商业银行数字化转型对新质生产力的影响

吴遂心[1]，高嘉璘[2]

（1. 江西师范大学经济与管理学院，南昌 330022；2. 大连财经学院经济学院，大连 116025）

摘要：数字化转型既是赋能商业银行高质量发展的重要引擎，也是驱动新质生产力发展的核心力量。基于 2011—2021 年中国省级面板数据，实证检验商业银行数字化转型对新质生产力的影响。研究发现，商业银行数字化转型能够促进新质生产力发展，该结论通过 PSM-DID（倾向得分匹配-双重差分法）等一系列稳健性检验后依然成立。中介效应研究表明，区域创新、绿色创新与融资约束在商业银行数字化转型促进新质生产力发展中发挥显著的中介效应。基于此，应加快商业银行数字化转型进程，充分发挥其对新质生产力的促进作用。

关键词：新质生产力；商业银行数字化转型；作用机制

中图分类号：F832 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)13－0140－08

在当今全球经济格局深刻变革的新时代，新质生产力的崛起已成为推动经济高质量发展的关键驱动力，而商业银行作为金融体系的核心组成部分，对于赋能新质生产力发展具有不可替代的重要作用。新质生产力是以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵、以战略性新兴产业和未来产业为主要载体、通过科技创新实现生产要素重构与全要素生产率跃迁的生产力[1-3]。与传统生产力相比，新质生产力更注重环境保护和可持续发展，代表了一种更高层次的生产力形态[4]。新质生产力的提出，不仅是马克思主义生产力理论在新时代的创新与发展，更是引领经济高质量发展的行动纲领，对于新时代全面解放和发展社会生产力具有重要的现实意义。

2024 年，中国人民银行等七部门联合印发的《推动数字金融高质量发展行动方案》明确要求，加快推进金融机构数字化转型，推动数字技术在科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数实融合等领域的应用。在当前数字经济和金融创新快速发展的时代背景下，数字化转型已成为商业银行发展的必然趋势。商业银行数字化转型是以大数据、云计算、人工智能等为代表的数字技术对金融信息的获取、处理、应用所引发的深刻革命[5]，为破解传统信贷模式与企业创新需求之间的结构性矛盾提供了新的解决方案[6]，能够促进企业全要素生产率提升[7]，支持战略性新兴产业和未来产业发展[8]。不难看出，商业银行数字化转型与发展新质生产力的内在逻辑高度契合，二者之间存在紧密的联系。

近年来，学者们从理论层面论证了商业银行数字化转型对新质生产力的促进作用。石建勋和徐玲[9]认为，加快形成新质生产力，需要充分发挥金融“供血”功能。数字化转型有助于商业银行创新信贷产品，为企业科技创新和产业转型升级提供资金支持，进而赋能新质生产力发展。韩文龙和唐湘[10]认为，金融服务是保障新质生产力持续运行的关键。商业银行数字化转型通过提供个性化、差异化的金融服务满足客户多样化的金融需求，为新质生产力的发展提供优质金融服务。尹应凯和武鑫鑫[7]研究表明，新质生产力的发展以全要素生产率提升为核心标志，而商业银行数字化转型通过增加信贷供给总量、提高信贷配置效率以及优化信贷期限结构，促进企业全要素生产率的提升，助力新质生产力发展。潘锡泉[11]认为，新质生产力的本质是产业结构升级，商业银行数字化转型能够借助数字技术引导资本流向战略性新兴产业和未来产业，重塑产业结构，促进新质生产力发展。

通过对现有文献梳理发现，关于商业银行数字化转型能够促进新质生产力发展的基本事实，已在学术界达成理论共识。那么，商业银行数字化转型通过何种作用机制对新质生产力产生影响？为回

收稿日期：2026-02-05

基金项目：辽宁省社会科学规划基金项目（L23BJY029）

作者简介：吴遂心（2001—），男，土家族，湖北十堰人，硕士研究生，研究方向为应用经济学；通信作者高嘉璘（1985—），女，博士，副教授，研究方向为银行系统性风险、宏观审慎监管。

答上述问题,使用2011—2021年中国省级面板数据作为研究样本,构建面板固定效应模型、中介效应模型,实证检验商业银行数字化转型对新质生产力的影响及其作用机制,以期为加快商业银行数字化转型进程,培育壮大新质生产力提供可靠依据。

