

引入信息成本的信息结构与股权融资成本*

晏艳阳 周志¹

(湖南大学金融与统计学院, 长沙 410006)

摘要: 在 Easley 和 O'Hara (2004) 的理性预期模型的理论框架下, 本文构建了一个引入信息成本因素的信息结构模型, 从信息结构的四个方面: 信息成本、信息风险、信息披露的质量和先验信息的质量研究了信息结构与股权融资成本之间的关系。在实证研究中, 选取市场微观结构理论中的逆向选择成本、知情交易概率—PIN 分别作为信息成本和信息风险的衡量指标, 文章发现: 信息成本与股权融资成本之间呈倒'U'型曲线关系; 信息风险越高的股票股权融资成本越高; 信息披露质量越高的公司, 股权融资成本越低; 在中国市场上, 和公司的上市年限相比, 公司规模更适合作为先验信息的一个代理变量, 与股权融资成本负相关。

关键词: 股权融资成本 信息成本 信息风险 信息披露的质量 先验信息质量

1 引言

资本市场是一个信息流动和资金流动的市场。交易成本以及市场结构性摩擦的存在使得交易者所获取的信息是非对称的, 知情交易者根据拥有的私人信息来改变自己的投资组合, 他们往往持有“好消息”的股票, 而不知情交易者在交易中总是处于信息劣势, 他们总是“后知后觉”, 往往持有“坏消息”的股票, 因此, 不知情交易者对于具有较多私人信息的股票要求更高的风险补偿。市场上私人信息和公共信息的组成对投资者的理性预期和股票均衡价格的形成产生一定的作用, 进而影响上市公司的股权融资成本。从公司层面来看, 公司管理层与投资者之间由于信息不对称而容易导致逆向选择问题, 上市公司通过选择信息披露的数量、信息披露的质量来影响投资者关于公司股票价格的预期, 进而对公司的股权融资成本产生影响。

在最初的研究中, 大部分学者都假设信息的获取是不需要成本的, 这一与现实状况严重背离的假设渐渐被研究者们放弃。Demsetz^[1]在 1968 年发表的论文《交易成本》对研究信息成本、资产价格的形成起着重要推动作用, 也同时标志着市场微观结构理论的兴起。Bagehot^[2]首次尝试用信息成本来解释买卖价差, 他将交易者分为知情交易者和不知情交易者, 不知情交易者主要是满足流动性需求而进行交易, 知情交易者通过付出一定的信息成本而获取私人信息, 他们利用自己的信息优势来与做市商进行交易而赚取利润。为了避免破产, 做市商通过设定买卖报价差来弥补与知情交易者交易所带来的损失。Copeland 和 Galai^[3]建立了关于做市商定价问题的单时期模型解释了 Bagehot^[2]所提出的论断, 即只要有信息成本就足以导致市场价差存在。Amihud 和 Mendelson^[4]指出, 在缺乏流动性的市场中, 投资者由

* 感谢国家自然科学基金重点项目(编号: 71031004), 教育部博士点基金项目(编号: 20110161110023)资助。

¹ 晏艳阳, 湖南大学金融与统计学院党委书记、教授、博士生导师, 邮政编码 410006, 邮箱: hnyy@hnu.edu.cn;

周志(通讯作者), 湖南大学金融与统计学院硕士研究生, 电子信箱: zhouzhiapple@126.com。

于承受更高的交易成本而要求更高的风险溢价，所以预期收益是信息成本的减函数。

私人信息对于股票价格的形成起着重要的作用，很多学者通过构建理论模型间接地研究了信息结构与股权融资成本之间的关系。Grossman 和 Stiglitz^[5]奠定了理性预期模型的基础，之后，学者们在他们的典型分析基础上做了很多尝试：Wang^[6]构建了一个两期多资产模型，认为知情交易对风险溢价有正负两方面的效应，因此，知情交易对风险溢价的作用是不确定的；Easley 和 O'Hara et al^[7]在实证研究中将信息风险（PIN）纳入到三因素模型中，他们认为信息风险能够解释超额收益，是系统风险的组成部分；Easley 和 O'Hara^[8]通过构建一个理性预期信息结构模型，发现私人信息和公共信息之间的不同组成影响股权成本。他们认为私人信息比例、知情交易者比例、“好消息”、“坏消息”能对股权融资成本产生影响。与以往研究不同的是 Easley 和 O'Hara^[8]的信息结构模型是第一个真正意义上研究信息结构与股权融资成本的理论模型，对后续的研究产生了深远的影响，但也有学者提出了与之完全不同的观点，如 Lambert 和 Verrecchia^[9]认为在完全竞争市场中，信息不对称不会导致逆向选择，不知情交易者补偿不会得到市场的补偿，私人信息不能成为股票价格的一个风险因子。

还有学者从信息披露质量角度来直接研究信息结构与股权融资成本之间的关系。通过实证检验，他们发现信息披露质量的提高有助于降低投资者与公司之间的信息不对称，从而降低上市公司的股权融资成本(Botosan^{[10][11]}；汪炜，蒋高峰^[12]；曾颖，陆正飞^[13])，上述研究的区别在于信息披露质量指标的选取或股权融资成本的计算方法不同，如 Botosan^[10]构建了自己的信息披露质量指标，曾颖，陆正飞^[13]则使用深交所信息披露评级。

总的来说，Easley 和 O'Hara^[8]是所有研究中的集大成者，形成了比较系统的探讨信息结构与股权成本之间关系的理论分析框架，但是在他们的研究中，信息结构并不包括信息成本，并且他们的研究中只包括理论模型，并未能提供实证分析。本文的研究在此基础上进行拓展，主要贡献体现在以下几个方面：（1）在 Easley 和 O'Hara^[8]的理论分析框架下构建了引入信息成本的信息结构模型，其中信息结构包括四个部分：信息成本、信息风险、信息披露的质量和先验信息的质量；（2）将市场微观结构理论与公司金融理论有机融合，并采用中国上市公司的数据进行实证分析。在指标的选取上，采用 PIN 和逆向选择成本分别作为信息风险和信息成本的代理变量；（3）在实证分析中，本文发现信息成本与股权融资成本呈倒‘U’型关系，公司规模是一个有解释力的关于先验信息质量的代理指标。本文内容安排如下：第一部分为模型的构建；第二部分为研究设计；第三部分为样本、数据与实证结果；第五部分为结论。

