

信息披露质量与企业全要素生产率

邢恩泽¹, 邓玉萍², 袁 礼³, 戴鹏毅⁴

(1. 湖南大学金融与统计学院, 湖南 长沙 410006; 2. 湖南大学经济与贸易学院, 湖南 长沙 410006;
3. 湖南师范大学商学院, 湖南 长沙 410081; 4. 湖南大学工商管理学院, 湖南 长沙 410082)

摘 要:作为资本市场发展的重要基础,企业信息披露如何影响全要素生产率对金融服务于实体经济发展至关重要。利用 A 股上市公司数据进行实证分析发现:首先,信息披露质量的提高能够显著提升企业全要素生产率(TFP),在进行内生性和稳健性检验后,结果仍然成立。其次,机制检验发现信息披露质量主要通过优化资本配置效率来促进企业 TFP 提升。进一步研究发现,企业信息披露改善会提高股票流动性,所带来的资本市场压力会使企业进行“重数量、轻质量”的策略性创新,进而导致企业信息披露无法通过技术创新提升企业 TFP。最后,当分析师关注和长期机构投资者持股比例较高时,信息披露质量对企业 TFP 的提升作用更强。本文研究为资本市场改革如何助力实体经济高质量发展提供了理论参考和经验证据。

关键词:信息披露;全要素生产率;资本配置效率;技术创新

中图分类号:F062.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2023)07-0114-13

Information disclosure quality and total factor productivity of enterprises

XING Enze¹, Deng Yuping², YUAN Li³, DAI Pengyi⁴

(1. School of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha 410006;
2. School of Economics and Business, Hunan University, Changsha 410006;
3. Business School of Hunan Normal University, Changsha 410081;
4. School of Business Administration, Hunan University, Changsha 410082)

Abstract: As an important basis for the development of capital market, how corporate information disclosure affects total factor productivity is of great importance for financial services to the development of real economy. Using the data of A-share listed companies for empirical analysis, this paper finds that, first of all, the improvement of information disclosure quality can significantly improve the total factor productivity (TFP) of enterprises, and the results are still valid after the endogeneity and robustness test. Secondly, the mechanism test found that the quality of information disclosure mainly promoted the improvement of TFP by optimizing the efficiency of capital allocation. Further research finds that the improvement of corporate information disclosure will improve stock liquidity, and the pressure of capital market will make enterprises carry out strategic innovation "valuing quantity over quality", which leads to the failure of corporate information disclosure to improve corporate TFP through technological innovation. Finally, when analysts pay attention to and long-term institutional investors hold a higher proportion of shares, the quality of information disclosure has a stronger effect on the improvement of enterprise TFP. This study provides theoretical reference and empirical evidence for how capital market reform can help the high-quality development of the real economy.

Key words: information disclosure; total factor productivity; capital allocation efficiency; technological innovation

收稿日期:2023-02-25 修回日期:2023-06-20

基金项目:国家社会科学基金重大项目(19ZDA103)。

作者简介:邢恩泽(1989—),男,湖南大学金融与统计学院博士生,研究方向为资本市场与公司金融。通信作者:戴鹏毅。

改革开放以来,我国经济依靠生产要素的大规模投入经历 40 余年高速增长,但随着人口结构和资源供需的变化,投资驱动模式难以为继,迫切需要我国经济从“数量追赶”转向“质量追赶”,实现高质量增长,而推动经济高质量增长的核心是提高企业全要素生产率(TFP)^[1]。作为调节经济发展动能的“转换器”,高效的资本市场以信息披露为“硬约束”来促进市场内部信息的传递,从而合理引导资本有效配置,并促进企业创新,实现经济高质量增长。但目前鲜有文献从资本配置效率、技术创新两个层面同时考察信息披露质量与企业 TFP 之间的关系。

信息披露作为资本市场的生命线,是资本市场发挥资本配置功能的重要步骤,尤其在现阶段以信息披露为核心的注册制全面实施的背景下,探究企业信息披露如何影响全要素生产率尤为重要。现有研究表明:一是信息披露质量的提升不仅能够降低事前的信息不对称,降低代理成本,缓解企业融资约束^[2],还能降低事后的道德风险,提高公司治理能力,促进企业创新^[3-5]。二是信息披露质量的提升能够增加管理层隐藏负面消息的成本,抑制管理层的机会主义行为,从而降低负面信息累计导致的股价崩盘风险^[6]。三是信息披露有利于降低外部投资者与企业之间的信息不对称,提高股票流动性,降低逆向选择而造成的融资成本,提高企业投资效率^[7-8]。

综上所述,现有关于企业信息披露经济后果的研究主要集中于提高创新能力和投资效率等方面,并未对企业 TFP 进行研究。因此,本文以 2009—2019 年 A 股非金融上市公司数据为样本,实证分析信息披露质量对企业 TFP 的影响。结果发现,信息披露质量能够显著提高企业 TFP,其主要影响途径是资本配置机制。技术创新机制不成立的原因在于信息披露质量的提升会提高股票流动性,导致企业进行“重数量、轻质量”的策略性创新行为。进一步研究发现,在分析师关注和长期机构投资者持股比例高的企业中,信息披露质量对企业 TFP 的提升作用更强。

与已有文献相比,本文的边际贡献主要在于:

首先,拓宽了企业信息披露经济后果的相关文献,现有关于信息披露的研究主要集中于融资约束^[2]、定价效率^[9]、公司治理^[10]、股价崩盘风险^[11]、投资效率^[12]和技术创新^[5]等方面,而全要素生产率(TFP)作为经济高质量发展的核心,目前还鲜有文献探讨企业信息披露与全要素生产率(TFP)之间的关系。本文从微观视角诠释了信息披露质量对企业 TFP 的影响,有助于理解资本市场改革如何更好的服务于实体经济高质量增长。其次,本文从资本配置机制与技术创新机制两个层面来验证企业信息披露对 TFP 的影响机制,发现技术创新机制不显著的原因在于信息披露质量导致企业策略性创新行为,这会降低技术创新机制驱动企业 TFP 提升的实际效能,这不仅丰富了信息披露质量与管理层短视与策略性创新的相关研究,拓宽了该领域的研究边界,更为中国经济如何提质增量提供了经验证据。最后,本文从分析师和机构投资者等资本市场信息中介和监督者的角度验证信息披露质量对企业 TFP 的异质性影响,这为进一步深化金融体制改革,积极完善我国资本市场改革提供了理论依据。

一、理论分析与研究假设

现有关于企业全要素生产率的文献主要集中在以下两个方面:一是企业外部环境,包括贸易自由化^[13]、股票市场开放^[14]、财政政策^[15]、市场竞争^[16]、金融地理结构^[17]等。二是企业内部环境,譬如公司治理水平^[18]、股价信息含量^[19]、融资约束^[20]、创新能力^[21]、投资效率^[22]等。TFP 是一个索洛余值,可分解为资本配置效应和技术创新效应。从理论上讲,信息披露能够降低企业内外部信息不对称程度,降低代理成本,可能通过资本配置效应和技术创新效应来影响企业 TFP 增长。

第一,信息披露质量的提升能够促进企业通过优化资本配置效率提高 TFP。首先,信息披露质量越高,能够降低投资者搜寻特质信息的难度和成本,通过市场交易将企业特质信息反馈至股价,提高股票定价效率^[23-24],而股价是引导资本配置的关键,当股价能够真实反映公司内在价值,资本

才能得到有效配置^[25],从而提高企业 TFP^[26]。方红星等^[27]的研究表明,信息披露质量的提升有助于公司特质信息融入股价,提升资本定价效率。游家兴^[28]的研究也表明随着股票定价效率的提高,资本能够更快的从低效率企业转移到高效率企业中,改善资本配置效率。其次,在信息不对称的情况下,道德风险和逆向选择会影响市场的有效性,管理层为扩大市场规模可能会投资净现值为负的项目,从而导致企业投资偏离最优水平,降低资本配置效率^[22]。信息披露质量的提高能够及时识别较差的投资项目,对管理层行为进行有效监督和约束,避免盲目过度投资,降低企业资本配置效率^[29]。而资本配置效率是影响企业 TFP 的重要途径^[30]。因此,信息披露质量的提升可以改善资本配置效率从而作用于企业 TFP 的增长。

