

产城人融合是否促进了绿色技术创新“量质齐升” ——以长三角城市群为例¹

邓郴宜 万勇 汪子泉

上海社会科学院应用经济研究所

摘要：产城人融合、绿色技术创新是新时代城市建设的两个重要着力点。文章选取 2003—2020 年长三角 41 个城市的面板数据，运用耦合协调度模型、固定效应模型和两阶段最小二乘法，从“量”“质”两个维度探究产城人融合影响绿色技术创新的效应及机制。研究发现：长三角产城人融合度逐年上升，空间上具有东高西低的特征，且产城人融合通过提高科技支出强度、提升人力资本水平、推动产业结构升级助推绿色技术创新“量质齐升”；异质性检验表明，产城人融合虽能提升长三角不同城市的绿色技术创新质量，但仅在大城市表现出“增量”效果；进一步分析发现，以城促产更有助于绿色技术创新。因此，需继续坚持产城人融合，并以此推动城市绿色发展。

关键词：产城人融合；绿色技术创新；量质齐升；新型城镇化；绿色发展；

一、引言

当前，城镇已成为中国经济发展至关重要的空间载体，城镇化更是激发内需潜力、创造新发展动能的关键。然而，传统的城镇化模式带来了产城分离等问题：一方面，地方政府忽视产业、人口的支撑作用进行盲目的造城运动，导致“空城”“鬼城”的出现；另一方面，传统工业园区由于缺乏良好的物质空间载体，产业竞争力难以提高。为解决这些问题，2014 年“产城融合”作为城市发展目标及主导思路被纳入《国家新型城镇化规划（2014—2020 年）》^[1,2]；2022 年，为深入推进新型城镇化，国家发展改革委印发《2022 年新型城镇化和城乡融合发展重点任务》，进行多方位布局；党的二十大报告再次强调，要推进以人为核心的新型城镇化。随着新型城镇化战略的调整，产城融合逐步向产城人融合阶段深化与完善。该阶段产城发展更加强调以人为本导向，以城市空间及生产资源支撑产业发展，以产业保障倒逼城市完善配套服务设施，基于人的需求加速实现产城深度融合，从而最终建立起产业、人口、城镇、文化等多要素的高层次复杂系统^[3,4]。

与此同时，绿色发展理念在经济社会发展中也越来越受重视。2015 年第十八届中央委员会第五次全体会议上首次提出绿色发展理念，“绿水青山就是金山银山”的观念更加深入人心；2020 年“十四五”规划进一步明确“构建市场导向的绿色技术创新体系”，绿色技术创新逐渐成为城市高质量发展的重要推动力之一；2021 年《关于推动城乡建设绿色发展的意见》提出“要实现人口、经济发展与生态资源协调”；党的二十大报告中再次强调，必须“站在人与自然和谐共生的高度谋划发展”。可见，城市建设不仅要兼顾产、城、人的和谐关系，还要发挥绿色技术创新在绿色发展中的重要作用，两者能否实现协同发展，是中国城市高

¹ 作者简介：邓郴宜（1993—），女，湖南郴州人，博士研究生，研究方向：城市规划，城市经济学；万勇（1972—），男，安徽霍山人，研究员，博士生导师，研究方向：城市规划；汪子泉（1993—），女，安徽合肥人，博士研究生，研究方向：新经济与产业转型。；

收稿日期：2023-02-27

基金：国家社会科学基金重点项目“中国沿海口岸城市功能区时空演进研究（1840 年至今）”（19AZS018）；

质量发展的关键。

基于以上背景,如何评价产城人融合程度,又如何检验其对绿色技术创新的影响效果及作用机制,成为亟待解决的问题。但现有研究或侧重于测度产城人融合,或专注于从单一视角研究绿色技术创新的影响因素,并未从“量”“质”两个维度全面地研究产城人融合与绿色技术创新之间的关系。考虑长三角是中国经济最发达的地区之一,在国家现代化建设大局和全方位开放格局中具有举足轻重的战略地位,因此,本文以长三角 41 个城市为研究对象,构建评价指标体系并测算其产城人融合程度,通过实证探究该区域产城人融合与绿色技术创新之间的影响效应及机制,以期优化新型城镇化战略、绿色低碳转型战略提供理论参考和实践建议。

二、文献综述

产城人融合影响绿色技术创新的相关研究,早期主要关注城市、产业或人口各自对创新活动的影响效应,并得出以下结论:第一,城市是创新活动的主要集中地^[5,6],城市扩张能为创新活动提供更广阔的空间载体^[7,8,9]。因此,经济水平越高、规模越大的城市在进行创新活动时,往往也越具有优势^[10]。第二,城市品质对创新活动同样具有重要的促进作用^[11,12]。第三,产业发展影响城市创新,但具体效果存在较大争议。部分学者认为,产业结构调整及产业集聚有助于推动城市创新水平的提升^[13,14],但也有学者提出了完全相反的看法^[15,16]。此外,谢臻等(2018)学者认为两者的影响是非线性的^[17],甚至产业多样化集聚和专业化集聚的创新效应也不尽相同^[18]。第四,人口的扩张尤其是人力资本的集聚带来了更多的智力要素,有助于创新活动的进行^[19,20]。

但是,城市作为一个包含着多要素的复杂空间系统,不能仅考虑单一要素对创新活动的影响效应。因此,有学者开始关注产业、城市、人口之间两两关系对城市创新活动的影响。如高翔(2015)^[21]发现,城市扩张能强化人力资本所具有的效应,从而提高城市创新水平;高云虹和陈敏(2023)^[11]发现,城市品质能影响人才集聚,进而促进城市创新产出的增加。然而,在新型城镇化建设“产城融合”理念的引导下,虽然学者们深化了对产城融合的认识,考虑了产业、城镇、人口三者间的关系,但是,既有成果多数还停留在对产城融合概念的辨析与水平的测度上,缺乏关于城市系统间深层次互动关系所产生的影响效应的研究。为此,部分学者开始尝试解答产城融合与城市创新之间的关系,如张建清等(2017)^[22]以国家级高新区为研究对象,通过实证分析产城融合对其创新的影响,认为产业平衡和职住平衡有助于提升创新水平;刘诗源等(2022)^[2]实证检验了产城融合对区域创新产出的促进作用,并从“人本导向”“产业变迁”和“功能匹配”三条路径分析了作用机制;杨思莹等(2019)^[7]发现,产城融合在城市创新中起到了门槛作用,低产城融合地区、产业结构高级化、产业集聚以及城市扩张阻碍了城市创新,当超过某一阈值时,其促进作用才会显现,且作用效果也随着产城融合程度的提升而增强。

