

数字化绿色化协同对未来产业发展的影响研究

陈洪飞^{1,2}, 牛东晓^{1,2}, 斯琴卓娅³, 尹姝卉^{1,2}

(1. 华北电力大学经济与管理学院, 北京 102206; 2. 新能源电力与低碳发展北京市重点实验室, 北京 102206;
3. 浙江大学伊利诺伊大学厄巴纳香槟校区联合学院, 浙江海宁 324000)

摘要:人工智能是我国培育新质生产力的关键力量,探索双化协同如何推动未来产业发展对破除“卡脖子”难题意义重大。基于2009-2023年中国283个城市的面板数据,建立固定效应模型、中介效应模型和空间杜宾模型,实证检验双化协同对未来产业发展的影响。研究发现:数字化转型显著推动了未来产业发展,绿色化转型仅产生了长期驱动效应,双化协同正好弥补了绿色化转型的短期驱动的不足,使其能从短期和长期共同促进未来产业发展。机制检验表明,双化协同可以通过吸收绿色金融投资、提升绿色创新能力和优化产业结构三种途径推动未来产业发展。异质性分析显示,双化协同对未来产业发展的影响效应在大规模、数字经济水平较高和环境关注度较高的城市中更为显著。此外,双化协同对未来产业发展具有显著的空间溢出效应,有助于推动城市间形成协调发展的产业布局。本文加深了未来产业发展动因以及双化协同赋能未来产业发展的效应、机制和空间差异的理解。

关键词:数字化转型;绿色化转型;协同效应;未来产业发展;短期影响;长期影响

中图分类号:F124/F427

文献标识码:A

为推动可持续的未来,欧盟委员会提出了数字化与绿色化转型协同的概念。中国作为新兴的工业增长中心和全球环境管理的关键参与者,相继出台了《“十四五”国家信息化规划》《数字化绿色化协同转型发展实施指南》等政策,强调推动数字化绿色化协同发展(简称:双化协同)。与此同时,随着经济转向高质量发展阶段,粗放型低附加值产业亟需转型升级,数字化绿色化转型被认为是推动产业结构升级、探索未来产业发展的重要依托。正如习近平总书记在各地考察所说:“要找准定位、明确方向,整合资源、精准发力,加快传统产业改造升级,加快战略性新兴产业发展壮大,全力推动未来产业加速落子布局,为高质量发展开辟新赛道、新动能、新优势。”显然,如何行之有效地释放双化协同的力量推动未来产业发展已成为亟待检验的课题。

那么,双化协同能否推动中国未来产业发展?其作用机制是什么?在空间上又将呈现怎样的规律?对于这些问题,亟需逻辑严谨的实证研究进行

论证。然而,仅有的相关文献仍停留于双化协同的概念、测度^[1]及影响^[2],未来产业发展潜力测度^[3],双化协同对产业转型的理论分析^[4]等。因此,要厘清双化协同与未来产业发展的关系,需在梳理相关理论的基础上,结合中国现实背景进行实证研究,这也为本文提供了边际贡献的机会。

因此,本文立足于中国正处于数字化绿色化两大战略历史交汇点的契机,以2009-2023年中国283个城市的面板数据,建立多种计量模型实证检验双化协同对未来产业发展的影响及机制。本文的边际贡献:(1)考察了双化协同对未来产业发展的影响,弥补了现有文献的不足。(2)探讨了双化协同主要通过何种途径影响未来产业发展这一根本性问题,全面评估了绿色金融投资、绿色创新能力和产业结构在双化协同与未来产业发展中的中介机制,深化了现有文献。(3)进一步检验了双化协同对未来产业发展的空间溢出效应,为城市间产业联动和产业布局提供理论支持。

收稿日期:2025-05-28;修回日期:2026-01-12

基金项目:国家社会科学基金重大项目(22&ZD103)

作者简介:陈洪飞(1996-),男,土家族,博士研究生,E-mail:hfcchenhf2022@163.com。牛东晓(1962-),男,教授、博士生导师。斯琴卓娅(1992-),女,蒙古族,博士。尹姝卉(1999-),女,满族,硕士研究生。

1 理论分析及研究假设

1.1 双化协同对城市未来产业发展的影响效应

数字化转型以大数据、人工智能等数字技术实现数据信息的高速运转,有利于突破传统产业边界,压缩时空距离,促进新旧产业更迭,形成合理、高效的资源配置机制,推动未来产业发展。基于熊彼特创新理论,数字技术与原有生产要素的结合推动了传统生产范式的变革,实现各环节精细化管理^[5]。基于数据质量管理理论,数据要素在集聚过程中并非简单地积累和汇聚,而需要经历数据清洗、整合、标注等一系列程序^[6],从而精准匹配客户需求,实现新旧动能转换,促进产业结构升级,为未来产业发展提供动力。基于信息不对称理论,随着数据时代的到来,数据的爆炸式增长加大了企业捕获有效信息的难度,数字技术正好有效弥补这一短板;数字技术通过低成本获取信息、高效传播信息、互联共享的特征实现企业信息实时共享与互通,打破了资源供需之间的信息不对称,助推产业发展。

H1:不论是短期还是长期,数字化转型总能显著地推动未来产业发展。

可持续发展理论强调经济、社会和环境等多个维度之间需要实现平衡。绿色化转型正是对该理论内容的实践:一方面,绿色化转型是应对环境挑战的一种战略工具。由于早期技术水平的限制,资源密集产业对传统能源具有高度依赖性;然而随着清洁能源技术的发展,资源密集型产业可以通过能源循环利用或寻求可替代性能源的方式从源头上减少污染,实现能源清洁高效利用,从而缓解能源约束问题。另一方面,环境规制作为一种特殊的环境偏向性技术进步。根据波特假说,环境规制会引致生态创新能力,企业会积极寻找并清除生产中可能存在的低效率行为^[7],从而补偿遵循成本并提升企业竞争力^[8],进而影响整个行业转型。同理,绿色化转型对未来产业发展理应也存在类似效应。

H2:不论是短期还是长期,绿色化转型总能显著地推动未来产业发展。

数字化转型通过压缩时空距离、调整产业结构、优化资源配置等推动产业发展,而绿色化转型可以兼顾可持续发展理念,运用一系列环境规制工具提升企业乃至行业竞争力。同时,战略协同理论强调双化协同战略之间的相互影响和相互促进是企业获

