

信息披露质量与价格信息效率: 基于中国 A 股上市公司的证据

张 强¹, 雷仕辉¹, 刘善存²

(1. 北京化工大学经济管理学院, 北京 100029;

2. 北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100191)

摘 要: 在中国促进资本市场健康发展的背景下, 本文结合模型推导与实证检验, 探讨了信息披露质量对价格信息效率的影响机制。研究发现: 第一, 信披质量提升同时增强预测价格效率 (forecasting price efficiency) 与启示价格效率 (revelatory price efficiency), 且该效应随时间推移增强; 第二, 机制路径表明, 高质量信息披露通过改善企业透明度直接提高 FPE, 同时通过改善流动性吸引外部知情交易者, 促进外部私有信息融入股价, 提升管理者从股价中学习的增量信息, 提高 RPE; 第三, 针对 RPE 路径的异质性分析表明, 低内控质量与低分析师关注度的企业, 信披质量的提升强化管理者学习而高分析师关注度会促进外部知情交易, 进而将其信息融入股价。

关键词: 信息披露质量; 预测价格效率; 启示价格效率; 流动性

中图分类号: F830. 9

文献标识码: A

文章编号: 1005 - 0566 (2025) 12 - 0177 - 13

Information disclosure quality and efficiency of price information: Based on the evidence of A-share listed companies in China

ZHANG Qiang¹, LEI Shihui¹, LIU Shancun²

(1. School of Economics and Management, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China;

2. School of Economics and Management, Beihang University, Beijing 100191, China)

Abstract: Under the background of promoting the healthy development of the capital market in China, this paper, by combining model derivation and empirical testing, explores the influence mechanism of information disclosure quality (IDQ) on the efficiency of price information. The research findings are as follows: First, the improvement of IDQ simultaneously enhances Forecasting Price Efficiency and Revelatory Price Efficiency, and this effect intensifies over time; Second, high-quality IDQ increases FPE by enhancing corporate transparency. At the same time, it attracts external informed traders by improving liquidity, promotes the integration of external private information into stock prices, and increases the incremental information that managers can learn from stock prices, thereby enhancing RPE. Thirdly, the heterogeneity analysis of the RPE path indicates that for enterprises with low internal control quality and low analyst attention, the improvement of IDQ strengthens managers' learning. High analyst attention will promote externally informed trading, which in turn incorporates their information into stock prices.

Key words: information disclosure quality; forecasting price efficiency; revelatory price efficiency; liquidity

收稿日期: 2025-06-03 修回日期: 2025-10-16

作者简介: 张强 (1976—), 男, 辽宁本溪人, 北京化工大学经济管理学院教授, 博士生导师, 研究方向为金融市场微观结构。通信作者: 刘善存。

信息披露质量(简称“信披质量”)是资本市场健康发展的生命线,其核心作用在于通过消除信息不对称,保障价格形成机制的有效性。作为连接上市公司与投资者的核心纽带,高质量的信息披露能够确保企业价值准确地反映在证券价格之中,从而维护市场定价效率和资源配置功能。然而,中国资本市场仍面临信息披露失真等现实挑战:从獐子岛的生物资产计量争议到康美药业的系统性财务舞弊,这些典型案例揭示了信披质量缺陷对价格信号的严重扭曲,进一步损害了市场的透明度和投资者信心。为应对此类问题,国家持续完善相关法律法规,如《证券法》和《上市公司信息披露管理办法》,强化信息披露的监管要求。这些法律措施为提升市场透明度和公正性提供了制度保障,推动了信息披露的规范化和强制性。与此同时,党的二十大报告进一步明确提出,要“完善资本市场功能,增强市场透明度”,这一政策导向进一步强调了信息披露在资本市场健康发展中的重要作用,并为未来的改革指明了方向。可以说,信披质量已然成为资本市场高质量发展的必由之路,既是政策完善的目标,也是实现市场长期稳定和高效运行的基础。

随着中国资本市场信息治理体系的不断深化,信披质量已逐步超越传统的合规性要求,演变为影响市场定价效率的关键变量。实践表明,企业与金融机构通过提升信披质量,有效压缩了信息不对称的空间,不仅增强了市场透明度^[1],也促使市场参与者调整其信息处理范式,进而重构价格形成机制,以期实现市场定价效率的提升与资源配置功能的优化。价格信息效率作为衡量市场定价效率与资源配置效率的重要指标,在高质量资本市场建设中发挥着基础性作用。根据 Bond 等^[2]的理论,价格信息效率包含预测价格效率(forecasting price efficiency)与启示价格效率(revelatory price efficiency)两个互为支撑的维度。预测价格效率(FPE)指向市场价格对未来经济价值(如企业现

金流、收益潜力)的预测精度,其本质是市场聚集公司价值信息的能力,这也是传统意义上价格的市场效率;启示价格效率(RPE)则强调价格信号对决策主体的信息反哺功能,即通过价格向管理者传递公司价值的增量信息^①,为方便理解,称为价格的决策效率(为避免术语混淆,在下文中,FPE与“市场价格效率”视为同义,RPE与“价格决策效率”视为同义。)。值得关注的是,在中国资本市场实践中,厘清信披质量与多维度价格信息效率关系显得尤为紧迫。

通常学者关注的股价信息效率,多聚焦于股票价格是否能以及在多大程度上反映公司价值信息,此类研究默认股票价格传递的信息包含在公司管理者的信息集合之中,高的价格信息效率代表投资者与公司管理者间的非对称信息得到有效的缓解^[3-5]。这也意味着以往学者大多关注价格的市场效率而忽略价格的决策效率。针对价格的市场效率的度量^②,模型上,采用正态总体下的投影定理来度量,也是市场价格效率定义的直接呈现;实证上,度量方法较为丰富且具有争议。较早,学术界普遍用 Roll^[6]提出的价格同步性(基于资产定价回归的拟合度 R^2 来测算股价信息含量)来衡量价格信息效率^③。但不少学者对 R^2 是否能够真正衡量价格信息效率产生疑问,如 Hou 等^[7]认为 R^2 在某些情况下并不能准确反映价格中的信息含量。另外一类度量的方法是基于事件来进行衡量,如跳跃比率^[8]和盈余公告^[9]。近年来被认为行之有效的方法是 Bai 等^[10]基于理论框架提出的,采用未来现金流对当前市场价格敏感性来度量的方法,并得到了广泛应用^[11-12]。

信披质量的提升能否引发对私人信息生产的挤出效应? Gao 等^[13]以 1996 年美国推出的电子化数据收集、分析及检索系统(EDGAR)对市场的影响进行了分析,指出 EDGAR 的使用较使用前更多地搜集到公司外部投资者生产的信息,使市场

① 该信息来自外部投资者,信息类型与公司内部信息相对应,如行业竞争、产品销售及科技替代等相关信息。

② 用 $\text{var}[E[v|p]]$ 来表示,其中 v 是股票的价值, p 是股票的价格,价值在价格上的投影越多说明效率越高。

③ 价格的信息含量与信息效率没有明确区分,通常价格信息含量高意味着价格信息效率高。

价格效率得到了提高,即价格的市场效率的提升源于价格决策效率的提升。而 Bird 等^[14]研究发现,EGDAR 会使得企业投资对其价格的敏感性有所下降,这是因为经理学习价格中有用的增量信息减少。两个研究结论截然相反,这也使得价格信息效率的多维度解读变得越来越复杂。Goldstein 等^[15]认为高精度的公开信息披露会引发投资者“搭价格的便车”,挤出私人信息生产,而这可能会损害投资决策的效率。Pinto^[16]通过比较 JOBS 豁免公司(可选择减少向投资者提供披露)与 JOBS 非豁免公司发现,更多的强制性披露要求可能抑制企业管理者从外部市场参与者的交易中学习增量信息的能力,即强制性披露降低价格决策效率。在价格信息效率多维度下,信息披露与否、信息披露强度及质量的提升,究竟会增强抑或挤压价格信息效率,已然成为有争议的未解问题。鉴于此,本文拟对信披质量与价格信息效率(FPE 和 RPE)的关系、路径机制进行识别检验,为理解中国上市公司信披质量和资本市场价格信息效率提供新的证据。

