

doi: 10.16104/j.issn.1673-1891.2025.01.011

建筑业企业研发投入和技术进步对全要素生产率的影响

李王涛¹, 邱国新^{2*}

(1.安徽建筑大学经济与管理学院,安徽合肥230096;2.安徽新华学院商学院,安徽合肥230088)

摘要:探究建筑业企业研发投入对全要素生产率的影响及其机制。选取2014—2023年沪深A股上市的建筑业企业样本,构建固定效应模型和中介效应模型,实证检验了建筑业企业中研发投入、技术进步对全要素生产率的影响。结果表明:建筑业企业的研发投入和全要素生产率之间存在显著的相关性,呈“U”型变化趋势;这种相关性受到企业所有权性质的影响;在建筑业企业的研发投入通过影响技术进步促进全要素生产率的提升。在此基础上,对提高建筑业企业全要素生产率,推动建筑业高质量发展提出建议。

关键词:研发投入;技术进步;全要素生产率;固定效应模型

中图分类号:F426.9 文献标志码:A 文章编号:1673-1891(2025)01-0084-09

The Impact of R&D Investment and Technological Progress on Total Factor Productivity in Construction Enterprises

LI Wangtao¹, QIU Guoxin^{2*}

(1.School of Economics and Management, Anhui Jianzhu University, Hefei 230096, Anhui, China; 2.School of Business, Anhui Xinhua University, Hefei 230088, Anhui, China)

Abstract:To explore the impact and mechanism of R&D investment in construction enterprises on total factor productivity, a sample of construction companies, listed on the Shanghai and Shenzhen A-shares from 2014 to 2023, was selected. Fixed effect models and mediation effect models were constructed, and the impact of R&D investment and technological progress on total factor productivity in construction companies was empirically tested. There is a significant correlation between R&D investment and total factor productivity of construction enterprises, showing a U-shaped trend. This correlation is influenced by the nature of enterprise ownership, The R&D investment in construction enterprises promotes the improvement of total factor productivity by influencing technological progress. Based on this, suggestions are put forward to improve the total factor productivity of construction enterprises and promote high-quality development of the construction industry.

Keywords:research and development investment; technological progress; total factor productivity; fixed effects model

0 引言

党的二十大明确指出,要着力提高全要素生产率。在“推动高质量发展”的主题下,提高全要素生

产率是各个行业和各类经济主体都需要关注的问题之一。建筑业作为一个传统行业,在过去一个发展阶段一直是我国经济的支柱性产业,但始终面临创新能力、发展质量和经济效益的三重考验。建筑

收稿日期:2025-01-06

基金项目:国家自然科学基金项目(71971204);安徽省风险度量与管理创新团队项目(2024AH010011)。

作者简介:李王涛(1996—),男,浙江宁波人,硕士研究生,研究方向:工程管理,e-mail:1017732421@qq.com。

*通信作者:邱国新(1971—),男,安徽桐城人,教授,博士,研究方向:应用统计学,e-mail:qiugx02@ustc.edu.cn。

业要想在新时代背景下转型升级进入高质量发展,亟需加快转型升级。企业作为重要的市场主体,提高企业全要素生产率更是实现高质量发展的重要抓手。

改革开放以来,我国建筑业快速发展,建造能力不断增强,产业规模不断扩大,吸纳了大量农村转移劳动力,带动了大量关联产业,对经济社会发展、城乡建设和民生改善作出了重要贡献。2023年,全国建筑业总产值315 912亿元,同比增长5.8%。但是建筑业仍然大而不强,企业核心竞争力不强、工人技能素质偏低等问题较为突出。2017年2月21日,国务院办公厅发布的《国务院办公厅关于促进建筑业持续健康发展的意见》中指出,要“推进建筑产业现代化”,要“积极支持建筑业科研工作,大幅提高技术创新对产业发展的贡献率”。