得竞争优势和提升绩效的关键。可见,双化协同对提升企业竞争力以支撑产业发展具有显著促进作用。

H3:不论是短期还是长期,双化协同总能显著地推动未来产业发展。

1.2 双化协同影响未来产业发展的影响机制

双化协同既能通过兼顾可持续发展理念,突破传统产业边界,促进资源整合等获取更多绿色投资,也能从加快信息交互和高效传播等途径丰富绿色投资种类,从而提升城市的绿色金融投资力度。首先,双化协同整合了数字化绿色化的优势,可以有效地促进产业多元化发展。在“双碳”目标引领下,绿色发展理念越来越被重视,而数字化发展为消费群体和产业多元化发展提供了保障。双化协同激发了产业多元化需求,进而促进了产业规模调整,成为绿色金融投资标的。其次,双化协同会满足金融投资者信息获取需求。数字化发展提供了信息流通的平台,为金融投资者的投资活动提供了更多的参考。同时,这种金融活动还会形成良性循环,推动产业优化和资源整合。现有研究表明绿色金融有助于推动产业绿色发展^[9]、产业结构升级^[10]等。此外,绿色金融投资也常被用作中介变量,Zhao等^[11]学者的研究对此进行了验证。

H4:双化协同通过吸引绿色金融投资推动未来产业发展。

一方面,双化协同通过数字化整合资源优势和绿色化强制性要求,倒逼企业技术创新,从而提升城市的绿色创新能力。即双化协同运用数字化信息交互和万物互联的特性,识别消费群体对绿色化产品需求,激励企业自发进行技术革新,培育企业绿色创新能力。另一方面,提升绿色创新能力有助于推动产业发展。Wu等^[12]学者揭示了绿色技术创新对产业结构升级具有显著影响。

H5:双化协同通过提升绿色创新能力推动未来产业发展。

双化协同通过数字化绿色化优势推动产业结构趋于高级化、合理化,而产业结构重构有利于推动未来产业发展。研究表明数字化技术发展有助于促进产业融合和产业结构升级^[13],产业数字化加速了产业结构重构等^[14]。另外,产业结构也常常会发挥中介作用。Lu等^[15]学者对此进行了验证。

H6:双化协同通过优化产业结构推动未来产业发展。

1.3 双化协同对未来产业发展的空间溢出效应

双化协同的重要特征就是融合了数字化绿色化优势,兼顾可持续发展理念,通过高效的信息压缩时空距离,优化城市间产业布局。Yang等^[16]学者揭示了数字化发展对工业生态效率的空间溢出影响。张佐敏等^[17]学者验证了绿色化发展在绿色创新和绿色金融支持共生中的空间溢出效应。那么,既融合数字化优势,又包含绿色化特征的双化协同对未来产业发展的影响理应在空间上也存在类似效应。

H7:双化协同对未来产业发展存在显著的空间溢出效应。

2 研究设计

2.1 模型构建

为验证上述研究假设,首先针对直接效应检验构建基准模型如下:

$$Robot_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{i,t} + \beta_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Robot_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Gre_{i,t} + \alpha_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Robot_{i,t} = \chi_0 + \chi_1 Syn_{i,t} + \chi_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Controls_{i,t} = \ln Gdp_{i,t} + \ln Dp_{i,t} + Gin_{i,t} + Esp_{i,t} + Fin_{i,t} \quad (4)$$

式中, $Robot_{i,t}$ 为城市*i*在*t*时期的短期或长期未来产业发展水平, $Dig_{i,t}$ 、 $Gre_{i,t}$ 、 $Syn_{i,t}$ 分别为城市*i*在*t*时期的数字化转型、绿色化转型及两者协同水平, $Control_{i,t}$ 为一系列控制变量, μ_i 表示个体固定效应, ν_i 则控制时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

其次,除直接效应外,为讨论双化协同对未来产业发展可能存在的作用机制,检验绿色金融投资、绿色创新能力和产业结构是否为二者之间的中介变量。构建模型如下:

$$Gfi_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Syn_{i,t} + \gamma_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Tgipg_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Syn_{i,t} + \delta_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Is_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 Syn_{i,t} + \eta_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式中, $Gfi_{i,t}$ 、 $Tgipg_{i,t}$ 、 $Is_{i,t}$ 分别为城市*i*在*t*时期的绿色金融投资、绿色创新能力和产业结构水平,其他变量与前文一致。

最后,为进一步讨论双化协同对未来产业发展的空间溢出效应,在式(3)中引入各变量的空间交互项,进一步将其扩展为空间杜宾模型(SDM):

$$Robot_{i,t} = \chi_0 + \rho W Robot_{i,t} + \varphi_1 W Syn_{i,t} + \chi_1 Syn_{i,t} + \varphi_2 W Controls_{i,t} + \chi_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式中, ρ 为空间自回归系数, W 为空间权重矩阵,本文采用空间经济距离矩阵。 φ_1 和 φ_2 为核心解释变量及控制变量空间交互弹性系数。

2.2 变量定义

(1)被解释变量:未来产业发展水平($Robot$)。未来产业是指具有高成长性、高附加值和战略重要性的行业,包括人工智能、新能源产业等。但不幸的是,城市层面的人工智能、新能源产业等数据获取难度大,难以形成一一匹配的结果。因此,结合未来产业发展的数据特征,最终选用城市工业机器人渗透度为代理变量。借鉴袁劲等^[18]的研究,基于国际机器人联盟(IFR)报告发布的工业机器人安装数据,运用Bartc工具变量法计算城市工业机器人渗透度。首先,构建行业工业机器人渗透指数($IRobot$):

$$IRobot_{j,t} = R_{j,t} / Employ_{j,t=2000} \quad (9)$$

式中, $IRobot_{j,t}$ 表示*j*行业*t*时期的工业机器人渗透度, $R_{j,t}$ 表示*j*行业*t*时期机器人增量或存量, $Employ_{j,t=2000}$ 表示基期(2000年)*j*行业就业人数。

其次,利用行业工业机器人渗透度,构造城市工业机器人渗透度($Robot$)。

$$Robot_{i,t} = \sum_{j=1}^n [IRobot_{j,t} \times (Employ_{j,i,t=2000} / Employ_{j,t=2000})] \quad (10)$$

