

候风险披露指引，明确物理风险和转型风险的披露范围、口径和核心指标，强化前瞻性情景分析与压力测试等内容的披露要求，以减少信息噪声和口径不一致导致的风险误判。企业应完善内部气候风险治理架构，推动信息披露从合规性向实质性转变，并借助第三方评估与市场评价机制形成信息校准闭环。

第二，通过差异化和精细化的绿色监管实践，缓释制度复杂性和政策不确定性对气候误判的放大效应。地方宜根据企业治理水平和气候治理能力实施分级分类监管：对基础薄弱企业强化规制与能力支持；对治理成熟企业提供稳定、可预期的政策环境与激励工具，降低因政策不确定性引发的决策迟滞以及“高估风险—过度防御”的偏差。通过政企之间在政策设计、信息共享和执行评估上的协同互动，为纠正企业气候风险误判提供制度支撑。

第三，完善高管激励机制，强化气候治理能力建设。优化董事会专业结构，设立气候专门委员会或相应管理职位，并将气候绩效纳入考核激励体系，推动气候风险治理内生于公司战略与决策流程。从源头上减少气候风险感知偏差的发生概率，并与外部政策和市场约束形成“内外协同”的双重纠偏机制。

市场边缘化公司盈余公告后价格漂移现象研究

游家兴 邵平平 刘 淳

信息在资本市场中扮演着至关重要的角色，它不仅决定了资本的流动性，还深刻影响着市场运行效率。信息中介作为连接市场参与者的桥梁，承担着信息筛选、解读与传播的职能，对提升市场整体的信息效率与资本配置效率具有关键作用。然而，随着我国资本市场规模持续扩张，上市公司数量快速增加，信息中介面临显著的注意力约束，其覆盖能力难以同步扩展，导致部分上市公司既未被分析师跟踪、也缺乏主流媒体报道，逐渐游离于信息中介体系之

外。此类企业在信息传播和市场认知层面处于不利地位，本文将其界定为“市场边缘化公司”。据统计，约 15.29% 的观测样本处于信息中介缺位状态，表明该现象具有一定的普遍性。

对于这些处于市场关注边缘的公司，由于缺乏外部信息中介的专业解读与持续监督，其真实经营状况、财务质量及潜在价值难以为市场所充分认知和准确评估。其直接后果是削弱了市场价格发现机制的有效性，使得部分企业的潜在投资价值无法得到充分体现。长期来看，这种定价机制的持续扭曲具有多重危害：其一，它损害了投资者，尤其是中小投资者的风险定价能力，使其长期暴露于未被充分识别的特质性风险之中；其二，定价效率的低下将侵蚀投资者对市场的信任基础，可能抑制其参与意愿，引发“用脚投票”行为；其三，当市场扩容速度超过信息中介服务的覆盖与消化能力，大量新上市的成长型、创新型企业可能因无法突破关注度阈值而陷入定价偏误，甚至可能面临“上市 - 失焦 - 退市”的恶性循环，最终妨碍资本市场的良性新陈代谢。因此，深入考察市场边缘化公司的股价行为特征，并探寻其有效的治理与优化路径，有助于纠正价格偏离、优化资源配置，从而提升资本市场整体效率。

基于上述背景，本文从盈余公告后价格漂移（Post - Earnings Announcement Drift, PEAD）这一经典市场异象出发，系统考察市场边缘化是否会加剧企业的 PEAD 程度。以 2005 - 2021 年中国 A 股上市公司为研究样本，实证结果表明：相较于信息中介充分覆盖的企业，市场边缘化公司表现出更严重的盈余公告后价格漂移现象，在盈余公告后 5 日和 20 日的窗口期内，边缘化公司表现出的 PEAD 效应，较非边缘公司分别高出 25.41% 与 46.28%。这一现象揭示出，由于缺乏分析师与财经媒体的信息解读与外部监督，投资者在解读这些公司盈余公告时面临更高的信息不对称，导致市场反应不足，价格发现过程延迟。上述结论在采用不同 PEAD 衡量方法、倾向得分匹配以及外生冲击检验等多种稳健性检验后仍然成立。在此基础上，本文深入探讨了缓解信息中介缺位负面影响的治理路径。

