

# 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\*

○ 屈文洲 谢雅璐 高居先

**摘要** 以金融市场微观结构视角对股权结构进行研究的发展趋势正在兴起, 本文从金融市场微观结构层面考察了在信息不对称影响下股权结构与流动性的关系, 通过对在深圳证券交易所上市的2004年和2007年的样本公司研究发现, 股权结构变量在2004年主要作用于信息成本来影响流动性水平, 而2007年则主要通过改变交易成本来影响流动性水平。股改前的2004年, 直接控股股东持股对交易成本无显著影响, 而在股改后的2007年则显著增加了交易成本。随着基金的发展壮大, 基金持股对流动性的影响逐渐显现, 并一定程度上导致交易成本的增加。代表股权集中度的大股东个数则同时增加了信息成本和交易成本, 损害了流动性水平。

**关键词** 股权结构; 流动性; 信息不对称

\* 本文受国家自然科学基金项目(70772095、70632001)、教育部新世纪优秀人才支持计划资助

金融市场微观结构理论是对金融市场上金融资产的交易机制及其价格形成过程和原因进行分析的理论。自Demsetz<sup>[1]</sup>发表《交易成本》奠定了金融市场微观结构理论的基础之后, 越来越多的研究采用市场微观结构视角重新审视传统资产定价、公司治理和资本结构领域内的相关问题, 并取得了相当丰富的理论和实证成果。

流动性是支撑金融市场健康运行的两大核心特性之一, 理想的金融市场应当具备高度流动性。股权结构则通过不同持有人的交易特性以及信息不对称影响着流动性。同时, 在流动性的影响下, 股权结构也发生变化, 并使得公司治理效率、公司绩效随之改变。因此, 权衡股权结构对公司治理效率和流动性的两种影响尤为重要。Maug<sup>[2]</sup>认为, 流动性对公司治理效率正的效应大于负的效应。

研究信息不对称条件下股权结构和流动性的影响对我国具有重大的现实意义。目前大多数国外研究立足于报价驱动(Quote-driven)并存在着做市商制度的证券市场, 而中国证券市场则是采用指令驱动(Order-driven)、集合竞价和连续竞价相结合的模式。陆静<sup>[3]</sup>在基于流动性的股票市场定价研究中指出, 我国股票市场实行的是连续竞价交易系统, 也不存在做市商, 因此不存在存货成本。同时, 我国具有特殊的国情, 诸如相当多的公司具有国有性质、股权分置改革等, 因此, 中国证券市场在微观结构上必然与国外报价驱动的做市商市场存在较大差异。在中国的证券市场中, 是否股权结构与流动性也存在着类似的相关关系, 或者说有何种不同。Brockman, Chung和Yan<sup>[4]</sup>指出, 股权结构是通过两方面的影响作用于流动性, 一是改变交易的活跃度, 二是改变信息环境, 从而达到对流动性的影响。那么在中国的证券市场中, 股权结构是如何从两方面对流动性进行影响的? 研究这个问题有助于了解金融市场微观结构下, 提高和改善市场流动性, 同时对提高公司治理效率也有一定的帮助。

### 一、文献回顾与研究假设

关于股权结构与公司治理效率的研究基本建立在代理理论基础之上。所有权和控制权的分离引起股东与管理层利益的不一致, 需要解决信息不对称问题。通过市场微观结构视角研究股权结构与公司治理效率成为一种新的趋势。<sup>[2,5]</sup>

国外已有大量学者从金融市场微观结构角度对股权结构与流动性的关系进行了大量理论与实证的研究, 并取得了相应结论。在我国也有部分学者逐渐重视这一领域的相关研究, 但在数量上较之国外仍相当有限。

1. 股权结构与流动性。目前有关股权结构与流动性关系的研究主要按照持股主体的特点划分为内部人、机构投资者和大股东。从内部人层面看, Glostén 和 Milgrom<sup>[6]</sup>认为知情交易者的存在影响流动性。Bhide<sup>[5]</sup>认为股权集中可能使信息不对称程度升高,从而使公司股票流动性降低,分散的股权结构有助于提高公司股票的流动性。然而在关于内部人持股和流动性关系的实证结果并不一致。<sup>[7-10]</sup> La Porta<sup>[11]</sup>等通过对世界范围内主要股票市场的数据研究后发现,即使不存在信息不对称的情况,较高的内部人股权仍然会导致流动性的降低。Comerton-Forde 和 Rydger<sup>[12]</sup>通过对澳大利亚上市公司的研究,认为内部人持股比例处于较低水平时,对流动性则有促进作用。但 Glostén 和 Harris<sup>[8]</sup>却发现买卖价差和内部人持股比例不存在显著的相关性。从机构投资者层面来看, Tinic<sup>[13]</sup>和 Hamilton<sup>[14]</sup>分别研究了纽约证券交易所和纳斯达克证券交易所的上市公司,发现机构投资者持股和买卖价差、深度之间分别存在负相关关系。Chiang 和 Venkatesh<sup>[7]</sup>发现机构投资者持股比例对买卖价差没有任何影响。Sarin 和 Shastri<sup>[15]</sup>的研究表明较高的机构投资者持股比例会引起较大的买卖价差和较低的市场深度。Jennings, Schnatterly 和 Seguin<sup>[16]</sup>发现机构投资者股权比例与买卖价差、价差的逆向选择分量之间存在负相关关系。Naes<sup>[10]</sup>则发现机构投资者股权和流动性之间的相关性不强。从大股东层面来看, Holmstrom 和 Tirole<sup>[17]</sup>提出了一个理论模型,放弃了大股东的信息优势这一传统假设,依然发现流动性与股权集中度呈负相关。该模型表明,如果大股东减持股份,市场上流动性交易者就可以买卖更多该公司的股票,因此流动性将提高。Heflin 和 Shaw<sup>[18]</sup>发现,大股东越多的上市公司其买卖价差和有效买卖价差均较大,买卖价差中的逆向选择成分也较大,市场深度也较小。其他学者也有类似结论。<sup>[10,19,20]</sup>

2. 股权结构与信息不对称。Demsetz 和 Lehn<sup>[21]</sup>认为在不确定环境下,内部人持有股权的比例更高;由于信息不对称程度是不确定性的增函数,因此信息不对称与内部人股权之间应存在正相关关系。吴卫星、汪勇祥和成刚<sup>[22]</sup>在对股权结构与信息不对称关系的研究中,指出市场中信息不对称程度与机构持股比例呈正相关。Brockman, Chung 和 Yan<sup>[4]</sup>指出大股东持股对流动性中的信息摩擦 (Informational Friction) 的影响程度取决于大股东利用私有信息同非知情交易者交易的倾向。如果大股东进行知情交易的倾向高于小股东,那么存在大股东股权结构的公司在股票市场上的信息不对称程度

