

数字化转型赋能企业高质量发展的实证研究

张兴亮, 范思佳

(南京审计大学 会计学院, 江苏 南京 211815)

摘要:为了探讨数字化转型如何赋能企业高质量发展,利用中国A股上市公司的数据,以企业创新水平和绿色发展水平衡量企业高质量发展,采用文本分析法衡量企业数字化转型程度,通过多元回归模型和中介效应模型,实证考察数字化转型对企业高质量发展的赋能效果和赋能机制,并采用无形资产明细项目中与数字化相关的资产占无形资产总额的比重重新度量数字化转型、排除反向因果关系以及采用Bootstrap检验等进行稳健性检验。研究认为,数字化转型可以提升企业的创新水平和绿色发展水平,有显著的赋能效果;数字化转型会加大企业对高水平劳动者的需求,实现人力资本结构的优化,从而提升企业的创新水平;数字化转型也能提高企业环境信息披露质量,提升企业声誉,促进企业加入绿色投入,从而提升企业绿色发展水平,也能使企业获得更多的绿色发展市场资源,最终提升企业绿色发展水平。研究表明,政府部门应当引导市场资源投资于数字基础设施建设,夯实企业数字化转型的基础,同时培育数字化领军企业,形成示范效应,通过企业的数字化转型和高质量发展实现经济的高质量发展。

关键词:数字化转型;企业创新;ESG;人力资本结构;环境信息披露质量

中图分类号:F275.5

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2023)06-0048-12

收稿日期:2023-09-01

基金项目:国家社会科学基金项目(19BGL063)

作者简介:张兴亮(1976-),男,江苏邳州人,教授,管理学博士。

通讯作者:范思佳(1999-),女,江苏扬州人,管理学硕士研究生。

Empirical study on digital transformation empower enterprises to achieve high-quality development

ZHANG Xingliang, FAN Sijia

(School of Accounting, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, Jiangsu, China)

Abstract: To investigate how digital transformation empowers enterprises to achieve high-quality development, this paper analyzes data from China's A-share listed companies. Our focus lies in gauging this development through corporate innovation and eco-friendly initiatives. Employing text analysis, we measure the extent of corporate digital transformation. Using a multiple regression model and an intermediary effect model, we empirically scrutinize how digital transformation empowers and the mechanisms it employs to facilitate enterprises' high-quality development. Furthermore, we recalibrate the measurement of digital transformation by considering the proportion of digital-related assets in the total intangible assets, excluding reverse causality, and conducting robustness testing using Bootstrap tests. Our research posits that digital transformation substantially enhances innovation and eco-friendly practices within enterprises, and significantly empowers these areas. Moreover, digital transformation augments the demand for highly skilled workers, optimizing the human capital structure, and consequently elevating corporate innovation levels. Additionally, it enhances corporate environmental information disclosure, thereby bolstering corporate reputation and fostering eco-conscious investments. This, in turn, elevates the level of eco-friendly development within enterprises. Furthermore, it facilitates enterprises in securing additional resources in the green development market, ultimately uplifting their eco-friendly developmental levels. Our findings indicate that government entities should steer market resources towards digital infrastructure construction. This serves to establish a robust foundation for enterprises' digital transformation. Simultaneously, fostering digital frontrunners creates a demonstrative effect, leading to high-quality economic development through the digital transformation of enterprises.

Key words: digital transformation; corporate innovation; ESG; human capital structure; quality of environmental information disclosure

随着我国进入新发展阶段,实现高质量发展成为今后经济发展的重大战略方向^[1]。党的二十大报告提出“加快构建新发展格局,着力推动高质量发展”,对于经济发展而言,实现经济的高质量发展必须夯实企业高质量发展这个微观基础^[2]。“十四五”规划纲要提出“促进数字技术与实体经济深度融合,赋能传统产业转型升级”,这一规划使得企业的数字化转型成为被关注的焦点问题^[3]。在以上制度背景下,探讨企业数字化转型在多大程度上赋能企业高质量发展以及如何赋能企业高质量发展,有利于从微观视角深刻地理解数字化转型对企业高质量发展的驱动机理,从而为进一步完善企业高质量发展相关机制提供决策依据。

鉴于此,本文研究数字化转型对企业高质量发展的赋能效果和赋能机理。以企业创新水平和绿色发展水平衡量企业高质量发展,采用文本分析法度量企业数字化转型程度,研究发现数字化转型能够显著提高企业创新水平和提升企业绿色发展水平,具有显著的赋能效果。采用中介效应的赋能机制检验结果表明,数字化转型将使企业对劳动者的质量要求更高,因此可以优化人力资本结构,提升企业的创新水平;数字化转型也能提高企业环境信息披露质量,这一方面会提升企业声誉,促进企业加大绿色投入,从而提升绿色发展水平,另一方面能使企业获得更多的绿色发展市场资源,最终提升绿色发展水平。