治理效应检验表明，当企业积极参与网络互动平台、提升信息披露质量、增强自愿披露积极性时，边缘化公司的股价漂移程度显著降低。此外，公司治理水平同样发挥重要作用。当企业代理成本较低、内部控制质量较高时，边缘化公司的 PEAD 现象得到有效缓解；而当股权集中度过高、大股东资金占用严重时，第二类代理问题引发的信息不对称会进一步加剧价格漂移。这些发现为边缘化公司破解困境提供了可操作的优化方案：通过改善内外部信息环境、强化公司治理机制，企业能够在一定程度上弥补信息中介缺位的不利影响，提升市场定价效率，减少股价非理性波动。

本文的贡献主要体现在以下方面：首先，本文系统识别并揭示了长期被忽视的“市场边缘化公司”群体的存在及其市场运行特征，扩展了资本市场研究的视角。与传统研究多聚焦于受关注较多的上市公司不同，本文深入剖析了这类“冷门公司”的潜在风险与行为特征，不仅有助于投资者识别市场盲区，也为监管机构优化政策框架提供了新的思路。其次，本文创新性地引入“市场边缘化公司”视角，拓展了 PEAD 的研究。区别于现有文献主要从市场整体层面探讨 PEAD 现象，本文强调企业在外部信息环境中的异质性，并基于市场信息中介普遍面临的注意力约束这一现实基础展开分析，从而为理解 PEAD 异象的形成机制提供了新的理论解释。

针对边缘化公司面临的定价困境，本文提出以下建议：第一，充分发挥市场中介在信息传播与分析中的重要作用。本文发现，缺乏中介关注的企业股价漂移现象更严重。因此，有必要建立激励机制，鼓励媒体、分析师等信息中介扩大覆盖范围，兼顾更多被市场忽视的企业。此外，可引导信息中介与企业加强沟通互动，提升信息分析质量与深度。同时，支持信息中介运用大数据、人工智能等技术提升信息处理与传播效率，进一步强化市场价格发现能力。

第二，推动多元化信息交流平台的发展。本文发现，新兴互动式信息媒介有助于弥补传统信息中介覆盖不足的缺陷，提高市场效率和透明度。因此，应鼓励公司积极利用此类平台加强与投资者沟

通，并完善相关规范，提升平台信息的可信度与治理水平。同时，可通过宣传推广，提高市场对这类平台的认知与使用意愿，促进信息中介体系的多元化与健康发展。

第三，引导上市公司完善自身治理机制，促进企业与资本市场的良性互动。良好的公司治理有助于增强投资者信心、优化资源配置并提升市场整体效率。建议通过发布治理指引、推广最佳实践等方式，为企业提供治理改进的参考。同时，可借助融资支持、政策激励等措施，引导并鼓励公司主动优化治理结构。此外，应健全监督机制，引导公众与媒体参与公司治理监督，构建多方协同的治理格局，实现实体经济与资本市场协同发展。

公募基金投资者与公司治理 ——基于社会和可持续发展偏好

赖勉珊 周 游 Philip Arestis

在全球可持续发展浪潮推动下，中国公募基金行业正迎来环境、社会与治理（ESG）投资的快速发展阶段。这种投资模式不仅提升了基金产品的市场吸引力，还为构建可持续金融体系注入了新活力。公募基金作为大众理财的重要渠道，其投资者行为直接影响资金流向和资源配置效率。良好的公司治理是企业稳健运营的基石，能够有效提升企业价值和绩效，通过规范风险管理和战略投资驱动公司增长。此外，机构投资者的积极参与以及对环境、社会责任的关注进一步巩固了治理对企业长期稳定发展的支撑作用。当前研究多聚焦于ESG整体对投资的影响，但对于治理维度的独立作用仍需进一步阐明。

本文基于中国公募基金市场的数据，系统考察投资者对基金投资组合治理水平的响应行为。研究样本涵盖2007年至2023年间1434只主动型股票和混合基金。核心变量为基金层面的治理评分，通过加权计算基金持有的个股治理水平来构建；资金流动指标则用