第二,信息披露质量的提升能够促使企业进行技术创新来提高企业 TFP。首先,由于创新是一项研发周期长、失败风险高、收益不确定的项目^[31]。在信息不对称的情况下,市场无法将资金配置到研发效率高的企业,导致创新活动缺乏充足的资金支持^[32]。而信息披露的改善能够降低投资者事前的信息不对称,降低企业融资成本,缓解融资约束困境,为创新提供资金支持,从而促进企业创新^[33-34]。其次,信息披露质量的提高释放企业自身经营绩效良好的信号,能够吸引外部投资者关注,有利于获取有效的外部资金供给^[2]。若企业信息披露评级较低,会给投资方造成经营环境恶劣、管理混乱的印象,导致企业难以获取外部融资,抑制企业创新^[5],从而降低企业 TFP。

故此,本文提出如下假设:

H1:信息披露质量能够促进企业 TFP 提升。

H2:信息披露质量能够通过资本配置机制提高企业 TFP。

H3:信息披露质量能够通过技术创新机制提高企业 TFP。

二、研究设计

(一)样本选择

本文选取中国 A 股非金融类上市公司为样本

进行分析,数据来源于 CSMAR 和 CNRDS 数据库。样本区间为 2009—2019 年,其原因在于一方面排除 2008 年金融危机的影响,另一方面专利数据披露存在滞后性。纳入模型前,本文对样本数据进行如下处理:①剔除样本期间异常交易(如 ST、*ST)、未分配利润为负的以及核心变量存在缺失值的样本;②为缓解极端值影响,对主要连续性变量进行上下 1% 缩尾处理。

(二)模型设计

本文构建以下回归模型,检验信息披露质量对企业 TFP 的影响。

$$TFP_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 KV_{it} + Controls_{i,t} + Firm_i + Year_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $TFP_{i,t+1}$ 代表企业 i , 在 $t+1$ 年的 TFP; KV_{it} 为企业 i , 在 t 年的信息披露质量; KV_{it} 是一个逆向指标,若 α_1 显著小于 0,表示信息披露质量可以提高企业 TFP。 $Controls_{i,t}$ 为控制变量; $Firm_i$ 表示公司个体固定效应; $Year_i$ 为年度固定效应。

(三)变量定义

(1)被解释变量。本文参考 Olley 等^[35]的做法计算对数形式的企业 TFP (TFP_OP), 并采用 Levinsohn 等^[36]的方法重新估算企业 TFP (TFP_LP)用于稳健性检验。

(2)解释变量。本文借鉴 Kim 等^[37]、徐寿福等^[9]的做法,用交易量对收益率的影响系数来衡量信息披露质量,其优势在于动态地将信息的资源披露与强制披露综合进行分析,能够全面度量上市公司信息披露质量。模型构建如下:

$$\ln |(P_T - P_{T-1}) / P_{T-1}| = \gamma_0 + \gamma_1 (Vol_T - Vol_0) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$KV = \gamma_1 \times 1\,000\,000 \quad (3)$$

式(2)中, P_T 和 Vol_T 分别是第 T 日的股票收盘价和交易股数, Vol_0 是年度平均交易量,每家上市公司回归得到的系数 γ_1 值构建 KV 指数。这项指标的构建原理在于:上市公司承诺在指定业绩范围内能够进行及时的信息披露,若业绩跌至这一范围外,则公司推迟信息披露。若公司推迟信息披露,则做市商可利用成交量信息推断知情投资

者关于公司价值的私人信息,此时公司的股票回报率取决于交易量。在此基础上,交易量的斜率系数随着公司承诺及时披露的业绩范围扩大而下降。因此, γ_1 越小说明上市公司承诺及时披露的业绩范围更大,信息披露更加充分, KV 指数越高,表明上市公司信息披露质量越低。

(1) 控制变量。本文参考戴鹏毅等^[14] 研究选取如下一系列控制变量:公司规模 ($SIZE$)、公司年龄 (Age)、资产收益率 (ROA)、资产负债率 (LEV)、独立董事占比 ($Indep$)、成长性 ($Growth$)、董事会规模 ($Board$)、固定资产比率(FIX)、流动资产比率 (Qr) 和是否两职合一 (Dep) 等。本文相关变量的定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量含义
全要素生产率	$F.TPF_OP$	OP 法计算的全要素生产率
	$F.TPF_LP$	LP 法计算的全要素生产率
信息披露质量	KV	参考 Kim 等的算法
公司规模	$SIZE$	员工人数的自然对数
公司年龄	Age	公司年龄的自然对数
资产收益率	ROA	公司净利润/年末总资产
资产负债率	LEV	公司年末总负债/年末总资产
独立董事占比	$Indep$	公司独立董事人数/董事人数
成长性	$Growth$	公司营业收入的增长率
董事会规模	$Board$	董事会人数加 1 的自然对数
固定资产比率	FIX	固定资产/总资产
流动资产比率	Qr	流动资产/ 流动负债
是否两职合一	Dep	董事长和总经理两职合一 时赋值为 1, 否则为 0

四、实证结果分析

(一)描述性统计

从描述性统计(见表 2)分析结果可以看出,企业全要素生产率 $F.TPF_OP$ 的平均数为 10.105,最小值为 5.871,最大值为 14.853,标准差为 1.062。 $F.TPF_LP$ 的平均数为 11.301,最小值为 6.639,最大值为 16.146,标准差为 1.09。说明不同企业间 TFP 的差异较大。信息披露质量的均值为 0.107,标准差为 0.140,最小值为 0,最大值为 2.489,这与徐寿福等^[9] 的测算结果相似。其他控制变量的大小也在合理区间。总体来说,本样本具有良好的区分度。

表 2 描述性统计

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
$F.TPF_OP$	10 608	10.105	1.062	5.871	14.853
$F.TPF_LP$	10 608	11.301	1.090	6.639	16.146
KV	10 608	0.107	0.140	0	2.489
$SIZE$	10 608	8.029	1.188	5.476	11.398
Age	10 608	2.717	0.397	1.099	3.434
ROA	10 608	0.043	0.051	-0.135	0.205
LEV	10 608	0.433	0.196	0.060	0.859
$Indep$	10 608	0.372	0.054	0.333	0.571
$Growth$	10 608	0.151	0.283	-0.412	1.492
$Board$	10 608	2.270	0.174	1.792	2.773
FIX	10 608	0.249	0.162	0.008	0.707
Qr	10 608	0.552	0.194	0.097	0.932
Dep	10 608	0.768	0.422	0	1

(二)基准回归结果

按照基准回归模型,表 3 呈现信息披露质量对企业 TFP 的影响。其中,第(1)列和第(3)列的结果显示,在仅控制年度和公司固定效应,核心解释变量 KV 对全要素生产率 $F.TPF_OP$ 和 $F.TPF_LP$ 的系数为 -0.102 6 和 -0.128 7,均在 1% 的统计学水平上显著。进一步加入相关控制变量后,如第(2)列和第(4)列所示,信息披露质量的系数分别为 -0.078 5 和 -0.083 1,均在 1% 的统计学水平上显著,初步证明假说 1 成立,说明信息披露质量的提升能够提高企业全要素生产率。

表 3 基准回归结果

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	$F.TPF_OP$	$F.TPF_OP$	$F.TPF_LP$	$F.TPF_LP$
KV	-0.102 6 *** (-4.180 2)	-0.078 5 *** (-3.487 2)	-0.128 7 *** (-4.751 9)	-0.083 1 *** (-3.583 7)
$SIZE$	—	0.065 7 *** (4.995 6)	—	0.223 9 *** (18.558 2)
Age	—	0.265 6 *** (7.195 1)	—	0.273 2 *** (7.623 7)
ROA	—	1.005 7 *** (9.300 7)	—	1.086 3 *** (10.311 4)
LEV	—	0.599 9 *** (13.845 3)	—	0.563 5 *** (13.258 6)
$Indep$	—	0.328 3 *** (3.391 8)	—	0.306 2 *** (3.208 6)
$Growth$	—	0.266 9 *** (16.813 0)	—	0.266 6 *** (17.477 7)
$Board$	—	0.240 6 *** (6.428 7)	—	0.217 4 *** (5.975 9)
FIX	—	-0.146 9 ** (-2.537 8)	—	-0.454 2 *** (-7.773 2)
Qr	—	0.344 6 *** (6.654 2)	—	0.498 4 *** (9.534 0)
Dep	—	0.010 4 (0.992 9)	—	0.009 8 (0.967 4)
_cons	10.241 6 *** (731.820 1)	7.942 4 *** (46.886 6)	11.012 1 *** (786.614 0)	7.550 8 *** (45.205 2)
Year FE	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
N	10 608	10 608	10 608	10 608
R ²	0.030 0	0.184 5	0.286 3	0.470 0

