

中国股市信息风险定价研究^①

张信东, 李欣

(山西大学 经济与管理学院, 太原 030006)

摘要: 通过结合信息的生成与使用环节, 把公司财务报告质量以及投资者的信息解读能力同时纳入信息风险的范畴, 从两个角度共同诠释了信息风险, 系统论述了信息风险的形成机理。在此基础上, 以中国 1998-2014 年 A 股上市公司为样本数据, 选用应计质量及盈余透明度两个影响因素, 构建了信息风险测度变量, 并采用 Fama-MacBeth (1973) 两阶段回归方法验证了信息风险对于 16 个 Size-BM 组合超额收益截面变化的解释力, 提供了信息风险被定价的证据。

关键词: 信息风险; 财务报告质量; 信息解读能力; 资产定价

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** (2014) 01-0027-10

0 引言

信息是金融市场运行的基础, 有关信息风险的研究也一直是学术界的热点, 然而信息风险是否被市场定价仍未有定论。一种观点认为信息风险是一种不可以被完全分散化的系统风险, 并且会影响企业的资本成本。另一种观点认为 CAPM 模型中的 β 因子已经捕获了信息风险, 或者信息风险是可以通过多元化投资得以分散的, 无需再加入额外的因子来表征信息风险。

现有文献的研究结论不一致, 可能是由于学者对于信息风险的测度不完备、风险度量的片面性导致了结论的偏差。本文认为, 信息风险来源于两个层面: 一是信息的生成环节; 二是信息的使用环节。由于财务报告是会计信息的载体, 因此, 信息在生成环节的风险具体表现为失真的财务报告质量或会计信息质量。信息的使用指投资者对于财务报告信息的解读能力, 它为信息风险的评价增加了一些新的内涵, 是除了对上市公司财务信息自身质量的要求之外, 对信息在证券市场作用效力的度量。将上述两方面因素进行综合有助于我们更加全面地度量投资者所面临的信息风险。本文选用应计质量 (AQ) 及盈余透明度 (TRANS) 从信息本身的准确性与投资者对信息的解读能力两个维度表征信息风险, 以检验我国股票市场是否能够对其进行定价。本文致力于为信息风险的定价研究提供新的证据, 以进一步理解信息在资本配置中所发挥的作用。

1 文献综述与研究假设

1.1 相关文献回顾与评述

学术界关于信息风险已进行了大量研究, 但是对于信息风险溢价是否存在或信息风险是否被定价始终存在争议。

Leuz 等^[1]认为低质量的财务报告损害公司与其投资者之间有关资本投资决策的协调性, 进而导致信息风险。Easley 和 O'Hara^[2]发现信息会显著影响资产的价格, 并基于一个包括知情者和不知情者的多资产理论模型, 提出了信息风险被定价的证据。作者明确指出了财务信息的精确性对于降低不知情者所面临

^① 基金项目: 国家自然科学基金项目 (71371113); 教育部人文社会科学研究项目 (13YJA790154)。

作者简介: 张信东 (1964-), 女, 山西静乐人, 博士, 山西大学经济与管理学院教授, 博士生导师, 研究方向: 资产定价、财务管理等, E-mail: zhangxd@sxu.edu.cn; 李欣 (1990-), 女, 山西临汾人, 山西大学经济与管理学院研究生, 研究方向: 资产定价, E-mail: gaoer267@163.com。

的系统风险从而降低公司权益资本成本的重要作用。但是 Lambert 等^[3]的研究表明,在大经济体中信息不对称对期望收益的影响是可被分散的,并且认为 Easley 和 O'Hara^[2]的研究中信息风险未能被分散是因为模型中使用的资产数量有限。尽管两者关于信息风险来源的看法不同,但是双方都认同均衡资产价格受到信息风险的影响,并且信息风险是产生公司必要报酬率截面差异的原因之一。Francis 等^[4]提出信息风险是投资者进行证券定价时所使用信息的不确定性或不精确性,并使用应计质量来表征信息风险,检验了信息风险与系统性风险 β 的相关性以及信息风险能否在个股收益中有所体现。结果表明,信息风险与资本成本具有显著正相关性,资本市场能够对信息风险进行有效定价。Core 等^[5]对于信息风险提出了不同的看法,作者使用两阶段横截面回归的方法对这一问题进行研究,结果未能支持信息风险被定价。然而,后续的研究者又对 Core 等^[5]的结论提出了质疑,Ogenva^[6]、Kim 和 Qi^[7]分别将 Core 等^[5]的结论归因于缺少对现金流及低价格股票的控制。Barth 等^[8]研究了盈余透明度对权益资本成本的影响,作者以盈余水平及其变动与同期股票收益率的共同变化程度来衡量盈余透明度,即股价有效吸收盈余信息的程度。结果表明,盈余透明度与权益资本成本呈负相关性。

国内学者对于信息风险的研究也取得了一些成果。田静^[9]采用 CAPM 模型分组检验了由应计质量表征的信息风险对于系统性风险 β 的影响。结果表明,信息风险确实会影响系统风险,首次证明了在中国 A 股市场,信息风险溢价与市场风险溢价存在重叠,但两者不存在包含关系,市场对信息风险进行了定价。于李胜和王艳艳^[10]证明应计质量与权益资本成本具有反向变动关系,并且应计质量表征的信息风险与市场风险存在重叠。王鸿等^[11]借鉴 Francis 等^[4]的方法,对中国 A 股市场应计质量的定价问题进行了研究,在单因子及三因子资本资产定价模型基础上进行的资产定价回归检验中,应计质量因子均未通过显著性检验,认为投资者不能有效鉴别公司应计质量的优劣,未能识别与盈余相关的信息风险。

