

制造业集聚如何影响城市绿色创新效率?

纪玉俊^{1,2}, 张子琪¹

(1. 中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100; 2. 中国海洋大学 海洋发展研究院, 山东 青岛 266100)

摘要:在“双碳”目标背景下,识别并提升制造业集聚对城市绿色创新效率的影响对实现经济高质量发展具有重要意义。采用2006—2019年全国277个地级及以上城市为研究样本,在理论和实证层面系统分析制造业集聚对城市绿色创新效率的作用。研究表明,制造业集聚对城市绿色创新效率的影响分别存在“先扬后抑”和“先抑后扬”的本地集聚效应和空间溢出效应,且上述非线性影响因城市特征而呈现出明显的差异性。进一步分析表明,环境规制在制造业集聚对绿色创新效率的本地及周边影响中存在不同着力点,异质性规制的协同发力弥补了单一政策的不足。研究结果对“双碳”目标下如何优化制造业集聚空间格局以促进城际间绿色创新的协同发展具有一定指导意义。

关键词:制造业集聚;城市绿色创新效率;“双碳”目标;空间计量;环境规制

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)04-0012-11

一、引言

2020年我国提出“双碳”目标,生态文明建设进入新征程,“双碳”目标的本质是经济高质量发展,而绿色技术创新是推进生态文明建设和经济高质量发展的重要支撑。城市作为温室气体排放的主要来源,集聚大量的产业和人口,是政策落地实施的主战场,提升城市绿色创新效率是实现“双碳”目标的必然要求,而制造业作为城市能源消耗和碳排放的主要部门,在推动城市绿色创新转型中占据重要地位。作为一个大国,集聚是制造业发展过程中的典型特征,制造业集聚促进资源优化配置,缓解城市绿色创新转型中面临的现实约束,而不合意的集聚规模则会产生相反效果;此外,集聚的空间溢出效应也深刻影响着周边城市的绿色创新效率。因此,探讨制造业集聚在城市绿色创新发展中的作用对我国顺利实现“双碳”目标具有重要现实意义。

随着人们对环境问题的关注,绿色创新的概念引起学界的广泛讨论,虽尚未形成统一认知,但均认为相较于传统创新,绿色创新具有经济和环境效益的双重外部性^[1],有助于实现经济和环境的“双赢”。绿色创新效率是评价绿色创新水平的重要指标,借助因子分析、随机前沿分析等方法进行测算,尤其是自Tone^[2]提出考虑非期望产出的SBM后,不少学者^[3]采用该方法重新进行测算。在已有测算数据的基础上,发现绿色创新效率存在明显的空间集聚特征^[4-5],为之后的研究提供了经验证据。

集聚是产业空间布局的重要组织形式,也是推动以制造业为主体的实体经济发展的有效途径^[6]。由于资源与环境之间的矛盾日益突出,集聚与绿色创新效率的关系受到学界的重视。多数学者认为

收稿日期:2023-08-30;修回日期:2024-01-16

基金项目:国家社会科学基金重大项目“全面开放格局下区域海洋经济高质量发展路径研究”(20&ZD100)

作者简介:纪玉俊(1975—),男,山东青岛人,经济学博士,中国海洋大学经济学院教授,博士生导师,教育部人文社会科学重点研究基地中国海洋大学海洋发展研究院研究员,研究方向为产业集聚;张子琪(1998—),女,山东威海人,中国海洋大学经济学院硕士研究生,研究方向为产业集聚。

产业集聚可以带动技术进步,提升创新效率^[7],也有学者认为集聚对绿色创新效率存在非线性影响^[8]。随着空间计量方法的不断发展,越来越多的学者注重探讨集聚对绿色创新效率的空间溢出效果,但目前仍处于起步阶段,有待不断丰富。

上述文献为本文研究提供了重要基础,相较而言,本文的边际贡献主要体现在:第一,相较于多数文献从省级或区域层面展开研究,本文以地级市为基本研究尺度,选取与绿色创新内涵高度契合的投入产出指标,完善城市绿色创新效率的测度体系,并采用包含非期望产出的超效率SBM进行测算,相对客观地反映城市绿色创新效率。第二,不同于以往聚焦于单一线性和本地影响的研究,本文从非线性和城际联动的视角出发,运用空间计量的方法,深入剖析并实证检验制造业集聚对本市及周边城市绿色创新效率的非线性影响及其异质性特征,从而为优化制造业集聚的空间格局和促进城市绿色创新效率的提升提供参考。第三,现有分析制造业集聚影响城市绿色创新效率的本地-邻地效应文献中,鲜有探讨异质性环境规制在两者非线性影响中的作用。因此,本文在厘清环境规制在制造业集聚与城市绿色创新效率关系中发挥的作用、辨析不同环境规制的差异化影响以及分析政策协同作用等方面做出了有益补充,以便更好地实现“有形之手”和“无形之手”的协调配合,推动城市经济的绿色低碳转型。