(三) 内生性检验

为缓解内生性问题,分析信息披露质量对企业 TFP 的影响,以便能够更加精准地识别因果关系,本文将 2012 年发布的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号—年度报告的内容与格式(2012 年修订)》和 2013 年发布的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 3 号——半年度报告的内容与格式(2013 年修订)》作为外生事件冲击(以下简称“准则修订”)。2012 年和 2013 年准则修订的内容涉及:首先,进一步强调要在年报或半年报中对投资者关心事项的披露,如管理层讨论分析部分的内容,重大诉讼、仲裁、重大担保等重要事项,利润分配、公司内控规范体系等。其次,准则修订增加了自愿披露内容,如鼓励公司披露前 5 名供应商和采购金额,鼓励公司主动披露履行社会责任的情况等。最后,准则修订借鉴香港等成熟市场,增加了反映投资者价值的非财务信息披露。因此,2012 年和 2013 年的年报和半年报准则修订进一步提高上市公司信息披露的完整性、真实性和准确性,能够扩大上市公司信息披露的范围,改善信息披露质量。此次准则修订并不会对企业 TFP 产生直接的影响,可以被看作信息披露质量提高的外生事件。由于 2012 年和 2013 年连续的、逐步增强的准则修订均从 2013 年开始实施,本文选择 2013 年作为准则修订的实施年份。同时,本文参考 Brandt 等^[38]的做法,采用连续 DID 模型,并根据准则修订前信息披露质量的高低识别实验组与对照组。

为验证这一做法的合理性,本文绘制准则修订前即 2012 年行业层面的信息披露质量(横轴)与准则修订后 2012—2019 年信息披露质量的变化(纵轴)的散点图(见图 1)。根据图 1 可知,在准则修订前信息披露质量越高的企业,在准则修订后受到的影响越小,而对于准则修订前信息披露质量越低的企业,在准则修订后受到的影响越大。因此,2012 年企业的信息披露质量能用于识别实验组和对照组,可利用连续型双重差分模型,因此可利用双重差分模型,进一步考虑法律修订带来的信息披露质量改善对企业 TFP 的影响。计量模型如式(4)所示。

$$TFP_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 KV_{2012i} \times Post_t + Controls_{it} + Firm_i + Year_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, KV_{2012i} 表示是 2012 年企业 i 的信息披露质量的倒数,该值越大,企业信息披露质量则越高; $Post_t$ 代表政策修订的时间,定义 2013 年及之后 $Post_t = 1$, 否则 $Post_t = 0$ 。其他变量与式(1)中的相同。本文主要关注的是交互项 $KV_{2012i} \times Post_t$ 的系数符号,若系数 γ_1 显著大于 0,则表明政策修订带来的信息披露质量改善可以提高企业全要素生产率。

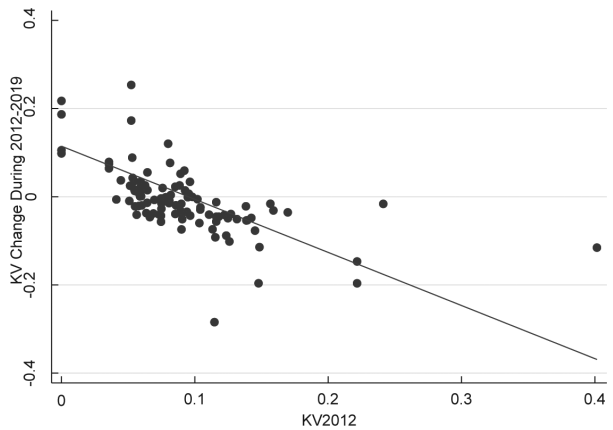


图 1 2012 年信息披露质量与 2012—2019 年信息披露质量变化之间的相关性

具体回归结果如表 4 所示:第(1)、(2)列为双重差分检验结果,核心变量 $KV_{2012i} \times Post_t$ 对企业全要素生产率的系数为正,且显著性水平达 1%。表明在法律修订后,在法律修订前信息披露质量越低的公司中,信息披露质量对全要素生产率的提升作用更强。表明借鉴政策修订这一准自然实验处理内生性问题后,信息披露质量对企业 TFP 仍存在显著的促进作用,与基准回归结果相同。

此外,双重差分模型识别因果关系的一个必要条件是平行趋势假定。本文设置 10 个虚拟变量 $year2009 - year2018$, 然后分别与实验干预变量 (KV_{2012i}) 交乘,并将所得交乘项一起放入模型中,以法律修订当年为基期,由于多重共线性问题,删掉政策冲击前一期,检验结果如第(3)列所示。在加入法律修订前,处理组与控制组样本之间的企业 TFP 并不存在显著差异,而在法律修订后,处理组样本的 TFP 相对于控制组样本存在显著差异,平行趋势假定得到满足。

表4 内生性检验

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>
<i>KV</i> ₂₀₁₂ × <i>Post</i>	0.137 5 *** (4.656 9)	0.141 4 *** (4.731 8)	—	—
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₀₉	—	—	-0.123 9 (-0.986 0)	-0.143 3 (-1.225 2)
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₁₀	—	—	0.045 9 (0.530 6)	0.093 8 (1.021 1)
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₁₁	—	—	-0.012 4 (-0.238 2)	0.011 3 (0.216 3)
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₁₃	—	—	0.080 0 * (1.835 3)	0.104 4 ** (2.356 4)
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₁₄	—	—	0.123 7 *** (2.866 4)	0.152 6 *** (3.396 7)
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₁₅	—	—	0.143 4 *** (3.429 0)	0.150 7 *** (3.549 7)
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₁₆	—	—	0.122 2 *** (2.658 1)	0.130 3 *** (2.782 7)
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₁₇	—	—	0.172 8 *** (3.633 9)	0.183 2 *** (3.833 7)
<i>KV</i> × <i>year</i> ₂₀₁₈	—	—	0.141 1 *** (2.783 3)	0.159 6 *** (3.204 4)
<i>SIZE</i>	0.065 0 *** (4.931 2)	0.223 1 *** (18.494 1)	0.064 3 *** (4.871 2)	0.222 6 *** (18.445 3)
<i>Age</i>	0.265 2 *** (7.242 9)	0.273 2 *** (7.671 8)	0.263 6 *** (7.163 6)	0.273 1 *** (7.624 3)
<i>ROA</i>	0.999 1 *** (9.238 9)	1.079 4 *** (10.243 5)	1.000 1 *** (9.254 3)	1.081 1 *** (10.270 4)
<i>LEV</i>	0.598 3 *** (13.828 9)	0.561 8 *** (13.235 2)	0.597 3 *** (13.750 7)	0.561 1 *** (13.190 5)
<i>Indep</i>	0.323 4 *** (3.340 9)	0.301 1 *** (3.157 0)	0.320 2 *** (3.306 8)	0.298 2 *** (3.125 9)
<i>Growth</i>	0.266 0 *** (16.768 8)	0.265 7 *** (17.431 1)	0.266 6 *** (16.788 8)	0.266 3 *** (17.465 5)
<i>Board</i>	0.242 4 *** (6.467 6)	0.219 3 *** (6.018 4)	0.241 7 *** (6.446 0)	0.218 6 *** (5.991 9)
<i>FIX</i>	-0.149 3 *** (-2.579 0)	-0.456 6 *** (-7.816 0)	-0.148 7 ** (-2.566 4)	-0.455 5 *** (-7.789 4)
<i>Qr</i>	0.344 4 *** (6.659 7)	0.498 1 *** (9.540 5)	0.345 3 *** (6.671 9)	0.498 6 *** (9.551 2)
<i>Dep</i>	0.010 7 (1.018 4)	0.010 1 (0.996 6)	0.010 6 (1.010 7)	0.010 0 (0.985 7)
<i>_cons</i>	7.938 2 *** (47.149 3)	7.544 9 *** (45.412 8)	7.961 5 *** (46.863 0)	7.565 4 *** (45.140 9)
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	10 608	10 608	10 608	10 608
<i>R</i> ²	0.185 0	0.470 3	0.185 4	0.470 6

(四) 稳健性检验

1. 本文参考戴鹏毅等^[14]的做法,分产业重新估计参数并计算企业TFP。回归结果如表5第(1)列所示,核心解释变量*KV*的系数为-0.093 9,在1%的统计学水平上显著,证明考虑要素弹性的产业差别后,信息披露质量能够显著提升企业TFP,证明基准回归结果有效。