本文可能的贡献在于:一是将“人力资本结构”“环境信息披露质量”作为中介变量进行赋能机制识别检验,厘清了数字化转型

对企业创新水平和绿色发展水平的赋能路径,为进一步理解和评估数字化转型如何赋能企业高质量发展提供直接证据。二是现有文献对于微观企业数字化转型与绿色发展之间的关系缺乏足够的关注,本文丰富了数字化转型微观经济后果的研究文献,并进一步拓展了企业绿色发展影响因素这一问题的研究,对如何加快企业绿色发展有一定的参考价值。

一、理论分析与研究假说

数字化转型是指企业将大数据看作一种新型生产驱动力,积极地融入到新一代核心技术与实体经济发展中,以此来促进企业的高质量成长和可持续发展^[4]。对于企业而言,数字化转型一方面可以通过影响人力资本结构,如数字人才、高技能员工的需求增加等,作用于企业创新活动;另一方面也可以通过影响社会责任信息传递的速度、渠道及质量,进而作用于企业的绿色发展。本文从企业的人力资本结构、环境信息披露质量这两个角度阐述数字化转型对企业高质量发展的赋能机制。

(一) 数字化转型、人力资本结构与企业创新发展

经济学理论中,劳动力被视为影响经济发展增速的重要要素,其在内生增长等理论模型中也被认为具有重要价值。对于企业而言,人力资本能够在实施企业战略、提升企业核心竞争力等方面均起到重要作用,属于企业中的关键资源。人力资本具体被划分两类

结构,包括职工素质和职能结构^[5],企业员工素质和职能结构的高级化往往被看作是一个企业转型升级的主要标志,而数字化技术的变革将会使企业的人力资本结构得以优化。

具体地,数字化转型对企业人力资本结构的优化主要通过3个路径实现:一是根据员工组织匹配理论,具备相匹配的高素质劳动力是推动企业数字化转型的关键要素之一,这将在很大程度上促使企业人力资本结构优化升级^[6]。为实现数字化变革,企业一方面需要优化升级相关的数字资产、硬件设施,另一方面需要依靠企业在员工知识技能培训等方面的人力资本投入。二是数字化转型可能会带来企业内部资源的有效分配、组织重构、业务转型等^[7],这将引起企业内人力资本结构的优化,例如企业研发部门会提高对从事研发管理职工的素质要求;企业需招聘高技能工程师来对一些先进设备和办公软件进行安装调试工作^[8]。三是伴随着数字化变革带来的智能化发展,企业会降低对低技能劳动者的需求,例如一些常规性、重复性高的岗位会被相关技术应用所替代^[9],由此企业人力资本结构因内部高技能劳动力所占比例的上升而实现优化升级。现有学者也将人工智能、区块链等新一代数字核心技术所带来的劳动力替代作用纳入了研究范围,并指出随着数字经济的发展,企业的生产和管理流程都将实现自动化,在一些岗位上会实现人工智能对劳动力的替代^[10],通过挤出一些技术含量不高的劳动力实现人力资本结构的优化^[11]。

数字化转型对企业人力资本的优化会促进企业创新,因为人力资本是企业创新中最关键的因素。何菊莲等认为人力资本是企业开展创新活动的前提,人力资本的优化能够促进企业提升创新成果及效率^[12];孙文杰等发现人力资本积累与中国大中小型企业技术创新效率之间存在正向关系^[13]。同时,扩大人力资本的规模对产业创新绩效的提升存在显著的正向影响^[14];也有学者研究发现人力资本投入对区域技术创新研发绩效具有明显的推动作用^[15]。此外,人力资本结构的不断优化不仅给企业带来直接的技术扩散效应,促进创新成果的产出^[16],专业化的人力资本还被视为企业的核心竞争力,向外界传达企业未来发展趋势良好的信号^[17],有助于提升投资者对企业未来发展的信心,一定程度上能够减小外部融资约束。同时,高素质的劳动力所带来的社会网络关系能够产生资源效应,在信息、资金等方面支持企业的创新活动^[18]。由此,本文提出第一个假设:

H1:数字化转型通过优化人力资本结构提升企业创新水平。

(二) 数字化转型、环境信息披露质量与企业绿色发展

自2003年以来,中国政府出台了多项有关企业披露环境信息的政策要求,然而实际上大多数企业无法按时定期且完整地对环境信息进行披露。党的二十大报告提出,加速推进绿色发展、重视环境整治等战略性环境治理要求,传达出政府致力于推动绿色发展的决心^[19]。