1 理论分析与研究假设

1.1 商业银行数字化转型与新质生产力

商业银行数字化转型能够赋能新质生产力发展。①新质生产力是以科技创新为主导,其发展需要稳定的资金投入。数字化转型使商业银行能够利用大数据、云计算、物联网等数字技术精准识别出具有创新潜质的企业,通过靶向性信贷支持为企业科技创新提供资金支持[12],进而促进新质生产力发展。②全要素生产率的提高是新质生产力发展的核心标志。商业银行数字化转型依托大数据分析技术挖掘有效信息、借助智能化决策工具优化信贷审批流程、通过预警系统防控风险,有效提高了信贷配置效率,进而引导生产要素的合理流动与优化配置,促进了全要素生产率的提升[13],进而推动新质生产力发展。③新质生产力企业具有轻资产、高风险、高成长的特点[14],其融资需求区别于传统企业,需要商业银行根据其生命周期的不同阶段提供针对性的金融服务。商业银行数字化转型通过不断创新金融产品与服务,为新质生产力企业提供多样化的融资模式,满足其多元化的资金需求,进而助力新质生产力发展。据此,提出如下假设。

H1:商业银行数字化转型能够促进新质生产力发展。

1.2 商业银行数字化转型对新质生产力的作用机制分析

1.2.1 区域创新的中介机制分析

商业银行数字化转型利用数字技术对金融数据、市场趋势、政策信息及投资者行为等进行深度挖掘与分析,打破了信息壁垒,搭建起信息交流平台,促进技术、知识、资金等创新要素流动,形成更加开放、共享的创新环境,从而提升了区域创新能力[15]。区域创新能力的提高能够加快创新成果的应用与转化,推动产业结构升级,为新质生产力发展注入强劲动力[16]。由此可知,商业银行数字化转型能够通过提高区域创新能力,进而促进新质生产力发展。

1.2.2 绿色创新的中介机制分析

商业银行的数字化转型借助数字技术精准识别出具有潜力的绿色创新项目,引导信贷资金流向绿色创新领域,为绿色创新发展提供资金支持,进而有效提升了绿色创新能力。绿色创新能力的提升能够实现资源高效利用,以及废弃物的减量化处理以及资源化再生,推动了生产方式的根本性变革,为促进新质生产力发展奠定坚实基础[17]。由此可知,商业银行数字化转型能够通过提升绿色创新能力,进而促进新质生产力发展。

1.2.3 融资约束的中介机制分析

商业银行数字化转型凭借其在信息挖掘、分析、处理等方面的优势,能够在扩大金融覆盖范围、降低金融交易成本的同时减轻银企双方之间的信息不对称程度,增加对企业的信贷供给总量,从而缓解企业发展过程中面临的资金难题[18]。融资约束的缓解使企业拥有充足的资金用于实现关键性技术和颠覆性技术的突破,推动科技创新的发展,为培育壮大新质生产力提供有力支撑[19]。由此可知,商业银行数字化转型能够通过缓解融资约束,进而赋能新质生产力发展。据此,提出如下假设。

H2:商业银行数字化转型通过提高区域创新能力、提升绿色创新能力以及缓解融资约束,进而促进新质生产力发展。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

选取2011—2021年中国30个省份(因数据缺失,不包含西藏地区和港澳台地区)的面板数据进行研究,数据来源于Wind数据库、国家统计局、《中国科技统计年鉴》以及各省份统计年鉴等。对于部分数据在个别年份的缺失值,采取插值法进行补齐。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量:新质生产力(Npr)

参考王珏和王荣基[19]、吴云勇和孟昕儒[20]的研究,从新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象3个维度构建新质生产力综合评价指标体系,并采用熵值法测度中国各省份的新质生产力发展水平。具体指标构建见表1。

2.2.2 核心解释变量:数字化转型指数(Digital)

借鉴贾盾和韩昊哲[21]、林春等[22]的研究,计算各年份各省份商业银行数字化转型指数,具体做法如下:①利用商业银行分支机构许可证数据,计算各年份各省份各商业银行网点数量占各年份各省商业银行网点总数的比值,将其作为权重;②根据谢绚丽和王诗卉[23]构建的“北京大学中国商业银行