2. 本文采用ACF法重新估算企业TFP,结果如表5第(2)列所示,信息披露质量的系数为-0.045 1,在10%的统计学水平上显著,证明本文

结论的有效性。

3. 由于中美股票市场存在较大差异,采用交易量对收益率的影响系数衡量信息披露质量可能会对实证结论产生较大偏误,故本文一方面采用深交所的信息披露考评指标(*MEG*)来度量信息披露质量。考评结果分别为优秀、良好、及格和不及格,分别赋值为4、3、2、1。结果如表5第(3)列和第(4)列所示。信息披露质量*MEG*的系数分别为0.021 1和0.019 7,分别在1%和5%的统计学水平上显著,表明信息披露质量能够提高企业TFP。另一方面参何平林等^[39]的做法,采用企业盈余管理衡量信息披露质量,故本文采用Dechow等^[40]模型计算盈余质量指标(*DD*),回归结果如表5第(5)列和第(6)列所示。信息披露质量*DD*的系数在1%的显著性水平上为负,表明信息披露质量能提高企业TFP,本文结论有效。

4. 行业或地区随时间变化的不可观测因素可能会影响基准回归结果,为了控制行业层面或地区层面随时间变化的不可观测因素,本文在回归模型中加入时间×行业固定效应或时间×省份固定效应。表6显示,核心解释变量*KV*均在1%的显著性水平上为负,表明本文的回归结果有效。

5. 本文为控制企业TFP影响因素的时间趋势,参考Moser等^[41]和Angrist等^[42]的做法,分别构建控制变量与时间趋势三阶多项式及时间虚拟变量的交乘项。具体模型设计如下:

$$TFP_{i,t+1} = \theta_0 + \theta_1 KV_{it} + Controls_{it} + D_i(Controls_{it} \times f(T)) + Firm_i + Year_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$TFP_{i,t+1} = \vartheta_0 + \vartheta_1 KV_{it} + Controls_{it} + U_i(Controls_{it} \times \sigma_t) + Firm_i + Year_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

模型(6)中的*f(T)*为时间趋势*T*的三阶多项函数,在回归中,采用时间趋势*T*的1~3阶项与控制变量进行交乘。在模型(7)中的*σ_t*为时间虚拟变量,同样与虚拟变量交乘,以对因变量影响因素及其变动趋势进行控制。具体回归结果如表7所示。结果显示,在控制企业TFP影响因素的时间趋势之后,信息披露质量能够显著提升企业TFP,与基准回归结果相同,证明本文结论有效性。

表 5 稳健性检验 1

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>F. TFP_OP_CY</i>	<i>F. TFP_ACF</i>	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>
<i>KV</i>	-0.0939 *** (-3.626 2)	-0.0451 * (-1.884 0)	—	—	—	—
<i>MEG</i>	—	—	0.021 1 *** (2.607 7)	0.019 7 ** (2.484 9)	—	—
<i>DD</i>	—	—	—	—	-0.013 7 *** (-4.754 6)	-0.010 3 *** (-3.579 9)
<i>SIZE</i>	0.045 8 *** (3.414 8)	-0.237 8 *** (-15.113 5)	0.065 4 *** (3.681 9)	0.217 9 *** (13.318 6)	0.066 8 *** (5.306 6)	0.221 9 *** (18.480 7)
<i>Age</i>	0.211 6 *** (5.017 2)	0.239 2 *** (6.032 8)	0.280 6 *** (6.284 3)	0.283 2 *** (6.542 4)	0.271 4 *** (7.301 9)	0.286 4 *** (7.914 3)
<i>ROA</i>	0.973 8 *** (7.359 7)	0.764 1 *** (6.568 2)	0.999 8 *** (6.880 0)	1.084 3 *** (7.652 6)	0.923 5 *** (8.361 7)	1.005 5 *** (9.229 6)
<i>LEV</i>	0.588 1 *** (11.223 0)	0.536 6 *** (11.805 6)	0.650 6 *** (11.501 1)	0.614 6 *** (11.165 2)	0.597 5 *** (13.637 3)	0.558 1 *** (12.924 4)
<i>Indep</i>	0.300 7 *** (2.750 3)	0.281 8 *** (2.746 4)	0.250 6 ** (1.981 2)	0.263 0 ** (2.149 7)	0.254 9 *** (2.577 3)	0.244 8 ** (2.496 3)
<i>Growth</i>	0.264 3 *** (15.968 1)	0.248 7 *** (15.069 7)	0.264 3 *** (12.446 1)	0.266 0 *** (13.171 6)	0.273 0 *** (17.349 9)	0.273 5 *** (17.919 2)
<i>Board</i>	0.193 0 *** (4.543 3)	0.187 5 *** (4.593 1)	0.225 4 *** (4.687 8)	0.196 3 *** (4.222 6)	0.237 2 *** (6.246 3)	0.215 3 *** (5.810 7)
<i>FIX</i>	-0.255 1 *** (-4.192 3)	-0.184 8 *** (-3.042 3)	-0.192 5 ** (-2.545 4)	-0.518 4 *** (-6.871 7)	-0.177 4 *** (-3.087 6)	-0.463 4 *** (-7.848 5)
<i>Qr</i>	0.414 3 *** (7.332 7)	0.471 5 *** (8.661 6)	0.210 2 *** (3.087 7)	0.350 7 *** (5.217 6)	0.311 2 *** (6.058 5)	0.476 3 *** (9.096 6)
<i>Dep</i>	0.013 6 (1.078 0)	0.005 5 (0.498 9)	-0.010 1 (-0.733 7)	-0.011 4 (-0.856 9)	0.012 3 (1.155 5)	0.010 2 (0.989 6)
<i>_cons</i>	7.623 4 *** (40.988 6)	6.961 3 *** (37.579 3)	7.940 6 *** (37.062 2)	7.588 7 *** (36.858 3)	7.971 0 *** (46.952 1)	7.571 2 *** (44.598 0)
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	10 413	10 413	5 993	5 993	10 386	10 386
<i>R</i> ²	0.138 5	0.184 0	0.181 8	0.496 2	0.182 9	0.464 9

表 6 稳健性检验 2

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>
<i>KV</i>	-0.077 1 *** (-3.420 1)	-0.084 9 *** (-3.644 9)	-0.065 6 *** (-2.841 6)	-0.069 4 *** (-2.906 6)
<i>SIZE</i>	0.052 9 *** (4.049 6)	0.208 5 *** (17.445 8)	0.062 5 *** (4.746 9)	0.219 5 *** (18.097 6)
<i>Age</i>	0.307 1 *** (8.212 8)	0.322 9 *** (8.847 6)	0.267 4 *** (7.054 9)	0.280 4 *** (7.636 2)
<i>ROA</i>	0.942 5 *** (8.675 6)	1.014 4 *** (9.574 9)	0.986 3 *** (9.064 0)	1.073 8 *** (10.057 2)
<i>LEV</i>	0.600 4 *** (13.924 1)	0.557 2 *** (13.260 4)	0.593 1 *** (13.462 2)	0.552 9 *** (12.787 6)
<i>Indep</i>	0.298 1 *** (3.156 4)	0.259 1 *** (2.778 2)	0.302 9 *** (3.148 7)	0.262 4 *** (2.767 7)
<i>Growth</i>	0.267 4 *** (17.186 4)	0.268 5 *** (18.091 1)	0.269 7 *** (16.960 6)	0.270 2 *** (17.680 9)
<i>Board</i>	0.232 5 *** (6.250 5)	0.206 3 *** (5.715 7)	0.229 2 *** (6.101 6)	0.203 2 *** (5.568 0)
<i>FIX</i>	-0.119 0 ** (-2.106 3)	-0.421 2 *** (-7.488 8)	-0.150 5 *** (-2.617 3)	-0.447 0 *** (-7.701 0)
<i>Qr</i>	0.366 3 *** (7.166 6)	0.515 9 *** (10.024 5)	0.340 6 *** (6.551 5)	0.495 4 *** (9.387 5)
<i>Dep</i>	0.013 3 (1.272 9)	0.011 7 (1.149 6)	0.008 6 (0.813 0)	0.008 0 (0.773 3)
<i>_cons</i>	8.209 4 *** (37.384 0)	7.870 8 *** (38.644 3)	8.003 1 *** (46.277 1)	7.628 7 *** (44.620 5)
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year × Ind FE</i>	YES	YES	NO	NO
<i>Year × Pro FE</i>	NO	NO	YES	YES
<i>N</i>	10 608	10 608	10 608	10 608
<i>R</i> ²	0.220 0	0.493 7	0.211 4	0.488 9