本文的贡献在于以下几个方面。首先,区别于以往研究从单一层面测度价格信息效率,本研究从模型推导和实证检验的双角度,全面探讨了信披质量对于价格信息效率的影响。考虑到价格信息的多维度与信息源的多维度,对 FPE 和 RPE 实证进行检验,打消了高质量信息披露对私有信息挤出效应的顾虑。其次,以《上市公司信息披露管理办法》这一最新政策作为准自然实验,对信披质量如何影响价格信息效率(FPE 和 RPE)进行了细致分析,揭开了信披质量与 FPE 和 RPE 之间的机制“黑箱”。最后,从资本市场助力实体经济视角,探究了信披质量如何通过提高流动性吸引外部知情交易者从而提高 RPE 这一路径传导机制。为政策制定者和监管机构在优化信息披露制度、提高市场效率方面提供参考,以助力中国资本市场高质量发展。

一、模型推导

本文基于 Kyle^[17]模型框架下对信披质量与价

格信息效率之间的关系进行了解读及分析。假设一项风险资产存在两个基本面,即 $v = \theta_1 + \theta_2$, 其中 $\theta_i \sim N(\bar{\theta}_i, \Sigma_i)$, $\Sigma_i \geq 0$ 。为方便分析,假设其中一名公司内部知情交易者拥有 θ_1 的信息;一名外部知情交易者拥有 θ_2 的信息。两名交易者基于自己的信息最大化各自的策略,即提交订单量为 x_i , $i = 1, 2$ 。假设在基本面 θ_1 上存在公开信息披露,即披露的信号为 $s = \theta_1 + \varepsilon$, $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。此时有一个普通投资者观察到信息 s 并以此作为自己的信息进行交易。市场中的噪声交易者加总为 $u \sim N(0, \sigma_u^2)$, 其中 θ_i 与 u 彼此相互独立。他们共同提交的订单总量为 $y = x_1 + x_2 + z + u$, 做市商依据所收到的订单总量设定价格:

$$p = E[v | y] \quad (1)$$

则 3 类知情交易者分别基于各自的信息提交最优策略,分别为:

$$x_1^* = \underset{x_1}{\operatorname{argmax}} E[(v - p) x_1 | \theta_1, s] \quad (2)$$

$$x_2^* = \underset{x_2}{\operatorname{argmax}} E[(v - p) x_2 | \theta_2, s] \quad (3)$$

$$z^* = \underset{z}{\operatorname{argmax}} E[(v - p) z | s] \quad (4)$$

根据均衡定义,3 个知情交易者依据各自的信息集合最优策略,做市商依据其所接收到的订单综合设定价格,即满足式(1)~式(4),称市场为市场均衡。因此,价格满足:

$$\begin{aligned} p &= E[v | y] \\ &= E[v] + \lambda(y - E[y]) \\ &= E[v] + \frac{\operatorname{Cov}(v, y)}{\operatorname{Var}[y]}(y - E[y]) \end{aligned} \quad (5)$$

定理 1^④:在存在公开信息披露情形,市场满足均衡定义时,市场存在唯一均衡,其中 3 类知情交易者的策略分别为:

$$x_1 = \frac{1}{2\lambda} \left((\theta_1 - \bar{\theta}_1) - \frac{1}{2} \eta(s - \bar{s}) \right) \quad (6)$$

$$x_2 = \frac{1}{2\lambda} \left((\theta_2 - \bar{\theta}_2) + \frac{1}{2} \eta(s - \bar{s}) \right) \quad (7)$$

$$z = \frac{1}{4\lambda} \eta(s - \bar{s}) \quad (8)$$

④ 定理 1 与定理 2 证明见附录。

$$\text{其中, } \lambda = \frac{\sqrt{\Sigma_1(1 - \frac{1}{4}\eta) + \Sigma_2}}{2\sigma_u}, \eta = \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_e^2}$$

是信息披露精度,也代表信披质量。根据 Bond 等^[2]对 FPE 和 RPE 的定义及 Bai 等^[10]的解析表达式,给出在信息披露条件下对 FPE 与 RPE 的解析形式为:

$$\begin{aligned} FPE &= \text{Var}[E[v|p]] \\ &= \text{Var}[E[\theta_1 + \theta_2|p]] \\ &= \text{Var}(p) \\ &= \lambda^2 \text{Var}[x_1 + x_2 + z + u] \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} RPE &= \text{Var}[E[v|\theta_1, p, s]] - \text{Var}[E[v|\theta_1, s]] \\ &= \text{Var}[\theta_1 + E[\theta_2|\theta_1, p, s]] - \text{Var}[\theta_1] \end{aligned} \quad (10)$$

定理 2: 在市场均衡定义, 价格信息效率 FPE 与 RPE 分别满足如下形式:

$$FPE = \frac{\Sigma_1}{2} \left(1 + \frac{1}{4}\eta \right) + \frac{\Sigma_2}{2} \quad (11)$$

$$RPE = \frac{\Sigma_2^2}{2\Sigma_2 + \Sigma_1 \left(1 - \frac{1}{4}\eta \right)} \quad (12)$$

从公式中不难发现, 当信披质量提高时, 即提高 η , FPE 和 RPE 均得到提高。

二、理论分析与研究假设

(一) 信息披露质量与 FPE

尽管现有文献对信息披露与 FPE 的关系已展开丰富探讨^[18-19], 但这些研究大多仅停留在传统的非对称信息层面, 未考虑到外部投资者的交易给价格带来与公司管理层的信息互补的增量信息。考虑到增量信息, 本质上也打破了传统的信息集边界和结构。另外, 以往研究多基于信息披露的形式属性(如上文提到的自愿性披露与强制性披露), 而忽视了信息供给的质量维度对市场定价能力的差异化影响。而高质量的信息披露(如准确性、完整性、及时性)能够通过提高企业信息透明度, 能为价格信息效率提升提供更深层面的解读。

首先, 当管理层隐瞒负面信息时, 市场估值可能显著偏离公司真实价值。对此, Gao 等^[20]的实证研究表明, 信息披露通过减少金融市场的逆向选择问题, 能够直接降低信息不对称性。基于这

一机制, 高质量的信息披露使公司信息更加透明, 投资者可以获取更全面信息以优化决策^[21], 依此, 当信披质量越高, 股价越能及时反映公司基本面变化, 从而提升 FPE。其次, 在信息不对称的环境下, 管理层可能通过隐藏或误导性信息掩盖公司真实状况, 加剧股东与管理层的利益冲突^[22]。随着信披质量的提升, 股东能够获取更清晰的信息, 从而缩小与管理层的信息差距。这一过程促使管理层行为更符合股东利益^[23], 并通过减少代理成本增强市场对公司内在价值的识别能力。其结果是, 信息透明度的提升强化了价格对未来信息的敏感度, 推动 FPE 上升。最后, 高质量的信息披露使市场信息更丰富、准确^[24], 投资者得以更高效地处理信息并通过交易将信息融入至股价中。其内在逻辑在于, 高透明度市场能缩短信息反应时滞, 促使股价在信息披露后快速趋近公司实际价值^[25], 从而提升 FPE。综合以上分析, 本文提出以下假设。