近年来,一些学者对研发投入与全要素生产率之间的关系进行了研究,研究结论主要有以下2个方面。一是研发投入能够提高全要素生产率。任宇新等^[1]选取2013—2020年中国496家制造业上市公司数据,证明企业研发投入对全要素生产率起到正向促进作用;姬新龙等^[2]基于2010—2020年沪深A股上市公司数据,发现绿色技术创新能够显著促进重污染类企业全要素生产率的提升。二是研发投入对全要素生产率的影响存在门槛效应。刘文琦^[3]基于我国上市公司2011—2016年的面板数据,发现研发投入对企业生产的影响存在显著的门槛效应;刘兴鹏^[4]基于广东省2015—2020年A股上市公司的面板数据,运用门槛模型对研发(research and development, R&D)投入与企业绩效之间的非线性关系进行实证分析,发现R&D投入对企业绩效的影响在不同门槛区间内存在方向、系数值上的明显差异。除此之外,周伟等^[5]发现数字化转型存在对研发投入与创新绩效关系的调节作用;冉征等^[6]发现大部分情况下政府扶持补助能够促进企业的创新活动。

在技术进步与全要素生产率的关系研究中,韩定夺等^[7]通过对全要素生产率的数理分解,指出技术效率增长率的下降是全要素生产率增长率下降的主要原因;郑江淮等^[8]从供给侧出发将经济增长分解,在计算了1995—2018年14个国家各动能对经济增长的贡献后指出,中国经济增长主要依靠固定资本投入和全要素生产率增长共同驱动,其中全要素生产率增长的主要来源为技能结构深化以及技能偏向性技术进步;王德明等^[9]基于我国1998—2019年高技术产业分行业及不同所有制的数据,运用DEA-Malmquist指数实证分析我国高技术产业全要素生产率演进特征,发现技术进步是我国高技术产业全要素生产率增长的主要因素,部分行业的技术进步与要素禀赋的匹配状态不理想,过多的劳动力要素投入不利于高技术产业技术进步。

现有文献关于研发投入对全要素生产率影响机制的研究还较为缺乏,尤其是对建筑领域全要素生产率的相关研究较少,对技术进步与全要素生产率的研究多聚焦于宏观经济,研究对象多以区域经济为主,较少涉及建筑业企业。因此,本文立足行业视角,以建筑业企业为研究对象,采用双向固定效应模型对研发投入与全要素生产率的关系进行研究,探索在建筑行业中研发投入对企业全要素生产率的影响,并探究技术进步在其中发挥的作用,探索二者影响全要素生产率的机制,为提高建筑业全要素生产率,促进建筑业高质量发展提供一定的参考。

1 理论分析

由于研发的特殊性,研发投入对企业本身是一项投资回报率以及周期未知的支出,因此大部分企业更愿意将资金配置在收益可观的金融资产或者价值稳定的实体资产上。而建筑业行业本身就存在着建设周期长、资金投入大、能源消耗高的特点,这使得建筑业企业在进行资金配置时更加审慎。

但技术含量高和环保要求高的行业要求又使得建筑企业的研发投入变得异常重要。正是这种特殊性,让建筑企业的研发投入与全要素生产率之间的关系变得不确定。一方面,在建筑企业进行研发投入的过程中,短期内资金的投入会使得企业的支出增加,增加成本压力,对企业的资金链造成影响,企业的研发投入可能也无法快速产生效益。另一方面,研发投入在转化为产出之后能够提高生产效率、降低成本,甚至可以通过技术壁垒提高市场占有率,为企业缩短建设周期、缓解资金压力、创造更多利润等。但研发投入能否最终转变为产出及转化为产出的时间周期不确定,对不同企业而言研发投入对全要素生产率的影响可能存在差异。正是由于这种矛盾,建筑企业研发投入与全要素生产率之间可能存在非线性关系。因此在参考现有研究后,本文提出以下2个假设:1)在其他条件不变的情况下,建筑企业研发投入与全要素生产率存在显著正相关;2)在其他条件不变的情况下,建筑企业研发投入与全要素生产率存在“U”型或倒“U”型关系。

建筑企业的研发投入难以直接给企业带来经济效益,研发投入对企业全要素生产率水平的影响需要通过中间环节来实现。内生增长理论认为,技术进步是由研发活动内生决定的,技术进步是经济主体有意识追求的目标^[10]。换言之,研发投入是经济主体为了实现技术进步而采取的内生活动,而实现技术进步的目的是推动经济增长,也即提高全要素生产率。因此,本文认为,建筑企业研发投入通过技术进步的中介作用影响全要素生产率。