1 模型的构建

本文以 Easley 和 O'Hara^[8]的信息结构模型框架为基础，构建了引入信息成本的信息结构模型，从信息结构的四个方面：（1）信息成本，（2）信息风险，（3）信息披露的质量，（4）先验信息的质量，来研究信息结构对股权融资成本的影响。

1.1 理论假设

Easley 和 O'Hara^[8]的信息结构模型中，假设有两种资产可供投资者选择，无风险资产和风险资产。无风险资产为货币，价格是固定的常数 1，风险资产为 K 种可供选择的股票。

股票 k 未来的价格为 $v_k \sim N(\bar{v}_k, \rho_k^{-1})$ 其中 ρ_k 为精确度。每种股票的供给为 $x_k \sim N(\bar{x}_k, \eta_k^{-1})$ 。模型分为两个时期，在 0 时期，投资者选择投资组合，以价格 $(1, p_1, \dots, p_k)$ 买入无风险资产和股票，这个时候，投资者收到 I_k 个关于股票 k 的未来价格的信息，其中私人信息的比例为 α_k ，公共信息的比例为 $1 - \alpha_k$ ， I_k 是整数。这些关于股票未来价格的预期 $s_{k1}, s_{k2}, \dots, s_{kI_k}$ 独立地分布于 $N(v_k, \gamma_k^{-1})$ 。在 1 时期，投资者以价格 $(1, \bar{v}_1, \dots, \bar{v}_k)$ 卖出股票，获取投资回报。

本文在 Easley 和 O'Hara (2004) 的信息结构模型基础上引入信息成本，假设所有投资者在交易开始时获取公共信息，并且他们决定是否花费信息成本成为知情交易者。交易者获取先验信息和公共信息成本的分别为 $c_k^{prior} \sim N(0, \phi^{-1})$ ， $c_k^{pub} \sim N(0, \varphi^{-1})$ ，而知情交易者获取第 i 条私人信息所付出的信息成本为 c_{ki} ， $i = 1, \dots, \alpha I$ ， $c_{ki} \sim N(\bar{c}_k, \varphi_k^{-1})$ 。不知情交易者仅仅拥有公共信息，而知情交易者同时拥有私人信息和公共信息。假设知情交易者的比例为 $\mu_k(\bar{c}_k)$ ，不知情交易者的比例为 $1 - \mu_k(\bar{c}_k)$ 。 μ_k 是信息成本的函数，信息成本越大，知情交易者的比例越低。

1.2 引入信息成本的信息结构模型的推导

每个投资者通过调整他们对资产 $k=1, \dots, K$ 的需求，使自己的效用最大化。引入信息成本后，投资者 j 满足初始预算约束：

$$m^j + \sum_k (p_k + c_k^j) z_k^j = \bar{m}^j \quad (1)$$

z_k^j 是投资者 j 买入股票 k 的数量， m^j 是投资者 j 持有货币的数量。 \bar{m}^j 是投资者 j 的初始值， c_k^j 为信息成本。在 1 时期投资者的财富为：

$$\tilde{w}^j = \sum_k v_k z_k^j + m^j \quad (2)$$

将 (1) 式代入 (2) 式中，我们有：

$$\tilde{w}^j = \sum_k [v_k - (p_k + c_k^j)] z_k^j + \bar{m}^j \quad (3)$$

投资者 j 的效用函数为 $U(\tilde{w}^j) = -e^{-\delta \tilde{w}^j}$ ，其中 δ 为风险厌恶系数。投资者根据自己所拥有的信息认为股票的回报是独立分布的， $v_k \sim N(\bar{v}_k^j, \rho_k^j)$ 。投资者效用最大化的目标函数为：

$$\max_{(z_k^j)_{k=1}^K} E(\tilde{w}^j) - \left(\frac{\delta}{2}\right) \text{Var}^j[\tilde{w}^j] = \max_{(z_k^j)_{k=1}^K} \sum_k [\bar{v}_k^j - (p_k + \bar{c}_k^j)] z_k^j + \bar{m}^j - \frac{\delta}{2} (z_k^j)^2 \quad (4)$$

(4) 式对 z_k^j 求导，得到投资者 j 对股票 k 的需求函数：

$$z_k^j = \frac{\bar{v}_k^j - (p_k + \bar{c}_k^j)}{\delta(\rho_k^j)^{-1}} \quad (5)$$

(5) 式表明，投资者 j 对资产 k 的需求取决于投资者对股票未来价格的预期 \bar{v}_k^j ，获取私人信息所付出的信息成本 \bar{c}_k^j ，风险厌恶系数 δ ，以及先验信息的质量 ρ_k^j 。

知情交易者对未来股票价格预期的精确度为先验信息的精确度与所获得的私人信息和公共信息精确度之和。

$$\rho_k^j = \rho_k + \gamma_k I_k \quad (6)$$

交易者对股票未来价格的预期是以精确度为权重的价格的加权平均。知情交易者对股票未来价格的预期为：

$$\bar{v}_k^I = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \gamma_k \sum_{i=1}^{I_k} s_{k_i}}{\rho_k + \gamma_k I_k} \quad (7)$$