式中, $Robot_{i,t}$ 代表*i*城市在*t*时期的工业机器人渗透度, $Employ_{j,i,t=2000}$ 表示*i*城市在基准年份2000年*j*行业的就业人数。

基于上述计算步骤,得到各个城市工业机器人渗透度的增量和存量结果,从而表征未来产业发展的短期和长期水平。

(2)解释变量:数字化转型(Dig)、绿色化转型(Gre)及两者协同水平(Syn)。借鉴王韶华等^[19]的研究,构建数字化转型与绿色化转型的指标体系(如表1所示),运用变异系数指数合成法和耦合协调度模型测算数字化转型、绿色化转型及两者协同水平。

(3)机制变量:绿色金融投资(Gfi)、绿色创新能力($Tgipg$)和产业结构(Is)。

(4)控制变量:人均GDP($\ln Gdp$)、人口密度

($lnDp$)、政府干预(Gin)、教育支出水平(Esp)、财政 投资力度(Fin)。详见变量定义表 2。

表 1 数字化转型与绿色化转型指标体系				
Table 1 Indicator system for digital transformation and green transformation				
目标层	维度层	指标层	单位	权重
数字化转型	数字化经济	电信业务收入	万元	0.2070
		计算机服务和软件从业人员占比	%	0.0466
		互联网宽带接入用户	千户	0.1441
	数字化基础	移动电话年末用户数	万户	0.1291
		互联网普及率	户/百万人	0.0418
		专利申请量	个	0.3621
	数字软环境	数字普惠金融指数	-	0.0693
		建成区公园绿地面积	公顷	0.4511
		建成区绿化覆盖率	%	0.0430
	绿色生态	工业固体废物综合利用率	%	0.0721
绿色化转型	绿色工业	工业污水集中处理率	%	0.0375
		生活垃圾无害化处理率	%	0.0416
		人均水资源量	立方米/万人	0.3547
	绿色生活			

表 2 变量定义表			
Table 2 Variable definition table			
类型	名称	符号	定义
被解释变量	未来产业发展的短期水平	$Robot1$	借鉴袁劲等 ^[23] 的研究测度
	未来产业发展的长期水平	$Robot2$	
解释变量	数字化转型水平	Dig	变异系数指数合成法测度
	绿色化转型水平	Dre	变异系数指数合成法测度
	双化协同水平	Syn	耦合协调度模型测度
机制变量	绿色金融投资水平	Gfi	绿色金融指数
	绿色创新能力	$Tgipg$	绿色发明专利授权量
	产业结构	Is	第三产业增加值/第二产业增加值
	人均 GDP	$lnGdp$	人均 GDP 取对数
控制变量	人口密度	$lnDp$	户籍人口数量与行政区域面积的比值取对数
	政府干预	Gin	地方财政一般预算支出/GDP
	教育支出水平	Esp	地方财政一般预算支出中教育支出占比
	财政投资力度	Fin	固定资产投资/地方财政一般预算支出

2.3 样本选择与数据来源

由于部分基础数据的限制,以及考虑 2008 年金融危机的影响,本文针对 2009 – 2023 年中国 283 个地级及以上城市展开研究,形成了 4245 个城市的均衡面板。研究使用数据除数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编

制《中国数字普惠金融指数》、工业机器人安装数据来源于国际机器人联盟报告整理外,其他数据均来源于《中国城市统计年鉴》,缺失值用地级市统计年鉴或统计公报补齐。主要变量描述性统计如表 3 所示。

表 3 描述性统计
Table 3 Descriptive statistics

变量	Obs	Mean	Sd	Min	Max
<i>Robot1</i>	4245	4.51	4.08	0.01	25.91
<i>Robot2</i>	4245	29.06	32.64	0.07	205.58
<i>Dig</i>	4245	0.09	0.07	0.01	0.72
<i>Gre</i>	4245	0.18	0.05	0.06	0.60
<i>Syn</i>	4245	0.34	0.07	0.16	0.81
<i>Gfi</i>	4245	0.33	0.11	0.01	0.72
<i>Tgipg</i>	4245	98.17	439.43	0.00	11760.00
<i>Is</i>	4245	1.06	0.61	0.11	6.33
<i>lnGdp</i>	4245	10.73	0.62	8.41	12.49
<i>lnDp</i>	4245	5.74	0.93	1.61	8.01
<i>Gin</i>	4245	0.20	0.10	0.04	1.03
<i>Esp</i>	4245	0.18	0.04	0.01	0.79
<i>Fin</i>	4245	5.83	4.09	0.01	39.66

3 双化协同对未来产业发展影响的实证检验

3.1 基准回归分析

表 4 汇报了数字化转型、绿色化转型及两者协同水平对未来产业发展的短期和长期影响。其中,模型(1)–(3)是短期影响的估计结果,可以发现:数字化转型(*Dig*)的估计系数显著为正,数字化转型在短期内显著促进了城市未来产业发展;绿色化转型(*Gre*)的估计系数为正,但不显著,说明绿色化转型在短期内难以推动未来产业发展;双化协同(*Syn*)的估计系数显著为正,双化协同在短期内也有利于未来产业发展,数字化和绿色化产生了协同作用。模型(4)–(6)是长期影响的估计结果:数字化转型(*Dig*)的估计系数依然显著为正,数字化转型在长期依然促进了未来产业发展;绿色化转型(*Gre*)的估计系数在 10% 的水平上显著为正,表明绿色化转型在长期促进了未来产业发展;双化协同(*Syn*)的估计系数依然在 1% 的水平上显著为正,双化协同在长期依然有利于未来产业发展,协同作用有效增强了绿色化转型的效率。

综合来看,不论是短期还是长期,数字化转型都显著地推动了未来产业发展,验证了 H1;而绿色化转型并非如此,其对未来产业发展的短期驱动效应并不显著,仅有长期驱动效应促进未来产业发展,对

H2 进行修正;双化协同增强了绿色化转型的影响效应,使其能从短期和长期推动未来产业发展,验证了 H3。更值得关注的是,双化协同不仅有效弥补了绿色化转型短期驱动作用的不足,而且还显著提升了数字化绿色化转型推动未来产业发展的平均效应($0.4702 > 0.3710; 0.5373 > 0.5005$)。