现有文献对于信息风险的定义和度量可归纳为两类:一是从财务报告质量出发,基于财务报告是否真实可靠地反映了公司实体经济实质,主要使用应计质量来度量;二是从投资者角度考虑对于财务报告信息的理解程度,或者市场对于公司财务信息的反应,代表性度量为盈余透明度。高质量的财务报告是投资者充分了解公司经济状况的前提,而投资者对财务报告的正确解读是公司经济活动影响股票收益的必要条件,单纯从其中一个维度刻画信息风险是不完备的,无法揭示投资者所面临的全信息风险。因此,刻画信息风险,不仅要反映信息生成环节,公司通过操纵盈余误导投资者对于实体经济实质的理解,也要体现信息使用环节中,投资者个人信息解读能力有限造成的对公司价值的错判。

本文的贡献在于将信息的生成与使用相结合,从财务报告质量与投资者信息解读能力两个维度来诠释信息风险,夯实了后文研究信息风险定价问题的基础。随后,采用 Fama-MacBeth^[12]两阶段截面回归方法,实证检验中国股市中信息风险因子的定价能力。

1.2 理论分析与研究假设

信息风险度量是研究信息风险是否被定价的关键。欲对信息风险进行衡量,首先必须明确信息风险的来源或是信息风险的产生机理。如图 1 所示,信息风险是由外部投资者与公司管理层之间的信息不对称所引起的投资风险,不仅依赖于信息质量,也取决于投资者对于披露信息的理解程度。投资者评价投资目标并进行投资决策时的主要依据是公司对外披露的财务报告。

一方面,财务报告是公司会计系统的产物,受到会计系统本身的缺陷及公司会计战略的影响,存在一定的局限性。投资者依据不精确的会计信息进行投资决策可能会放大对未来收益的预测偏差,导致逆向选择问题以及扭曲资本配置,从而产生与估值有关的信息风险。此外,如果投资者对公司财务信息的真实可靠性存在质疑,那么其投资行为会更加谨慎,并对相应的股票要求更高的投资报酬,最终提高公司的股权筹资成本。因此,提出本文假设 1a:

假设 1a,上市公司财务报告质量越差,投资者面临的信息风险越高,公司的权益资本成本越高。

另一方面,即使公司披露的财务报告如实反映了公司的经济实质,投资者是否可以充分吸收其中的信息含量并对公司的投资价值作出正确判断,也会对其面临的投资风险产生影响。因此,投资者的信息解读能力会造成公司管理层与投资者之间的信息不对称,进而导致投资风险。因此,提出本文假设 1b:

假设 1b,投资者对财务报告信息的解读能力越低,使其面临的信息风险越高,公司的权益资本成本越高。

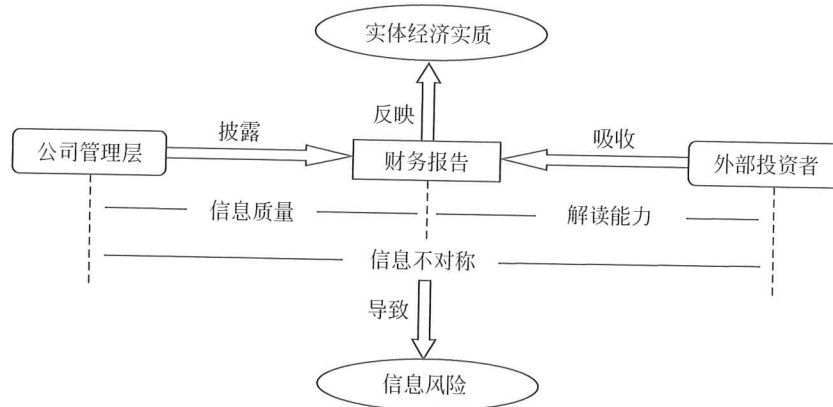


图1 信息风险产生原理

Fig. 1 The generating principle of information risk

综上，财务报告信息质量及投资者的信息解读能力是信息风险的两个来源，同时考虑两方面因素可以较完整地反映投资者所面临的信息风险，如果投资者能够有效区分不同上市公司的财务报告质量，并对其作出恰当的解读，那么投资者将会对不同信息风险的公司进行区别定价。因此，提出假设2：

假设2，由财务报告质量及投资者对信息的解读能力所造成的信息风险被市场定价。

2 研究设计、数据及样本选择

本文选取了中国1998-2014年A股上市公司为样本数据进行研究，数据来源为CSMAR数据库及RESSET数据库。由于AQ的计算需要用到滞后5年和提前1年的数据，所以应计质量变量的实际计算期间为2003-2012年度，而信息风险因子计算的时间范围是2004年5月-2014年4月。样本起始年度1998年的确定理由是考虑了现金流量表的完整获得。研究过程中，对样本公司进行了如下筛选：①剔除了创业板公司，因为其信息披露方式与主板公司存在较大区别；②剔除了金融类上市公司，因为其资本结构及财务数据同其他公司差异较大；③剔除相关数据披露不全的公司。数据处理使用MATLAB 8.1。