综上所述,现有文献多集中于产城融合的界定及测度,关于其经济效应的分析较少,更鲜有涉及产城人融合对绿色技术创新的作用效果及机制的探讨。尽管黄小勇和李怡(2020)^[23]检验了产城融合对城市绿色创新效率的促进作用,但他们并未深入分析其中的影响机制。况且,绿色创新效率也不等同于绿色技术创新。因此,科学地评价城市产城人融合程度,从理论及实证层面探究产城人融合对绿色技术创新的影响,既有理论价值,也有现实意义。本文的边际贡献主要有以下三点:第一,重点关注产城人融合与绿色技术创新的关系,不仅丰富了产城人融合的研究,也进一步探索了绿色技术创新的影响因素;第二,从“量”和“质”两个维度明确产城人融合影响城市绿色技术创新的机制;第三,以绿色创新为导向,进一步探究产城人融合的实现路径选择。

三、理论分析与研究假设

(一) 产城人融合对绿色技术创新的直接影响

新型城镇化战略中的产城人融合不仅要求实现产业与城镇协调发展,更需要以“人”为核心,建设生态文明、绿色低碳的“为民”城市。从宏观角度看,产城人融合对绿色技术创新的直接影响主要由城市发展及人民生活需求的动态演变规律共同决定。城市建设初期,人口快速扩张带来了对工业产品以及基础设施的大量需求,但由于技术资本尚未形成集聚,工业生产通常会忽略环

境因素，因此在该时期，高污染、高能耗产业不断增加，城市发展伴随着环境恶化。随着城市化进程的推进，一方面，高消耗的经济方式难以维系；另一方面，城镇居民对居住环境的品质要求开始提高^[24]，这不仅会倒逼城市进行实质性的绿色技术创新，即推动绿色技术创新质量的提升，也会倒逼与绿色技术相关的创新活动的增加，即推动绿色技术创新数量的增长。从微观角度来看，产城人融合的人本理念会影响微观主体在追求效益最大化过程中的行为。其中，企业作为创新活动的重要主体，当产城人融合进入协调发展阶段后，地方企业集聚规模开始趋于平稳。此时，企业为进一步扩大生产，提升其在产业链和工业链中的地位，必然会更加重视能源利用效率的提升^[25]，因此也更有动力积极促进绿色技术创新的推广与应用。并且，随着产城人融合的深化，劳动力对环境品质要求提高，使得城市建设更为优质、产业及人才集聚水平更高，也使得企业更容易通过要素集聚、资源共享和技术外溢，逐渐降低绿色技术创新的成本与风险，提高绿色生产的可能性。基于以上分析，本文提出假设 1。

H1：产城人融合有助于绿色技术创新数量与质量的提升。

（二）产城人融合对绿色技术创新的影响机制

1. 提升科技支出强度

由于传统城镇化方式容易导致环境污染、效率低下等问题而难以实现产城人融合的发展目标，因此，地方政府会通过增加科技支出的强度来加快实现由要素驱动发展向创新驱动发展的转型，并最终提高发展质量，实现产城人融合。一方面，科技投入的增加可以弥补创新活动中绿色发明专利研发所需要的资金投入，从而有助于绿色技术创新质量的提升。并且发明专利作为绿色技术创新的一部分，其产出的增加也将带来总体数量的提升。另一方面，绿色技术创新活动本身带有“双重外部性”。地方政府通过加大科技支出强度，向市场释放了一定的积极信号，从而引导资本流向创新部门，为企业绿色技术创新带来更多的外部资金支持^[26]，从而加快绿色技术创新质量与数量的增长。由此，本文提出假设 2。

H2：产城人融合能够提高地方科技支出强度，进而提升绿色技术创新数量与质量。

2. 提升人力资本水平

人力资本结构的改善有助于创新水平^[27]的提升，而产城人融合能通过优化工作环境、提升高技能劳动力的工作舒适度和幸福感，进而吸引高端人才，提升城市人力资本使用效率^[2]。因此，产城人融合度越高的城市，人力资本水平也越高。随着人力资本的积累，一方面，进行绿色发明专利研究的科研人员所具备的知识使其能够更好地投入创新活动中，从而推动绿色技术创新质量的提升；另一方面，与绿色实用新型专利相关的科研人员所掌握的知识也有助于推动绿色技术创新数量的增长。不仅如此，产城人融合也加速了高新技术产业的壮大，进而扩大了对创新人才的引致需求，且通过创新人才的集聚，地区人力资本数量和质量又进一步提升并形成“知识外溢”，为绿色技术创新提供坚实的基础。由此，本文提出假设 3。

H3：产城人融合有助于提高地区人力资本水平，进而提升绿色技术创新数量与质量。

3. 加速产业结构转型

产城人融合的推进会加速劳动力的转移、人力资本的累积以及非农产业（如服务业、高新技术产业、节能低碳产业等）的发展，进而助推新型城镇化水平和质量的提升。而新型城镇化水平的提升，又通过影响地区经济发展水平，增加人力资本、物质资本、外商投资，提升对外开放程度和城镇居民家庭人均可支配收入，推动产业结构实现合理化与高级化^[28, 29, 30]。随着产业结构的持续升级，高附加值、高技术企业不断进入市场，不仅加速了传统低效企业的退出，而且由于竞争效应的存在使生产部门更注重增加绿色技术创新，倒逼其进行绿色技术发明等研发活动，并以此带来长期收益。因此，随着产业结构的转型，能反映绿色技术创新质量的绿色技术发明增加，进而使得绿色创新总量得到提升。由此，本文提出假设 4。

H4：产城人融合有助于加速地区产业结构转型，进而推动绿色技术创新数量和质量的提升。

四、研究设计与变量说明

（一）计量模型设定

1. 基准回归模型设定

为了研究产城人融合对城市绿色技术创新的影响，本文参考石怀旺等（2023）^[31]学者的研究及前文理论分析，构建如下基准模型：

$$GP_{it} = \beta_0 + \beta_1 IC_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中： i 和 t 分别为研究城市及年份； GP_{it} 为被解释变量，包括城市 i 在 t 年的绿色技术创新质量 GPQ_{it} 以及城市 i 在 t 年的绿色技术创新数量 GPT_{it} ； IC_{it} 表示城市 i 在 t 年的产城人融合度； X_{it} 为可能影响绿色技术创新的控制变量； μ_i 、 γ_t 、 ε_{it} 分别为个体效应、时间效应以及随机误差项。其中， β_1 为本文关注的重点，其符号和大小反映了产城人融合对绿色技术创新的影响方向及作用程度。

2. 机制检验的模型设定

基准回归模型仅检验产城人融合对绿色创新质量和数量的直接效果，对产城人融合究竟是通过何种机制推动绿色技术创新“量质齐升”，却无法给出实证方面的解释。因此，为解答这一问题，本文借鉴温忠麟和叶宝娟（2014）^[32]的逐步回归法进行检验，从而在模型（1）的基础上再增加如下检验模型：

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IC_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$GP_{it} = \omega_0 + \omega_1 IC_{it} + \omega_2 M_{it} + \omega_2 X_{it} + \gamma_{it} \quad (3)$$