二、机理分析与研究假说

(一) 制造业集聚对城市绿色创新效率的本地集聚效应

在集聚初期,城市资源承载能力较为充足,集聚经济占主导地位。一方面,集聚有利于制造业企业共同利用基础设施,避免因重复建设而造成的资源浪费和环境污染,实现资源集约利用。再者,制造业集聚强化产业的前后向联系,提高集聚的循环化水平,让废弃物得以再利用,从而达到节能减排的目的^[9]。另一方面,制造业集聚促进劳动者在城市的大规模集中,劳动者的集聚实现了高低技能人员的技术互补,从而提高城市整体人力资本水平,促进高素质劳动力的形成。同时,空间距离的缩短,增加企业间正式和非正式交流的机会,降低知识与技术的获取成本。在集聚后期,当集聚规模扩大到超过城市资源环境承载能力时,拥挤成本逐渐超过集聚经济,掣肘绿色创新效率的提升。首先,要素价格迅速上升,增加企业的经营成本,挤占原本用于绿色创新的资金投入。其次,单位空间内集聚规模的扩大提高了单位面积产出,引起区域内污染物排放量的增加,加剧环境污染。最后,过度集聚容易导致企业技术创新被模仿,降低“原创”企业自主创新动力,不利于城市绿色创新发展。因此,本文得出假说1。

假说1:制造业集聚对本市绿色创新效率的影响呈现倒U型特征。

(二) 制造业集聚对城市绿色创新效率的空间溢出效应

Krugman^[10]认为,城市间要素的溢出效应并不会因为行政边界的存在而只对本地区产生影响。根据“中心-外围”理论,本地区制造业集聚对周边城市绿色创新效率的影响受到虹吸和辐射两种相反力量的影响^[11]。在前期,制造业集聚会扩大本地市场规模,产生虹吸作用,使得优质生产要素向本地集聚,虹吸效应导致周边城市缺乏高质量生产要素,而陷入传统发展陷阱,难以实现技术高端绿色化,加之集聚规模尚处于初级阶段,辐射作用较为薄弱,虹吸作用占据主要地位,对周边地区的绿色创新效率产生负向影响。随着本地区集聚规模的进一步扩大,城市间经济联系日益密切,加速生产要素的城际流动,进一步放大集聚的辐射作用,从而促进中心城市产生的先进技术迅速向邻近城市扩散,进而提升邻近地区创新研发、产品设计和科学管理水平,有效促进绿色创新效率的提升。

除全域空间外,局部空间下城市特征差异也会影响制造业集聚绿色创新效应的形成。一方面,我国幅员辽阔,不同地理区位的城市在自然资源禀赋、经济发展水平等方面存在较大差距,可能会影响制造业集聚绿色创新效应的发挥。另一方面,城市群作为未来城市发展的重要特征,高度同城化、一体化以及特大化的城市规模深刻影响着制造业集聚对绿色创新效率的空间溢出效应。因此,本文提出假说2和假说3。

假说2:制造业集聚对城市绿色创新效率的空间溢出效应呈现正U型特征。

假说3:制造业集聚对城市绿色创新效率的影响因城市特征呈现异质性。

(三) 异质性环境规制下制造业集聚对城市绿色创新效率的影响

绿色创新技术在风险与收益上的匹配失衡降低了企业的研发意愿^[12],而环境规制可以激励企业研发清洁技术,用环境友好型产品替代非清洁产品^[13],从而提高城市绿色创新效率。根据作用机制不同,环境规制可分为命令控制型和市场激励型。前者以政府为主导直接对环境污染行为进行管制,在一定程度上造成企业生产成本“高企”,压缩企业利润,难以促进企业研发创新活动,削弱制造业集聚的正外部性;但这种强制性手段也会倒逼高污染企业改进生产工艺,从而提高城市绿色创新效率。后者以市场为信号,通过价格机制将环境污染外部成本内化,诱导企业主动选择节能环保技术,推动城市低碳转型;但最终效果还有赖于市场机制的完善程度,涂正革等^[14]的研究表明,低效的市场难以发挥市场型环境规制最佳效果,其促进作用可能会大打折扣。此外,两种规制方式在规制主体上存在一定的耦合,政策的协同作用不容忽视。因此,本文提出假说4。

假说4:异质性环境规制会影响制造业集聚对城市绿色创新效率的作用。

三、模型设定、变量选取与数据来源

(一) 计量模型选择与设定

既往学者^[4-5]的研究指出,绿色创新效率存在明显的空间集聚特征。鉴于此,采用空间计量方法进行实证分析,依次设定空间权重矩阵。首先,构建地理距离矩阵,如式(1)所示:

$$\omega_{ij}^d = \begin{cases} 1/|D_{ij}|, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (1)$$

其次,利用人均实际 GDP 构建经济距离矩阵,如式(2)所示:

$$\omega_{ij}^d = \begin{cases} 1/|PGDP_i - PGDP_j|, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (2)$$