表 1　新质生产力评价指标体系

维度	一级指标	二级指标	度量指标	属性
新质劳动者	劳动者技能	受教育程度	人均受教育年限	正向
		教育经费强度	公共财政教育经费支出/GDP	正向
		人力结构	大学生数量/总人口	正向
	劳动者意识	第三产业人员占比	第三产业从业人员/总就业人数	正向
		创业人员占比	创业人口占总人口比重	正向
	劳动生产率	人均工资	在岗职工平均工资	正向
		人均 GDP	GDP/总人口	正向
新质劳动资料	基础设施	传统基础设施	公路里程	正向
			铁路里程	正向
		数字基础设施	光缆线路长度	正向
			互联网接入端口	正向
	能源消耗	总体能源消耗	能源消耗/GDP	负向
	创新水平	科技创新	专利授权数量/总人口	正向
		创新研发	新产品开发经费/GDP	正向
		企业数字化	企业数字化水平	正向
		电子商务企业数量	电子商务交易活动企业数量	正向
新质劳动对象	战略性新兴产业与未来产业	战略性新兴产业投入	高新技术产业研发经费投入	正向
			高技术产业 R&D 人员折合全时当量	正向
		战略性新兴产业产出	高新技术产业营业收入	正向
			高新技术企业的发明专利申请数	正向
		未来产业	机器人安装密度	正向
	生态环境	绿色覆盖率	森林覆盖率	正向
		环境保护力	环境保护支出/一般财政支出	正向
		污染排放量	化学需氧量排放/GDP	负向
			二氧化硫排放/GDP	负向

数字化转型指数”构建省级层面的数字化转型指数；③加权求和得出 2011—2021 年中国各省份的数字化转型指数。

2.2.3　中介变量

(1)区域创新(Inn)。借鉴魏佳慧和耿成轩[24]的研究，采用《中国区域创新能力评价报告》中的“中国区域创新能力综合效用值”作为区域创新能力的度量指标，并对其进行了对数化处理。

(2)绿色创新(Patent)。借鉴吴育辉等[25]的做法，采用绿色专利授权总量作为绿色创新能力的度量指标，并对其进行了对数化处理。

(3)融资约束(Fc)。借鉴丁一兵和孙艺宁[26]的研究，采用地区金融机构贷款余额与地区生产总值的比衡量融资约束水平，该值越大，说明融资约束程度越小。

2.2.4　控制变量

控制变量包括：①经济发展水平(Gdp)，采用各省人均生产总值取对数进行计算；②社会消费水平(Cpi)，采用各省社会消费水平取对数进行计算；③城镇化水平(Urb)，采用各省城镇人口与总人口之比进行计算；④公共财政支出水平(Gov)，采用各省公共财政支出总额取对数进行计算。主要变量的描述性统计结果见表 2。

表 2　变量描述性统计

变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
新质生产力	Npr	0.117	0.058	0.055	0.272
数字化转型	Digital	1.851	1.425	0.179	5.210
区域创新	Inn	3.313	0.310	2.903	3.975
绿色创新	Patent	7.575	1.224	5.178	9.581
融资约束	Fc	1.485	0.420	0.865	2.357
经济发展水平	Gdp	9.778	0.940	7.627	11.184
社会消费水平	Cpi	4.628	0.011	4.614	4.657
城镇化水平	Urb	0.596	0.116	0.429	0.867
公共财政支出水平	Gov	17.664	0.529	16.471	18.525

2.3　模型设定

2.3.1　基准模型构建

为检验商业银行数字化转型对新质生产力的影响，设定固定效应模型：

$$\mathrm{Npr}_{it}=\theta_0+\theta_1\mathrm{Digital}_{it}+\sum_{j=2}^{5}\theta_j\mathrm{Control}_{j,it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：$\mathrm{Control}_{it}$ 为经济发展水平、社会消费水平等控制变量；μ_i 和 δ_t 分别为地区固定效应和时间固定效应；ε_{it} 为随机扰动项；θ_0 为常数项；θ_1、θ_j 为系数。

2.3.2　中介效应模型构建

为检验商业银行数字化转型对新质生产力的作用机制，在模型(1)的基础上，构建中介效应模型：

$$M_{it} = \eta_0 + \eta_1 \text{Digital}_{it} + \sum_{j=2}^{5} \eta_j \text{Control}_{j,it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Npr}_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 M_{it} + \lambda_2 \text{Digital}_{it} + \sum_{j=3}^{6} \lambda_j \text{Control}_{j,it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:M_{it}为中介变量,包括区域创新、绿色创新与融资约束;η_0、λ_0为常数项;η_1、η_j、λ_1、λ_2、λ_j为系数。根据温忠麟和叶宝娟[27]的逐步检验法对中介效应进行检验。若模型(2)中η_1和模型(3)中λ_1均显著,则中介效应显著。

