

业财融合与企业创新效率

——信息披露质量的中介效应

刘辉, 彭小桐, 陈宇辰

(宝鸡文理学院经济管理学院, 陕西 宝鸡 721013)

摘要: 以2018—2022年在深圳证券交易所上市的公司为研究对象,构建双向固定效应模型,通过实证分析探究业财融合、信息披露质量与企业创新效率之间的作用关系,并对主要研究假设进行稳健性检验。研究发现,实施业财融合可以显著提升企业的创新效率,信息披露质量在业财融合与企业创新效率之间起到部分中介作用。研究成果为理解业财融合与企业创新效率的关联机制提供了新的视角,对促进企业创新发展具有理论和实践意义。

关键词: 业财融合; 信息披露质量; 企业创新效率; 中介效应

中图分类号: F270.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)05-0242-07

创新是企业增长和发展的驱动力,而创新效率则是确保创新活动产生最大价值的关键。企业需要在追求创新的同时,不断寻求提高创新效率的方法,以实现可持续的竞争优势。然而,如何提升创新效率,确保创新投入能够转化为实际的商业价值和竞争优势,仍是管理实践和学术研究亟待解决的问题。尽管现有文献已经对企业创新效率的影响因素进行了广泛探讨,但多集中于内部治理结构、激励机制等内部因素,以及国家政策、技术进步等外部环境因素。现有研究中,内部控制的有效性被证实与企业创新效率正相关,尤其在非国有企业中表现更为显著^[1];此外,员工持股计划作为一种激励机制,通过增强核心员工的归属感和激励相容性,也被认为能够提高创新效率^[2]。在外部环境因素方面,景宏军等^[3]研究指出税收优惠能够显著提高企业的创新效率;杨柳和唐亮东^[4]研究发现在大数据技术的支持下,企业的技术创新效率有了显著的提升。尽管如此,现有研究往往忽视了内部驱动力与外部环境因素在创新效率提升中的协同作用,这种片面的研究视角限制了对企业创新效率影响机制的全面理解。因此,需要一个更为系统的研究视角,探讨内部管理实践与外部环境如何共同塑造企业的创新效率,以期能够更全面地阐释影响企业创

新效率的多元机制和潜在路径。

业财融合作为一种创新的管理会计实践,通过整合企业内部业务流程与财务管理,优化资源配置,提升决策效率,对促进企业创新具有不可忽视的作用。然而,现有研究对业财融合如何影响企业创新效率的探讨仍显不足。2022年发布的《关于中央企业加快建设世界一流财务管理体系的指导意见》强调了业财融合在企业财务管理改革中的核心地位,并将其视为加速企业数字化转型的关键。同时,在信息时代,信息披露质量作为企业与外部利益相关者沟通的重要渠道,其不仅增强了企业的透明度,降低了融资成本,而且吸引了更多投资者的关注,为企业的创新战略提供了外部环境支持,成为推动企业持续创新的重要动力,在业财融合与企业创新效率关系中可能扮演中介角色,这一点在现有文献中尚未得到充分关注。

本文选取2018—2022年在深圳证券交易所上市的公司作为研究对象,构建一个涵盖业财融合、信息披露质量与企业创新效率的分析框架。通过实证分析,探讨业财融合这一内部因素与企业创新效率之间的直接联系,进一步明确信息披露质量作为外部因素在其中的中介效应。这一系统研究视角有助于全面理解业财融合与企业创新效率之间

收稿日期: 2024-09-19

基金项目: 陕西省社科基金(2022D056);宝鸡文理学院研究生创新科研项目(YJSCX24YB24)

作者简介: 刘辉(1977—),男,陕西扶风人,博士,教授,研究方向为企业成长与创新创业;通信作者彭小桐(2001—),女,陕西宝鸡人,硕士研究生,研究方向为业财融合、企业会计;陈宇辰(2000—),女,陕西宝鸡人,硕士研究生,研究方向为企业会计。