假设 1: 在其他条件不变的前提下, 企业信息披露质量对 FPE 有正向影响。

(二) 信息披露质量与 RPE

现有研究表明, 企业信披质量与 RPE 的关联可通过市场流动性提升与价格反馈效应的双重机制产生影响。首先, 高质量信息披露通过向市场传递公司真实的财务状况与战略意图^[20], 显著缩小投资者与投机者之间的信息差距, 并且这一过程促使买卖价差收窄与流动性增强。在流动性较高的市场中, 知情交易者更容易兑现其私人信息的价值^[26]。这是因为流动性的提升进一步吸引更多外部知情交易者参与市场, 兑现其私有信息的同时加速价格的调整^[5]。其次, 市场反馈效应揭示了信息披露对管理者学习行为的促进作用。在信息透明度较高的市场中, 股价变动能够向管理者传递外部投资者通过交易兑现其私有信息的结果^[27]。信息披露减少了交易者面临的不确定性, 鼓励外部投资者更积极地进行交易, 从而使公司管理者能够更有效地从市场中学习增量信息^[28]。此外, Sun 等^[29]通过研究中国上市公司发现, 管理者在面对职业生涯风险时, 会根据股价反馈来调整他们的行为。这也是 Bond 等^[2]所提出的信息

反馈的学习渠道,即股价不仅是经理人的激励工具,股价增量信息的识别和学习还是经理人最佳决策工具。随着价格中包含的信息量增加,管理者会根据这些价格信号做出更为敏感的投资决策^[30]。这种对价格的学习过程为公司管理层决策提供了增量信息,从而更有效的引导未来的投资活动,最终提升 RPE。因此,综合以上分析,本文提出以下假设。

假设 2:在其他条件不变的前提下,企业信息披露质量对 RPE 有正向影响。

三、研究设计

(一)数据说明

本文选取 2007—2023 年沪深 A 股上市公司的数据为初始研究样本,并对该数据进行如下处理:第一,剔除金融类、房地产类的企业样本;第二,剔除状态为 ST 及期间退市的企业样本;第三,剔除主要变量缺失的企业样本;第四,本文针对所有连续变量采取了 1% 和 99% 分位数的缩尾处理 (Winsorize),以减轻异常值的影响。此外,本文使用所有数据均来自国泰安数据库 (CSMAR)。

(二)变量测度

1. 预测价格效率 FPE

本文按照 Bai 等^[10]提出的理论框架,采用未来现金流对当前市场价格的敏感度作为 FPE 的衡量标准。 $t = 2007, \dots, 2023$ 年,时间范围 $h = 1$ 和 3。

$$\frac{E_{i,t+h}}{A_{i,t}} = a_{i,t} + b_{i,t} \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + c_{i,t} \left(\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + d_{i,t}^s 1_{i,t}^s + \epsilon_{i,t,h} \quad (13)$$

其中, $E_{i,t}$ 、 $M_{i,t}$ 、 $A_{i,t}$ 分别代表在时间 t 年,股票 i 的总收益、总市值和总资产。 $M_{i,t}/A_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 年的市场价格,按 t 年年底的总市值,除以 t 年的总资产来计算; $E_{i,t+h}/A_{i,t}$ 表示未来收益,按 $t+h$ 年的收益除以 t 年的总资产来计算。

2. 启示价格效率 RPE

本文同样按照 Bai 等^[10]的做法,通过未来投资与每年当前市场价格横截面回归来估计 RPE:

$$\frac{I_{i,t+h}}{A_{i,t}} = a_{i,t} + b_{i,t} \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + c_{i,t} \left(\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + d_{i,t}^s 1_{i,t}^s + \epsilon_{i,t,h} \quad (14)$$

其中, $I_{i,t}$ 代表在时间 t 年,股票 i 的总投资。 $I_{i,t+h}/A_{i,t}$ 表示未来投资,按 $t+h$ 年的总投资除以 t 年的总资产来计算。

3. 信息披露质量

本文采用 Kim 等^[31]的方法度量信披质量,即 KV 指数。其原理是根据投资者对交易量信息的依赖程度来判断信息披露的质量。当公司提供的信息披露越充分时,投资者对交易量的关注程度越小,从而导致交易量对股价回报的影响减弱。KV 值越小,说明信披质量越高。

4. 控制变量

借鉴 Bai 等^[10]和 Kacperczyk 等^[32]的研究,本文选取了以下变量作为控制变量。包括企业营收规模 (*Sales*, 取企业年销售额的自然对数), 现金持有量 (*Cash*, 指企业现金和现金等价物除以总资产), 净资产收益率 (*ROE*), 资产负债率 (*Leverage*, 企业账面债务除以总资产) 和第二到五位大股东持股比例之和与第一大股持股比例的比值 (*Balance*)。具体见表 1 所示。

表 1 变量定义

类型	变量	定义
被解释变量	<i>FPE</i>	未来现金流对当前市场价格的敏感度
	<i>RPE</i>	未来投资与每年当前市场价格横截面回归
解释变量	<i>KV</i>	个股交易率与个股收益率回归得到 β , $KV = \beta \diamond 1\ 000\ 000$
中介变量	<i>Trans</i>	运用主成分分析法 (<i>PCA</i>) 构建的透明度综合指标
	<i>Liquidity</i>	<i>Amihud</i> 的非流动性取负数
控制变量	<i>Sale</i>	企业年销售额的自然对数
	<i>Cash</i>	企业现金和现金等价物除以总资产
	<i>ROE</i>	净资产收益率
	<i>Leverage</i>	企业账面债务除以总资产
	<i>Balance</i>	第二到五位大股东持股比例之和与第一大股持股比例的比值

(三)模型设定

为研究信披质量与 FPE 和 RPE 的关系,本文遵循 Kacperczyk 等^[32]的研究并使用年度频率的公司级数据构建的回归模型是:

$$\begin{aligned} \frac{E_{i,t+h}}{A_{i,t}} = & a_1 + b_1 \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + b_2 KV_{i,t} + \\ & b_3 \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) \times KV_{i,t} + b_4 \left(\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + \\ & X_{i,t} + \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) \times X_{i,t} + \epsilon_{i,t,h} \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \frac{I_{i,t+h}}{A_{i,t}} = & a_1 + b_1 \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + b_2 KV_{i,t} + \\ & b_3 \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) \times KV_{i,t} + b_4 \left(\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + \\ & X_{i,t} + \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) \times X_{i,t} + \epsilon_{i,t,h} \end{aligned} \quad (16)$$

其中, KV 为信披质量, X 为控制变量, ϵ 为模型随机误差。为了提升本文回归结果的可靠性, 本文对标准误进行公司层面的聚类调整, 并在所有的回归分析中加入年度、行业的虚拟变量, 以控制其固定效应。

四、实证结果及分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。 E_{t+1}/A 的平均值为 0.084 4, 标准差为 0.074 7, E_{t+3}/A 的平均值为 0.119 3, 标准差为 0.132 0, 说明公司在中期内可能会通过更好的投资和战略决策实现收入增长。 I_{t+1}/A 的平均值为 0.082 6, 标准差为 0.057 4, I_{t+3}/A 的平均值为 0.115 7, 标准差为 0.112 9。相较于短期的投资占资产比, 长期投资占资产比率显著较高, 且波动性更大, 反映出公司在长期内可能通过更多的资本支出和研发投入促进资产增值和盈利增长, 这与 Carpenter 等^[33]的研究保持一致。度量样本公司信披质量的 KV 平均值为 0.494 2, 最大值和最小值分别为 2.224 7 和 0.475 7, 表明中国上市公司之间信披质量差异显著。其余控制变量均在合理范围内。