3.2 稳健性检验

前文验证了数字化转型、绿色化转型及两者协同水平对未来产业发展的影响,为进一步论证结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。

(1) 替换数字化转型衡量方式。参照赵涛等^[20]的研究,用城市数字经济水平表征城市数字化能力,重新估计城市数字化水平对未来产业发展的短期和长期影响。结果如表 5 第(1)列和第(4)列所示,更换数字化转型的衡量方式后,回归结果与原模型保持一致,原假设仍成立。

(2) 替换绿色化转型的测量方式。用表 1 中的绿色生态指标(建成区公园绿地面积和建成区绿化覆盖率)表征城市绿色化水平,重新估计城市绿色化水平对未来产业发展的短期和长期影响。结果如表 5 第(2)列和第(5)列所示,更换绿色化转型的衡量方式后,回归结果与原模型保持一致,原假设仍成立。

(3) 更换双化协同的测算模型。用协同度模型重新测度双化协同水平,结果如表 5 第(3)列和第(6)列所示,更换双化协同的测度模型后,回归结果与原模型保持一致,原假设仍成立。

表 4 基准回归结果

Table 4 Benchmark regression results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	短期	短期	短期	长期	长期	长期
<i>Dig</i>	0.6478*** (0.1848)			0.7555*** (0.2126)		
<i>Gre</i>		0.0941 (0.0994)			0.2449* (0.1287)	
<i>Syn</i>			0.4702*** (0.1490)			0.5373*** (0.1744)
<i>lnGdp</i>	-0.0640*** (0.0166)	-0.0676*** (0.0168)	-0.0712*** (0.0167)	-0.0939*** (0.0208)	-0.0989*** (0.0210)	-0.1022*** (0.0210)
<i>lnDp</i>	-0.0481 (0.0654)	0.0287 (0.0723)	0.0112 (0.0702)	-0.0443 (0.0872)	0.0399 (0.0971)	0.0253 (0.0948)
<i>Gin</i>	-0.3224*** (0.0876)	-0.3534*** (0.0928)	-0.3475*** (0.0912)	-0.2445** (0.0983)	-0.2806*** (0.1039)	-0.2739*** (0.1023)
<i>Esp</i>	0.0654 (0.1025)	0.1006 (0.1006)	0.0742 (0.1017)	0.2589** (0.1129)	0.2866** (0.1140)	0.2700** (0.1131)
<i>Fin</i>	0.0008 (0.0005)	0.0005 (0.0005)	0.0006 (0.0005)	0.0021 (0.0013)	0.0018 (0.0014)	0.0018 (0.0014)
<i>- cons</i>	0.9318** (0.4193)	0.5437 (0.4579)	0.5658 (0.4441)	1.1490** (0.5202)	0.7152 (0.5744)	0.7213 (0.5583)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.4151	0.4818	0.5066	0.4679	0.4919	0.5121
<i>Obs</i>	4245	4245	4245	4245	4245	4245

注:*** (1%)、** (5%)、* (10%),括号内为稳健标准误,下同。

表 5 稳健性检验结果

Table 5 Robustness test results

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	短期	短期	短期	长期	长期	长期
<i>DigE</i>	0.0265*** (0.0048)			0.0310*** (0.0077)		
<i>GreE</i>		0.1501 (0.1141)			0.2794* (0.1212)	
<i>Syn1</i>			0.5710*** (0.1695)			0.6917*** (0.2008)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>- cons</i>	0.6335 (0.4410)	0.5574 (0.4563)	0.7045* (0.4174)	0.8012 (0.5473)	0.5852 (0.5297)	0.8917* (0.5225)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.4957	0.4873	0.4838	0.5036	0.4911	0.5201
<i>Obs</i>	4245	4245	4245	4245	3962	4245

3.3 内生性检验

(1) 滞后期模型

为了进一步减少逆向因果方面的顾虑,将滞后一期的数字化转型、绿色化转型及两者协同水平作为解释变量,重新验证本文假设。回归结果如表 6

所示,滞后一期的数字化转型、绿色化转型及两者协同水平对未来产业发展的短期和长期影响与原模型保持一致,说明在缓解了逆向因果的常见内生性问题后,本文结果仍稳健。

表 6 滞后期模型结果
Table 6 Results of the lag model

变量	(1) 短期	(2) 短期	(3) 短期	(4) 长期	(5) 长期	(6) 长期
<i>L. Dig</i>	0.5198 *** (0.1587)			0.8524 *** (0.2463)		
<i>L. Gre</i>		0.0285 (0.0862)			0.2121 * (0.1563)	
<i>L. Syn</i>			0.3349 *** (0.1272)			0.6222 *** (0.1957)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>- cons</i>	0.7326 * (0.4029)	0.3809 (0.4307)	0.4030 (0.4210)	1.1736 ** (0.5513)	0.7311 (0.5711)	0.6386 (0.5812)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R²</i>	0.4458	0.4656	0.4918	0.4338	0.5013	0.5008
<i>Obs</i>	3962	3962	3962	3962	3962	3962

(2) 工具变量法

根据柏培文等^[21]的研究,本文以 1984 年地级市邮局数为基础,构建了双化协同的工具变量。邮局数量反映了该地区通信基础设施水平,而通信设施极大程度影响该地区数字化建设,进而影响该地区双化协同水平。同时,没有证据表明邮局等传统通信工具会影响城市未来产业发展,因此该工具变量满足相关性和排除性假设条件,具有合理性。由于本研究是基于面板数据进行研究的,因此,本文构建了 1984 年各城市邮局数与滞后两期双化协同水平的交互项作为本文的工具变量。

表 7 显示,LM 统计量 p 值为 0.0000,拒绝工具变量识别不足的原假设;Wald F 统计量为 312.5340,大于 10% 水平临界值 16.3800,表示无弱工具变量问题。在第(1)列和第(3)列中,IV 系数显著为正,表明符合相关要求。第(2)列和第(4)列显示,解释变量(Syn)的系数分别在 5% 和 1% 的水平上显著为正,表明在控制潜在的内生性问题干扰后,本文结果仍成立。