最后,采用邵师等^[15]的方式,(取 $\gamma = 0.5$)构建经济地理嵌套矩阵,如式(3)所示:

$$\omega_{ij}^{de} = \begin{cases} r \omega_{ij}^d + (1 - \gamma) \omega_{ij}^e, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (3)$$

空间计量模型一般包括 SAR、SEM 和 SDM 三种。首先按照“从一般到具体”的思路进行 LM 检验,接下来按照“从具体到一般”的思路,利用 Wald 检验判断 SDM 能否简化为 SAR 或 SEM^[16]。表1列示三种权重矩阵的 LM 检验和 Wald 检验,检验结果基本显示 SDM 优于 SAR 和 SEM。此外,Elhorst^[16]指出即便真实数据生成过程为 SAR 或 SEM,SDM 仍可获得一致估计;Lesage and Pace^[17]认为省略解释变量空间滞后项会导致估计的不一致性,SDM 应为空间计量的最优选择模型,故选择 SDM 作为回归模型。

表1同时列示三种权重矩阵下 Hausman 检验的结果,均认为固定效应模型优于随机效应模型。综上,最终选择双向固定效应的 SDM 进行回归,模型设定如式(4)所示:

$$GIE_{it} = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} GIE_{jt} + \beta_1 magg_{it} + \beta_2 magg_{it}^2 + \beta_3 control_{it} + \varphi_1 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} magg_{jt} + \varphi_2 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} magg_{jt}^2 + \varphi_3 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} control_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

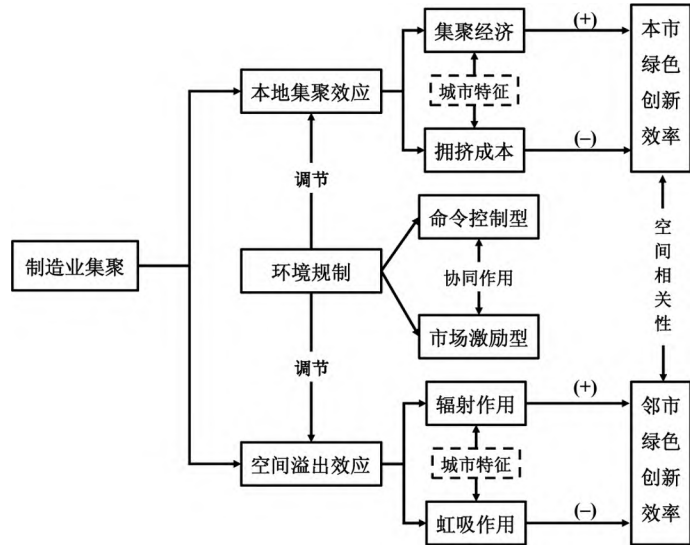


图1 制造业集聚对城市绿色创新效率的影响机制

其中, GIE_{it} 代表绿色创新效率, ρ 为空间自相关系数, 反映绿色创新效率空间溢出效应大小, ω_{ij} 代表空间权重矩阵的元素。 $magg_{it}$ 代表制造业集聚, 在模型中加入 $magg_{it}^2$, 以捕捉制造业集聚对绿色创新效率可能存在的非线性影响, $control_{it}$ 代表一系列控制变量, φ_1 、 φ_2 和 φ_3 反映解释变量和控制变量的空间溢出效应, μ_i 和 λ_t 分别代表个体固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

(二) 绿色创新效率的测算

本文采取包含非期望产出的超效率 SBM 测算城市绿色创新效率, 选取投入产出指标如下:

(1) 资本投入: 目前各类统计口径中并未收录绿色创新投入数据, 且企业在普通创新活动中也会兼顾资源节约和环境保护问题, 难以将普通创新投入和绿色创新投入分离。因此, 采用普通创新投入代替城市绿色创新投入。为尽可能准确反映城市创新资金投入, 参考郭峰和熊瑞祥^[18]的做法, 借助省级层面的 R&D 经费数据计算城市 R&D 支出, 计算如式(5)所示^①:

$$\text{城市 R\&D 支出} = \text{省级 R\&D 支出} \times (\text{城市 GDP} / \text{省级 GDP}) \quad (5)$$

由于绿色创新资金投入会影响未来的研发创新活动, 故采用李婧等^[20]的方式计算城市 R&D 资本存量。

(2) 人员投入: 按照李金滢等^[21]的做法, 采用从事科技活动和从事水利、环境和公共设施管理业人员数加总衡量。

(3) 能源投入: 借鉴张伟和吴文元^[22]的研究, 采用全社会用电量、液化天然气和液化石油气折算为标准煤后的总量近似测度城市能源消耗量^②, 具体计算如式(6)所示:

$$E = E_n \times k_n + E_p \times k_p + E_e \times k_e \quad (6)$$

其中, E_n 、 E_p 、 E_e 分别代表天然气、液化石油气和电力的消耗量, k_n 、 k_p 、 k_e 分别代表上述三种能源的标准煤折算系数。

(4) 期望产出: 采用绿色发明专利申请数^③衡量城市绿色创新的研发效益。黎文靖和郑曼妮^[24]指出, 发明专利技术含量高, 更能体现城市绿色创新的质量。参考《绿色发展指标体系》, 采用人均实际 GDP 衡量城市绿色创新的经济效益。利用熵值法将建成区绿化覆盖率、一般工业固体废物综合利用率、污水处理厂集中处理率和生活垃圾无害化处理率合成综合指标, 体现绿色创新的生态效益。

