

# 数字经济与人力资本对绿色创新影响研究

李睿娟

**摘要** 党的二十大报告提出，推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现经济高质量发展的关键环节。大力推进绿色创新是贯彻新发展理念、实现经济高质量发展的内在要求，也是发展新质生产力的重要途径。数字经济作为以数据资源为关键要素的新型经济形态，配合与之相契合的人力资本，将会进一步为绿色创新发展赋能。本文基于2011—2022年中国31个省、自治区和直辖市的面板数据，运用固定效应模型实证检验了数字经济、人力资本和绿色创新之间的关系。研究发现：数字经济发展能够显著促进绿色创新水平的提升，但因目前中国契合数字经济发展的人力资本水平不足，使得人力资本在数字经济对绿色创新影响中起到负向调节作用，且不同地区数字经济发展对绿色创新水平的作用不同，其中东部地区正向显著。因此，应针对不同地区制定数字经济和人力资本差异化发展战略，持续释放数字经济和人力资本对绿色创新发展的赋能效应，推动经济可持续发展。

**关键词** 数字经济 人力资本 绿色创新

【中图分类号】F062.2 【文献标识码】A 【文章编号】2097-454X(2024)04-0048-15

## 一、引言

近年来，5G、互联网、大数据、云计算、人工智能、区块链等技术加速创新，智能产业、数字经济蓬勃发展，极大改变了全球要素资源配置方式、产业发展模式和人民生活方式，数字经济逐渐成为全球未来的发展方向。绿色创新是推动经济社会发展绿色转型的强大动力引擎，而数字经济又作为驱动绿色创新的新引擎，对经济高质量发展具有重要意义。关于数字经济对绿色创新的影响，学界主要从数字经济所带来的新的生产要素和对传统产业的替代等方面分析对绿色创新的影响，但基于目前中国掌握信息数字科学技术和先进绿色环保知识的人力资本稀缺匮乏现状，分析数字经济和人力资本对绿色创新影响的还较少。因此，探究数字经济和人力资本对绿色创新的影响不仅关乎新质生产力的形成，更关乎经济高质量发展新优势的塑造。数字经济和人力资本如何影响绿色创新，鲜少有文献进行研究，深入探讨其内在机理的研究更显不足。因此，本文提出相应研究问题：一是数字经济对绿色创新有何影响，影响机制是什么；二是中国不同地区，数字经济对绿色创新的影响是否不同；三是人力资本在数字经济对绿色创新的影响中是否起到调节作用，中国现有的人力资本水平是否契合数字经济发展需要。

本文基于2011—2022年中国31个省、自治区和直辖市的面板数据，运用固定效应模型系统探讨数字经济对绿色创新的影响以及分析人力资本在数字经济对绿色创新影响中起到的调节作用，通

---

【作者简介】李睿娟，中国社会科学院办公厅助理研究员，中国社会科学院大学应用经济学院博士研究生，邮政编码：102401。

过地区异质性分析，检验和判断数字经济对绿色创新是否存在地区差异，并利用可行广义最小二乘法（FGLS, Feasible Generalized Least Squares）、剔除外部冲击样本等方法对回归结果的稳健性进行检验。

## 二、相关文献述评

经济转型以来，学界重点聚焦“创新”与“绿色”相结合方面，其中数字经济如何促进绿色创新逐步成为关注的重点。随着 21 世纪学界对人力资本理论的重视和发展，分析数字经济和人力资本对绿色创新的影响已逐步成为学界关注的重心。

### （一）绿色创新的定义

近年来，随着社会发展，绿色创新的定义和作用有着明显变化。绿色创新是以提升能源资源利用效率和绿色节能减排等一系列创新方式，实现企业经济和生态环境共同发展（Jaffe and Palmer, 1997），绿色创新是指企业在能源资源节约、污染防治、废物利用、绿色理念、环境保护等方面的提升（Chen 等，2006），绿色创新是通过对传统生产技术进行改进，采用创新技术，提高资源生产效率的同时减少环境污染（张钢、张小军，2011），绿色创新是一个国家和产业发展的核心，它可以促进国家和产业的可持续发展，缓解国家的资源环境承载力（何小钢，2014），绿色创新因其新颖性和价值性，实现环境改善和资源节约（李旭，2015），绿色创新是基于减少污染和资源过度开发的环境风险，创造新生产和技术（Castellacci and Lie, 2016）。上述理论均表明，绿色创新是通过提升能源资源利用效率、减少环境污染及推动技术创新等方式，实现经济、社会与生态环境共同可持续发展的创新活动。

### （二）数字经济与绿色创新的关系

“数字经济”这一术语最早出现在 20 世纪 90 年代，在《数字经济：联网智能时代的承诺和风险》中首次提出了“数字经济”这一概念，描述了以信息技术为代表的数字革命对商业行为的影响（Don Tapscott, 1996）。关于数字经济的含义，目前还没有统一的界定。

数字经济对绿色创新的影响作为当前值得关注的研究问题，其相关文献尚不充足，已有少量研究普遍认为数字经济对绿色创新起到积极的推动作用，具体来说，数字经济从金融环境、融资约束等角度促进绿色创新（韦施威等，2022；郭丰等，2022），数字经济降低了企业的信息搜寻成本和管理成本，间接促进了企业的绿色创新（郭丰等，2022），数字经济推动绿色创新主要是因为数字经济是新旧动能转换的主要因素（郭炳南等，2022），数字经济的发展能够显著提升城市的绿色创新水平（吴周易，2022），长江经济带数字经济发展从空间溢出作用促进绿色创新的实现（刘新智等，2022），从多个维度检验数字经济对绿色创新质和量的影响，发现数字经济对绿色创新“增量提质”起到明显促进作用（吕德胜等，2023），数字经济和实体经济相互融合，正向促进绿色创新（史丹、孙光林，2023）。

