

➤ 文章题目：

《数字经济、人力资本与绿色技术创新》

➤ 文章所属专业委员会领域：

【资源与环境经济】

➤ 内容摘要：

绿色技术创新是实现发展方式绿色转型的有效途径。本文利用 2011—2020 年中国 30 个地区的省级面板数据，构建固定效应和中介效应模型实证分析数字经济发展对绿色技术创新的影响，并进一步探究人力资本在该影响中的作用。结果表明：各地区的数字经济发展能促进绿色技术创新，且该影响经过内生性处理和稳健性检验后仍可信；上述影响存在一定的区域异质性，对我国东、西部地区作用更大；人力资本水平和创新型人力资本水平在数字经济对绿色技术创新的影响中起到一定的中介作用。研究表明应持续推进数字经济发展、加大人力资本投资力度、加强区域间的科技交流合作，充分发挥数字经济对绿色技术创新的推动作用。

➤ 关键词：

数字经济；人力资本；创新型人力资本；绿色产品创新；绿色工艺创新

数字经济、人力资本与绿色技术创新*

胡雪萍 郑斯婕

内容摘要：绿色技术创新是实现发展方式绿色转型的有效途径。本文利用 2011—2020 年中国 30 个地区的省级面板数据，构建固定效应和中介效应模型实证分析数字经济发展对绿色技术创新的影响，并进一步探究人力资本在该影响中的作用。结果表明：各地区的数字经济发展能促进绿色技术创新，且该影响经过内生性处理和稳健性检验后仍可信；上述影响存在一定的区域异质性，对我国东、西部地区作用更大；人力资本水平和创新型人力资本水平在数字经济对绿色技术创新的影响中起到一定的中介作用。研究表明应持续推进数字经济发展、加大人力资本投资力度、加强区域间的科技交流合作，充分发挥数字经济对绿色技术创新的推动作用。

关键词：数字经济；人力资本；创新型人力资本；绿色产品创新；绿色工艺创新

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中强调，要加快发展方式绿色转型，发展绿色低碳产业，加快节能降碳先进技术研发和推广应用，推动形成绿色低碳的生产方式^①。改革开放以来，中国经济持续、稳定、高速发展，取得了举世瞩目的辉煌成就，但与此同时也付出了惨痛的代价，传统的粗放型生产方式使我国的环境恶化、资源枯竭、污染破坏、生态失衡等问题日趋严峻，制约着我国可持续发展目标的实现（张娟等，2019）。2021 年我国经济总量实现新突破^②，然而同期的《中国生态环境状况公报》^③显示，我国仍有 35.7% 的城市环境空气质量超标，平均气温创 1951 年以来的历史新高，能源消耗总量较 2020 年增长 5.2%，经济社会发展的绿色化转型任重道远（任保平和李禹墨，2018）。在此背景下，如何加速形成绿色化、低碳化的生产方式，实现经济高质量增长与环境资源保护兼容的最优解，成为当今亟待解决的问题。

绿色技术创新融合了“绿色”和“创新”两大发展理念，在绿色低碳发展方式转型、科学技术进步中发挥着举足轻重的作用。绿色技术创新指的是以生态经济规律和原理为原则，以实现产品成本最小化、生命周期绿色化为目的，进行生产技术、工艺和产品的研究开发，以技术进步为动能提升产量的同时保护生态资源与环境，能够帮助企业生产达到经济与环境效益的“双赢”（Robert, 1987; Shao & Fei, 2008; 雷善玉等，2014）。绿色技术创新所获得的成果使企业在生产过程中原材料的使用和能源的消耗大幅减少（Braun & Wield, 1994），

* 胡雪萍，中南财经政法大学经济学院，邮政编码：430073，电子邮箱：hxueping@hotmail.com。郑斯婕，中南财经政法大学经济学院，邮政编码：430073，电子邮箱：sijie.zheng@stu.zuel.edu.cn。

① 资料来源：中华人民共和国中央人民政府 http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

② 资料来源：国家统计局 http://www.stats.gov.cn/xxgk/sifb/zxfb2020/202202/t20220228_1827971.html。

③ 资料来源：中华人民共和国生态环境部 <https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthizk/zghizkqbl/>。

生产成本降低，并且强调绿色技术创新与企业组织方式、管理模式、经营形式、营销手段等多方面创新的有机融合（葛晓梅等，2005），有助于提升企业的经济效益和市场竞争能力。除此之外，绿色技术创新以减少或避免对环境资源的伤害为根本目的（Kemp & Arundel, 1998），这类技术创新除了本身具有的典型溢出效应外，还能从技术层面将负的环境效应内部化，通过降低社会环境治理成本产生环境溢出效应（许晓燕等，2013），Rennings（2000）将上述的技术外部性和环境外部性定义为绿色技术创新的“双重外部效应”。因此，绿色技术创新不仅提升了企业的生产效益，还有助于降低生产对环境资源的负面影响，是实现经济增长与可持续发展和谐统一的有效途径，探讨如何实现绿色技术创新有着重要的现实意义。

绿色技术创新的影响因素是多方面的。首先在宏观经济与金融层面，已有研究认为外商直接投资（毕克新等，2011）、绿色信贷政策（王馨和王营，2021）、金融结构（陈向阳，2020）是比较重要的影响因素。其次，从中观政府层面展开的研究较多，影响因素包括环境规制（Potter & Linde, 1995；李婉红等，2013）、地方政府质量（王锋正，2018b）、低碳城市试点政策（徐佳和崔静波，2020）、财政节能环保支出（高萍和王小红，2018）、经济增长目标约束（Shen et al., 2021）等。从微观企业的视角来看，董事会治理（王锋正等，2018a）、R&D 投入（李广培等，2018）、环保投入（范宝学和王文姣，2019）、高管绿色认知（邹志勇等，2019）都会对企业绿色技术创新产生显著作用。此外，在已有的研究文献中，数字经济发展被证实是促进绿色技术创新的重要影响因素（王锋正等，2022），但深入分析数字经济主要通过什么路径来影响绿色技术创新的文献比较有限。