2 研究设计

2.1 模型构建

基于前述的理论分析和假设,建筑企业的研发投入和全要素生产率之间可能存在正相关性,而这种相关性可能会因时间和个体因素的差异而不

同,因此本文参考孙自愿等^[11]、吴延兵^[12]的研究成果,构建如式(1)所示的基础模型检验二者之间的线性关系。

$$T_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 C_{it} + \mu_i + v_t + u_{it} \quad (1)$$

式中: i 和 t 分别代表企业个体和时间;被解释变量 T_{it} 为 i 企业在 t 时间的全要素生产率;核心解释变量 R_{it} 为 i 企业在 t 时间的研发投入; C 表示控制变量,包含其他可能会对企业全要素生产率产生影响的因素; μ_i 表示个体固定效应; v_t 表示时间固定效应; u_{it} 表示随机误差项; α_0 为常数项; α_1 为研发投入关于全要素生产率的相关性系数; α_2 为控制变量关于全要素生产率的相关性系数。

上述模型利用个体固定效应捕捉由于企业个体之间存在一致性而产生的固定差异,利用时间固定效应反映由于时间变化而产生的共同影响,通过考虑个体和时间固定效应,更准确地估计回归变量的系数。

为进一步检验技术进步在其中的影响,参考温忠麟等^[13]的做法,在式(1)的基础上增加式(2)和(3)构建中介效应模型。

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 C_{it} + \mu_i + v_t + u_{it} \quad (2)$$

$$T_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 R_{it} + \gamma_2 P_{it} + \gamma_3 C_{it} + \mu_i + v_t + u_{it} \quad (3)$$

式(2)~(3)中:中介变量 P_{it} 为企业的技术进步情况,用企业的专利发明情况来衡量; β_0 为常数项; β_1 为研发投入关于技术进步的相关系数; β_2 为控制变量关于技术进步的相关系数; γ_0 为常数项; γ_1 为研发投入关于全要素生产率的相关系数; γ_2 为技术进步关于全要素生产率的相关系数; γ_3 为控制变量关于全要素生产率的相关系数。

考虑到研发投入与全要素生产率之间的关系可能为非线性,存在“U”型或倒“U”型的可能,文章参考雷洪博等^[14]的做法,引入核心解释变量研发投入的平方项构建非线性回归方程,如式(4)所示。

$$T_{it} = \alpha_0' + \alpha_1' R_{it} + \alpha_2' R_{it}^2 + \alpha_3' C_{it} + \mu_i + v_t + u_{it} \quad (4)$$

同时构建对应的非线性中介效应模型,如式(5)和式(6)所示。

$$P_{it} = \beta_0' + \beta_1'R_{it} + \beta_2'C_{it} + \mu_i + v_t + u_{it} \quad (5)$$

$$T_{it} = \gamma_0' + \gamma_1'R_{it} + \gamma_2'R_{it}^2 + \gamma_3'P_{it} + \gamma_4'C_{it} + \mu_i + v_t + u_{it} \quad (6)$$

式中: α_0' 为常数项; α_1' 为研发投入一次项关于全要素生产率的相关系数; α_2' 为研发投入二次项关于全要素生产率的相关系数; α_3' 为控制变量关于全要素生产率的相关系数; β_0' 为常数项; β_1' 为研发投入关于技术进步的相关系数; β_2' 为控制变量关于技术进步的相关系数; γ_0' 为常数项; γ_1' 为研发投入一次项关于全要素生产率的相关系数; γ_2' 为研发投入二次项关于全要素生产率的相关系数; γ_3' 为技术进步关于全要素生产率相关系数; γ_4' 为控制变量关于全要素生产率的相关系数。通过研发投入和技术进步在各式中的系数判断其与全要素生产率之间的关系。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

本文的被解释变量是全要素生产率。计算全要素生产率的方法有很多,在学术研究中得到广泛应用的主要是半参数法,该做法在测算企业全要素生产率中得到广泛应用。本文参考鲁晓东等^[15]的

