

doi:10.3969/j.issn.1674-117X.2022.05.006

信息透明度对企业创新的影响

——有调节的中介效应

吴日中, 张镇楷

(湖南工业大学 经济与贸易学院, 湖南 株洲 412007)

摘要:以2011—2020年我国沪深A股上市企业为样本,实证分析了信息透明度对企业创新的影响机制。研究发现,信息透明度通过提高内部控制水平以促进企业创新水平的提升,且企业所处地域数字金融水平越高,其信息透明度提升内部控制水平的效果越显著,相应地对技术创新的促进效果也越明显。进一步研究发现,无论是国有企业还是非国有企业,信息透明度对实质性创新均具有促进作用;相较于国有企业,信息透明度对策略性创新的促进作用在非国有企业中更显著。基于此,企业应努力提高财务信息透明度,监管部门也应加强对上市企业信息透明度的监管,政府需加强数字金融的覆盖广度及使用深度,以助推我国上市企业创新水平的提升。

关键词:信息透明度;数字金融;内部控制;企业创新

中图分类号:F273.1

文献标志码:A

文章编号:1674-117X(2022)05-0042-10

引用格式:吴日中,张镇楷.信息透明度对企业创新的影响:有调节的中介效应[J].湖南工业大学学报(社会科学版),2022,27(5):42-51.

The Impact of Information Transparency on Enterprise Innovation: The Moderating Mediation Effect

WU Rizhong, ZHANG Zhenkai

(College of Economics and Trade, Hunan University of Technology, Zhuzhou 412007, China)

Abstract: Taking Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2011 to 2020 as a sample, this empirical study analyzes the influence of information transparency on enterprise innovation. It is found that information transparency can promote enterprise innovation by improving internal control, and the higher the level of digital finance of the region where the enterprise is located is, the more noticeable the effect of information transparency on improving the level of internal control is, and accordingly the stronger the promoting effect on technological innovation is. Further research shows that information transparency promotes substantive innovation in both state-owned and non-state-owned enterprises. Compared with state-owned enterprises, information transparency plays a more significant role in promoting strategic innovation in non-state-owned enterprises. Hence, enterprises should strive to improve the transparency of financial information, which also requires strict supervision by regulatory

收稿日期:2022-04-25

基金项目:湖南省教育厅基金资助项目“当前国家科技政策与我国包装产业高质量发展研究”(19C0540)

作者简介:吴日中(1973—),男,湖南汉寿人,湖南工业大学讲师,研究方向为企业财务;

张镇楷(1998—),男,浙江杭州人,湖南工业大学硕士研究生,研究方向为企业财务。

authorities. As for the government, they need to work harder improve digital finance in terms of its coverage rate and its value in use.

Keywords: information transparency; digital finance; internal control; technological innovation

技术创新是我国经济高质量发展的内在要求,也是我国企业保持市场竞争力的重要引擎,尤其在国际形势动荡、中国经济转型的背景下,技术创新已然成为推动经济高质量发展的关键要素。企业是技术创新的微观载体及创新驱动战略的主要组成部分,技术创新对企业发展具有重要的现实意义。

学界主要从企业内部(如资本结构和管理层特征等^[1-2])和企业外部(如金融政策和市场环境等^[3-4])两个方向来研究技术创新。技术创新相关信息具有保密要求,外部利益相关者无法获知企业具体的创新情况,从而导致外源融资难、融资渠道单一^[5];同时,两权分离下,股东较难掌握管理层的动向,这势必会增加代理成本^[6];另外,管理层也面临着创新失败的风险,其创新意愿普遍不高^[7]。信息透明度具有隐形的治理功能,能有效解决信息不对称的问题,及时向外界传递企业的有利信号,缓解企业融资约束压力,有利于企业开展技术创新。近年来,国家大力推动数字金融发展,鼓励应用移动互联网等数字技术拓展金融服务的广度、深度和数字化服务程度^[8-9],优化市场资源配置效率^[10]。

既有文献主要关注资本结构、高管特征和国家政策等因素对企业创新的影响,而对信息透明度与企业创新关系的研究较少,从数字金融的宏观视角来探究信息透明度对企业创新的影响机制更是鲜见。基于此,本文以A股上市企业为样本,实证分析信息透明度对企业创新的影响机制,同时探究内部控制的中介作用和数字金融的调节作用,并进一步分析不同产权性质下信息透明度对二元创新的异质性影响。

一、理论分析与研究假设

(一) 信息透明度与技术创新

企业创新活动具有封闭性强、周期性长以及失败风险高等特征,短期回报率一般较低^[6-7]。

技术创新的保密性会加剧企业与外部利益相关者的信息不对称性,而信息的不透明和收益的不确定性会提高外部利益相关者获取信息的成本和投资的风险溢价^[11]。信息透明度的提高,意味着财务信息的可读性增强,企业内外信息的不对称性变弱,从而,外部利益相关者能从中得到更丰富的信息资源。相应地,通过信贷、发行债券和股票融资方式,企业能获得低门槛的利率和必要报酬率^[12-13],增强其融资能力,使其有余力进行创新活动。技术创新的长周期性和高风险性,容易造成管理层的短视行为。在业绩考核制度下,管理层为维持现有薪资待遇,逃避创新失败带来的利益损失,其决策会变得更加保守^[11,14]。信息透明度的增强,有助于外部利益相关者了解企业运行情况,提高对企业创新失败的包容度,激发企业管理层的创新积极性。据此,提出假设H1。