表 2 描述性统计

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	中位数	最大值
E_{t+1}/A	20 191	0.084 4	0.074 7	-0.189 3	0.080 8	0.361 7
E_{t+3}/A	14 886	0.119 3	0.132 0	-0.254 3	0.100 5	0.801 3
I_{t+1}/A	20 191	0.082 6	0.057 4	0.005 6	0.069 8	0.378 6
I_{t+3}/A	14 886	0.115 7	0.112 9	0.005 0	0.083 5	0.786 3
$\log(M/A)$	20 620	0.382 7	0.766 5	-1.728 3	0.435 9	2.320 0
KV	20 620	0.494 2	0.172 4	0.001 1	0.475 7	2.224 7
$Sale$	20 620	21.875 0	1.442 3	15.464 9	21.709 3	29.230 9
$Cash$	20 620	0.168 9	0.134 0	0.000 6	0.130 2	0.924 0
ROE	20 620	0.032 7	0.533 8	-35.872 7	0.068 7	2.331 1
$Leverage$	20 620	0.404 8	0.194 7	0.049 7	0.398 7	0.876 0
$Balance$	20 620	0.771 0	0.627 5	0.004 9	0.607 6	4.000 0

(二) 基准回归结果

式(15)和式(16)中的系数 b_3 是价格与信披质量的交互项系数, 它度量披露质量每提高一单位时, 价格对未来现金流 (FPE) 和未来投资 (RPE) 的敏

感度如何变化, 能够直接回答“信披质量是否提升价格信息效率”这一核心问题, 因此是本文最重要、最值得关注的参数。表 3 列(1)、列(2)、列(5)、列(6)仅控制了时间和行业固定效应, 列(3)、列(4)、列(7)、列(8)分别为纳入控制变量的多元回归。可以看出, 核心交互项的回归系数均在 1% 水平下显著为负, 说明在其他条件不变的前提下, 信披质量对 FPE 和 RPE 均有正向影响, 验证了本文的假设 1(与 Gao 等^[20]的研究保持一致)和假设 2。同时, 这也间接证明了, 在中国股票市场中, 存在 Jayaraman 等^[34]所提出的“ RPE 挤入通道”。此外, 通过对比 1 年和 3 年范围内的结果, 本文还发现, 信披质量会随时间变化对 FPE 和 RPE 产生更大的正向影响, 这与 Bai 等^[10]和 Carpenter 等^[33]的研究保持一致。其中的逻辑在于, 投资计划的实施通常需要大约两年时间, 现金流则会在随后的几年内逐渐跟进, 从资本配置的角度来看, 中期和长期的时间跨度效果更佳。

表 3 信披质量对 FPE 和 RPE 影响的实证结果

变量	(1) E_{t+1}/A	(2) E_{t+3}/A	(3) E_{t+1}/A	(4) E_{t+3}/A
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times KV$	-0.016 9 *** (-7.030 3)	-0.052 4 *** (-7.043 9)	-0.013 3 *** (-5.590 1)	-0.046 1 *** (-6.349 9)
Controls	否	否	是	是
Ind./Year	是	是	是	是
N	20 191	14 886	20 191	14 886
adj. R^2	0.437	0.206	0.450	0.211
变量	(5) I_{t+1}/A	(6) I_{t+3}/A	(7) I_{t+1}/A	(8) I_{t+3}/A
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times KV$	-0.015 0 *** (-4.962 2)	-0.032 6 *** (-4.739 9)	-0.009 1 *** (-3.053 4)	-0.022 7 *** (-3.337 7)
Controls	否	否	是	是
Ind./Year	是	是	是	是
N	20 191	14 886	20 191	14 886
adj. R^2	0.175	0.116	0.184	0.121

注: 表中, 估计系数下括号内的数值为聚类标准误, *, **, *** 分别表示估计系数在 10%、5%、1% 的置信水平下显著。

(三) 内生性处理

工具变量法。2021 年证监会审议通过了最新版《上市公司信息披露管理办法》(以下简称《管理办法》), 本文借鉴 Cao 等^[35]的方法选取受此《管理办法》影响的试点企业作为工具变量使用两阶段最小二乘法(2SLS)重新估计回归结果。具体而言, 《管理办法》中明确指出“对首次公开发行股票并上市的企业, 从其规定”, 而《管理办法》的实施

时间为 2021 年 5 月 1 日,因此在第一阶段,本文将企业上市日期小于实施日期的企业作为试点并设计如下模型:

$$KV_{i,t} = a_1 + b_1 Treat_{i,t} \times After_{i,t} + b_2 X_{i,t} + \epsilon_{i,w,t} \quad (17)$$

其中, $Treat$ 是一个虚拟变量,对于试点企业取值为 1,其他情况为 0;同时引入虚拟变量 $After$,将 2021 年及以后年份赋值为 1,否则赋值为 0;控制变量与前述保持一致。回归结果验证了工具变量的有效性且支持前文结论,受限于篇幅,结果未呈现。

(四) 稳健性检验

1. 更换主要变量

(1) 替换因变量 FPE。本文采用 Morck 等^[36]和 Gul 等^[37]的研究方法,用股价同步性 ($SYNCH$) 作为 FPE 的替代衡量指标重新检验。股价同步性越低,公司的特质信息越多, FPE 越高。(2) 替换因变量 RPE。本文采用 Chen 等^[38]的做法,用投资敏感度 ($investment-q$ sensitivity) 作为 RPE 间接的衡量指标并重新检验。投资敏感度越高, RPE 越大。(3) 替换自变量信息披露质量。KV 指数通过分析股票收益率对交易量的敏感度来衡量信披质量,其有效性高度依赖市场交易数据的质量。若市场存在非理性波动或操纵行为,可能会导致 KV 值失真,无法真实反映信披质量。故本文一方面采用 Roychowdhury^[39]和 Cohen 等^[40]模型计算真实盈余管理质量指标 (REM) 来度量信披质量。REM 越大往往意味着公司存在较高的盈余管理风险,因此,信披质量会降低。另一方面,本文参照伊志宏等^[41]的研究方法,采用深交所信息披露评级 (Score) 作为信披质量的替代衡量指标。将“四档评级”统一映射为数值:

1 = 优秀, 2 = 良好, 3 = 及格, 4 = 不及格; 数值越高表示披露质量越低。回归结果与基准回归保持一致,受限于篇幅,结果未呈现。

2. 删除样本量

为确保研究结论的稳健性和可靠性,本文选择删除 2008 年金融危机和 2019 年新冠疫情的样本。原因在于,以上两个全球重大特殊事件会对市场环境、企业运营和信披质量产生巨大冲击,可能导致信披质量与市场价格效率之间的关系发生偏离,影响研究结果的有效性。最终截取 2010—2018 年的企业样本展开稳健性检验。回归结果与基准回归保持一致,受限于篇幅,结果未呈现。

五、影响机制检验与识别

(一) 影响机制

上述研究仅刻画了“信披质量与 FPE 和 RPE”的整体关系,其机制黑箱尚未得到探究。在本部分中,本文将从微观的角度针对其影响机制进行路径的识别与检验。基于前文综述,本文认为企业透明度和股票流动性分别在信披质量与 FPE 和 RPE 之间起到了中介作用,并采用逐步回归法^[42]进行检验。