对此问题，本文认为可以从人力资本的角度展开讨论。一方面，人力资本是推动科学技术创新发展的主体，人力资本的积累，尤其是高学历层次人才的培养，对科学技术的进步、创新、传播和成果转化有重要的推动作用（Dakhli & Clercq, 2004）。Schultz（1961）的人力资本理论中将人力资本划分为劳动力的数量与质量，其中对技术进步起到关键性作用的是劳动力的质量，包括知识程度、技能水平、工作能力、健康状况，可以从这几方面来解析人力资本对绿色技术创新的潜在影响。从知识程度来看，受教育程度更高的个体具备的知识储备更多、范围更广，相对而言其环保意识、创新意识与实践能力也更强，因此高学历人才能够帮助激发社会的绿色技术创新潜力；技能水平与工作能力方面，劳动力若能熟练掌握所在岗位的专业技能，不断学习钻研强化自身的工作能力，就能在工作中及时发现问题、提出问题并独立解决问题，在此过程中很可能突破行业瓶颈，为绿色技术的创新贡献力量；劳动力的健康状况是实现创新的必要条件，劳动力保持良好的身体和心理状态，才能充分发挥自身的价值与潜力，为绿色技术的创新升级添砖加瓦。综上，人力资本积累可能在很大程度上决定了绿色技术创新。另一方面，数字经济的发展对人力资本的积累和水平提升也存在一定的积极作用（陈南旭和李益，2022）。数字经济时代的到来引领了一批数字化产业的兴起，对知识密集型人才的需求量显著增加，为适应新时代的变化，劳动力必须不断学习新知识、提高自身能力以跟进发展的步伐，数字经济推动社会人力资本水平的提高和结构的高级化；在数字化的时代背景下，我国互联网通讯技术实现高速发展，信息的交流互通与共享渠道不断拓

宽，劳动力可以以较低的成本实现新知识、新技能的获取和学习，综合素质不断提升；数字经济使智能医疗、智能健身等产业走进人们的生活，对人力资本的健康也存在积极影响。综上，在数字经济的时代背景下，人力资本可以从多个路径实现有效提升，而人力资本又是绿色技术创新的重要影响因素和主要发展动能，因此数字经济对绿色技术创新的推动作用很可能通过社会人力资本的不断积累实现更进一步的提升。

回顾相关研究文献可知，国内外学者们针对绿色技术创新的影响因素进行了较为深入、广泛的研究，有些研究虽然关注到了数字经济可能对绿色技术创新产生的影响，但忽略了人力资本作为技术创新的主体，在该影响中可能发挥的作用。基于此，本文运用 2011—2020 年中国 30 个省份、直辖市、自治区的面板数据，建立固定效应、中介效应模型，实证分析数字经济发展对绿色技术创新的影响及其中的作用机制，主要探究人力资本水平是否在该影响中起到中介作用。本文的边际贡献在于：首先，构建各地区数字经济的综合发展指标，实证分析数字经济对绿色技术创新的影响效应，帮助扩展了绿色技术创新影响因素领域的研究视角；其次，考察数字经济对绿色技术创新影响的区域异质性，为深入分析数字经济的创新效应提供更细化的经验证据；最后，从人力资本水平和创新型人力资本水平的角度来衡量各地区的人力资本，考察数字经济影响绿色技术创新的内在机制，分析其中的理论逻辑，并基于此提出相应的政策建议。

本文余下部分的安排如下：第二部分是理论分析与研究假说；第三部分介绍研究设计；第四部分进行实证结果的分析与检验；第五部分探讨作用机制；第六部分为结论与政策建议。

二、理论分析与研究假说

绿色技术创新是发展方式绿色转型的重要路径，推动绿色技术创新在促进实体经济高质量发展的同时，还能兼顾资源与环境的可持续发展，实现经济目标与环境目标的“双赢”。数字经济发展可以驱动经济发展、提高研发投入、加强环境规制，从而促进绿色技术创新。此外，数字经济对人力资本有重要推动作用，而人力资本是绿色技术创新中的核心部分。

（一）数字经济对绿色技术创新的影响

数字经济指的是以互联网和通信技术为基础，以网络、移动通讯、物联网等为媒介，实现个体或组织间相互来往、联系、合作、交易和信息共享的数字化，从而达到推动社会经济发展的目的（逢健和朱欣民，2013）。数字经济可以通过促进经济增长、研发投入和环境规制来影响绿色技术创新，具体影响方式如下。

第一，数字经济驱动经济高质量发展。数字经济依托于通讯、互联网技术，实现了信息的匹配、共享和公开，有助于市场供需的均衡和价格机制的完善，提高实体经济的均衡水平与运行效率，除此之外，数字经济能够优化要素配置、提高配置效率、提升全要素生产率，三条路径相互交替循环实现经济长期的增长（荆文君和孙宝文，2019）。经济发展水平对绿色技术创新有重要作用，经济发达的地区更具有绿色技术创新的能力和意识，这些地区往往