做法对全要素生产率进行测算。选择以投资额为代理变量的OP法测算的全要素生产率作为基础回归的被解释变量,选择以中间品投入(取购买商品、接受劳务支付的现金)为代理变量的LP法和以滞后值为工具变量的GMM法测算的全要素生产率作为稳健性检验中被解释变量的替换。其中OP法测算全要素生产率的方式由基于对Cobb-Douglas生产函数系数的估计: $\ln T_{it} = \ln Y_{it} - \alpha \ln L_{it} - \beta \ln I_{it}$,其中 Y 、 L 、 I 分别为企业产出、劳动和投资。

2.2.2 核心解释变量

本文将研发投入作为核心解释变量。考虑到研发投入的资金通常数目较大,以及可能存在部分企业在特定时间段未进行研发投入的情况,所以用研发投入的资金量加1后取自然对数的结果来衡量研发投入水平。

2.2.3 控制变量

本文参考曹婧^[16]、吴敏等^[17]的研究,将企业规模、企业年龄、股权性质、资产负债率和资产利润率作为研究的控制变量。各变量的具体定义和解释如表1所示。

表1 变量定义与解释

变量类型	名称	符号	变量描述
被解释变量	全要素生产率	T_0	采用OP法测算的企业全要素生产率
		T_L	采用LP法测算的企业全要素生产率
		T_G	采用GMM法测算的企业全要素生产率
解释变量	研发投入	R	研发投入资金量加1的自然对数
中介变量	技术进步	P	发明专利申请数量加1的自然对数
	企业规模	S	企业总资产的自然对数
	企业年龄	A	企业上市年限加1的自然对数
控制变量	股权性质	O	按注册类型设置虚拟变量,国有为1,其余为0
	资产负债率	D	总负债/总资产
	资产利润率	R_0	净利润/总资产

2.3 数据来源与选择

本文依据中国证监会发布的《上市公司行业统计分类与代码》,以沪深A股上市企业中的建筑业企

业2014—2023年的数据为研究样本,在剔除数据缺失的样本企业后,最终得到810个观测值。样本数据来自中国经济金融研究数据库(CSMAR)、中国研

究数据服务平台(CNRDS)以及上市公司年报。

3 实证分析

3.1 描述性统计

对所有数据进行整理发现,以 OP 法测算的建筑业全要素生产率的平均值为 7.565,最小值为 4.491,最大值为 9.522,标准差为 0.878,以 LP 法测算的建筑业企业全要素生产率的平均值为 9.327,最小值为 5.604,最大值为 12.000,标准差为 1.206,以 GMM 法测算的建筑业企业全要素生产率的平均值为 6.510,最小值为 3.742,最大值为 8.643,标准差为 0.804。这 3 组数据共同说明建筑业上市公司的全要素生产率在个体间存在较大差异,不同公司的表现良莠不齐。而从研发投入水平来看,取对数后的结果平均值为 17.050,最小值为 0,最大值为 24.630,标准差为 5.916,由此可见,不同公司的研发投入水平存在显著差异且离散水平较高。其他各项数据的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	n	\bar{x}	s	x_{\min}	x_{\max}
T_0	810	7.565	0.878	4.491	9.522
T_l	810	9.327	1.206	5.604	12.000
T_c	810	6.510	0.804	3.742	8.643
R	810	17.050	5.916	0.000	24.630
S	810	23.370	1.818	18.160	28.697
A	810	2.101	0.832	0.000	3.401
O	810	0.169	0.375	0.000	1.000
D	810	0.664	0.171	0.067	1.592
R_0	810	0.016	0.309	-2.917	2.741
P	810	2.277	1.704	0.000	8.032

注: n 表示样本数; \bar{x} 表示平均值; s 为标准差; x_{\min} 为最小值; x_{\max} 为最大值。

为了进一步确定模型的选择,先对数据进行豪斯曼检验。线性回归模型检验的 P 值为 0.000,在 0.01 水平上拒绝原假设,可以使用固定效应模型。而非线性回归模型检验的 P 值为 0.000,同样在 0.01