《市场边缘化公司盈余公告后价格漂移现象研究》附录

附录 1 变量定义和构建方法及描述性统计

附表 1 变量名称及定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	CAR1	季度盈余公告后 1 天个股的超额收益率
	CAR5	季度盈余公告后 5 天个股的累计超额收益率
	CAR10	季度盈余公告后 10 天个股的累计超额收益率
	CAR20	季度盈余公告后 20 天个股的累计超额收益率
解释变量	UE	采用标准化后的季度 t 的每股收益实际值 $EPS_{i,t}$ 与预期值 $EPS_{i,t-4}$ 之差表示的未预期盈余衡量
	Outcast	属于“市场边缘化公司”的样本赋值为 1，其余为 0
调节变量	Interaction	公司参与网络互动的程度，以盈余公告所属报告期内上市公司在网络互动平台回答总字数加 1 取自然对数衡量
	Disclosure	公司信息披露水平，采用通过修正的琼斯模型计算得到的可操纵性应计项目的绝对值进行衡量
	Voluntary	自愿披露积极性，对于未达到强制披露标准的上市公司，若公司自愿披露业绩预告，则取值为 1，否则取值为 0
	ATA	资产周转率，采用营业收入除以平均总资产进行衡量
控制变量	IC	内部控制质量，采用 DIB 迪博发布的上市公司内控指数衡量
	Block	股权集中度，采用前 10 大股东股权占比衡量
	Tunnel	大股东掏空程度，采用其他应收款除以销售收入衡量
	Size	公司规模，采用公司流通市值的自然对数衡量
	ROA	总资产收益率，采用净利润除以年初总资产衡量
	BM	账面市值比，采用公司账面价值除以市场价值衡量
	SOE	股权性质，若为国企则取值为 1，否则为 0
	Lev	资产负债率，采用总负债除以总资产进行衡量
	Dual	两职合一情况，若总经理兼任董事长则取值为 1，否则为 0
	Block	股权集中度，采用前 10 大股东股权占比衡量
	InsHold	机构投资者持股，即公司机构投资者持股比例
	Psear	永久性盈余，采用公司营业利润除以利润总额衡量
	Illiq	非流动性，股票 i 在 t 季度盈余公告前的非流动性为： $ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \frac{ R_{i,t,d} }{V_{i,t,d}}$ ，其中 $R_{i,t,d}$ 和 $V_{i,t,d}$ 分别表示股票 i 在 t 季度盈余公告前第 d 个交易日的回报率和交易量， $D_{i,t}$ 为考察区间的交易天数。本文以盈余公告前 60 个交易日的数据计算非流动性。
	Turnover	换手率，以样本公司在事件日的成交量除以自由流通股本进行衡量
Postnum	网络舆论关注度，以公司当年东方财富网股吧上的发帖数量加 1 取自然对数衡量	
Wb_dum	是否开通微博的虚拟变量，公司开通微博的当年及之后年份取值为 1，其余年份取值为 0	
Wx_dum	是否开通微信公众号的虚拟变量，公司开通微信公众号的当年及之	

后年份取值为 1，其余年份取值为 0

附表 2 样本描述性统计

变量	N	Mean	SD	Min	p25	p50	p75	Max
<i>CAR5</i>	113,176	-0.0021	0.0661	-0.1748	-0.0396	-0.0058	0.0308	0.2178
<i>CAR20</i>	113,176	0.0013	0.1166	-0.2891	-0.0688	-0.0055	0.0620	0.3796
<i>UE</i>	113,176	0.5002	0.3189	0	0.2222	0.5556	0.7778	1
<i>Outcast</i>	113,176	0.1529	0.3599	0	0	0	0	1
<i>Size</i>	113,176	15.3136	1.0888	12.7590	14.6058	15.2368	15.9495	18.4050
<i>ROA</i>	113,176	0.0277	0.0394	-0.0952	0.0059	0.0199	0.0440	0.1706
<i>BM</i>	113,176	0.6248	0.2525	0.1180	0.4298	0.6222	0.8200	1.1597
<i>SOE</i>	113,176	0.3968	0.4892	0	0	0	1	1
<i>Lev</i>	113,176	0.4354	0.2033	0.0559	0.2740	0.4326	0.5889	0.8786
<i>Dual</i>	113,176	0.2560	0.4364	0	0	0	1	1
<i>Block</i>	113,176	57.5193	15.0206	22.8346	46.7815	58.2840	68.6911	90.0759
<i>InsHold</i>	113,176	45.2388	24.5448	0.4700	26.2700	47.2611	64.4711	92.6960
<i>Psear</i>	113,176	3.4528	6.4467	-16.3848	1.5189	2.3735	4.0040	39.7913
<i>Illiq</i>	113,176	0.0544	0.0770	0.0019	0.0150	0.0310	0.0621	0.5412
<i>Turnover</i>	113,176	2.8572	2.9490	0.1517	0.9374	1.8518	3.6580	16.1698
<i>Postnum</i>	113,176	8.2733	2.1899	0	8.0839	8.6972	9.2764	10.9356
<i>Wb_dum</i>	113,176	0.2953	0.4562	0	0	0	1	1
<i>Wx_dum</i>	113,176	0.3922	0.4882	0	0	0	1	1