的相互作用机制,对于指导企业在业财融合进程中优化信息披露质量,以及如何通过提升信息披露质量来增强创新效率具有重要的理论和实践意义。

1 文献综述与研究假设

在数字化转型的浪潮中,业财融合的重要性日益凸显,其核心在于通过信息技术整合业务流程与财务管理,从而构建一个全面的决策支持体系。企业内部由于存在多个独立运作的财务信息系统,如财务会计系统、成本管理系统、预算管理系统等,这些系统之间的信息孤岛和数据冗余问题限制了企业的效率。曹宏伟^[5]研究指出要解决这一问题,除了利用云计算和大数据分析等现代技术促进数据的互通之外,还需要从组织架构上进行改革。通过业财融合整合这些系统,以促进部门间的沟通与合作,确保信息在不同层级间无障碍流通,进而消除信息孤岛,并且提升数据分析和处理能力,增强数据可视化,使企业能更迅速和准确地响应市场变化^[6]。同时,业财融合通过减少信息不对称性,加强内部控制,优化资源配置,为创新项目提供财务支持,从而推动企业创新效率的提高^[7]。当企业经营活动得到实时准确的财务反馈时,管理层能更全面地把握全局,灵活调整战略方向或投资重点。特别是在新兴领域的探索中,合理的资源配置有助于克服初期投入大、回报周期长等问题,促进创新成果的转化。张斌和林舒仪^[8]也发现,业财融合为具有行业背景的 CFO(首席财务官)提供了更大的发挥空间,鼓励他们更积极地支持公司以科技创新为驱动的发展战略。这种管理实践不仅提升了 CFO 的专业影响力,也为企业的创新发展注入了新的活力。

在信息时代,信息披露质量成为衡量企业综合实力的关键指标。为了塑造积极形象、增加市场信任度以及吸引投资者,企业会定期发布全面的信息,向公众和利益相关者展示其业务运作、财务状况和增长潜力。随着数字化技术水平提升,行业对企业披露的信息质量要求逐渐提升。企业的信息披露质量主要取决于企业的管理水平,当企业拥有良好的管理机制、内部信息交流速度较快,财务人员能够有效获得企业运营过程中的业务信息和财务信息,对外公布的信息也就会更加完整和全面^[9]。高质量的信息披露不仅提升了企业的透明度,降低了资本成本,还吸引了更多投资,为创新活动提供了资金支持。业财融合作为企业信息化转型的重要途径,通过整合业务活动和财务数据,减少了信息不对称,为高质量的信息披露创造了良好环境。

这不仅有助于财务部门及时准确地获取经营和市场信息,还增强了企业的内部控制和监管机制,从而提高了信息披露的准确性和透明度^[10]。此外,委托代理理论指出,公司所有权和经营权的分离可能导致股东和管理者之间的利益冲突^[11]。为了追求个人的最大利益,管理者可能会选择操控公司的财务盈余,这样的做法可能会导致企业信息披露的质量下降。而随着业财融合的推进,财务的职责不再仅仅是被动地记录和监控业务活动。相反,通过数字技术的运用,财务职能得以前置,从而实现了对业务活动的预先规划、实时监控和事后分析。这种整合性的管理方式不仅能使得财务活动贯穿于企业运营的各个环节,构建了一个动态监管体系,有效限制了管理者进行盈余管理的操作空间^[12],还助于改善整个企业的控制环境,提高了企业内部信息的准确性和完整性,这些高质量的内部信息为外部信息披露提供了坚实的基础。因此,在新会计准则体系下,企业积极推行业财融合,可以通过减少盈余管理,改善公司治理环境,进一步提高上市公司的信息披露质量。

高质量的信息披露同样有助于提升企业的创新效率。现有的学术研究指出,企业的创新效率主要受到代理问题和融资约束的影响,而上市公司面临的代理问题和融资约束主要是由信息不对称引发的。如今,随着中国资本市场对信息公开质量的日益关注,公众开始意识到,高质量的信息披露可以大大减少信息获取的费用,并缓解信息的不对称状况。提高企业的信息公开程度可以有效地解决企业与其内部及外部利益相关方之间的信息不平衡问题,进而增强企业的创新效率。首先,它对于缓解代理问题是有益的。田纪文^[13]研究发现,信息不对称程度降低时,管理层和主要股东的行为将更加透明,可以有效地避免高管与大股东因风险厌恶而减少对创新的投资,进而提升公司的创新效率。通过高质量的信息披露,企业能够更全面、准确和可靠地披露其对外信息,这使得所有相关的利益方能通过深入了解上市公司的经营状况以及其投资和融资的情况,对公司的资金使用方式有更为明确的认识。并且,这样的透明度有助于对管理层和主要股东的行为进行有效的监督和约束,以防止他们因追求个人利益或做出短视的决策而减少研发资金,当公司信息更加透明时,能够吸引更多寻求长期合作的投资者,这些投资者通常期望公司具有更强的创新能力,从而激励企业增加研发投入,提高