1. 信息披露质量、企业透明度与 FPE

对于企业透明度,本文在辛清泉等^[43]方法的基础上,运用主成分分析法 (PCA) 重新构建透明度综合指标 Trans。Trans 越大,公司透明度越高。结果如表 4 列(1)、列(2)和列(3)所示, KV 系数在 1% 水平上显著为负,核心交互项系数均在 1% 水平上显著为正,表明信披质量的提升通过增强透明度,为投资者提供了更充分的信息支持,使得市场对价格的预测更加准确和及时,从而提高了 FPE。

表 4 中介效应检验

变量	(1) Trans	(2) E_{i+1}/A	(3) E_{i+3}/A	(4) Liquidity	(5) I_{i+1}/A	(6) I_{i+1}/A
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times KV$	—	-0.013 3*** (-5.590 1)	-0.046 1*** (-6.349 9)	—	-0.008 8*** (-2.947 9)	-0.022 7*** (-3.339 7)
KV	-0.028 2*** (-4.321 9)	-0.000 8 (-0.385 6)	0.003 8 (0.619 6)	-0.000 5** (-2.135 5)	0.006 4** (2.403 1)	0.000 4 (0.068 2)
Trans	—	0.315 4** (2.384 1)	1.138 4*** (6.067 7)	—	—	—
Liquidity	—	—	—	—	0.940 8*** (9.836 1)	0.476 2** (1.969 8)
Controls	是	是	是	是	是	是
Ind./Year	是	是	是	是	是	是
N	20 620	20 191	14 886	20 620	20 191	14 886
	0.315	0.450	0.211	0.515	0.190	0.121

2. 信息披露质量、股票流动性与 RPE

对于流动性,本文借鉴 Amihud^[44]的研究方法,采用非流动指标的相反数来衡量流动性(Liquidity)。Liquidity 数值越大,股票流动性越高。检验结果如表 4 列(4)、列(5)和列(6)所示,KV 系数在 1% 水平上显著为负,核心交互项系数均在 1% 水平上显著为正,表明当信披质量提高时,流动性得以增强,流动性的提升反过来促进了信息在市場中的快速和准确反映,从而提升了 RPE。

六、进一步分析

(一)针对 RPE 路径的进一步解构

传统的 FPE 并不足以全面反映市场的实际效率,相反,价格中的“增量信息”(包含在 RPE 中)——即尚未为决策者所知的外部信息,才是决定投资决策效率并促进金融市场稳步发展的关键因素^[30]。对此,本部分进一步聚焦信披质量与 RPE 的传导路径,并结合前文理论推演,认为高质量的信息披露提高了市场流动性,从而吸引了更多的外部知情交易者进行交易,使他们的信息能够融入价格当中,从而提高了 RPE。为了验证上述问题,本文继续以 2021 年证监会审议通过的最新版《上市公司信息披露管理办法》为政策背景,采用双重差分模型(DID)进行实证分析^⑤,构建的回归方程是:

$$Informed_{i,t} = a_1 + b_1Treat_{i,t} + b_2Treat_{i,t} \times After_{i,t} + b_3X_{i,t} + \epsilon_{i,w,t} \quad (18)$$

其中,Informed 为外部知情交易率,本文采用陈国进等^[45]设计的 VPIN 指标(知情交易概率)乘以机构投资者持股比例(IO)作为其衡量标准;引入虚拟变量 Treat,按年度流动性进行分组,将低于所有流动性中位数的试点企业赋值为 1,反之为 0;引入虚拟变量 After,将 2021 年及以后年份赋值为 1,否则为 0。

进一步地,本文针对外部知情交易者是否会对 RPE 造成冲击的问题,借鉴 Kacperczyk 等^[32]的研究方法,构建的回归方程是:

$$I_{i,t+1}/A_{i,t} = a + b_{1,h} \log \left(\frac{M}{A} \right)_{i,t} + b_{2,h} Treat_{i,t} \times After_{i,t} + b_{3,h} \log \left(\frac{M}{A} \right)_{i,t} \times Treat_{i,t} \times After_{i,t} + b_{4,h} \log \left(\frac{M}{A} \right)_{i,t} \times Treat_{i,t} + b_{5,h} \log \left(\frac{M}{A} \right)_{i,t} \times After_{i,t} + b_{6,h} X_{i,t} + e_{i,t+h} \quad (19)$$

其中,由于此管理办法实施时间较短,只能考虑对 1 年时间范围进行验证。同样引入虚拟变量 Treat,将低于所有外部知情交易率中位数的试点企业赋值为 1,反之为 0;虚拟变量 After 和控制变量的设置与式(18)一致。

首先,使用 DID 模型必须满足平行趋势检验,检验结果通过了平行趋势检验。受限于篇幅,结果未呈现。其次,根据表 5 列(1)的结果, $Treat \times After$ 的回归系数在 1% 水平下显著为正,表明政策实施后,处理组企业在政策实施后的外部知情交易活跃度显著高于自身政策前水平,印证了信息环境优化对知情者交易行为的动态激励。最后在表 5 列(2)中, $\log(M/A) \times Treat \times After$ 的回归系数在 1% 水平上显著为正,表明在《管理办法》实施后,初始外部知情交易率较低的企业在信披质量提高的驱动下,通过交易将自己的信息融入了股价,从而提高了 RPE。这是因为外部知情交易者拥有与企业管理者互补的增量信息,即真正能影响企业投资决策的揭示性信息。随着这些外部知情交易者在市场中增加,市场中的揭示性信息也不断提高,进而影响市场价格的波动。这种股价的变化不仅帮助市场参与者(包括其他投资者)调整预期,也能为企业管理者提供有力的市场信号。

表 5 DID 实证结果

变量	流动性与知情交易率	知情交易率与 RPE
	(1) Informed	(2) I_{t+1}/A
$Treat \times After$	0.004 0 *** (2.778 4)	-0.000 9 (-0.554 4)
$\log \left(\frac{M}{A} \right) \times Tr. \times Af.$	—	0.007 1 *** (3.687 3)
Controls	是	是
Ind./Year	是	是
N	20 538	20 191
adj. R ²	0.199	0.184

⑤ 选择最新的政策作为研究背景,可以使研究结果更具现实意义。在透明度和流动性方面,短期内的政策效果会更加显著。即便在此政策实施后仅有两年时间的样本,政策的短期效应仍然具有一定的参考性。

通过对股价变化的分析和解读,管理者能够从中学习到市场对外部信息的反应,这正是 Bond 等^[2]所提出的“学习机制”。随着这种学习和决策过程的持续进行,市场的价格发现功能变得更加精准,最终能够促进金融市场长期、稳定、健康的发展。

(二)针对 RPE 路径的异质性分析

RPE 的核心在于外部知情交易者“参与意愿”与“参与程度”:当高质量的信息披露使得内部信息导致的非对称风险较低时,外部知情交易者有意愿参与交易并兑现其外部信息价值;当更多的外部知情交易者参与交易,将使得更多的外部信息融入价格构成管理层学习的增量信息。

1. 基于内部信息生产的异质性分析

内部控制是企业内部信息生产与识别的制度基石,直接决定内部信息的精度与及时性,从源头上保障信息披露的质量,从而决定外部知情交易者参与意愿。本文使用迪博(DIB)风险数据库中的“内部控制指数”来衡量上市公司内部控制质量。将大于等于内控质量指数中位数的样本划分为高内控质量组,小于内控质量指数中位数的样本划分为低内控质量组。同时,还将样本按内控质量指数的前 10% 进行划分。结果如表 6 所示,在低内控质量组,信披质量分别在 1% 水平上显著提高了 1 期和 3 期的 RPE;在高内控质量组,结果不显著。回归结果表明,低内控质量的企业具有更高的信息不对称与较弱的合规约束,当信披质量提升、流动性改善,外部交易者被激励生产并交易私有信息,管理层更愿意从价格中汲取外部增量信息,从而显著提高 RPE。