4 机制检验

4.1 绿色金融投资机制

绿色金融既是实现数字经济绿色发展的有效路径,也是促进产业绿色发展的重要因素之一^[9]。显然,绿色金融在数字化、绿色化和产业转型之间可以发挥中介作用。因此,本文以绿色金融投资作为中介变量,检验其在双化协同与未来产业发展中是否产生了中介效应。结果如表 8 第(1)列所示; Syn 系数在 10% 的水平上显著为正,表明双化协同对绿色金融投资具有显著的促进作用,即双化协同有助于吸引更多的绿色金融投资,进而推动未来产业的发展,验证了 H4。

4.2 绿色创新能力机制

数字技术创新既能通过促进绿色化转型实现企业竞争力提升,也能推动技术迭代升级促进产业自主可控水平提升^[22]。因此,本文考察了绿色创新能力是否在双化协同与未来产业发展中产生了中介效应。结果如表 8 第(2)列显示; Syn 系数在 1% 的水

平上显著为正,表明双化协同对绿色创新能力具有新能力,进而推动未来产业的发展,验证了 H5。显著促进作用,即双化协同有助于提升城市绿色创

表 7 工具变量法结果
Table 7 Results from instrumental variables method

变量	短期		长期	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	IV1	IV2	IV1	IV2
<i>Syn</i>		0.4532 * *		0.4855 * * *
		(0.1781)		(0.17780)
<i>IV</i>	0.0019 * * *		0.0019 * * *	
	(0.0001)		(0.0001)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>- cons</i>	-0.4370 * * *	-1.2144 * * *	-0.4370 * * *	-1.7241 * * *
	(0.0497)	(0.1494)	(0.0497)	(0.1516)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Kleibergen - Paap rk LM statistic</i>		140.5820		140.5820
		[0.0000]		[0.0000]
<i>Cragg - Donald Wald F statistic</i>		312.5340		312.5340
		{16.3800}		{16.3800}
<i>R²</i>	0.5416	0.7177	0.5416	0.4338
<i>Obs</i>	3679	3679	3679	3679

注:[]内为 p 值,{ }内为 Stock - Yogo 弱识别检验 10% 水平的临界值。

4.3 产业结构机制

丁宁等^[23]研究发现,农业产业结构升级在农村产业融合发展促进农民增收过程中起到中介作用。本文参考他的研究设计,检验产业结构是否也在双化协同与未来产业发展中发挥中介机制。结果如表

8 第(3)列显示:*Syn* 系数在 5% 的水平上显著为正,表明双化协同对产业结构具有显著促进作用,即双化协同可以通过优化产业结构,营造良好的营商环境,进而支撑未来产业的发展,验证了 H6。

表 8 机制检验结果
Table 8 Mechanism verification results

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Gfi</i>	<i>Tgipg</i>	<i>Is</i>
<i>Syn</i>	0.1073 *	0.6069 * * *	0.2245 * *
	(0.0552)	(0.1925)	(0.1110)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>- cons</i>	-0.0252	-0.5390 *	0.4884 * *
	(0.1205)	(0.0061)	(0.2258)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>R²</i>	0.2235	0.1406	0.2269
<i>Obs</i>	4245	4245	4245

5 异质性分析

5.1 城市规模

以国务院 2014 年发布的《关于调整城市规模划分标准的通知》为划分依据,将城市划分为中小规模城市、大规模城市和特大及超大城市进行异质性检验,结果如表 9 所示。第(1) - (3)列汇报短期影响的结果,中小规模城市和特大及超大城市的 *Syn* 系数为不显著的正向影响;而大规模城市 *Syn* 系数

为显著的正向影响。这表明双化协同对未来产业发展的短期影响效应在大规模城市中更显著。第(4) - (6)列汇报长期影响的结果,其与短期影响效应的结果保持一致,显示了双化协同对未来产业发展的长期影响效应在大规模城市中更显著。同时, Chow - test 在 1% 的水平上显著,说明通过了邹志庄检验,以中小规模城市、大规模城市和特大及超大城市分组是存在显著差异。可见,双化协同对未来产业发展的影响效应在大规模城市中更显著。

表 9 城市规模异质性结果
Table 9 Results of urban scale heterogeneity

变量	短期			长期		
	(1) 中小规模	(2) 大规模	(3) 特大及超大	(4) 中小规模	(5) 大规模	(6) 特大及超大
<i>Syn</i>	1.3477 (1.0195)	0.8684 *** (0.2462)	0.0398 (0.1764)	2.7086 (1.6825)	0.8102 *** (0.2291)	0.0233 (0.2036)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
- <i>cons</i>	2.6559 (1.5491)	-0.7878 (0.6017)	3.1865 *** (0.7719)	1.0467 (1.7079)	-0.4231 (0.6682)	3.8421 *** (0.9332)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
系数差异 <i>p</i> 值		0.0000			0.0000	
<i>R</i> ²	0.1108	0.3621	0.0751	0.1039	0.3429	0.0598
<i>Obs</i>	184	2548	1513	184	2548	1513

5.2 城市数字经济水平

参照赵涛等^[20]的研究,本文以城市数字经济均值作为临界值区分数字经济水平的较高与较低水平,分组检验结果如表 10 所示。第(1)和第(2)列汇报了短期影响的结果,数字经济水平较低的城市 *Syn* 系数为不显著的正向影响,数字经济水平较高的城市 *Syn* 系数为显著的正向影响。这表明双化协同对未来产业发展的短期影响效应在数字经济水平较高的城市中更显著。第(3)和第(4)列汇报了长期影响的结果,其与短期影响效应的结果保持一致,显示了双化协同对未来产业发展的长期影响效应在数字经济水平较高的城市中更显著。同时, Chow - test 在 1% 的水平上显著,说明通过了邹志庄检验,以数字经济水平较高与较低的分组是存在显著差异。可见,双化协同对未来产业发展的影响效应在数字经济水平较高的城市中更显著。

5.3 城市环境关注度

参照陈诗一等^[24]的研究,用政府工作报告中与环境相关的词频数量和报告总词频数量的比值表征城市环境关注度,并以均值作为临界值区分环境关注度的较高与较低水平,分组检验结果如表 11 所示。第(1)和第(2)列汇报了短期影响的结果,环境关注度较高与较低的城市 *Syn* 系数均为显著的正向影响,但系数差异不明显,这表明增加对环境问题的关注有助于提升双化协同对未来产业发展的短期影响效应。第(3)和第(4)列汇报了长期影响的结果,环境关注度较高与较低的城市 *Syn* 系数也均为显著的正向影响,但环境关注度较高的城市影响效应更明显(0.5879 > 0.4070),这表明双化协同对未来产业发展的长期影响效应在环境关注度较高的城市中更显著。同时, Chow - test 在 1% 的水平上显著,说明通过了邹志庄检验,以环境关注度较高与较低的分组是存在显著差异。可见,双化协同对未来产业发展在环境关注度较高的城市中更显著。