3 实证分析

3.1 基准回归结果

表3列(1)为未加入控制变量的回归结果,数字化转型指数(Didital)的回归系数为0.032,通过了1%的显著性检验,说明商业银行数字化转型能够促进新质生产力发展。为确保回归结果的稳健性,采用逐步回归方法继续进行检验。由列(2)~列(5)可知,加入控制变量后,数字化转型指数的回归系数均显著为正,说明无论是否加入控制变量,商业银行数字化转型都能推动新质生产力发展,假设H1得到验证。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Digital	0.032***	0.031***	0.025***	0.025***	0.022***
	(21.04)	(12.71)	(11.22)	(11.17)	(8.07)
Urb		0.001	−0.006***	−0.006***	−0.007***
		(0.82)	(−6.82)	(−6.75)	(−7.04)
Gdp			0.146***	0.147***	0.135***
			(9.45)	(9.32)	(6.58)
Cpi				0.001	0.002
				(0.43)	(1.13)
Gov					0.060***
					(2.78)
常数项	0.060***	0.031	−0.952***	−1.036***	−1.535***
	(17.29)	(0.88)	(−8.76)	(−4.60)	(−4.05)
时间/地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	330	330	330	330	330
R^2	0.596	0.597	0.690	0.695	0.682

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为t值。

3.2 内生性检验

尽管基准回归中已加入相关的控制变量,在一定程度上缓解了内生性问题。但由于遗漏变量、样本选择偏误以及反向因果等因素,商业银行数字化转型对新质生产力的影响仍存在内生性问题。为进一步缓解内生性问题,采用倾向匹配-双重差分法(PSM-DID)、Heckman两阶段回归等方法进行内生性检验。

3.2.1 PSM-DID

由于商业银行数字化转型与新质生产力之间可能存在遗留变量和互为因果等的内生性问题,采用PSM-DID方法进行内生性检验。考虑到国家为扩宽金融服务的广度和深度,提升金融的普惠性,鼓励金融机构进行数字化改革。基于此,借鉴尹应凯和武鑫鑫[7]的做法,将国务院2015年12月颁发的《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》视为一项准自然实验,利用PSM-DID方法对商业银行数字化转型与新质生产力之间的因果关系进行有效识别。具体做法如下:①选取经济发展水平(Gdp)、社会消费水平(Cpi)等协变量进行倾向得分匹配(PSM),匹配后各协变量的标准差的差异显著减小且处于共同支持范围以内,说明匹配之后的样本满足共同趋势假设前提;②采用双重差分法(DID)检验商业银行数字化转型对新质生产力的影响,设立模型如下:

$$\text{Npr}_{it} = \chi_0 + \chi_1 \text{did}_{it} + \sum_{j=2}^{5} \chi_j \text{Control}_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:核心解释变量did为政策处理变量,$\text{did}_{it} = \text{treat}_i \times \text{time}_t$,time为时间虚拟变量,2016年之前,time取值为0,2016年及之后,time取值为1,treat为组别虚拟变量,若所在省2015年年末的数字化转型指数小于当年所有省份的中位数,将这部分样本标识为实验组,treat赋值为1,反之为对照组,treat赋值为0;χ_0为常数项;χ_1、χ_j为系数。表4列(1)、列(2)分别为近邻匹配、卡尺匹配的估计结果,did的回归系数均显著为正,说明商业银行数字化转型能促进新质生产力发展,实证结果稳健。

表4 PSM-DID检验结果

变量	(1)	(2)
	近邻匹配	卡尺匹配
did	0.016***	0.015***
	(3.57)	(3.20)
控制变量	控制	控制
时间/地区固定效应	控制	控制
样本数	330	330
R^2	0.834	0.819

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为t值。

3.2.2 Heckman两阶段回归

对于商业银行数字化转型会促进新质生产力

发展这一结论，可能存在自选择偏差问题。因为某些省份的商业银行由于特定的政策、技术水平、市场条件而选择性进行数字化转型，而这些条件恰好也会自动地影响新质生产力发展。因此，商业银行数字化转型促进新质生产力发展可能是一种自选择行为。为了排除这种自选择偏差对研究结论的影响，继续使用 Heckman 两阶段回归的方法进行内生性检验。由表 5 列(1)可知，逆米尔斯比率(IMR)回归系数显著，说明模型存在一定的样本自选择偏差问题。因此，采用 Heckman 二阶段法的估计结果是有效的。在经过 Heckman 两阶段处理后，数字化转型指数回归系数 0.029 显著为正，说明实证结果稳健。