水平上拒绝原假设,可以使用固定效应模型。

3.2 基准模型回归结果分析

考虑到为了更好地分析时间和个体因素对研发投入与建筑业企业全要素生产率关系的影响,分别使用线性(linear regression)和非线性(non-linear regression)的随机效应回归模型(random effects models)、双向固定效应模型(fixed effects models)进行回归,研究时间以及个体本身对这种关系可能存在的影响。研发投入对建筑业企业全要素生产率影响的估计结果,如表 3 所示。

由表 3 所示,线性模型中随机效应回归的核心解释变量的系数为 0.008 且在 0.10 水平上显著,双向固定效应回归的系数 0.010 且在 0.05 水平上显著。而在非线性模型中,混合回归的一次项和二次项系数分别为研发投入的系数为 0.019 和 -0.001,但在 0.10 水平上均不显著,而双向固定效应回归的结果为一次项系数 -0.034 和二次项系数 0.002,分别在 0.05 和 0.01 水平上显著。由此可见,研发投入的增加和建筑业企业全要素生产率之间存在相关性,而这种相关性容易受到企业个体本身和时间效应的影响。

3.3 稳健性检验

为了保证本研究应用的模型回归结果具有较高的稳健性,考虑到 OP 法在测算全要素生产率中存在的局限性,本文改用 LP 法和 GMM 法对计算企业全要素生产率,并用新的计算结果重新进行回归,线性回归结果如表 4 所示。2 种替代中研发投入的系数分别为 0.012 和 0.010,并且都在 0.01 水平上显著,这与 OP 法中研发投入系数为 0.009 和 0.01 水平上显著的结果相似,这代表回归结果具有较高的稳健性,表明研发投入水平对建筑业企业的全要素生产率具有正面影响。2 种替代中一次项系数分别为 -0.042 和 -0.023,分别在 0.10 和 0.10 水平上显著,二次项系数分别为 0.003 和 0.002,分别在 0.01 和 0.05 水平上显著,与 OP 法中系数相似,说明研发投

表 3 基准回归结果

	线性模型		非线性模型	
	随机效应回归	固定效应回归	随机效应回归	固定效应回归
R^2			0.002** (2.56)	0.002** (2.01)
R	0.009** (2.56)	0.009*** (2.72)	-0.030* (-1.85)	-0.025* (-1.43)
S	0.278*** (19.87)	0.607*** (19.51)	0.417*** (15.37)	0.567*** (15.32)
A	0.015 (0.62)	-0.265*** (-5.77)	-0.143*** (-5.25)	-0.249*** (-5.33)
O	0.148** (2.87)	0.581*** (2.83)	0.011 (0.09)	0.443* (2.06)
D	1.236*** (9.83)	0.112 (0.85)	0.370*** (2.87)	0.189 (1.38)
R_0	0.527*** (8.79)	0.248*** (6.27)	-0.280*** (6.86)	0.243*** (6.15)
个体固定效应	否	是	否	是
时间固定效应	否	是	否	是
n	810	810	810	810
cons	0.019 (0.07)	-5.557*** (-8.05)	-2.344*** (-4.07)	-4.728*** (-5.89)
R_{sq}	0.670	0.914	0.609	0.915

注: *表示 $P < 0.10$; **表示 $P < 0.05$; ***表示 $P < 0.01$; 括号内数值为估计参数的 t 值; cons 为回归方程中的截距; n 为样本数; R_{sq} 为决定系数。

人和建筑业企业的全要素生产率之间存在稳定的“U”型关系。

3.4 异质性分析

为了进一步探究研发投入对企业全要素生产率的作用机理,更详细地分析研发投入对不同股权性质的建筑业企业的全要素生产率的影响差异,本文继续构建双向固定效应模型,对国有企业和非国有企业 2 组样本分别进行回归分析,结果如表 5 所示。

由表 5 可知,以国有建筑业企业为样本的线性回归系数为 0.016,在 0.01 水平下显著,以非国有企

业为样本的线性回归系数为 -0.004,回归结果不具有显著性。而以国有建筑业企业为样本的非线性回归一次项和二次项系数分别为 0.101 和 -0.005,以非国有企业为样本的非线性回归一次项和二次项系数分别为 -0.063 和 0.004,非线性回归结果均在 0.01 水平上显著。国有企业呈现倒“U”型而非国有企业呈现“U”型。两组回归结果存在明显差异,这表明当前国有建筑业企业的研发投入的增加能够提高企业的全要素生产率,而非国有建筑业企业的研发投入在提高全要素生产率上的效果并非显著有效。但同时也说明后续的全要素生产率增长是非国有