其中： GP_{it} 、 IC_{it} 的定义同模型（1）； M 为中介变量；控制变量 X_{it} 与模型（1）保持一致。模型（1）为基准回归结果，考察产城人融合度助推绿色技术创新的总体效应；模型（2）考察产城人融合对中介变量的影响，预期产城人融合对各中介变量均能产生促进作用；模型（3）考察纳入中介变量时产城人融合与绿色技术创新的关系。

（二）变量测度与说明

1. 被解释变量

本文被解释变量为绿色技术创新（GP）。根据董直庆和王辉（2019）^[33]、宋德勇等（2021）^[34]学者的研究，结合国际专利分类绿

色清单，可将绿色专利划分为替代能源生产类、交通类、能源节约类、废弃物管理类、农林类、行政监管与设计类和核能类，在此基础上，可检索得到各城市的绿色专利申请数量，以表征绿色技术创新。其中，由于发明专利必须体现新颖性、创造性和实用性，因此也被视为创新质量的衡量指标。参考石怀旺等（2023）[31]学者的研究，本文以每万人绿色专利申请数量衡量绿色技术创新“数量”；以每万人绿色发明专利申请数量衡量绿色技术创新“质量”。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为产城人融合度（IC）。产城人融合度反映了城市产业发展、城镇化进程以及人口集聚过程的协调程度，国外学者多关注于产城相互关系及理论[35, 36]，而国内学者则从“产”“城”“人”等维度对其内涵进行了解读。参考丛海彬等（2017）^[37]、唐世芳（2020）^[38]的研究，本文从人口、产业和城镇三个子系统选取指标，具体见表 1 所列。

表 1 产城人融合评价指标体系

目标层	权重	准则层	指标	属性	权重
U_1 : 人口	$\alpha=$ 0.333	人口结构	U_{11} : 总就业人口中非农人口比重	+	0.024
		人口素质	U_{12} : 普通中学生在校人数	+	0.120
			U_{13} : 教育支出占比	+	0.020
		收入水平	U_{14} : 人均社会消费品零售总额	+	0.239
			U_{15} : 金融机构居民存款余额	+	0.597
U_2 : 产业	$\beta=$ 0.333	产业规模	U_{21} : 每单位建成区产值	+	0.194
			U_{22} : 规模以上工业总产值	+	0.637
		产业结构	U_{23} : 第三产业产值占 GDP 比重	+	0.064
			U_{24} : 第二产业产值占 GDP 比重	+	0.105
U_3 : 城镇	$\varphi=$ 0.334	经济发展	U_{31} : 人均 GDP	+	0.212
			U_{32} : 全社会固定资产投资总额	+	0.124
		城镇建设	U_{33} : 建成区面积	+	0.086
			U_{34} : 城市人口密度	+	0.037
		社会发展	U_{35} : 互联网上网人数	+	0.330
			U_{36} : 每万人拥有的医生数量	+	0.211

测算长三角产城人融合度具体步骤如下：

第一，计算各子系统的综合得分。参考杨丽和孙之淳（2015）^[39]的方法确定指标权重并进行综合评价。假设共有 r 个年份， m 个城市， n 个指标。①标准化处理：正向指标为 $X'_{\theta ij}=[X_{\theta ij}-\min(X_{\theta ij})]/[\max(X_{\theta ij})-\min(X_{\theta ij})]$ ，负向指标为 $X'_{\theta ij}=[\max(X_{\theta ij})-X_{\theta ij}]/[\max(X_{\theta ij})-\min(X_{\theta ij})]$ 。其中， $X_{\theta ij}$ 为第 θ 年城市 i 第 j 项指标原始值， $X'_{\theta ij}$ 为第 θ 年城市 i 第 j 项指标经标准化后的值。为避免出现零值，根据王会和郭超艺（2017）^[40]的研究，本文选取 1×10^{-10} 为平移量。②同度量化：。其中， $Y_{\theta ij}$ 为第 θ 年城市 i 第 j 项指标经同度量化后的值。③计算熵值：。其中，。④计算差异系数： $F_j=1-H_j$ 。⑤确定权重： $\lambda_j=F_j/\sum_j F_j$ 。⑥综合评价：。其中， $U_{\theta i}$ 为第 θ 年城市 i 某子系统的综合评分。

第二，经熵值法得到不同子系统综合评价得分 $U_1U_2U_3$ 后，进一步运用耦合协调度模型计算产城人融合度（IC），公式为：

$$IC = \sqrt{CT}$$

其中，耦合度 $C = \frac{3\sqrt{U_1 U_2 U_3}}{U_1 + U_2 + U_3}$ ，发展度 $T = \alpha U_1 + \beta U_2 + \phi U_3$ ， α 、 β 、 ϕ 为不同子系统的权重，由熵值法确定。

3. 中介变量

为分析产城人融合程度对绿色技术创新的影响机制，本文以理论分析为依据，选取科研支出强度（RD）、人力资本水平（HD）以及产业结构转型（IND）作为中介变量进行实证检验。其中，科研支出强度以科技教育支出占地方财政支出比例衡量；人力资本水平参考何小钢等（2020）^[41] 者的研究，以高等学校在校人数与城市总人口比值衡量；产业结构以第三产业与第二产业之比衡量。

4. 控制变量

控制变量通常指对被解释变量有一定影响的非核心解释变量。本文在充分参考相关研究[42, 43, 44, 45, 46]的基础上，选取以下控制变量：经济发展水平（RGDP），以当年人均生产总值来表征；基础设施水平（BF），以地级市人均道路面积衡量；对外开放程度（FDI），以当年实际使用外资总额取对数后的值表征；金融发展水平（FIN），以年末金融机构贷款余额占 GDP 比重衡量；城市规模（CS），以城市总人口数量取对数进行衡量。

（三）数据来源与描述性统计

本文研究对象为长三角地区 41 个城市，鉴于数据可得性考虑，将研究年份设定为 2003—2020 年。城市层面所使用的数据来源于 2004—2021 年《中国城市统计年鉴》以及各地级市统计公报，专利数据来自国家知识产权局。对于部分缺失值，通过手工查阅地方年度统计公报及线性插值法进行补全。

变量说明及描述性统计见表 2、表 3 所列。由表 3 可知，被解释变量中，GPT 均值为 1.969、最大值和最小值分别为 22.386 和 0.003，GPQ 均值为 1.021，最大值和最小值分别为 12.293 和 0.000，说明长三角不同城市绿色技术创新之间存在较大差异。产城人融合度 IC 均值为 0.373，最大值、最小值分别为 0.884 和 0.162，说明各地区推动产、城、人融合进程仍有差距。其余变量与现有文献分析结果基本一致。