上升。Bhide<sup>[5]</sup>研究发现,公司大股东的监督行为使其获得了更多关于公司的内幕消息,增加了信息不对称的程度。

3. 信息不对称与流动性。Pagano 和 Roell<sup>[23]</sup>认为,减少信息不对称、降低流动性交易者的交易成本可以提高市场的流动性。Chowdhry 和 Nanda<sup>[24]</sup>的研究认为,做市商主动披露有关交易信息,可以减少其交易对手中知情交易者的比例,降低信息不对称,降低逆向选择风险,进而降低报价差,吸引更多的流动性交易者与之进行交易,提高市场的流动性。

从以上文献回顾中我们不难看出,股权结构可以从以下两个方面影响流动性:一方面,股权结构中的持股主体可以通过自身拥有的优势来获取私有信息,并且利用私有信息进行交易,损害非知情交易者利益。这种信息不对称则会让非知情交易者在交易中考虑逆向选择成本,从而影响流动性水平,信息不对称程度越高,则流动性水平越低。<sup>[6,25-27]</sup>因此,我们提出:

假设 1: 股权越集中,市场中信息不对称程度越高,流动性水平越低。也就是说,股权结构会通过信息成本作用于流动性水平

另一方面,股权结构中不同的主体有着不同的交易特性,决定其交易频率、交易数量等方面存在着不同,这种交易特性反映到流动性上便造成了对流动性水平的影响。交易频率低、交易数量少的持股主体必然会导致流动性水平降低。<sup>[1,28,29]</sup>因此,我们提出:

假设 2: 股权越集中,市场中交易活跃程度越低,流动性水平越低。也就是说,股权结构会通过交易成本作用于流动性水平

## 二、研究设计

### 1. 样本选取与数据来源

本文选取的样本期间为 2004 年和 2007 年,<sup>①</sup>以深圳证券交易所上市的公司为样本,但不包括当年上市的公司,2004 年原始样本数 473,2007 年原始样本数为 536,然后按照以下标准进行筛选:(1)剔除 A+H 股和 A+B 股类的公司样本。公司如果同时发行 A 股、H 股或同时发行 A 股、B 股,则使用某一个市场的数据无法还原其流动性的全貌,为了集中于本文所研究的问题,本文剔除了这些公司;<sup>[30,31]</sup>(2)剔除金融类和公共事业类的公司样本。金融类和公共事业类在资本结构上与其它公司存在较大差异,为了排除这种差异带来的影响,剔除金融类公司样本和公共事业类的公司样本;(3)剔除样本期间内 ST、PT 类的公司样本。ST、PT 类公司涨跌幅

度为 5%，不同于正常的公司的 10%，兼之 ST、PT 涨停跌停频繁，炒作现象较为严重，影响了此类公司的流动性，因此将其剔除；(4) 剔除了数据收集和整理过程中存在数据缺失或极端值的上市公司。<sup>[32]</sup>通过对样本公司的筛选，本文得到深圳证券交易所 2004 年的 289 家的上市公司和 2007 年的 374 上市公司作为样本。

本文部分数据来自 CCER 高频数据库，用以计算 2004 年、2007 年的相对有效价差、相对买卖价差、LSB 逆向选择分量、HS 逆向选择分量。其它数据来自 CSMAR 金融数据库，包括 2004 全年的日交易数据和 2004 年末的股权数据、2007 全年的日交易数据和 2007 年末的股权数据，有直接的数据也有对原始数据处理而得的数据。

2. 变量设计与模型构建

实证检验的核心思路是通过信息模型将相对价差<sup>②</sup>分解成信息成本和交易成本，并通过相对价差、逆向选择分量、信息成本和交易成本的分别回归来说明各变量之间的相关关系。本文先采用 LSB 信息模型<sup>[33]</sup>对相对有效价差进行分解并进行回归分析，然后通过 HS 信息模型<sup>[34]</sup>对相对买卖价差进行分解来进行稳健性检验。在稳健性检验中还包括使用弱流动性指标和换手率指标对 2007 年数据作进一步的检验。本研究探讨信息不对称下股权结构对流动性的影响，因此流动性是因变量，股权结构是自变量。

(1) 流动性指标的设计

① 相对有效价差 (REFS)

由于相对买卖价差无法揭示在价差之间的交易，而相对有效价差则克服了这一缺点，使其在度量流动性上较之相对买卖价差显得更优。相对有效价差的计算如下：

$$REFS_{i,t} = \left( \frac{2 \times (Price_{i,t} - \frac{Ask_{i,t} + Bid_{i,t}}{2})}{Price_{i,t}} \right) \quad (1)$$

其中  $Price_{i,t}$  代表 t 时刻的交易成交价格， $Ask_{i,t}$  表示 t 时刻最优卖方报价， $Bid_{i,t}$  表示 t 时刻最优买方报价。

② 相对买卖价差 (RQS)

本文拟采用相对买卖价差作为相对有效价差的替代变量进行稳健性检验。相对买卖价差的计算如下：

$$RQS_{i,t} = \left( \frac{2 \times (Ask_{i,t} - Bid_{i,t})}{Ask_{i,t} + Bid_{i,t}} \right) \quad (2)$$

其中  $Ask_{i,t}$  表示 t 时刻最优卖方报价， $Bid_{i,t}$  表示 t 时刻最优买方报价。

③ LSB 逆向选择分量 ( $\lambda LSB_i$ )

Lin、Sanger 和 Booth (下文简称 LSB 模型<sup>③</sup>) 研究

了买卖价差的成分和交易规模的关系，并分解了买卖价差。其基本思路是当买卖价差随着逆向选择成本的变化而改变时，交易价格也会随着指令处理成本和买卖价差的变化而发生变化。他们提出模型如下：

$$M_{t+1} - M_t = \lambda Z_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

$$Z_{t+1} = \theta Z_t + \eta_{t+1} \quad (4)$$

其中， $M_t$  为 t 时刻买卖报价中点， $Z_t = P_t - M_t$ ， $P_t$  为 t 时刻的交易价格。 $\lambda$  为有效价差的逆向选择成分， $\delta = (\theta + 1)/2$  为指令持续参数， $\varepsilon_{t+1}$ 、 $\eta_{t+1}$  为随机误差项。方程各个参数采用广义矩阵法 (Generalized Method of Moments, GMM) 估计。

因此，本文按照 LSB 信息模型对信息成本进行估计，估计所采用的计量模型如下：

$$\Delta M_{t+1} = \alpha + \lambda Z_t + e_{t+1} \quad (5)$$

其中， $\Delta M_{t+1} = M_{t+1} - M_t$ ， $e_{t+1}$  为误差项。参数  $\lambda$  即为逆向选择分量，代表信息成本在有效价差中所占的比例，其它变量定义同上。

④ HS 逆向选择分量 ( $\lambda HS_i$ )

本文拟采用 Huang 和 Stoll 在 1997 年提出的 HS 信息模型估计出的逆向选择分量作为 LSB 逆向选择分量的替代变量，以此进行稳健性检验，基本回归模型如下：

$$\Delta P_t = \frac{S}{2} (D_t - D_{t-1}) + \lambda \frac{S}{2} D_{t-1} + e_t \quad (6)$$