3.2.3　工具变量法

继续采用工具变量法进行内生性检验，借鉴丁敬雯[28]的做法，采用数字化转型的滞后 1 期与互联网普及率同时作为数字化转型的工具变量，并采用二阶段最小二乘法进行回归。结果显示：Anderson Canon LM 统计量为 156.034，在 1%的水平上显著，表明工具变量不存在识别不足问题；Cragg-Donald Wald F 统计量为 180.726 大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值，表明不存在弱工具变量的问题；Hansen J 统计量为 1.64 的 P 值为 0.2，大于 0.01，表明工具变量不存在过度识别的问题。可见，选取的工具变量具有合理性。由表 5 列(2)可知，数字化转型指数的回归系数 0.031 显著为正，说明基准回归结果可靠。

表 5　内生性与稳健性检验结果

变量	(1) Heckman 处理	(2) 工具变量法	(3) 指标替换	(4) 剔除直辖市	(5) 更改样本期间
Digital	0.029*** (3.58)	0.031*** (8.92)	0.033*** (4.22)	0.019*** (7.05)	0.021*** (7.12)
IMR	0.069*** (7.00)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间/地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	330	330	330	286	270
R^2	0.889	0.664	0.367	0.673	0.685

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著；括号内为 t 值。

3.3　稳健性检验

3.3.1　指标替换法

为了保证回归结果的可靠性，采用指标替换法进行稳健性检验。借鉴方芳和李强[29]的做法，采用中国数字普惠金融地区指数衡量各省商业银行数字化转型程度进行稳健性检验。由表 5 列(3)可知，数字化转型指数的回归系数为 0.033，显著为正，说明替换指标后，商业银行数字化转型仍能起到赋能新质生产力发展的作用，实证结果可靠。

3.3.2　剔除直辖市样本

将北京、天津、上海、重庆 4 个直辖市从样本中剔除，再对模型(1)进行重新估计。由表 5 列(4)可知，数字化转型指数的回归系数为 0.019，显著为正，说明剔除直辖市样本后，商业银行数字化转型仍能起到推动新质生产力发展的作用，实证结果稳健。

3.3.3　更改样本期间

为排除股灾和全球新冠疫情对回归结果的干扰，剔除 2015 年和 2020 年的样本再对模型(1)重新进行回归。由表 5 列(5)可知，数字化转型指数回归系数为 0.021，显著为正，说明剔除特殊年份的样本后，商业银行数字化转型仍能起到促进新质生产力发展的作用，实证结果稳健。

3.4　异质性检验

3.4.1　地区异质性检验

按照行政区域进行地区异质性检验，将样本划分为东部地区、中部地区和西部地区 3 组进行地区异质性检验。由表 6 列(1)～列(3)可知，数字化转型指数的回归系数分别为 0.047、0.017、0.013，均通过了显著性检验。可见，商业银行数字化转型对新质生产力的促进作用呈现“东部最强、中部次之、西部最弱”的地区异质性特征。可能的原因在于，东部地区数字基础设施、数字技术发展水平以及人才优势要高于其他地区，且具有雄厚的资金、良好的产业基础，这些因素为商业银行数字化转型创造了更有利的条件，使其能够更好地赋能新质生产力发展。

3.4.2　市场化水平的异质性检验

借鉴白俊红和刘宇英[30]的做法，采用樊纲市场化指数衡量中国各省份的市场化水平，并按照中位数将样本划分为市场化水平高、低两组进行异质性检验。由表 6 列(4)、列(5)可知，数字化转型指数的回归系数分别为 0.025、0.019，均通过了显著性检验。可见，商业银行数字化转型对新质生产力的促进作用在市场化水平高的地区更强。可能的原因在于，市场化程度高的地区建立了更完善的数据交易市场，产业分工更细化，创新活力更充沛，这些因素能够使商业银行数字化转型对新质生产力的促进作用发挥得更充分。