H1: 信息透明度的提高能促进企业创新水平的提升。

(二) 内部控制的中介作用

内部控制质量是衡量企业治理水平的重要标志。从委托代理角度来看,企业作为不同内部利益人依契约组成的集合体,容易出现信息不对称、经营目标背离和代理成本高等问题^[15-16]。在信息不对称下,管理层只向股东汇报利己的信息^[17]。在利益目标的偏差下,很可能出现“败德行为”“逆向选择”等现象,导致内部控制形同虚设^[18]。为规避机会主义的产生,企业往往采取股权激励、外聘审计人员等措施,这间接增加了代理成本。一方面,信息透明度的提升,能提高股东监控管理层决策动态的有效性,降低高管人员弄虚作假的可能性^[19],弱化管理层隐蔽行为带来的负面影响^[16];另一方面,信息决策的透明化,迫使管理层与股东利益目标趋于一致,可减少代理成本,提高内部控制效率^[20]。企业内部控制质量的提升有利于提高企业各部门间的沟通效率,保证信息传递的及时性,提高资源配置效率^[21-22],降低企

业的资本成本,缓解筹资难的窘境^[23]。据此,提出假设H2。

H2:信息透明度通过提升内部控制水平促进企业创新水平的提升。

(三)数字金融的调节效应

企业作为技术创新的载体,其内源融资通常不足以支撑完整的创新过程,外源融资则成为制约企业创新活动的关键因素^[8-9]。数字金融主要从改善融资质量和内部控制两个方面来提升创新水平^[24]。首先,数字金融的普惠性模糊了金融边界,降低了金融机构与企业间的信息不对称性^[25-26],使企业能够充分利用小规模投资者的资金,为创新提供新机遇;其次,数字金融基于大数据、云计算^[27-28],能快速整合企业与个人的“软信息”^[10],建立有效的征信风险管控制度,减少金融资源错配^[29],为创新实现可能性;再次,数字化服务程度的加深,补齐了传统金融业务模式的短板,降低了企业融资门槛,拓宽了企业融资渠道,为创新注入新活力;最后,数字金融还从公司内部控制出发,降低了股东质押率^[24],且能协调多方利益关系和稳定财务状况,使企业利益相关者聚焦于企业的长远发展^[30-31],为创新指明新方向。数字金融利用覆盖广度、使用深度和数字化服务程度三者的耦合,缓解了企业与外部相关利益者、内部两权分离下的信息不对称性,间接解决了企业融资约束难题。企业通过完善内部控制,可提高风险管控能力,遏制股权质押带来的负面影响,从而促进企业技术创新水平的提升。据此,提出假设H3。

H3:数字金融对内部控制在信息透明度与企业创新关系中的中介效应具有调节作用。

根据上述理论假设,本文构建了如图1所示的研究模型。

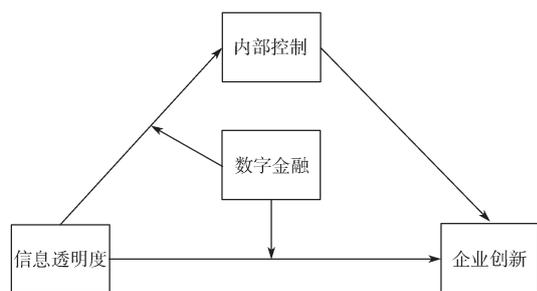


图1 研究模型

二、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取2011—2020年沪深A股上市企业作为初始样本,并进行如下处理:一是剔除金融、保险类企业;二是剔除ST、*ST或PT企业;三是剔除数据缺失企业;四是对所有连续性变量进行1%水平缩尾处理。通过上述筛选处理,最终共计得到25981个观测值。本文数据来自CSMAR数据库、迪博内部控制数据库、CNRDS数据库、北京大学数字金融研究中心编制的《数字普惠金融指数》以及交易所官网信息披露情况,并进行手工整理复核。数据处理使用Excel和Stata16.0完成。

(二)变量定义

1. 因变量

学界一般采用研发投入水平、新产品工艺和专利申请数3个指标来衡量企业创新。其中,专利申请数指标受主观影响小,测量准确性、可比性更强,因此,本文借鉴许瑜等人^[22]的做法,以专利申请数衡量企业创新。

2. 自变量

刘柏等人^[5]研究认为,企业年报是否经过审计鉴定与创新的关联性较弱。本文参考其研究结论,同时借鉴辛清泉等人^[32]的做法,采用盈余质量、交易所考评分数、分析师跟踪人数和分析师盈余预测准确性4个维度,去掉审计维度,构建信息透明度综合指标。信息透明度为4个维度的样本百分等级平均值,若有变量缺失,则为剩余变量百分等级的均值。

盈余质量使用修正的DD模型计算得到。

$$TCA_{it} = \eta_0 + \eta_1 CFO_{it(t-1)} + \eta_2 CFO_{it} + \eta_3 CFO_{it(t+1)} + \eta_4 \Delta REV_{it} + \eta_5 PPE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: TCA 为营业利润加上折旧和摊销额,再减去经营现金流量净额之差得到的总流动应计利润; CFO 为经营现金流量; ΔREV 为营业收入改变量; PPE 为年末固定资产账面净值; i 为企业个体; t 为时间; ε 为随机扰动项。