2.1 信息风险的度量

信息生成环节的风险取决于财务报告质量。财务报告信息具有公共物品属性，其对经济实质的反映程度直接影响了投资者的选择行为。上市公司披露会计信息的不足导致信息生成的不足，并引起信息的供求失衡，造成投资者的信息风险。而信息使用环节的风险依赖于投资者的信息解读能力。因此，全面地刻画信息风险需同时考虑上述两方面因素。

财务报告信息质量可用应计质量来衡量。应计是权责发生制下公司确认的盈余同实现的经营现金流之差，Dechow^[13]指出未来现金流是投资者进行股票估值时的主要依据，而盈余作为未来现金流的一个较好的指示器，可以提供有关未来现金流的信息，应计质量便是盈余与现金流之间的映射关系的体现，而差的应计质量会削弱这一关系，从而增加信息风险。应计质量的主要影响因素是公司所采取的会计政策、会计估计，而制度本身的局限性以及管理层的人为操纵都会导致较差的应计质量。应计质量较差说明公司的财务信息失真，不能有效反映公司的经济实质。

关于股价对于财务信息的吸收程度，或是投资者对于信息的解读能力可用盈余透明度进行测度。Barth等^[8]认为盈余透明度是盈余水平及其变动对于同期股票收益率的解释能力，体现了市场对于财务报告信息，特别是盈余信息的接收与反应，其测度的前提是公司报告的盈余信息能够有效反映公司的经济实质。盈余透明度越低，表明投资者对于公司财务报告信息的解读能力越差，投资者面临的信息风险越大，进而对投资收益提出更高的要求，并导致公司的权益资本成本升高。

虽然盈余透明度与应计质量密切相关，但是两者有着本质区别，应计质量注重盈余与现金流之间的映射关系，强调公司财务信息内容本身的真实可靠性，是公司采用的会计政策对会计实务的作用结果，反映了公司的运营管理特征。而盈余透明度更强调披露的盈余数据是否能被投资者有效吸收并反映在股价中，

体现的是所披露的信息在公司与投资者之间的分布情况，是投资者或者市场对于盈余信息反应结果的测度。因此，将上述两个因素同时纳入信息风险的范畴有助于我们更好地理解信息在资本配置中发挥的作用。

2.1.1 财务报告质量的度量

Dechow 和 Dichev^[14] 提出 DD 模型，从应计额与现金流的匹配程度来衡量应计质量，假设由权责发生制所导致的经营性应计额与现金流的时差不超过 1 年。在此基础上，McNichols^[15] 提出修正的 DD 模型。该模型是在 DD 模型的基础上增加了销售收入的变化和固定资产账面价值，作者认为上述变量的加入可以显著提高模型的解释力，并减少估计误差。回归方程如 (1) 式所示。

$$\frac{TCA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1} \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \beta_{i,2} \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_{i,3} \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \beta_{i,4} \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_{i,5} \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \delta_{i,t} \quad (1)$$

其中， i 表示公司， t 表示年份。 $TCA_{i,t}$ 表示公司 i 在第 t 年总应计额，等于第 t 年营业利润减去第 t 年经营活动现金流量； CFO 表示公司的经营活动现金流量； $\Delta REV_{i,t}$ 表示公司第 t 年主营业务收入的变化，即第 t 年与第 $t-1$ 年主营业务收入之差； $PPE_{i,t}$ 表示公司第 t 年固定资产账面净值。为了消除规模效应，所有变量都用上年总资产 $A_{i,t-1}$ 进行标准化处理。

该模型中残差反映了应计额与实际经济交易相偏离且未被预期的部分，而残差的波动性是应计质量的体现，波动性越大，应计质量越差。因此，使用该回归方程中连续 5 年（从第 $t-4$ 年至第 t 年）的残差的标准差作为本文对财务报告信息质量的测度变量，即

$$AQ_{i,t} = \sigma(\delta_{i,t}) \quad (2)$$

2.1.2 投资者信息解读能力的度量

本文借鉴了 Barth 等^[8] 提出的盈余透明度来度量投资者对财务报告信息的解读能力。盈余透明度的计算分三步完成，具体计算方法如下：

首先，将公司按行业分类，按照 (3) 式进行回归，计算各行业中公司的盈余水平及其变动对于股票收益率的解释程度，即回归方程 (3) 式的调整拟合优度，记为 $TRANSI$ ：

$$RET_{i,j,t} = \alpha_0^I + \alpha_1^I E_{i,j,t}/P_{i,j,t-1} + \alpha_2^I \Delta E_{i,j,t}/P_{i,j,t-1} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

其中， RET 是年度化的复利收益率，因为中国上市公司披露年报的截止日期是在会计年度结束后的 4 月 30 日前，所以本文将第 t 年 5 月至第 $t+1$ 年 4 月的股票收益率与公司 t 年的盈余数据相对应，以保证该年度的股票收益率完全吸收盈余信息的影响； E_t 表示公司第 t 年度的每股收益，是体现股东获利能力的重要指标， P_{t-1} 表示期初价格，计算时采用第 t 年度 4 月份的收盘价，用价格对盈余进行标准化，目的在于使其与收益率变量保持一致性； ΔE 是第 t 年度相对于第 $t-1$ 年度的盈余变动。