研发资金实力雄厚、科研能力相对更强，两者呈现正相关的关系（许晓燕等，2013）。

第二，数字经济提高地区研发投入。数字经济的发展提升了社会的创新活力和高水平人才储备，进而相关的科技研发资金、人力资本投入有所增加，帮助实现全要素生产率的提高和技术进步。研发投入的增加为绿色技术创新的实现注入了活力（刘洁等，2022）。

第三，数字经济加强环境规制。随着数字经济规模的不断扩大，与其相关的环境规制内容不断丰富，借助数字通信技术的环境规制手段得到有效实现，环境监测的大数据技术也为地区环境治理与监管提供数据支持，能够提高环境规制的精确性与有效性（Wang et al.,2022）。李婉红等（2013）的研究表示，政府制定严厉的环境规制政策能够促进绿色技术创新，尤其是污染密集行业的创新。

基于以上分析，本文提出假说 1：数字经济发展促进绿色技术创新。

（二）数字经济、人力资本与绿色技术创新

数字经济对人力资本也起到了一定的积极作用。首先，随着数字经济的高速发展，劳动密集型行业受到了一定的冲击，低技能劳动力面临被淘汰的境地，不得不提高自身的综合素质和技能水平以适应新时代知识技能密集型人才的需求（Acemoglu & Restrepo, 2018; 黄浩，2021），因此数字经济通过提升劳动力的能力实现社会人力资本水平的提升。其次，数字经济时代背景下兴起的互联网教育平台为人们提供了丰富优质的网络教育资源，数字智能医疗如在线问诊等技术帮助保障人力资本的健康安全，因而对人力资本教育、健康投资和总体水平的提升有所帮助。最后，数字经济发展通过推进城镇化的进程，实现地区间的创新型人才流动，产生知识外溢效应帮助人力资本水平进一步提升（陈南旭和李益，2022）。

人力资本与绿色技术创新存在一定的正相关关系。Nelson & Phelps(1966)和 Barro(1991)的研究指出，人力资本的积累是技术进步和全要素生产率提升速度的关键影响因素，科学技术的创新离不开人才作为第一动力，绿色技术创新也不例外。人力资本，尤其是创新型人力资本的积累对绿色技术创新有显著的促进作用，有助于推动经济发展的绿色转型（王珊珊等，2022）。除了人力资本水平，对人力资本进行教育和健康的投资也至关重要，如杨明海等（2021）的研究发现，教育和健康人力资本的投资力度对绿色技术创新有显著正向影响，且教育人力资本投资的作用更大。

综合上述分析，可以推断人力资本很可能在数字经济对绿色技术创新的影响中产生中介作用，本文提出假说 2：数字经济以人力资本水平为作用路径，进一步激发绿色技术创新。三者的相互关系和影响机制如图 1 所示。

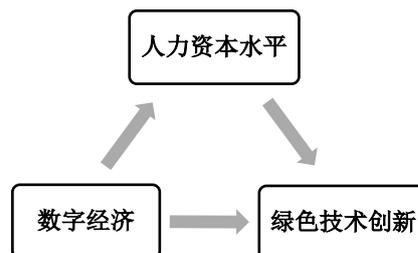


图 1 数字经济、人力资本与绿色技术创新的作用关系图

三、 研究设计

（一） 样本选取与数据来源

本文选取 2011—2020 年中国 30 个省份、直辖市、自治区（以下简称为地区，不包含西藏和港澳台地区）作为研究样本和区间，基于包含 300 个样本点的平衡面板数据进行实证分析，探究数字经济、人力资本与绿色技术创新之间的关系。

相关指标的数据主要来源于 2011—2020 年的《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》、《北京大学数字普惠金融指数》报告等。数据质量基本较高，不存在明显的异常值，部分缺失值采用均值填补法进行补充。相关指标的数据都可以从上述资料中直接或者通过简单计算间接获取。

（二） 模型设定

根据已有文献并结合本文的实际情况，本文构建如下的面板数据基准回归模型，用于探究数字经济对绿色技术创新的影响：

$$innovation_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digital_{i,t} + \alpha_2 control_{i,t} + \varepsilon_{1i,t} \quad (1)$$

模型（1）中，下标*i*和*t*分别代表地区和年份，被解释变量 $innovation_{i,t}$ 为地区*i*在*t*年的绿色技术创新情况，核心解释变量 $digital_{i,t}$ 表示数字经济发展水平， $control_{i,t}$ 为一系列可能会影响绿色技术创新的控制变量， $\varepsilon_{1i,t}$ 是随机干扰项。该模型中我们重点关注系数 α_1 的显著性和符号，若 α_1 显著为正，表示数字经济发展能够促进地区绿色技术创新。

为了更进一步探究人力资本是否为上述影响中的作用机制，本文构建中介效应模型如下：

$$Hcapital_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 digital_{i,t} + \beta_2 control_{i,t} + \varepsilon_{2i,t} \quad (2)$$

$$innovation_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 digital_{i,t} + \gamma_2 Hcapital_{i,t} + \gamma_3 control_{i,t} + \varepsilon_{3i,t} \quad (3)$$

模型（2）（3）中， $Hcapital_{i,t}$ 表示中介变量人力资本水平，其他变量的含义同模型（1）。在上述三个模型中，中介效应存在的条件如下（Mackinnon et al., 2002）：①核心解释变量对被解释变量有显著影响，即 α_1 显著不为 0；②核心解释变量对中介变量有显著影响，即 β_1 显著不为 0；③被解释变量同时对核心解释变量、中介变量进行回归，中介变量的影响显著，核心解释变量的影响显著性或程度有所下降，即 γ_2 显著不为 0， γ_1 显著性或绝对值减小。当同时满足上述三个条件时，说明人力资本的中介效应存在。