知情交易者对信息成本的预期是以精确度为权重的加权平均成本。信息的总精确度越高，交易者对未来股票价格的预测越准确，那么信息成本也就越确定，信息成本的精确度之和与信息的精确度之和正相关，在此我们不妨假设所有信息成本的精确度与所有信息的精确度之和是相等的，即： $\phi_k + I_k \varphi_k = \rho_k + \gamma_k I_k$ ，因此，知情交易者对信息成本的预期为：

$$\bar{c}_k^I = \frac{\phi_k c_k^{prior} + \varphi_k \sum_{i=1}^{I_k} c_{k_i} + \varphi_k \sum_{i=I_k+1}^{I_k} c_k^{pub}}{\rho_k + \gamma_k I_k} \quad (8)$$

将（6）、（7）、（8）式代入（5）中，我们可以得到知情交易者对股票 k 的需求为：

$$z_k^I = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \gamma_k \sum_{i=1}^{I_k} s_{k_i} - p_k(\rho_k + \gamma_k I_k) - \varphi_k \sum_{i=1}^{I_k} c_{k_i}}{\delta} = DI^*(s_{k_i}, p_k, c_{k_i})^2 \quad (9)$$

市场中的不知情交易者仅仅知道公共信息，但是他们具有一定的学习能力，能够根据市场上股票的价格理性地推断潜在的信息。假设不知情交易者所认知的价格方程为：

$$p_k = a \bar{v}_k + b \sum_{i=1}^{\alpha_k I_k} s_{k_i} + c \sum_{i=\alpha_k I_k+1}^{I_k} s_{k_i} - d x_k + e \bar{x}_k - f \varphi_k \sum_{i=1}^{\alpha_k I_k} c_{k_i} \quad (10)$$

其中 a 、 b 、 c 、 d 、 e 、 f 为待定系数。假设不知情交易者从价格中推断的信息为：

$$\begin{aligned} \theta_k &= \frac{p_k - a \bar{v}_k - c \sum_{i=\alpha_k I_k+1}^{I_k} s_{k_i} + (d-e) \bar{x}_k + f \varphi_k \sum_{i=1}^{\alpha_k I_k} c_{k_i}}{b \alpha_k I_k} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^{\alpha_k I_k} s_{k_i}}{\alpha_k I_k} - \left(\frac{d}{b \alpha_k I_k} \right) (x_k - \bar{x}_k) \sim N(v_k, \rho_{\theta k}^{-1}) \end{aligned} \quad (11)$$

通过（11）式，不知情交易者可以计算出对股票未来价格预期的精确度 $\rho_{\theta k}$ 。

$$\rho_{\theta k} = \left[\left(\frac{d}{b \alpha_k I_k} \right) \eta_k^{-1} + \left(\frac{1}{\alpha_k I_k} \right) \gamma_k^{-1} \right]^{-1} \quad (12)$$

不知情交易者拥有先验信息、公共信息和由股票价格推断出来的信息。那么不知情交易者对未来股票价格的预期为：

$$\bar{v}_k^U = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \gamma_k \sum_{i=\alpha_k I_k+1}^{I_k} s_{k_i} + \theta_k \rho_{\theta k}}{\rho_k + \gamma_k (1 - \alpha_k) I_k + \rho_{\theta k}} \quad (13)$$

不知情交易者对未来股票价格的预期的精确度为：

$$\rho_k^U = \rho_k + \gamma_k (1 - \alpha_k) I_k + \rho_{\theta k} \quad (14)$$

将（13）、（14）式代入（5）式中，得到非知情交易者对股票 k 的需求

$$z_k^U = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \gamma_k \sum_{i=\alpha_k I_k+1}^{I_k} s_{k_i} + \theta_k \rho_{\theta k} - p_k(\rho_k + \gamma_k (1 - \alpha_k) I_k + \rho_{\theta k})}{\delta} = DU_k^*(\sum_{i=1}^{I_k} s_{k_i}, \theta_k, p_k) \quad (15)$$

在均衡状态下，股票 k 的需求等于供给：

$$\mu_k DI^*(\sum_{i=1}^{I_k} s_{k_i}, p_k, c_{k_i}) + (1 - \mu_k) DU_k^*(\sum_{i=1}^{I_k} s_{k_i}, \theta_k, p_k) = x_k \quad (16)$$

将式（9）和（15）式代入（16）式中，我们可以推导出股票 k 的价格：

$$p_k = \frac{\rho_k \bar{v}_k + \gamma_k \sum_{i=\alpha_k I_k+1}^{I_k} s_{k_i} + \mu_k \gamma_k \sum_{i=1}^{\alpha_k I_k} s_{k_i} + (1 - \mu_k) \theta_k \rho_{\theta k} - \mu_k \varphi_k \sum_{i=1}^{\alpha_k I_k} c_{k_i} - \delta x_k}{\rho_k + \gamma_k I_k (1 - \alpha_k) + \mu_k \alpha_k \gamma_k I_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}} \quad (17)$$

² 在知情交易者和不知情交易者的需求函数中，考虑到为简化公式，本文未将公共信息成本和先验信息成本列示出来，由于这两类信息的均值为 0，在求解股权融资成本的过程中，并不会影响结果。

将 (17) 与先前假设的股票价格 (10) 式进行类比, 可以求出 (10) 式中的参数:

$$a = \frac{\rho_k}{H_k}, \quad b = \frac{\mu_k \gamma_k + \frac{(1-\mu_k)\rho_{\theta k}}{\alpha_k I_k}}{H_k}, \quad c = \frac{\gamma_k}{H_k},$$

$$d = \frac{\delta + \frac{(1-\mu_k)\rho_{\theta k}\delta}{\alpha_k I_k \mu_k \gamma_k}}{H_k}, \quad e = \frac{\frac{(1-\mu_k)\rho_{\theta k}\delta}{\alpha_k I_k \mu_k \gamma_k}}{H_k}, \quad f = \frac{\mu_k \varphi_k}{H_k}$$