(5) 非期望产出: 在着力推进“双碳”目标的背景下, 碳排放对生态环境的压力不容忽视。刘娜等^[25]指出, 大气污染与二氧化碳具有同根同源的特点, 两者协同控制可以促进绿色转型。故采用工业废水、烟(粉)尘、工业二氧化硫和二氧化碳排放量作为城市绿色创新的非期望产出。参照韩峰和谢锐^[26]的方式计算二氧化碳排放量, 如式(7)所示:

$$CO_2 = C_n + C_p + C_e = E_n \times \kappa + E_p \times \gamma + (E_e \times \eta) \times \varphi \quad (7)$$

①选取省内各城市 GDP 占比作为权重的原因如下: 省级 R&D 经费支出是城市层面的加总, 陈云等^[19]的研究均表明 R&D 经费与 GDP 呈现明显的正相关关系, 即经济体量越大的城市, R&D 经费支出越多。因此, 占省份 GDP 比重越高的城市, 其 R&D 经费所占比例相应越高。

②采用该方法测算的原因: 一是城市单位 GDP 能耗数据缺失较多, 无法根据该指标计算; 二是全部种类的能源数据难以找全; 三是韩峰等^[23]指出天然气、液化石油气和电力三种能源占到城市能源消耗总量的一半以上。

③数据来源于 CNRDS 数据库。

其中, C_n 、 C_p 、 C_e 分别代表天然气、液化石油气和电力的二氧化碳排放量, φ 为煤电燃料链温室气体排放系数, η 为煤电发电量占总发电量的比例^①, κ 和 γ 分别为天然气和液化石油气的碳排放系数。采用熵值法将上述指标合成环境污染指数。

(三) 解释变量与控制变量选取

解释变量为:制造业集聚($magg$)。区位商可以消除地区规模差异,较好地反映产业集聚水平,如式(8)所示:

$$magg_i = \frac{M_i / \sum_i M_i}{S_i / \sum_i S_i} \quad (8)$$

其中, M_i 代表第 i 个城市第 t 年制造业就业人数, $\sum_i M_i$ 代表全国第 t 年制造业就业人数, S_i 代表第 i 个城市第 t 年全行业就业人数, $\sum_i S_i$ 代表全国第 t 年全行业就业人数。指标值越大,代表制造业集聚水平越高。

控制变量包括:地区经济发展水平($lprgdp$),采用城市人均实际 GDP 的自然对数表示;政府参与程度(gov),采用政府科技支出占一般公共预算支出的比重表示;教育水平(edu),采用全市普通高等学校在校生人数占全市总人口的比重表示;金融发展水平(fin),采用金融机构存贷款余额占 GDP 的比重表示;内资企业占比($inner$),采用全市内资企业占工业企业数的比重表示。

(四) 数据来源与处理

本文研究区间为 2006—2019 年^② 277 个地级及以上城市。无特殊说明,以上数据均来源于《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》与各省份及地市统计年鉴和统计公报。

四、制造业集聚影响城市绿色创新效率的本地集聚效应和空间溢出效应

(一) 实证结果分析

经过空间相关性检验^③,全局莫兰指数和莫兰散点图均显示绿色创新效率具有显著的空间正相关性,验证空间计量模型的合理性。Anselin and Bera^[27] 认为极大似然估计可以避免 OLS 产生的偏误,较为科学地反映空间溢出效应。因此,本文采用 MLE 估计模型,具体结果如表 2 所示。

根据表 2 的结果,绿色创新效率的空间滞后项系数在 1% 的水平下显著为正,说明绿色创新效率存在显著的空间正相关性,本市绿色创新效率的提高对周边城市产生正向的溢出效应。从本地效应来看,制造业集聚一次项系数总体上显著为正,二次项系数显著为负,说明制造业集聚对绿色创新效率的本地效应呈现倒 U 型特征,即假说 1 成立。在前期,集聚经济促进城市绿色创新效率的提升。当制造业集聚规模超过城市承载能力后,拥挤成本的负外部性逐渐占据“上风”,城市绿色创新效率降低。因此,引导制造业适度集聚对于城市绿色创新效率可持续提高具有重要意义。