表 2 变量说明

变量类型	定义	符号	指标说明
被解释变量	绿色技术创新质量	GPQ	每万人绿色发明专利申请数量
	绿色技术创新数量	GPT	每万人绿色专利申请数量
核心解释变量	产城人融合度	IC	据熵值法及耦合协调度计算所得
中介变量	科研支出强度	RD	科学教育支出占地方财政支出比例
	人力资本水平	HR	高等学校在校人数与城市总人口比值
	产业结构转型	IND	第三产业与第二产业之比
控制变量	基础设施水平	BF	地级市人均道路面积
	经济发展水平	RGDP	当年人均生产总值
	对外开放程度	FDI	当年实际使用外资总额的对数值
	金融发展水平	FIN	年末金融机构贷款余额占 GDP 比重
	城市规模	CS	城市总人口数量的对数值

表 3 变量描述性统计

变量	数量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
GPT	738	1.969	3.192	0.003	0.693	22.386
GPQ	738	1.021	1.779	0.000	0.291	12.293
IC	738	0.373	0.121	0.162	0.346	0.884
RD	738	0.207	0.044	0.020	0.208	0.370
HR	738	9.858	14.862	0.129	4.729	91.814
IND	738	0.899	0.311	0.313	0.847	2.751
BF	738	19.363	7.442	4.040	18.751	46.400
RGDP	738	5.196	3.860	0.256	4.225	19.902
FDI	738	0.032	0.024	0.002	0.027	0.201
FIN	738	1.032	0.456	0.363	0.920	3.054
CS	738	6.043	0.617	4.261	6.157	7.297

五、实证分析

（一）产城人融合测算

基于熵值法以及耦合协调度模型，本文对 2003—2020 年长三角地区产城人融合度进行测度，并对其时序变化进行可视化分析，结果如图 1 所示。其中，横轴表示不同的城市，纵轴为不同的年份，根据图例可得某城市在某年份的产城人融合度取值范围。因此，图 1 纵向可反映同一城市产城融合度随时间的变化情况，横向则能反映不同城市产城融合度的差异。图 1 结果表明，2003—2020 年长三角地区各地级市产城人融合度均逐步提升，但在任意年份，不同城市间产城人融合进程步调不一，产城人融合度表现出明显的差异，其中，高值区为上海、苏州、杭州、南京、宁波等东部城市，低值区为池州、黄山、六安、淮南、淮北等西部城市，空间分布上呈现明显的东高西低的特征。

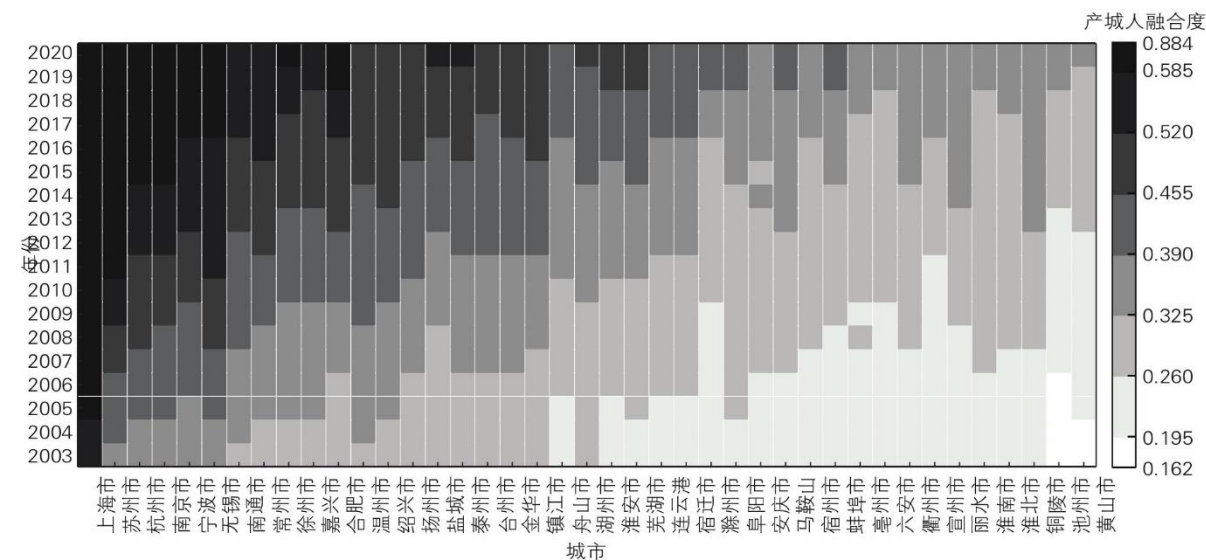


图 1 长三角产城人融合度变化趋势

此外，2003 年、2011 年和 2020 年三个时间节点的产城人融合度见表 4 所列。根据表 4 可知，长三角地区产城人融合度平

均值由 2003 年的 0.268 提升至 2020 年的 0.481，且东部城市普遍高于西部城市。根据丛海彬等（2017）^{[3]学}者对产城融合的分类标准，2003 年长三角大部分地级市产业、城镇、人口三个系统之间存在失调情况（ <0.3 ），到 2020 年长三角地区全部地级市均进入了发展调和阶段或更高水平的融合阶段，其中，32%的城市处于初级融合阶段，仅上海进入了高级融合阶段。但总体上看，长三角地区产城人融合度还有待进一步提高²。

表 4 长三角产城人融合度

城市	2003 年	2011 年	2020 年	城市	2003 年	2011 年	2020 年	城市	2003 年	2011 年	2020 年
安庆	0.228	0.303	0.375	连云港	0.235	0.318	0.445	金华	0.283	0.384	0.494
蚌埠	0.230	0.286	0.412	南京	0.360	0.514	0.677	丽水	0.207	0.293	0.377
亳州	0.211	0.270	0.362	南通	0.308	0.436	0.571	宁波	0.337	0.488	0.627
池州	0.162	0.239	0.335	宿迁	0.231	0.319	0.440	衢州	0.215	0.295	0.372
滁州	0.224	0.271	0.419	苏州	0.375	0.586	0.731	绍兴	0.307	0.426	0.505
阜阳	0.241	0.300	0.410	泰州	0.282	0.383	0.524	台州	0.288	0.379	0.466
淮北	0.232	0.283	0.354	无锡	0.356	0.522	0.597	温州	0.321	0.413	0.499
淮南	0.243	0.289	0.336	徐州	0.311	0.408	0.584	舟山	0.236	0.332	0.429
黄山	0.181	0.244	0.328	盐城	0.275	0.361	0.524	马鞍山	0.229	0.309	0.421
六安	0.210	0.279	0.350	扬州	0.278	0.391	0.496	芜湖	0.242	0.338	0.483
宿州	0.211	0.282	0.384	镇江	0.275	0.384	0.482	合肥	0.279	0.421	0.620
宣城	0.196	0.255	0.359	杭州	0.355	0.517	0.665	上海	0.530	0.737	0.884
常州	0.303	0.440	0.583	湖州	0.260	0.349	0.457	铜陵	0.217	0.301	0.360
淮安	0.230	0.326	0.473	嘉兴	0.300	0.415	0.524	均值	0.268	0.368	0.481