数字化转型会提升企业环境信息披露质

量。一方面,基于人工智能、区块链等新一代数字核心技术,信息传播速度得以加快,且信息渠道得以拓宽,促使企业环境信息披露实现公开化和透明化,更加及时且有效地履行社会责任^[20],同时,数字化技术为企业内部和外部进行信息交流提供了所需平台,实现了对资源、信息的有效配置和集成,提升了信息披露的充分性^[1]。另一方面,随着数字化转型的不断深入,企业管理也迎来了变革,例如信息管理系统这样的数字化平台,可以将企业的业务场景数据化,并在此基础上建立实时的监督机制,这样企业的经营、管理及决策流程会更加透明化,同时也会对管理层谋求私利的行为进行约束,压缩了管理层做出非理性行为的空间,由此内部治理得以更好地发展,且信息披露质量也得以提高。

数字化转型对企业环境信息披露的促进,最终会作用于企业绿色发展,提升企业绿色发展水平。根据信号传递理论,企业内部与外部之间在环境信息方面有较多的信息不对等,而企业披露环境信息在一定程度上缓解了企业内部与外部的信息不对等,同时也是促使企业承担社会责任、治理污染的有效方式,因为环境信息披露有助于外部环境监督和对企业信息披露进行评级,这会影响企业形象,将倒逼企业将社会责任与企业利益联系起来^[21]。具体地,企业如果愿意自发地进行信息披露,那将被视为一种信号传递,当行业竞争较为激烈,外部对企业社会责任表现的评价影响到企业声誉与价值时,环境信息披露这一行为能够使该类企业区别于社会责任履行不足的企业^[22],通过改善利益相关

者获取信息的不对称性,外部利益相关者可以获得到有关企业环保措施更加全面的数据信息,由此督促企业承担社会责任^[23],主动参与环境治理。

进一步地,根据合法性管理理论,信息披露是企业管理自身合法性的工具,企业一般通过增加社会对自身的认识和了解来维持合法性,由于一个企业的环境表现往往能代表其社会形象,由此,为了维持自身合法性,企业可能通过披露环境信息来管理社会对企业环境表现的认识。同时,企业通过传达出企业环保理念强的正向信号来吸引投资者关注^[24],进而缓解融资约束问题,为企业绿色发展带来更多的市场资源。此外,环境信息披露体现企业绿色发展自信^[25],有助于企业构建或融入强势绿色供应链,开拓市场,以及与优秀企业合作,持续提升企业核心竞争力^[26];企业通过提高碳信息披露质量,不仅使得信息更透明化,还能提高节能减排改革的效率^[27],从而助力企业绿色发展。

综上,数字化转型能提高企业环境信息披露质量,这会提升企业声誉,倒逼企业加大绿色投入,从而提升绿色发展水平,还能使企业获得更多的绿色发展市场资源,从而最终提升绿色发展水平。基于以上分析,提出以下假设:

H2:数字化转型通过提高环境信息披露质量提升企业绿色发展水平。

二、研究设计

(一) 样本与数据来源

考虑到中国企业会计准则于2006年发

生重大变更并从2007年开始实施,同时也考虑到研究所需要的数据如专利申请数量等只能获得至2021年的数据,因此,本文选取2007—2021年上市公司数据作为初始样本,为了保证数据的完整性、准确性,对其做出以下处理:(1)剔除样本期间被ST、*ST、PT的公司,避免由于某些公司财务数据异常而导致研究结果受到影响;(2)剔除金融类等特殊行业上市公司;(3)剔除数据缺失的样本;最终得到13 866个观测值。本文所使用的数据来源于Wind数据库、CSMAR数据库、CNRDS数据库以及上市公司年度报告。由于数据存在一些极端异常值,本文针对连续变量的1%和99%分位进行缩尾处理,数据及分析使用Excel及Stata 16.0软件。

(二)变量说明

1. 被解释变量

(1)企业创新水平(P)。常见的企业创新测度指标有研发支出、专利申请数、专利授予数、研发人员数量等。相对而言,企业专利的申请和授予数据需要经过科学、严谨的审批程序,因而数据可靠性较高,而且比较容易获得。考虑到企业获得专利授权的周期较长,时间上存在一定滞后性,本文使用CNRDS数据库的专利申请数量之和的自然对数来衡量企业创新。专利申请数量是最常用且具有较强代表性的指标,能在很大程度上反映企业创新水平。

(2)企业绿色发展水平(E)。本文借鉴陈国生等学者的研究,以企业ESG表现作为企业绿色发展代理变量^[28],ESG指标由三方面构成:环境、社会责任和公司治理,该指标

被视为企业绿色投资和责任投资的体现。具体地,本文采用来自Wind数据库的华证ESG评级数据衡量企业绿色发展水平。

2. 解释变量

本文的解释变量是数字化转型(D)。借鉴吴非等学者的衡量思路,通过对上市公司定期报告进行文本信息挖掘,统计出数字化相关的分类指标出现的频数(分类指标包括:人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术以及数字技术运用),然后对其取对数以度量企业数字化水平^[29],该值越大,说明企业的数字化转型程度越高。