其中, $H_k = \rho_k + \gamma_k I_k (1 - \alpha_k) + \mu_k \alpha_k \gamma_k I_k + (1 - \mu_k) \rho_{\theta k}$, $\rho_{\theta k} = \left[\left(\frac{d}{b \alpha_k I_k} \right) \eta_k^{-1} + \left(\frac{1}{\alpha_k I_k} \right) \gamma_k^{-1} \right]^{-1}$

交易者持有股票 k 的每股收益为 $v_k - p_k$ 。对于不同的投资者, 他们持有股票 k 的预期回报与他们所拥有的信息集 I 有关, 表示为 $E[v_k|I] - p_k$ 。股票 k 的每股预期收益为 $E[E[v_k|I] - p_k] = E[v_k - p_k]$ 。通过推导, 股票 k 的每股均衡收益表示为:

$$E[v_k - p_k] = \frac{\delta \bar{x}_k + \alpha_k I_k \mu_k \varphi_k \bar{c}_k}{H_k} \quad (18)$$

(18) 式反应了私人信息的分布对股票每股均衡收益的影响。对于拥有更多私人信息的股票, 投资者面临更高的风险, 从而要求更高的均衡收益。从公司层面来讲, 投资者要求的回报也就是公司的股权融资成本, 因此, 拥有更多私人信息和较少私人信息的公司具有较高的股权融资成本。我们通过 (18) 式分别对 \bar{c}_k 、 α_k 、 γ_k 、 ρ_k 求导来研究信息结构对均衡收益的影响, 从而研究了信息结构对股权融资成本的影响, 我们得到了以下推论:

推论 1: 信息成本对每股收益的影响是不确定的, 因而对股权融资成本的影响也是不确定的。它对股权融资成本的影响存在收益效应和成本效应, 一方面, 信息成本越高, 知情交易者所要求的投资回报也越高, 从而导致了股权融资成本的增加。另一方面, 信息成本越高, 交易者成为知情交易者的意愿降低, 从而降低了市场上知情交易的概率, 导致了股权融资成本的减少, 因此, 信息成本与股权融资成本之间的关系取决于两种效应的相对大小。

$$\frac{\partial E[v_k - p_k]}{\partial \bar{c}_k} = \frac{\alpha_k I_k \varphi_k \mu_k H_k - (\delta \bar{x}_k + \alpha_k I_k \mu_k \varphi_k \bar{c}_k) \frac{\partial \mu_k}{\partial \bar{c}_k}}{H_k^2} + \frac{[\alpha_k I_k \varphi_k \bar{c}_k H_k + (\delta \bar{x}_k + \alpha_k I_k \mu_k \varphi_k \bar{c}_k) \rho_{\theta k}] \frac{\partial \mu_k}{\partial \bar{c}_k}}{H_k^2} \quad (19)$$

其中, $\frac{\partial \mu_k}{\partial \bar{c}_k} < 0$

推论 2: 私人信息所占比例越大, 信息风险越大, 投资者所要求的每股收益越高, 上市公司的股权融资成本越高。

$$\frac{\partial E[v_k - p_k]}{\partial \alpha_k} = \frac{I_k \mu_k \varphi_k \bar{c}_k H_k + (\delta \bar{x}_k + I_k \mu_k \varphi_k \bar{c}_k) (1 - \mu_k) \gamma_k I_k (1 + \alpha_k I_k \eta_k \mu_k^2 \gamma_k \delta^{-2})^{-2}}{H_k^2} > 0 \quad (20)$$

当私人信息占比较大时, 不知情交易者不能够很好地从价格中推断信息, 因此, 他们认为股票具有更高的风险从而要求更高的回报。

推论 3: 信息精确度越高, 信息披露质量越高, 投资者要求的每股预期收益越低, 从而上市公司的股权融资成本越低。

$$\frac{\partial E[v_k - p_k]}{\partial \gamma_k} = - \frac{(\delta \bar{x}_k + I_k \mu_k \varphi_k \bar{c}_k)}{H_k^2} \left[(1 - \alpha_k) I_k + \alpha_k \mu_k I_k + \frac{(1 - \mu_k) \rho_{\theta k}^2}{I_k \alpha_k \gamma_k^2} \right] < 0 \quad (21)$$

推论 3 表明上市公司可以通过提高信息披露的质量来降低股权融资成本。因为较高的信

³ 限于篇幅, 作者未将证明过程列示出来, 如有需要, 可向作者索要。

息披露质量降低了上市公司与交易者之间的信息不对称程度,交易者可以更好地根据上市公司所披露的信息做出投资决策,他们所面临的投资风险也显著降低。

推论 4: 先验信息的质量越高,投资者要求的每股预期收益越低,从而上市公司的股权融资成本越低。

$$\frac{\partial E[v_k - p_k]}{\partial \rho_k} = -\frac{\delta \bar{x}_k + I_k \mu_k \varphi_k \bar{c}_k}{H_k^2} < 0 \quad (22)$$

推论 4 在实际经验上得到了一定的验证。Moskowitz、Huberman 发现很多投资者都倾向于投资于本地的上市公司,原因在于他们拥有本地上市公司更多的信息,面临较少的不确定性。

2 研究设计

本文构建了 3 个模型对推论 1、推论 2、推论 3、推论 4 进行实证检验。模型 1 和模型 2 是分别考虑公司上市年限和公司规模作为先验信息披露质量代理指标的多元线性回归。模型 3 中,考察了信息成本与股权融资成本的非线性关系的研究,并对模型 1 和模型 2 的实证结果的稳定性进行检验。

模型 1: $Equitycost = \beta_1 + \beta_2 InfCost + \beta_3 PIN + \beta_4 Rank + \beta_5 Hist + \beta_6 BM + \beta_7 Indratio + \beta_8 First + \beta_9 Beta$

模型 2: $Equitycost = \beta_1 + \beta_2 InfCost + \beta_3 PIN + \beta_4 Rank + \beta_5 Size + \beta_6 BM + \beta_7 Indratio + \beta_8 First + \beta_9 Beta$