（三） 变量设定

1、 被解释变量

本文的被解释变量为绿色技术创新。对于绿色技术创新的衡量，本文参照张倩（2015）、王锋正（2018b）的做法，从绿色产品创新和绿色工艺创新两个角度来进行考察。绿色产品创新指的是生产更符合环境友好、资源节约、节能减排的要求的新产品创新，用新产品销售收入与能源消费总量的比值来进行衡量。绿色工艺创新指的是对生产加工过程中所采用的技术或者设备进行改造，从而在生产中降低污染排放，减少对环境资源的伤害，用工业增加值与氮氧化物排放量的比值来衡量。若上述两个指标的数值越大，说明绿色技术创新水平更高。

2、 解释变量

核心解释变量为数字经济。为衡量各地区的数字经济发展水平，参考赵涛（2020）的做

法，从互联网和移动电话普及率、相关从业人员和产出情况以及数字金融发展 5 个方面来进行测度。分别选取相关的指标^①来代表以上 5 个方面，并通过主成分分析法进行数据的标准化及降维处理，最终得到衡量数字经济发展的综合指数。

3、控制变量

控制变量方面，基于数据的可得性和以往的研究文献，本文选择控制各地区的外商直接投资、对外开放程度、行业规模、R&D 人员投入、R&D 经费投入和 R&D 项目数量。其中以 2011 年为基期，利用固定资产投资价格指数对外商直接投资进行了平减，并对外商直接投资和 R&D 的三个变量进行了取对数的处理。

4、工具变量和中介变量

考虑到模型可能存在一定的内生性问题，本文采用工具变量法进行处理，同样参考赵涛（2020）的研究，为数字经济发展选取的工具变量为各年的滞后一期全国互联网用户数量与 1984 年各地区的邮电历史数据的交互项，该交互项同时考虑了时间和个体层面的变化情况，可用于本文面板数据的分析，且与各地区数字经济发展情况高度相关，但并不影响各地区的绿色技术创新。

中介变量人力资本，从人力资本水平和创新型人力资本水平两个方面来进行衡量，分别选取的指标有：平均受教育年限^②、高等教育文化程度人口比重^③。

变量具体的设置情况如表 1 所示。

表 1 变量设置情况

变量类型	变量含义	指标衡量
被解释变量	绿色产品创新	新产品销售收入/能源消费总量（千元/吨标准煤）
	绿色工艺创新	工业增加值与氮氧化物排放量的比值（亿元/万吨）
解释变量	数字经济发展	五个相关变量通过主成分分析法获得综合指标
	外商直接投资	外商投资企业投资总额(百万美元)对数
	对外开放程度	贸易进出口总额与该地区当年生产总值的比值
控制变量	行业规模	规模以上工业企业数目（万）
	R&D 人员投入	规模以上工业企业 R&D 人员全时当量(人年)对数
	R&D 经费投入	规模以上工业企业 R&D 经费(万元)对数
	R&D 项目数	规模以上工业企业 R&D 项目数(项)对数
工具变量	邮电历史数据	上一年全国互联网用户数*1984 年各省每万人电话机数量 (百亿人*部)
中介变量	人力资本水平	平均受教育年限（年）
	创新型人力资本	高等教育文化程度人口比重

（四）变量的描述性统计

对各变量进行描述性统计如表 2 所示。

^① 具体分别为：百人中互联网宽带接入用户数（户）、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量（千元）、移动电话普及率（部/百人）和中国数字普惠金融指数。

^② 平均受教育年限=(小学文化程度人口数*6+初中文化程度人口数*9+高中文化程度人口数*12+大专及以上学历文化程度人口数*16) /六岁以上抽样总人口数。

^③ 高等教育文化程度人口比重=大专及以上学历文化程度人口数/六岁以上抽样总人口数。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
绿色产品创新	300	3.166	3.090	0.0215	18.52
绿色工艺创新	300	212.9	166.3	20.07	920.2
数字经济	300	-4.75e-10	1	-1.674	3.768
外商直接投资	300	10.69	1.332	8.053	13.37
对外开放程度	300	0.302	0.322	0.00787	1.613
行业规模	300	1.235	1.325	0.0335	5.848
R&D 人员投入	300	10.62	1.373	7.054	13.46
R&D 经费投入	300	14.32	1.353	10.96	17.03
R&D 项目数	300	8.700	1.363	4.875	11.79
工具变量	300	6.395	5.140	1.770	36.86
人力资本水平	300	9.240	0.886	7.514	12.68
创新型人力资本	300	0.142	0.0734	0.0537	0.505

其中用主成分分析法构建的数字经济发展指标的数据有正有负,计算平均值时有一部分相互抵消,因此均值较小,采用科学计数法的形式更方便记录。除此之外,各变量的标准差均大于 0,说明我国不同地区在不同年份的绿色技术创新开展情况存在较大差异,可以预见各地区的发展具有区域性特点。

四、实证结果的分析与检验

(一) 基准回归结果

在对面板数据进行分析前,需要对模型的设定形式进行选择。首先利用 Hausman 检验得到当被解释变量为绿色产品创新和绿色工艺创新时,均拒绝原假设,表明本文应选择固定效应模型而非随机效应模型。另外对模型(1)进行双向固定效应模型回归的拟合结果显示,不存在随时间而变但不因个体而异的时间效应,因此本文最终选择面板数据的个体固定效应模型,回归结果如表 3。