式中所有变量均除以平均总资产以进行平减,并按行业/年度分组进行回归,得到残差值 ω ;然后以 t 为起点,连续计算前4年的回归残差值 ω 及标准差,获得盈余质量指标。为便于比较,将

数值乘以 -1。数值越大, 表示信息透明度越高。

交易所考评分数以上交所、深交所的考评等级作为参照依据, 将信息披露质量依据 A、B、C、D 4 个等级, 赋值为 4、3、2、1。得分越高, 表示信息透明度越高。

分析师跟踪人数为当年对企业年末盈余管理作出预测的分析师数量。证券分析师能对上市企业的信息披露进行监督, 改善企业信息环境。其人数越多, 表示信息透明度越高。

分析师盈余预测准确性为预测的每股盈余的中位数与盈余之差, 再除以上年的股价, 将计算结果取绝对值后并乘以 -1。分析师盈余预测能捕捉到上市企业信息披露的内容, 其预测越准确, 表示信息透明度越高。

3. 中介变量

本文借鉴李瑛玫等人^[21]的做法, 采用迪博公

司发布的内部控制指数来衡量企业内部控制质量, 该指数基于内部五要素的视角, 科学反映了企业内控水平和风险管控能力。

4. 调节变量

本文借鉴郭峰等人^[33]的做法, 采用北京大学编制的《数字普惠金融指数》衡量数字金融指数。指数越大, 表示数字金融水平越高。在回归时对数字金融指数均作归一化处理。

5. 控制变量

为了避免遗漏变量带来的影响, 本文借鉴已有文献^[1,4,22], 引入企业规模(*Size*)、杠杆比率(*Lev*)、现金流比率(*Cashflow*)、企业成长性(*Growth*)、股权集中度(*Top1*)、管理费用率(*Mfee*)和股东资金占用率(*Occupy*)作为控制变量, 并加入年份虚拟变量(*Year*)。

本文选取的相关变量及具体描述如表 1 所示。

表 1 相关变量及含义

变量类型	变量名称	变量符号	计算取值
因变量	技术创新	<i>Lnpatent</i>	<i>Ln</i> (专利(发明、实用和外观设计)申请数 +1)
自变量	信息透明度	<i>Trans</i>	盈余质量、交易所评分、分析师跟踪人数及预测准确性样本百分等级均值
中介变量	内部控制	<i>IC</i>	<i>Ln</i> (迪博内部控制指数 +1)
调节变量	数字金融	<i>Index</i>	《数字普惠金融指数》
	企业规模	<i>Size</i>	年末总资产的自然对数
	杠杆比率	<i>Lev</i>	年末总负债 / 年末总资产
	现金流量比率	<i>Cashflow</i>	经营现金流量净额 / 总资产
控制变量	企业成长性	<i>Growth</i>	主营业务收入增长率
	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	管理费用率	<i>Mfee</i>	管理费用 / 营业收入
	股东资金占用率	<i>Occupy</i>	其他应收款 / 总资产
	年份	<i>Year</i>	虚拟变量

(三) 模型构建

豪斯曼检验结果表明随机效应模型不适合用于本研究, 所以本文使用固定效应模型, 并使用聚类稳健标准误消除异方差的影响。

为验证假设 H1, 即信息透明度的提高会促进企业创新水平的提升, 构建模型 1。

$$Lnpatent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Trans_{it} + \sum_j \alpha_j Controls_{jit} + Year_t + \delta_i + \vartheta_{it} \quad (模型 1)$$

为验证假设 H2, 即内部控制是否在信息透明度与企业创新之间存在中介效应, 本文借鉴温忠麟等人^[34]的做法, 构建模型 2。由于在验证假设 H1 时已完成逐步回归的第一步, 在模型 2 中不再赘述。

$$IC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Trans_{it} + \sum_j \beta_j Controls_{jit} + Year_t + \delta_i + \vartheta_{it},$$

$$Lnpatent_{it} = \pi_0 + \pi_1 Trans_{it} + \pi_2 IC_{it} + \sum_j \pi_j Controls_{jit} + Year_t + \delta_i + \vartheta_{it} \quad (模型 2)$$

为验证假设 H3, 即数字金融的调节中介作用, 借鉴温忠麟等人^[35]的做法, 构建模型 3。

$$Lnpatent_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Trans_{it} + \varphi_2 Index_{it} + \varphi_3 Index \times Trans_{it} + \sum_j \varphi_j Controls_{jit} + Year_t + \delta_i + \vartheta_{it},$$

$$IC_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Trans_{it} + \gamma_2 Index_{it} + \gamma_3 Index \times Trans_{it} + \sum_j \gamma_j Controls_{jit} + Year_t + \delta_i + \vartheta_{it},$$

$$Lnpatent_{it} = \rho_0 + \rho_1 Trans_{it} + \rho_2 Index_{it} + \rho_3 Index \times Trans_{it} + \rho_4 IC_{it} + \sum_j \rho_j Controls_{jit} + Year_t + \delta_i + \theta_{it} \quad (模型3)$$

模型1~3中: *controls* 表示所有的控制变量; *Year* 和 δ 为年份和个体效应; *i*、*t* 和 *j* 分别为个体、年份和控制变量; α 、 β 、 π 、 ψ 、 γ 和 ρ 为回归系数; θ 为误差项。