其中，S 代表买卖价差； $D_t$  为哑变量，当股票成交交易是由买方引致的，则  $D_t = 1$ ；当股票成交交易是由卖方引致的，则  $D_t = -1$ ； $\lambda = \alpha + \beta$ ，代表半买卖价差中的逆向选择成本  $\alpha$  与存货成本  $\beta$  之和，由于指令驱动市场中不存在存货成本，即  $\beta = 0$ ，则  $\lambda$  即为逆向选择分量，代表买卖价差中信息成本所占的比例。

表1 变量的定义与描述

	变量名称	变量符号	变量描述
因变量	相对有效价差	$REFS_i$	反映流动性水平的指标。指标越大，流动性越小
	相对买卖价差	$RQS_i$	反映流动性水平的指标。指标越大，流动性越小
	LSB 逆向选择分量	$\lambda LSB_i$	反映信息不对称程度的指标。表示信息成本在相对有效价差中所占的比例
自变量	HS 逆向选择分量	$\lambda HS_i$	反映信息不对称程度的指标。表示信息成本在相对买卖价差中所占的比例
	直接控股股东持股比例 <sup>④</sup>	$DC_i$	内部人替代变量。公司的直接控股股东持有公司总股本的百分比
	基金持股比例	$Fund_i$	机构投资者替代变量。公司的所有基金持股比例之和
	大股东个数	$Block_i$	大股东指示变量。公司中持有超过总股本 5% 股票的大股东个数
控制变量	股票价格	$Price_i$	日收盘价的全年平均值。代表价格水平
	市场价值	$MC_i$	日收盘价的全年平均值乘以总股本。代表公司的规模
	账面市值比	$BM_i$	账面价值与市场价值之比。代表公司的成长性
	收益波动率	$VAR_i$	日收益率的样本标准差。代表日收益率的波动程度

## (2) 股权结构变量的设计

关于股权结构与流动性关系的实证研究中凡涉及信息成本,其侧重点一般可分为三类:内部人、机构投资者和大股东。因为这三类都被认为是先天具备信息优势,本文基于这个思路,结合之前的实证研究对股权结构进行划分。

### ①直接控股股东持股比例(DC)

本文以直接控股股东持股比例作为内部人的替代变量。虽然这么做缩小了内部人的范围,但是直接控股股东直接管理公司,掌握着公司资源的分配,因此相对于其他的大股东更具信息优势,也可能通过知情交易剥夺其他股东的财富。

高级管理人员及内部职工持股则不宜做为内部人变量。在2007年所选取374家样本公司,有215家公司不存在高级管理人员及内部职工持股,高级管理人员及内部职工的持股比例仅为0.27%,<sup>⑤</sup>考虑到其中股票大多有限售条件,实际上能对股票市场造成的影响微乎其微。另一方面,在信息监管不严的大环境下,高级管理人员及内部职工进行内幕交易与否与其持有多少股票并无联系。

### ②基金持股比例(Fund)

本文以基金持股比例作为机构投资者替代变量。尽管基金只是机构投资者中的一部分,但是基金公司的交易行为与其它机构投资者诸如保险、券商等有着较大不同,基金公司的交易更为活跃、投资更为分散,而保险、券商等其它类型的机构投资者更接近于普通的法人股东。根据基金公司这种不同于其它机构投资者的交易特质以及分散投资的特点,本文以基金持股比例作为机构投资者的替代变量。

### ③大股东个数(Block)

关于大股东划分的标准,在实证研究多以5%做为门槛。<sup>④</sup>而且,5%同时也是国内股票市场监管的门槛,即持股超过5%的股东的交易行为是受严格监督的。大股东个数一方面反映了公司股权的集中程度,一方面则反映了公司股权结构中相对制衡的情况。

## (3) 控制变量的设计

以往的研究表明,股票价格<sup>④</sup>(Price)、市场价值<sup>⑤,⑥</sup>(MC)、账面市值比<sup>②</sup>(BM)、收益波动率<sup>③</sup>(VAR)会影响流动性指标,本文将以上变量作为控制变量纳入模型中。

①股票价格(Price):根据Brockman, Chung和Yan<sup>④</sup>研究中的方法,采用日收盘价的平均值作为价格

变量;②市场价值(MC):<sup>⑥</sup>本文参考涂云花、<sup>③⑤</sup>唐国钟和赵景文<sup>③⑥</sup>计算市场价值的方法,用总股本数乘以日收盘价的平均价格来计算市场价值;③账面市值比(BM):即账面价值与市场价值之比,反映了一个公司的成长性。Rubin<sup>②⑥</sup>在实证研究中将其作为控制变量,有着良好的解释能力;④收益波动率(VAR):以日收益率的样本标准差表示。靳云汇和杨文、<sup>③⑦</sup>屈文洲<sup>③⑧</sup>均在研究中发现,收益率的波动对流动性指标具有显著的解释能力。

## (4) 模型构建

综合考虑对流动性的影响因素,并结合Rubin、Brockman等实证研究所采用的模型,本文对股权结构与流动性关系的基本多元回归计量模型设定如下:

$$\text{LogLiq}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Log Price}_i + \beta_2 \text{LogMC}_i + \beta_3 \text{LogBM}_i + \beta_4 \text{LogVAR}_i + \beta_5 \text{DC}_i + \beta_6 \text{Fund}_i + \beta_7 \text{Block}_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中,  $\text{Liq}_i$  为流动性指标。在模型设计中,为了控制分布的偏度,<sup>①⑨</sup>本文对流动性变量与控制变量采用自然对数形式。考虑到部分公司的基金持股比例为零以及大股东个数为整数形式,对股权结构变量则不采用对数形式。

股权结构变量与相对有效价差的多元回归方程设定如下:

$$\text{LogREFS}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Log Price}_i + \beta_2 \text{LogMC}_i + \beta_3 \text{LogBM}_i + \beta_4 \text{LogVAR}_i + \beta_5 \text{DC}_i + \beta_6 \text{Fund}_i + \beta_7 \text{Block}_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

股权结构与LSB逆向选择分量的多元回归方程设定如下:

$$\text{Log}\lambda\text{LSB}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Log Price}_i + \beta_2 \text{LogMC}_i + \beta_3 \text{LogBM}_i + \beta_4 \text{LogVAR}_i + \beta_5 \text{DC}_i + \beta_6 \text{Fund}_i + \beta_7 \text{Block}_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

LSB逆向选择分量表示的是信息成本在相对有效价差中所占的比例,因此本文将相对有效价差分解成两部分,一部分代表信息成本,与假设1相对应;另外一部分代表交易成本(非信息成本),与假设2相对应。通过对信息成本和交易成本的深入研究,能够揭示股权结构对流动性影响的深层次作用机制。

$$\text{REFS}_{\text{ASC},i} = \text{REFS}_i \times \lambda\text{LSB}_i \quad (10)$$

$$\text{REFS}_{\text{TC},i} = \text{REFS}_i \times (1 - \lambda\text{LSB}_i) \quad (11)$$