### （三）人力资本与绿色创新的关系

实证检验中，大部分学者认为人力资本对绿色创新起到正向促进作用。随着中国环保教育的发展，环保型人力资本数量增加，对绿色技术的发展有一定的促进作用（唐迪等，2015），还有一些学者从企业发展角度，分析人力资本对绿色经济的发展，知识、技能、经验、创造力等人力资本，能给企业带来环境保护和绿色创新，使企业找到竞争优势，带来企业持久稳定发展（Bassi and Van Buren, 1999），关于环境保护的知识、经验、技能和管理能力等有利于企业进行绿色创新，即人力资本对绿色创新具有积极正向的影响，员工创新思维能够带来企业绿色创新（Subramaniam and Youndt, 2005）。

由于地区、行业、样本的不同，人力资本水平也有所不同，部分学者认为目前人力资本水平与

绿色创新之间不一定成正相关关系。创新型人力资本对绿色转型的作用趋势是先减弱后增强（王珊娜等，2022），有少部分学者认为人力资本对绿色经济发展的影响作用并不是很明显，创新型人力资本对于绿色经济的发展只起到辅助推动作用，而技术变化才是主要原因（康静、刘润芳，2024），将人力资本分成初、中、高等三部分，发现中高等教育人力资本对农业绿色全要素生产率并没有起到促进作用（韩海彬等，2014）；还有一部分学者认为人力资本对绿色创新起阻碍作用，这是由于中国目前创新型人才供给过少，导致人力资本对中国省域绿色全要素生产率起到抑制作用（朱金鹤、王雅莉，2019），在长三角地区，地区性创新型人力资本“虹吸效应”的存在，对于绿色全要素生产率的提升，创新型人力资本反倒起到抑制作用（张桅、胡艳，2023）。

#### （四）数字经济、人力资本与绿色创新的关系

关于数字经济和人力资本对绿色创新的影响，目前学界研究的较少，部分学者证实了人力资本在数字经济对绿色创新影响中起到正向作用，长三角城市中，人力资本在人工智能技术对城市绿色发展效率影响中起主导作用（陈芳、刘松涛，2022），人力资本在数字经济对绿色创新影响过程中是关键因素（周均旭等，2023），人力资本结构作为中介因素推动数字经济对企业绿色创新的促进作用（赵悦，2023）。

绿色创新的发展离不开数字经济，数字经济的发展又需要足够且与之相匹配的人力资本作为支撑，即使人力资本发展水平较高，若无法契合数字经济发展，也不能促进绿色创新的实现，尤其在人力资本水平较低的地区，对科学技术的重视程度不够，制约了科技人才的发展，对数字经济的发展起到阻碍作用（李豫新、李枝轩，2022），充足的且契合数字经济发展的人力资本，将大力促进绿色创新（吕德胜等，2023），契合数字经济发展的人力资本水平越高，掌握更先进的信息数字科学技术，则绿色创新水平越高，尽管数字化水平的提升从绿色创新要素流动加快和绿色创新效率提升等方面促进绿色创新，但也受到人力资本水平的限制，因此，在数字经济对绿色创新的影响机制研究中，将人力资本纳入其中十分必要。

综观现有研究，国内外关于绿色创新的研究主要聚焦于人力资本对绿色创新的影响，部分文献侧重数字经济对绿色创新的影响，但将数字经济、人力资本和绿色创新结合在一起的文献不多，且并未深入分析数字经济对绿色创新的作用机制以及人力资本发挥的作用。

总的来说，中国已经进入经济高质量发展阶段，如何实现经济的可持续发展是中国关注的核心问题。因此，本文基于2011—2022年中国31个省、自治区和直辖市的面板数据，将系统性探讨数字经济对绿色创新的影响以及对地区异质性分析，检验和判断数字经济对绿色创新的影响是否存在地区差异，并探讨人力资本在数字经济对绿色创新影响中起到的调节作用，本文的研究弥补了这一领域研究的不足。另外，个别文献关于数字经济对绿色创新影响的稳健性检验不足，本文使用滞后变量法和剔除外部冲击样本两种检验方法对回归结果进行稳健性检验，通过两种稳健性检验均得到了相对客观的实证结果。

### 三、理论分析

#### （一）数字经济和绿色创新的关系

数字经济主要从创新要素投入、创新累积、全球化等方面推动绿色创新。首先，数字经济中的数据等作为新的生产要素，使得资源的可获得性提升，带来技术、信息、人才和资金等创新要素的流转提高（缪陆军、陈静、范天正，2022），还可利于形成乘数效应，进一步促进绿色创新的生产（周均旭、刘冰洁、常亚军、刘子俊，2023），另外，数字经济还带来企业生产可能性边界的扩大，企业绿色创新的提升，全要素生产率的提高，环境友好型产品的产生（陈芳、刘松涛，2022）。其次，云计算、应用大数据等数字技术的产生和运用使得企业更好把握绿色创新路

径（邓荣荣、张翔祥，2022），数字经济带来的新质生产力的发展与传统生产力相结合，降低绿色技术实现成本，推动了绿色创新的实现和发展。例如，通过物联网技术实现智能能源管理、通过区块链技术实现环境数据的透明化等，都是数字经济对绿色创新实现的推动，数字经济为绿色创新提供了强大的技术支持，这些技术广泛应用于生活中，更被应用于绿色创新活动领域，实现了绿色创新发展。最后，数字经济以创新技术为基本，逐渐形成以企业为主导、高校和科研院所等共存的创新系统（李晓娣、饶美仙，2023），同时，数字经济依托国内外大循环、国内国际双循环，促进绿色创新的国际合作和交流，使得绿色技术在全球范围内共享和应用，进一步推动了全球绿色创新的新进程。