模型 3: $Equitycost = \beta_1 + \beta_2 InfCost + \beta_3 InfCost^2 + \beta_4 PIN + \beta_5 Rank + \beta_6 Size(or Hist) + \beta_7 BM + \beta_8 Indratio + \beta_9 First + \beta_{10} Beta$

研究中涉及的变量如下

2.1 被解释变量

本文沿用了 Gebhardt et al^[14]、曾颖和陆正飞^[15]的做法,结合我国股票市场的实际情况,来计算股权融资成本。

剩余收益模型的基本公式如下:

$$P_t = B_t + \sum_{i=1}^{11} \frac{FROE_{t+i} - r_e}{(1+r_e)^i} B_{t+i-1} + \frac{FROE_{t+12} - r_e}{r_e(1+r_e)^{11}} B_{t+11} \quad (23)$$

其中, P_t 为股票价格, B_t 为每股净资产, $FROE_t$ 为第 t 期的净资产收益率预测值, r_e 为股权融资成本。

Gebhardt et al^[14] 在(23)式的基础上,将剩余收益模型分为 3 个阶段:预测期、退化期和永续期。预测期为 3 年,本文采用 Wind 数据库的证券分析师 2009—2011 年的盈余预测数据为 3 年预测期的数据。退化期为第 4 年到第 12 年,我们沿用曾颖、陆正飞^[15]的做法,退化期的 $FROE$ 数据由第 3 年的 $FROE$ 线性地退化到该股票所属行业过去 10 年平均净资产收益率。以下为各指标的计算方法:

P_t 为上年度每股收益乘以当年公司所处行业市盈率中位数。 $B_{t+i} = B_{t+i-1} + FEPS_{t+i} - FDPS_t$ 其中, $FDPS_{t+i}$ 为第 $t+i$ 期的股利预测值; $FDPS_{t+i} = FEPS_{t+i} \times k$, 其中 k 为股利发放率;

$EPS_{t+i} = \frac{FROE_{t+i} \times B_{t+i-1}}{1 - FROE_{t+i} \times (1-k)}$, $FROE_{t+i}$ 为第 $t+i$ 期的预测净资产收益率,它的计算公式为

$$FROE_{t+i} = \frac{FEPS_{t+i}}{FB_{t+i}}。$$

2.2 解释变量

1、信息成本—Infcost

Lin、Sanger 和 Booth^[16]发展了一个估计有效买卖价差的成分模型(以下简称 LSB 模型)。他们将买卖有效价差分解为逆向选择成本(信息成本)和订单处理成本,并且研究了买卖有效价差的组成成分与交易规模的关系。LSB 模型如下:

$$Q_{t+1} - Q_t = \lambda Z_t + \varepsilon_{t+1} \quad (24)$$

$$Z_{t+1} = \theta Z_t + \eta_{t+1} \quad (25)$$

$Z_t = \ln p_t - Q_t$, Q_t 为最优买卖报价的中点的对数值, ε_{t+1} 、 η_{t+1} 为随机误差项, λ 为逆向选择成本(信息成本)。本文根据 Lin^[16]根据(25)式来计算每支股票每天的逆向选择成本 λ , 然后再求出每支股票的逆向选择成本的年平均值。

$$\Delta Q_{t+1} = \lambda Z_t + e_{t+1} \quad (26)$$

2、信息风险—PIN

Easley 和 O'Hara^[17]基于市场微观结构理论构造了 EKOP 模型来测度知情交易概率—PIN。Easley 和 O'Hara^{[7][18]}采用 PIN 作为信息风险的衡量指标,他们认为信息风险是不可以分散的,能够有效地解释市场的超额收益率。因此本文沿用他们的做法,使用 PIN 作为信息风险的衡量指标。

在 EKOP 模型中,交易者处于一个动态的市场中,资产的价格随着新的信息的变化而连续地变化,交易是由一群不知情交易者和知情交易者发起的。买卖订单的不平衡代表了知情交易的水平。每个交易日, EKOP 模型交易过程的似然函数为:

$$L(\theta|B, S) = (1 - \alpha)e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} + \alpha \delta e^{-\varepsilon_b} \frac{\varepsilon_b^B}{B!} e^{-(\varepsilon_s + \mu)} \frac{(\mu + \varepsilon_s)^S}{S!} + \alpha(1 - \delta)e^{-(\mu + \varepsilon_b)} \frac{(\mu + \varepsilon_b)^B}{B!} e^{-\varepsilon_s} \frac{\varepsilon_s^S}{S!} \quad (27)$$

似然函数是一个混合分布,按照时间发生的概率加权得到。 $1 - \delta$ 表示好消息发生的概率, δ 为坏消息发生的概率, α 为市场有消息发生的概率。 $\theta = (\alpha, \mu, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s)$ 表示待估计参数。本文采用极大似然估计对五个参数进行估计。 B 和 S 分别表示交易日内主动性卖单成交笔数和主动性买单成交笔数。本文采用 Lee 和 Ready^[19]的方法来确定买卖方向。如果当前成交价格大于前一买卖报价的中位数,则认为该笔交易为买方发起的交易,否则为卖方发起的交易。若当前成交价格与前一买卖报价中位数相等,则与前笔的上一笔交易比较,直到可比较为止。

假设每天的交易都是独立的,那么我们可以给出 I 天的似然函数:

$$V = L(\theta|M) = \prod_{i=1}^I L(\theta|B_i, S_i) \quad (28)$$

(B_i, S_i) 是第 i 个交易日股票的交易数据 $i=1, \dots, I$, $M = ((B_1, S_1), \dots, (B_I, S_I))$ 。将每个交易日的主动性买单和买单代入(27)式,利用极大似然估计法估计参数 θ ,我们可以推断出不可观测的信息以及知情交易者和非知情交易者之间的分歧。估计出 5 个参数后,我们根据公