由此,股权结构与相对有效价差成分的多元回归方程<sup>⑦</sup>设定如下:

$$\text{LogREFS}_{\text{ASC},i} = \beta_0 + \beta_1 \text{Log Price}_i + \beta_2 \text{LogMC}_i + \beta_3 \text{LogBM}_i + \beta_4 \text{LogVAR}_i + \beta_5 \text{DC}_i + \beta_6 \text{Fund}_i + \beta_7 \text{Block}_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

$$\text{LogREFS}_{\text{TC},i} = \beta_0 + \beta_1 \text{Log Price}_i + \beta_2 \text{LogMC}_i + \beta_3 \text{LogBM}_i + \beta_4 \text{LogVAR}_i + \beta_5 \text{DC}_i + \beta_6 \text{Fund}_i + \beta_7 \text{Block}_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

为了验证本文的假设,本文首先对模型(8)进行

多元回归分析, 研究股权结构变量对相对有效价差的影响, 即研究股权结构与流动性水平的关系, 在此基础上, 使用模型 (12)、(13), 从信息成本和交易成本的角度, 进一步研究股权结构对流动性水平的深层次作用机制。

### 三、实证回归结果与分析

#### 1. 描述性统计与相关性分析

##### (1) 描述性统计

本文共选取了深圳证券交易所 2004 年 289 家上市公司样本和 2007 年 374 家上市公司样本。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表2 主要变量的描述性统计

变量	年份	最小值	最大值	平均值	标准差
相对有效价差 $REFS_i$	2004年	0.001101	0.009659	0.002903	0.000873
	2007年	0.000530	0.006981	0.002120	0.000876
相对买卖价差 $RQS_i$	2004年	0.001052	0.011188	0.002976	0.000966
	2007年	0.000477	0.006782	0.001938	0.000826
LSB逆向选择分量 $\lambda LSB_i$	2004年	0.0184	0.2487	0.1669	0.0381
	2007年	0.0063	0.1056	0.0479	0.0154
HS逆向选择分量 $\lambda HS_i$	2004年	0.0747	0.7228	0.3274	0.0725
	2007年	0.0899	0.2535	0.1374	0.0230
直接控股股东持股比例 $DC_i$	2004年	10.05	84.85	42.27	16.27
	2007年	8.12	82.45	34.19	13.83
基金持股比例 $Fund_i$	2004年	0.00	25.61	2.03	4.61
	2007年	0.00	56.61	6.90	10.16
大股东个数 $Block_i$	2004年	1.00	7.00	1.90	1.07
	2007年	1.00	6.00	1.84	0.99
股票价格 $Price_i$	2004年	2.90	18.71	7.00	2.64
	2007年	5.36	78.91	16.18	10.64
市场价值 $MC_i$	2004年	0.46	22.77	2.68	2.71
	2007年	0.65	125.66	6.96	11.26
账面市值比 $BM_i$	2004年	0.15	3.01	1.04	0.57
	2007年	0.09	2.22	0.58	0.35
收益波动率 $VAR_i$	2004年	0.37	3.79	2.36	0.48
	2007年	2.72	5.76	4.02	0.54

注: 直接控股股东持股比例、基金持股比例、收益波动率单位均为%。市场价值单位为10亿元

从统计结果来看, 相对有效价差与相对买卖价差在数值上大致相同, 同一年份的相对有效价差与相对买卖价差之间的差别极小。2007年的相对有效价差和相对买卖价差的均值分别为 0.0021、0.0019, 相比较 2004年相对有效价差和相对买卖价差的均值 0.0029、0.0030, 较大幅度的减小了, 说明 2007年的流动性水平比 2004年有了较大幅度的提高。

通过 LSB 信息模型所估计的逆向选择分量与 HS 信息模型估计的逆向选择分量数值上差异较大, 原因在于通过不同模型有着各自的估计模型和方法, 所估计的逆向选择分量不可能一致。但纵向来看, 2007年的逆向选择分量相比于 2004年的逆向选择分量大幅减少, 说明价差中信息成本所占的比例大幅缩小了。

直接控股股东持股比例也呈下降趋势, 2007年直接控股股东持股比例均值为 34.19%, 比 2004年的 42.27%下降了 8.08%。基金持股比例均值则显著上升, 2004年均值为 2.03%, 到了 2007年则为 6.90%, 得益于近年来基金的大力发展。但需要指出的是, 基金发展水平仍然不足, 基金持股仍具有偏好性。在 2004年的 289 家样本公司中, 基金持股比例超过 1% 的公司仅有 73 家。而在 2007年 374 家公司样本仍有 108 家公司没有基金持股。大股东个数则基本持平, 2007年比起 2004年只是略有下降。

股票价格、市场价值同样是大幅度的提升, 原因在于 2004 年股市处于长期的低迷, 而 2007 年股市则是处于过热的情况。2004 年的账面市值比均值为 1.04, 较为健康, 而 2007 年账面市值比均值为 0.58, 整个市场出现泡沫。2007 年的收益波动率也同样是大于 2004 年, 市场的过热导致 2007 年股市相对更为动荡。

##### (2) 相关性分析

表 3 和表 4 分别列示了 2004 年、2007 年各变量间的 Pearson 相关系数。

在 2004 年和 2007 年的相关性 Pearson 系数矩阵中, 相对有效价差与相对买卖价差高度相关, 因为两者的计算方法导致二者极为相近。而各自变量之间的 Pearson 系数基本上小于 0.5, 仅 2004 年直接控股股东持股比例与大股东个数的 Pearson 系数和 2007 年股票价格与基金持股比例的 Pearson 系数略高于 0.5, 所以在回归中产生共线性的程度应该较小, 对实证结果可靠性影响不大。此外, 本文还计算了各变量的 VIF 值, 最大值为 2.529, 远远小于 10, 其容忍值为 0.395, 显著异于 0, 也说明自变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表3 2004年各变量间的相关性分析表

	REFS	RQS	λLSB	λHS	DC	Fund	Block	Price	MC	BM	VAR
REFS	1										
RQS	0.997**	1									
λLSB	0.277**	0.281**	1								
λHS	0.393**	0.423**	0.526**	1							
DC	-0.259***	-0.253***	-0.056	-0.131**	1						
Fund	-0.341***	-0.330***	-0.251***	-0.066	0.077	1					
Block	0.219***	0.224***	0.117**	0.284***	-0.612***	-0.060	1				
Price	-0.313***	-0.273***	-0.430***	0.124**	0.122**	0.424***	0.043	1			
MC	-0.442***	-0.437***	-0.381***	-0.420***	0.343***	0.360***	-0.189***	0.400***	1		
BM	0.033	0.025	0.240***	0.014	0.021	-0.076	-0.159***	-0.373***	-0.175***	1	
VAR	-0.046	-0.067	-0.061	-0.174***	-0.115	-0.265***	0.133**	-0.094	-0.191***	-0.030	1