表 10 城市数字经济水平异质性结果

Table 10 Heterogeneity results for urban digital economy levels

变量	短期		长期	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	较低	较高	较低	较高
<i>Syn</i>	0.0784 (0.1269)	0.3839 ** (0.1547)	0.1004 (0.1514)	0.5383 ** (0.2364)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>- cons</i>	0.7168 * (0.4244)	0.0987 (0.5340)	0.6137 (0.4255)	0.9458 (0.8760)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
系数差异 <i>p</i> 值	0.0000		0.0000	
<i>R</i> ²	0.4106	0.4645	0.5544	0.4662
<i>Obs</i>	2179	2066	2179	2066

表 11 城市环境关注度异质性结果

Table 11 Heterogeneity results for urban environmental concerns

变量	短期		长期	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	较低	较高	较低	较高
<i>Syn</i>	0.4286 *** (0.1632)	0.4528 ** (0.1741)	0.4070 ** (0.1837)	0.5879 ** (0.2337)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>- cons</i>	0.6173 (0.4040)	-0.2541 (0.4711)	0.4547 (0.5552)	0.2887 (0.6351)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
系数差异 <i>p</i> 值	0.0000		0.0000	
<i>R</i> ²	0.5013	0.3171	0.4132	0.4335
<i>Obs</i>	2280	1965	2280	1965

6 空间溢出效应检验

6.1 城市双化协同、未来产业发展的空间集聚演化特征

表 12 结果显示:2009 – 2023 年城市双化协同的全局 Moran’s I 指数均为正值,均在 1% 以内的水平上显著,表明城市双化协同具有显著的空间正相关性;Moran’s I 指数表现为波动下降的趋势,说明城市间双化协同的空间集聚效应正逐渐减弱。从短期影响来看,2009 – 2023 年未来产业发展水平的全局

Moran’s I 指数均为正值,均在 1% 以内的水平上显著,表明未来产业发展具有显著的空间正相关性;Moran’s I 指数表现为波动上升的趋势,说明城市间未来产业发展的空间集聚短期效应正逐渐增强。从长期影响来看,2009 – 2023 年未来产业发展水平的全局 Moran’s I 指数也在 1% 以内的水平上显著为正,仍说明未来产业发展在长期发展过程中具有显著的空间正相关性;但 Moran’s I 指数与短期相反,说明城市间未来产业发展的空间集聚长期效应正逐渐减弱。

表 12 全局 Moran's I 检验结果

Table 12 Results of global Moran's I test

时间	<i>Syn</i>	时间	<i>Syn</i>	时间	<i>Robot1</i>	时间	<i>Robot1</i>	时间	<i>Robot2</i>	时间	<i>Robot2</i>
2009	0.202***	2017	0.204***	2009	0.205***	2017	0.203***	2009	0.205***	2017	0.204***
2010	0.224***	2018	0.201***	2010	0.205***	2018	0.199***	2010	0.205***	2018	0.203***
2011	0.219***	2019	0.194***	2011	0.205***	2019	0.201***	2011	0.205***	2019	0.203***
2012	0.202***	2020	0.195***	2012	0.205***	2020	0.203***	2012	0.205***	2020	0.203***
2013	0.206***	2021	0.193***	2013	0.205***	2021	0.206***	2013	0.205***	2021	0.203***
2014	0.193***	2022	0.197***	2014	0.205***	2022	0.210***	2014	0.205***	2022	0.203***
2015	0.193***	2023	0.175***	2015	0.204***	2023	0.215***	2015	0.205***	2023	0.203***
2016	0.198***			2016	0.203***			2016	0.204***		

6.2 空间效应分析

参照 Elhorst^[25] 的检验思路,依次从 LM 检验、空间杜宾模型 (SDM) 固定效应、Hausman 检验以及 SDM 模型简化检验组成的“具体到一般”和“一般到具体”相结合的方法,确定采用固定效应的 SDM 模型。结果如表 13 所示,不论是未来产业发展的短期影响还是长期影响,SDM 核心解释变量 (*Syn*) 回归系数在 1% 的水平上显著为正,说明双化协同显著

促进了未来产业发展;而空间交互项 ($W * Syn$) 系数也显著为正,这表明双化协同存在显著的正向溢出效应,验证了 H7。进一步地,为验证结果的稳健性,本文将空间经济距离矩阵替换为空间地理矩阵等,其空间溢出效应检验结果与空间经济距离矩阵的检验结果保持一致,表明本文采用空间经济距离矩阵检验得出的空间溢出效应显著存在的研究结论稳健。

表 13 空间杜宾模型回归结果

Table 13 Regression results for the spatial durbin model

变量	<i>Robot1</i>	<i>Robot2</i>	<i>Robot1</i>	<i>Robot2</i>
	空间经济距离矩阵	空间经济距离矩阵	空间地理距离矩阵	空间地理距离矩阵
<i>Syn</i>	0.2052*** (0.0624)	0.2182*** (0.0688)	0.2520*** (0.0613)	0.2430*** (0.0670)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
$W * Syn$	1.2402*** (0.1137)	1.6500*** (0.1246)	0.6055*** (0.1912)	0.9385*** (0.2042)
ρ	0.7970*** (0.0117)	0.6288*** (0.0172)	0.9546*** (0.0100)	0.9497*** (0.0124)
直接效应	6.6241*** (0.4867)	4.5862 (0.2844)	18.8892*** (5.4446)	24.0023*** (7.6875)
溢出效应	0.4724*** (0.0679)	0.4267*** (0.0709)	0.3222*** (0.0670)	0.3318*** (0.0753)
总效应	7.0965*** (0.5120)	5.0129*** (0.3006)	19.2114*** (5.4684)	24.3341*** (7.7186)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Log - likelihood</i>	6061.8571	5766.3650	6426.5045	6046.2836
R^2	0.1963	0.5258	0.3752	0.3332
<i>Obs</i>	4245	4245	4245	4245