第二步，将各样本公司根据 (3) 式回归结果中残差的大小，由小到大依次分配至三个组合中。同样，以 (4) 式得到的调整拟合优度作为各组公司的盈余水平与变动对股票收益的反映程度 $TRANSIN$ ：

$$RET_{i,p,t} = \alpha_0^{IN} + \alpha_1^{IN} E_{i,p,t}/P_{i,p,t-1} + \alpha_2^{IN} \Delta E_{i,p,t}/P_{i,p,t-1} + \varepsilon_{i,p,t} \quad (4)$$

最后将两次回归结果的调整拟合优度相加，记为该公司的盈余透明度，记为 $TRANS$ ，则有：

$$TRANS_{i,t} = TRANSI_{j,t} + TRANSIN_{p,t} \quad (5)$$

2.2 权益资本成本的测度

权益资本成本是公司权益投资者所要求的最低报酬率，反映了投资者对于股票的定价，权益是公司各项决策的基础，从决定公司投资项目的最低报酬率到影响公司的资本结构，权益资本成本影响着公司的经营运转及利润率。本文采用 Easton^[16] 提出的 MPEG 模型测算权益投资者对于股票价格的预期，具体计算公式如下：

$$M_{i,t} = (E_t[FNE_{t+2}] + CE_{i,t} \times E_t[DIV_{i,t+1}] - E_t[FNE_{t+1}]) / CE_{i,t}^2 \quad (6)$$

其中， i 表示公司， t 表示年份； M 表示公司的市场价值； DIV 表示股利支付率，是公司过去 3 年股利支付率的平均值； FNE 表示预测的盈余； E_t 表示在第 t 期的期望值； CE 即为所求的权益资本成本。本文借鉴了毛新述等^[17] 的计算方法，利用统计模型对盈余进行估计，这种方法可以囊括没有被分析师关注的公司，不要求公司数据满足长期的时间跨度，仅在估计年度具有完整数据即可，并且可以避免分析师预测数据与

公司未来实际盈余存在较大偏差等问题。而 MPEG 模型中的盈余预测变量则利用如下模型 (7) 可得, 系数估计采用 10 年样本数据计算。

$$NE_{i,t+k} = \beta_0 + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 D_{i,t} + \beta_3 DD_{i,t} + \beta_4 NE_{i,t} + \beta_5 NEGE_{i,t} + \beta_6 TCA_{i,t} + \beta_7 EV_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中, i 表示公司, k 取 1 或 2; NE 表示公司的盈余; A 表示总资产; D 是支付的股利; DD 是哑变量, 在支付盈余的情况下值为 1, 否则为 0; $NEGE$ 是指盈余是否为负的哑变量; TCA 表示总应计; EV 指公司权益的市场价值。为了避免极端值对测度结果的影响, 本文对所有连续性变量在 1% 和 99% 的分位数上进行了缩尾处理 (winsorize)。

2.3 财务报告质量及投资者信息解读能力与权益资本成本相关性的检验

为了准确判断二者是否会影响投资者要求的必要报酬率, 本文在对相关因素加以控制后检验了二者与权益资本成本的相关性。

$$CE_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 IR_{i,t,\tau} + \gamma_2 Lev_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t} + \gamma_4 BM_{i,t} + \gamma_5 \beta_{i,t} + \gamma_6 Growth_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (8)$$

其中, IR 表示公司的信息风险; 下标 τ 为 1 表示财务报告质量; 2 表示投资者信息解读能力。 Lev 表示公司的财务杠杆, 使用资产负债率来衡量, 该比率越大则公司的负债水平越高, 其所面临的财务风险和破产成本越大。另外, 财务杠杆倾向于提高未来现金流的不确定性和波动性, 从而增加公司的风险水平, 预计该指标与权益资本成本呈正相关关系。 $Size$ 代表公司规模, 采用 6 月份流通市值的自然对数表示。一般认为投资者更容易获取大公司的信息, 或者大公司股票的流动性更强, 预计 $Size$ 与权益资本成本呈负相关关系。 BM 使用年末的每股净资产与收盘价的比值表示。 Fama 等^[18]认为账面市值比越高的公司, 其股价容易被低估, 投资者如果投资这类公司, 可以获得更多收益, 因此要求投资回报率较高。 β 为 CAPM 模型中的市场风险因子载荷, 对于第 t 年度的 β 值, 使用 RESSET 数据库中该年度之前 5 年内至少 36 个月的月度收益数据进行回归计算而得。 β 是市场风险的体现, 同权益资本成本具有正相关性。 $Growth$ 为公司的主营业务收入增长率, 衡量了公司的成长性。一般认为高成长性的公司面临的风险较大, 与权益资本成本呈正相关性。