3. 中介变量

(1)人力资本结构(ST)。借鉴赵灿等的研究,本文基于员工受教育的程度来衡量人力资本结构,按照受教育程度区分人力资本,将受教育程度为研究生及以上学历的员工归类为高技能劳动者^[3],然后计算企业员工中受教育水平为研究生及以上的人数占员工总人数的比重衡量人力资本结构,这一比重的增加意味着人力资本的升级。

(2)环境信息披露质量(ED)。参照孔东民等学者对环境信息披露质量的衡量方法,本文主要从环境信息披露方式、环境治理方式、环境监管与认证、环境业绩与管理、环境负债5个披露类型来对各部分指标进行赋分评价,具体而言,若企业涉及定量披露,赋2分,若涉及定性披露则被赋1分,没有披露任何环境信息的企业则赋0分,然后根据各指标的计分加总得出环境信息披露变量,并且将其视为环境信息披露质量的代理指标^[30]。

4. 控制变量

参考目前的文献,本文设计的控制变量包括:公司规模(S)、资产负债率(L)、总资产净利润率(R)、现金流比率(C)、营业收入增长率(G)、固定资产占比(F)、股权制衡度(B)、托宾 Q 值(Q)、第一大股东持股比例(T)、股权性质(X)、公司成立年限(A)。

(三) 模型设计

本文采用以下中介效应模型对假设 1 和假设 2 进行实证检验,式(1)至式(3)依次称为基本模型、中介变量模型和中介效应模型

$$y_{i,t} = a_0 + \alpha_1 D_{i,t} + \delta_1 Control_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

式中:变量下标 i, t 分别表示企业和年份,被解释变量 $y_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 年的创新水平(P)或绿色发展水平(E); α_0 为截距项, α_1 、 δ_1 为相应变量的估计系数;核心解释变量 $D_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 年的数字化转型程度; $Control$ 为一系列控制变量; $Industry$ 和 $Year$ 分别表示行业固定效应和年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 代表随机扰动项。

$$Med_{i,t} = b_0 + \beta_1 D_{i,t} + \delta_2 Control_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

式中:中介变量 Med 为人力资本结构(ST)或环境信息披露质量(ED), b_0 为截距项, β_1 和 δ_2 为相应的变量估计系数。

$$y_{i,t} = c_0 + \varphi_1 D_{i,t} + \varphi_2 Med_{i,t} + \delta_3 Control_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

式中: c_0 为截距项, φ_1 和 φ_2 为相应变量的估计系数,其他变量定义与式(1)和式(2)中的变量一致。

三、实证研究

(一) 描述性统计

表 1 为主要变量的描述性统计结果。 P 的均值为 1.181,最小值为 0.000,最大值为 8.227,说明目前部分企业的创新水平较低,而且变量的最小值与最大值之间存在较大的差距,说明企业间的创新水平存在明显的差异。 E 的均值为 6.636,中位数为 6.000,差异不大,说明样本企业 ESG 表现基本呈正态分布。 D 的最大值和最小值分别是 4.934 和 0.000,说明研究样本中各上市公司的数字化转型程度存在明显差异。 ST 和 ED 的标准差分别为 5.734 和 6.731,说明样本企业的人力资本结构(研究生以上学历员工的比重)和环境信息披露质量呈现出较大差异,这为本文从人力资本结构和环境信息披露质量两个渠道研究数字化转型对企业高质量发展的赋能机制提供了较好的研究机会。

表 1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
P	13 866	1.181	1.388	0.000	0.693	8.227
E	13 866	6.636	1.100	4.000	6.000	9.000
D	13 866	1.479	1.425	0.000	1.099	4.934
ST	13 866	4.614	5.734	0.110	2.583	32.720
ED	13 866	7.524	6.731	1.000	5.000	28.000
S	13 866	22.330	1.335	20.030	22.130	26.430
L	13 866	0.419	0.205	0.053	0.411	0.887
R	13 866	0.048	0.060	-0.199	0.043	0.228
G	13 866	0.184	0.381	-0.481	0.121	2.402
T	13 866	0.352	0.150	0.090	0.334	0.750
X	13 866	0.364	0.481	0.000	0.000	1.000
C	13 866	0.049	0.066	-0.142	0.048	0.238
F	13 866	0.202	0.156	0.003	0.166	0.707
B	13 866	0.360	0.287	0.010	0.278	0.997
Q	13 866	2.004	1.225	0.856	1.606	7.941