附录 2 盈余公告后股价漂移异象存在性检验结果

附表 3 盈余公告后股价漂移异象存在性检验

变量	(1) <i>CAR1</i>	(2) <i>CAR5</i>	(3) <i>CAR10</i>	(4) <i>CAR20</i>
<i>UE</i>	0.0160*** (33.90)	0.0188*** (27.26)	0.0168*** (19.10)	0.0128*** (10.88)
<i>Controls&FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	113,176	113,176	113,176	113,176
<i>Adj R²</i>	0.0369	0.0364	0.0452	0.0624

附录 3 内生性检验

(一) 倾向得分匹配法 (PSM)

为了保证核心结论的可靠性，本文采用倾向得分匹配方法对样本进行筛选后再回归。我们按照企业是否属于“市场边缘化公司”，将样本划分为处理组（边缘公司）和对照组（非边缘公司）。在此基础上，我们对处理组和对照组样本分年度进行 1: 2 最近邻匹配，再以匹配后的样本重新进行回归。通过 PSM 方法得到 16,744 个边缘公司样本和与之对应的 24,292 个非边缘公司样本，最终共获得 41,036 个有效样本。我们对匹配过程中的所有协变量进行平衡性检验，匹配后所有协变量的标准化偏差得到大幅改善，通过了平衡性检验。PSM 回归结果如附表 4 列 (1) - (2)，可以看出，本文所关心的 *UE*×*Outcast* 变量的回归系数仍显著为正，说明本文研究结论具有较好的稳健性。

附表 4 倾向得分匹配、两阶段残差介入法及外生事件冲击的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	CAR5	CAR20	CAR5	CAR20	CAR5	CAR20
<i>UE×Outcast</i>	0.0067*** (2.95)	0.0071* (1.85)				
<i>UE×Residual</i>			0.0075*** (3.70)	0.0065** (1.96)		
<i>UE×Treat×After</i>					0.0145** (2.51)	0.0247*** (2.67)
<i>Controls&FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	41,036	41,036	113,176	113,176	25,198	25,198
<i>Adj R²</i>	0.0404	0.0782	0.0367	0.0628	0.0870	0.1450

(二) 处理效应模型 (Treatment Effect Model)

本文可能存在样本选择偏误问题。具体而言,信息中介在关注或报道上市公司时,可能会因为公司的市场表现而倾向于关注某些类型的上市公司,或者因为公司未能呈现出额外的信息而未受到关注。为了克服这种内生性问题,本文采用扩展的 Heckman 两阶段模型即处理效应模型进行检验。第一阶段构建如下 Probit 模型估计逆米尔斯比率 (λ):

$$Probit(Outcast_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 No_share_{i,t} + \beta_2 Age_{i,t} + \Sigma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型 (1) 中,以 *Outcast* 为被解释变量, *Controls* 为正文模型 (5) 中的控制变量。参考于忠泊等 (2011) 的做法,本文选取非流通股比例 (*No_share*) 和上市年限 (*Age*) 作为影响市场中介关注的工具变量。第二阶段将 λ 代入正文模型 (5),以检验可能存在的选择性偏差对研究结论的影响,结果如附表 5 所示。从列 (1) 第一阶段的估计结果来看, *No_share* 和 *Age* 是影响市场中介关注的重要因素。第 (2) - (5) 列为第二阶段的回归结果。可以看到,对于因变量为 *CAR1* 和 *CAR5* 的检验, λ 不显著,说明不存在自选择问题;对于 *CAR10* 和 *CAR20* 的检验, λ 显著为正,说明信息中介自选择问题在一定程度上是存在的。但在控制了 λ 后, *UE×Outcast* 的回归系数依然在 5% 水平上显著为正,说明在修正了潜在的样本选择偏误因素后,本文结果依然成立。