表 3 基准回归结果

	绿色产品创新		绿色技术创新	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字经济发展	3.048*** (0.272)	0.802** (0.311)	148.557*** (12.062)	112.250*** (16.570)
外商直接投资		0.053 (0.197)		20.162* (10.498)
对外开放程度		2.622*** (0.655)		-43.428 (34.837)
行业规模		0.613*** (0.133)		3.169 (7.061)
R&D 人员投入		-0.268 (0.637)		64.346* (33.876)
R&D 经费投入		-0.258		-67.766**

		(0.532)		(28.311)
R&D 项目数		1.242***		38.777*
		(0.413)		(21.964)
常数项	3.166***	-3.225	212.879***	-43.433
	(0.148)	(2.495)	(6.569)	(132.729)
观测值	300	300	300	300
R ²	0.302	0.703	0.344	0.598
地区固定效应	YES	YES	YES	YES

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著水平，括号内的数字为标准误。

第（1）、（2）列的被解释变量为绿色产品创新，第（3）、（4）列的被解释变量为绿色工艺创新，重点观察核心解释变量数字经济发展的系数符号和显著性，发现无论是否引入控制变量，系数均至少在 5%的显著水平上为正。因此数字经济发展显著促进了绿色产品创新和绿色工艺创新。初步分析得出，基准回归结果与前文提出的假说 1 相吻合。

另外观察控制变量，发现外商直接投资、对外开放程度、行业规模、R&D 人员投入、R&D 经费投入、R&D 项目数都会对绿色技术创新产生显著影响。

（二）内生性处理

考虑到上述模型可能存在遗漏变量的问题，且数字经济和绿色技术创新之间很可能相互影响，存在双向因果关系，本文选择用工具变量法对内生性进行处理。为数字经济选取的工具变量（赵涛，2020）是各地区 1984 年的邮电历史数据，历史的邮电情况会对后续的数字经济发展提供基础，满足工具变量与解释变量间的相关性，且几十年前的邮电情况几乎不会对现代的绿色技术创新产生影响，满足排他性。由于邮电历史数据为截面数据，为使其适用于本文面板数据的分析，引入一个时间变量——各年滞后一期的全国互联网用户数，将这个时间变量分别与邮电历史数据相乘构造交互项，作为各年、各地区数字经济发展情况的工具变量。工具变量的两阶段最小二乘回归（2SLS）结果如表 4。

利用工具变量法处理内生性后，第二阶段回归中核心解释变量数字经济发展的系数仍显著为正，说明在处理内生性后基准回归的结果没有发生实质性变化，仍可信。此外，观察第一阶段回归的 F 值为 198.4，远大于 10，说明上文选取的工具变量并非弱工具变量，hausman 的检验结果显示，分别在 5%和 10%的统计水平下认为原模型存在内生性问题。

表 4 工具变量法结果

	二阶段回归结果		一阶段回归结果
	绿色产品创新	绿色技术创新	数字经济发展
数字经济发展	1.438*** (0.443)	82.077*** (23.518)	
外商直接投资	0.008 (0.198)	22.311** (10.500)	0.078*** (0.027)
对外开放程度	1.741** (0.785)	-1.598 (41.717)	0.586*** (0.083)
行业规模	0.611*** (0.132)	3.225 (7.016)	0.108*** (0.019)

R&D 人员投入	-0.431 (0.639)	72.104** (33.936)	0.255*** (0.086)
R&D 经费投入	-0.172 (0.531)	-71.820** (28.221)	-0.337*** (0.073)
R&D 项目数	1.380*** (0.417)	32.217 (22.127)	0.014 0.057
工具变量			0.068*** (0.004)
常数项	-3.165 (2.513)	-46.326 (113.514)	0.420 (0.341)
观测值	300	300	300
R ²	0.699	0.593	0.490
地区固定效应	YES	YES	YES
F 值			198.400
Hausman 检验 p 值	0.046	0.074	

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著水平，括号内的数字为标准误。

(三) 稳健性检验

1、 改变估计方法

首先采用改变估计方法的方式进行稳健性检验，不考虑面板数据的时间或个体效应，采用混合 OLS 回归对模型（1）进行拟合的结果如表 5。

表 5 混合 OLS 回归结果

	绿色产品创新		绿色技术创新	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字经济发展	1.389*** (0.160)	0.636*** (0.144)	120.658*** (6.634)	108.342*** (7.705)
外商直接投资		0.055 (0.195)		22.570** (10.389)
对外开放程度		2.851*** (0.486)		-45.810* (25.942)
行业规模		0.625*** (0.133)		3.280 (7.074)
R&D 人员投入		-0.035 (0.562)		58.540* (29.952)
R&D 经费投入		-0.216 (0.491)		-62.078** (26.201)
R&D 项目数		0.950** (0.368)		37.507* (19.647)
常数项	3.166*** (0.160)	-3.842 (2.403)	212.879*** (6.623)	-77.344 (128.193)
观测值	300	300	300	300
R ²	0.202	0.706	0.526	0.711

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著水平，括号内的数字为标准误。

表 5 中核心解释变量数字经济的系数显著性和符号与表 3 基准回归中的结果基本一致，结果没有发生实质性变化，进一步提高结果的可信度。

2、 替换核心解释变量

更进一步地，本文选择替换核心解释变量进行稳健性检验，将原模型中的数字经济发展综合指标，分别替换为构建该综合指标的五个相关变量^①，重新进行模型（1）的拟合，结果如表 6。

结果显示，互联网普及率和移动电话普及率对绿色产品创新的影响为正但并不显著，除此之外，其他变量对绿色产品创新和绿色工艺创新的影响均显著为正。综合来看基本通过了替换核心解释变量的稳健性检验，提高了基准回归的可信度。