注：\*\*\*表示在1%水平(双侧)上显著相关,\*\*表示在5%水平(双侧)上显著相关,\*表示在10%水平(双侧)上显著相关

表4 2007年各变量间的相关性分析表

	REFS	RQS	λLSB	λHS	DC	Fund	Block	Price	MC	BM	VAR
REFS	1										
RQS	0.999***	1									
λLSB	-0.580***	-0.570***	1								
λHS	-0.480***	-0.485***	0.141***	1							
DC	-0.053	-0.055	-0.119**	0.140***	1						
Fund	-0.007	-0.008	-0.360***	0.257***	-0.006	1					
Block	0.313***	0.311***	-0.299***	-0.150***	-0.394***	-0.005	1				
Price	0.083	0.089	-0.603***	0.378***	0.137***	0.524***	0.176***	1			
MC	-0.342***	-0.336***	0.019	0.489***	0.266***	0.437***	-0.142***	0.469***	1		
BM	-0.046	-0.050	0.259***	-0.211***	0.055	-0.177***	-0.185***	-0.422***	-0.165***	1	
VAR	-0.275***	-0.286***	0.245***	0.305***	-0.120**	-0.178***	-0.200***	-0.193***	-0.017	0.010	1

注：\*\*\*表示在1%水平(双侧)上显著相关,\*\*表示在5%水平(双侧)上显著相关,\*表示在10%水平(双侧)上显著相关

2. 多元回归分析

(1) 多元回归分析

表5中模型(8)列示了股权结构变量与相对有效价差多元回归结果。回归结果显示,股票价格的系数在2004年与2007年出现反转,2004年股票价格与相对有效价差显著负相关,即股票价格增加1%,相对有效价差相应降低34.9%;而2007年则恰好相反,股票价格增加1%,相对有效价差相应增加10.3%,即流动性水平相应降低10.3%。可能的原因在于2004年股票市场处于熊市,低价格的股票往往意味着不为人们所关注的股票,而2007年为牛市,高价格股票往往包含着炒作的成分。在市场价值、账面市值比和收益波动率方面,

2004年与2007年系数符号一致,均与相对有效价差负相关,意味着市场价值、账面市值比、收益波动率增加1%,则相对有效价差降低的比率在2004年分别降低20.3%、7%、19.5%,在2007年分别降低37.4%、4.9%、25.3%。也就是说,市场价值、账面市值比、收益波动率与流动性水平负相关。在股权结构变量方面,2004年直接控股股东持股比例、基金持股比例的系数均不显著,需要说明的是基金持股比例的系数符号为负,说明在2004年基金持股在市场低迷的情况下一定程度上提高了市场的流动性,但未能通过显著性检验。2004年大股东个数与相对有效价差正相关,说明股权集中将损害流动性。2007年直接控股股东持股比例、基金持股比例、大股东个数均与相对有效价差正相关,即与流动性水平负相关,具体原因将在模型(12)、(13)的回归结果中进一步分析。

表5 多元回归结果

解释变量	REFS模型(8)		λLSB模型(9)		REFS_ASC模型(12)		REFS_TC模型(13)	
	2004	2007	2004	2007	2004	2007	2004	2007
	系数(t值)	系数(t值)	系数(t值)	系数(t值)	系数(t值)	系数(t值)	系数(t值)	系数(t值)
Intercept	-1.716*** (-3.761)	0.552 (1.051)	1.082* (1.858)	-6.089*** (-12.097)	-0.634 (-0.868)	-5.538*** (-13.174)	-2.378*** (-5.110)	0.699 (1.307)
Price	-0.349*** (-7.491)	0.103*** (2.836)	-0.211*** (-3.539)	-0.498*** (-14.305)	-0.560*** (-7.496)	-0.395*** (-13.591)	-0.315*** (-6.614)	0.125*** (3.382)
MC	-0.203*** (-9.524)	-0.374*** (-20.800)	-0.139*** (-5.102)	0.217*** (12.543)	-0.342*** (-10.013)	-0.158*** (-10.943)	-0.176*** (-8.107)	-0.386*** (-21.042)
BM	-0.070*** (-2.852)	-0.049*** (-2.024)	0.063** (2.016)	0.038* (1.655)	-0.007 (-0.175)	-0.011 (-0.546)	-0.078*** (-3.136)	-0.049** (-2.005)
VAR	-0.195*** (-3.495)	-0.253** (-2.546)	-0.058 (-0.816)	0.044 (0.465)	-0.253*** (-2.833)	-0.209*** (-2.622)	-0.164*** (-2.878)	-0.250*** (-2.464)
DC	0.001 (0.727)	0.005*** (4.377)	0.004*** (2.977)	-0.005*** (-4.811)	0.005*** (2.826)	0.000 (-0.297)	0.000 (0.072)	0.005*** (4.516)
Fund	-0.004 (-1.187)	0.012*** (6.972)	0.003 (0.808)	-0.010*** (-6.479)	0.000 (-0.097)	0.001 (0.944)	-0.004 (-1.165)	0.012*** (7.131)
Block	0.039*** (2.670)	0.076*** (5.025)	0.043*** (2.298)	-0.046*** (-3.153)	0.083*** (3.498)	0.030** (2.497)	0.031** (2.030)	0.079*** (5.086)
R-squared	0.506	0.608	0.214	0.645	0.511	0.713	0.437	0.612
F值	43.164	83.515	12.188	97.814	43.911	133.549	32.906	85.028
DW检验	1.926	2.022	2.130	2.046	2.123	2.180	1.917	2.019
观测数	289	374	289	374	289	374	289	374

注：\*\*\*表示在1%水平上显著,\*\*表示在5%水平上显著,\*表示在10%水平上显著

模型(9)列示了股权结构与LSB逆向选择分量的多元回归结果。这里要强调逆向选择分量代表的是信息成本在总成本中所占的比例,是一个相对值。从对LSB逆向选择分量的回归结果来看,无论是2004年还是2007年,LSB逆向选择分量均与收益波动率无显著相关性。市场价值的系数符号在2004年为负,而在2007年为正,原因在于市场价值对信息成本与交易成本的影响程度不同。从股权结构变量看,在2004年,直接控股股东持股比例和大股东个数均与LSB逆向选择分量正相关,

而 2007 年则相反，三个股权结构变量均与 LSB 逆向选择分量负相关，即直接控股股东持股比例、基金持股比例、大股东个数每增加 1，则信息成本在总成本中所占的比例平均分别降低 0.5%、1%、4.6%。在模型 (12)、(13) 中，通过对相对有效价差的分解，将对此现象加以进一步说明。