(二) 基准检验

表 2 中(1)—(3)列报告了数字化转型对企业创新的赋能结果及机制。列(1)显示, D 的回归系数为 0.033,且在 1% 水平上显著,说明数字化转型对企业创新有显著促进作用,这从企业创新角度验证了数字化转型的赋能效果。列(2)显示数字化转型对企业人力资本水平的回归估计系数在 1% 水平上显著为正(0.076),说明企业数字化转型对于内部人力资本结构的升级存在正向的显著影响。列(3)中 D 的系数也都显著为正,且与列(1)中的系数相比较小,表明数字化转型对企业创新的促进作用部分是通过优化企业的人力资本结构实现的,由此假设 1 得以验证。

数字化转型赋能企业绿色发展的结果及机制如表 2 中(4)—(6)列所示。列(4)显示, D 的回归系数为 0.022,且在 1% 水平上显著,说明数字化转型有助于提升企业的 ESG 表现,这从企业绿色发展角度验证了数字化转型对企业的赋能效果。列(5)显示数字化转型对企业环境信息披露质量的影响在 5% 水平上显著为正(0.109),这意味着企业的数字化转型程度越高,环境信息披露质量越好,信息不对称问题越容易得到改善。将企业绿色发展变量和环境信息披露质量变量同时加入回归模型后的结果见列(6)所示, D 的回归系数在 1% 水平上显著为正,并且明显小于列(4)中的估计系数,说明企业数字化转型能够通过提高环境信息披露质量进而提高企业自身绿色发展水平,由此假设 2 得以验证。

表 2 基准检验结果

变量	人力资本结构			环境信息披露质量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	P	ST	P	E	ED	E
D	0.033 *** (0.010)	0.076 *** (0.028)	0.032 *** (0.010)	0.022 ** (0.010)	0.109 ** (0.053)	0.020 ** (0.010)
ST			0.012 *** (0.003)			
ED						0.014 *** (0.002)
S	0.076 *** (0.021)	0.416 *** (0.058)	0.072 *** (0.021)	0.182 *** (0.020)	0.754 *** (0.108)	0.171 *** (0.020)
L	0.055 (0.080)	-1.487 *** (0.227)	0.074 (0.080)	-0.547 *** (0.079)	-0.789 * (0.422)	-0.535 *** (0.079)
R	0.115 (0.167)	-0.555 (0.472)	0.124 (0.167)	0.646 *** (0.164)	0.407 (0.878)	0.641 *** (0.164)
C	-0.002 (0.125)	-0.381 (0.353)	0.002 (0.124)	-0.301 ** (0.123)	0.079 (0.656)	-0.304 ** (0.122)
G	-0.009 (0.018)	-0.081 (0.051)	-0.008 (0.018)	-0.059 *** (0.018)	-0.057 (0.095)	-0.058 *** (0.018)
F	-0.001 (0.103)	-1.818 *** (0.291)	0.021 (0.104)	0.035 (0.102)	2.445 *** (0.541)	0.001 (0.102)
B	-0.024 (0.059)	0.385 ** (0.166)	-0.028 (0.059)	0.107 * (0.058)	-0.414 (0.308)	0.113 * (0.058)
Q	-0.001 (0.008)	0.042 * (0.024)	-0.001 (0.008)	-0.000 (0.008)	0.076 * (0.044)	-0.001 (0.008)
T	0.186 (0.152)	1.493 *** (0.427)	0.170 (0.152)	0.480 *** (0.150)	-0.168 (0.794)	0.481 *** (0.149)
X	0.065 (0.058)	-0.137 (0.165)	0.067 (0.058)	0.057 (0.057)	-0.927 *** (0.307)	0.070 (0.057)
常数项	-1.000 ** (0.497)	-3.734 *** (1.316)	-0.953 * (0.497)	2.793 *** (0.489)	-5.145 ** (2.449)	2.876 *** (0.488)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.029	0.079	0.030	0.051	0.235	0.057
样本量	13 866	13 866	13 866	13 866	13 866	13 866

注:括号内是回归系数的标准误差,*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ (双尾)。

(三) 稳健性检验

1. 重新衡量数字化转型

本文借鉴何帆等学者对于企业数字化水平的衡量方式,基于公司报表附注中所披露的年末无形资产明细项目,采用其中数字化相关

资产占无形资产总额的比重来重新度量企业的数字化转型程度^[31]。具体地,当无形资产明细项目包含与数字化转型相关的项目时,例如有管理系统、软件、客户端等,将这些关键词视为与数字化相关的无形资产,然后汇总各企业同年度多项数字化相关无形资产数据并计算其占无形资产的比重,衡量企业数字化转型程度,用符号 D_a 表示。

表 3 报告了重新衡量数字化转型后对假设 1 和假设 2 的检验结果。结果显示,数字化转型(D_a)回归系数的符号、显著性与表 2 中的结果基本一致, ST 和 ED 的回归系数依然显著为正,表明中介效应仍然存在。以上结果表明,在重新衡量数字化转型后,实证结果依然支持假设 1 和假设 2。