## （二）人力资本和绿色创新的关系

数字经济的发展会带来绿色创新的实现，而绿色创新的实现更离不开人力资本的驱动力。在数字经济发展的同时，只有不断促进与之相契合的人力资本水平的提升，才能实现技术的快速进步，进一步促进生产要素流动、生产效率提升，最终带来绿色创新技术革新，实现经济高质量发展。

内生增长理论指出，人力资本是影响创新的核心因素（Romer，1990），因此人力资本是绿色创新的核心驱动力，数字经济带来了人力资本的提升，而其中的绿色创新知识，进一步促进绿色创新活动的实现（姜鑫等，2019）。人力资本分别从内部和外部促进绿色创新，从内部来看，掌握先进的信息数字科学技术的人力资本促进绿色创新是由于人力资本特有的创新力，即主观能动效应，具体来说，因具有先进的信息数字科学技术，与技能型人力资本相比，拥有更多的创新力，带来更多的生产价值，他们会进一步带来生产资料、生产技能的革新，具有较高的生产效率，从内部促进技术研发，促进绿色创新；从外部来看，绿色科技创新的人力资本带来外部集聚和溢出效应，从外部促进绿色创新，推动绿色技术革新（赵领娣等，2016；张磊等，2016；宋涛、荣婷婷，2016；赖明勇等，2005），具体来说，人力资本从外部促进绿色创新是由于人力资本特有的学习力，即乘数效应，因人力资本的“干中学”效应会使得劳动者的信息数字科学技术进一步积累，技能进一步提升，进而产生更多的信息数字科学技术创新和知识共享，企业生产效率会提高，进一步带来的外部集聚和溢出效应，导致企业经济规模扩大，并有助于提高企业的竞争力，从外部促进绿色创新。

总体而言，数字经济发展从创新要素投入、创新累积、全球化三方面促进绿色创新水平的提升，人力资本从内部主观能动性和外部集聚效应两方面在数字经济对绿色创新影响中起到调节作用（见图1）。

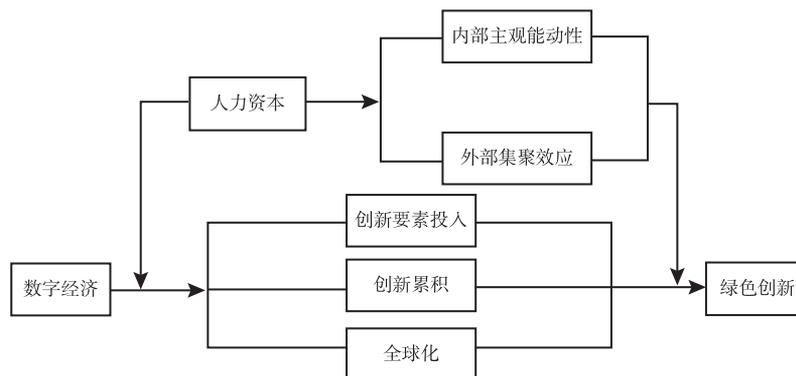


图1 数字经济对绿色创新的影响机制

资料来源：作者自绘。

## 四、数据、变量及模型设定

### (一) 变量选取

#### 1. 被解释变量

被解释变量为绿色创新 ( $GI$ )，本文选取绿色专利申请总量来衡量绿色创新，绿色专利申请总量是由绿色发明专利申请数量和绿色实用新型专利申请数量相加得到的。绿色专利申请总量反映了在绿色技术和创新领域内的活跃程度和投入，大量的绿色专利申请可以显示出对新技术、新方法或新产品的创新努力和研发投入，这些申请可能涵盖各种技术领域，如可再生能源、环保技术、节能技术等，是绿色创新活动的重要指标之一。

#### 2. 解释变量

如表 1 所示，解释变量为数字经济 ( $Dig$ )，本文选取互联网普及率、互联网相关从业人员数、互联网相关产出、移动电话普及率和数字金融普惠发展五个维度测度数字经济发展指标，借鉴赵涛等 (2020) 的方法，用熵值法对不同指标进行赋权评价数字经济发展水平，具体来说，将表 1 中的 5 项指标均设为正向指标，分别计算出各项指标的信息熵及冗余度，根据冗余度进而算出各项指标的权重系数，并与各项指标正规化乘积得到各项指标的熵值。

解释变量为人力资本 ( $HC$ )。本文从教育的视角使用大专及以上学历的常住人口人数占比来衡量人力资本。

表 1 数字经济评价指标

指标名称	具体指标	权重系数
互联网普及率	每百人互联网用户数/户	12.54%
互联网相关从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比/%	24.27%
互联网相关产出	人均电信业务总量/元	47.79%
移动电话普及率	每百人移动电话用户数/户	2.97%
数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数	12.43%

资料来源：使用 Stata 软件统计得出。

#### 3. 控制变量

为控制其他因素对绿色创新的影响，根据以往文献研究，本文的计量模型引入如下控制变量：(1) 经济发展水平 ( $Pgdp$ )，经济发展水平影响绿色创新的集聚，本文采用人均地区生产总值来衡量 (郝宪印等, 2023)；(2) 对外开放水平 ( $Open$ )，对外开放所带来的环境、资源和技术变化影响绿色发展，本文采用外商投资额占 GDP 的比重来衡量 (王林辉等, 2022)；(3) 产业结构升级 ( $Indus$ )，产业结构升级有利于激发企业绿色创新动能和绿色成果转化，本文采用第二产业增加值与第三产业增加值的比重来衡量 (彭文斌等, 2022)；(4) 政府科技投资 ( $Sci$ )，政府支持能够为绿色创新提供支持和保证，能够促进绿色创新的发展，本文采用政府科技支出占 GDP 的比重来衡量 (董会忠等, 2022)。为排除异方差影响，本文对以上控制变量均采取了对数化处理。