模型 (12)、(13) 列示了股权结构与相对有效价差成分的多元回归结果。通过 LSB 信息模型将相对有效价差 (REFS) 分解成信息成本 (REFS\_ASC) 和交易成本 (REFS\_TC) 做进一步分析将有助于深入地了解股权结构变量作用于流动性水平的机制，模型 (12) 主要是对假设 1 进行了检验，模型 (13) 主要是对假设 2 进行了检验。在对 2004 年数据的回归中，本文以市场价值为例对控制变量进行说明，市场价值与信息成本显著负相关，系数为 -0.342，同时也与交易成本显著负相关，系数为 -0.176，这意味着随着市场价值的增大，信息成本减小的幅度将大于交易成本减小的幅度，从而导致信息成本在总成本中的比例 (逆向选择分量) 也随之减小。在 2004 年，由于直接控股股东持股比例与信息成本有显著相关性，同时交易成本无显著相关性，且前者的系数大于后者，表明随着直接控股股东持股比例的增大，信息成本增加的幅度将大于交易成本增加的幅度，从而导致信息成本在总成本中的比例 (逆向选择分量) 也随之增大。同理，比较各自变量在信息成本和交易成本回归中系数数值的大小 (绝对值)，前者基本上大于后者，说明在 2004 年深圳证券市场上，股权结构变量对流动性水平的作用机制更多的是通过对信息成本的影响，其次才是通过对交易成本的影响。

模型 (12)、(13) 中对 2007 年数据的回归中，同样以市场价值为例，市场价值与信息成本显著负相关，系数为 -0.158，同时也与交易成本显著负相关，系数为 -0.386。这意味着随着市场价值的增大，信息成本减小的幅度将小于交易成本减小的幅度，从而导致信息成本在总成本中的比例 (逆向选择分量) 也随之增大。上文提到了 2007 年股权结构变量与相对有效价差显著正相关，同时与 LSB 逆向选择分量负相关，在这里通过将有效买卖价差分解为信息成本和交易成本分别进行分析则能够解释这种情况。直接控股股东持股比例与信息成本无显著相关性，且回归系数为 0.000，而与交易成本显著相关，回归系数为 0.005。这意味着随着直接控股股东持股比例增大，信息成本的增长幅度低于交易成本的增长幅度，从而导致信息成本在总成本中的比例 (LSB 逆向选择分量) 也随之下降，而总成本 (相对有效

价差) 则随着直接控股股东持股比例的增大而增大。对基金持股比例的回归结果的解释与之类似。值得一提的是大股东个数，代表着股权集中度，无论是在 2004 年还是 2007 年，均与信息成本和交易成本显著相关，不同在于 2004 年对信息成本的影响程度大于交易成本，而 2007 则相反。通过对信息成本和交易成本两个回归模型中股权结构变量系数大小 (绝对值) 的比较不难发现，2007 年股权结构变量对流动性水平的作用机制主要来自于对交易成本的影响，这与 2004 年恰好相反。

(2) 敏感性测试

为了进一步验证上文中的结论，我们做了如下敏感性测试：(1) 采用相对买卖价差作为相对有效价差的替代变量，主要研究结论不变；(2) 采用能够针对相对买卖价差进行分解的 HS 信息模型所估计的逆向选择分量替代 LSB 逆向选择分量，主要研究结论不变；(3) 在 HS 模型下，将相对买卖价差分解成两部分，一部分代表信息成本，与逆向选择假设相对应，另外一部分代表交易成本 (非信息成本)，与交易假设相对应，这两部分分别作为 LSB 相对有效价差成分的替代变量，主要研究结论不变；(4) 采用弱流动性指标作为相对有效价差的替代变量，主要研究结论不变；(5) 以换手率作为指示交易活跃程度的流动性指标进行检验，主要研究结论不变。由于篇幅所限，结果未一一列示。

表6 稳健性检验结果

解释变量	RQS		λ HS		RQS_ASC		RQS_TC	
	2004	2007	2004	2007	2004	2007	2004	2007
	系数 (t值)	系数 (t值)	系数 (t值)	系数 (t值)	系数 (t值)	系数 (t值)	系数 (t值)	系数 (t值)
Intercept	-1.426*** (-3.008)	0.273 (0.504)	2.465*** (7.132)	-2.664*** (-10.698)	1.039 (1.623)	-2.391*** (-5.058)	-3.336*** (-7.458)	0.248 (0.440)
Price	-0.339*** (-6.986)	0.094** (2.501)	0.290*** (8.203)	0.112*** (6.491)	-0.049 (-0.747)	0.205*** (6.282)	-0.468*** (-10.229)	0.074* (1.905)
MC	-0.227*** (-10.232)	-0.374*** (-20.115)	-0.261*** (-16.156)	0.075*** (8.751)	-0.488*** (-16.311)	-0.299*** (-18.426)	-0.109*** (-5.226)	-0.387*** (-20.005)
BM	-0.070*** (-2.732)	-0.054** (-2.172)	0.058*** (3.145)	0.010 (0.886)	-0.011 (-0.326)	-0.044** (-2.020)	-0.082*** (-3.398)	-0.056** (-2.146)
VAR	-0.246*** (-4.247)	-0.314*** (-3.064)	-0.301*** (-7.115)	0.379*** (8.040)	-0.547*** (-6.991)	0.065 (0.726)	-0.072 (-1.319)	-0.380*** (-3.552)
DC	0.001 (1.020)	0.005*** (4.069)	0.004*** (5.497)	0.000 (-0.623)	0.005*** (3.725)	0.004*** (4.331)	0.000 (-0.373)	0.005*** (3.965)
Fund	-0.005 (-1.373)	0.011*** (6.570)	0.002 (1.011)	-0.002*** (-2.841)	-0.002 (-0.472)	0.009*** (6.027)	-0.004 (-1.416)	0.012*** (6.532)
Block	0.045*** (2.957)	0.076*** (4.829)	0.067*** (5.964)	-0.013* (-1.864)	0.112*** (5.413)	0.062*** (4.548)	0.018 (1.264)	0.078*** (4.809)
R-squared	0.517	0.597	0.566	0.467	0.590	0.541	0.475	0.600
F值	45.035	79.922	54.745	47.753	60.210	63.907	38.179	80.782
DW检验	1.929	2.010	2.163	2.008	1.944	2.055	2.021	2.003
观测数	289	374	289	374	289	374	289	374

注：\*\*\*表示在 1% 水平上显著，\*\*表示在 5% 水平上显著，\*表示在 10% 水平上显著

## 四、研究结论与政策建议

### 1. 研究结论

本文通过对深圳证券交易所上市的 2004 年的 289 家公司和 2007 年的 374 家公司样本进行研究,采用多元线性回归的分析方法,检验了股权结构与流动性的关系,并检验了股权结构作用于流动性的内在机制。结论如下:

(1) 本文所采用的三个股权结构变量对流动性水平基本上是负面的影响,都不同程度上增加了信息成本和交易成本。区别在于 2004 年主要通过信息成本作用于流动性水平,而 2007 年主要通过交易成本作用于流动性水平,这造成了 2004 年与 2007 年对逆向选择分量回归中的系数符号相反。可能的原因在于 2007 年市场监管环境要好于 2004 年,使得 2007 年的信息环境优于 2004 年,这在一定程度上抑制了知情交易的发生。

(2) 直接控股股东实质上与第一大股东高度一致,在 2004 年,股份制改革尚未开始,直接控股股东所持股份多为非流通股,市场上的交易者在交易中并未将其作为成本因素,因此 2004 年直接控股股东持股比例与交易成本无显著相关关系;到了 2007 年,股份制改革基本完成,非流通股转化为流通股,交易者在市场交易中将其纳入成本的考虑,结果增大了交易成本,因此直接控股股东持股比例与交易成本显著正相关。