如果 α_1 、 β_1 和 π_2 均显著, 且 π_1 也显著, 为部分中介效应, 若 π_1 不显著则为完全中介效应。再比较 $\beta_1\pi_2$ 与 π_1 的符号, 如果两者同号为部分中介效应, 异号则为遮掩效应。如果 ψ_1 和 ψ_3 显著, 则数字金融对信息透明度与技术创新的直接效应受到调节效应影响, 再验证 γ_1 、 γ_3 、 ρ_1 和 ρ_4 是否显著, 若均显著, 则证明调节前半路径的中介效应成立。

三、实证分析

(一) 描述性统计与相关分析

表2为描述性统计结果。由表2可知, 技术创新的最大值为6.269, 最小值为0, 平均值和中位数均在2.5左右, 这表明我国上市企业技术创新水平有待提高。信息透明度的最大值为0.918, 中位数为0.473, 说明超过50%的企业信息透明度较高。内部控制的平均值和中位数较高, 但标准差为1.117, 表明我国上市企业内部控制普遍较好, 但不同企业之间仍有差距。从数字

金融指数的极大极小值和标准差能看出地区间的差异较大。

表2 描述性统计结果

变量名称	样本量	最小值	最大值	平均值	中位数	标准差
<i>Lnpatent</i>	25 981	0	6.269	2.447	2.565	1.727
<i>Trans</i>	25 981	0.010	0.918	0.458	0.473	0.234
<i>IC</i>	25 981	0	6.724	6.280	6.501	1.117
<i>Index</i>	25 981	32.420	431.900	257.100	267.800	98.520
<i>Size</i>	25 981	19.900	25.970	22.220	22.040	1.282
<i>Lev</i>	25 981	0.059	0.895	0.431	0.423	0.207
<i>Cashflow</i>	25 981	-0.150	0.227	0.045	0.045	0.068
<i>Growth</i>	25 981	-0.554	2.213	0.157	0.097	0.387
<i>Top1</i>	25 981	0.090	0.726	0.342	0.320	0.148
<i>Mfee</i>	25 981	0.010	0.469	0.093	0.074	0.077
<i>Occupy</i>	25 981	0	0.141	0.016	0.008	0.024

表3为相关系数矩阵。由表3分析可知, 各变量之间系数的绝对值均小于0.503, 通过VIF检验; 各膨胀因子最大值为1.88, 均小于2, 表明变量间不存在多重共线性, 符合线性回归基本条件。从表3可知, 信息透明度与企业技术创新的相关系数为0.220, 且通过了1%的显著性水平测试, 初步验证假设H1成立。除股权集中度以外, 其余变量均对企业创新呈显著关系, 内部控制、数字金融、企业规模、杠杆比例、经营现金流比率、企业成长性与技术创新呈正相关, 管理费用率和股东资金占用率对技术创新呈负相关, 也符合经济学常识, 为后续回归分析奠定了基础。

表3 相关系数矩阵

	<i>Lnpatent</i>	<i>Trans</i>	<i>IC</i>	<i>Index</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>Cashflow</i>	<i>Growth</i>	<i>Top1</i>	<i>Mfee</i>	<i>Occupy</i>
<i>Lnpatent</i>	1.000										
<i>Trans</i>	0.220***	1.000									
<i>IC</i>	0.081***	0.213***	1.000								
<i>Index</i>	0.151***	-0.087***	-0.037***	1.000							
<i>Size</i>	0.274***	0.280***	0.044***	0.115***	1.000						
<i>Lev</i>	0.040***	-0.074***	-0.122***	-0.049***	0.503***	1.000					
<i>Cashflow</i>	0.048***	0.205***	0.085***	0.103***	0.064***	-0.163***	1.000				
<i>Growth</i>	0.041***	0.188***	0.083***	-0.052***	0.036***	0.015**	0.012**	1.000			
<i>Top1</i>	0.009	0.099***	0.069***	-0.078***	0.211***	0.062***	0.091***	0.000	1.000		
<i>Mfee</i>	-0.092***	-0.132***	-0.113***	-0.084***	-0.356***	-0.258***	-0.137***	-0.129***	-0.160***	1.000	
<i>Occupy</i>	-0.108***	-0.117***	-0.156***	0.006	0.064***	0.221***	-0.166***	-0.027***	-0.081***	0.069***	1.000

注: **、*** 分别表示5%和1%的显著性水平, 下同。

(二) 回归分析结果

表4为信息透明度、内部控制与技术创新的回归结果。由表4可知, 信息透明度的回归系数 α_1

为0.185, 且在1%水平上显著, 说明企业信息透明度的提高缓解了企业的融资约束, 增强了其创新意愿, 从而使其创新水平得以提升, 假设H1成

立。信息透明度与内部控制的回归系数 β_1 为 0.546, 内部控制与技术创新的回归系数 π_2 为 0.021, 且均在 1% 水平上显著正相关, 说明内部控制是信息透明度促进企业技术创新的部分中介因素, 假设 H2 成立。进一步计算得知, 中介效应占总效应的 6.2%。信息透明度的提高, 有利于股东与管理层目标统一, 能有效减少监督和激励管理层的成本; 同时内部控制的完善, 进一步降低了融资成本, 促使技术创新水平提升。