2.4 信息风险因子的构建

本文以信息风险高低组的月度超额收益差构建信息风险因子。首先分别取应计质量及盈余透明度的四等分点, 将两个四等分点相交, 把所有的样本公司分为 16 组。由于应计质量的测度值 AQ 越大, 表示应计质量越差, 信息风险越高, 而 $TRANS$ 的值越高, 代表信息风险越低, 故分组时 AQ 值按照升序排列, 而 $TRANS$ 按照降序排列, 保证各组的信息风险呈现由低到高的趋势。然后计算信息风险最高两组与最低两组的超额收益差作为信息风险因子, 记为 IRF 。由于信息风险是年度指标, 为了扩大样本容量, 本文使用了月度收益, 将年度的信息风险变量转化为月度变量。具体地, 第一步, 第 t 年度的信息风险决定第 $t+1$ 年度 5 月至第 $t+2$ 年度 4 月的分组情况; 第二步, 计算信息风险最高两组与最低两组的超额收益差, 作为该月的信息风险因子。由于本文中的信息风险代理变量的计算期间为 2003 年度至 2012 年度, 所以本文计算了 2004 年 5 月至 2014 年 4 月的信息风险因子。

2.5 基于 Size-BM 分组的 Fama-MacBeth 定价检验

基于风险与收益权衡的视角, 投资者承担的风险越大, 要求的风险溢价越高。如果这种风险是系统性的, 无法通过投资组合被分散的, 那么对应的风险溢价应当是稳定存在的, 并体现在股票的投资收益中。通过在 Fama-French^[19]三因子模型的基础上加入信息风险因子进行 Fama-MacBeth^[12]两阶段截面回归检验, 可以判断信息风险是否被市场定价。

组合分析可以消除偶然现象对结果的影响, 从而使结论更加稳健, 说服力强, 因此本文进行了基于 Size-BM 组合的两阶段截面回归分析。具体地, 采用第 t 年 6 月末的市值代表规模 $Size$, 用第 $t-1$ 年会计年度股权的账面价值与市值的比值表示账面市值比, 分别取市值及账面市值比的四等分点, 两个四等分点相交, 将所有的股票分为 16 组, 然后分组按月进行如 (9)、(10) 式所示回归, 其中组合收益为组内个股当月收益的等权平均值。为了消除异方差性和序列相关性对检验结果统计显著性的影响, 本文使用 Newey-West t 统计量检验回归系数的显著性。

$$R_{p,m} - R_{f,m} = \alpha_p + \beta_{RMRP,p}(R_{M,m} - R_{f,m}) + \beta_{SMB,p}SMB_m + \beta_{HML,p}HML_m + \varepsilon_{p,m} \quad (9)$$

$R_{p,m} - R_{f,m} = \alpha_p + \beta_{RMRF,p}(R_{M,m} - R_{f,m}) + \beta_{SMB,p}SMB_m + \beta_{HML,p}HML_m + \beta_{IRF,p}IRF_{i,m} + \varepsilon_{p,m}$ (10)
 然后将一阶段回归得到的因子载荷作为解释变量，与同期收益进行下述横截面回归：

$$R_{p,m} - R_{f,m} = \gamma_{0,t} + \gamma_{M,m}\hat{\beta}_{RMRF,p} + \gamma_{SMB,m}\hat{\beta}_{SMB,p} + \gamma_{HML,m}\hat{\beta}_{HML,p} + \xi_{p,t}$$
 (11)

$$R_{p,m} - R_{f,m} = \gamma_{0,t} + \gamma_{M,m}\hat{\beta}_{RMRF,p} + \gamma_{SMB,m}\hat{\beta}_{SMB,p} + \gamma_{HML,m}\hat{\beta}_{HML,p} + \gamma_{IRF,m}\hat{\beta}_{IRF,p} + \xi_{p,t}$$
 (12)

(11) 式中 $\hat{\beta}_{RMRF,p}$ 、 $\hat{\beta}_{SMB,p}$ 、 $\hat{\beta}_{HML,p}$ 均来自 (9) 式的回归结果，(12) 式中相应变量均来自 (10) 式的结果。回归得到各月的 $\gamma_{M,m}$ 、 $\gamma_{SMB,m}$ 、 $\gamma_{HML,m}$ 、 $\gamma_{IRF,m}$ ，分别表示市场风险、规模、账面市值比及信息风险溢价。如果信息风险因子是定价因子，那么模型 (12) 中的 $\gamma_{IRF,m}$ 值应该通过统计显著性检验。

3 实证结果与分析

3.1 主要变量描述性统计结果与分析

表 1 中 Panel A 的结果显示，信息风险因子 (IRF) 的中位数小于平均值，说明变量表征的样本公司信息风险具有右偏分布，即信息风险较大的公司略多于较小的公司。而市场风险因子 (MKT)、规模因子 (SMB) 则呈现出左偏分布，表明 Fama-French 三因子刻画的样本公司风险溢价与信息风险因子体现的风险溢价存在差异。

Panel B 显示，AQ 同 TRANS 的相关程度较低，表明本文所选变量具有一定的代表性，各变量的重叠部分较少，体现出不同的属性。另外，AQ 表示的信息风险与 β 呈正相关关系而 TRANS 与 β 呈负相关性，表明各信息风险表征变量揭示的风险与系统性风险有关，应计质量越差，公司系统性风险越大，而盈余透明度越高，公司系统性风险越低。AQ 与 Size、BM 负相关而与 Growth 正相关，说明公司规模越小、账面市值比越低，成长性越好的公司应计质量越差。TRANS 与 Lev 显著正相关，说明负债越多的公司盈余透明度越高，表明外部债权人对公司的约束促进了公司盈余透明度的提高。

Panel C 中 IRF 与 SMB 呈显著正相关性，说明信息风险与公司规模有关，两者体现了某些共性的风险。IRF 同 Fama-French 三因子的相关程度较低 (均小于 0.4)，表明 IRF 与已有风险因子的重叠部分较少，具有不同的属性。