(3) 在 2007 年股权结构变量与交易成本显著正相关。原因在于直接控股股东和大股东不会频繁变动自己所持有的股票。而基金持股对市场流动性的影响逐渐凸显,在 2007 年与流动性负相关的原因在于,基金由于其投资特点并不会频繁地买卖股票,因此其交易活跃程度低于市场平均水平。

(4) 股权集中确实损害了市场的流动性,并且是通过信息成本与交易成本两方面共同影响流动性水平。股权集中一方面导致信息不对称程度升高,大股东利用信息优势进行知情交易获利,另一方面大股东的交易活跃程度也远低于市场平均水平,导致交易成本增加。

(5) 股权结构对流动性影响的两个假设(逆向选择假设和交易假设)得到了检验。理论上认为股权结构通过两种途径改变流动性水平,一是改变信息不对称程度来改变信息成本,二是改变交易活跃程度来改变交易成本。因此本文认为,直接股东持股比例、基金持股比例和大股东个数在两方面均不同程度对流动性施加了影响,从而最终降低了流动性水平。

本文的研究可能存在着以下不足:(1) 本文未控制行

业变量。主要原因在于国内外相关研究鲜有对行业变量进行控制,且根据深交所的“股票市场绩效报告”,本文已将流动性与其它行业差异较大的金融行业从样本中删除。但是,我们认为,行业特征仍有可能对研究结论产生一定的影响;(2) 样本期间中,基金数量变动较大。由于 2007 年基金交易较为活跃,导致 2007 年与 2004 年基金持股比例差异较大,也可能对研究结论产生影响。

### 2. 政策建议

结合本文结论与中国市场的实际情况,综合考虑公司治理与流动性之间的权衡,本文提出如下政策建议:

(1) 直接控股股东应当适当降低持股比例。虽然相当多的公司样本属于国有性质,而国有股或者国有法人股往往持股份额巨大,在股改完成、限售股解限的条件下选择适当的时机释放一部分流动性给市场,增强市场流动性,另一方面也能避免一股独大、缺乏监督的局面,改善公司治理环境。

(2) 尽管在 2007 年的实证中显示基金持股降低了市场的流动性,但考虑到 2007 年中国股票市场的实际情况,基金具有稳定资本市场的作用,一定程度上缓解了市场上的交易过热。相较于欧美市场,我国基金发展水平较低,基金仍需予以大力的发展。但从统计数据来看,基金持股仍有一定的偏好,部分公司的股票无基金持有,马太效应较为严重,基金的这种“扎堆”行为导致了基金对流动性的显著影响,这里面当然有上市公司自身的原因,但基金应该更为分散地选择股票,发挥其监督职能,降低代理成本。

(3) 大股东个数不宜多。在所选取的所有公司样本中都至少有一个大股东,大股东个数一方面反映了股权集中程度,另一方面又反映了股权相对制衡程度,回归结果显示大股东个数更多反映了股权的集中,不利于信息环境的改善。但整体来看,大股东从信息成本和交易成本两方面降低了市场的流动性,因此理想的股权结构应该更为分散。

## 参考文献

- [1] Demsetz, H.. The Cost of Transacting. Quarterly Journal of Economics, 1968, (82): 33-53.
- [2] Maug, E.. Large Shareholder as Monitors: Is There A Trade-off between Liquidity and Control? Journal of Finance, 1998, (53): 65-98.
- [3] 陆静. 基于流动性的证券价格研究. 全国优秀博士学位论文, 重庆大学, 2003.
- [4] P., Brockman., D., Y., Chung., Xuemin, Yan. Block Owner-



- ship, Trading, and Market Liquidity. SSRN Working Paper, 2008.
- [5] Bhidé, A.. The Hidden Costs of Stock Market Liquidity. Journal of Financial Economics, 1993, (34): 31-51.
- [6] Glosten, L., R., Milgrom, P., R.. Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders. Journal of Financial Economics, 1985, (14): 71-100.
- [7] Chiang, R., Venkatesh, P., C.. Insider Holdings and Perceptions of Information Asymmetry: A note. Journal of Finance, 1988, (43): 1041-1048.
- [8] Glosten, L., R., L., E., Harris. Estimating the Components of the Bid-ask Spread. Journal of Financial Economics, 1988, (21): 123-142.
- [9] A., Sarin., K., A., Shastri.. Ownership Structure and Stock Market Liquidity. SSRN Working Paper, 2000.
- [10] Naes, R.. Ownership Structure and Stock Market Liquidity. NBER Working Paper, 2004.
- [11] La Porta, R., F., Lopez-de-Silanes., A. Shleifer., R., W., Vishny. Agency Problems and Dividend Policies around the World. Journal of Finance, 2000, (55): 1-33.
- [12] C., Comerton-Forde., J., Rydge. Director Holdings, Shareholder Concentration and Illiquidity. SSRN Working Paper, 2006.
- [13] Tinic, S., M.. The Economics of Liquidity Services. The Quarterly Journal of Economics, 1972, (86): 79-93.
- [14] Hamilton, J., L.. Marketplace Organization and Marketability: Nasdaq, the Stock Exchange and the National Market System. Journal of Finance, 1978, (33): 487-503.
- [15] A., Sarin., K., Shastri. Ownership Structure and Stock Market liquidity. SSRN Working Paper, 2000.
- [16] Jennings, W., K., Schnatterly., P., Seguin. Institutional Ownership, Information, and Liquidity. Advances in Financial Economics, 2002, (7): 41-71.
- [17] Holmstrom, B., J., Tirole., Market Liquidity and Performance Monitoring. Journal of Political Economy, 1993, (101): 678-709.
- [18] Heflin, F., K., W., Shaw. Blockholder Ownership and Market Liquidity. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2000, (35): 621-633
- [19] E., Ginglinger., J., Hamon. Ownership, Control and Market Liquidity. SSRN Working Paper, University Paris Dauphine, 2007.
- [20] P., Brockman., Xuemin, Yan. Block Ownership and Firm-specific Information. SSRN Working Paper, University of Missouri, 2008.
- [21] Demsetz, H., K., Lehn. The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences. Journal of Political Economy, 1985, (93): 1155-1177.
- [22] 吴卫星, 汪勇祥, 成刚. 信息不对称与股权结构: 中国上市公司的实证分析. 系统工程理论与实践, 2004, (11).
- [23] Pagano M., Roell A.. Transparency and Liquidity: A Comparison of Auction and Dealer Markets with Informed Trading. Journal of Finance, 1996, 51(2): 579-612.
- [24] Chowdhry B., Nanda V.. Multi-market Trading and Market Liquidity. Review of Financial Studies, 1991, (4): 483-511.
- [25] Grossman, S., Stiglitz, J., E.. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. American Economic Review, 1980, (80): 393-408.
- [26] Rubin, A.. Ownership Level, Ownership Concentration and Liquidity. Journal of Financial Markets, 2007, (10): 219-248.
- [27] Easley, D., M. O'Hara. Prices, Trade Size and Information in Security Markets. Journal of Financial Economics, 1987, (33): 173-199.
- [28] Merton, R.. A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information, Journal of Finance, 1987, (42): 483-510.
- [29] Schwartz, R., Shapiro, J.. The Challenge of Institutionalization of the Equity Market, in Recent Developments in Finance. New York Salomon Center, 1992.
- [30] 夏立军, 方轶强. 政府控制、治理环境与公司价值. 经济研究, 2005, (5).
- [31] 夏冬林, 林震晨. 我国审计市场的竞争状况分析. 会计研究, 2003, (3).
- [32] 樊行健, 刘浩, 郭文博. 中国资本市场应计异象问题研究. 金融研究, 2009, (5).
- [33] Lin, J., C., G., C., Sanger., G., G., Booth. Trade Size and Components of the Bid-ask Spread. The Review of Financial Studies, 1995, (8): 1153-1183.
- [34] Huang, R., D., H., R., Stoll. The Components of the Bid-ask Spread: A General Approach. The Review of Financial Studies, 1997, (10): 995-1034.
- [35] 涂云花. 中国股票市场流动性及影响因素的研究. 优秀硕士学位论文. 2009.
- [36] 唐国钟, 赵景文. 中国上市公司行业投资价值分析. 上海金融. 2004, (12).
- [37] 靳云汇, 杨文. 上海股市流动性影响因素实证分析. 金融研究, 2002, (6).
- [38] 屈文洲. 股票市场微观特征: 中国现状与国际比较. 金融研究, 2006, (5).