表 4 信息透明度、内部控制与技术创新的回归结果

变量	<i>Lnpatent</i>	<i>IC</i>	<i>Lnpatent</i>
<i>Trans</i>	0.185*** (4.294)	0.546*** (11.683)	0.174*** (4.023)
<i>IC</i>			0.021*** (3.086)
<i>Size</i>	0.458*** (14.592)	0.125*** (4.080)	0.455*** (14.522)
<i>Lev</i>	-0.268*** (-2.841)	-1.070*** (-8.030)	-0.245*** (-2.613)
<i>Cashflow</i>	-0.236** (-1.976)	0.272* (1.735)	-0.242** (-2.027)
<i>Growth</i>	0.0001 (0.008)	0.069*** (2.722)	-0.001 (-0.073)
<i>Top1</i>	-0.085 (-0.472)	0.423** (2.517)	-0.094 (-0.522)
<i>Mfee</i>	0.469** (2.408)	-1.747*** (-5.5)	0.506*** (2.596)
<i>Occupy</i>	-0.899** (-2.008)	-6.561*** (-8.752)	-0.759* (-1.706)
企业层面	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-7.979*** (-11.831)	4.028*** (6.170)	-8.065*** (-11.996)
<i>Observations</i>	25 981	25 981	25 981
<i>R-squared</i>	0.187	0.066	0.188

注: * 表示 10% 的显著性水平, 括号内为 *t* 值, 下同。

表 5 为数字金融的调节效应结果。由表 5 可知, 数字金融与信息透明度的交互项 (*Trans* × *Index*) 系数分别为 0.875 和 0.582, 内部控制系数为 0.020, 均在 1% 水平上显著正相关, 说明企业信息透明度对技术创新的直接效应受到数字金融的调节作用影响, 调节前半段路径的中介效应成立, 假设 H3 成立。一方面, 数字金融建设的推进改善了金融市场环境, 有助于投资者、债权人和股东监督管理层的经营, 从而吸引投资者资金投入, 通过资金成本的路径提高了创新水平; 另一方面, 数

字金融有效降低了两权分离下的代理成本, 提高了管理层决策效率, 通过内部控制的路径提高了创新水平。

表 5 数字金融的调节作用

变量	<i>Lnpatent</i>	<i>IC</i>	<i>Lnpatent</i>
<i>Trans</i>	0.169*** (3.883)	0.534*** (11.497)	0.158*** (3.634)
<i>Index</i>	-0.171 (-0.325)	-0.059 (-0.118)	-0.170 (-0.323)
<i>Trans</i> × <i>Index</i>	0.875*** (5.623)	0.582*** (3.432)	0.863*** (5.557)
<i>IC</i>			0.020*** (2.913)
<i>Size</i>	0.440*** (13.815)	0.113*** (3.675)	0.438*** (13.762)
<i>Lev</i>	-0.258*** (-2.753)	-1.064*** (-7.997)	-0.237** (-2.539)
<i>Cashflow</i>	-0.216* (-1.810)	0.286* (1.821)	-0.222* (-1.86)
<i>Growth</i>	0.007 (0.376)	0.074*** (2.898)	0.005 (0.296)
<i>Top1</i>	-0.070 (-0.390)	0.434*** (2.604)	-0.078 (-0.438)
<i>Mfee</i>	0.500*** (2.578)	-1.725*** (-5.430)	0.534*** (2.752)
<i>Occupy</i>	-0.808* (-1.822)	-6.500*** (-8.725)	-0.678 (-1.538)
企业层面	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-7.571*** (-11.045)	4.296*** (6.536)	-7.657*** (-11.201)
<i>Observations</i>	25 981	25 981	25 981
<i>R-squared</i>	0.189	0.066	0.190

(三) 稳健性检验

为确保结果的可信度, 解决可能存在的反向因果问题, 本文借鉴王亚男等人^[36]的做法, 将企业是否违规作为工具变量; 企业当年有违规行为取 1, 否则为 0。表 6 为稳健性检验结果。由表 6 可知, 一阶段回归结果显示, 企业违规与信息透明度显著负相关; 二阶段回归结果显示, 信息透明度与技术创新显著正相关, 这与前文结果保持一致。本文还对工具变量进行了不可识别检验、弱工具变量检验, 检验结果良好, 证明本文选取的工具变量是合适的。从检验结果可知, 在考虑内生性后, 假设 H1 依然成立。表 7 为信息透明度滞后 1 期的回归结果, 其结果再次验证假设 H1、H2 成立。

表6 稳健性检验结果

变量	Trans	Lnpatent
Illegal	-0.025*** (-8.04)	
Trans		2.555*** (3.63)
Size	0.077*** (24.00)	0.278*** (4.847)
Lev	-0.204*** (-17.78)	0.220 (1.366)
Cashflow	0.176*** (9.00)	-0.651*** (-3.795)
Growth	0.062*** (18.52)	-0.147*** (-3.081)
Top1	0.011 (0.54)	-0.127 (-0.994)
Mfee	-0.270*** (-10.10)	1.117*** (4.444)
Occupy	-0.335*** (-5.48)	-0.051 (-0.11)
企业层面	控制	控制
Year	控制	控制
Observations	25 785	25 785
Kleibergen-Paap rk LM statistic		64.034***
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		64.637