表 7 稳健性检验 3

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>
<i>KV</i>	-0.053 4 ** (-2.343 1)	-0.058 3 ** (-2.482 1)	-0.053 7 ** (-2.349 6)	-0.060 2 ** (-2.573 0)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
公司固定效应	控制	控制	控制	控制
其他控制变量 × T	控制	控制	—	—
其他控制变量 × T ²	控制	控制	—	—
其他控制变量 × T ³	控制	控制	—	—
其他控制变量 × 年份哑变量	—	—	控制	控制
<i>N</i>	10 608	10 608	10 608	10 608
<i>R</i> ²	0.230 3	0.499 4	0.234 6	0.502 8

五、机制分析

前文已经证实信息披露质量的提升能够推动企业 TFP 增长,那么信息披露质量影响企业 TFP 的传导机制是什么? 本文进一步从资本配置机制和技术创新机制两方面来进行探讨。计量模型如下:

$$TFP_{it+1} = \sigma_0 + \sigma_1 KV_{it} \times MED_{it} + \sigma_2 MED_{it} + \sigma_3 KV_{it} + Controls_{it} + Firm_i + Year_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中, MED_{it} 代表机制变量; 本文需要重点关注交乘项 $KV_{it} \times MED_{it}$ 的系数符号, 以检验信息披露质量对企业全要素生产率的作用机制。

(一) 资本配置机制

信息披露质量的提升能够降低投资者获取私有信息的难度和成本^[43],提高股票定价效率^[23-24],而股价是资本配置的关键,能够提高资本配置效率,从而进一步促进企业 TFP 提升^[14]。为检验这一传导机制,本文参考熊家财等^[44]、陈德球等^[45]、曾峻等^[46]的研究,采用 Richardson^[47]的方法估算正常状态下的企业资本投资水平,并将模型中残差的绝对值作为企业投资效率的代理变量来衡量资本配置效率。模型设定如下:

$$INV_{it} = +\beta_1 Growth_{it-1} + \beta_2 Lev_{it-1} + \beta_3 Cash_{it-1} + \beta_4 ROA_{it-1} + \beta_5 Age_{it-1} + \beta_6 SIZE_{it-1} + \beta_7 Ret_{it-1} + \beta_8 INV_{it-1} + \sum year + \sum ind + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式(9)中,因变量 INV_{it} 是企业 i 在 t 年的投资水平,定义为固定资产、无形资产与其他长期资产的现金支出与年初总资产的比值。 $Growth_{it-1}$ 、 Lev_{it-1} 、 $Cash_{it-1}$ 、 ROA_{it-1} 、 Age_{it-1} 、 $SIZE_{it-1}$ 、 Ret_{it-1} 分别代表上一年度该公司的成长能力、资产负债

率、现金持有率、盈利水平、上市年限、公司规模、股票市场收益率, ε_{it} 为残差值。本文使用残差的绝对值来衡量资本配置效率(Cae), Cae 越小,表明该资本配置效率越高。并按照资本配置效率 Cae 的年度中位数进行赋值,若 Cae 高于年度中位数赋值为 1,低于赋值为 0。

回归结果如表 8 第(1)列和第(2)列所示,交互项对 $F.TFP_OP$ 和 $F.TFP_LP$ 的系数为 -0.093 9 和 -0.115 3,分别在 5% 和 1% 的统计学水平上显著。由于 KV 和 Cae 都是逆向指标,结果表明在资本配置效率低的企业中,信息披露质量对企业 TFP 的影响更强,进而验证信息披露质量可以通过提高资本配置效率来促进企业 TFP 提升。同时,本文替换被解释变量进行回归,结果如表 8 第(3)列所示,信息披露质量可以在 5% 的显著性水平上提升资本配置效率,进一步验证资本配置效应是信息披露质量的提升企业 TFP 的核心机制。

表 8 机制分析—投资效率和创新数量

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	$F.TFP_OP$	$F.TFP_LP$	Cae	$F.TFP_OP$	$F.TFP_LP$	$Patent_Award$
$KV \times Cae$	-0.093 9 ** (-2.327 4)	-0.115 3 *** (-2.768 3)	—	—	—	—
Cae	0.016 4 (0.486 8)	0.037 4 (1.104 2)	—	—	—	—
$KV \times Patent_Award$	—	—	—	-0.015 7 (-0.439 7)	0.006 3 (0.174 2)	—
$Patent_Award$	—	—	—	0.013 3 (1.538 8)	0.008 0 (0.950 2)	—
KV	-0.027 9 (-0.988 6)	-0.021 1 (-0.7388)	0.013 2 ** (2.421 7)	-0.071 6 *** (-2.581 5)	-0.084 9 *** (-2.988 8)	-0.150 6 ** (-2.055 9)
$SIZE$	0.065 7 *** (4.990 0)	0.223 7 *** (18.539 7)	0.002 4 (1.292 1)	0.064 4 *** (4.882 7)	0.222 9 *** (18.478 8)	0.434 0 *** (18.128 4)
Age	0.262 8 *** (7.103 5)	0.269 2 *** (7.497 3)	-0.024 5 *** (-4.008 1)	0.265 9 *** (7.200 0)	0.273 2 *** (7.622 2)	-0.047 6 (-0.492 0)
ROA	1.003 7 *** (9.282 2)	1.083 2 *** (10.279 1)	0.034 5 ** (2.318 3)	1.007 4 *** (9.313 0)	1.087 6 *** (10.320 8)	0.060 8 (0.264 6)
LEV	0.598 6 *** (13.814 6)	0.561 8 *** (13.213 8)	0.011 5 (1.334 7)	0.599 2 *** (13.828 1)	0.562 8 *** (13.245 1)	0.195 4 ** (1.993 5)
$Indep$	0.328 4 *** (3.393 0)	0.305 4 *** (3.202 2)	-0.015 6 (-1.142 3)	0.328 3 *** (3.392 5)	0.306 0 *** (3.207 6)	-0.277 4 (-0.943 5)
$Growth$	0.267 0 *** (16.817 4)	0.266 6 *** (17.481 1)	0.030 2 *** (9.625 3)	0.267 1 *** (16.820 0)	0.266 7 *** (17.475 0)	-0.066 9 ** (-2.179 4)
$Board$	0.240 4 *** (6.424 3)	0.217 1 *** (5.968 8)	-0.004 9 (-0.964 0)	0.239 9 *** (6.407 5)	0.216 7 *** (5.949 2)	0.108 6 (1.037 8)
FIX	-0.146 1 ** (-2.523 4)	-0.453 5 *** (-7.760 5)	-0.137 8 *** (-13.216 2)	-0.145 7 ** (-2.515 0)	-0.453 1 *** (-7.752 0)	-0.573 5 *** (-4.288 3)
Qr	0.346 5 *** (6.692 3)	0.500 9 *** (9.583 5)	-0.113 0 *** (-12.317 8)	0.343 8 *** (6.634 4)	0.498 4 *** (9.525 8)	-0.316 6 *** (-2.867 5)
Dep	0.010 4 (0.990 8)	0.009 7 (0.954 5)	-0.000 2 (-0.135 8)	0.010 4 (0.985 9)	0.009 8 (0.967 4)	0.013 3 (0.465 5)
_cons	7.940 8 *** (46.866 1)	7.542 3 *** (45.152 8)	0.196 4 *** (7.488 1)	7.950 9 *** (46.887 3)	7.558 8 *** (45.228 3)	-1.575 7 *** (-3.639 2)
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10 608	10 608	11 428	10 608	10 608	12 412
R ²	0.184 8	0.470 3	0.110 1	0.184 8	0.470 1	0.272 3