式 (29) 计算出知情交易概率 PIN。

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_s + \varepsilon_b} \quad (29)$$

其中 $\alpha\mu + \varepsilon_s + \varepsilon_b$ 是所有订单的到达率, $\alpha\mu$ 是知情交易订单的到达率。

本文采用深交所上市的公司 2009 年的逐笔交易数据, 先统计出每只股票每天的买单、卖单数量, 然后估计出每只股票的年度 PIN 值。

3、信息披露的质量衡量指标—Rank

信息披露质量的衡量一般有两种方法: 一种是构建计量指标, 如 Botosan^[10], 汪炜和蒋高峰^[12], 另一种是采用权威部门对上市公司的信息披露的评级, 如曾颖和陆正飞^[13]、陆颖丰^[20]采用深交所的信息披露评级。考虑信息披露质量数据的可获得性以及便于与以往研究对比, 本文采用深交所信息披露评级作为信息披露的质量。

4、先验信息的质量—Hist or Size

先验信息是关于上市公司以前的信息。Easley 和 O'Hara^[8]认为上市时间较长的公司更为投资者所了解, 拥有更多的先验信息。而对于那些刚上市的公司, 由于公司披露的信息较少, 他们不为投资者所熟知。投资者购买这类公司的股票将面临较大的不确定性, 因而要求更多的回报。张宗新等^[21]则认为在不对称信息条件下, 规模大、业绩好的公司具有自愿性信息披露的倾向, 他们通过自愿信息传递, 揭示上市公司的价值, 塑造公司的形象, 从而投资者所了解的大公司的信息多于小公司的信息。本文分别采用公司的上市年限和公司规模作为先验信息的代理变量。上市年限 $Hist = \ln(2009 - \text{上市年度} + 1)$, 公司规模 $Size = \ln(\text{公司的市值})$ 。

2.3 控制变量

1、第一大股东持股比例—First

股权高度集中的公司, 大股东容易对公司进行控制。他们可以任意挪用公司的资源以谋求自身的利益, 利用内幕信息操纵市场, 侵占中小股东的利益。第一大股东持股比例越高, 上市公司的信息透明度越低, 大股东与小股东之间信息不对称的程度越高, 其结果将增加投资者的风险, 从而增加上市公司的股权融资成本(沈艺峰、肖珉^[22])。

2、独立董事所占比例—Indratio

独立董事对公司起着一定的监管作用, 维护公司整体的利益, 关注中小投资者的合法权益不受损害, 在某种程度上提高了上市公司的公司治理水平。本文预计独立董事所占比例与股权融资成本负相关。

3、账面市值比—BM

Fama 和 French^[23]认为账面市值比高的公司, 其股价容易被低估, 这类股票在未来具有较高的超额收益, 因而投资者要求较低的投资回报率。与此同时, 账面市值比高的公司面临较高的系统风险, 因此被要求较高的投资回报。所以账面市值比与股权融资成本之间的关系不确定。

4、系统风险—Beta

系统风险越大, 投资者所要求的回报越高, 从而导致股权融资成本越高。

3 样本、数据与实证结果

3.1 样本选取

本文以 2009 年深圳证券交易所的上市公司为研究样本。样本筛选规则如下：（1）剔除上市年限不满三年的公司；（2）考虑连续三年盈利的公司才具有再融资资格，本文剔除前三年每股收益为负的公司；（3）剔除 PIN 值、股权融资成本为异常值的公司。本文最终样本为 186 家上市公司。本文计算逆向选择成本和 PIN 值使用的高频数据来自 CCER 高频数据库，其他数据来自于国泰安数据库，研究中使用的信息披露质量数据来源于深交所网站。股权融资成本采用 MATLAB9.0 解方程求解，高频数据采用 MATLAB 批量处理。

3.2 描述性统计

根据本文第三部分中指标的计算方法，得到了主要变量的具体数据，描述性统计结果如 1 所示。

表 1 描述性统计结果

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
股权融资成本	0.035277	0.029468	0.167462	0.005341	0.022445
上市的年限	0.997465	1.113943	1.278754	0.477121	0.222986
PIN	0.108451	0.097124	0.258721	0.044015	0.042674
信息成本	0.052221	0.051992	0.101173	0.027321	0.012273
信息披露质量	2.103825	2	3	1	0.59774
公司规模	9.78769	9.729474	11.292	8.908312	0.431613
帐市比	0.538079	0.517297	1.061481	0.152952	0.190907
独立董事占比	0.373432	0.333333	0.666667	0	0.075561
第一大股东持股比例	0.36918	0.3438	0.7175	0.0654	0.151484
Beta	1.056153	1.044746	1.558425	0.342016	0.193184

本文通过剩余收益模型计算出来的股权融资成本均值为 0.035，与曾颖、陆正飞^[13]通过剩余收益模型计算出来的股权融资成本均值 0.0316 较为接近。从统计结果来看，PIN 的方差比较小，仅为 0.012，PIN 的平均值为 0.108，PIN 指标反映了股票市场上的知情交易概率，随着我国股票市场监管的日臻完善，以及相关法规的出台，知情交易概率和以往相比有所降低。深交所上市的股票的信息成本均值为 0.052，反应了知情交易者获取私人信息付出的信息成本占买卖价差的比重为 0.052。在本文所选取的 186 个样本中，信息披露质量等级为优秀的有 43 家，合格的有 24 家，良好的公司有 119 家，信息披露质量整体水平较高。

3.3 实证结果

根据模型 1 和模型 2，在回归 1~3 和回归 4~6 中，本文分别选用公司的上市年限和公司的规模作为先验信息质量的代理指标，利用最小二乘法对解释变量进行回归。回归结果列示在表 2 中。