从空间溢出效应来看,制造业集聚空间滞后项系数显著为负,二次项系数显著为正,说明制造业集聚对绿色创新效率的空间溢出效应呈现出正 U 型特征,即假说 2 成立。在集聚前期,虹吸作用居主导地位,不利于周边城市绿色创新效率。随着本市集聚规模扩大到一定程度,集聚的城际外溢能力日益增强,辐射作用不断提升,绿色创新效率提高。值得注意的是,制造业集聚对绿色创新效率的本地和邻地效应呈现倒 U 型和正 U 型两种相反的态势,存在“以邻为壑”现象,从这一意义上讲,现阶段制造业集聚可能存在一定的不合意问题,优化制造业集聚的绿色创新效应,不可“孤城而为”,必须综合考虑溢出效应。

①数据根据《中国电力统计年鉴》计算,2006—2018 年占总发电量的平均比例为 83.3%、83.3%、81.2%、81.8%、80.8%、82.5%、78.6%、79.2%、80.3%、73.7%、71.8%、71.0%、70.4%,2019 年数据根据插值法推算为 70.9%。

②以 2006—2019 年为研究区间主要是考虑到数据的连贯性和完整性,因为污水处理率指标在 2006 年之前数据缺失严重,而 2020 年城市统计年鉴暂未披露污水处理率和工业废水排放量等指标。

③限于版面篇幅,空间相关性检验的结果不在正文中显示。

从控制变量来看,经济发展水平的本地效应显著为正,说明地区经济发展可以有效带动绿色创新效率的提高;而空间溢出效应则在不同矩阵下表现出异质性,说明经济发展水平的邻地效应会受到两地经济发展程度的影响,经济实力相当的城市之间存在更大的利益冲突、要素争夺更加激烈,对周边城市绿色创新效率产生不利影响。政府参与程度的本地效应与空间溢出效应均显著为正,说明加大政府支持力度不仅有效提高当地绿色创新效率,还对邻近地区产生示范效应。教育水平的本地效应未产生预期的显著正向影响,可能是因为高等教育对知识创新的影响存在滞后效应,对绿色创新效率的带动作用不明显;而其空间溢出效应显著为负,说明优质的教育资源会吸引周边城市高素质人才,抑制周边城市的绿色创新效率。金融发展水平的本地效应为负但不显著,张黎娜和千慧雄^[28]认为金融发展对创新研发的效果取决于金融主体服务与利益攫取两者的较量;但其空间溢出效应显著为正,余泳泽等^[29]指出受限于本地服务市场规模,金融机构会逐步向周边地区提供金融服务,从而带动邻近地区绿色创新效率的提高。内资企业占比的本地效应与空间溢出效应为正但不显著,说明提高内资企业比重可以促进绿色创新效率提升,但晋升锦标赛下存在的地方保护主义在一定程度上削弱了内资企业的自主研发能力。

(二) 稳健性和内生性检验

采用如下方式对回归结果进行稳健性检验:(1)剔除直辖市数据,回归结果如表3所示。(2)增加实有道路面积占比的自然对数和移动互联网用户数之和的自然对数,寇宗来等^[30]参考张建鹏和陈诗一^[31]的测度方式,测算的城市创新指数以及政府工作报告中环境保护词频占比分别控制交通和信息基础设施、城市技术进步水平以及环境保护程度对绿色创新效率的可能影响,回归结果如表4所示。以上回归结果与基准回归结果基本一致,一定程度上说明基准回归的稳健性。

为缓解模型的内生性问题,加入被解释变量的滞后一期,以减轻遗漏变量偏误。制造业集聚与绿色创新效率之间可能互为因果,因此采用工具变量法缓解反向因果问题。借鉴胡彬和万道侠^[32]及吴晓怡和邵军^[33]的研究,采用各地到上海的距离和1984年人口密度作为工具变量。参考孙传旺等^[34]

表2 绿色创新效率的空间计量估计结果

变量	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济地理嵌套矩阵
<i>magg</i>	0.106 4 [*] (0.054)	0.139 8 (0.092)	0.143 7 ^{**} (0.066)
<i>magg2</i>	-0.055 8 ^{***} (0.020)	-0.058 0 [*] (0.035)	-0.061 2 ^{**} (0.025)
<i>lprgdp</i>	0.022 7 (0.019)	0.056 9 [*] (0.032)	0.049 2 ^{**} (0.023)
<i>gov</i>	2.319 6 ^{***} (0.477)	1.954 7 ^{**} (0.776)	2.587 2 ^{***} (0.556)
<i>edu</i>	1.156 4 [*] (0.672)	-2.240 7 [*] (1.179)	-0.826 8 (0.844)
<i>fin</i>	-0.005 1 (0.005)	-0.007 4 (0.008)	-0.007 5 (0.006)
<i>inner</i>	0.133 1 (0.194)	0.174 2 (0.275)	0.198 8 (0.197)
<i>Wmagg</i>	-1.231 3 (0.799)	-0.203 4 ^{***} (0.023)	-0.202 0 ^{***} (0.033)
<i>Wmagg2</i>	0.741 9 ^{**} (0.291)	0.043 6 ^{***} (0.009)	0.045 5 ^{***} (0.014)
<i>Wlprgdp</i>	0.455 6 ^{***} (0.142)	-0.024 4 ^{***} (0.005)	-0.024 6 ^{***} (0.007)
<i>Wgov</i>	6.482 9 (4.807)	1.517 9 ^{***} (0.184)	1.545 7 ^{***} (0.263)
<i>Wedu</i>	-30.979 5 ^{**} (12.313)	-1.058 8 ^{***} (0.131)	-0.957 4 ^{***} (0.187)
<i>Wfin</i>	0.027 7 (0.054)	0.002 5 ^{**} (0.001)	0.003 3 ^{**} (0.002)
<i>Winner</i>	-1.986 0 (1.718)	-0.008 5 (0.052)	0.004 9 (0.075)
ρ	0.721 4 ^{***} (0.154)	0.293 3 ^{***} (0.001)	0.298 3 ^{***} (0.001)
<i>Variance</i>	0.046 6 ^{***} (0.001)	0.141 6 ^{***} (0.003)	0.072 7 ^{***} (0.002)
<i>sigma2_e</i>			
Log likelihood	437.989 3	-1 523.129 9	-514.590 4
N	3 878	3 878	3 878