## 注释

- ① 本文选择 2004 年和 2007 年作为样本区间的理由如下:首先, 2005 年 4 月, 股权分置改革工作正式启动, 截止 2006 年底, 股权分置改革初步完成, 市场进入全流通时代。为了剔除我国 2003 年 7 月的金融开放可能对上市公司政策制定所造成的影响, 同时, 2004 年是股权分置改革的前一年, 2007 年是股权分置改革的后一年, 本文选择这两年, 是为了避免研究噪音。其次, 本文借鉴陈浪南和屈文洲(2001)选取研究时间的方法, 根据股市的市场格局划分为上升、下跌区间, 由此本文选取的样本期间为 2004 年和 2007 年, 即熊市和牛市期间, 以增强研究结论的稳健性; 再次, 为了避免股改以外的其它因素在研究期间可能对流动性产生的影响, 本文参考国内外相关文献, 使用股票价格, 市场价值, 账面市值比和收益波动率等变量进行了控制, 从而最大程度地控制住股改以外的因素对流动性造成的影响。
- ② 相对价差包括相对有效价差和相对买卖价差。在实证研究中, 相对有效价差与相对买卖价差是理论模型(LSB 和 HS 模型)中买卖价差的替代变量。
- ③ 我国是订单驱动市场, 根据国内外学者的研究(Glosten, 1994; 陆静, 2003 等)指出, 订单驱动市场的买卖价差中不包含存货成本, 但仍包含逆向选择分量。因此, 本文参照国内外对订单驱动市场研究的主流做法, 使用 LSB 和 HS 模型计算逆向选择分量。
- ④ 本文中的直接控股股东数据来自于 CSMAR 数据, 经对比发现与第一大股东基本一致, 本文为了体现其内部人股东的性质, 则采用“直接控股股东”的提法。
- ⑤ 根据 CSMAR 数据库计算而得。
- ⑥ 本文对市场价值的处理理由如下: 首先, 目前对市场价值的计算主要存在以下四种方法: 一是采用总股本数乘以日收盘价, 这是目前国内外采用最多的方法, 这种方法的不足是, 它把非流通股的价值等同于流通股的价值; 二是不考虑非流通股, 采用流通股数乘以日收盘价, 这种方法“忽略了非流通股的影响, 会低估非流通股比重大的公司的规模”; 三是考虑流通股与非流通股, 非流通股的价值用每股净资产计算, 但是, 在计算公司非流通股市值时用每股净资产作为近似替代, 这可能低估公司的价值; 四是采用将不流通股或限售股按一定比例进行折价, 但是, 目前定价的比例并未形成定论。由此可见, 每种方法都存在优势和不足, 难以区分孰优孰劣。其次, 不论采用哪种方法进行衡量, 以往的研究得出的结论都是市场价值与流动性水平正相关。再次, 市场价值不是本文的主要研究变量, 仅将其作为控制变量纳入模型中。综合以上三方面的考虑, 本文对 2004 年和 2007 年市场价值的计算作了简化处理, 采用国内外最常用的做法, 将总股本数乘以日收盘价的平均价

格来计算市场价值。

- ⑦ 从统计的角度上讲, 对模型(10)两边取对数, 再结合模型(8)、(9), 可以推得模型(12)。进一步可知, 模型(12)的变量系数是模型(8)和(9)的相应变量系数之和。也就是说, 在模型(8)和(9)确定后, 在模型(10)和相同样本数据的条件下, 模型(12)似乎是多余的; 但是, 从理论的角度和文章研究的目的来看, 模型(8)、(9)、(12)的回归系数所代表的含义是不同的, 进而对研究结论产生不同的影响, 理由如下: 首先, 模型(8)、(9)反映的是股权结构与相对有效价差、股权结构与信息不对称的关系, 仅能初步验证假设中关于股权结构与流动性之间的关系, 不能反映信息成本与交易成本的替代作用; 其次, 模型(12)、(13)正是为了反映上述的替代机制, 分别从信息成本和交易成本的角度考察了股权结构对流动性的深层次影响, 以使假设得到进一步验证。

**作者简介** 屈文洲, 厦门大学管理学院教授、博士、博士生导师, 研究方向为资本市场理论、公司财务管理; 谢雅璐, 厦门大学管理学院财务学系博士研究生, 研究方向为资本市场理论、公司财务管理; 高居先, 厦门大学管理学院财务学系硕士研究生, 研究方向为财务管理

### The Empirical Research for the Relationship between Ownership Structure and Liquidity under the Influence of the Information Asymmetry

Qu Wenzhou, Xie Yalu, Gao Juxian

School of Management, Xiamen University

**Abstract** The trend of research on ownership structure with view of financial market microstructure is just rising; this article investigates the relationship between ownership structure and liquidity with impact of information asymmetry at financial market microstructure level, and sets foot on the theory and empirical study of relationship between ownership structure and liquidity. The article conducts a research work on Shenzhen Stock Exchange's firms in 2004 and 2007 and finds that ownership structure influenced liquidity mainly through the informational cost in 2004, but which influenced liquidity mainly through the trading cost. Before reforming of non-tradable shares, Direct controlling shareholder had no impact on the trading cost, and after reforming of non-tradable shares, direct controlling shareholder increased the trading cost. With fund developing, fund gradually affect liquidity, and somehow increased trading cost. Numbers of block shareholder increased not only informational cost but also trading cost, and did harm to liquidity.

**Key Words** Ownership Structure; Liquidity; Information Asymmetry