在以公司上市年限为先验信息代理变量的模型 1 中，从回归 2~3 的回归结果来看，信息成本（Infcost）的系数为正，并且分别在 5%和 10%的水平下是显著的，这与 Amihud 和 Mendlson^[4]的结论一致，信息成本低的股票投资者要求的收益低，从而降低了上市公司的股权融资成本。这说明信息成本的“收益效应”大于“成本效应”。信息风险（PIN）的系数在 5%的水平下显著为正，信息风险越大，市场上的信息不对称程度越严重，不知情交易者

要求更高的风险补偿，从而验证了推论 2。信息披露的质量（Rank）的系数为显著正，表明信息披露质量的提高确实降低了公司与投资者之间的信息不对称，从而降低了公司的股权融资成本。

从回归 1~回归 3 的结果来看，公司上市年限 Hist 的系数为正且不显著，因此我们并不能验证推论 4。La Porta et al^[24]认为普通法系国家金融市场相对发达、公司更多倾向于外部市场融资。中国属于大陆法系的新兴市场国家，证券市场发育程度不高、市场监管力度不强，信息披露制度不够完善，因此，公司的上市时间能否有效度量先验信息的质量是值得怀疑的。张宗新等^[20]认为在不对称信息条件下，规模大、业绩好的公司具有自愿性信息披露的倾向，并且由于大公司面临更严厉的监管，因此大公司披露的信息数量多于小公司。为了验证推论 4，在模型 2 中，我们采用公司的规模作为先验信息的质量。从回归 4~6 的结果来看，引入公司规模后，信息成本、信息风险、信息披露的质量的系数的符号保持不变，且都是显著的，验证了这几个变量与股权融资成本之间关系的稳定性。公司规模的系数显著为正，且模型的解释能力明显增强，回归 6 的可决系数达到了 0.108。因而，公司规模更适合作为先验信息的代理变量，从而验证了推论 4。

表 2 模型 1、模型 2 的多元回归结果

变量	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6
C	0.0327**	0.006465	0.0062	0.1098***	0.0878**	0.0871*
	(-2.1417)	(0.3893)	(-0.2779)	(-2.8927)	(-1.9495)	(-1.7624)
Infcost		0.4127**	0.3522*		0.5331***	0.4893***
		(-2.2912)	(-1.8491)		(-2.9208)	(-2.4862)
PIN		0.1132**	0.1218**		0.0841*	0.0898*
		(-2.2069)	(-2.3163)		(-1.6076)	(-1.6676)
Rank		-0.0059**	-0.0057**		-0.0042*	-0.0044*
		(-2.1838)	(-2.0343)		(-1.6534)	(-1.6070)
Hist	0.0069	0.007331	0.0076			
	(-0.9258)	(-0.9416)	(-0.961)			
Size				-0.0075**	-0.0083*	-0.0080*
				(-2.0051)	(-1.7603)	(-1.6432)
BM	0.0082		0.0076	0.0124		0.0091
	(-0.9289)		(-0.8637)	(-1.4327)		(-1.0418)
Indratio	-0.0470**		-0.0411*	-0.0454**		-0.0388*
	(-2.1570)		(-1.9147)	(-2.1036)		(-1.8160)
First	-0.0055		0.0037	-0.005		0.0064
	(-0.5012)		(-0.323)	(-0.4658)		(-0.5571)
Beta	0.0101		0.011	0.0105		0.0067
	(-1.2121)		(-1.2319)	(-1.2733)		(-0.7459)
R-squared	0.0458	0.067679	0.0995	0.0622	0.0789	0.1084
F	(1.7271*)	3.284811	2.4400**	2.3870	3.8751	2.6887

注：***为 1%水平上显著，**为 5%水平上显著，*为 10%水平上显著。下同。

在模型 1、模型 2 中，我们利用多元线性回归验证了推论 2、推论 3、推论 4，并且在实证检验中，得出了信息成本与股权融资成本正相关。在模型 3 中，我们检验信息成本与股权融资成本的非线性关系。回归结果列示在表 3 中。

从对模型 3 的回归结果来看，本文发现，信息成本与股权融资成本呈倒‘U’型关系，当信息成本较低时，股权融资成本随信息成本的增加而增加，这个时候知情交易者要求较高的投资回报，“收益效应”起着主导作用。当信息成本超过一定程度后，股权融资成本随着信息成本的增加反而减少，这时由于昂贵的信息成本减少了市场上的知情交易概率，并且信息成本的增加抵减知情交易者的投资回报，“成本”效应起着主导作用。

从其他解释变量来看，PIN 与股权融资成本显著正相关，Rank 与股权融资成本负相关，但是并不显著，公司规模与股权融资成本显著负相关。在模型 3 中，我们仍然能验证推论 2、推论 3、推论 4。

表 3 信息成本的非线性回归

变量	回归 7	回归 8	回归 9
C	0.0045	-0.0038	0.0095
	(0.1826)	(-0.0601)	(0.1485)
PIN		0.1349**	0.1327**
		(2.3553)	(2.2812)
Infcost	1.4117*	2.3759***	2.1970**
	(1.6832)	(2.6361)	(2.3594)
Infcost ²	-11.5689*	-15.9618**	-14.6154*
	(-1.6047)	(-2.0870)	(-1.8758)
Rank		-0.0042	-0.0044
		(-1.5593)	(-1.4248)
Size		-0.0046*	-0.0049*
		(-1.9274)	(-1.8739)
Indratio	-0.0455**		-0.0382*
	(-2.0905)		(-1.7983)
First	-0.0036		0.0071
	(-0.3244)		(0.6235)
Beta	0.0044		0.0038
	(0.4784)		(0.4136)
BM	0.0073		0.0071
	(0.8127)		(0.8134)
R-squared	0.0566	0.1006	0.1258
F-statistic	1.7910	4.0287	2.8149