附表 5 处理效应模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>Outcast</i>	<i>CAR1</i>	<i>CAR5</i>	<i>CAR10</i>	<i>CAR20</i>
<i>UE×Outcast</i>		0.0039*** (3.01)	0.0047** (2.50)	0.0050** (2.07)	0.0061** (1.97)
<i>No_share</i>	-0.9254*** (-35.39)				
<i>Age</i>	0.0340*** (36.54)				
<i>Lambda</i>		-0.0046 (-0.70)	0.0089 (0.88)	0.0332*** (2.67)	0.0620*** (3.58)
<i>Controls&FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	113,176	113,176	113,176	113,176	113,176
<i>Adj R²/Pseudo R²</i>	0.1512	0.0370	0.0366	0.0455	0.0627

（三）两阶段残差介入法（2SRI）

为缓解信息中介关注与盈余公告后价格漂移（PEAD）关系中可能存在的遗漏变量偏误，本文采用两阶段残差介入法（2SRI）进行再检验。参照胡楠等（2021）的研究范式，第一阶段通过模型（1）估计影响公司被信息中介关注的因素，并提取残差值作为净中介关注度的代理变量（*Residual*），该指标剥离了企业固有特征对关注度的系统性影响；第二阶段将此残差项替代原边缘化变量（*Outcast*），代入正文模型（5）重新回归。第一阶段回归在基准控制变量基础上，进一步纳入公司治理特征变量以捕捉更多异质性因素，结果见附表 5 列（1）。第二阶段结果如附表 4 列（3）-（4）所示，净中介关注度与未预期盈余的交乘项（ $UE \times Residual$ ）系数显著为正，表明在控制潜在内生性后，市场边缘化公司的 PEAD 现象依然稳健存在。

（四）评估不可观测因素可能带来的偏误

本文借鉴 Altonji et al.（2005）的方法，通过比较不同控制变量设定下核心解释变量系数的变化，评估不可观测因素可能导致的估计偏误。具体操作中，首先建立仅包含核心解释变量（ $UE \times Outcast$ 及其单独项）的受约束模型，得到基准系数 β^R ；随后分别估计两个完整模型：情形一纳入主回归全部控制变量，情形二在情形一基础上进一步加入五个可能遗漏的公司特征变量（上市年龄、现金持有、管理层持股比例、是否为四大审计、当期股票回报率），分别得到对应系数 β^F 。通过计算系数比率 $Ratio = |\beta^R / (\beta^R - \beta^F)|$ 进行判断：若 *Ratio* 大于 1，则表明遗漏不可观测变量不太可能导致实质性偏误。实证结果显示，两种情形下的 *Ratio* 值均大于 1，平均值达到 3.9。这意味着只有当不可观测因素的影响强度达到可观测因素 3.9 倍时，才可能对估计结果产生实质性干扰。这一阈值较高，表明本文的遗漏变量问题影响有限。

（五）反向因果识别

为检验市场中介关注与企业盈余公告后价格漂移（PEAD）之间是否存在反向因果关系，本文借鉴袁建国等（2015）的研究思路，以第 $t+1$ 年的市场边缘化指标对第 t 年的 PEAD 程度进行回归分析。若二者不存在反向因果关系，则 PEAD 的回归系数应不显著。考虑到 PEAD 幅度与未预期盈余（*UE*）高度相关（孔东民和柯瑞豪，2007），本文按 *UE* 十分位数分组进行回归。附表 6 列示了代表性分组（第 1、5、10 组）的结果。结果显示，PEAD 的系数均为负且不显著，表明市场中介关注与 PEAD 之间不存在显著的反向因果关系。

附表 6 考虑反向因果的内生性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第1组		第5组		第10组	
	PEAD=CAR5	PEAD=CAR20	PEAD=CAR5	PEAD=CAR20	PEAD=CAR5	PEAD=CAR20
变量	<i>Outcast</i> _{<i>i,t+4</i>}					
<i>PEAD</i> _{<i>it</i>}	-1.1871 (-1.39)	-0.6329 (-1.26)	-0.0903 (-0.11)	-0.2838 (-0.61)	0.4538 (0.45)	-0.5490 (-0.92)
<i>Controls&FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3,048	3,048	3,494	3,494	2,646	2,646