表 6 替换核心解释变量

	绿色产品创新				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
互联网普及率	0.019 (0.030)				
相关从业人员		20.936** (8.566)			
相关产出情况			0.290** (0.114)		
移动电话普及率				0.002 (0.008)	
数字金融发展					0.053*** (0.007)
常数项	-3.595 (2.566)	-2.705 (2.510)	-6.068** (2.721)	-3.617 (2.713)	-11.728*** (2.586)
R2	0.697	0.703	0.703	0.697	0.745
	绿色工艺创新				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
互联网普及率	5.514*** (1.653)				
相关从业人员		2,296.776*** (471.341)			
相关产出情况			33.539*** (6.223)		
移动电话普及率				1.255*** (0.438)	
数字金融发展					4.939*** (0.336)
常数项	-141.531 (142.764)	11.355 (138.084)	-373.519** (148.578)	-213.897 (151.644)	-842.306*** (120.378)

^① 即互联网普及率：百人中互联网宽带接入用户数（户）；相关从业人员情况：计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重；相关产出情况：人均电信业务总量（千元），移动电话普及率（部/百人）；数字金融发展：中国数字普惠金融指数。

R2	0.550	0.569	0.576	0.546	0.735
观测值	300	300	300	300	300
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著水平，括号内的数字为标准误，为节省文章篇幅，未列出控制变量的系数。

综合基准回归分析、内生性处理和稳健性检验的实证结果，我们没有理由拒绝假说 1，即数字经济对绿色技术创新的确存在显著的促进作用。

（四）异质性分析

由于各地区的资源禀赋、经济状况和发展阶段有所不同，数字经济对绿色技术创新的影响很可能存在区域上的异质性，为进一步细化地分析两者之间的关系，本文按照各地区所在的经济区域进行划分，采用分组回归的方式进行异质性分析。以我国“三大经济地带”为标准将 30 个地区划分为东、中、西部^①，分组回归结果如表 7。

无论被解释变量为绿色产品创新还是绿色工艺创新，数字经济发展都在 5%或 1%的统计水平上对我国东、西部地区产生显著促进作用，然而对中部地区的作用并不显著，表明存在一定的区域异质性。产生这一结果的原因可能是，相对于中部地区而言，我国东、西部地区的数字经济发展较早，因而水平更高，得益于此数字经济的创新红利释放得更充分。

表 7 区域异质性分析

	绿色产品创新			绿色工艺创新		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
数字经济发展	1.056** (0.435)	-0.450 (1.230)	1.210** (0.541)	109.724*** (21.524)	8.252 (52.429)	64.970** (31.788)
外商直接投资	1.213** (0.518)	-0.421 (0.702)	0.700** (0.277)	61.419** (25.650)	54.912* (29.917)	54.332*** (16.271)
对外开放程度	1.718 (1.103)	8.698* (4.727)	10.509*** (1.863)	-31.602 (54.591)	599.163*** (201.417)	395.899*** (109.438)
行业规模	0.328 (0.265)	0.324 (0.630)	-1.175** (0.494)	-5.228 (13.135)	-20.526 (26.836)	25.948 (29.009)
R&D 人员投入	-0.910 (1.320)	-2.659** (1.050)	1.684** (0.805)	196.325*** (65.334)	-84.125* (44.727)	179.852*** (47.276)
R&D 经费投入	-1.947** (0.977)	3.056*** (1.127)	-1.376* (0.742)	-200.844*** (48.349)	224.055*** (48.016)	-101.308** (43.579)
R&D 项目数	3.386*** (1.077)	1.408 (0.849)	-0.293 (0.403)	14.643 (53.303)	-20.867 (36.168)	-84.820*** (23.663)
常数项	-3.808 (4.671)	-22.116*** (8.242)	-1.488 (3.753)	205.750 (231.148)	-2,595.518*** (351.179)	-119.211 (220.519)
观测值	120	90	90	120	90	90
R2	0.702	0.623	0.704	0.631	0.735	0.772
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

^① 资料来源：中国“七五计划” (<https://baike.so.com/doc/6012347-6225334.html>)。东部地区包括：上海、北京、天津、山东、广东、广西、江苏、河北、浙江、海南、福建、辽宁；中部地区包括：内蒙古、吉林、安徽、山西、江西、河南、湖北、湖南、黑龙江；西部地区包括：云南、四川、宁夏、新疆、重庆、陕西、青海、贵州、甘肃。

五、人力资本的中介作用机制分析

综上,数字经济对绿色技术创新的促进作用得到证实,且该影响存在一定的区域异质性。接下来的部分本文将深入探讨数字经济、人力资本与绿色技术创新三者间的关系,重点关注人力资本是否在数字经济对绿色技术创新的影响中发挥中介作用。分别以人力资本水平、创新型人力资本水平为中介变量,对模型(2)和(3)进行估计,得到的系数结果如表8。

基准回归结果表3中的第(2)、(4)列对应的就是中介效应模型中的模型(1),将这两列的核心解释变量系数与表8结合起来进行分析。根据中介效应成立的三个条件^①进行判断,本文发现,当被解释变量为绿色产品创新时,各地区的人力资本水平和创新型人力资本水平均在数字经济发展对绿色产品创新的影响中起到了中介作用,然而这两种中介作用都不存在于数字经济发展对绿色工艺创新的影响中。