### (二) 模型设定

#### 1. 数字经济对绿色创新的影响检验：全样本基准回归

基准回归模型采用固定效应模型检验数字经济对绿色创新的影响。模型基本结构为公式 (1)：

$$GI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dig_{it} + \alpha_{2-5} Controls_{it} + \gamma_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： $t$ 为年份； $i$ 为省份； $GI_{it}$ 为第 $t$ 期 $i$ 省的绿色创新指标； $Dig_{it}$ 为第 $t$ 期 $i$ 省数字经济发展水平； $Controls_{it}$ 为控制变量集合； $\alpha_0$ 为常数项； $\alpha_1$ 为数字经济对绿色创新的影响系数； $\alpha_{2-5}$ 为各控制变量系数； $\gamma_i$ 为省份固定效应； $year_t$ 为年份固定效应； $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

## 2. 数字经济对绿色创新的影响检验：人力资本的调节效应

基准回归模型仅探讨了数字经济对绿色创新的影响，但尚未检验机制，本文通过加入调节变量与核心解释变量的交互项来验证是否存在调节效应，模型基本结构为公式（2）：

$$GI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dig_{it} + \beta_2 HC_{it} + \beta_3 Dig_{it} * HC_{it} + \beta_{4-7} Controls_{it} + \gamma_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中： $t$ 为年份； $i$ 为省份； $GI_{it}$ 为第 $t$ 期 $i$ 省的绿色创新指标； $Dig_{it}$ 为第 $t$ 期 $i$ 省数字经济发展水平； $HC_{it}$ 为第 $t$ 期 $i$ 省的人力资本水平； $Dig_{it} * HC_{it}$ 为第 $t$ 期 $i$ 省数字经济发展水平与人力资本水平的乘积； $Controls_{it}$ 为控制变量集合； $\beta_0$ 为常数项； $\beta_1$ 为数字经济对绿色创新的影响系数； $\beta_2$ 为人力资本对绿色创新的影响系数； $\beta_3$ 为数字经济发展水平与人力资本水平的乘积对绿色创新的影响系数； $\beta_{4-7}$ 为各控制变量系数； $\gamma_i$ 为省份固定效应； $year_t$ 为年份固定效应； $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

### （三）样本来源及描述

本文选取2011—2022年中国31个省、自治区、直辖市为研究样本，其中，绿色创新数据来源于国家知识产权局公布的专利申请信息，并依据国际专利分类提供的绿色专利分类号检索得到，中国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，其余数据来源于《中国统计年鉴》等，描述性统计结果如表2所示。

表2 变量描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$GI$	372	7.371	1.543	3.178	10.064
$Dig$	372	0.236	0.176	0.060	0.921
$HC$	372	0.150	0.077	0.024	0.505
$Pgdp$	372	5.966	2.910	2.226	15.555
$Open$	372	-3.101	0.857	-4.600	-1.268
$Indus$	372	-0.147	0.414	-1.444	0.513
$Sci$	372	-4.789	0.756	-7.477	-3.810

资料来源：使用Stata软件统计得出。

## 五、实证检验

### （一）相关系数

在回归前首先进行Pearson相关系数矩阵的检验，如表3所示，核心解释变量数字经济与绿色创新在1%的水平上存在显著的正相关关系，相关系数为0.461，控制变量中，经济发展水平、对外开放水平、政府科技投资与绿色创新在1%的水平上存在显著的正相关关系，相关系数分别为0.641、0.577、0.792。

表3 相关系数矩阵

	$GI$	$Dig$	$Pgdp$	$Open$	$Indus$	$Sci$
$GI$	1.000					
$Dig$	0.461***	1.000				

续表

	<i>GI</i>	<i>Dig</i>	<i>Pgdp</i>	<i>Open</i>	<i>Indus</i>	<i>Sci</i>
<i>Pgdp</i>	0.641 ***	0.758 ***	1.000			
<i>Open</i>	0.577 ***	0.602 ***	0.665 ***	1.000		
<i>Indus</i>	-0.250 ***	-0.561 ***	-0.519 ***	-0.531 ***	1.000	
<i>Sci</i>	0.792 ***	0.319 ***	0.460 ***	0.461 ***	0.099 *	1.000

资料来源：使用 Stata 软件统计得出。

### (二) 共线性检验

为了避免数据出现共线性，需要进行多重共线性检验，一般通过方差膨胀因子 VIF 来检测是否有多重共线性。如表 4 所示，各变量的 VIF 值都小于 10，因此本文所选取的指标不具有多重共线性。

表 4 共线性检验结果

	VIF	1/VIF
<i>Pgdp</i>	3.140	0.319
<i>Dig</i>	2.628	0.381
<i>Open</i>	2.413	0.414
<i>Indus</i>	2.285	0.438
<i>Sci</i>	1.933	0.517

资料来源：使用 Stata 软件统计得出。

### (三) Hausman 检验和 F 检验

本文采用 Hausman 检验和 F 检验来判断本文数据适合采用何种模型来进行分析，如表 5 所示，Hausman 检验以及 F 检验结果统计量均显著拒绝原假设，故本面板数据应选择固定效应模型进行回归分析。

表 5 Hausman 和 F 检验结果

Hausman test			F test		
<i>chi2 statistic</i>	<i>p value</i>	<i>result</i>	<i>chi2 statistic</i>	<i>p value</i>	<i>result</i>
36.210	0.000	reject	53.340	0.000	reject