3.2 信息风险与权益资本成本相关性的检验结果及分析

表 2 分别列示了 AQ 及 TRANS 与权益资本成本 (CE) 的多元回归结果，首先各 IR 变量的回归系数符号与理论预期一致，且均在 1% 的水平上显著，说明 IR 变量不能被控制变量所包含或解释。上述结果表明，各 IR 变量对于权益资本成本具有一定的解释力，会对投资者的预期报酬产生影响，反映了盈余信息是投资者进行投资决策时的参考依据，财务报告质量及投资者对信息的解读能力与权益资本成本呈负相关性，假设 1 和假设 2 得到证实。

表 1 主要变量描述性统计及 Pearson 相关系数

Table 1 Descriptive statistics and Pearson correlation of main variables

变量	最小值	1/4 位数	中位数	3/4 位数	最大值	平均值	标准差	样本数
Panel A	变量描述性统计							
AQ	0.001	0.017	0.028	0.047	0.278	0.036	0.031	7836
TRANS	0.004	0.162	0.289	0.412	1.310	0.309	0.186	7432
CE	0.001	0.029	0.046	0.068	0.327	0.093	0.036	6694
MKT	-0.269	-0.056	0.026	0.090	0.296	0.018	0.102	120
SMB	-0.121	-0.015	0.017	0.040	0.104	0.01	0.045	120
HML	-0.084	-0.022	-0.001	0.017	0.075	-0.001	0.031	120
IRF	-0.085	-0.015	0.001	0.020	0.149	0.003	0.046	120

续表

变量	最小值	1/4 位数	中位数	3/4 位数	最大值	平均值	标准差	样本数
Panel B	信息风险变量与各控制变量及权益资本成本 Pearson 相关系数							
	<i>AQ</i>	<i>TRANS</i>	<i>CE</i>	β	<i>Lev</i>	<i>Size</i>	<i>BM</i>	<i>Growth</i>
<i>AQ</i>	1							
<i>TRANS</i>	-0.091 **	1						
<i>CE</i>	0.121 ***	-0.047 **	1					
β	0.033	-0.035 ***	0.103 ***	1				
<i>Lev</i>	-0.038 **	0.064 ***	-0.036 **	0.112 ***	1			
<i>Size</i>	-0.055 **	0.031	-0.223 ***	-0.042 **	-0.019	1		
<i>BM</i>	-0.214 ***	-0.012	0.194 ***	0.103 ***	-0.067 ***	-0.205 ***	1	
<i>Growth</i>	0.063 ***	0.024	-0.162 ***	-0.023	0.078 ***	0.188 ***	-0.092 ***	1
Panel C	各风险因子 Pearson 相关系数							
	<i>MKT</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>IRF</i>				
<i>MKT</i>	1							
<i>SMB</i>	-0.085	1						
<i>HML</i>	-0.278 **	-0.176	1					
<i>IRF</i>	0.093	0.335 ***	-0.125	1				

*** 表示变量在 1% 的水平上显著, ** 为在 5% 的水平上显著, * 为在 10% 水平上显著。

注: *AQ* 表示应计质量, 由 (2) 式计算得出; *TRANS* 表示盈余透明度, 根据 (5) 式计算而得; *CE* 表示权益资本成本, 计算公式如 (8) 式; *MKT*、*SMB*、*HML* 分别代表 Fama-French 三因子模型中的市场因子、规模因子和账市比因子; *IRF* 是本文构建的信息风险因子, 详见上述 2.4 部分; β 、*Lev*、*Size*、*BM*、*Growth* 分别表示贝塔系数、资产负债率、流通市值自然对数和主营业务收入增长率。

表 2 信息风险测度变量与权益资本成本回归结果统计

Table 2 Regression results of the cost of equity on information risk variables

变量	系数	<i>t</i> 统计量	系数	<i>t</i> 统计量
常数项	0.201 ***	9.713	0.287 ***	16.457
<i>AQ</i> (IR_1)	0.283 ***	7.582		
<i>TRANS</i> (IR_2)			-0.079 ***	-3.586
<i>Lev</i>	0.012 ***	2.591	0.013 ***	3.596
<i>Size</i>	-0.011 ***	-7.754	-0.012 ***	-13.064
<i>BM</i>	0.033 ***	7.782	0.014 ***	4.198
β	0.023 ***	4.813	0.021 ***	4.083
<i>Growth</i>	-0.024 ***	-6.022	-0.021 ***	-7.221
adj. R^2	25.161%		19.182%	
<i>F</i> 统计值	50.044		58.903	

*** 表示变量在 1% 的水平上显著, ** 为在 5% 的水平上显著, * 为在 10% 水平上显著。

注: 表中各变量含义同表 1。adj. R^2 表示经调整的模型拟合优度。*F* 表示模型 *F* 检验统计值。

3.3 信息风险的定价检验结果与分析

表 3 和表 4 分别列示了检验信息风险定价能力的两阶段回归结果。由于分组数目较多, 为了保证结果列示的简捷性, 本文仅列出了最高与最低 4 组的回归结果。表 3 显示, 在 Fama-French 三因子模型的基础上加入 *IRF* 后原有三因子载荷的显著性降低了, 说明 *IRF* 抵消了其他三个因子中所包含的与 *IRF* 相关的信息。16 个组合中, 11 个组合的模型的拟合优度提高了, 说明加入的 *IRF* 对于模型具有增量解释力, 对于拟合优度降低的情况, 可能是源于 Fama-French 三因子与加入的 *IRF* 因子的相关性, 也表明三因子中包含了一些与 *IRF* 有关的信息。加入的 *IRF* 在 16 个分组中有 9 个具有统计显著性, 说明加入的因子对于组合