(二)技术创新机制

信息披露质量的提升能够降低企业融资成本,缓解企业融资约束困境,促进企业技术创新^[34,48],从而提高 TFP。现有关于技术创新的文献多采用专利申请数和授权数作为技术创新的测度指标,但是近年来的文献表明,中国存在严重的专利泡沫,高质量专利占比较低^[49]。这种“专利泡沫”会进一步损害企业发展和经济增长^[50]。而专利的申请数量和授权数量只能代表企业的技术创新数量,并不能代表企业创新质量。相比于发明专利的申请和授权数量,专利的被引证数是后来的专利或非专利文献中被引用的总数,代表了专利在初创性和通用性方面的优势,只有更具有开创性或创新含量较高的专利才会被更多地引用,专利引用次数更能反映技术的创新质量^[51-52]。因此,本文采用专利的授权数量代表企业创新数量(*Patent_Award*),用专利的被引次数来衡量企业创新质(*Patent_Cited*)量,并参考 Hall 等^[31]按照行业年度被引次数均值进行标准化以处理截断问题。

从创新数量来看,回归结果如表 8 第(4)列和第(5)列所示,交互项系数在统计学上不显著。从创新质量来看,回归结果如表 9 第(1)列和第(2)列所示,交互项系数也不显著。表明信息披露质量并不能通过提高创新数量和创新质量来提高企业 TFP。进一步替换被解释变量,结果如表 8 第(6)列和表 9 第(3)列,发现信息披露质量对创新数量和创新质量的系数分别为 -0.150 6 和 1.894 3,均在 5% 的统计学水平上显著。证明信息披露质量的提高会提高企业创新数量,但降低了创新质量,企业进行“重数量、轻质量”的策略性创新行为,而策略性创新行为会浪费企业创新资源,降低企业盈利水平^[53],故信息披露质量无法通过技术创新效应提供企业 TFP。

六、进一步研究

前文已经验证信息披露质量的提升能够通过资本配置效应提升企业 TFP,但无法通过技术创新效应提升企业 TFP,并发现信息披露会导致企业创新数量增多和创新质量降低。但是为什么信息披露质量会促使企业进行“重数量、轻质量”的策略

性创新行为?以及是否存在其他干扰因素干预信息披露质量对企业 TFP 的提升作用?

(一)信息披露质量、股票流动性与策略性创新

信息披露质量的提升能提高财务及经营的透明度,进而降低买卖双方的信息不对称程度而提高股票流动性^[54]。同时,信息披露质量的提升,还能减少逆向选择问题,从而降低买卖价差,提高股票流动性^[55]。而股票流动性的提升一方面会加剧企业被恶意收购风险,经理人不得不维持较高股价来抬高恶意收购成本,可能迫使企业通过虚增专利数量来释放企业发展前景良好的伪利好信号,从而抬高股票市值^[56]。另一方面,股票流动性降低交易成本,会吸引短期投资者“快进快出”,短期投资者的投机行为会导致管理层短视,从而使其放弃创新等研发周期长且失败风险高的高质量创新项目^[57]。因此,信息披露质量的提升会通过提高股票流动性来促使企业进行策略性创新行为^[53]。本文选用换手率(*Tover*)来衡量股票流动性,并按照行业平均值进行赋值,企业换手率高于行业平均值赋值为 1,否则为 0。

回归结果如表 9 第(4)列~第(6)列所示。首先,替换被解释变量发现信息披露质量对股票流动性的系数在 1% 的统计学水平上显著为负,表明信息披露质量的提升能够提高股票流动性。其次,信息披露质量和股票流动性的交互项对企业创新数量的系数为 0.252 1,在 10% 的统计学水平上显著为正,而第(6)列结果显示,信息披露质量的提升不能够通过提升股票流动性来促进企业创新质量提升。这表明,在流动性低的企业中,信息披露对企业创新数量的提升作用更强,从而验证信息披露质量能够通过提高股票流动性来促进企业创新数量,但对创新质量没有影响,这与林志帆等^[53]、谭小芬等^[58]的研究结果相同,来自资本市场的压力会促进企业进行“重数量、轻质量”的策略性创新行为。

而已有研究表明,股票流动性会通过信息反馈机制和公司治理机制提高企业资本配置效应^[7,44],并无研究或理论表明股票流动性与资本配置效率之间存在负向关系。因此,本文认为流动性提高不会降低资本配置效率。

表9 机制检验—创新质量和流动性

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	<i>F. TPF_OP</i>	<i>F. TPF_LP</i>	<i>Patent_Cited</i>	<i>Tover</i>	<i>Patent_Award</i>	<i>Patent_Cited</i>
<i>KV</i> × <i>Patent_Cited</i>	-0.1092 (-1.235 0)	-0.0329 (-0.350 8)	—	—	—	—
<i>Patent_Cited</i>	0.021 6 (1.394 5)	0.023 8 (1.625 5)	—	—	—	—
<i>KV</i> × <i>Tover</i>	—	—	—	—	0.252 1 * (1.766 0)	1.176 3 (0.617 5)
<i>Tover</i>	—	—	—	—	-0.008 4 (-0.379 3)	-0.416 5 (-0.788 4)
<i>KV</i>	-0.072 0 *** (-3.212 7)	-0.081 1 *** (-3.505 6)	1.894 3 ** (2.255 4)	-9.520 5 *** (-19.434 6)	-0.164 2 ** (-2.136 0)	1.532 8 (1.611 9)
<i>SIZE</i>	0.065 5 *** (4.970 1)	0.223 5 *** (18.505 5)	2.510 8 *** (4.342 2)	-0.128 2 * (-1.688 6)	0.434 8 *** (18.145 4)	2.511 1 *** (4.333 4)
<i>Age</i>	0.265 2 *** (7.182 4)	0.273 4 *** (7.624 4)	-4.172 7 (-1.574 8)	-3.601 3 *** (-9.415 9)	-0.034 3 (-0.354 7)	-4.215 9 (-1.629 4)
<i>ROA</i>	1.004 0 *** (9.287 6)	1.084 2 *** (10.295 5)	17.558 0 *** (2.690 5)	1.087 2 (1.133 4)	0.062 3 (0.271 2)	17.567 7 *** (2.690 1)
<i>LEV</i>	0.598 9 *** (13.818 6)	0.562 2 *** (13.222 3)	3.150 7 (1.183 9)	-1.755 5 *** (-4.752 5)	0.202 5 ** (2.064 3)	3.127 7 (1.160 2)
<i>Indep</i>	0.324 3 *** (3.344 4)	0.302 5 *** (3.166 5)	-6.419 3 (-0.808 1)	0.441 9 (0.417 3)	-0.275 9 (-0.939 0)	-6.418 9 (-0.808 3)
<i>Growth</i>	0.267 4 *** (16.827 1)	0.267 0 *** (17.471 4)	-0.238 4 (-0.313 0)	-0.046 0 (-0.398 0)	-0.066 3 ** (-2.159 7)	-0.232 3 (-0.305 2)
<i>Board</i>	0.238 8 *** (6.365 8)	0.215 3 *** (5.904 0)	8.619 2 ** (2.216 9)	-0.080 7 (-0.213 4)	0.108 7 (1.039 0)	8.608 3 ** (2.217 5)
<i>FIX</i>	-0.146 7 ** (-2.532 1)	-0.453 6 *** (-7.753 1)	-2.907 3 (-0.724 6)	0.416 4 (0.854 9)	-0.573 1 *** (-4.284 8)	-2.918 5 (-0.726 4)
<i>Qr</i>	0.344 1 *** (6.640 0)	0.498 5 *** (9.528 2)	-3.701 1 (-1.456 2)	2.384 4 *** (5.659 2)	-0.330 0 *** (-2.974 9)	-3.697 5 (-1.424 1)
<i>Dep</i>	0.010 2 (0.973 8)	0.009 7 (0.957 0)	-0.568 1 (-1.102 6)	0.151 8 (1.140 2)	0.013 5 (0.470 3)	-0.562 0 (-1.088 9)
_cons	7.949 7 *** (46.805 1)	7.557 6 *** (45.180 2)	-23.836 8 * (-1.755 5)	17.420 9 *** (11.068 5)	-1.616 9 *** (-3.731 8)	-23.468 7 * (-1.759 0)
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	10 608	10 608	12 517	12 517	12 412	12 517
<i>R</i> ²	0.184 8	0.470 2	0.008 9	0.214 2	0.272 5	0.009 0

(二)异质性分析

资本配置和技术创新作为影响企业 TFP 的重要渠道,前文发现信息披露质量的提升主要通过资本配置机制提升企业 TFP,并且还发现信息披露质量的提升会提高股票流动性,带来的资本市场压力导致企业进行策略性创新行为,从而弱化了技术创新机制在信息披露质量对企业 TFP 影响中的作用。那何种因素会影响信息披露质量对企业 TFP 的促进作用? 本文从分析师关注和长期机构投资者持股进行分析。