表 6 基于信息生成视角的异质性分析

变量	高内控质量组(中位数)		低内控质量组(中位数)	
	(1) I_{t+1}/A	(2) I_{t+3}/A	(3) I_{t+1}/A	(4) I_{t+3}/A
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times KV$	-0.004 5 (-1.210 2)	-0.016 4 (-1.915 4)	-0.012 7 *** (-2.899 7)	-0.025 7 ** (-2.364 9)
Controls	是	是	是	是
Industry/Year	是	是	是	是
N	11 146	8 552	9 045	6 334
adj. R ²	0.179	0.128	0.160	0.098
变量	(5) I_{t+1}/A	(6) I_{t+3}/A	(7) I_{t+1}/A	(8) I_{t+3}/A
	(5) I_{t+1}/A	(6) I_{t+3}/A	(7) I_{t+1}/A	(8) I_{t+3}/A
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times KV$	-0.004 7 (-1.260 2)	-0.014 0 (-1.598 5)	-0.013 3 *** (-3.099 2)	-0.030 9 *** (-2.969 6)
Controls	是	是	是	是
Industry/Year	是	是	是	是
N	10 843	7 957	9 348	6 929
adj. R ²	0.185	0.132	0.167	0.103

2. 基于外部信息传递的异质性分析

RPE 的冲击不仅取决于外部信息是否被生产,更取决于外部信息能否被有效解读、迅速扩散并形成交易。其中分析师通过筛选、解读与传导企业信息,扩展投资者覆盖、提升市场关注与交易深度,促使信息更快、更充分地融入价格。本文将样本以分析师跟踪人数和分析师研报数量的中位数将样本划分为高关注度组和低关注度组。结果如表 7 所示,在分析师关注度较低的组,信披质量在 1% 水平上显著提高了 RPE,而外部交易者对 RPE 的影响不显著;在分析师关注度高的组,外部交易者在 1% 水平上显著提高了 RPE,而信披质量对于 RPE 的影响不显著。回归结果表明,第一,当分析师关注度低时,披露质量的改善能显著缓解信息不对称、提升流动性与价格的信息含量,从而推动管理者从价格中学习;第二,分析师关注度的提升既放大了私有信息的交易收益,也提高了价格的信息敏感性,使得外部交易者对 RPE 的冲击效应更为显著。

表 7 基于信息传递视角的异质性分析

变量	高分析师关注度组		低分析师关注度组		高关注度组	低关注度组
	(1) I_{t+1}/A	(2) I_{t+3}/A	(3) I_{t+1}/A	(4) I_{t+3}/A	(5) I_{t+1}/A	(6) I_{t+1}/A
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times KV$	-0.002 1 (-0.571 1)	-0.013 0 (-1.595 9)	-0.011 8 *** (-2.657 3)	-0.026 4 ** (-2.230 7)	—	—
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times Treat \times After$	—	—	—	—	0.008 2 *** (3.276 6)	0.005 6 (1.841 2)
Controls	是	是	是	是	是	是
Industry/Year	是	是	是	是	是	是
N	11 436	8 226	8 755	6 660	11 436	8 775
R ²	0.195	0.138	0.157	0.097	0.192	0.157

(三)基于中国情景的异质性分析

1. 国有企业与非国有企业

国有企业在我国经济中占据重要地位,其在信息披露方面面临着更为严格的政策监管要求,这些监管措施虽然有助于提升国企的透明度,但也可能导致信息披露的滞后性和不完全性。基于此,本文将样本划分为国有企业与非国有企业组,回归结果如表 8 所示。无论国企还是非国

企,信披质量都显著提高了 FPE 和 RPE,其中非国企随时间提升的幅度高于国企。表明尽管两类企业都能从信披质量的提升中获益,但由于国企在政策环境和内部管理结构的制约,其信披质量未能在同等条件下充分发挥潜力。因此,非国企在信息传递的时效性和幅度上更具优势,能够更有效地将信息融入股价,提升市场的价格信息效率。

表 8 基于国企非国企的异质性分析

变量	国有企业组				非国有企业组			
	(1) E_{t+1}/A	(2) E_{t+3}/A	(3) I_{t+1}/A	(4) I_{t+3}/A	(5) E_{t+1}/A	(6) E_{t+3}/A	(7) I_{t+1}/A	(8) I_{t+3}/A
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times KV$	-0.010 7 *** (-2.844 5)	-0.031 4 *** (-2.776 3)	-0.016 2 *** (-3.051 1)	-0.023 2 *** (-2.398 2)	-0.013 6 *** (-3.906 7)	-0.059 7 *** (-5.385 0)	-0.010 1 ** (-2.514 8)	-0.025 1 ** (-2.399 3)
Controls	是	是	是	是	是	是	是	是
Ind./Year	是	是	是	是	是	是	是	是
N	6 224	4 930	6 224	4 930	13 967	9 956	13 967	9 956
adj. R ²	0.502	0.252	0.171	0.133	0.441	0.206	0.179	0.109

2. 高科技行业与非高科技行业

随着中国政策的推动和市场的发展,高科技行业正在成为中国经济转型的关键领域。高科技行业通常具有更强的创新性和不确定性,市场对其未来经济价值的预测尤为依赖于准确的价格信息。相比之下,非高科技行业的企业通常在盈利模式、技术创新和市场竞争方面相对较为稳定,市场的预期更多依赖于传统的财务数据和经营模式,信披质量的提升可能对 FPE 和 RPE 的影响较

为有限。基于此,本文根据证监会 2012 年行业分类标准以及《国家重点支持的高新技术领域》,将样本划分为高科技行业与非高科技行业组。回归结果如表 9 所示,信披质量显著提高了高科技行业组的 FPE 和 RPE,非高科技行业的 RPE 则未表现出显著影响。这表明,高科技行业对信披质量的需求更为迫切。信披质量的提升能够更有效地帮助投资者预测企业的未来经济价值,并为管理者提供有价值的市场信号,进而提高 FPE 和 RPE。

表 9 基于行业的异质性分析

变量	高科技行业组				非高科技行业组			
	(1) E_{t+1}/A	(2) E_{t+3}/A	(3) I_{t+1}/A	(4) I_{t+3}/A	(5) E_{t+1}/A	(6) E_{t+3}/A	(7) I_{t+1}/A	(8) I_{t+3}/A
$\log\left(\frac{M}{A}\right) \times KV$	-0.009 4 ** (-2.519 1)	-0.057 4 *** (-5.153 8)	-0.013 5 *** (-2.991 6)	-0.036 6 *** (-3.505 9)	-0.015 5 *** (-5.013 2)	-0.038 0 *** (-3.973 4)	-0.005 4 (-1.420 9)	-0.010 3 (-1.182 4)
Controls	是	是	是	是	是	是	是	是
Ind./Year	是	是	是	是	是	是	是	是
N	11 213	8 672	11 213	8 672	8 978	6 214	8 978	6 214
adj. R ²	0.420	0.204	0.138	0.109	0.495	0.226	0.240	0.145

