-0.0547*** (-10.63)	-0.0547*** (-10.62)
TAN	0.0690*** (8.30)	0.1091*** (7.82)	0.1010*** (6.64)	0.1009*** (6.65)	0.1020*** (6.68)	0.1021*** (6.70)	0.1023*** (6.70)	0.1023*** (6.70)
TAXR	0.1292*** (8.312)	0.0635*** (3.27)	0.0395* (1.94)	0.0381* (1.88)	0.0394* (1.93)	0.0381* (1.87)	0.0378* (1.85)	0.0378* (1.85)
INL	0.3930*** (20.284)	0.0492* (1.713)	0.0034 (0.11)	0.0028 (0.09)	0.0031 (0.10)	0.0024 (0.08)	0.0032 (0.10)	0.0032 (0.10)
_cons	-0.9155*** (-21.18)	-1.8708*** (-16.19)	-1.8179*** (-13.77)	-1.8206*** (-13.83)	-1.8470*** (-13.98)	-1.8484*** (-14.02)	-1.8265*** (-13.82)	-1.8270*** (-13.82)
观测值	10 179	10 179	8 592	8 592	8 592	8 592	8 592	8 592
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj_R ²	0.4909	0.6195	0.6045	0.6036	0.6027	0.6034	0.6030	0.6832

注:(1)l.Liq 这一行表示的分别是(3)栏—(8)栏对应的解释变量即各价差变量的滞后项。(2)由于使用的价差变量均滞后了一期,所以导致回归(3)栏—(8)栏的观察值不同于回归(1)栏与(2)栏的观察值。(3)括号中报告的是 t 值,计算 t 值所使用的回归结果的标准误都是异方差稳健的且经过 Peterson(2006)的 Cluster 化调整。(4)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上显著。

本文重点考察的是反映股票流动性的各买卖价差变量(取自然对数)对市值杠杆的影响。为了在一定程度上控制内生性问题,^③本文在控制了传统影响变量的基础上,分别使用滞后一期的六个价差变量(在回归中变量 $1.Liq$ 前的 $1.$ 表示滞后一期)对市值杠杆进行基于固定效应的面板数据回归分析,其统计结果见表 1 第(3)栏至第(8)栏。我们可以发现,各价差变量与市值杠杆均具有显著的正相关性。鉴于回归结果的相似性,下面我们仅以第(3)栏为例对回归结果的统计意义和经济意义作出说明。由第(3)栏可知,反映流动性的价差变量 $LNAESP1$ 的回归系数为 0.0441 ,且在 1% 的显著性水平上显著。由于本文在回归中使用的是相对价差的自然对数,所以在考察其经济意义时需作一定的转化。在此使用的转化公式如下: $\Delta TDM = a_1 \times 1/\overline{AESP1} \times (P75 - P25)$ 。经转化后可知,当反映流动性的价差变量 $AESP1$ 从 25 分位数变动到 75 分位数,且分母使用其均值时,市值杠杆变化了约 1.8% (即 $0.0441 \times (1/0.0024331) \times (0.0028243 - 0.0018256) \times 100\%$)。

本文还使用当期价差变量和账面杠杆进行了稳健性检验,其回归结果以及结论与表 1 是一致的,鉴于篇幅的原因,本文未列示稳健性回归分析结果。由此可见,这些回归结果均与本文假设 1 的预期相一致,即股票的流动性越低(买卖价差越大),企业的财务杠杆水平越高。