表 6　异质性检验结果

变量	地区			市场化水平		数实融合	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	东部	中部	西部	高	低	高	低
Digital	0.047***	0.017***	0.013***	0.025***	0.019***	0.024***	0.011***
	(7.54)	(10.61)	(5.38)	(5.76)	(18.52)	(5.54)	(6.55)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	121	121	88	165	165	176	154
R^2	0.779	0.694	0.799	0.738	0.699	0.729	0.750

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著;括号内为 t 值。

3.4.3　数实融合的异质性检验

借鉴 Kwon 等[31]、周密等[32]的研究,通过中国专利申请数据库提取每条专利的分类号信息,并将专利分类号与国民经济各产业进行匹配,得到技术-产业之间的关联共现频次,进而测度数实融合水平。接下来,根据数实融合指标中位数将样本划分为数实融合高、低两组进行异质性检验。由表 6 列(6)、列(7)可知,数字化转型指数的回归系数分别为 0.024、0.011,均通过了显著性检验。可见,商业银行数字化转型对新质生产力的促进作用在数实融合水平高的地区更强。可能的原因在于,数实融合水平高的地区通常更注重数字基础设施建设,数据要素流通顺畅,产业数字化程度相对较高,这些因素可以加快商业银行数字化转型进程,进而对新质生产力的促进作用更强。

4　作用机制检验

4.1　区域创新的中介效应分析

表 7 列(1)、列(2)为区域创新的中介效应检验结果。列(1)数字化转型指数回归系数为 0.028,通过了 1%的显著性检验,说明商业银行数字化转型能够提高区域创新能力;列(2)区域创新(Inn)回归系数为 0.059,通过了 1%的显著性检验,说明区域创新能力的提高能够促进新质生产力发展。可见,区域创新的中介效应显著。商业银行数字化转型能够通过提高区域创新能力,进而赋能新质生产力发展,即存在"商业银行数字化转型→提高区域创新能力→促进新质生产力发展"的作用机制。

4.2　绿色创新的中介效应分析

表 7 列(3)、列(4)为绿色创新的中介效应检验结果。列(3)数字化转型指数回归系数为 0.436,通过了 1%的显著性检验,说明商业银行数字化转型能够提升绿色创新能力;列(4)绿色创新(Patent)回归系数为 0.019,通过了 5%的显著性检验,说明绿色创新能力的提升能够促进新质生产力发展。可见,绿色创新的中介效应显著。商业银行数字化转型能够通过提升绿色创新能力,进而推动新质生产力发展,即存在"商业银行数字化转型→提升绿色创新能力→促进新质生产力发展"的作用机制。

表 7　中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Inn	Npr	Patent	Npr	Fc	Npr
Digital	0.028***	0.021***	0.436***	0.021***	0.028***	0.020***
	(4.46)	(8.21)	(17.67)	(8.37)	(2.67)	(7.66)
Inn		0.059***				
		(2.81)				
Patent				0.019**		
				(2.45)		
Fc						0.033**
						(2.26)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间/地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验	z=7.531	P=0.000	z=6.833	P=0.000	z=2.287	P=0.021
样本数	330	330	330	330	330	330
R^2	0.517	0.691	0.537	0.688	0.669	0.687

注:*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显著;括号内为 t 值。

4.3　融资约束的中介效应分析

表 7 列(5)、列(6)为融资约束的中介效应检验结果。列(5)数字化转型指数回归系数为 0.028,通过了 1%的显著性检验,说明商业银行数字化转型能够缓解融资约束;列(6)融资约束(Fc)回归系数为 0.033,通过了 5%的显著性检验,说明融资约束的缓解能够推动新质生产力发展。可见,融资约束的中介效应显著。商业银行数字化转型通过缓解融资约束,进而促进新质生产力发展,即存在"商业银行数字化转型→缓解融资约束→促进新质生产力发展"的作用机制。

4.4　Sobel 检验和 Bootstrap 检验

为确保中介效应检验的可靠性,分别采用 Sobel 检验和 Bootstrap 检验对区域创新、绿色创新与融资约束的中介效应进行检验。其中,Sobel 检验统计量的 P 值均小于 0.05,Bootstrap 检验的置信区间分别为[0.006, 0.011]、[0.007, 0.018]、[0.005,0.012]均不包含 0。该结果再次验证了区域创新、绿色创新与融资约束的中介效应显著,假设 H2 成立。