以上结果说明,人力资本水平在数字经济对绿色技术创新的影响中发挥了中介作用,这种中介作用主要存在于数字经济与绿色产品创新的相互作用关系中,然而人力资本并不是数字经济对绿色工艺创新影响的作用路径。具体而言,数字经济的发展显著提高了各地区的平均受教育年限和高等教育人才占比,进而促进了当地的绿色产品创新。产生这样的结果可能是因为,在数字经济的时代背景下,社会对高知识技能人才的需求更大,劳动力为了不被劳动市场所淘汰,努力提升自己的知识水平和综合素质;此外,数字经济的发展使人们从网络中获取教学资源更加方便快捷,学习新知识的成本更低、渠道更广,更多的人借助互联网实现自身能力与学历的提升。人们的知识储备、专业技能随着数字经济的发展而增加,更进一步地转化到科学技术研发中,促进了绿色产品的创新升级。对绿色工艺创新的中介作用不显著,可能是因为与人力资本水平相比,工艺的创新更需要的是大量的资金或资本来提供支持。

表8 中介效应模型结果

	人力资本 水平 模型(2)	绿色产品 创新 模型(3)	绿色工艺创 新 模型(3)	创新型人力 资本 模型(2)	绿色产品 创新 模型(3)	绿色工艺创 新 模型(3)
数字经济发展	0.713*** (0.080)	0.483 (0.351)	147.264*** (18.234)	0.095*** (0.006)	-0.103 (0.433)	133.120*** (23.338)
人力资本水平		0.448* (0.230)	-49.134*** (11.951)			
创新型人力资本					9.563*** (3.227)	-220.520 (173.838)
常数项	2.857*** (0.642)	-4.504* (2.568)	96.928 (133.586)	-0.195*** (0.045)	-1.360 (2.541)	-86.446 (136.853)
R ²	0.759	0.707	0.620	0.820	0.712	0.600
观测值	300	300	300	300	300	300
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

^① 详见: [三、研究设计\(二\)模型设定](#)。

综上，本文没有理由拒绝假说 2，人力资本水平在数字经济对绿色技术创新的影响中发挥了一定的中介作用。

六、结论与政策建议

本文以数字经济发展对绿色技术创新的作用机制为视角，选取人力资本水平作为中介变量，借助 2011—2020 年我国 30 个地区的省级面板数据，实证检验了数字经济发展对绿色技术创新的影响，以及人力资本水平在该影响中的作用机制。本文从绿色产品创新和绿色工艺创新两个角度衡量各地区的绿色技术创新情况，研究结果发现：第一，数字经济发展对绿色产品和工艺创新有显著的促进作用，即数字经济驱动了我国的绿色技术创新，该影响经过内生性处理和稳健性检验后仍可信；第二，数字经济对绿色技术创新的影响存在区域异质性，对东、西部地区的影响强于中部地区；第三，人力资本在数字经济对绿色技术创新的影响中发挥中介作用，具体而言，数字经济发展促进人力资本水平和创新型人力资本水平的提升，进一步推动了绿色技术创新。

上述结论可以为相关政策的制定提供一定的参考：

首先，持续推进数字经济建设，充分发挥其对发展方式绿色转型的推动作用。数字经济以互联网通讯技术为媒介，能够有效提升我国的绿色创新效率，有助于解决经济增长与可持续发展之间的矛盾。因此，中央和地方政府应积极推动数字经济的建设与发展，鼓励各企业在生产、加工、管理过程中引入大数据分析技术，科学客观地探寻产出效益最大化、环境资源伤害最小化的生产方式，将数字化技术引入到企业的每一个环节中，不断提升资源利用效率并降低能源消耗，以数字经济发展赋能绿色低碳的生产方式。

其次，打破区域间的知识、技术、人才壁垒，鼓励绿色技术创新的合作与成果共享。我国各区域间的数字经济发展水平和绿色技术创新状况都有所不同，呈现出差异化的发展态势，各地政府应该结合自身实际情况，因地制宜地制定有针对性的策略，促进地区数字经济与绿色技术创新的协同发展。同时各地区间要努力打破壁垒，实现知识、技术、人才、资源在地区间的交流互动，充分发挥数字经济的红利，实现绿色技术创新的“双重外部效应”，最终达到提升中国绿色技术创新整体水平的目的。

最后，要注重社会人力资本水平，尤其是创新型人力资本水平的提升。人才是第一资源，要想从根本上提升绿色技术创新能力，必须关注人力资本的积累和水平的提升，政府应加大人力资本的教育和健康投资力度，为人力资本水平的提升提供政策及资金支持。除此之外，建立相应的机制来激发人们的绿色创新意识、提升绿色创新能力，帮助充分发挥人力资本在数字经济与绿色技术创新中的积极作用。