表 4 稳健性检验

	线性模型			非线性模型		
	T_L	T_G	T_o	T_L	T_G	T_o
R^2				0.003*** (2.93)	0.002** (1.76)	0.002** (2.01)
R	0.012*** (3.31)	0.010*** (2.63)	0.009*** (2.72)	-0.042** (-2.22)	-0.023* (-1.21)	-0.025* (-1.43)
控制变量	是	是	是	是	是	是
n	810	810	810	810	810	810
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
R_{sq}	0.948	0.877	0.914	0.949	0.878	0.915

注:*表示 $P<0.10$; **表示 $P<0.05$; ***表示 $P<0.01$; 括号内数值为估计参数的 t 值; n 为样本数; R_{sq} 为决定系数。

表 5 股权异质性分析

	线性模型		非线性模型	
	国有	非国有	国有	非国有
R^2			-0.005*** (-3.00)	0.004*** (3.19)
R	0.016*** (2.76)	-0.004 (1.06)	0.101*** (3.48)	-0.063*** (-2.92)
控制变量	是	是	是	是
n	137	673	137	673
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
R_{sq}	0.952	0.896	0.956	0.898

注:*表示 $P<0.10$; **表示 $P<0.05$; ***表示 $P<0.01$; 括号内数值为估计参数的 t 值; n 为样本数; R_{sq} 为决定系数。

企业更具有潜力。上述结果表明,股权性质差异会对建筑业企业研发投入与全要素生产率的关系产生影响。

3.5 中介效应检验

本文以技术进步为中介变量,检验其在研发投入对建筑业企业全要素生产率的影响中是否发挥中介效应。根据对中介效应模型的结果进行分析,得到结果如表 6 所示。从表 6 可以看出,在模型(2)中,研发投入对技术进步的影响系数为 0.050,且在

0.01 水平上显著,说明建筑业企业的研发投入对企业的技术进步发挥了显著的正向影响;在模型(3)中,研发投入对全要素生产率的影响系数为 0.008,技术进步对全要素生产率的影响系数为 0.025,且分别在 0.05 和 0.10 水平上显著。同样,在非线性回归模型中,技术进步对全要素生产率的影响系数为 0.022,在 0.10 水平上显著。说明建筑业企业的研发投入不仅直接影响全要素生产率,又通过技术进步的中介作用影响全要素生产率。

表6 中介效应模型估计结果

	线性模型			非线性模型		
	模型(1) T_0	模型(2) P	模型(3) T_0	模型(4) T_0	模型(5) P	模型(6) T_0
R^2				0.002*** (2.67)		0.002** (1.84)
P			0.025* (1.75)			0.022* (2.18)
R	0.009*** (2.72)	0.050*** (5.34)	0.008** (2.32)	-0.034** (-2.02)	0.050*** (5.34)	-0.234* (-1.33)
控制变量	是	是	是	是	是	是
n	810	810	810	810	810	810
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
R_{sq}	0.914	0.882	0.915	0.915	0.882	0.915

注:*表示 $P<0.10$; **表示 $P<0.05$; ***表示 $P<0.01$;括号内数值为估计参数的 t 值; n 为样本数; R_{sq} 为决定系数。

4 结论与建议

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,而高质量发展的要求中最直观的就是提高全要素生产率。为面对建筑业在转型升级过程中面临的创新能力弱、发展效益不高的问题,相关的研发投入是重要的突破口。本文基于2014—2023年沪深A股建筑业企业的面板数据,运用OP法测算了建筑业企业的全要素生产率,实证检验了研发投入、技术进步对建筑业企业全要素生产率的影响及其作用机制。结果表明:1)建筑业企业的研发投入对全要素生产率存在显著的相关性,呈现“U”型变化趋势,即短期降低长期增加;2)该影响在不同股权性质的建筑业企业中表现不同,在国有企业影响为倒“U”型,在非国有企业中呈现“U”型;3)建筑业企业的研发投入通过技术进步的中介作用影响全要素生产率。