7 结论与启示

本文基于2009—2023年城市数据,在构建数字化转型水平、绿色化转型水平及两者协同水平指数的基础上,建立多种计量模型实证检验双化协同对未来产业发展的影响及机制。结果显示:(1)数字化转型明显推动了未来产业发展,绿色化转型只产生了长期驱动效应,双化协同正好弥补了绿色化转型短期驱动的不足,使其能从短期和长期共同促进未来产业发展。这一结论在替换变量、工具变量法等稳健性检验下仍成立。(2)双化协同可以通过吸引绿色金融投资、提升绿色创新能力和优化产业结构三种途径推动未来产业发展。(3)基于城市规模、数字经济水平与环境关注度异质性检验发现:双化协同对未来产业发展的影响效应在大规模城市、数字经济水平较高、环境关注度较高的城市中更显著。(4)双化协同对未来产业发展的空间溢出效应得到了证实,双化协同有助于形成城市间协调发展的产业布局。

基于以上结论,政策启示如下:(1)在认识到数字化转型能赋能未来产业发展的现实情况下,加速推进产业数字化和数字产业化发展进程,推进数字中国建设,进一步巩固产业发展中的数字化红利。(2)秉承可持续发展理念,制定长期规划,让绿色化成果惠及更多的产业;同时充分认识双化协同“1+1>2”的影响效应,使得绿色化红利能更快更稳妥的惠及产业发展。(3)依据双化协同对未来产业发展的作用机制,绿色金融、创新能力、产业布局能为未来产业发展提供新动能。(4)双化协同具有显著的空间溢出效应,推动各城市数字化与绿色化产业协同发展,有助于释放其对未来产业发展的空间贡献能力。

参考文献:

- [1] 李旭辉,陈梦伟,王经纬.省域数字化与绿色化协同发展评价、时空特征及其影响因素[J].经济地理,2024,44(7):126-134. Li X H, Chen M W, Wang J W. Evaluation, spatiotemporal characteristics, and influencing factors of coordinated digitalization and green- ing development at the provincial level [J]. Economic Geography, 2024, 44(7): 126-134.
- [2] Li J, Li Y Z. Digitalization, green transformation, and the high-quality development of Chinese tourism enter-

- prises[J]. Finance Research Letters, 2024, 66: 105588.
- [3] 杨硕,陈劲,杨建龙,等.中国未来产业发展潜力测度及时空演化研究[J/OL].科学学研究,DOI:10.16192/j.cnki.1003-2053.20251209.003. Yang S, Chen J, Yang J L, et al. Measuring the Development Potential and Spatio-Temporal Evolution of China's Future Industries [J/OL]. Studies in Science of Science, DOI:10.16192/j.cnki.1003-2053.20251209.003.
- [4] 赵志疆.发力双化协同赋能产业转型[N].河南日报,2024-10-28(005). Zhao Z J. Driving synergistic transformation to empower industrial upgrading [N]. Henan Daily, 2024-10-28(005).
- [5] Foster L, Haltiwanger J, Krizan C J. Market selection, reallocation, and restructuring in the US retail trade sector in the 1990s[J]. The Review of Economics and Statistics, 2006, 88(4): 748-758.
- [6] 胡继晔,付炜炜.数据要素价值化助力培育新质生产力[J].财经问题研究,2024(9):48-60. Hu J Y, Fu W W. Enhancing the value of data elements to foster new quality productivity [J]. Research on Financial and Economic Issues, 2024(9): 48-60.
- [7] Aredondo E, Garcia M. Prot-enhancing environmental policy: Uninformed regulation in an entry-deterrence model[J]. Journal of Regulatory Economics, 2016, 50: 146-163.
- [8] Feng G, McLaren K R, Yang O, et al. The impact of environmental policy stringency on industrial productivity growth: A semi-parametric study of OECD countries [J]. Energy Economics, 2021, 100: 105320.
- [9] 陈庭强,张情,刘梦,等.环境规制下绿色金融驱动产业绿色发展的实证研究[J].南京工业大学学报(社会科学版),2023,22(3):76-94,114. Chen T Q, Zhang Q, Liu M, et al. Empirical study on green finance driving green industrial development under environmental regulation [J]. Journal of Nanjing Tech University (Social Sciences Edition), 2023, 22(3): 76-94, 114.
- [10] Wang X Y, Wang Q. Research on the impact of green finance on the upgrading of China's regional industrial structure from the perspective of sustainable development [J]. Resources Policy, 2021, 74: 102436.
- [11] Zhao S X, He X Y, Kenjayeva umriya faxritdinovna. Does industrial structure changes matter in renewable energy development? Mediating role of green finance development [J]. Renewable Energy, 2023, 214: 250-258.
- [12] Wu N, Liu Z K. Higher education development, tech-