七、结论与启示

(一)结论

本文就信息披露质量与价格信息效率(FPE 和 REP)之间的关系展开研究,借助中国 2007—2023 年沪深 A 股上市公司的数据,分析了信披质量对 FPE 和 RPE 的影响、路径机制等问题。结果发现:第一,信披质量对 FPE 和 RPE 均会产生正向影响,且随时间的变化,信披质量对 FPE 和 RPE 的

影响更大;第二,高质量的信息披露通过提高企业透明度,从而提高了 FPE;第三,高质量的信息披露通过提高流动性,吸引了更多的外部知情交易者进行交易,使他们的信息(即具有揭示性的信息)能够融入股价,促使公司管理者从股价中学习增量信息,继而提高了 RPE。围绕 RPE 路径的异质性分析表明:一方面,从信息生成视角看,在低内控质量组中,由于其信息不对称较高且合规约束

较弱,信披质量改进更能改善流动性、激励外部知情交易者的私有信息生产与交易,并强化管理层从价格当中学习;另一方面,从信息传递视角看,在分析师关注度较低的情境下,市场缺乏专业的信息加工与扩散渠道,提升信披质量能够降低投资者的获取成本,从而加速信息扩散并显著提高 RPE。在基于中国国情的异质性分析中,本文发现,虽然信披质量均可以提升国有和非国有企业的 FPE 和 RPE,但相较于国有企业,非国有企业在信息传递的时效性和幅度上更具有优势;在行业层面,高科技行业对信披质量的需求更为迫切,信披质量的提升显著增强了该行业企业的 FPE 和 RPE。

(二) 启示

根据上述研究结论,得到如下相关政策启示:第一,构建以信披质量为抓手的制度体系。顺应中国全面注册制、数智化监管与 XBRL 机读化披露的推进方向,监管部门应强化信息披露的及时性、可比性与可验证性,降低投资者获取与加工成本。进一步地,可将 FPE 与 RPE 作为资本市场助力实体经济的重要指标,与审计质量、数据标准化相配套,形成“信息生产—信息传递—价格反馈”的闭环,使多维信息更快、更准地融入价格,契合中国资本市场高质量发展的阶段要求。

第二,实施分层治理与定向扶助,锚定 RPE 这一路径的关键性。RPE 映射价格向管理者传递公司价值的增量信息,因而更能影响企业投资决策与资本配置,服务实体经济的高质量发展。对内部控制治理较弱的企业,优先提升信息披露的结构化与可验证性、压实错漏更正与一致性要求,并同步推进内控整改,可以有效缓解信息不对称、提高流动性并显著提升 RPE。

第三,区分分析师覆盖高低施策。在低分析师覆盖情境下,信息披露承担信息扩散的补位功能,此时加强信息披露结构化、要点化与标准化可显著提升信息可用性与入价效率;在高分析师覆盖情境下,分析师的跟踪与解读提升外部信息的提炼与传递质量,价格对有效信息更敏感,此时通过优化市场微观结构、提升流动性并吸引更多外

部知情交易者,可进一步加快外部信息纳入股价的速度与精度,为管理层学习提供便利,进而助力实体决策效率。

附录:

定理 1 证明:

根据交易者及对应的最优策略,分别给出各自策略的最初表达式。

针对接收到公开披露信息的投资者可得:

$$z = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{\lambda} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2} (s - \bar{s}) - E[x_1 | s] - E[x_2 | s] \right)$$

针对内部知情交易者可得:

$$x_1 = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{\lambda} (\theta_1 - \bar{\theta}_1) - E[x_2 | \theta_1, s] - E[z | \theta_1, s] \right)$$

针对外部知情交易者可得:

$$x_2 = \frac{1}{4} \left(\frac{1}{\lambda} (\theta_2 - \bar{\theta}_2) + \frac{1}{\lambda} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2} (s - \bar{s}) - E[x_1 | \theta_2, s] - E[z | \theta_2, s] \right)$$

分别取条件期望,经过整理有:

$$E[x_1 | s] = E[x_2 | s] = E[z | s] = \frac{1}{4} \frac{1}{\lambda}$$

$$\frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2} (s - \bar{s})$$

此时,

$$z = \frac{1}{4} \frac{1}{\lambda} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2} (s - \bar{s})$$

$x_1 =$

$$\frac{1}{2} \left(\frac{1}{\lambda} (\theta_1 - \bar{\theta}_1) - E[x_2 | \theta_1, s] - \frac{1}{4} \frac{1}{\lambda} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2} (s - \bar{s}) \right)$$

$x_2 =$

$$\frac{1}{2} \left(\frac{1}{\lambda} (\theta_2 - \bar{\theta}_2) - E[x_1 | \theta_2, s] + \frac{3}{4} \frac{1}{\lambda} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2} (s - \bar{s}) \right)$$

经推导,又可得:

$$E[x_1 | \theta_1] = E[x_2 | \theta_1] = \frac{1}{4} \frac{1}{\lambda} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2} (\theta_1 - \bar{\theta}_1)$$

$$E[x_1 | \theta_2, s] = E[x_2 | \theta_1, s] = \frac{1}{4} \frac{1}{\lambda} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2}$$

$(s - \bar{s})$

代入即可得到定理 1。

定理 2 证明:

$$y = \frac{1}{2\lambda}(\theta_1 - \bar{\theta}_1) + \frac{1}{4\lambda} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2}(s - \bar{s}) + \frac{1}{2\lambda}(\theta_2 - \bar{\theta}_2) + u$$

$$p = E[v] + \lambda y$$

$$p = \frac{1}{2}(\theta_1 - \bar{\theta}_1) + \frac{1}{4} \frac{\Sigma_1}{\Sigma_1 + \sigma_\varepsilon^2}(s - \bar{s}) + \frac{1}{2}(\theta_2 - \bar{\theta}_2) + \lambda u$$

$$\begin{aligned} & E[\theta_2 | \theta_1, p, s] \\ &= E[\theta_2 | \theta_1, s] + E[\theta_2 - E[\theta_2 | \theta_1, s] | p - E[p | \theta_1, s]] \\ &= E[\theta_2 | p - E[p | \theta_1, s]] \\ &= E[\theta_2 | \lambda y - \lambda E[y | \theta_1, \varepsilon]] \\ &= E\left[\theta_2 | \frac{1}{2}(\theta_2 - \bar{\theta}_2) + \lambda u\right] = E[\theta_2 | \theta_2 + 2\lambda u] \\ &= E\theta_2 + \frac{\text{cov}(\theta_2, \theta_2 + 2\lambda u)}{\text{var}[\theta_2 + 2\lambda u]}(\theta_2 - \bar{\theta}_2 + 2\lambda u) \\ &= E\theta_2 + \frac{\Sigma_2}{\Sigma_2 + 4\lambda^2\sigma_u^2}(\theta_2 - \bar{\theta}_2 + 2\lambda u) \lambda^2\sigma_u^2 \\ &= \left(\frac{1}{4} - \frac{1}{16}\eta\right)\Sigma_1 + \frac{1}{4}\Sigma_2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & E[\theta_2 | \theta_1, p, s] \\ &= E\theta_2 + \frac{\Sigma_2}{2\Sigma_2 + (1 - \frac{1}{4}\eta)\Sigma_1}(\theta_2 - \bar{\theta}_2 + 2\lambda u) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} RPE &= \text{var}[E[v | \theta_1, p, s]] - \text{var}[E[v | \theta_1, s]] \\ &= \text{var}[\theta_1 + E[\theta_2 | \theta_1, p, s]] - \text{var}[\theta_1] \\ &= \end{aligned}$$

$$\text{var}\left[\theta_1 + \frac{\Sigma_2}{2\Sigma_2 + (1 - \frac{1}{4}\eta)\Sigma_1}(\theta_2 - \bar{\theta}_2 + 2\lambda u)\right] -$$

$$\text{var}[\theta_1] = \frac{\Sigma_2^2}{2\Sigma_2 + (1 - \frac{1}{4}\eta)\Sigma_1}$$

参考文献:

- [1] BROWN S, HILLEGEIST S A. How disclosure quality affects the level of information asymmetry [J]. Review of accounting studies, 2007, 12: 443-477.
- [2] BOND P, EDMANS A, GOLDSTEIN I. The real effects of financial markets [J]. Annual review of financial economics, 2012, 4(1): 339-360.
- [3] GOLDSTEIN I, YANG L Y. Information Diversity and

complementarities in trading and information acquisition [J].