（二）基准回归

为考察产城人融合对绿色技术创新的影响，本文基于 2003—2020 年长三角 41 个城市的面板数据，采用逐步回归法对基准模型进行分析。

首先，产城人融合影响绿色技术创新质量的实证结果见表 5 所列。由表 5 列（1）—（6）可知，产城人融合对绿色技术创新质量的影响在 1%的水平上显著为正，随着控制变量的加入，IC 的回归系数由 29.580 下降为 21.470，但符号及显著性水平均未发生改变，模型的拟合优度也不断提高，说明产城人融合对绿色技术创新的质量具有显著的直接促进作用。从控制变量来看，城市经济发展水平以及城市规模均有助于绿色技术创新质量的提升；而对外开放、金融发展水平的回归系数为正，符号符合预期，但均未通过显著性检验，其原因可能是两者对绿色技术创新质量的作用链条和影响周期更长，因此未表现出显著性。

表 5 产城人融合与绿色技术创新质量：基准模型回归结果

变量	GPQ					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IC	29.580*** (1.415)	19.930*** (2.085)	18.500*** (2.071)	21.240*** (2.308)	21.530*** (2.313)	21.470*** (2.352)
RGDP		0.235*** (0.038)	0.273*** (0.038)	0.274*** (0.041)	0.276*** (0.041)	0.276*** (0.041)
CS			1.586*** (0.326)	1.492*** (0.334)	1.566*** (0.337)	1.559*** (0.342)
FDI				2.306 (2.251)	2.509 (2.252)	2.531 (2.260)
FIN					0.333 (0.214)	0.333 (0.214)
BF						-0.001 (0.009)
Cons	-7.908*** (0.401)	-5.685*** (0.532)	-14.830*** (1.950)	-15.120*** (2.000)	-15.960*** (2.068)	-15.890*** (2.134)
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.688	0.705	0.715	0.740	0.741	0.741
N	41	41	41	41	41	41

注：括号内为稳健标准差；*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。下同

其次，产城人融合影响绿色技术创新数量的实证结果见表 6 所列。根据表 6 列（1）—（6）可知，产城人融合对绿色技术创新数量的影响为正，且通过了 1%的显著性水平检验。随着控制变量的加入，IC 对 GPT 回归系数的符号均未发生改变，并且模型的拟合优度也不断提高。从控制变量来看，城市经济发展水平、城市规模以及城市金融发展水平均有助于绿色技术创新数量的提升；而对外开放、基础设施水平未通过显著性检验，其原因可能是两者对 GPT 的影响链条和周期较为复杂所致。

表 6 产城人融合与绿色技术创新数量：基准模型回归结果

变量	GPT					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IC	51.560*** (2.461)	28.500*** (3.533)	26.750*** (3.539)	29.740*** (4.033)	30.400*** (4.035)	29.250*** (4.096)
RGDP		0.562*** (0.065)	0.609*** (0.065)	0.603*** (0.071)	0.608*** (0.071)	0.606*** (0.071)
CS			1.951*** (0.557)	1.935*** (0.584)	2.107*** (0.589)	1.964*** (0.595)
FDI				-3.971 (3.934)	-3.498 (3.930)	-3.039 (3.936)
FIN					0.775** (0.373)	0.789** (0.373)
BF						-0.026 (0.016)
Cons	-13.750*** (0.698)	-8.438*** (0.901)	-19.690*** (3.333)	-20.240*** (3.494)	-22.180*** (3.609)	-20.750*** (3.717)
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.713	0.742	0.747	0.769	0.770	0.771
N	41	41	41	41	41	41

通过以上基准回归结果可知，随着产城人融合进程持续推进，长三角地区通过共建共享资源，最终不仅实现了绿色技术创新“增量”，更实现了“提质”，由此 H1 得到验证。因此，推动产城人融合发展，不仅是新型城镇化建设的应有之义，更符合国家

绿色发展的要求。

(三) 稳健性检验

1. 考虑内生性问题的稳健性检验

内生性问题主要有两个来源：一是产城人融合与绿色技术创新之间可能存在逆向因果关系；二是遗漏变量的存在。由于内生性问题的存在可能导致基准回归结果产生偏差，因此，本文在参考石怀旺等（2023）^[31]学者研究的基础上，选取同年度其他城市滞后一期的产城人融合度的均值作为工具变量，并运用两阶段最小二乘法（2SLS）进行实证检验。表 7 报告了第二阶段的回归结果，其弱工具检验 Kleibergen-Paap rk Wald F 值大于临界值 16.38，因此不存在弱工具变量问题，不可识别检验结果 Anderson LM 统计量的 P 值小于 0.01，显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设。由表 7 列（2）、列（4）可知，无论是以绿色技术创新质量还是以绿色技术创新数量为被解释变量，IC 的回归系数均为正，均在 1%的水平上显著，这一结果与固定效应模型所得结论一致。因此，在考虑内生性问题的情况下，产城人融合对绿色技术创新依旧具有显著的促进作用 3。

表 7 考虑内生性问题的实证检验结果

变量	GPQ		GPT	
	IV-2SLS		IV-2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IC	34.315*** (1.660)	32.692*** (3.000)	61.095*** (2.901)	51.938*** (5.280)
RGDP		0.171*** (0.047)		0.388*** (0.082)
CS		1.366*** (0.363)		1.603*** (0.638)
FDI		5.810*** (2.606)		2.389 (4.585)
FIN		0.531*** (0.232)		1.066*** (0.409)
BF		0.001 (0.010)		-0.017 (0.018)
Cons	-14.604*** (0.811)	-23.774*** (1.226)	-26.647*** (1.416)	-33.194*** (4.474)
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap rk Wald F	2 226.139	274.768	2 226.139	274.768
Anderson LM P value	0.000	0.000	0.000	0.000
R ²	0.678	0.730	0.700	0.756

2. 替换核心解释变量的稳健性检验

根据王淑佳等（2021）学者的研究，社会科学领域研究中所使用的数据并不会表现出系统间大比例差值，已有的文献中 C 值也多分布于[0.7, 1]区间内，因此，容易导致耦合度 C 的使用效率降低^[47]。基于此，他们对耦合协调度模型中耦合度 C 的公式进行了修正，将其调整为：

$$C = \sqrt{1 - \frac{\sum_{i>j,j=1}^n \sqrt{(U_i - U_j)^2}}{\sum_{m=1}^{n-1} m}} \left(\prod_{i=1}^n \frac{U_i}{\max U_i} \right)^{\frac{1}{n-1}}$$