创新效率。其次,减少信息的不对称性也有助于缓解公司在融资方面的限制,从而增强公司的创新潜力^[14]。为了推动企业的创新项目,通常需要大量的资金支持,但是企业的自有资金往往不能满足持续创新的需求。因此,外部融资成为企业获取创新资金的重要途径。高质量的信息披露可以增强公司的信息透明度,使投资者能更准确地了解公司的运营状态和未来的发展方向,从而减少逆向选择和道德风险的可能性^[15]。这将助推企业以更高效率筹措创新所需的资本,降低筹资成本,减轻资本短缺,并增强创新的效率。最后,定期且详尽地信息披露有助于企业建立并维护一个积极正面的市场形象^[16]。这种市场形象的塑造不仅吸引了更多投资者的关注和支持,还增强了市场对企业的信心。对于已经上市或者计划上市的企业而言,良好的信息披露记录是获得资本市场认可的重要条件之一。当市场对企业的信心增强时,企业的股价往往能够得到提升,从而为企业带来更多的融资机会和更低的融资成本。这些资金可以用于支持企业的创新活动,推动新产品和新技术的研发,进而提升企业的创新效率和市场竞争力。

综上所述,业财融合通过提升企业的信息披露水平,降低信息不对称,强化内部控制和监管机制,优化资源配置,从而全面提升企业的创新效率。基于此,提出如下假设。

H1:业财融合与企业创新效率之间存在显著正相关关系;

H2:业财融合与信息披露质量之间存在显著正相关关系,并且信息披露质量在业财融合与企业创新效率之间起到中介作用。

2 研究设计

2.1 数据来源

选取 2018—2022 年在深圳证券交易所上市的公司作为研究对象,并进行以下数据筛选:①剔除金融行业的上市公司;②排除被标记为 ST、*ST、PT 的公司;③剔除资产负债率异常(小于 0 或大于 1)的企业;④剔除含有变量缺失的样本。同时,为消除极端值的影响,对所有连续变量进行 1% 的缩尾处理。经过处理后共得到 6 310 个样本,数据处理采用 EXCEL 和 STATA17 完成。

企业专利数量和研发投入的数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),企业财务数据来自 WIND 资讯数据库,信息披露质量数据通过整理深圳证券交易所官方网站发布的《信息披露考评》报

告获得。企业业财融合数据来自上市公司年报中“管理层讨论与分析”部分。

2.2 变量及模型设计

(1)公司创新效率(IE)。在目前的文献中,有两种衡量公司创新的方法。第 1 种是投入法,即用企业投入资金(Rd)来衡量企业的创新活动,因为创新活动必然需要大量的人力资源和支持资本。第 2 种是效率法,即通过计算公式 $Eff = Grant/Rd$ 来衡量企业的创新效率, Eff 为企业创新效率, Grant 为企业创新产出, Rd 为公司在研发上的投入。然而,创新资源投入与创新成果产出的综合体现,能够更全面地衡量企业的创新能力。因此,根据姚立杰和周颖^[14]的观点,用企业在 $t+1$ 年专利授权量的对数与 t 年研发产出的对数之比来衡量企业的创新效率。由于研发开始与专利授权之间存在时滞,因此采用时滞期内的专利授权量。

(2)信息披露质量(DIS)。现阶段,深圳证券交易所发布的上市公司信息披露质量评级已被国内的学者广泛采纳作为他们的研究参考,深交所的评估体系已经全方位地涵盖了信息披露质量的所有评价方面。因此,借鉴卜君和孙光国^[17]的方法,选择深圳证券交易所发布的上市公司信息披露质量评级作为评估标准。深交所对上市公司的信息披露质量进行了 A、B、C、D 4 个级别的划分,等级越高,意味着该公司的信息披露质量越出色。为了进行量化的分析,为信息披露质量的 4 个不同级别分别分配了 4、3、2、1 的分数,分数越高,则意味着企业在信息披露质量方面表现得越出色。