5　结论与政策建议

数字化转型已成为商业银行重构竞争力与运营模式的重要手段,也是金融体系适应数字经济时代的重要变革。基于 2011—2021 年中国省级面板数据,实证检验数字经济对新质生产力的影响效应及其作用机制。研究发现:①商业银行数字化转型能够促进新质生产力的发展。该结论通过 PSM-DID 等一系列稳健性检验后依然成立。②区域创新、绿色创新和融资约束是商业银行数字化转型赋能新质生产力发展的内在机制。商业银行数字化转型通过提高区域创新能力、提升绿色创新能力与缓解融资约束,进而起到促进新质生产力发展的作用。③异质性检验发现,商业银行数字化转型对新质生产力的促进作用呈现"东部最强、中部次之、西部最弱"的特征,并且在市场化水平高和数实融合水平高的地区,商业银行数字化转型对新质生产力的促进作用更强。基于上述结论,提出如下建议。

(1)加快商业银行数字化转型进程。①商业银行应加大金融创新的投入力度,完善数字化运营体系,优化金融产品和服务,并通过引入数字化管理软件和系统,实现各项业务流程的自动化和智能化;②商业银行应加强员工对数字化转型的认识与理解,并引进金融知识储备丰富、数字化技能过硬的复合型人才;③在推进商业银行数字化转型的进程中,应充分考虑到相邻区域间协同发展和资源共享的重要性,以充分释放商业银行数字化转型的空间外溢效应。

(2)打破区域合作壁垒,增强区域创新能力。①利用商业银行的数字化转型成果,构建基于大数据的中小企业创新评估体系,通过建立"技术流"评价模型,将银行的数字风控能力转化为对创新企业的识别能力,从而精准赋能区域创新;②政府应积极推动企业建立跨区域、跨行业的合作平台,加强与当地企业、高校及科研机构之间的合作与交流,增强创新发展动力,提高创新资源的配置效率,提高区域创新能力。

(3)加大绿色创新扶持力度,提升绿色创新能力。①商业银行借助数字技术,精准识别绿色创新项目,引导资金向其倾斜,为绿色创新项目提供资金支持;②政府应制定绿色创新专项发展规划,对绿色技术企业给予一定的优惠政策,扶持绿色创新企业发展;③培育壮大绿色产业主体,着力构建"龙头引领、中小企业协同、集群发展"的绿色企业成长体系,提高绿色创新能力。

(4)优化融资环境,满足企业多元化融资需求。①商业银行应主动聚焦企业多元化融资需求,深度运用数字技术创新融资模式与服务手段,精准匹配不同类型、不同发展阶段企业的资金诉求,加快构建更具针对性的现代化金融服务体系,切实提升金融资源配置效率与服务质效;②优化增值税留抵退税政策,扩大退税范围,提高退税效率,让企业能够及时获得资金回流,缓解资金压力。

参考文献

[1] 中国社会科学院经济研究所课题组,黄群慧,杨耀武,等. 结构变迁、效率变革与发展新质生产力[J]. 经济研究,2024,59(4):4-23.

[2] 周文,许凌云. 论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J]. 改革,2023(10):1-13.

[3] 邱海平. 新质生产力理论的科学内涵及其重大创新意义[J]. 财经问题研究,2024(5):3-14.

[4] 陆岷峰. 新质生产力与金融强国:新时代金融业发展战略重构[J]. 西安财经大学学报,2025,38(3):3-12.

[5] 穆红梅,郑开焰. 商业银行数字化转型的国际经验与我国策略[J]. 亚太经济,2021(1):59-64.

[6] 韩亮亮,彭伊. 商业银行数字化转型何以促进企业创新投入[J]. 广东财经大学学报,2025,40(4):35-49.

[7] 尹应凯,武鑫鑫. 银行数字化转型、信贷配置与企业全要素生产率[J]. 上海经济研究,2025(6):89-105.

[8] 郑强,胡明茜. 数字金融赋能新质生产力发展:理论逻辑、现实困境与突破路径[J]. 改革,2025(5):78-89.