表7 滞后1期的回归结果

变量	Lnpatent	IC	Lnpatent
L.Trans	0.226*** (4.767)	0.271*** (5.445)	0.222*** (4.668)
IC			0.018** (2.261)
Size	0.443*** (13.107)	0.091*** (2.699)	0.442*** (13.063)
Lev	-0.345*** (-3.445)	-1.239*** (-8.649)	-0.323*** (-3.23)
Cashflow	-0.266** (-2.016)	0.494*** (2.97)	-0.275** (-2.088)
Growth	0.018 (0.912)	0.143*** (5.478)	0.016 (0.786)
Top1	0.018 (0.096)	0.479** (2.549)	0.01 (0.052)
Mfee	0.631*** (3.055)	-1.66*** (-4.861)	0.66*** (3.188)
Occupy	-0.891* (-1.881)	-6.959*** (-8.747)	-0.768 (-1.629)
企业层面	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
_cons	-7.592*** (-10.308)	4.918*** (6.768)	-7.679*** (-10.453)
Observations	22 088	22 088	22 088
R-squared	0.174	0.063	0.175

因为样本中专利申请有21.05%的观测值为0, 为避免固定效应模型估计的偏差, 本文借鉴黄秀

女等人^[1,4]的做法, 采用面板Tobit模型进行再次回归。因面板Tobit模型无法找到个体的充分统计量, 而直接加入面板单位的虚拟变量估计也存在偏差, 故仅考虑随机效应的Tobit模型^[37], 引入行业(Industry)和省份(Province)代替控制个体, 回归结果如表8所示。由回归结果分析可知, 信息透明度与技术创新在1%水平上呈正相关, 内部控制部分中介效应依旧存在, 且显著程度和回归方向没有发生变化。LR检验也拒绝了不存在个体随机效应的假设, 故应使用随机效应的面板Tobit回归。

表8 Tobit模型回归结果

变量	Lnpatent	IC	Lnpatent
Trans	0.345*** (8.390)	0.654*** (18.400)	0.331*** (8.027)
IC			0.026*** (3.728)
Size	0.601*** (40.080)	0.045*** (5.111)	0.598*** (39.911)
Lev	-0.474*** (-7.005)	-0.943*** (-19.196)	-0.446*** (-6.559)
Cashflow	-0.340*** (-2.669)	0.167 (1.493)	-0.346*** (-2.716)
Growth	-0.008 (-0.413)	0.101*** (5.545)	-0.010 (-0.525)
Top1	0.048 (0.489)	0.226*** (3.804)	0.041 (0.414)
Mfee	0.586*** (3.542)	-1.688*** (-14.088)	0.630*** (3.802)
Occupy	-1.050*** (-2.623)	-5.815*** (-17.683)	-0.881** (-2.186)
Industry	控制	控制	控制
Province	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制
_cons	-12.420*** (-34.243)	5.618*** (28.290)	-12.547*** (-34.462)
Observations	25 981	25 981	25 981
LR test of sigma_u	Prob >= chibar2 = 0.000		

替换解释变量。本文借鉴王亚平等^[38]的做法, 以修正琼斯模型计算操纵性应计项目的绝对值(AbsDA)作为衡量信息透明度的代理变量。操控性应计项目绝对值越大, 操纵盈余程度越高, 表明信息越不透明。

替换被解释变量。本文参考黄秀女等人^[1]的做法, 以上市企业的联合发明数、实用新型数和外观设计数的三者总计数量作为技术创新的衡量指标, 回归结果如表9所示。结果显示, 显著程度和回归方向仍然不变, 结果稳健。

本文还参考温忠麟等人^[35]的做法, 使用bootstrap在95%置信区间下对样本重复抽样1000次, 对“信息透明度—内部控制—技术创新”中介作用机制进行检验。如果95%置信区间不包括0,

则表明中介效应存在, 其检验结果如表10所示。结果显示, 95%置信区间均不包括0, 内部控制的间接效应和信息透明度与技术创新的直接效应均显著成立, 再次支持假设H1、H2成立。

表9 替换变量的回归结果

变量	<i>Lnpatent</i>	<i>IC</i>	<i>Lnpatent</i>	<i>Lnpatent</i>	<i>IC</i>	<i>Lnpatent</i>
<i>AbsDA</i>	-0.405*** (-3.231)	-1.304*** (-6.561)	-0.375*** (-2.988)			
<i>Trans</i>				0.198*** (4.727)	0.546*** (11.683)	0.187*** (4.439)
<i>IC</i>			0.022*** (3.251)			0.022*** (3.207)
<i>Size</i>	0.469*** (15.124)	0.158*** (5.153)	0.466*** (15.021)	0.482*** (15.193)	0.125*** (4.080)	0.479*** (15.114)
<i>Lev</i>	-0.280*** (-2.955)	-1.097*** (-8.217)	-0.255*** (-2.710)	-0.277*** (-2.898)	-1.070*** (-8.030)	-0.254*** (-2.664)
<i>Cashflow</i>	-0.248** (-2.072)	0.223 (1.371)	-0.253** (-2.117)	-0.158 (-1.322)	0.272* (1.735)	-0.164 (-1.373)
<i>Growth</i>	0.017 (0.917)	0.120*** (4.620)	0.014 (0.772)	0.007 (0.408)	0.069*** (2.722)	0.006 (0.323)
<i>Top1</i>	-0.090 (-0.498)	0.406** (2.407)	-0.099 (-0.548)	-0.092 (-0.511)	0.423** (2.517)	-0.102 (-0.561)
<i>Mfee</i>	0.432** (2.227)	-1.853*** (-5.871)	0.474** (2.438)	0.488** (2.439)	-1.747*** (-5.5)	0.527*** (2.625)
<i>Occupy</i>	-0.906** (-2.024)	-6.566*** (-8.729)	-0.759* (-1.705)	-0.967** (-2.153)	-6.561*** (-8.752)	-0.823* (-1.845)
企业层面	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-8.1*** (-12.056)	3.692*** (5.639)	-8.183*** (-12.223)	-8.386*** (-12.296)	4.028*** (6.17)	-8.475*** (-12.465)
<i>Observations</i>	25 981	25 981	25 981	25 981	25 981	25 981
<i>R-squared</i>	0.186	0.062	0.187	0.205	0.066	0.206