根据上述结论,本文对提高建筑业企业全要素生产率、推动高质量发展提出以下建议。

1)政府可以通过政策支持、资金补贴、税收减

免等方式支持和鼓励建筑业企业进行研发投入活动。研发投入活动本身能够提高企业的全要素生产率,政府的支持和鼓励不仅能够提高建筑业企业对研发投入的重视水平,同时也可以减轻企业进行研发投入的资金压力。

2)国有建筑业企业可以进一步增强研发投入水平,同时为企业内部创新提供更加良好的环境。国有企业研发投入能够显著提高企业的全要素生产率,为企业带来可观的效益,而这一效益是通过技术进步实现的。良好的创新环境能够让研发投入更有效地转化成技术进步,能加强研发投入对全要素生产率的正向影响。

3)非国有企业可以通过校企合作、购买技术服务等方式提高技术水平,进而提升企业全要素生产率。建筑业非国有企业相较而言人员流动更频繁、更偏重短期项目,可以将实现技术进步的方式进行调整,通过校企合作等方式,既能降低研发投入本身的不确定性,又能较快地将资金转化为技术水平,帮助企业提高资源利用水平。

4)行业可以加强交流合作,促进技术要素在行

业内企业间进行流动。建筑施工环境复杂多样,受到地形、地质、气候、温湿度等多种因素影响,建筑业企业在特殊环境下施工需要特殊的技术支持,同时也会积累相应的经验和技能。行业内可以通过技术交易或者技术服务支持的方式提高技术要素

流动,对技术提供方而言可以让早先的研发投入创造出更多的经济价值,而对技术使用方而言则可以用相对较低的资金成本在短时间内获得良好的技术支持。

参考文献:

- [1] 任宇新,张雪琳,吴敬静,等.政府补贴、研发投入与全要素生产率——中国制造业企业的实证研究[J].科学决策,2022(7):44-62.
- [2] 姬新龙,董木兰.绿色技术创新、股权结构与重污染企业全要素生产率[J].统计与决策,2023,39(21):164-168.
- [3] 刘文琦.产业集聚视角下研发投入对高技术产业绿色创新效率的影响[J].江西社会科学,2019,39(11):65-75.
- [4] 刘兴鹏.研发投入对企业绩效影响的门槛效应:以广东省为例[J].统计与决策,2022,38(3):172-177.
- [5] 周伟,黄涵,江宏飞.跨国企业的数字化转型、研发投入与创新绩效[J].科学学研究,2025,43(4):787-798.
- [6] 冉征,张玉昌,郑江淮.政府创新补贴、知识存量与企业研发投入——基于研发活动不确定性的分析与检验[J].中国经济问题,2023(6):52-66.
- [7] 韩定夺,沈开艳.传统要素价格扭曲、技术进步偏向对全要素生产率的影响机理及实证分析[J].社会科学,2024(1):129-142.
- [8] 郑江淮,荆晶.基于技能偏向性技术进步的经济增长动能分解[J].南方经济,2023(1):28-48.
- [9] 王德辉,杜明泽,于卓熙.我国高技术产业技术进步偏向与全要素生产率增长[J].河北经贸大学学报,2023,44(1):55-66.
- [10] AGHION P, HOWITT P. A model of growth through creative destruction[J]. Econometrica, 1992, 60(2): 323-251.
- [11] 孙自愿,王玲,李秀枝,等.研发投入与企业绩效的动态关系研究——基于内部控制有效性的调节效应[J].软科学,2019,33(7):51-57.
- [12] 吴延兵. R&D与生产率——基于中国制造业的实证研究[J].经济研究,2006(11):60-71.
- [13] 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.
- [14] 雷洪博,王佳琦,张宇飞,等.数字经济对居民消费水平的非线性影响——基于中介效应与调节效应视角分析[J].现代金融,2023(5):12-19+11.
- [15] 鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J].经济学(季刊),2012,11(2):541-558.
- [16] 曹婧.土地金融化、资源错配与企业全要素生产率[J].金融评论,2024,16(1):71-85+155.
- [17] 吴敏,曹婧,毛捷.地方公共债务与企业全要素生产率:效应与机制[J].经济研究,2022,57(1):107-121.