2. 排除反向因果关系

鉴于数字化转型与企业创新水平、绿色发展水平之间可能存在反向因果关系,比如,创新多的企业可能数字化转型程度更高。因此,为了排除这种反向因果关系,本文参考池毛毛等学者的做法,将企业数字化转型提前一期(D_{-1})进行中介效应回归^[32],结果如表 4 所示,各变量回归系数的符号、显著性与表 2 和表 3 中的结果基本一致,说明排除反向因果关系后,假设 1 和假设 2 依然得到验证。

3. Bootstrap 检验

本文进一步通过 Bootstrap 抽样的区间估计法再次进行稳健性检验,具体地,对样本进行 1 000 次重复抽样,接着对抽中的样本进行检验。如表 5 中 A 组所示,数字化转型对企业创新的直接赋能效应和人力资本结构中介效应的 Bootstrap 95% 置信区间的上、

表 3 重新衡量数字化转型的检验结果

变量	人力资本结构			环境信息披露质量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	P	ST	P	E	ED	E
D_a	0.307 *** (0.077)	0.563 *** (0.217)	0.300 *** (0.077)	0.214 *** (0.076)	0.820 ** (0.404)	0.201 *** (0.076)
ST			0.012 *** (0.003)			
ED						0.014 *** (0.002)
S	0.089 *** (0.021)	0.445 *** (0.057)	0.084 *** (0.021)	0.191 *** (0.020)	0.796 *** (0.107)	0.179 *** (0.020)
L	0.052 (0.080)	-1.490 *** (0.227)	0.071 (0.080)	-0.549 *** (0.079)	-0.794 * (0.422)	-0.537 *** (0.079)
R	0.104 (0.167)	-0.578 (0.472)	0.112 (0.167)	0.638 *** (0.164)	0.373 (0.878)	0.634 *** (0.164)
G	-0.005 (0.018)	-0.073 (0.051)	-0.004 (0.018)	-0.057 *** (0.018)	-0.046 (0.095)	-0.055 *** (0.018)
T	0.159 (0.152)	1.429 *** (0.426)	0.143 (0.152)	0.462 *** (0.150)	-0.261 (0.793)	0.465 *** (0.149)
X	0.059 (0.058)	-0.151 (0.165)	0.061 (0.058)	0.053 (0.057)	-0.946 *** (0.307)	0.066 (0.057)
C	-0.005 (0.125)	-0.386 (0.353)	0.000 (0.124)	-0.302 ** (0.123)	0.071 (0.656)	-0.305 ** (0.122)
F	-0.003 (0.103)	-1.824 *** (0.291)	0.019 (0.104)	0.034 (0.102)	2.437 *** (0.541)	0.000 (0.102)
B	-0.036 (0.059)	0.360 ** (0.166)	-0.040 (0.059)	0.099 * (0.058)	-0.450 (0.308)	0.105 * (0.058)
Q	0.001 (0.008)	0.046 * (0.024)	0.000 (0.008)	0.001 (0.008)	0.081 * (0.044)	-0.000 (0.008)
常数项	-1.279 ** (0.497)	-4.292 *** (1.316)	-1.224 ** (0.497)	2.603 *** (0.489)	-5.953 ** (2.448)	2.699 *** (0.488)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.030	0.079	0.031	0.051	0.235	0.057
样本量	13 866	13 866	13 866	13 866	13 866	13 866

注:括号内是回归系数的标准误差,*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ (双尾)。

下限均不包含 0;在表 5 中 B 组中,数字化转型对企业绿色发展的直接赋能效应及中介效应的检验结果也类似。以上结果进一步验证了人力资本结构与环境信息披露质量在数字化转型与企业创新、绿色发展之间起到部分中介效应。