其中，n 为子系统个数，本文中 n 为 3；m=1, 2。本文以修正后耦合度 C 的公式为基础，进一步得到调整后的产城人融合度 IC-adj，并以此作为核心解释变量的替代变量进行稳健性检验，其回归结果见表 8 所列。表 8 列（2）、列（4）显示，替换了核心解释变量之后，IC-adj 对于绿色技术创新质量和数量的回归系数分别为 32.800 和 51.470，且通过了在 1%的显著性水平检验，该结果与基准结果相一致。因此，通过以上两种稳健性检验的方法进行实证检验后发现，长三角地区产城人融合依旧能显著促进绿色技术创新实现“量质齐升”。

表 8 替换核心解释变量的回归结果

变量	GPQ		GPT	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IC-adj	37.660*** (1.336)	32.800*** (1.995)	64.330*** (2.376)	51.470*** (3.501)
RGDP		0.187*** (0.034)		0.416*** (0.059)
CS		1.542*** (0.302)		1.863*** (0.531)
FDI		0.203 (1.941)		-5.520 (3.408)
FIN		0.394** (0.190)		0.914*** (0.334)
BF		0.013 (0.008)		-0.001 (0.015)
Cons	-8.865*** (0.335)	-17.740*** (1.891)	-15.110*** (0.596)	-24.460*** (3.319)
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
R ²	0.764	0.795	0.773	0.817
N	41	41	41	41

（四）异质性检验

尽管基准回归结果表明产城人融合能助推绿色技术创新“量质齐升”，但不同城市要素禀赋、发展阶段不尽相同，可能导致产城人融合的作用效果存在差异。因此，本文根据国务院发布的《关于调整城市规模划分标准的通知》，将长三角地区 41 个城市划分为大城市（包括特大城市）、中等城市和小城市三个等级，再进行分样本回归，结果见表 9 所列。根据异质性检验结果，无论是在大城市还是中小城市，产城人融合对绿色技术创新质量的提升作用都是显著的，但是在大城市中效果更强，中小城市次之。而关注绿色技术创新数量可以发现，尽管不同等级城市 IC 的回归系数均为正，但是仅大城市通过了 1%的显著性水平检验。这或许是因为，相较于大城市，中小城市对创新资源的投入及吸引力有限，因此，只能将有限的资源用于更为重要的发明专利中去，从而提高创新质量，但由于这类选择效应的存在，导致产城人融合对创新总量的促进效应还未能显现。

表 9 基于城市规模的异质性检验结果

变量	GPQ			GPT		
	大城市	中等城市	小城市	大城市	中等城市	小城市
IC	33.430*** (4.818)	15.170** (7.249)	2.236* (1.246)	41.740*** (8.421)	15.620 (12.70)	1.190 (2.108)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cons	-30.810*** (5.299)	-19.460*** (3.234)	-1.447 (0.885)	-36.130*** (9.262)	-34.350*** (5.667)	0.795 (1.498)
R ²	0.815	0.910	0.768	0.837	0.913	0.820
N	15	7	19	15	7	19

六、机制检验

首先，产城人融合影响绿色技术创新质量的机制检验结果见表 10 所列，其中列（1）为不包含中介变量的基准回归结果。根据表 10 第（2）列的结果，产城人融合对科技支出强度产生了促进作用，且在 1%的水平上显著；再将产城人融合度、科技支出强度共同纳入回归模型中进行估计，得到列（3）。对比列（1）的基准回归结果，产城人融合对绿色技术创新质量的促进作用依旧显著，但是回归系数大小发生了显著的变化，说明科技支出强度起到了部分中介效应的作用。根据列（4），产城人融合度的提升也显著提升了人力资本水平，其影响系数为 77.590，且在 1%的水平上显著；再将人力资本水平和产城人融合度一同纳入回归模型中，可得到列（5），其与列（1）基准回归结果相比较，产城人融合对绿色技术创新质量的促进作用依旧在 1%的水平上显著，根据中介效应的分析可知，人力资本水平起到了部分中介效应的作用。根据列（6），产城人融合促进了产业结构转型，其影响系数为 3.007，且在 1%的水平上显著；再将产业结构转型以及产城人融合度一同纳入回归模型时，可以得到列（7）。结果显示，产城人融合对绿色技术创新质量的促进作用依旧在 1%的水平上显著，但对比基准模型回归系数发生了显著的下降。因此，产业结构转型起到了部分中介效应的作用。

表 10 产城人融合对绿色创新质量的机制检验

变量	GPQ (1)	RD (2)	GPQ (3)	HR (4)	GPQ (5)	IND (6)	GPQ (7)
RD			5.266*** (1.437)				
HR					0.0450*** (0.013)		
IND							0.656*** (0.250)
IC	21.470*** (2.352)	0.505*** (0.0652)	18.790*** (2.441)	77.590*** (7.277)	17.650*** (2.529)	3.007*** (0.376)	19.520*** (2.457)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cons	-15.890*** (2.134)	-0.736*** (0.0592)	-12.000*** (2.364)	-45.110*** (6.609)	-13.640*** (2.190)	0.193 (0.341)	-16.020*** (2.125)
R ²	0.741	0.538	0.746	0.553	0.747	0.672	0.744

其次，产城人融合影响绿色技术创新数量的机制检验结果见表 11 所列，其中，列（1）为不包含中介变量的基准回归结果。

对比列（1）与列（3），产城人融合对绿色技术创新数量的促进作用显著，但是纳入科技研发支出强度这一中介变量并使用模型（3）进行回归分析，IC 的系数大小发生了显著的变化，说明科技支出强度起到了部分中介效应的作用；同理，对比列（5）与列（1）发现，人力资本水平为一条重要机制；对比列（7）与列（1）的结果可知，产业结构转型起到了部分中介效应的作用。

经过以上分析不难发现，产城人融合能通过提高科技支出强度、提高人力资本水平以及加速产业结构转型进而实现绿色技术创新“量质齐升”。因此，H2、H3、H4 得到验证。

表 1 1 产城人融合对绿色创新数量的机制检验

变量	GPT (1)	RD (2)	GPT (3)	HR (4)	GPT (5)	IND (6)	GPT (7)
RD			6.670*** (2.515)				
HR					0.079*** (0.022)		
IND							0.632 (0.438)
IC	29.250*** (4.096)	0.505*** (0.065)	25.850*** (4.272)	77.590*** (7.277)	23.130*** (4.412)	3.007*** (0.376)	27.360*** (4.295)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cons	-20.750*** (3.717)	-0.736*** (0.0592)	-15.830*** (4.138)	-45.110*** (6.609)	-17.160*** (3.820)	0.193 (0.341)	-20.870*** (3.715)
R ²	0.771	0.538	0.774	0.553	0.776	0.672	0.772