收益的截面变化具有一定的解释力。表4的结果显示, Fama-French三因子中仅有规模因子具有显著为正的风险溢价, 当模型同时包含 Fama-French三因子及 *IRF* 因子时, 各风险因子溢价均未能通过统计显著性检验, 而当模型单独去掉规模因子或同时去掉规模因子与账市比因子时, 信息风险因子存在显著的风险溢价, 表明信息风险是一个定价因子。在四因子模型中各风险因子未能通过显著性检验可能是由于信息风险因子与原有的三因子之间存在相关性, 如 Pearson 相关性检验中显示的 *SMB* 与 *IRF* 具有显著正相关性, 使得模型存在多重共线性, 造成了结果的偏差。本文的实证结果表明在中国 A 股市场上, 投资者能够识别与盈余相关的信息风险, 信息风险对股票价格具有显著影响, 同时证明了信息风险被定价这一结果。

表3 三因子模型和加入信息风险因子后 Fama-MacBeth 一阶段截面回归结果

Table 3 Estimation results with the information risk factor

		Panel A : 三因子模型				Panel B : 加入 IRF 后的四因子模型			
<i>BM</i>	<i>Size</i>	<i>L</i>	<i>H</i>	<i>L</i>	<i>H</i>	<i>L</i>	<i>H</i>	<i>L</i>	<i>H</i>
		β_M		<i>t</i> 统计值		β_M		<i>t</i> 统计值	
<i>S</i>		1.002 ***	1.019 ***	23.170	46.885	1.049 ***	1.052 ***	20.776	34.752
<i>B</i>		1.057 ***	1.063 ***	30.285	42.231	1.054 ***	1.061 ***	31.481	40.906
		β_{SMB}		<i>t</i> 统计值		β_{SMB}		<i>t</i> 统计值	
<i>S</i>		1.254 ***	1.155 ***	17.256	17.895	0.192 ***	1.149 ***	16.432	17.646
<i>B</i>		0.162 **	0.360 ***	2.197	7.412	0.171 **	0.372 ***	2.480	7.745
		β_{HML}		<i>t</i> 统计值		β_{HML}		<i>t</i> 统计值	
<i>S</i>		0.622	0.753 **	0.068	2.291	0.728 ***	0.192 **	7.170	2.236
<i>B</i>		-0.107 ***	0.248 ***	-6.985	7.598	-0.021	0.744 ***	-0.183	8.025
						β_{IRF}		<i>t</i> 统计值	
						0.153 ***	0.210 ***	2.780	2.933
						-0.140 ***	0.020	-3.083	0.301
		adj. R^2				adj. R^2			
<i>S</i>		94.112	96.766			94.487	97.112		
<i>B</i>		93.582	96.142			93.594	97.237		

*** 表示变量在 1% 的水平上显著, ** 为在 5% 的水平上显著, * 为在 10% 水平上显著。

注: *S*、*B* 分别代表 *Size* 最小与最大的组合, *L*、*B* 分别表示 *BM* 最低与最高的组合。*t* 统计值为 Newey-West *t* 统计量。

表4 各 Fama-MacBeth 二阶段截面回归结果

Table 4 Cross-sectional regressions of excess returns on factor betas

	γ_0	γ_{MKT}	γ_{SMB}	γ_{HML}	γ_{IRF}	adj. R^2
平均值	0.011	-0.014	0.022 **	0.001		52.352
<i>t</i> 统计值	1.237	-0.537	2.251	0.224		
平均值	0.041	-0.018	0.014	0.001	0.014	58.882
<i>t</i> 统计值	1.673	-0.774	0.635	0.287	1.448	
平均值	0.013 **	-0.072		0.005	0.024 **	31.502
<i>t</i> 统计值	2.611	-1.979		1.172	2.362	
平均值	0.020	-0.011			0.026 ***	17.872
<i>t</i> 统计值	1.442	-0.726			2.646	

*** 表示变量在 1% 的水平上显著, ** 为在 5% 的水平上显著, * 为在 10% 水平上显著。

注: γ_0 、 γ_{MKT} 、 γ_{SMB} 、 γ_{IRF} 分别表示无风险收益、市场风险溢价、规模溢价、账市比溢价及信息风险溢价。

4 主要结论与建议

应计质量与盈余透明度分别是基于财务信息的生成及使用信息风险评价标准。通过将应计质量、盈余透明度变量与权益资本成本进行回归分析,本文证明了财务报告质量及投资者信息解读能力能够在一定程度上解释股票收益的截面变化,均为权益资本成本的影响因素。首次同时将二者纳入信息风险的范畴,构建了二维度的信息风险因子,并以 Fama-French^[19]三因子模型为基础,加入信息风险因子进行了基于 Size-BM 组合的 Fama-MacBeth^[12]两阶段截面回归分析,实证结果提供了支持信息风险被定价的证据。