(三)再融资限制的影响

在研究再融资政策对股票流动性与资本结构之间关系的影响过程中,我们注意到,在本文的样本期间我国从 2005 年中期开始的股权分置改革导致其后进行增发和配股的公司相当少,2008 年 9 月至今,除定向增发之外的所有权益融资方式均被叫停。有鉴于此,为保持样本的连续性,本文在此选取的样本期间为 2001 至 2004 年。判断我国上市公司是否满足增发和配股条件并非易事,因为历年来,我国对上市公司增发或配股的条件设置发生了多次变动。本文根据证监会与两个交易所颁布的相关法规,^④遵循当不同法规的规定在执行期间发生冲突时以条件严格者为准的原则,并严格按照盈利性标准、前三年审计意见标准以及近三年是否有重大违法违规标准,建立了是否满足增发或配股条件的判断准则,并依此对样本企业进行了判断。据此,我们最终得出 2001—2004 年间符合增发或配股条件的样本数分别为 448、375、350 与 352 个。由于本文的目的仅仅是进行一个区分,而不是精确的度量再融资资格,所以出于本文研究的需要,我们将样本企业在样本期间只要有一年满足增发或配股再融资条件,就将其视作在整个样本期间满足再融资条件。由此,在本文的样本期间,满足再融资条件的上市公司数量为 599 家。

表 2 给出了根据上述方法按照是否满足再融资条件分类的子样本四年面板数据的回归结果,其中因变量为市值杠杆,自变量为滞后一期的价差变量,控制变量与前述相同,采用的回归方法为固定效应回归分析。基于篇幅的考

虑,表 2 仅报告了反映股票流动性的价差变量的回归系数、t 值以及对应回归结果经调整的 R 平方。我们发现,在满足再融资资格的子样本中,各价差变量的回归系数均在 1%的水平上显著为正;在不满足再融资资格的子样本中,各价差变量的回归系数也仍然显著为正,但显著性水平降低了;从回归系数的比较看,满足再融资资格样本的价差变量回归系数似乎无论在统计意义还是在经济意义上均大于不满足再融资资格的样本。此外,尽管没有报告,但在两个子样本的回归结果中,其他控制变量的回归系数以及 t 值均与前面的回归结果相一致。

表 2 按是否满足再融资条件分类的子样本的回归分析结果及其差异显著性的模拟分析结果

再融资条件	LLNAESP1	LLNAQSP1	LLNAESP2	LLNAQSP2	LLNAESP3	LLNAESP4	观测值
满足	0.0606*** (5.39) [0.6949]	0.0568*** (5.27) [0.6942]	0.0500*** (5.07) [0.6929]	0.0451*** (4.69) [0.6914]	0.0473*** (4.96) [0.6922]	0.0466*** (4.96) [0.6920]	1 915 ^②
不满足	0.0284** (2.47) [0.6818]	0.0240** (2.15) [0.6814]	0.0202** (2.06) [0.6812]	0.0163* (1.75) [0.6809]	0.0163* (1.69) [0.6809]	0.0157* (1.62) [0.6808]	2 166
差异	0.0322** {0.026}	0.0328** {0.02}	0.0298** {0.02}	0.0288** {0.016}	0.0310** {0.011}	0.0309** {0.011}	—

注:(1)在按是否满足再融资条件分类的子样本的结果中,小括号内是系数的 t 值,同时,计算 t 值所使用的回归结果的标准误都是异方差稳健的且经过 Peterson(2006)的 Cluster 化调整;方括号内是该回归结果经调整的 R 平方。(2)在“差异”中报告的是两个子样本价差变量回归系数的差值,而大括号内是 bootstrap1000 次的模拟 p 值。(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

为检验两组样本回归系数差异的显著性程度,本文采用 bootstrap 抽样法对此进行检验。为了保持数据的面板特性,本文在抽取的过程中按子样本进行抽取,其简要过程如下:将两个子样本进行混合,然后随机抽取其中的 599 家作为满足组,余下的作为不满足组,分别进行固定效应回归,记录其差值,重复上述步骤 1 000 次,计算其大于真实差值的比率,从而得到模拟的 p 值,记录在“差异”行的大括号内。从表 2 中可以看出,满足与不满足再融资资格的两个子样本各价差变量回归系数之间的差异均在 5%的水平上显著。该检验结果支持了假设 2,即满足再融资条件的企业其股票流动性(价差)对资本结构的负向(正向)影响程度要大于不满足再融资条件的企业。