(3)业财融合(BFII)。参考张斌和林舒仪^[8]的研究,以上市公司年度报表中的管理层探讨与分析(management discussion and analysis, MD&A)来构建业财融合变量,通过文本分析方法,识别企业年度报告中关于管理层讨论与分析(MD&A)的部分,以便评估企业是否已经进行了业务与财务的整合。具体操作步骤包括:首先下载公司的年报,然后采用文本识别方法来提取股票的代码和报告的发布年份;接着识别并转换报告中的表格数据为文本格式,并去除页眉、目录等非内容性格式化文本;之后,对 MD&A 部分进行文本分析,并随机选取样本进行人工复核,以确保段落提取的准确性;最后,通过人工识别 MD&A 中的关键词,判断企业是否采纳了业财融合的做法。若企业在研究年度内实施了业财融合,则将业财融合指标(BFII)标记为 1;若未实施,则标记为 0。

综合以往企业价值影响因素相关研究,对可能影响创新效率的其他因素进行了控制,具体包括企业成立年限(age)、固定资产密集度(PPE)、资产负债率(Lev)、资产收益率(Roa)、资本支出(Capex)、托宾 Q 值(TQ)。变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量性质	变量名称	变量定义
被解释变量	企业创新效率(IE)	第 $t+1$ 年企业专利授予数量的对数值与第 t 年研发投入的对数值的比值来衡量企业的创新效率
中介变量	信息披露质量(DIS)	深圳证券交易所公布的信息披露评级 A、B、C、D,分别赋值 4、3、2、1
解释变量	业财融合(BFII)	对企业年报中 MD&A (管理层讨论与分析)进行文本识别来判断企业是否采用了业财融合
控制变量	企业成立年限 (age)	成立年限的自然对数
	固定资产密集度 (PPE)	固定资产/总资产
	资产负债率 (Lev)	负债/总资产
	资产收益率 (Roa)	净利润/总资产
	资本支出 (Capex)	资本支出/总资产
	托宾 Q 值 (TQ)	市值/总资产

基于假设,构建如下中介效应模型:

$$IE_{i,t+1} = \delta_0 + \delta_1 BFII_{i,t} + \delta_2 age_{i,t} + \delta_3 PPE_{i,t} + \delta_4 Lev_{i,t} + \delta_5 Roa_{i,t} + \delta_6 Capex_{i,t} + \delta_7 TQ_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \rho_{i,t} \quad (1)$$

$$DIS_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BFII_{i,t} + \alpha_2 age_{i,t} + \alpha_3 PPE_{i,t} + \alpha_4 Lev_{i,t} + \alpha_5 Roa_{i,t} + \alpha_6 Capex_{i,t} + \alpha_7 TQ_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \mu_{i,t} \quad (2)$$

$$IE_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 BFII_{i,t} + \gamma_2 DIS_{i,t} + \gamma_3 age_{i,t} + \gamma_4 PPE_{i,t} + \gamma_5 Lev_{i,t} + \gamma_6 Roa_{i,t} + \gamma_7 Capex_{i,t} + \gamma_8 TQ_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \pi_{i,t} \quad (3)$$

式中: δ_0 、 α_0 、 γ_0 为常数项; $\delta_1 \sim \delta_7$ 、 $\alpha_1 \sim \alpha_7$ 、 $\gamma_1 \sim \gamma_8$ 为回归系数;Year、Industry 分别为年份和行业固定效应; $\rho_{i,t}$ 、 $\mu_{i,t}$ 、 $\pi_{i,t}$ 为扰动项。

模型(1)用来验证业财融合对企业创新效率的影响;模型(2)参考了温忠麟和叶宝娟^[18]提出的因果逐步回归改进方法用来检验业财融合对信息披露质量的直接效应,及业财融合是否能显著提高上市公司信息披露质量;模型(3)用来检验解释变量 BFII 与中介变量 DIS 对被解释变量 IE 的效应,即业财融合与信息披露质量同时对企业创新效率的作用。