参考文献

- 毕克新、杨朝均、黄平, 2011:《FDI 对我国制造业绿色工艺创新的影响研究——基于行业面板数据的实证分析》,《中国软科学》第 9 期。
- 陈南旭、李益, 2022:《数字经济对人力资本水平提升的影响研究》,《西北人口》第 6 期。
- 陈向阳,2020:《金融结构、技术创新与碳排放:兼论绿色金融体系发展》,《广东社会科学》第 4 期。
- 范宝学、王文姣, 2019:《煤炭企业环保投入、绿色技术创新对财务绩效的协同影响》,《重庆社会科学》第 6 期。
- 高萍、王小红, 2018:《财政投入、环境规制与绿色技术创新效率——基于 2008—2015 年规模以上工业企业数据的实证》,《生态经济》第 4 期。
- 葛晓梅、王京芳、薛斌, 2005:《促进中小企业绿色技术创新的对策研究》,《科学学与科学技术管理》第 12 期。
- 黄浩, 2021:《数字经济带来的就业挑战与应对措施》,《人民论坛》第 1 期。
- 荆文君、孙宝文, 2019:《数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架》,《经济学家》第 2 期。
- 李广培、李艳歌、全佳敏, 2018:《环境规制、R&D 投入与企业绿色技术创新能力》,《科学学与科学技术管理》第 11 期。
- 李婉红、毕克新、孙冰 2013:《环境规制强度对污染密集行业绿色技术创新的影响研究——基于 2003—2010 年面板数据的实证检验》,《研究与发展管理》第 6 期。
- 雷善玉、王焕冉、张淑慧, 2014:《环保企业绿色技术创新的动力机制——基于扎根理论的探索研究》,《管理案例研究与评论》第 4 期。
- 刘洁、栗志慧、魏方欣, 2022:《数字化水平、研发投入对绿色技术创新的影响》,《西部经济管理论坛》第 5 期。
- 逢健、朱欣民, 2013:《国外数字经济发展趋势与数字经济国家发展战略》,《科技进步与对策》第 8 期。
- 任保平、李禹墨, 2018:《新时代我国高质量发展评判体系的构建及其转型路径》,《陕西师范大学学报(哲学社会科学版)》第 3 期。
- 王锋正、陈方圆, 2018:《董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验》,《科学学》第 2 期。
- 王锋正、姜涛、郭晓川, 2018:《政府质量、环境规制与企业绿色技术创新》,《科研管理》第 1 期。
- 王锋正、刘向龙、张蕾、程文超, 2022:《数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗?》,《科学学研究》第 2 期。
- 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。
- 王馨、王营, 2021:《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第 6 期。
- 徐佳、崔静波, 2020:《低碳城市和企业绿色技术创新》,《中国工业经济》第 12 期。
- 许晓燕、赵定涛、洪进, 2013:《绿色技术创新的影响因素分析——基于中国专利的实证研究》,《中南大学学报(社会科学版)》第 2 期。
- 杨明海、刘凯晴、谢送爽, 2021:《教育人力资本、健康人力资本与绿色技术创新——环境规制的调节作用》,《经济与管理评论》第 2 期。
- 张娟、耿弘、徐功文、陈健, 2019:《环境规制对绿色技术创新的影响研究》,《中国人口·资源与环境》第 1 期。
- 张倩, 2015:《环境规制对绿色技术创新影响的实证研究——基于政策差异化视角的省级面板数据分析》,《工业技术经济》第 7 期。
- 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。
- 邹志勇、辛沛祝、晁玉方、朱晓红, 2019:《高管绿色认知、企业绿色行为对企业绿色绩效的影响研究——基于山东轻工业企业数据的实证分析》,《华东经济管理》第 12 期。
- Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2018, "The Race Between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment", *American Economic Review*, (6), 1488—1542.
- Barro, R. J., 1991, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407—443.
- Braun, E., and D. Wield, 1994, "Regulation as a Means for the Social Control of Technology", *Technology Analysis & Strategic Management*, 6(3), 259—272
- Dakhli, M., and D. D. Clercq, 2004, "Human Capital, Social Capital, and Innovation: a Multi-country Study", *Entrepreneurship &*

Regional Development, 16:2, 107—128.

Kemp, R., and A. Arundel, 1998, "Survey Indicators for Environmental Innovation", *STEP Group*.

Mackinnon, D. P., C. M. Lockwood, and J. M. Hoffman, 2002, "A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variable Effects", *Psychological Methods*, 7(1), 83—104.

Michael, E. P., and L. Claas, 1995, "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4).

Nelson, R. R., and E. S. Phelps, 1966, "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth", *American Economic Review*, 56(1/2), 69—75.

Rennings, K., 2000, "Redefining Innovation — Eco-innovation Research and the Contribution from Ecological Economics", *Elsevier*, (2).

Robert, W. H., 1987, "A Retrospective View of Technological and Other Changes in Philippine Rice Farming", *Economic Development and Cultural Change*, 35(2), 1965—1982.

Shao, J. H., and X. X. Fei, 2008, "Research on Green Technical Innovation & Administration", *Proceedings of the 3rd International Conference on Produce Innovation Management*, 1065—1069.

Shen, F., B. Liu, F. Luo, and et al, 2021 "The Effect of Economic Growth Target Constraints on Green Technology Innovation", *Journal of Environmental Management*, 292, 112—765.

Theodore, W. S., 1961, "Investment in Human Capital", *The American Economic Review*, 51(1).

Wang, C., T. Liu, Y. Zhu, M. Lin, W. Chang, X. Wang, D. Li, H. Wang, and J. Yoo, 2022, "Digital Economy, Environmental Regulation and Corporate Green Technology Innovation: Evidence from China", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(21), 14084.

Digital Economy, Human Capital and Green Technology Innovation

HU Xueping and ZHENG Sijie

(School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: Green technology innovation is an effective way to achieve green transformation of development approach. This paper constructs fixed and mediated effect models to empirically analyze the impact of digital economy development on green technology innovation using provincial panel data of 30 regions in China from 2011 to 2020, and further explores the role of human capital in this impact. The results show that: digital economy development can promote green technology innovation, and the effect is still credible after endogeneity treatment and robustness test; there is some regional heterogeneity in the above effect, and the effect is greater in the eastern and western regions of China; the level of human capital and the level of innovative human capital play a certain mediating role in the effect of digital economy on green technology innovation. The study suggests that the development of digital economy should be continuously promoted, human capital investment should be increased, and inter-regional science and technology cooperation should be strengthened to give full play to the role of digital economy in promoting green technology innovation.

Keywords: digital economy; human capital; innovative human capital; green product innovation; green process innovation