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为Z统计量的标准误。

的方式,将上述变量与年份变量相乘,以体现不同年份下工具变量的变化情况和对内生变量的影响,同时取自然对数,以缓解异方差问题。在估计方法上,借鉴 Roodman^[35]的方法,采用前向正交离差变换的系统 GMM 进行估计。以最大程度提高估计系数的有效性,最终回归结果如表 5 所示。AR(1)均在 1%的水平下显著拒绝原假设,而 AR(2)至少在 1%的水平下接受原假设,说明不存在序列相关性,保证系统 GMM 估计的一致性。同时, Sargan 检验接受原假设,证明不存在弱工具变量的问题,基本上接受内生性检验结果。回归结果与基准回归基本一致。此外,综合回归结果,经济地理嵌套矩阵呈现出较好的拟合效果,且其综合反映了经济和地理因素对绿色创新效率的影响,因此后文以经济地理嵌套矩阵作为回归矩阵。

(三) 制造业集聚对绿色创新效率影响的城市特征差异

1. 区位特征

不同区域在自然资源禀赋、经济基础等方面存在差异,可能影响制造业集聚对绿色创新效率的作用。因此,将研究城市分为东、中、西部三个地区,回归结果如表 6 所示。从估计结果来看,制造业集聚在东部和中部地区对绿色创新效率的本地集聚效应与全样本一致,但在西部地区并不显著。西部地区经济基础薄弱,优质生产要素稀缺,阻碍集聚绿色创新效应的发挥。从空间滞后项系数来看,在东、西部地区,制造业集聚对绿色创新效率的影响系数并不显著,而中部地区呈现出倒 U 型的特征。可能的原因是,囿于地理位置限制,西部地区交通基础设施尚处于不断发展中,城市间经济联系有待加强,要素流动性不足,难以发挥集聚的空间效应。而东部城市经济发展较早、人地关系较为紧张,各地政府为争夺有限的资源,会加剧地方保护主义,一定程度上限制生产要素跨区域流动,难以发挥集聚的空间溢出效应。中部地区在进行产业转型过程中会承接来自东部地区的污染型产业。在前期,这种产业转移增加中部城市的经济收入,促进经济总量的快速增长,制造业集聚态势明显增强,集聚经济推动城市绿色创新效率的提高,但长期

表 3 稳健性检验(一)

变量	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济地理嵌套矩阵
<i>magg</i>	0.099 3 [*] (0.055)	0.126 3 (0.093)	0.131 9 ^{**} (0.067)
<i>magg2</i>	-0.054 4 ^{***} (0.021)	-0.055 3 (0.035)	-0.058 7 ^{**} (0.025)
<i>Wmagg</i>	-1.385 3 [*] (0.806)	-0.204 6 ^{***} (0.023)	-0.203 2 ^{***} (0.033)
<i>Wmagg2</i>	0.764 7 ^{***} (0.293)	0.043 9 ^{***} (0.010)	0.045 9 ^{***} (0.014)
ρ	0.732 7 ^{***} (0.156)	0.293 4 ^{***} (0.001)	0.298 4 ^{***} (0.001)
控制变量	是	是	是

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为Z统计量的标准误。

表 4 稳健性检验(二)

变量	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济地理嵌套矩阵
<i>magg</i>	0.127 9 ^{**} (0.055)	0.131 7 (0.093)	0.152 7 ^{**} (0.067)
<i>magg2</i>	-0.061 4 ^{***} (0.021)	-0.051 0 (0.035)	-0.061 1 ^{**} (0.025)
<i>Wmagg</i>	-1.155 7 (0.835)	-0.202 1 ^{***} (0.023)	-0.199 1 ^{***} (0.033)
<i>Wmagg2</i>	0.780 5 ^{***} (0.303)	0.042 3 ^{***} (0.010)	0.043 4 ^{***} (0.014)
ρ	0.724 1 ^{***} (0.155)	0.293 3 ^{***} (0.001)	0.298 3 ^{***} (0.001)
控制变量	是	是	是