[9] 石建勋,徐玲. 加快形成新质生产力的重大战略意义及实现路径研究[J]. 财经问题研究,2024(1):3-12.
[10] 韩文龙,唐湘. 新金融推动新质生产力发展的理论逻辑与实践路径[J]. 兰州大学学报(社会科学版),2025,53(3):15-26.
[11] 潘锡泉. 金融支持我国新质生产力发展的客观现实、逻辑机制及实践路径:基于金融"五篇大文章"的视角[J]. 当代经济管理,2025,47(6):79-87.
[12] 刘晓寒,高嘉璘. 数字经济对银行风险的影响机制研究[J]. 统计与决策,2023,39(20):147-151.
[13] 刘自强,封秋硕. 商业银行数字化转型何以助推企业高质量发展?[J]. 金融理论与实践,2024(6):24-42.
[14] 徐珣,王依佳,李科平. 营商环境赋能新质生产力发展:理论逻辑、现实问题与实践路径[J]. 西南金融,2024(12):57-68.
[15] 傅泽. 数据要素配置能否提升新质生产力水平? 基于创新赋能效应和资源整合效应的机制检验[J]. 云南财经大学学报,2024,40(11):1-13.
[16] 段永彪,赵宇洋,董新宇. 数字经济如何赋能新质生产力:基于省级面板数据的实证研究[J]. 经济问题探索,2025(3):1-15.
[17] 柴尚蕾,周倩倩,魏伟,等. "无废城市"建设试点的企业绿色创新效应[J]. 中国人口·资源与环境,2025,35(4):144-156.
[18] 侯胜,王朗. 商业银行数字化转型、空间溢出与区域创新能力[J]. 统计与信息论坛,2025,40(2):79-91.
[19] 王珏,王荣基. 新质生产力:指标构建与时空演进[J]. 西安财经大学学报,2024,37(1):31-47.
[20] 吴云勇,孟昕儒. 科技金融赋能新质生产力:空间效应与异质性检验[J]. 统计与决策,2024,40(23):31-36.
[21] 贾盾,韩昊哲. 金融科技与商业银行竞争性负债[J]. 世界经济,2023,46(2):183-208.
[22] 林春,葛辛荻,孙英杰. 商业银行数字化转型与新质生产力提升[J]. 财经理论与实践,2025,46(2):10-17.
[23] 谢绚丽,王诗卉. 中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响[J]. 经济学(季刊),2022,22(6):1937-1956.
[24] 魏佳慧,耿成轩. 资本要素省际流动对区域创新差异的影响研究[J]. 经济经纬,2023,40(3):34-44.
[25] 吴育辉,田亚男,陈韫妍,等. 绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J]. 管理世界,2022,38(6):176-193.
[26] 丁一兵,孙艺宁. 金融科技发展与城市出口产品质量提升[J]. 上海大学学报(社会科学版),2025,42(4):80-99.
[27] 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.
[28] 丁敬雯. 数字化转型与商业银行信用风险管理:效应分析与国际借鉴[J]. 世界经济与政治论坛,2024(4):138-153.
[29] 方芳,李强. 商业银行数字化转型如何影响风险承担:基于负债成本与信贷选择机制的分析[J]. 贵州财经大学学报,2024(3):31-39.
[30] 白俊红,刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济,2018(1):60-78.
[31] KWON O,AN Y,KIM M,et al. Anticipating technology-driven industry convergence:evidence from large scale patent ana-lysis[J]. Technology Analysis & Strategic Management,2020(32):363-378.
[32] 周密,王雷,郭佳宏. 新质生产力背景下数实融合的测算与时空比较:基于专利共分类方法的研究[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(7):5-27.

Impact of Digital Transformation of Commercial Banks on New-quality Productivity

WU Suixin[1], GAO Jialin[2]

(1. School of Economics and Management, Jiangxi Normal University, Nanchang 330022, China;
2. School of Economics, Dalian University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: Digital transformation is not only an important engine to empower the high-quality development of commercial banks, but also a key link to drive the development of new-quality productivity. Based on the panel data of provinces in China from 2011 to 2021, fixed-effects model, a mediation effect model, and a spatial Durbin model were constructed to empirically test the impact of commercial banks' digital transformation on new-quality productivity. It is shown that the digital transformation of commercial banks promotes the development of new productive forces, and this conclusion remains valid after a series of robustness tests such as PSM-DID (propensity score matching - difference in differences). Through the mediation effect research, it is indicated that regional innovation, green innovation, and financing constraints exert significant mediating effects in the process of commercial banks' digital transformation promoting the development of new-quality productive forces. Based on the above findings, acceleration of the digital transformation of commercial banks is recommended, and its role in improving the development level of new-quality productivity should be fully leveraged.

Keywords: new quality productivity; digital transformation of commercial banks; mechanism of action