3 实证分析

3.1 变量描述性统计

表 2 提供了研究样本的变量描述性统计信息。企业创新效率(IE)的统计数据显示,最大值为 0.396,最小值为 0.000,揭示了样本企业间在创新效率上存在显著差异。该变量的平均值为 0.187,标准差为 0.108,表明样本企业整体上展现出较高的创新效率水平;业财融合(BFII)作为解释变量,其最大值为 1.000,最小值为 0.000,反映出样本企业在业财融合实践上的多样性和不平衡性。该变量的平均值为 0.021,标准差为 0.143,指出整体而言,企业在业财融合方面的表现尚有较大的提升空间;信息披露质量(DIS)作为中介变量,其数值范围为 1~4,平均值为 3.048,标准差为 0.603,说明尽管部分企业在信息披露方面表现良好,但整体水平仍有待提高,且企业间在信息披露质量上的差异较为显著;进一步观察其他控制变量,资产负债率(Lev)、固定资产密集度(PPE)和资产收益率(Roa)表现出较为明显的分布差异,这可能与不同企业的财务结构和运营效率有关。相对而言,资本支出(Capex)、托宾 Q 值(TQ)和企业成立年限(age)的变异性较小,表明这些变量在样本企业中相对稳定。通过对样本数据的描述性统计和分析,为进一步的回归分析和假设检验奠定了基础。

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	平均值	最小值	最大值	标准差
IE	6 310	0.187	0.000	0.396	0.108
BFII	6 310	0.021	0.000	1.000	0.143
DIS	6 310	3.048	1.000	4.000	0.603
age	6 310	3.013	2.303	3.638	0.262
PPE	6 310	0.185	0.004	0.615	0.133
Lev	6 310	0.407	0.069	0.874	0.187
Roa	6 310	0.044	-0.306	0.275	0.088
Capex	6 310	0.046	0.001	0.213	0.042
TQ	6 310	1.991	0.198	9.770	1.662

3.2 相关性分析

相关性分析是探究变量间关系的初步统计方法,尽管其系数能揭示变量间的正负关联方向,但应注意其局限性——相关性并不意味着因果性。通过计算样本间各变量的相关系数,旨在初步了解业财融合(BFII)、信息披露质量(DIS)与企业创新效率(IE)之间的关系。

表 3 展示了变量间的相关系数。首先,企业创新效率(IE)与业财融合(BFII)之间的相关系数为

表 3 相关性检验结果

变量	IE	BFII	DIS	age	PPE	Lev	Roa	Capex	TQ
IE	1								
BFII	0.020***	1							
DIS	0.141***	0.060***	1						
age	-0.034***	0.039***	0.018	1					
PPE	0.095***	-0.017	0.002	0.100***	1				
Lev	0.043***	0.042***	-0.118***	0.108***	0.083***	1			
Roa	0.108***	0.003	0.372***	-0.017	0.027**	-0.280***	1		
Capex	0.107***	-0.005	0.147***	-0.091***	0.305***	0.006	0.171***	1	
TQ	-0.057***	-0.010	0.118***	-0.169***	-0.163***	-0.399***	0.274***	0.094***	1

注:**、***分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 。

0.020,表明两者之间存在轻微的正相关关系。这一发现与假设 H1 相符,即业财融合可能促进企业创新效率的提高。其次,业财融合(BFII)与信息披露质量(DIS)之间的相关系数为 0.060,同样呈现正相关,这与假设 H2 一致,表明业财融合可能提升企业的信息披露质量。值得注意的是,尽管相关系数为正,但业财融合(BFII)与企业创新效率(IE)之间的相关性较弱,这暗示可能存在其他中介变量或调节变量影响这一关系。信息披露质量(DIS)与业财融合(BFII)之间的相关性较强,表明信息披露质量可能是业财融合与企业创新效率之间的一个有效中介。相关性分析结果为后续的回归分析提供了基础,但需要进一步的实证检验来确认这些关系的稳健性和潜在的因果机制。

3.3 基础回归分析

3.3.1 业财融合与企业创新效率

基于上文对业财融合(BFII)对企业创新效率(IE)影响的理论研究,构建了行业时间双向固定效应回归模型,以企业的创新效率作为解释变量,以业财融合作为解释变量,其目标是验证假设 H1。表 4 中列(1)用来证明,在没有控制变量下,业务与财务整合如何影响公司的创新效率的一个基线回归分析。列(2)是论证在加入企业特征控制变量下,业财融合对企业创新效率影响的实证结果。