七、路径选择：以城促产还是以产促城

在产城人融合的实践过程中，地方政府往往面临着“先城后产”还是“先产后城”的路径选择问题。部分学者从城市规划角度分析了如何通过顶层规划设计推动产城人融合，也有学者从经济学视角出发探讨其路径效果。丛海彬等通过数理分析证明了“先城后产”及“先产后城”路径的效果因区位条件不同而异，在考虑居民福利水平时，“先城后产”是更优路径^[40]；谢呈阳等同样通过实证检验证明了“以城促产”是更适合的发展路径^[48]。当城市建设需要同时兼顾绿色发展要求时，究竟哪种路径更优？为回答这一问题，本文借鉴谢呈阳等学者的研究，以工业繁荣度（MPros）反映“先产后城”路径，以服务业繁荣度（SPros）反映“先城后产”路径，通过加入交乘项 SPros×IC 以及 MPros×IC 后进行回归分析，结果见表 12 所列。分析表 12 列（1）、列（2）的结果可知，工业发展和服务业发展均有助于提升绿色技术创新，但是观察交互项的符号可发现，随着服务业繁荣程度的提升，产城人融合对绿色技术创新的作用效果得到增强，但是工业的繁荣发展却减弱了产城人融合对绿色技术创新质量的促进效果，不仅如此，该结论在验证对绿色技术创新数量的影响中也成立。因此，对于城市发展而言，当以绿色发展为导向时，“以城促产”或许是更好的选择。

表 1 2 产城人融合路径选择

变量	GPO		GPT	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IC	3.982 (3.055)	40.730*** (2.309)	2.748 (5.390)	66.600*** (4.142)
SPros	0.168*** (0.017)		0.324*** (0.031)	
SPros × IC	0.426*** (0.037)		0.771*** (0.066)	
MPros		0.071*** (0.016)		0.116*** (0.028)
MPros × IC		-0.302*** (0.040)		-0.488*** (0.072)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES	YES
Cons	-9.190*** (2.093)	-19.800*** (2.507)	-7.960** (3.693)	-26.990*** (4.497)
R ²	0.771	0.748	0.792	0.764

八、结论与建议

（一）研究结论

本文选取 2003—2020 年长三角地区 41 个城市的面板数据，运用耦合协调度模型评价了长三角地区产城人融合度，在此基础上，运用固定效应模型、2SLS 模型等方法验证了产城人融合与绿色技术创新之间的关系及作用机制，并得到以下结论：第一，长三角地区产城人融合度表现出逐年增长的趋势，不同城市产城融合进程步调不一且差异显著，在空间上具有东高西低的特征，总体而言还有较大的提升空间；第二，产城人融合能显著促进绿色技术创新数量及质量的提升，具有“提质增量”的效果，在考虑了内生性问题以及替换解释变量进行稳健性检验后，该结论仍然成立；第三，异质性检验分析发现，“提质”效果在大中小城市均显著，而“增量”效果仅在大城市显著；第四，机制研究表明，产城人融合能通过促进地区科技支出强度、提升人力资本水平、推动产业结构转型进一步促进绿色技术创新数量及质量的提升；第五，进一步分析发现，当以绿色发展为导向时，尤其是以提升绿色技术创新水平为目标时，以城促产或许是更优选择。

（二）政策建议

根据本文实证结果及上述结论，本文提出如下政策建议：

第一，推进以产引人、优城留人、融合产城的良性循环。具体可从以下方面入手：积极破除产城人融合发展中的痛点与难点，针对产业发展积极推动产业集聚，提升产业发展能级，以产引人；针对人口集聚，积极引导产业园区住房合理布局，加速存量住房更新，完善配套服务设施体系，提高公共交通效率，提供保障性住房，引导实现职住平衡；针对城市建设，从顶层规划层面优化空间结构与产城格局，最终形成以产引人、优城留人、融合产城的良性循环态势。

第二，合理配置科教支出投入，积极引导产业结构升级，加快制定人才引进政策。在产城人融合的建设过程中，需要确保不同影响机制能够充分发挥积极作用。其中，不仅需要保障科教支出，还可充分发挥政府职能，积极招商引资，扩大创新资金来源，为绿色技术创新提供资金保障；此外，在产业引进过程中需要严格控制高能耗、低效率的企业进入，以绿色发展为导向，并根据城市发展阶段以及实践反馈调整环保执行标准，设定严格的惩罚措施，引导地区产业结构向高级化、低碳化方向转型；不仅如此，还需要出台富有吸引力的人才引进政策，以改善地区人力资本结构。

第三，侧重以城促产，明确目标导向，优化实现路径。当以推动绿色技术创新为导向时，以城促产具有更好的效果。因此，在选择产城人融合的实现路径时，需要首选以城促产，充分考虑如何更好地以完善城市功能推动产业发展、人口集聚，并最终实现更高水平的产城人融合与绿色发展。此外，还可在区域范围内建设产城人融合示范区，或以产城人融合发展较快的城市为范例，充分借鉴其成功经验并逐步推广。

第四，推动城市间跨区域合作，实现城市间共建共享共赢。城市发展中产、城、人的融合必然伴随着生产要素的流动以及不同产业在区域之间的转移，因此，各个城市之间需要加强合作共享，尤其需要注重破除劳动力、资金、技术等要素在流动中所面临的壁垒，为产城人融合以及绿色技术创新创造优质的条件。

参考文献

- [1] 王宝强, 陈姿璇, 朱继任, 等. 我国产城融合示范区的区域比较与绩效评估研究[J]. 长江流域资源与环境, 2022, 31(12):2608-2620.
- [2] 刘诗源, 向海凌, 吴非. 产城融合能促进区域创新吗? ——来自中国 285 个地级市的经验证据[J]. 科研管理, 2022, 43(7):37-44.
- [3] 丛海彬, 邹德玲, 刘程军. 新型城镇化背景下产城融合的时空格局分析——来自中国 285 个地级市的实际考察[J]. 经济地理, 2017, 37(7):46-55.
- [4] 邹德玲, 丛海彬. 中国产城融合时空格局及其影响因素[J]. 经济地理, 2019, 39(6):66-74.
- [5] PRED A R. The Spatial Dynamics of US Urban-Industrial Growth, 1800-1914[M]. Cambridge, Mass: MIT Press, 1966.
- [6] FELDMAN M P. The New Economics of Innovation, Spillovers and Agglomeration: A Review of Empirical Studies[J]. Economics of Innovation and New Technology, 1999, 8(1/2):5-25.
- [7] 杨思莹, 李政, 孙广召. 产业发展、城市扩张与创新型城市建设——基于产城融合的视角[J]. 江西财经大学学报, 2019(1):21-33.
- [8] FAGERBERG J, MOWERY D C, VERSPAGEN B. The Evolution of Norway's National Innovation System[J]. Science and Public Policy, 2009, 36(6):431-444.
- [9] ZHANG H. How Does Agglomeration Promote the Product Innovation of Chinese Firms?[J]. China Economic Review, 2015, 35:105-120.
- [10] PACKALEN M, BHATTACHARYA J. Cities and Ideas[R]. Cambridge, Mass: NBER Working Papers, 2015.
- [11] 高云虹, 陈敏. 城市品质、人才集聚与城市创新[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2023, 23(2):89-102.
- [12] 赵儒煜, 高明宇, 李亚雄. 空间品质如何影响城市创新能力[J]. 财经科学, 2022(11):123-137.
- [13] DE BEULE F, VAN BEVEREN I. Does Firm Agglomeration Drive Product Innovation and Renewal? An Application

for Belgium[J]. Tijdschrift Voor Economische en Sociale Geografie, 2012, 103 (4):457-472.