资料来源：使用 Stata 软件统计得出。

### (四) 基准回归

根据 Hausman 检验以及 F 检验结果，本文最终采用固定效应模型进行回归分析，结果如表 6 所示，第 (1) 列为未加入控制变量回归结果，数字经济对绿色创新的正向影响在 1% 水平上显著，系数为 0.715，这表明数字经济对绿色创新起到正向影响，第 (2) 列为加入控制变量后全样本回归结果，数字经济对绿色创新的正向影响在 1% 水平上显著，系数为 0.895，这说明数字经济对绿色创新起到正向积极的作用，即数字经济发展越高，绿色创新水平也越高，这是因为：首先，数字经济发展水平越高，数据等更多的创新生产要素，形成了对其他要素的乘数效应，使得绿色创新要素流动加快，绿色创新效率提升；其次，数字经济发展带来企业融资约束降低，使绿色创新过程的实现更容易；最后，数字经济促进创新活动的全球化，最终实现绿色创新进一步提升。

控制变量的结果基本符合预期，其中政府科技投资对绿色创新起到明显的正向促进作用，这是因为科技投入的增加会从资金来源等方面促进绿色创新水平的提升，而人均 GDP 对绿色创新却起到负向作用。另外，在 10% 的显著性水平上，对外开放水平对绿色创新起到阻碍作用，这是因为对外开放可能导致资源从研发和创新活动中转移，例如，资金可能更多地流向外贸和出口导向型产业，而不是用于研发和创新，这会削弱企业在绿色创新技术方面的投入和研发能力。

表 6 基准模型回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>GI</i>	<i>GI</i>
<i>Dig</i>	0.715 *** (7.79)	0.895 *** (6.91)
<i>Pgdp</i>		-0.057 *** (-5.78)
<i>Open</i>		-0.050 * (-1.83)
<i>Indus</i>		0.042 (1.17)
<i>Sci</i>		0.091 ** (2.48)
常数	8.169 *** (357.97)	8.900 *** (41.25)
观测值	372	372
$R^2$	0.926	0.930
省份固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

注：括号内为根据 Driscoll-Kraay 标准误计算出的 t 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：使用 Stata 软件计算得出。

### (五) 异质性分析

中国东、中、西部地区因地理位置的差异，数字经济发展水平不同，绿色创新水平也有所不同，为探究数字经济对绿色创新在中国不同地区是否存在差异，本文采用异质性方法来进行分组研究，结果如表 7 所示，东部地区数字经济对绿色创新的正向影响在 1% 水平上显著，系数为 1.225，即东部地区数字经济与绿色创新呈正相关关系，而中西部却不同，主要有以下几个方面原因：第一，经济发展水平和基础设施差异。东部地区由于地理位置优势，经济较为发达，基础设施相对完善，具有先进的数字化技术，这使得东部地区企业能够更快地将数字化技术应用于绿色创新领域，相比之下，中西部地区经济发展水平较低，基础设施建设相对落后，数字化水平不够先进，这导致中西部地区，数字经济驱动下的绿色创新能力相对较弱。第二，产业结构不同。东部地区的产业结构相对更加多样化，高科技、金融服务等领域促使数字经济飞速发展，导致绿色创新进一步发展，中西部地区产业结构主要是传统制造业和资源型产业，数字经济发展较弱，导致对绿色创新领域驱动作用较为有限。第三，政策支持力度不同。东部地区政府通常具有较为强大的财政政策支持，能够在数字经济领域提供更多的政策支持，从而促进绿色创新领域的发展，而中西部地区政府对于数字经济政策和资金投入相对较少，导致中西部地区绿色创新发展不足。

表7 异质性检验回归结果

变量	东部	中部	西部
	<i>GI</i>	<i>GI</i>	<i>GI</i>
<i>Dig</i>	1.225 *** (5.05)	-1.534 (-1.76)	-0.539 (-1.18)
<i>Pgdp</i>	-0.022 *** (-3.21)	0.092 ** (2.71)	-0.257 *** (-9.66)
<i>Open</i>	0.167 *** (4.58)	-0.223 *** (-4.37)	-0.074 (-1.02)
<i>Indus</i>	-0.143 * (-1.80)	-0.135 (-1.38)	0.202 (1.29)
<i>Sci</i>	-0.108 ** (-2.50)	0.779 *** (8.23)	0.170 ** (2.63)
常数	8.750 *** (35.86)	10.853 *** (31.49)	9.968 *** (25.16)
观测值	132	96	144
$R^2$	0.924	0.979	0.950
省份固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES

注：括号内为根据 Driscoll-Kraay 标准误计算出的 t 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。  
资料来源：使用 Stata 软件计算得出。

### (六) 机制分析

如表 8 所示，人力资本在数字经济对绿色创新影响中起到负向调节作用，具体来说，在第（1）列中，加入人力资本这一变量后，数字经济对绿色创新的正向影响在 1% 水平上显著，系数为 0.901，第（2）列中，人力资本在数字经济对绿色创新影响中在 1% 水平上起到显著的负向调节作用，这一结论和朱金鹤等（2019）研究结论相同，这表明中国数字经济虽能对绿色创新起到促进作用，但目前中国人力资本的培养和教育力度不够，人力资本的发展层次较为单一，大学教育趋同，“唯学历论”依旧作为衡量人才的主要标准，掌握信息数字科学技术的人才较为匮乏，创新型人力资本不足，契合数字经济发展的“虹吸效应”的存在，同质化人才“供过于求”，高层次人才“供不应求”，这导致了人力资本质量下降，在数字经济对绿色创新影响中起到负向调节作用。