业财融合对企业创新效率影响的基准回归结果显示,模型中调整的 R^2 为 0.126,该结果表明模型结果具有线性关系。为了使得模型结果避免异方差等问题,本文选择加入聚类稳健性。从结果可得,业财融合对企业创新效率的回归系数均为正数,同时在 1%统计显著性水平下显著,该结果说明业财融合的上升有助于提升企业创新效率。在加入控制变量下,业财融合对企业创新效率影响的回归结果显示,业财融合对企业创新效率的回归系数是 0.0206,同时在 5%统计显著性水平下显著。该

表 4 业财融合对企业创新效率影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)
	IE	IE
BFII	0.0238*** (2.7691)	0.0206** (2.4142)
age		-0.0157*** (-2.9739)
PPE		-0.0227** (-1.9748)
Lev		0.0368*** (4.5713)
Roa		0.1293*** (7.9195)
Capex		0.1423*** (4.3911)
TQ		-0.0062*** (-6.8984)
常数项	0.1308*** (9.7910)	0.1611*** (7.7136)
Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
样本数	6310	6310
adj. R^2	0.126	0.146

注:**、***分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$;括号内为 t 值。

结果也表明业财融合对企业创新效率具有正向关系,进一步验证了假设 H1。

3.3.2 影响机制

为了详细论证信息披露质量对企业创新效率的中介效应影响,构建了多元回归模型,其中企业创新效率作为被解释变量,业财融合作为解释变量,以及信息披露质量作为中介变量。为了解决异方差带来的不良的影响,选择稳健标准误来处理由异方差引发的问题。表 5 详细描述了所用模型的回归结果,从列(3)可以看出,业财融合(BFII)的系数为 0.0206,且显著为正,符合中介效应的理论预期。随后进入第 2 步分析,列(4)显示 BFII 的系数为 0.2250,而列(5)中信息披露质量(DIS)的系数为 0.0203,两者均显著,表明存在显著的间接效应,间接效应大小约为 $0.2250 \times 0.0203 = 0.0046$,直接跳到第 4 步。列(5)中 BFII 系数为 0.0160,这意味着其直接效应是显著的,并且信息披露的质量并不是唯一的中介变量。直接效应的数值为 0.0160,这与间接效应的符号是一致的,因此可以断定这种中介效应是部分中介效应,这进一步验证了假设 H2。

表 5 业财融合对企业创新效率影响的中介效应回归结果

变量	(3)	(4)	(5)
	IE	DIS	IE
BFII	0.020 6** (2.414 2)	0.225 0*** (4.741 8)	0.016 0* (1.874 4)
DIS			0.020 3*** (8.704 0)
age	-0.015 7*** (-2.973 9)	0.051 7* (1.782 2)	-0.016 8*** (-3.205 6)
PPE	-0.022 7** (-1.974 8)	-0.232 3*** (-3.635 4)	-0.018 0 (-1.563 9)
Lev	0.036 8*** (4.571 3)	-0.076 9* (-1.686 0)	0.038 4*** (4.812 6)
Roa	0.129 3*** (7.919 5)	2.399 8*** (24.511 8)	0.080 5*** (4.666 6)
Capex	0.142 3*** (4.391 1)	1.445 9*** (8.307 4)	0.112 9*** (3.499 3)
TQ	-0.006 2*** (-6.898 4)	-0.000 9 (-0.170 4)	-0.006 2*** (-6.973 5)
常数项	0.161 1*** (7.713 6)	2.695 3*** (22.371 4)	0.106 3*** (4.938 1)
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
样本数	6 310	6 310	6 310
adj. R ²	0.146	0.156	0.157

注: *、**、***分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 值。

3.4 稳健性检验

3.4.1 内生性检验

考虑到潜在的内生性问题,可能导致结果有很大偏差,为应对可能影响结果准确性的内生性问题,借鉴谢德仁等^[19]的研究,采用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)来降低这一问题的干扰。将控企业创新效率作为因变量,将企业成立年限、固定资产密集度、资产负债率、资产收益率、资本支出、托宾 Q 值作为协变量,采用一对一最近邻匹配。进一步基于匹配后的样本,对变量之间的关系重新检验,结果见表 6,业财融合 BFII 对企业创新效率的回归系数是 0.043 2,同时在 1% 统计显著性水平下显著,研究结论具有一定的可信度。