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为Z统计量的标准误。

表 5 内生性检验

变量	地理距离矩阵	经济距离矩阵	经济地理嵌套矩阵
<i>L.gie</i>	0.690 4 ^{***} (0.109)	0.517 5 ^{***} (0.190)	0.545 4 ^{**} (0.225)
<i>magg</i>	0.674 6 ^{***} (0.247)	1.457 0 ^{**} (0.699)	1.626 0 ^{**} (0.737)
<i>magg2</i>	-0.306 9 ^{***} (0.089)	-0.432 5 [*] (0.239)	-0.510 6 ^{**} (0.249)
<i>Wmagg</i>	-6.394 0 [*] (3.385)	-0.997 1 ^{***} (0.309)	-2.076 3 ^{***} (0.659)
<i>Wmagg2</i>	3.772 1 ^{**} (1.467)	0.259 8 [*] (0.152)	0.543 0 [*] (0.306)
ρ	2.183 2 ^{***} (0.398)	0.130 4 ^{***} (0.041)	0.233 3 ^{***} (0.085)
控制变量	是	是	是
AR(1).P	0.000 0	0.000 0	0.000 0
AR(2).P	0.014 2	0.587 9	0.369 5
Sargan.P	0.304 8	0.101 1	0.129 6

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为Z统计量的标准误。

而言,“污染天堂”效应逐渐显现,对绿色创新效率产生抑制作用。

2. 城市群特征

城市群拥有更大规模的城市范围,可以集聚更多的生产要素,是制造业集聚的重要空间载体,探究城市群建设在制造业集聚影响城市绿色创新效率中的地位具有现实意义。为此,将研究城市分为城市群和非城市群两个子样本^①,回归结果如表 6 所示。

从回归结果来看,城市群内的制造业集聚对绿色创新效率的本地集聚效应显著,而非城市群则不然,说明融入城市群有助于发挥制造业集聚对绿色创新效率的影响。相较于非城市群的城市,城市群内部可以获得更多的政策红利,为集聚创造良好的外部环境,有利于制造业集聚绿色创新效应的发挥。从空间滞后项来看,城市群空间溢出效应并不显著。方创琳^[36]的研究表明,我国城市群建设“空心化”现象突出,中心城市鼎力不足,对周边城市的辐射带动能力不强。此外,许多城市群是跨省域建设,当各省利益诉求不一致时,会导致

表 6 异质性分析

变量	区位特征			城市群特征	
	东部	中部	西部	城市群	非城市群
<i>magg</i>	0.227 7** (0.089)	0.191 2* (0.105)	-0.164 6 (0.146)	0.172 8*** (0.056)	-0.064 9 (0.139)
<i>magg2</i>	-0.082 6*** (0.028)	-0.090 6* (0.053)	0.032 1 (0.063)	-0.075 4*** (0.021)	0.037 9 (0.056)
<i>Wmagg</i>	0.326 4 (0.230)	0.335 5* (0.191)	-0.039 8 (0.503)	0.009 7 (0.163)	-0.461 9 (0.319)
<i>Wmagg2</i>	-0.076 3 (0.071)	-0.163 6* (0.093)	0.018 5 (0.243)	0.013 8 (0.057)	0.179 5 (0.168)
ρ	-0.083 8 (0.056)	-0.003 7 (0.031)	0.038 1 (0.078)	-0.052 1 (0.040)	-0.043 6 (0.041)
控制变量	是	是	是	是	是

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为Z统计量的标准误。

城市群建设过程中各自为政多于协调发展^[37],限制创新要素流动。综上,假说3成立。

五、异质性环境规制下制造业集聚对城市绿色创新效率的影响

面对“双碳”目标从“软约束”走向“硬约束”的长期趋势^[38],环境规制能否优化制造业集聚的空间格局,从而发挥集聚对城市绿色创新效率的促进作用显得尤为重要。因此,本文尝试通过构造不同规制工具与制造业集聚交乘项的方式,以检验异质性环境规制及其协同作用对制造业集聚绿色创新效率的影响,模型设计如式(9)所示:

$$\begin{aligned}
 GIE_{it} = & \alpha_0 + \rho \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} GIE_{it} + \beta_1 magg_{it} + \beta_2 magg_{it}^2 + \gamma_1 M_{it} + \gamma_2 M_{it} \times magg_{it} + \gamma_3 M_{it} \times magg_{it}^2 \\
 & + \beta_3 control_{it} + \varphi_1 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} magg_{it} + \varphi_2 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} magg_{it}^2 + \theta_1 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} M_{it} + \theta_2 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} M_{it} \\
 & \times magg_{it} + \varphi_3 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} M_{it} \times magg_{it}^2 + \varphi_3 \sum_{j=1, j \neq i}^n \omega_{ij} control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)
 \end{aligned}$$