[14] NING L, FAN W, JIAN L. Urban Innovation, Regional Externalities of Foreign Direct Investment and Industrial Agglomeration: Evidence from Chinese Cities[J]. Research Policy, 2016, 45 (4):830-843.

[15] 徐晓舟, 阮珂. 产业结构、金融发展与省域创新绩效[J]. 科研管理, 2016, 37 (4):53-60.

[16] 万道侠, 胡彬. 产业集聚、金融发展与企业的“创新惰性”[J]. 产业经济研究, 2018 (1):28-38.

[17] 谢臻, 卜伟. 高技术产业集聚与创新——基于专利保护的门槛效应[J]. 中国科技论坛, 2018 (10):111-119.

[18] 郁培丽, 刘锐. 区域产业结构对创新绩效影响的实证研究[J]. 东北大学学报 (自然科学版), 2011, 32 (12):1786-1789.

[19] 刘晔, 徐植钤, 马海涛. 中国城市人力资本水平与人口集聚对创新产出的影响[J]. 地理科学, 2021, 41 (6):923-932.

[20] 王知桂, 陈家敏. 人口集聚、人才集聚与区域技术创新——基于空间效应和空间衰减边界的视角[J]. 调研世界, 2021 (11):34-41.

[21] 高翔. 城市规模、人力资本与中国城市创新能力[J]. 社会科学, 2015 (3):49-58.

[22] 张建清, 白洁, 王磊. 产城融合对国家高新区创新绩效的影响——来自长江经济带的实证研究[J]. 宏观经济研究, 2017 (5):108-117.

[23] 黄小勇, 李怡. 产城融合对大中城市绿色创新效率的影响研究[J]. 江西社会科学, 2020, 40 (8):61-72.

[24] 郝江北. 雾霾产生的原因及对策[J]. 宏观经济管理, 2014 (3):42-43.

[25] 师博, 沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率[J]. 管理世界, 2013 (10):6-18, 187.

[26] BAI Y, SONG S, JIAO J, et al. The Impacts of Government R&D Subsidies on Green Innovation: Evidence from Chinese Energy-intensive Firms[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 233:819-829.

[27] 陈开军, 赵春明. 贸易开放对我国人力资本积累的影响——动态面板数据模型的经验研究[J]. 国际贸易问题, 2014 (3):86-95.

[28] 周敏, 李磊, 朱新华. 新型城镇化对产业结构调整的影响及作用路径——基于中介效应的实证分析[J]. 财贸研究, 2020, 31 (5):28-38.

[29] 王芳, 田明华, 秦国伟. 新型城镇化与产业结构升级耦合、协调和优化[J]. 华东经济管理, 2020, 34 (3):59-68.

[30] 蓝庆新, 陈超凡. 新型城镇化推动产业结构升级了吗? ——基于中国省级面板数据的空间计量研究[J]. 财经研究, 2013, 39 (12):57-71.

-
- [31] 石怀旺, 杨鹏, 肖仁桥, 等. 新型政商关系是否促进了企业绿色创新“量质齐升”——来自中国上市公司的经验证据[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(8):108-117.
- [32] 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.
- [33] 董直庆, 王辉. 环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应[J]. 中国工业经济, 2019(1):100-118.
- [34] 宋德勇, 李超, 李项佑. 新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(11):155-164.
- [35] WEBER A. Alfred Weber' s Theory of the Location of Industries[M]. Chicago:University of Chicago Press, 1929.
- [36] FUJITA M, KRUGMAN P R, VENABLES A J. The Spatial Economy:Cities, Regions and International Trade[M]. Cambridge, Mass:MIT Press, 1991.
- [37] 丛海彬, 段巍, 吴福象. 新型城镇化中的产城融合及其福利效应[J]. 中国工业经济, 2017(11):62-80.
- [38] 唐世芳. 产城融合发展的测度及路径优化——以广西为例[J]. 商业经济研究, 2020(8):158-161.
- [39] 杨丽, 孙之淳. 基于熵值法的西部新型城镇化发展水平测评[J]. 经济问题, 2015(3):115-119.
- [40] 王会, 郭超艺. 线性无量纲化方法对熵值法指标权重的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(S2):95-98.
- [41] 何小钢, 罗奇, 陈锦玲. 高质量人力资本与中国城市产业结构升级——来自“高校扩招”的证据[J]. 经济评论, 2020(4):3-19.
- [42] 原毅军, 陈喆. 环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级[J]. 科学学研究, 2019, 37(10):1902-1911.
- [43] 王锋正, 赵宇霞, 夏嘉欣. 异质环境政策、高管风险偏好与绿色技术创新——基于中国重污染上市公司的实证研究[J]. 科研管理, 2022, 43(11):143-153.
- [44] 肖静, 曾萍, 章雷敏. 地区数字化水平、绿色技术创新与制造业绿色转型[J]. 华东经济管理, 2023, 37(4):1-12.
- [45] 张旭, 王宇. 环境规制与研发投入对绿色技术创新的影响效应[J]. 科技进步与对策, 2017, 34(17):111-119.
- [46] 董直庆, 谭玉松. 经济自由与绿色技术创新的关系及其成因[J]. 社会科学战线, 2020(9):99-109.
- [47] 王淑佳, 孔伟, 任亮, 等. 国内耦合协调度模型的误区及修正[J]. 自然资源学报, 2021, 36(3):793-810.
- [48] 谢呈阳, 胡汉辉, 周海波. 新型城镇化背景下“产城融合”的内在机理与作用路径[J]. 财经研究, 2016, 42(1):72-82.

注释

1（1）职住平衡是指研究范围内居民中劳动者的数量与就业岗位的数量大致相同，大部分居住人口可以就近工作的状态。

2（2）根据耦合协调度 D 值可将产城人融合阶段进行划分，其中， $0 < D \leq 0.2$ 表示处于严重失调阶段； $0.2 < D \leq 0.3$ 表示处于轻度失调阶段； $0.3 < D \leq 0.5$ 表示处于发展调和阶段； $0.5 < D \leq 0.8$ 表示初级融合协调阶段； $0.8 < D \leq 1$ 表示处于高级融合协调阶段。

3（3）第一阶段回归结果显示，工具变量估计系数通过 1% 的显著性水平。限于文章篇幅及汇报重点，该部分结果留存备案。