主要有以下几个方面的原因：第一，技能不匹配。人力资本的技能与数字经济相关的技术要求不匹配，目前中国人力资本水平虽逐步提高，但契合数字经济发展的“人力资本水平”却不足，这导致在数字经济促进绿色创新的过程中，人力资本很难起到其促进作用，即使数字经济发展水平较高，与之相契合的人力资本水平不足，也会受到人力资本水平的限制。第二，教育和培训的不足。数字经济和绿色创新的教育和培训力度不足，这导致人力资本存量不足，无法促进数字经济和绿色创新的发展，这种供给不足可以表现为高素质人才的总量不足或地域分布不均。第三，政策环境的不同。政策环境同样影响着人力资本，因中国各地区发展阶段不同，对人力资本的政策和支持体系各不同，进而影响数字经济与绿色创新的发展，因此，中国要更重视契合数字经济发展的“人力资本”的培育。

表 8 调节效应模型回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>GI</i>	<i>GI</i>
<i>Dig</i>	0.901 *** (7.43)	1.678 *** (7.94)
<i>HC</i>	0.215 (0.97)	2.593 *** (9.37)
<i>Dig * HC</i>		-5.452 *** (-10.85)
<i>Pgdp</i>	-0.058 *** (-6.26)	-0.031 ** (-2.54)
<i>Open</i>	-0.051 * (-1.91)	-0.035 (-1.08)
<i>Indus</i>	0.042 (1.17)	0.036 (0.97)
<i>Sci</i>	0.092 ** (2.50)	0.044 (1.65)
常数	8.870 *** (41.03)	8.120 *** (50.04)
观测值	372	372
$R^2$	0.930	0.933
省份固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

注：括号内为根据 Driscoll-Kraay 标准误计算出的 t 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。  
资料来源：使用 Stata 软件计算得出。

### (七) 内生性检验

为避免由于双向因果导致的内生性问题以及自变量对因变量影响可能存在的时滞性，本文对解释变量进行了 1 阶及 2 阶滞后处理，如表 9 所示，结果表明，数字经济对绿色创新的正向影响在 5% 水平上显著，系数分别为 0.677 和 0.503，两次结果均正向显著，即消除了一定程度的内生性后，数字经济对绿色创新的影响仍正向显著。

表 9 内生性检验回归结果

变量	1 阶滞后	2 阶滞后
	$f1\_GI$	$f2\_GI$
<i>Dig</i>	0.677 ** (2.84)	0.503 ** (2.60)
<i>Pgdp</i>	-0.069 *** (-12.46)	-0.075 *** (-11.15)
<i>Open</i>	-0.050 *** (-3.76)	-0.016 (-0.82)
<i>Indus</i>	0.104 ** (2.86)	0.097 (1.69)
<i>Sci</i>	0.075 * (2.20)	0.001 (0.03)

续表

变量	1 阶滞后	2 阶滞后
	$I1\_GI$	$I2\_GI$
常数	8.967 *** (44.75)	8.747 *** (48.66)
观测值	341	310
$R^2$	0.926	0.912
省份固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

注：括号内为根据 Driscoll-Kraay 标准误计算出的 t 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。  
资料来源：使用 Stata 软件计算得出。

### (八) 稳健性检验

#### 1. 基于可行广义最小二乘法 (FGLS) 的稳健性检验

为排除方法选择可能存在的误差，本文第一步采用更换估计方法进行稳健性检验，即采用 FGLS 再次进行估计，优势是可以解决组间异方差以及组内自相关所带来的估计偏误。回归结果如表 10 所示，第 (1) 列为未加入控制变量的回归结果，第 (2) 列为加入控制变量的回归结果，数字经济对绿色创新的正向影响在 1% 水平上显著，系数分别为 3.759 和 2.404，两次回归结果均正向显著，这说明数字经济对绿色创新的影响仍正向显著，回归结果较为稳健。

表 10 广义最小二乘法 (FGLS) 检验回归结果

变量	(1)	(2)
	$GI$	$GI$
$Dig$	3.759 *** (22.04)	2.404 *** (8.53)
$Pgdp$		-0.049 *** (-2.92)
$Open$		-0.137 *** (-3.69)
$Indus$		-0.108 (-1.45)
$Sci$		1.499 *** (36.04)
常数	7.467 *** (97.44)	14.707 *** (61.94)
观测值	372	372

注：括号内为根据 Driscoll-Kraay 标准误计算出的 t 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。  
资料来源：使用 Stata 软件计算得出。

#### 2. 基于剔除外部冲击样本的稳健性检验

考虑到本文所选样本时间区间包含了 2020 年及之后的年份，2020 年发生了影响全球的新冠疫情，故此突发卫生公共事件对经济运行来说为严格外生的外部冲击，如果不考虑此因素则可能导致遗漏变量的内生性问题。剔除 2020 年及之后的外部冲击样本后，再次进行回归，结果如表 11 所示，第 (1) 列为未加入控制变量的回归结果，第 (2) 列为逐步加入控制变量的回归结果，未加入控制变量时，数字经济对绿色创新的正向影响在 10% 水平上显著，系数为 0.734，回归结果正向

显著，这说明数字经济对绿色创新的影响仍是正向显著的，回归结果较为稳健，而加入控制变量后，数字经济对绿色创新的影响不显著。

表 11 剔除样本检验回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>GI</i>	<i>GI</i>
<i>Dig</i>	0.734 * (2.28)	0.725 (1.71)
<i>Pgdp</i>		-0.023 * (-2.12)
<i>Open</i>		0.022 (0.39)
<i>Indus</i>		0.047 (1.46)
<i>Sci</i>		0.058 (1.57)
常数	7.618 *** (95.48)	8.133 *** (27.33)
观测值	279	279
$R^2$	0.908	0.910
省份固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES

注：括号内为根据 Driscoll-Kraay 标准误计算出的 t 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：使用 Stata 软件计算得出。

## 六、结论与政策建议

本文基于 2011—2022 年中国 31 个省、自治区和直辖市的面板数据，通过构建计量模型，较为系统地探讨了数字经济对绿色创新的影响，进一步探究了中国不同地区是否存在差异，并探究人力资本在数字经济对绿色创新影响中起到的调节作用。基于前文的分析，得出以下主要结论：