一方面,相较于个人投资者,分析师和长期机构投资者作为资本市场的“信息中介”,具有更专

业的投资经验、更专业的信息能力和更灵敏的信息解读能力。由于我国资本市场个人投资者占比较高,分析师和长期机构投资者关注的公司更加受到投资者的追捧,其投资行为往往是资本市场的“风向标”,因此在分析师和长期机构投资者关注的企业中,信息披露质量的提升更能够发挥资本配置效应,从而促进全要素生产率的提升。

另一方面,分析师和长期机构投资者作为资本市场的“第三方”治理机构,首先能够深入参与公司治理,缓解创新活动造成的信息不对称程度,降低代理成本,抑制管理层对研发资金的操纵和浪费,从而促进企业进行长期研发创新^[59]。有学

者研究发现,分析师和机构投资持股对企业创新质量有明显的促进作用^[60-61]。其次分析师和长期机构投资者的长期价值偏好会使企业更加注重企业创新等价值投资^[62],对股票流动性引致的“策略性创新”等短视行为起到治理作用^[53]。综上所述,当分析师和长期机构投资者持股比例较高时,信息披露质量的提升会强化资本配置机制,同时会有效治理“策略性创新”,从而对企业 TFP 的提升作用更强。

本文采用分析师跟踪人数来衡量分析师关注程度,并按照行业中位数进行分组,回归结果如表 10 所示,第(1)列和第(3)列发现在分析师关注程度较高的企业中,核心解释变量的系数在 1% 的统计学水平上显著为负,而第(2)列和第(4)列,核心解释变量的系数并不显著,则表明在分析师关注程度更高的企业中,信息披露质量对企业 TFP 的促进作用更强。

表 10 异质性分析—分析师关注

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	F. TPF_OP		F. TPF_LP	
	高	低	高	低
KV	-0.086 9 *** (-3.143 8)	-0.037 1 (-1.001 1)	-0.087 3 *** (-3.110 8)	-0.050 9 (-1.311 8)
SIZE	0.026 2 (1.500 2)	0.090 4 *** (4.687 1)	0.188 7 *** (12.309 7)	0.244 1 *** (13.211 7)
Age	0.330 3 *** (7.203 1)	0.159 7 *** (2.584 4)	0.338 4 *** (7.833 0)	0.166 8 *** (2.671 1)
ROA	1.231 7 *** (8.126 9)	0.909 0 *** (6.014 6)	1.333 2 *** (8.896 5)	0.965 2 *** (6.598 3)
LEV	0.757 7 *** (12.158 4)	0.440 5 *** (7.482 1)	0.715 1 *** (11.806 8)	0.394 6 *** (6.790 5)
Indep	0.271 3 ** (2.153 9)	0.425 8 *** (2.826 0)	0.317 8 *** (2.633 1)	0.327 4 ** (2.137 7)
Growth	0.239 1 *** (11.204 1)	0.277 3 *** (12.330 6)	0.242 4 *** (12.252 4)	0.274 1 *** (12.558 4)
Board	0.166 8 *** (3.307 1)	0.324 8 *** (5.780 8)	0.154 3 *** (3.287 3)	0.287 6 *** (5.047 0)
FIX	-0.248 2 *** (-3.268 2)	-0.094 7 (-1.174 5)	-0.527 5 *** (-6.890 7)	-0.401 8 *** (-4.842 7)
Qr	0.250 8 *** (3.610 3)	0.355 3 *** (5.007 5)	0.390 2 *** (5.554 8)	0.528 2 *** (7.260 8)
Dep	0.014 2 (0.984 0)	0.003 0 (0.202 8)	0.015 0 (1.057 9)	0.001 4 (0.097 1)
_cons	8.599 0 *** (37.079 1)	7.547 7 *** (29.722 1)	8.081 8 *** (37.257 0)	7.285 1 *** (27.660 0)
Year FE	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
N	5 242	5 366	5 242	5 366
R ²	0.189 7	0.190 0	0.543 9	0.403 3

本文参考罗付岩^[63]的做法计算机构投资者的流失率,然后划分出长期机构投资者,具体回归结果如表 11 所示。第(1)列和第(3)列中,核心解释变量 KV 的系数显著为负,而在第(2)列和第(4)列中不显著,证明在长期机构投资者持股比例较高的企业中,信息披露质量的提升更能促进企业 TFP 的增长。

表 11 异质性分析—长期机构投资者

序号	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	F. TPF_OP		F. TPF_LP	
	高	低	高	低
KV	-0.138 0 *** (-4.124 3)	-0.011 9 (-0.348 5)	-0.118 4 *** (-3.507 1)	-0.015 7 (-0.437 4)
SIZE	0.022 9 (1.339 7)	0.067 4 *** (3.093 3)	0.173 8 *** (11.347 5)	0.227 5 *** (11.597 9)
Age	0.377 3 *** (7.728 7)	0.211 9 *** (3.388 4)	0.399 9 *** (8.760 4)	0.200 9 *** (3.145 0)
ROA	0.858 3 *** (6.003 8)	0.723 1 *** (4.603 1)	0.998 1 *** (7.025 6)	0.843 2 *** (5.434 6)
LEV	0.694 8 *** (11.097 3)	0.517 8 *** (8.722 2)	0.662 1 *** (10.565 2)	0.488 4 *** (8.542 9)
Indep	0.107 3 (0.856 3)	0.565 3 *** (3.743 0)	0.099 0 (0.819 8)	0.534 2 *** (3.409 6)
Growth	0.242 4 *** (11.737 3)	0.280 5 *** (12.139 1)	0.250 2 *** (12.717 8)	0.273 0 *** (12.027 7)
Board	0.218 9 *** (4.310 5)	0.236 2 *** (4.260 5)	0.197 9 *** (4.150 3)	0.213 3 *** (3.786 2)
FIX	-0.142 9 * (-1.827 4)	-0.142 8 * (-1.688 8)	-0.459 8 *** (-5.838 0)	-0.435 2 *** (-5.113 5)
Qr	0.440 4 *** (6.020 5)	0.341 6 *** (4.381 0)	0.582 5 *** (7.665 0)	0.508 2 *** (6.597 9)
Dep	0.008 2 (0.550 8)	0.003 9 (0.269 9)	0.011 8 (0.809 8)	0.002 1 (0.148 7)
_cons	8.324 3 *** (38.240 2)	7.818 6 *** (29.473 1)	7.924 8 *** (37.143 8)	7.460 7 *** (27.555 5)
Year FE	YES	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES
N	5 155	5 453	5 155	5 453
R ²	0.192 0	0.181 9	0.502 1	0.398 5

七、结论

研究发现,首先,信息披露质量的提升可以显著提高企业 TFP。其次,机制检验发现,信息披露质量仅通过提高资本配置效率来提高 TFP,并发现信息披露质量的提高会导致企业进行“重数量、轻质量”的策略性创新行为,从而不能够提高企业 TFP。进一步研究发现,信息披露质量会造成股票流动性提高,带来的资本市场压力是企业策略性创新的主要原因。最后,在分析师关注和长期机构投资者持股比例高的企业中,信息披露质量对

企业 TFP 的提升效应更强。

本文的研究具有重要的政策含义:首先,信息披露的经济增长效应表明我国应进一步加强监管促使企业提高信息披露质量,通过“市场语音”进行交流并合理配置资源,促进经济的高质量增长。其次,信息披露对创新质量的“意外伤害”,并不意味着要降低信息披露质量,而是应该加强投资者教育,培养价值投资理念,从而降低管理层压力和短视行为,促使企业进行长期价值投资。最后,营造公平竞争的市场环境,让市场在资本配置中起决定性作用,促进企业优胜劣汰。此外,要大力发展分析师和机构投资者等资本市场中介,引导企业在发展过程中引入分析师和机构投资者,通过分析师和长期机构投资者的信息挖掘和监督作用强化技术创新机制在改善资本市场信息披露推动企业全要素生产率提升的驱动效应。

参考文献:

- [1] 王一鸣. 百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J]. 管理世界,2020,36(12):1-13.
- [2] 吴红军,刘敏仁,吴世农. 公司环保信息披露与融资约束[J]. 世界经济,2017,40(5):124-147.
- [3] HOLMSTROM B. Agency costs and innovation [J]. Journal of economic behavior & organization, 1989, 12(3): 305-327.
- [4] 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.
- [5] 张文菲,金祥义. 信息披露如何影响企业创新:事实与机制:基于深交所上市公司微观数据分析[J]. 世界经济文汇,2018(6):102-119.
- [6] 肖土盛,宋顺林,李路. 信息披露质量与股价崩盘风险:分析师预测的中介作用[J]. 财经研究,2017,43(2):110-121.
- [7] 李青原. 会计信息质量与公司资本配置效率:来自我国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2009,12(2):115-124.
- [8] 袁振超,饶品贵. 会计信息可比性与投资效率[J]. 会计研究,2018(6):39-46.
- [9] 徐寿福,徐龙炳. 信息披露质量与资本市场估值偏误[J]. 会计研究,2015(1):40-47,96.
- [10] 田昆儒. 信息披露:公司治理的决定性因素:基于公司治理原则信息披露的国际比较[J]. 南开管理评论,2001(1):32-34.
- [11] 潘越,戴亦一,林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. 金融研究,2011(9):138-151.
- [12] 张纯,吕伟. 信息披露、信息中介与企业过度投资[J]. 会计研究,2009(1):60-65,97.
- [13] 简泽,张涛,伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率:基于中国加入 WTO 的一个自然实验[J]. 经济研究,2014,49(8):120-132.
- [14] 戴鹏毅,杨胜刚,袁礼. 资本市场开放与企业全要素生产率[J]. 世界经济,2021,44(8):154-178.
- [15] 殷红,张龙,叶祥松. 我国财政政策对全要素生产率的非线性冲击效应:基于总量和结构双重视角[J]. 财贸经济,2020,41(12):37-52.
- [16] 周念利,魏倩,沈铭辉. 服务业市场竞争与中国制造业企业全要素生产率[J]. 财经研究,2015,41(11):133-144.
- [17] 陶锋,胡军,李诗田,韦锦祥. 金融地理结构如何影响企业生产率:兼论金融供给侧结构性改革[J]. 经济研究,2017,52(9):55-71.
- [18] TIAN G Y, TWITE G. Corporate governance, external market discipline and firm productivity [J]. Journal of Corporate finance,2011, 17(3):403-417.
- [19] BENNETT B, STULZ R, WANG Z. Does the stock market make firms more productive? [J]. Journal of financial economics, 2020,136(2):281-306.
- [20] CAGGESE A, CUNAT V. Financing constraints, firm dynamics, export decisions, and aggregate productivity [J]. Review of economic dynamics, 2013, 16(1):177-193.
- [21] MOSHIRIAN F A, MATOS P. The colors of investors' money: the role of institutional investors around the world [J]. Journal of financial economics,2008, 88(3):499-533.
- [22] 姬超. 投资效率与全要素生产率的变化趋势考察:基于中国经济特区的差异比较分析[J]. 财贸经济,2014(3):91-99.
- [23] FISHMAN M. J, HAGERTY K. M. Insider trading and the efficiency of stock prices [J]. The RAND journal of economics, 1992(23):106-122.
- [24] 钟覃琳,陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗:基于“沪港通”效应的实证检验[J]. 管理世界,2018,34(1):169-179.
- [25] 游家兴. R~2 的复活:股价同步性研究评述与展望[J]. 管理科学学报,2017,20(3):63-79.
- [26] 李春霞,张伟,沈小波. 卖空机制能促进企业全要素生产率增长吗? [J]. 统计研究,2020,37(9):34-43.
- [27] 方红星,楚有为. 自愿披露、强制披露与资本市场定价效率[J]. 经济管理,2019,41(1):156-173.
- [28] 游家兴. 市场信息效率的提高会改善资源配置效率吗:基于 R~2 的研究视角[J]. 数量经济技术经济研究,2008(2):110-121.
- [29] 张悦玫,张芳,李延喜. 会计稳健性、融资约束与投资

- 效率[J]. 会计研究, 2017(9):35-40, 96.
- [30] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率: 基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8):42-59.
- [31] HALL B H, HARHOFF D. Recent research on the economics of patents [J]. Annual review of economics, 2012, 4(1):541-565.
- [32] BROWN J R, PETERSEN F. Financing innovation and growth: cash flow, external equity, and the 1990s R&D boom [J]. The journal of finance, 2009, 64(1):151-185.
- [33] 张杰, 芦哲, 郑文平, 等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入[J]. 世界经济, 2012, 35(10):66-90.
- [34] BARTH M E, KONCHITCHKI Y, LANDSMAN W R. Cost of capital and earnings transparency [J]. Journal of accounting and economics, 2013, 55(2/3):206-224.
- [35] OLLEY G, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6):1263-1297.
- [36] LEVINSOHN J A, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. Review of economic studies, 2003, 70(2):317-341.
- [37] KIM O, VERRECCHIA R E. The relation among disclosure, returns, and trading volume information [J]. The accounting review, 2001, 76(4):633-654.
- [38] BRANDT L, BIESEBROECK J V, WANG L H, et al. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms [J]. American economic review, 2017, 107(9):2784-2820.
- [39] 何平林, 孙雨龙, 宁静, 等. 高管特质、法治环境与信息披露质量[J]. 中国软科学, 2019(10):112-128.
- [40] DECHOW P M, DICHEV I D. The quality of accruals and earnings: the role of accrual estimation errors [J]. Accounting review, 2002, 77(1):35-59.
- [41] MOSER P, VOENA A. Compulsory licensing: evidence from the trading with the enemy act [J]. American economic review, 2012, 102(1):396-427.
- [42] ANGRIST J D, PISCHKE J S. Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion [J]. Princeton university press, 2009, 12-31.
- [43] KARAMANOU I, VAFEAS N. The association between corporate boards, audit committees, and management earnings forecasts: an empirical analysis [J]. Journal of accounting research, 2005, 43(3):453-486.
- [44] 熊家财, 苏冬蔚. 股票流动性与企业资本配置效率[J]. 会计研究, 2014(11):54-60, 97.
- [45] 陈德球, 陈运森, 董志勇. 政策不确定性、市场竞争与资本配置[J]. 金融研究, 2017(11):65-80.
- [46] 曾峻, 伍中信, 陈共荣. IFRS、会计信息国际可比性与上市公司的资本配置效率[J]. 会计研究, 2018(12):19-25.
- [47] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow [J]. Review of accounting studies, 2006, 11(2/3):159-189.
- [48] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 民营化、融资约束与企业创新: 来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究, 2019(4):75-91.
- [49] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. 中国工业经济, 2020(4):79-96.
- [50] 张杰, 高德步, 夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长: 基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. 中国工业经济, 2016(1):83-98.
- [51] AGHION P, VAN REENEN J, ZINGALES L. Innovation and institutional ownership [J]. American economic review, 2013, 103(1):277-304.
- [52] 李长英, 赵忠涛. 技术多样化对企业创新数量和创新质量的影响研究[J]. 经济学动态, 2020(6):15-29.
- [53] 林志帆, 杜金岷, 龙晓旋. 股票流动性与中国企业创新策略: 流水不腐还是洪水猛兽? [J]. 金融研究, 2021(3):188-206.
- [54] 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[J]. 系统工程理论与实践, 2021, 41(7):1672-1681.
- [55] CHEN Z, LI M, Song L. Accounting disclosure, governance standards and innovation activities in emerging markets [J]. Asian journal of finance and accounting, 2014, 6(2):142.
- [56] FANG V W, TIAN X, TICE S. Does stock liquidity enhance or impede firm innovation? [J]. The journal of finance, 2014(5):2085-2125.
- [57] MANSO G. Motivating innovation [J]. Journal of finance, 2011, 66(5):1823-1860.
- [58] 谭小芬, 钱佳琪. 资本市场压力与企业策略性专利行为: 卖空机制的视角[J]. 中国工业经济, 2020(5):156-173.
- [59] 王新红, 刘利君, 王倩. 异质机构投资者持股对融资约束的影响研究[J]. 南京审计大学学报, 2018, 15(1):69-78.
- [60] 谢芳. 金融分析师关注、独立性与企业创新质量[J]. 南开经济研究, 2021(3):162-176.
- [61] 李仲泽. 机构持股能否提升企业创新质量[J]. 山西财经大学学报, 2020, 42(11):85-98.
- [62] EDMANS A, MANSO G. Governance through trading and intervention: a theory of multiple blockholders [J]. Review of financial studies, 2011, 24(7):2395-2428.
- [63] 罗付岩. 机构投资者异质性、投资期限与公司盈余管理[J]. 管理评论, 2015, 27(3):174-184.

(本文责编: 海洋)