3.4.2 替换被解释变量

为了确保回归分析结果的准确性,采用替代被解释变量的评估方法进行验证。借鉴姚立杰和周颖^[14]的方法,对创新效率采用当年专利授权数量的对数与当年及前一年研发投入总和的对数之比作为创新效率的衡量指标,而其他变量保持不变。经过重新回归分析,所得数据在表 7 及表 8 中得以呈现。通过分析可知,系数和显著性水平与前面的研究成果吻合,所提出的假设都成功通过了稳健性检测。

表 6 倾向得分匹配后回归结果

变量	IE
BFII	0.043 2*** (3.126 8)
age	0.017 8 (0.646 4)
PPE	-0.112 5* (-1.693 2)
Lev	0.096 6** (2.036 0)
Roa	0.114 8 (1.096 4)
Capex	0.094 8 (0.499 1)
TQ	0.001 3 (0.315 3)
常数项	-0.098 5 (-0.954 6)
Year	Yes
Industry	Yes
样本数	261
adj. R ²	0.238

注: *、**、***分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 值。

表 7 替换被解释变量后回归结果

变量	(1)	(2)
	IE2	IE2
BFII	0.023 3*** (2.768 9)	0.020 2** (2.418 7)
age		-0.014 7*** (-2.874 0)
PPE		-0.022 4** (-2.007 9)
Lev		0.035 2*** (4.520 5)
Roa		0.122 4*** (7.755 8)
Capex		0.136 0*** (4.334 0)
TQ		-0.006 1*** (-7.051 6)
常数项	0.124 6*** (9.657 7)	0.152 8*** (7.571 7)
Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
样本数	6 310	6 310
adj. R ²	0.126	0.146

注: *、**、***分别表示 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 值。

表 8 替换被解释变量后中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	IE ²	DIS	IE ²
BFII	0.020 2** (2.418 7)	0.225 0*** (4.741 8)	0.015 7* (1.879 7)
age	-0.014 7*** (-2.874 0)	0.051 7* (1.782 2)	-0.015 7*** (-3.107 2)
PPE	-0.022 4** (-2.007 9)	-0.232 3*** (-3.635 4)	-0.017 8 (-1.593 6)
Lev	0.035 2*** (4.520 5)	-0.076 9* (-1.686 0)	0.036 7*** (4.763 2)
Roa	0.122 4*** (7.755 8)	2.399 8*** (24.511 8)	0.074 8*** (4.487 6)
Capex	0.136 0*** (4.334 0)	1.445 9*** (8.307 4)	0.107 3*** (3.435 4)
TQ	-0.006 1*** (-7.051 6)	-0.000 9 (-0.170 4)	-0.006 1*** (-7.129 0)
DIS			0.019 8*** (8.753 8)
常数项	0.152 8*** (7.571 7)	2.695 3*** (22.371 4)	0.099 3*** (4.773 4)
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
样本数	6 310	6 310	6 310
adj. R ²	0.146	0.156	0.156

注: *、**、***分别表示 $P < 0.1$ 、 $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$; 括号内为 t 值。

4 研究结论与建议

业财融合通过整合业务与财务流程,对企业创新效率产生了显著的正向影响。这一发现强调了在数字化转型背景下,企业实行业财融合,有助于企业资源的优化配置和决策效率提升,对于激发企业创新活力和提升创新效率具有重要作用。此外,本文还发现信息披露质量在业财融合与企业创新效率之间起到了部分中介作用。这一发现强调了透明度和信息质量在企业创新过程中的关键角色,高质量的信息披露有助于减少信息不对称,增强市场信任,吸引投资,进而促进企业创新效率的提升。