(1) 数字经济发展显著地提升了绿色创新水平。通过运用固定效应回归模型发现，数字经济发展对绿色创新水平的提升起到显著正向影响，其原因在于数字经济凭借其优势，能够更有效地整合创新要素投入、加速创新累积过程，促进全球化，从而为绿色创新的实现奠定经济优势。

(2) 中国地域辽阔，各地区在经济发展阶段、基础设施建设等方面存在显著异质性，数字经济对绿色创新的影响亦呈现出明显的地区差异。主要表现为，东部地区凭借其较为成熟的数字经济基础，对绿色创新的影响显著突出，数字经济正向促进绿色创新，相比之下，中西部地区的分析结果却不同，中西部地区因经济发展水平、基础设施完善度、产业结构特点及政策支持力度等多方面的差异，导致数字经济对绿色创新的作用与东部地区表现不一，这进一步凸显了区域间发展不平衡导致数字经济对绿色创新影响不同的现状。

(3) 本文分析人力资本在数字经济与绿色创新影响中起到的调节作用，发现人力资本在数字经济对绿色创新影响中起到负向调节作用。这由于目前中国人力资本技能与数字经济需求的不匹配、教育与培训体系的不完善、政策环境对人力资本发展的制约，导致掌握信息数字科学技术的创新型人力资本不足，进一步说明中国需大力促进契合数字经济发展的培育，以更好地促进数

字经济发展与绿色创新水平的提升。

上述分析和研究结论对于推进以数字经济为基础,实现绿色创新,最终实现新质生产力的发展具有一定参考意义,但基于当前研究样本颗粒度的局限性,在研究数字经济对绿色创新影响时,对于各地区的异质性研究方面存在缺乏细致分类等问题。为了更好促进数字经济转型,实现绿色经济高质量发展,本文提出如下政策建议:

(1) 国家层面加大对人力资本的投入力度。一方面,国家应聚焦于培养具有学科交叉融合和协同创新能力的青年人才身上,并作为构建国家战略人才力量的核心战略。政策上给予青年人才更多信任和扶持,不断推动前沿交叉领域创新创造活力迸发;另一方面,针对中西部地区,建立完善的人才培养体系,强化教育培训,提升人才的专业化水平,不断缩小中西部地区契合数字经济发展的掌握信息数字科学技术的人才缺口,从而加速推动绿色经济的高质量转型与发展。

(2) 地方层面加快推动数字经济与绿色创新协同发展。地方政府不仅要在数字经济发展上持续发力,更要为企业的绿色创新之路铺设坚实的政策与资金保障,通过促进数字经济与实体经济的深度融合,打造具备国际影响力的数字产业集群,并配套实施一系列激励政策,如税收减免、绿色技术研发专项补贴、市场准入便捷化等,为数字经济与绿色创新营造良好环境;此外,社会各界加快绿色科技创新和先进绿色技术的推广应用,大力发展绿色制造业、服务业以及绿色能源产业、低碳产业,构建绿色低碳循环经济体系,鼓励传统企业与科研机构、高等院校建立紧密合作机制,提升绿色科技创新成果转化率,提高企业生产效率,通过建立创新基地、孵化平台及技术转移中心等手段,形成绿色创新资源的集聚高地,为企业绿色转型提供全方位支持。

(3) 进一步激发公众参与绿色创新的热情。为了营造全民参与的绿色创新氛围,大力倡导绿色生活方式与生态文明理念,增强公众对绿色经济高质量发展的认同感与责任感,通过策划一系列互动性强、体验感佳的绿色创新技术普及活动,如绿色科技展览、环保知识竞赛、低碳生活工作坊等,有效提升公众的环保意识与参与热情。同时,利用媒体平台广泛传播绿色创新成功案例与环保理念,激发社会各界对绿色创新的关注与投入,共同推动经济社会的可持续发展。

## 参考文献

陈芳、刘松涛(2022):《人工智能技术能否成为引领城市绿色发展的新引擎》,《南京财经大学学报》第3期,第78—86页。

邓荣荣、张翱翔(2022):《中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究》,《南方经济》第2期,第18—37页。

董会忠、曹正旭、张仁杰(2022):《中国高技术产业两阶段绿色创新效率及影响因素识别》,《统计与决策》第6期,第44—49页。

郭丰、杨上广、金环(2022):《数字经济对企业全要素生产率的影响及其作用机制》,《现代财经—天津财经大学学报》第9期,第20—36页。

郝宪印、张念明(2023):《新时代我国区域发展战略的演化脉络与推进路径》,《管理世界》第1期,第56—68页。

康静、刘润芳(2024):《“双碳”背景下创新型人力资本对我国绿色经济发展的影响》,《科技和产业》第4期,第28—35页。

李健、张金林、董小凡(2022):《数字经济如何影响企业创新能力:内在机制与经验证据》,《经济管理》第8期,第5—22页。

李晓娣、饶美仙(2023):《数字经济赋能城市科技创新的组态路径研究》,《科学学研究》第11期,第2086—2097页。

李雪、吴福象、竺李乐(2021):《数字经济与区域创新绩效》,《山西财经大学学报》第5期,第17—30页。

李豫新、李枝轩(2022):《乡村振兴背景下数字经济发展与城乡收入差距》,《金融与经济》第6期,第60—

67 页。

刘方、孟祺 (2019):《数字经济发展:测度、国际比较与政策建议》,《青海社会科学》第4期,第83—90页。

刘新智、朱思越、周韩梅 (2022):《长江经济带数字经济发展能否促进区域绿色创新》,《学习与实践》第10期,第21—29页。

吕德胜、王珏、唐青青 (2023):《数字经济实现了绿色创新“增量提质”吗?基于异质环境关注视角》,《山西财经大学学报》第5期,第55—68页。

缪陆军、陈静、范天正等 (2022):《数字经济发展对碳排放的影响——基于278个地级市的面板数据分析》,《南方金融》第2期,第45—57页。

彭文斌、韩东初、尹勇等 (2022):《京津冀地区数字经济的空间效应研究》,《经济地理》第5期,第136—143页。

屈小娥、赵昱钧、王晓芳 (2022):《我国对“一带一路”沿线国家 OFDI 是否促进了绿色发展:基于制度环境和吸收能力视角的实证检验》,《国际经贸探索》第6期,第89—102页。