4 结论

本文将市场微观结构理论与公司金融理论有机地融合，在引入信息成本的条件下构建了

一个信息结构模型，从理论上研究了信息结构与股权融资成本之间的关系。通过选用逆向选择成本、PIN、信息披露的质量、公司规模作为信息结构的代理变量，对本文的推论进行实证检验，得出如下结论：

1、信息成本对股权融资成本具有收益效应和成本效应，他们之间呈倒‘U’型关系。信息成本较低时，信息成本的“收益效应”起主导作用，股权融资成本随信息成本的增加而增加。信息成本达到一定的临界值后，信息成本的“成本效应”起主导作用，随着信息成本的增加，股权融资成本是逐渐减少的。

2、信息风险对股权融资成本有显著的正向影响，即：私人信息所占比例越大，信息风险越大，交易者所要求的每股预期收益越高，上市公司的股权融资成本越高。

3、信息披露质量对股权融资本有负向影响，信息披露质量的提高降低了投资者与公司之间的信息不对称程度，从而降低了股权融资成本。

4、与国外研究者的结论不同的是，上市公司年限并不能作为先验信息的代理指标，而当以公司规模作为先验信息的衡量指标时，发现先验信息对股权融资成本有负向效应。

参考文献

- [1]Demsetz, H. “The Cost of Transacting” [J].Quarterly Journal of Economics, 1968,82(1): 33—53.
- [2] Bagehot, W. "The only game in town"[J].Financial Analysts Journal , 1971, 22: 12-14.
- [3] Copeland T E,Dan Galai, “Information Effects on the Bid-Ask Spread”[J]Journal of Finance, 1983,38(5):1457-1469.
- [4] Amihud Y.Haim Mendelson,”Asset Pricing and the Bid-ask Spread”[J]Journal of Financial Economics, 1986,17(2):223—249.
- [5] Sanford J.Grossman and Joseph E.Stiglitz, , “On the impossibility of informationally efficient markets ”[J]The American Economic Review, 1980, 70(3): 393-408.
- [6] Wang Jiang, “A Model of Intertemporal Asset Prices Under Asymmetric Information” [J]Review of Economic Studies, 1993, 60(2):249-282.
- [7] David Easley, Maureen O'Hara, et al, “Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?”[J]The Journal of Finance , 2002,57(5):2851-2221.
- [8] David Easley, Maureen O'Hara, “Information and the Cost of Capital”[J]The Journal of Finance, 2004,59 (4):1553-1583.
- [9] Richard A Lambert, Christian Leuz, Robert E.Verrecchia , “Information Asymmetry, Information Precision, and the Cost of Capital” 2009, Nber Working Paper Series
- [10] Christine A.Botosan, “Disclosure Level and the Cost of Equity Capital ”[J]The Accounting Review , 1997, 72(3): 323-349
- [11] Christine A.Botosan ,Marlene A.Plumlee, “Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium”[J]The Accounting Review , 2005,80(1):21-52.
- [12] 汪炜, 蒋高峰,2004: 信息披露、透明度与资本成本, [J] 经济研究,2004, (7):107-114
- [13] 曾颖, 陆正飞, 2006: 信息披露质量与股权融资成本, [J] 经济研究, 2006,(2):69-79
- [14]Gebhardt, W.; C. LEE,C. B. Swaminathan. , “Toward an Implied Cost of Capital”,Journal of Accounting Research , 2001,39(1): 135—76.
- [15] 陆正飞, 叶康涛, 中国上市公司股权融资偏好解析——偏好股权融资就是缘于融资成本低吗? [J]经济研究 2004, (4): 50-59.

-
- [16] Ji-Chai Lin ,Gary C.Sanger,G..Geoffrey Booth., “Trade Size and Components of the Bid-Ask Spread”[J]The Review of Financial Studies 1995,8(4):1153-1183
- [17] David Easley, Maureen O'Hara, et al, “Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks”, The Journal of Finance, 1996,51(4):1405-1436.
- [18] David Easley, Soeren Hvidkjaer ,Maureen O'Hara, et al, “Factoring Information into Returns ”, Working Paper,2008.
- [19] Lee,C.and M.J.Ready, “Inferring Trade Direction from Intraday Data”[J]Journal of Finance, 1991,46(2):733-746
- [20] 陆颖丰.信息透明度对公司权益资本成本的影响, [J] 财会月刊（理论版）, 2007,（2）:07-09.
- [21] 沈艺峰, 肖敏, 黄娟娟.中小投资者法律保护与公司权益资本成本, [J]经济研究, 2005,（6）: 115-124
- [22] 张宗新, 张晓荣, 廖士光.上市公司自愿信息披露行为有效吗? ——基于 1998-2003 年中国证券市场的检验, [J] 经济学季刊, 2005,（4）:369-384
- [23]Eugene F. Fama Kenneth R. French. , “The cross section of expected stock returns”,Journal of Finance, 1992,47(2): 427-465.
- [24] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Schleifer, and R. Vishny, “Investor Protection and Corporate Valuation”[J]Journal of Finance ,2002,57(3): 1147—1170

Information Structure with Cost And Cost of Equity

Yan Yanyang ,Zhou Zhi

(College of Finance and Statistics, Hunan University)

Abstract: We develop a information structure model adding a new factor—information cost, under the theoretical framework of rational expectations equilibrium model created by Easley and O'Hara(2004). While considering the relationship between information structure and cost of equity, four aspects of information including information cost, information risk, quality of information disclosure and quality of prior information. are discussed. In empirical research, we select adverse selection cost as the proxy of information cost and choose probability of informed trading(PIN) to measure information risk, we find that the relation between information cost and equity cost is an inversed U shaped curve. The riskier the information is, the higher cost of equity would be. The quality of information disclosure has negative effect on equity cost. Size is a better measure of the quality of prior information, compared with the index of list time, and it has negative effect on the cost of equity .

Key words: Cost of equity; Information cost; Information risk; Quality of prior information; Quality of information disclosure

JEL Classification:C31,C51,D82,G11,G14,