表10 bootstrap 检验结果

效应	效应系数	标准误	95% 置信区间		修正后的 95% 置信区间	
			下限	上限	下限	上限
间接效应	0.0411	0.0060	0.0297	0.0530	0.0303	0.0542
直接效应	0.7877	0.0390	0.7104	0.8649	0.6995	0.8575

四、异质性分析

为研究不同产权性质下信息透明度对二元创新的异质性影响, 本文借鉴黎文靖等人^[3]的做法, 以创新动机衡量二元创新, 用专利申请数衡量实质性创新 (*Lnpatent1*), 用专利实用、外观申请数之和衡量策略性创新 (*Lnpatent2*), 并按产权性质划分样本企业。国有企业为1, 否则为0,

回归结果如表11所示。从表11可知, 信息透明度对实质性创新均具有促进作用, 在非国有组中, 信息透明度与策略性创新的系数在1%水平上显著正相关, 而在国有组中并不显著。原因可能是在实质性创新中, 信息透明度的提高缓解了第一类代理问题, 股东能看到管理层创新的努力程度, 从而有效激发了管理层的创新热情, 提高了技术创新的“质”。在策略性创新中, 信息透明度的提升虽然降低了信息不对称性, 使企业的创新情况能够被外部利益相关者清楚地感知, 缓解资金约束; 但是国有企业背后本身有政府的隐形资源支持, 可能不会迎合市场去单纯追求技术创新的“量”。依据资源约束理论, 非国有企业会面临

较激烈的市场竞争,在紧张的资源分配下,融资约束的缓解对非国有企业效果更明显。

表 11 异质性回归结果

变量	<i>Lnpatent1</i> (国有组)	<i>Lnpatent1</i> (非国有组)	<i>Lnpatent2</i> (国有组)	<i>Lnpatent2</i> (非国有组)
<i>Trans</i>	0.193*** (2.723)	0.091* (1.922)	0.089 (1.098)	0.160*** (3.175)
<i>Size</i>	0.418*** (7.839)	0.421*** (12.506)	0.424*** (7.409)	0.374*** (10.269)
<i>Lev</i>	-0.134 (-0.792)	-0.13 (-1.439)	-0.132 (-0.714)	-0.026 (-0.26)
<i>Cashflow</i>	0.010 (0.061)	-0.190 (-1.461)	-0.125 (-0.694)	-0.253* (-1.668)
<i>Growth</i>	0.045* (1.918)	-0.044** (-2.152)	0.059** (1.992)	-0.018 (-0.798)
<i>Top1</i>	-0.473 (-1.557)	-0.223 (-1.158)	-0.264 (-0.929)	0.243 (1.118)
<i>Mfee</i>	0.423 (1.454)	0.372* (1.827)	0.429 (1.300)	0.439** (2.011)
<i>Occupy</i>	-0.325 (-0.499)	-0.849* (-1.911)	-0.840 (-1.048)	-0.507 (-1.025)
企业层面	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>-cons</i>	-7.985*** (-6.745)	-7.708*** (-10.764)	-7.894*** (-6.307)	-6.611*** (-8.579)
<i>Observations</i>	9177	16 804	9177	16 804
<i>R</i> ²	0.176	0.151	0.190	0.189

五、研究结论与启示

本文以 2011—2020 沪深 A 股上市企业为研究样本,实证分析信息透明度对企业创新的影响机制,同时探究内部控制的中介作用和数字金融的调节作用,并进一步分析不同产权性质下信息透明度对二元创新的异质性影响。研究发现,较高的信息透明度对技术创新具有促进作用,且内部控制在其中发挥了部分中介作用。这说明信息透明度的提高能促使企业加强内部控制治理,最终实现创新水平的提升。数字金融在内部控制方面能强化企业的治理水平,在创新方面能提高企业资金利用效率,其对内部控制和技术创新都有拉动效应。进一步分析发现,无论在国有企业还是非国有企业,信息透明度均对实质性创新有促进作用;但在策略性创新中,信息透明度的提高在非国有企业中发挥了更积极的作用。

基于上述实证结果,监管部门应继续加强对上市企业信息透明度的监管,创造有序的市场环

境;上市企业须重视并努力提高财务信息透明度,将完善信息透明度作为内部控制治理手段,从源头改善融资约束、信息不对称等问题;政府需加强数字金融的覆盖广度、使用深度,并加强数字化服务建设,解决“尾部”企业的资金需求,提高资源配置效率,推动我国上市企业创新水平的提升。