- nological innovation and industrial structure upgrade[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 162:120433.
- [13] 潘珊,李剑培,顾乃华. 人工智能、产业融合与产业结构转型升级[J]. *中国工业经济*, 2025(2): 23 - 41. Pan S, Li J P, Gu N H. Artificial intelligence, industrial integration, and industrial structure transformation and upgrading [J]. *China Industrial Economics*, 2025 (2): 23 - 41.
- [14] 马海良,顾莹莹,黄德春,等. 环境规制、数字赋能对产业结构升级的影响及机理[J]. *中国人口·资源与环境*, 2024, 34(3): 124 - 136. Ma H L, Gu Y Y, Huang D C, et al. The impact and mechanism of environmental regulation and digital empowerment on industrial structure upgrading [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2024, 34(3): 124 - 136.
- [15] Lu W X, Wu H C, Yang S J, et al. Effect of environmental regulation policy synergy on carbon emissions in China under consideration of the mediating role of industrial structure [J]. *Journal of Environmental Management*, 2022, 322:116053.
- [16] Yang Y Y, Chen W K, Gu R D. How does digital infrastructure affect industrial eco - efficiency? Considering the threshold effect of regional collaborative innovation [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2023, 427:139248.
- [17] 张佐敏,吴英珏,王红蕾. 绿色创新与绿色金融支持共生的空间溢出效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2024, 34(5): 102 - 113. Zhang Z M, Wu Y J, Wang H L. Spatial spillover effects supporting symbiosis between green innovation and green finance [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2024, 34(5): 102 - 113.
- [18] 袁劲,刘啟仁,赵灿. 城市工业机器人渗透与中国制造业出口——来自多维数据的证据[J]. *经济学动态*, 2024(3): 25 - 43. Yuan J, Liu Q R, Zhao C. The penetration of urban industrial robots and China's manufacturing exports: Evidence from multidimensional data [J]. *Economic Dynamics*, 2024(3): 25 - 43.
- [19] 王韶华,李乔,张伟. 知识产权保护对城市“双化”协同发展的影响研究[J/OL]. *科研管理*, 1 - 16. Wang S H, Li Q, Zhang W. The impact of intellectual property protection on the coordinated development of urban “dual modernization” [J/OL]. *Science and Technology Management*, 1 - 16.
- [20] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, 36(10): 65 - 76. Zhao T, Zhang Z, Liang S K. Digital economy, entrepreneurial activity, and high - quality development: Empirical evidence from Chinese cities [J]. *Management World*, 2020, 36(10): 65 - 76.
- [21] 柏培文,喻理. 数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J]. *中国工业经济*, 2021(11): 59 - 77. Bai P W, Yu L. Digital economic development and firm markups: Theoretical mechanisms and empirical evidence [J]. *China Industrial Economics*, 2021(11): 59 - 77.
- [22] 王伟光,韩旭. 企业战略性技术创新与产业自主可控水平[J]. *中国工业经济*, 2024(8): 43 - 60. Wang W G, Han X. Strategic technological innovation in enterprises and the level of industrial autonomy and control [J]. *China Industrial Economics*, 2024(8): 43 - 60.
- [23] 丁宁,王贵荣,王福红,等. 甘肃省农村产业融合发展、农业产业结构升级与农民增收研究[J]. *调研世界*, 2024(8): 84 - 96. Ding N, Wang G R, Wang F H, et al. Research on integrated rural industrial development, agricultural industrial structure upgrading, and farmer income growth in Gansu Province [J]. *Research World*, 2024(8): 84 - 96.
- [24] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究*, 2018, 53(2): 20 - 34. Chen S Y, Chen D K. Haze pollution, government governance, and high - quality economic development [J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(2): 20 - 34.
- [25] Elhorst J P. *Spatial Econometrics from Cross - Sectional Data to Spatial Panels*[M]. Springer, 2014.

Research on the impact of digitalization and green synergies on future industrial development

CHEN Hong - fei^{1,2}, NIU Dong - xiao^{1,2}, SIQIN Zhuo - ya³, YIN Shu - hui^{1,2}

(1. School of Economics and Management, North China Electric Power University, Beijing 102206, China;

2. Beijing Key Laboratory of New Energy and Low - Carbon Development, North China Electric Power University,

Beijing 102206, China; 3. Zhejiang University - University of Illinois at Urbana - Champaign Institute, Haining 324000, China)

(下转第 1864 页)

Based on the above conclusions, the following implications are derived: ① Establish a knowledge factor transformation system to resolve the dilemma of tacit knowledge inheritance. A national industrial knowledge graph platform should be built to integrate multimodal perception technologies and systematically capture high-dimensional tacit knowledge. ② Innovate dynamic policy tools to address the dilemma of technological trajectory lock-in. It is necessary to design a special policy package for intergenerational technological leaps and embed a flexible buffer mechanism to cope with path dependence. ③ Implement an innovation ecosystem power restructuring project to break through standard nesting blockades. A technological standard upgrading plan should be launched, and a mechanism for transforming international rules on standard nesting should be established. ④ Improve the collaborative barrier-breaking mechanism to enhance systematic evolution capability. An industry-university-research-government collaborative platform covering barrier diagnosis, path adaptation, and innovation ecosystem restructuring should be constructed, and a real-time monitoring indicator system for the three types of barriers should be developed.

Key words: key core technologies; knowledge gap; path dependence; niche lock-in; barrier-breaking paths

(上接第 1832 页)

Abstract: Artificial intelligence is a key driver of cultivating new quality productive forces in China. Exploring how the synergy between digitalization and green transformation can propel future industrial development is crucial for overcoming bottlenecks. This study addresses three main questions. First, it examines whether digital transformation, green transformation, and their synergy can drive China's future industrial development and thereby inform industrial layout. Second, it analyzes how this synergy influences future industrial development by evaluating three mediating channels: green financial investment, green innovation capacity, and industrial structure. Third, it investigates whether the combined digital-green transformation generates spatial spillover effects, providing theoretical support for intercity industrial linkages and spatial planning. Key findings are as follows. First, digital transformation significantly drives future industrial development, whereas green transformation shows mainly long-term effects. The synergy between digitalization and green transformation compensates for the short-term limitations of green transformation, enabling joint short-term and long-term promotion of future industrial development. Second, the synergy advances development through three pathways: attracting green financial investment, strengthening green innovation capabilities, and optimizing industrial structure. Third, heterogeneity analysis reveals that the synergistic effects are stronger in larger cities, in cities with more developed digital economies, and in cities with higher environmental awareness. Fourth, this synergy generates significant spatial spillover effects, facilitating coordinated industrial layouts across cities. Overall, this study deepens our understanding of the drivers of future industrial development, the mechanisms through which dual transformations empower that development, and the spatial heterogeneity of these processes. This study offers several policy implications. First, it highlights that digital transformation can empower future industrial development by accelerating industrial digitalization and digital industrialization, thus promoting the advancement of Digital China and consolidating the digital dividends in industrial growth. Second, guided by sustainable development principles, policymakers should formulate long-term plans to extend the benefits of green transformation to a broader range of industries. Additionally, it is crucial to fully leverage the synergistic effect of dual transformation—"1 + 1 > 2"—to ensure that green dividends are delivered more swiftly and reliably to industrial development. Third, understanding the mechanisms through which dual transformation impacts future industrial development can harness green finance, innovation capacity, and industrial layout as new drivers for industrial growth. Finally, the synergistic integration of digitalization and green transformation demonstrates significant spatial spillover effects. This integration facilitates the coordinated development of digital and green industries across cities, thereby unlocking their spatial potential for future industrial growth.

Key words: digital transformation; green transformation; synergistic effects; future industrial development; short-term impact; long-term impact