史丹、孙光林 (2023):《数字经济和实体经济融合对绿色创新的影响》,《改革》第2期,第1—13页。

宋洋 (2019):《经济发展质量理论视角下的数字经济与高质量发展》,《贵州社会科学》第11期,第102—108页。

王林辉、姜昊、董直庆 (2022):《工业智能化会重塑企业地理格局吗?》,《中国工业经济》第2期,第137—155页。

王珊珊、张勇、纪韶 (2022):《创新型人力资本对中国经济绿色转型的影响》,《经济与管理研究》第7期,第79—96页。

吴烨 (2023):《数字金融、绿色创新对城市经济韧性的影响》,《中国流通经济》第3期,第97—107页。

张桅、胡艳 (2020):《长三角地区创新型人力资本对绿色全要素生产率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析》,《中国人口·资源与环境》第9期,第106—120页。

赵军、李艳姗、朱为利 (2021):《数字金融、绿色创新与城市高质量发展》,《南方金融》第10期,第22—23页。

赵领娣、张磊、徐乐等 (2016):《人力资本、产业结构调整与绿色发展效率的作用机制》,《中国人口·资源与环境》第11期,第106—114页。

赵涛、张智、梁上坤 (2020):《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》,《管理世界》第10期,第65—76页。

赵悦 (2023):《数字经济与企业绿色创新探析》,《现代工业经济和信息化》第10期,第14—18页。

周均旭、刘冰洁、常亚军等 (2024):《数字经济、人力资本投资和绿色创新——基于长江经济带的实证研究》, <http://kns.cnki.net/kcms/detail/37.1020.G3.20230726.1712.006.html> [2024-07-12]。

Chen Y. S., Chang C. H (2013), “The Determinants of Green Product Development Performance: Green Dynamic Capabilities, Green Transformational Leadership and Green Creativity”, *Journal of Business Ethics*, 116 (1), pp. 271–286.

GUO K (2021), “A new path for solving regional differences in digital economy development from the perspective of opening to the outside World: taking free trade area as an example”, *Service Science and Management*, 10 (6), pp. 151–156.

Hu J, Zhao W, Huang Q (2019), “Environmental regulation intensity, foreign direct investment, and green technology spillover-An empirical study”, *Sustainability*, 11 (10), p. 2718.

Jaffe A B, Palmer K (1997), “Environmental regulation and innovation: A panel data study”, *Review of Economics and Statistics*, 79 (4), pp. 610–619.

Leeuwen G V, Mohen P (2013), “Revisiting the Porter hypothesis: An empirical analysis of green innovation for the Netherlands”, *Economics of Innovation & New Technology*, 67 (2), pp. 295–319.

LI J, CHEN L and CHEN Y (2021), “Digital economy, technological innovation, and green economic efficiency: empirical evidence from 277 cities in China”, *Managerial And Decision Economics*, pp. 616–629.

Pavlou P. A., Sawy O. A (2011), “Understanding the Elusive Black Box of Dynamic Capabilities”, *Decision Sciences*, 42 (1), pp. 239–273.

Ren S, Li L and Han Y, “The emerging driving force of inclusive green growth: does digital economy agglomeration

work?", *Business Strategy and the Environment*, pp. 1 – 23.

Schultz (1973), "Investment in Human Capital", *American Journal of Agricultural Economics*, 55 (1), pp. 1 – 17.

Wagner M (2007), "On the relationship between environmental management, environmental innovation and patenting: Evidence from German manufacturing firms", *Research Policy*, pp. 1587 – 1602.

## The Study on the Impact of Digital Economy and Human Capital on Green Innovation

LI Ruijuan

(General Office, Chinese Academy of Social Sciences, Faculty of Applied Economics,  
University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102401, China)

**Abstract:** The report of the Twentieth Party Congress proposes that promoting the greening and decarbonization of economic and social development is a key link in achieving high-quality economic development. Vigorously promoting green innovation is an inherent requirement for implementing the new development concept and realizing high-quality economic development, as well as an important way to develop new quality productivity. The digital economy, as a new economic form with data resources as the key element, together with the human capital compatible with it, will further empower the development of green innovation. This paper is based on the panel data of 31 provinces, autonomous regions and municipalities directly under the central government in China from 2011 to 2022, the relationship between digital economy, human capital and green innovation is empirically examined by using the fixed-effects model. It is found that: the development of the digital economy can significantly promote the enhancement of the level of green innovation, but due to the insufficient level of human capital suitable for the development of the digital economy in China, human capital has a negative effect in the process of promoting green innovation in the digital economy. However, due to the current insufficient level of human capital in China that is suitable for the development of the digital economy, human capital has a negative moderating effect in the impact of the digital economy on green innovation, and the role of digital economic development on the level of green innovation is different in different regions, of which the eastern region is positively significant. Therefore, differentiated development strategies for digital economy and human capital should be formulated for different regions, so as to continuously release the enabling effect of digital economy and human capital on the development of green innovation, and promote sustainable economic development.

**Key Words:** digital economy; human capital; green innovation

责任编辑：黄承梁