参考文献:

- [1] 黄秀女,钱乐乐,武鹏飞.信息透明度、杠杆质量与研发绩效:来自深交所 2001—2016 年上市公司面板数据的证据[J].上海金融,2021(7): 53-61, 79.
- [2] 朱晋伟,赵曜.高管团队职能异质性对创新绩效的影响机制:基于创业板企业的实证分析[J].河南师范大学学报(哲学社会科学版),2021,48(5): 45-51.
- [3] 黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?:宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016,51(4): 60-73.
- [4] 张多蕾,邹瑞.会计信息质量、制度环境与企业创新绩效[J].财经问题研究,2021(8): 101-112.
- [5] 刘柏,徐小欢.信息透明度影响企业研发创新吗?[J].外国经济与管理,2020,42(2): 30-42.
- [6] 蒋瑜峰.会计信息质量与企业技术创新投资关系研究[J].财政研究,2014(10): 75-78.
- [7] 陈红,王稳华,胡耀丹.信息透明度、风险容忍与企业创新[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2021(1): 44-58.
- [8] 梁榜,张建华.数字普惠金融发展能激励创新吗?:来自中国城市和中小企业的证据[J].当代经济科学,2019,41(5): 74-86.
- [9] 孙德升,房汉廷,张明喜.中小科技企业融资痛点与对策研究[J].中国科技论坛,2017(11): 93-98.
- [10] 万佳戛,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(1): 71-83.
- [11] 王佳,张林.盈余信息质量对企业创新的影响研究:基于债务异质性的中介效应检验[J].商业研究,2020(6): 135-143.
- [12] 卢闯,陈玲.盈余质量与债务代理成本:兼论会计信息的公司治理作用[J].中央财经大学学报,2011(9): 87-91.
- [13] WEN J, FENG G F, CHANG C P, et al. Stock Liquidity and Enterprise Innovation: New Evidence from China[J]. The European Journal of Finance, 2018, 24(9): 683-713.
- [14] PIAZZA R. Financial Innovation and Risk: The Role of Information[J]. Annals of Finance, 2015, 11(3): 477-502.

- [15] 刘洪霞. 从委托代理关系看企业内部控制 [J]. 当代财经, 2001(12): 59-60.
- [16] 戴书松. 基于内部控制中的信息不对称的公司治理结构 [J]. 当代财经, 2003(2): 77-80.
- [17] 顾群, 翟淑萍. 信息披露质量、代理成本与企业融资约束: 来自深圳证券市场的经验证据 [J]. 经济与管理研究, 2013(5): 43-48.
- [18] 游家兴, 李斌. 信息透明度与公司治理效率: 来自中国上市公司总经理变更的经验证据 [J]. 南开管理评论, 2007(4): 73-79, 85.
- [19] 王旭, 姜雪, 张召珍. 信息不对称下会计信息披露问题研究: 基于公司治理的视角 [J]. 情报科学, 2012, 30(8): 1242-1246.
- [20] 廖飞梅, 朱清贞, 叶松勤. 政策性负担、信息透明度与企业费用粘性 [J]. 当代财经, 2019(12): 119-130.
- [21] 李瑛玫, 史琦. 内部控制能够促进企业创新绩效的提高吗? [J]. 科研管理, 2019, 40(6): 86-99.
- [22] 许瑜, 冯均科, 杨菲. 媒体关注、内部控制有效性与企业创新绩效 [J]. 财经论丛, 2017(12): 88-96.
- [23] 张晓红, 朱明侠, 王皓. 内部控制、制度环境与企业创新 [J]. 中国流通经济, 2017, 31(5): 87-95.
- [24] 李宇坤, 任海云, 祝丹枫. 数字金融、股权质押与企业创新投入 [J]. 科研管理, 2021, 42(8): 102-110.
- [25] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [26] 赵晓鸽, 钟世虎, 郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新 [J]. 科研管理, 2021, 42(4): 158-169.
- [27] 李健, 江金鸥, 陈传明. 包容性视角下数字普惠金融与企业创新的关系: 基于中国 A 股上市企业的证据 [J]. 管理科学, 2020, 33(6): 16-29.
- [28] 梁榜, 张建华. 中国普惠金融创新能否缓解中小企业的融资约束 [J]. 中国科技论坛, 2018(11): 94-105.
- [29] 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.
- [30] 苟燕楠, 董静. 风险投资背景对企业技术创新的影响研究 [J]. 科研管理, 2014, 35(2): 35-42.
- [31] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较 [J]. 经济研究, 2014, 49(6): 115-128.
- [32] 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.
- [33] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征 [J]. 经济学, 2020, 19(4): 1401-1418.
- [34] 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.
- [35] 温忠麟, 叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补? [J]. 心理学报, 2014, 46(5): 714-726.
- [36] 王亚男, 戴文涛. 内部控制抑制还是促进企业创新?: 中国的逻辑 [J]. 审计与经济研究, 2019, 34(6): 19-32.
- [37] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用 [M]. 2 版. 北京: 高等教育出版社, 2014: 325-327.
- [38] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性 [J]. 金融研究, 2009(12): 162-174.

责任编辑: 徐海燕