(四)股权分置改革的影响

为了考察股权分置改革对股票流动性与资本结构之间关系的影响,本文以股权分置改革实施阶段复牌日为基准,将在此时点之前的公司一年定为 0,而将此时点当年及以后年度的公司一年定为 1。本文并未以大非解禁日期作为基准时点的原因是,在本文的研究样本中已解禁大非的公司数量不多或解禁的时间也不长。本文通过在回归方程中加入是否完成股权分置改革的虚拟

变量 DUM 和流动性的交互项进行考察。在本研究样本中,完成了股权分置改革的公司一年样本数为 6 791 个,未完成股权分置改革的为 3 388 个。回归分析的结果见表 3。

表 3 股权分置改革对股票流动性与资本结构之间关系影响的回归分析结果

变 量	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	LNAESP1	LNAQSP1	LNAESP2	LNAQSP2	LNAESP3	LNAESP4
l.Liq	0.0435*** (7.45)	0.0475*** (7.82)	0.0359*** (6.86)	0.0398*** (7.17)	0.0408*** (7.17)	0.0408*** (7.18)
l.Liq×DUM	0.0008 (0.90)	0.0009 (1.05)	0.0010 (1.05)	0.0012 (1.26)	0.0012 (1.322)	0.0012 (1.320)
观测值	8 592	8 592	8 592	8 592	8 592	8 592
Adj_R ²	0.6036	0.6045	0.6028	0.6035	0.6031	0.6031

注:(1)l.Liq 这一行表示的是(9)栏—(14)栏列示的解释变量——各价差变量的滞后项,此外,鉴于篇幅原因,且由于其他控制变量的回归系数及显著水平与表 2 的结果相似,所以未予列示;(2)括号内是 t 值,计算 t 值所使用的回归结果的标准误都是异方差稳健的且经过 Peterson(2006)的 Cluster 化调整;(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;(4)VIF 检验表明,不存在严重的共线性问题。

从表 3 可以看出,流动性变量和股权分置改革虚拟变量 DUM 的交互项均为正,但也均未通过显著性检验。这表明,尽管完成股权分置改革的公司的流动性对财务杠杆的效应在一定程度上要大于完成之前的公司,但这一差异不显著。其原因可能是在我们的样本期间真正进入全流通的公司数量不多,或者进入的时间也不长,从而影响了这一效应的发挥。此外,使用账面杠杆的统计回归也得到了相似的结果,因篇幅限制未予列示。尽管如此,这也在一定程度上表明股权分置改革后,上市公司可能已开始更加关注股票流动性对杠杆的影响,也即假设 3 得到部分验证,但随着时间的推移,假设 3 还需进一步地检验。

五、结 论

本文使用 2000—2008 年间深沪两市中仅发行 A 股的上市公司的高频交易数据,利用有效价差和报价价差作为流动性的衡量指标,考察了股票流动性对企业资本结构的影响。无论是相关分析结果还是回归分析结果都表明了买卖价差越大即流动性越低,企业的财务杠杆水平越高。该结论不受资本结构变量选择和价差变量构造的影响,也不受使用当期或是滞后一期价差变量的影响。同时,本文还根据证券部门设置的再融资条件将样本公司按是否满足再融资条件划分为两个子样本,并经检验发现,两个子样本均显现出买卖价差对财务杠杆具有显著的正向影响,但前者的影响程度要大于后者。这表明,再融资限制在一定程度上阻碍了财务杠杆对流动性的积极反应。此外,本文还将上市公司按完成股权分置改革之前与之后进行分组,考察了流动性对财务杠杆的效应在两者之间的差异。结果表明,前者的效应要强于后者,但这一结

论的显著性程度不高。这意味着,尽管股权分置改革促使企业更加关注股票流动性的影响,但在本文的样本期间许多公司的股票并未真正进入全流通或者进入时间不长,故这一效应可能还没有得以体现。