表 4 排除反向因果关系的回归结果

变量	人力资本结构			环境信息披露质量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	P	ST	P	E	ED	E
D_1	0.663 *** (0.077)	4.578 *** (0.632)	0.479 *** (0.053)	0.227 *** (0.072)	0.508 *** (0.174)	0.221 *** (0.069)
ST			0.040 *** (0.002)			
ED						0.012 *** (0.002)
S	0.232 *** (0.026)	0.931 *** (0.054)	0.194 *** (0.027)	0.177 *** (0.039)	0.650 *** (0.224)	0.168 *** (0.038)
L	0.003 (0.149)	-3.765 *** (0.338)	0.154 (0.149)	-0.561 *** (0.149)	-0.563 ** (0.264)	-0.554 *** (0.149)
R	1.873 *** (0.065)	-1.247 (1.085)	1.923 *** (0.060)	0.677 ** (0.342)	-0.615 ** (0.278)	0.685 ** (0.342)
G	-0.072 *** (0.024)	0.472 *** (0.126)	-0.091 *** (0.023)	-0.025 ** (0.010)	0.015 (0.076)	-0.025 *** (0.010)
T	-0.285 *** (0.060)	-2.276 *** (0.728)	-0.193 *** (0.039)	0.337 *** (0.111)	0.177 (1.016)	0.335 *** (0.116)
X	-0.027 (0.017)	1.318 *** (0.122)	-0.080 *** (0.016)	0.085 *** (0.025)	-0.632 *** (0.189)	0.092 *** (0.027)
C	0.652 *** (0.111)	-3.440 *** (0.946)	0.791 *** (0.124)	-0.439 *** (0.071)	-0.281 (0.315)	-0.437 *** (0.069)
F	-0.210 *** (0.076)	-7.616 *** (0.385)	0.097 (0.071)	0.096 (0.090)	2.338 *** (0.604)	0.069 (0.081)
B	-0.075 (0.063)	-0.767 *** (0.205)	-0.044 (0.059)	0.094 ** (0.037)	-0.367 (0.280)	0.098 *** (0.037)
Q	0.019 ** (0.008)	0.948 *** (0.137)	-0.020 ** (0.009)	0.010 (0.018)	0.042 (0.099)	0.009 (0.017)
常数项	-2.566 *** (0.480)	-5.553 *** (2.118)	-2.342 *** (0.559)	0.000 (0.000)	-13.649 ** (5.723)	0.000 (0.000)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.233	0.255	0.252	0.186	0.198	0.179
样本量	10 189	10 189	10 189	10 189	10 189	10 189

注:括号内是回归系数的标准误差,*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ (双尾)。

表 5 Bootstrap 检验

A 组						B 组					
类别	效应值	Boot 标准误	Boot CI 下限	Boot CI 上限	相对效应值	类别	效应值	Boot 标准误	Boot CI 下限	Boot CI 上限	相对效应值
总效应	0.114					总效应	0.109				
直接效应	0.092	0.092	0.082	0.118	80.7%	直接效应	0.074	0.057	0.060	0.083	67.89%
人力资本结构的中介效应	0.022	0.028	0.029	0.040	19.30%	环境信息披露的中介效应	0.035	0.021	0.019	0.027	32.11%

四、研究结论与建议

在数字经济高速发展和加快建设数字中国的背景下,积极推动数字经济与实体经济深度融合,以数字化赋能企业创新发展和绿色发展,是实现实体经济高质量发展的重要着力点。本文基于 2007—2021 年中国 A 股上市公司数据,采用文本分析法构建微观企业数字化转型程度指标,实证研究数字化转型对企业创新水平、绿色发展水平的赋能效果及赋能机理。研究结果表明,企业数字化转型程度的提升能够显著提高企业的创新水平和绿色发展水平,中介效应检验结果表明,数字化转型主要通过优化人力资本结构从而提升企业创新水平,以及通过提高环境信息披露质量从而提升企业绿色发展水平。根据以上研究结论,可以得到以下政策启示:

第一,政府相关部门应积极引导市场资源投资于数字基础设施建设,从而夯实企业数字化转型的基础。在竞争日趋激烈的世界格局下,中国亟需加快数字化转型进程,实现经济结构的转型升级,以推动实体经济高质量发展。具体而言,各级政府部门应积极落实数字中国建设,增加数字设施建设投入,通过数字化转型赋能经济发展,实现数字经济

与实体经济的深度融合。同时,政府部门应当培育数字化转型领军企业,形成示范引领效应,同时也需要制定鼓励企业数字化转型的扶持政策,尤其是要加大对于传统企业和中小微企业的扶持力度。

第二,企业应顺应数字化趋势,以创新驱动发展战略为导向,通过融合管理、资本、数字核心技术等多要素来提升企业的创新力度及效率,同时提高环境信息披露质量,更多地争取有助于企业绿色发展的市场资源。具体而言,企业应充分认识到数字人才在企业数字化转型中发挥的重要作用,通过提高管理层的专业程度,增加高技能员工的比重等实现人才供给端升级;企业需完善人才培养机制,推进企业与高校等科研机构之间人力资本、技术要素的流动,从长远上为企业高质量发展提供强有力的支撑;企业应当提高信息披露质量,尤其是环境信息披露质量,减少信息不对称和融资约束,最大程度地发挥环境信息披露的绿色资源配置功能,获取有助于企业绿色发展的市场资源。

五、结语

本文基于中国上市公司的数据,实证检验了数字化转型对企业高质量发展的赋能效果,并从人力资本结构的优化以及环境信息披露质量的提升角度分析了数字化转型对企业高质量发展的赋能机制,这对于如何夯实高质量发展的微观基础有一定的参考价值。但不可否认的是,数字化转型影响企业高质量发展的路径或机制可能要远多于本文发现

的路径或机制,由于论文篇幅所限,本文没有对此进行充分探索,这是本文的不足,也是未来有价值的研究方向。

参考文献:

- [1] 肖静华,吴小龙,谢康,等. 信息技术驱动中国制造转型升级——美的智能制造跨越式战略变革纵向案例研究[J]. 管理世界,2021(3):161-179,225.
- [2] 戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革[J]. 管理世界,2020(6):135-152,250.
- [3] 刘淑春,闫津臣,张思雪,等. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗? [J]. 管理世界,2021(5):170-190.
- [4] 王瑶,冯晓晴,侯德帅. 企业数字化转型能提高分析师预测准确度吗? ——基于信息披露和信息挖掘的双重视角[J]. 中南财经政法大学学报,2023(4):16-27.
- [5] 肖曙光,杨洁. 高管股权激励促进企业升级了吗——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2018(3):66-75.
- [6] 刘啟仁,赵灿. 税收政策激励与企业人力资本升级[J]. 经济研究,2020(4):70-85.
- [7] 安强身,刘俊杰. 数字经济发展与地区全要素生产率提升——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 长安大学学报(社会科学版),2022(2):32-44.
- [8] 赵烁,施新政,陆瑶,等. 兼并收购可以促进劳动力结构优化升级吗? [J]. 金融研究,2020(10):150-169.
- [9] 孙湘湘,周小亮. 服务业结构变迁与经济增长效率[J]. 经济与管理研究,2018(8):53-64.
- [10] 王永钦,董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场? ——来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究,2020(10):159-175.
- [11] 肖土盛,孙瑞琦,袁淳,等. 企业数字化转型、

- 人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界,2022(12):220-237.
- [12] 何菊莲,刘聪,陈郡. 企业人力资本科技水平与自主创新成果的耦合效应研究[J]. 财经理论与实践,2021(5):132-138.
- [13] 孙文杰,沈坤荣. 人力资本积累与中国制造业技术创新效率的差异性[J]. 中国工业经济,2009(3):81-91.
- [14] 纪雯雯,赖德胜. 人力资本配置与中国创新绩效[J]. 经济学动态,2018(11):19-31.
- [15] LIA X, WANG B J, LIU B X. Can locally-recruited R&D personnel significantly contribute to innovation in multinational subsidiaries in an emerging economy[J]. International business review, 2013(4):639-651.
- [16] 刘维刚,倪红福. 制造业投入服务化与企业技术进步:效应及作用机制[J]. 财贸经济, 2018(8):126-140.
- [17] 刘春林,田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. 中国工业经济, 2021(3): 156-173.
- [18] 申宇,赵玲,吴风云. 创新的母校印记:基于校友圈与专利申请的证据[J]. 中国工业经济,2017(8):156-173.
- [19] 王云,李延喜,马壮,等. 媒体关注、环境规制与企业环保投资[J]. 南开管理评论,2017(6):83-94.
- [20] 杜文馨,吴战旻. 数字化转型与企业社会责任——基于社会责任信息披露的中介机制研究[J]. 中小企业管理与科技,2023(3): 58-60.
- [21] GUIDARA A, KHLIF H, SOUISSI M. Corporate social and environmental disclosure and corporate performance: evidence from South Africa and Morocco [J]. Journal of accounting in emerging economies, 2015(1):51-69.
- [22] CLARKSON P, YUE L, RICKARDSON G. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: an empirical analysis[J]. Accounting organizations & society, 2008(4/5):303-327.
- [23] 范丹,付嘉为. 环境信息披露对企业全要素生产率的影响[J]. 中国环境科学,2021(7): 3463-3472.
- [24] 谭雪. 行业竞争、产权性质与企业社会责任信息披露——基于信号传递理论的分析[J]. 产业经济研究,2017(3):15-28.
- [25] 李强,李恬. 产品市场竞争、环境信息披露与企业价值[J]. 经济与管理,2017(4):68-76.
- [26] 李秀玉,史亚雅. 绿色发展、碳信息披露质量与财务绩效[J]. 经济管理, 2016(7): 119-132.
- [27] 王志亮,贾宇虹. 绿色发展驱动下企业碳信息披露影响因素研究[J]. 环境保护与循环经济,2020(4):7-13.
- [28] 陈国生,魏晓博,汪辉. 环境规制对企业绿色发展的影响研究[J]. 河南科技学院学报, 2022(9):22-28.
- [29] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界,2021(7):130-144.
- [30] 孔东民,韦咏曦,季绵绵. 环保费改税对企业绿色信息披露的影响研究[J]. 证券市场导报,2021(8):2-14.
- [31] 何帆,刘红霞. 数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估[J]. 改革, 2019(4):137-148.
- [32] 池毛毛,叶丁菱,王俊晶,等. 中国中小制造企业如何提升新产品开发绩效——基于数字化赋能的视角[J]. 南开管理评论, 2020(3):63-75.

(责任编辑:杨南熙)