基于以上研究结论,对于企业而言,应积极探索业财融合的实践路径,如通过数字化转型加强业务与财务的整合,同时提升信息披露的质量和透明度,建立更为开放和透明的企业文化,以吸引投资和促进创新;对于监管机构,建议加强企业信息披露的规范性和质量监督,为业财融合提供政策支持,如制定指导原则、提供培训和技术支持,以促进企业创新;对于政策制定者,需要认识到业财融合和信息披露质量在促进企业创新中的关键作用,并通过制定相应的激励机制和政策措施,激发企业的创新潜力,增强市场活力。通过上述多方面的协同合作,业财融合不仅能够为上市公司带来创新发展的新机遇,显著提升企业的创新效率,还能够在全球市场中提升中国企业的竞争力。

参考文献

- [1] 封金丹. 内部控制有效性对企业创新效率的影响研究[D]. 西安: 西安理工大学, 2022.
- [2] 李博雅, 陶杰. 员工持股计划与高新技术企业创新效率关系研究[J]. 科技和产业, 2021, 21(10): 271-279.
- [3] 景宏军, 李贺, 马诗芮. 财税支持、企业创新与民营企业高质量发展[J]. 商业研究, 2024(4): 57-64.

- [4] 杨柳, 唐亮东. 大数据视角下我国蔗糖产业技术创新效率评价及其创新效率提升策略[J]. 现代工业经济和信息化, 2024, 14(5): 28-31.
- [5] 曹宏伟. 企业财务成本管理与内部控制思路探究[J]. 财会学习, 2024(3): 167-169.
- [6] 符颖. 业财融合对连锁零售企业数字运营的促进作用分析[J]. 现代商业, 2024(7): 185-188.
- [7] 秦荣生. 企业实行业财融合的困境分析、现实意义及实现路径[J]. 财务研究, 2023(6): 24-29.
- [8] 张斌, 林舒仪. CFO行业背景、业财融合与企业创新[J]. 现代经济探讨, 2022(10): 105-114.
- [9] 陈水应. 业财融合视角下民营企业资金管理的优化策略探析[J]. 金融客, 2024(2): 54-56.
- [10] MCAFEE A, BRYNJOLFSSON E, DAVENPORT T H. Big data: the management revolution[J]. Harvard Business Review, 2012(10): 60-68.
- [11] JENSEN M C, MECKLING W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership[J]. Structure Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [12] 张月玲, 周娜. 内部控制、审计监督与会计信息披露质量[J]. 财会通讯, 2020(9): 11-16.
- [13] 田纪文. 分析师报告中的创新相关信息与公司创新绩效: 基于文本分析的证据[J]. 会计之友, 2023(21): 124-131.
- [14] 姚立杰, 周颖. 管理层能力、创新水平与创新效率[J]. 会计研究, 2018(6): 70-77.
- [15] 郭晓艳. 控股股东股权质押、信息披露质量与企业创新效率[D]. 太原: 山西财经大学, 2023.
- [16] 时润苗, 崔运伍. 能源行业 ESG 信息披露经济后果探究[J]. 合作经济与科技, 2024(21): 136-138.
- [17] 卜君, 孙光国. 董事会秘书身份定位与职责履行: 基于信息披露质量的经验证据[J]. 会计研究, 2018(12): 26-33.
- [18] 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.
- [19] 谢德仁, 郑登津, 崔宸瑜. 控股股东股权质押是潜在的“地雷”吗? 基于股价崩盘风险视角的研究[J]. 管理世界, 2016, 32(5): 128-140, 188.

Integration of Business and Finance on Enterprise Innovation Efficiency: Mediating Effect of Quality of Information Disclosure

LIU Hui, PENG Xiaotong, CHEN Yuchen

(School of Economics and Management, Baoji University of Arts and Sciences, Baoji 721013, Shaanxi, China)

Abstract: Taking the companies listed on the Shenzhen Stock Exchange from 2018 to 2022 as research objects, a two-way fixed-effects model was constructed to explore the relationship between IBF, quality of information disclosure and enterprise innovation efficiency through empirical analysis, and the main research hypotheses were tested for robustness. It is found that the implementation of IBF can significantly enhance the innovation efficiency of enterprises, and the quality of information disclosure plays a partial mediating role between IBF and enterprise innovation efficiency. The study provides a new perspective for understanding the association mechanism between IBF and enterprise innovation efficiency, which is of theoretical and practical significance for promoting enterprise innovation development.

Keywords: the integration of business and finance; quality of information disclosure; enterprise innovation efficiency; mediating effect