The journal of finance, 2015, 70(4): 1723-1765.

[4] 刘霞, 刘善存, 张强. 公开信息披露对异质交易行为与市场质量的影响, 系统工程理论与实践 [J], 2021, 41(7): 1672-1681.

[5] 刘霞, 刘善存, 张强. 信息认知偏差, 有限竞争与资产定价 [J]. 中国管理科学, 2023, 31(2): 9-17.

[6] ROLL R. Orange juice and weather [J]. The American economic review, 1984, 74(5): 861-880.

[7] HOU K, PENG L, XIONG W. Is R-squared a measure of market inefficiency? [R]. 2013.

[8] WELLER B M. Does algorithmic trading reduce information acquisition? [J]. The review of financial studies, 2018, 31(6): 2184-2226.

[9] BERNARD V L, THOMAS J K. Post-earnings- announcement drift: delayed price response or risk premium? [J]. Journal of accounting research, 1989, 27: 1-36.

[10] BAI J, PHILIPPON T, SAVOV A. Have financial markets become more informative? [J]. Journal of financial economics, 2016, 122(3): 625-654.

[11] 连立帅, 朱松, 陈超. 资本市场开放与股价对企业投资的引导作用: 基于沪港通交易制度的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2019(3): 100-119.

[12] DUGAST J, FOUCAULT T. Data abundance and asset price informativeness [J]. Journal of financial economics, 2018, 130(2): 367-391.

[13] GAO M, HUANG J. Informing the market: the effect of modern information technologies on information production [J]. The review of financial studies, 2020, 33(4): 1367-1411.

[14] BIRD A, KAROLYI S A, RUCHTI T G, et al. More is less: publicizing information and market feedback [J]. Review of finance, 2021, 25(3): 745-775.

[15] GOLDSTEIN I, YANG L. Good disclosure, bad disclosure [J]. Journal of financial economics, 2019, 131(1): 118-138.

[16] PINTO J. Mandatory disclosure and learning from external market participants: evidence from the JOBS act [J]. Journal of accounting and economics, 2023, 75(1): 101528.

[17] KYLE A S. Continuous auctions and insider trading [J]. Econometrics, 1985, 53(6): 1315-36.

[18] 何贤杰, 王孝钰, 孙淑伟, 等. 网络新媒体信息披露的经济后果研究: 基于股价同步性的视角 [J]. 管理科学学报, 2018, 21(6): 43-59.

[19] 胡军, 王甄. 微博、特质性信息披露与股价同步性 [J]. 金融研究, 2015(11): 190-206.

- [20] GAO P, LIANG P J. Informational feedback, adverse selection, and optimal disclosure policy [J]. *Journal of accounting research*, 2013, 51(5): 1133-1158.
- [21] 袁知柱, 鞠晓峰. 中国上市公司会计信息质量与股价信息含量关系实证检验[J]. *中国管理科学*, 2008, 16: 231-234.
- [22] MECKLING W H, JENSEN M C. Theory of the Firm [J]. *Managerial behavior, agency costs and ownership structure*, 1976, 3(4): 305-360.
- [23] HEALY P M, PALEPU K G. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature[J]. *Journal of accounting and economics*, 2001, 31(1/2/3): 405-440.
- [24] 陈泽艺, 李常青, 查大鑫. ESG 信息披露与股价特质信息含量:沟通抑或掩饰?:来自中国上市公司的证据[J]. *南方金融*, 2024(6): 52-66.
- [25] 曾庆铎, 张强, 刘善存, 等. 信息披露、趋势噪声交易与价格发现 [J]. *系统工程学报*, 2024, 39(2): 244-257.
- [26] 张强, 刘善存, 邱苑华, 等. 流动性特征对知情、非知情交易的影响研究[J]. *管理科学学报*, 2013, 16(7): 55-65.
- [27] OZOGUZ A, REBELLO M J. Information, competition, and investment sensitivity to peer stock prices[J]. *Competition, and investment sensitivity to peer stock prices*, 2013, 7(3): 524-527.
- [28] BOND P, GOLDSTEIN I. Government intervention and information aggregation by prices[J]. *The journal of finance*, 2015, 70(6): 2777-2812.
- [29] SUN B, LIU Q, ZHANG Z, et al. Managerial career concerns and informational stock price feedback [J]. SSRN 4691656. 2024.
- [30] EDMANS A, JAYARAMAN S, SCHNEEMEIER J. The source of information in prices and investment-price sensitivity [J]. *Journal of financial economics*, 2017, 126(1): 74-96.
- [31] KIM O, VERRECCHIA R E. The relation among disclosure, returns, and trading volume information [J]. *The accounting review*, 2001, 76(4): 633-654.
- [32] KACPERCZYK M, SUNDARESAN S, WANG T. Do foreign institutional investors improve price efficiency? [J]. *The review of financial studies*, 2021, 34(3): 1317-1367.
- [33] CARPENTER J N, LU F, WHITELOW R F. The real value of China's stock market [J]. *Journal of financial economics*, 2021, 139(3): 679-696.
- [34] JAYARAMAN S, WU J S. Is silence golden? real effects of mandatory disclosure [J]. *The review of financial studies*, 2019, 32(6): 2225-2259.
- [35] CAO J, GOYAL A, KE S, et al. Options trading and stock price informativeness [J]. *Journal of financial and quantitative analysis*, 2024, 59(4): 1516-1540.
- [36] MORCK R, YEUNG B, YU W. The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements? [J]. *Journal of financial economics*, 2000, 58(1/2): 215-260.
- [37] GUL F A, KIM J B, QIU A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: evidence from China [J]. *Journal of financial economics*, 2010, 95(3): 425-442.
- [38] CHEN Q, GOLDSTEIN I, JIANG W. Price informativeness and investment sensitivity to stock price [J]. *The review of financial studies*, 2007, 20(3): 619-650.
- [39] ROYCHOWDHURY S. Earnings management through real activities manipulation [J]. *Journal of accounting and economics*, 2006, 42(3): 335-370.
- [40] COHEN D A, DEY A, LYS T Z. Real and accrual-based earnings management in the pre-and post- Sarbanes-Oxley periods [J]. *The accounting review*, 2008, 83(3): 757-787.
- [41] 伊志宏, 姜付秀, 秦义虎. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量 [J]. *管理世界*, 2010(1): 133-141, 161, 188.
- [42] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展 [J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731-745.
- [43] 辛清泉, 孔东民, 郝颖. 公司透明度与股价波动性 [J]. *金融研究*, 2014(10): 193-206.
- [44] AMIHUD Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects [J]. *Journal of financial markets*, 2002, 5(1): 31-56.
- [45] 陈国进, 张润泽, 谢沛霖, 等. 知情交易、信息不确定性与股票风险溢价 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(4): 53-74.

(本文责编:默 黎)