（六）基于科创板开市的外生事件冲击

为进一步缓解可能存在的内生性问题，本文借助 2019 年科创板正式开市这一外生事件，考察事件前后高科技行业企业盈余公告后价格漂移程度的变化。科创板的开市无疑是资本市场的重大事件，特别是在其创新性制度设计的加持下，吸引了大量媒体和分析师资源，重构了市场信息中介的注意力分配。然而，在有限注意力理论的框架下，信息中介（如证券分析师与主流财经媒体）受制于其资源禀赋与认知容量，难以对所有上市公司实现持续且均衡的

信息覆盖。科创板开市引入大量新上市公司，加剧了注意力资源的稀缺性，提高了非科创板企业被边缘化的可能性。基于此，我们将科创板的设立视为一种外生性冲击，它通过分流信息中介有限注意力的方式，削弱了其对主板与创业板等传统市场板块中上市公司信息的关注强度。

进一步地，考虑到信息中介市场注意力在行业内存在“有限迁移性”的特征，分析师与财经媒体受专业背景和沉没成本制约，更倾向于在既有行业内重新配置关注资源，而非进行跨行业转移。因此，不同行业受到事件冲击的程度存在差异。科创板在制度定位上明确聚焦于新一代信息技术、高端装备、新材料、新能源、生物医药等高科技领域，这使得高科技行业受到的外生冲击显著强于其他行业，这为构造实验组（高科技行业）与对照组（非高科技行业）创造了条件。此外，在样本处理中，本文剔除了科创板自身上市企业，并确保纳入回归的公司在事件前后均至少有一个观测值。研究窗口设定为事件前后各四个季度（2018Q3-2019Q2 为事前，2019Q3-2020Q2 为事后）。这是因为，分析师跟踪具备一定的粘性，媒体报道也会受到议题生命周期的驱动。适度的事件窗口有助于更全面地捕捉市场中介关注度变化的影响，同时避免其他政策或市场因素的干扰。基于上述设定，本文构建以下模型进行分析：

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 UE_{i,t} \times Treat_i \times After_t + \beta_2 UE_{i,t} \times Treat_i + \beta_3 UE_{i,t} \times After_t + \beta_4 Treat_i \times After_t + \beta_5 UE_{i,t} + \beta_6 Treat_i + \beta_7 After_t + \Sigma Controls_{i,t} + Firm + Year \times Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，*Treat* 为行业属性虚拟变量，参考李莉等（2014）的分类，依据经济合作发展组织（OECD）等相关文件¹，对照《上市公司行业分类指引（2012年修订）》，确定高科技行业代码。若主板与创业板中的企业属于高科技行业，则为实验组样本，*Treat* 取 1；若主板与创业板中的企业属于非高科技行业，则为对照组样本，*Treat* 取 0。*After* 表示科创板开市的时间虚拟变量，即 2019Q3 及之后为 1，否则为 0。其余控制变量和设定与正文模型（5）一致。实验组和对照组的 *PEAD* 已通过共同趋势检验。实证结果如附表 4 列（5）-（6）所示。其中，*UE*×*Treat*×*After* 的系数显著为正，表明科创板开市通过转移市场信息中介注意力，导致原有高科技行业企业的 *PEAD* 程度显著变大。本文结论在缓解内生性问题后依旧成立。

参 考 文 献

- [1] 胡楠、薛付婧和王昊楠，2021，《管理者短视主义影响企业长期投资吗？——基于文本分析和机器学习》，《管理世界》第 5 期，第 139~156+11+19~21 页。
- [2] 孔东民和柯瑞豪，2007，《谁驱动了中国股市的 PEAD?》，《金融研究》第 10 期，第 82~99 页。
- [3] 李莉、闫斌和顾春霞，2014，《知识产权保护、信息不对称与高科技企业资本结构》，《管理世界》第 11 期，第 1~9 页。
- [4] 于忠泊、田高良、齐保垒和张皓，2011，《媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察》，《管理世界》第 9 期，第 127~140 页。
- [5] 袁建国、后青松和程晨，2015，《企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察》，《管理世界》第 1 期，第 139~155 页。
- [6] Altonji, J. G., T. Elder, and C. Taber, 2005, "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools," *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 151~184.

¹ OECD 规定的高科技行业主要包括以下 5 个行业：计算机相关行业、电子行业、信息技术行业、生物制药行业以及通讯行业。