本文的实证结果表明,股票流动性确实会对企业的资本结构决策产生影响,且股票流动性越高,企业将越倾向于使用权益融资。从理论层面看,考察股票流动性与资本结构决策之间的关系实质上是对股票流动性是否被正确定价以及定价模型是否合理的一个联合检验。本文的结论为此提供了一定的证据。从实践角度看,本文的研究结论意味着企业应当关注股票的流动性问题。上市公司应积极采取行动(例如,提高信息披露质量等)来降低内部人和外部人、知情投资者和非知情投资者之间的信息不对称性,提高股票的流动性,进而降低企业的权益资本成本,优化企业的资本结构,提升企业的价值。另外,本文的研究也在一定程度上表明,股权分置改革可能有利于促使上市公司更关注市场因素的影响。

* 感谢匿名审稿人的建设性意见,使得本文更加充实,当然文责自负。

注释:

- ①注意到本文在 2005 年度的数据量反而要大于 2006 和 2007 年的数据量,这是由于本文的样本筛选规则所致。
- ②我们发现,LM 检验和 Hausman 检验结果,支持使用固定效应回归,因此本文在后面的回归检验中均采用相应的固定效应回归分析。
- ③关于内生性问题的讨论,有兴趣的读者可以与作者联系。
- ④包括《关于上市公司配股工作有关问题的通知》(1999)、《上市公司新股发行管理办法》(2001)等七部相关法规。
- ⑤注意到这里的观察值并不等于 599 家的 4 倍,这是由于样本的非平衡性所致。

参考文献:

- [1]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.
- [2]李小平,岳亮,万迪昉.中国上市公司融资选择的时机效应——基于股票换手率和股票收益的实证检验[J].证券市场导报,2007,(12): 36—43.
- [3]陆正飞,辛宇.上市公司资本结构主要影响因素之实证研究[J].会计研究,1998,(8): 34—37.
- [4]Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17: 223—249.
- [5]Amihud Y, Mendelson H. Liquidity and asset price: Financial management implications[J]. Financial Management, 1988, 17(1): 5—15.
- [6]Amihud Y, Mendelson H. The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns[J]. Journal of Finance, 1989, 44: 479—486.
- [7]Brennan M, Subrahmanyam A. Market microstructure and asset pricing: On the com-

- pensation for illiquidity in stock returns[J]. Journal of Financial Economics, 1996, 41: 441—464.
- [8]Butler A W, Grullon G, Weston J P. Stock market liquidity and the cost of issuing equity[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2005, 40(2): 331—348.
- [9]Frieder L, Martell R. On capital structure and the liquidity of a firm's stock[R]. Working Paper, <http://www.ssrn.com>, 2006-03-14.
- [10]Lipson M L. Market microstructure and corporate finance[J]. Journal of Corporate Finance, 2003, (9): 377—384.
- [11]Lipson M L, Mortal S. Capital structure decisions and equity market liquidity[R]. Working Paper, <http://www.ssrn.com>, 2007-03-15.
- [12]Madhavan A. Market microstructure: A survey[J]. Journal of Financial Markets, 2000, (3): 205—258.
- [13]O'Hara M. Making market microstructure matter[J]. Financial Management, 1999, 28(2): 83—90.

Stock Liquidity and the Determination of Capital Structure of Enterprises: Evidence from China's Listed Companies

GU Nai-kang , CHEN Hui

(School of Business, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: On the basis of high frequency data of listed companies from Shenzhen stock market and Shanghai stock market from 2000 to 2008 which issue A-shares only, the paper explores the effect of stock liquidity on capital structure by employing effective spread and quoted spread, and further analyzes the effects of refinancing conditions and non-tradable shares reform on the relation between stock liquidity and capital structure. Bid-ask spread lagged one period positively correlates with capital structure. Financial leverage which satisfies refinancing conditions is more sensitive to stock liquidity. Financial leverage of enterprises which have finished non-tradable shares reform is less sensitive to stock liquidity, but the relation between the two is not significant.

Key words: capital structure; stock liquidity; bid-ask spread; refinancing qualification; reform of non-tradable shares

(责任编辑 金 澜)