本文的结论有助于加深理解信息与资本配置的关系。同时,为投资者、公司管理者、会计政策制定者以及市场监管者的决策行为提供了理论支撑。对于投资者,要掌握必要的会计政策法规及金融市场知识,具备一定的财务报表分析能力,能有效辨别公司财务信息质量,通过对信息内容的充分理解,降低面临的信息风险。作为公司的管理者,若想降低公司的股权筹资成本,应主动提供能够真实反映公司运营及财务状况的信息并提高相关信息披露水平,降低投资者获取必要信息的壁垒,因为信息的精确性是投资者判断公司投资风险的重要依据。而对于市场监管者,应建立健全监督公司财务报告质量及披露质量的长效机制,明确界定相关责任范围,加大对各类违规行为的惩治力度,提高上市公司隐瞒重要信息、扭曲经济实质、误导投资者的成本,为市场的健康运转提供保障。会计政策制定者要考虑政策的执行效果,关注政策的适用性,特别是财务报告制度的改进和完善,既要提供对公司商业机密信息的有效保护,又要满足投资者还原公司经济状况的诉求,构建可以打通会计政策与金融市场的制度环境。

参考文献:

- [1] Leuz, C., R. Verrecchia. Firms' capital allocation choices, information quality and the cost of capital [M]. *Center for Financial Research*, Philadelphia, 2004.
- [2] Easley, D., M. O'hara. Information and the cost of capital [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59 (4): 1553-1583.
- [3] Lambert, R., C. Leuz, R. Verrecchia. Accounting information, disclosure, and the cost of capital [J]. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45 (2): 385-420.
- [4] Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, K. Schipper. The market pricing of accruals quality [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39 (2): 295-327.
- [5] Core, J., W. Guay, R. Verdi. Is accruals quality a priced risk factor? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46 (1): 2-22.
- [6] Ogneva, M. Accrual quality and expected returns: the importance of controlling for cash flow shocks [M]. *ProQuest*, Ann Arbor, 2008.
- [7] Kim, D., Y. Qi. Accruals quality, stock returns, and macroeconomic conditions [J]. *Accounting Review*, 2010, 85 (3): 937-978.
- [8] Barth, M., Y. Konchitchki, W. Landsman. Cost of capital and earnings transparency [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2013, 55 (2): 206-224.
- [9] 田静. 中国 A 股上市公司应计质量实证研究 [D]. 厦门大学博士学位论文, 2006.
Tian, J. Empirical research on accruals quality of Chinese A-share listed corporation [D]. *Doctoral Dissertation of Xiamen University*, 2006. (in Chinese)
- [10] 于李胜, 王艳艳. 信息风险与市场定价 [J]. *管理世界*, 2007, (2): 76-85.
Yu, L., Y. Wang. Information risk and market pricing [J]. *Management World*, 2007, (2): 76-85. (in Chinese)
- [11] 王鸿, 朱宏泉, 葛建平, 陈丽. 应计质量的风险定价研究——来自中国 A 股市场的证据 [J]. *管理科学*, 2010, 23 (2): 112-120.
Wang, H., H. Zhu, J. Ge, L. Chen. Research on risk pricing of accruals quality: evidence from Chinese A-share stock market [J]. *Journal of Management Science*, 2010, 23 (2): 112-120. (in Chinese)
- [12] Fama, E., J. MacBeth. Risk, return, and equilibrium: empirical tests [J]. *The Journal of Political Economy*, 1973, 81 (3): 607-636.
- [13] Dechow, P. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals [J]. *Journal*

- of Accounting and Economics*, 1994, 18 (1): 3-42.
- [14] Dechow, P., I. Dichev. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77 (s-1): 35-59.
- [15] McNichols, M. Discussion of the quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors [J]. *The Accounting Review*, 2002, 77 (s-1): 61-69.
- [16] Easton, P. PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital [J]. *The Accounting Review*, 2004, 79 (1): 73-95.
- [17] 毛新述, 叶康涛, 张頔. 上市公司权益资本成本的测度与评价——基于我国证券市场的经验检验 [J]. *会计研究*, 2012, (11): 12-22.
- Mao, X., K. Ye, D. Zhang. Measuring and evaluating cost of equity capital: evidence from Chinese stock markets [J]. *Accounting Research*, 2012, (11): 12-22. (in Chinese)
- [18] Fama, E., K. French. The cross-section of expected stock returns [J]. *The Journal of Finance*, 1992, 47 (2): 427-465.
- [19] Fama, E., K. French. Common risk factors in the returns on stocks and bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33 (1): 3-56.

Pricing Research of Information Risk in China Stock Market

Zhang Xindong, Li Xin

School of Economics and Management, Shanxi University, Taiyuan 030006, China

Abstract: By combining the generation of information with its usage, this paper provides a new explanation of information risk from two aspects, which involves both financial reporting quality and information processing ability of the investor. Based on the sample of Chinese A-share listed companies during 1998–2014, choosing accrual quality and earnings transparency to represent the two related aspect respectively and construct information risk factor on the basis of them. At last conducting the two-stage cross-sectional regression proposed by Fama and MacBeth (1973) with 16 Size-BM portfolios, the result shows that information risk can explain the variation of portfolio excess returns and information risk is a priced factor.

Key words: Information risk; Financial reporting quality; Information processing ability; Asset pricing