上式中, M 分别代表不同环境规制。其中,参考董直庆和王辉^[39]的方式,选取城镇生活污水处理率、垃圾无害化处理率和工业固体废弃物综合利用率测算命令控制型环境规制。以碳排放交易制度作为市场激励型环境规制的代理变量,将2012年及之后的年份赋值为1,其余赋值为0。借鉴王林辉等^[40]的研究,采用市场激励型与命令控制型环境规制的交互项衡量两者的协同作用,最终回归结果如表7所示。

表7列(1)显示,二次项交互项的本地影响系数显著为正,说明命令控制型环境规制弱化制造业集聚对本地区绿色创新效率的倒U型作用^②,而从空间滞后项的结果来看,二次项交互项系数显著为正,说

①本文研究的城市群是根据《“十四五”规划和2035年远景目标纲要》中所提出的19个城市群。

②根据Haans et al.^[41]的研究,对于倒U型关系而言,二次项与调节变量的交互项系数为正,说明曲线变平缓,即减弱倒U型特征,反之,则加强了倒U型特征,对于正U型关系则刚好相反。

明命令控制型环境规制强化制造业集聚对邻近地区绿色创新效率的正 U 型作用。在集聚初期,为达到当地严格的环境标准,企业不得已购买大型治污设备,遵从成本“高企”,对绿色创新资金产生挤出效应,削弱集聚的正向作用。在集聚后期,随着命令控制型环境规制力度的提高,企业不得已选择就地创新改进生产工艺、减少污染排放以抵消遵从成本,推动本地制造业集聚绿色创新转型,形成高质量集聚,充分释放集聚的正外部性,削弱拥挤效应带来的负向影响。从空间溢出效应来看,在集聚初期,部分“三高”企业会转移到规制力度较低的地区,增加周边城市污染,加剧集聚对周边城市绿色创新效率的负向作用。而在集聚后期,随着生态文明建设深入推进和政府环境绩效考核的作用,区域间环境规制的互动行为逐渐呈现出“逐顶竞争”的特点^[42],倒逼周边城市集聚区内的企业从被动治污向主动减污转变,强化了集聚经济的正向带动作用,进一步提升邻近城市的绿色创新效率。

表 7 列(2)显示,二次项交互项系数显著为负,说明市场激励型环境规制强化了制造业集聚对本地区绿色创新效率的倒 U 型影响。在集聚初期,市场激励型环境规制通过内化环境污染成本的方式诱导“三高”企业主动选择绿色低碳技术,而清洁型企业可以通过碳排放交易机制将剩余碳排放量出售以获得额外收入,这种潜在利润的存在进一步增强企业绿色技术研发的动机,强化集聚对城市绿色创新效率的正向作用。当集聚规模超出城市承载能力时,继续盲目提高市场激励型环境规制的力度,会额外增加企业生产建设成本,使企业面临拥挤成本和规制成本的双重打击,加剧制造业集聚的负向作用。从空间溢出效应来看,二次项交互项系数并不显著,可能因为在研究区间内,全国性碳排放交易市场尚未建设完全,参与省市数量较少,空间溢出效果大大削弱。

从表 7 列(3)的结果来看,二次项交互项系数显著为负,而空间滞后项的交互项系数显著为正,说明两者协同作用同时强化了制造业集聚对本地和周边城市的绿色创新效率的非线性影响,这与王林辉等^[40]及钟成林和胡雪萍^[43]的研究结论基本一致。两种环境规制政策形成了一种有效的组合,弥补了单一政策的不足,形成了“1+1>2”的效果,即假说 4 成立。

六、结论与建议

本文的结论如下:(1)制造业集聚对本市和周边城市绿色创新效率的影响分别存在“先扬后抑”和“先抑后扬”两种相反的非线性特征。(2)上述非线性影响因城市特征而呈现出明显的异质性。(3)命令控制型和市场激励型环境规制对制造业集聚的绿色创新效应存在不同的着力点,两者相互配合共同强化制造业集聚对本市和周边城市绿色创新效率的影响。综合以上研究结论,本文提出如下建议:(1)合理规划制造业空间布局,优化跨区域协作机制。坚持统筹规划与布局,最大程度发挥制造业集聚对城市绿色创新效率的正向促进作用,积极开展双边或多边合作,构建区域协同治污体系,形成携手并进的局面。(2)紧密结合地区特征,适时适度地引导制造业集聚,推动城市绿色创新发展。不同区域城市要因地制宜,精准施策,合理引导制造业集聚及其规模扩张,充分提升不同区域城市绿色创新效率。积极融入城市群建设,保障生产要素在城市间的自由流动,促进集聚绿色创新效应的空间外溢。(3)合理使用环境规制,打好“政策组合拳”。邻近城市间要针对命令控制型环境规制的力度达成共识;健全完善全国碳交易市场,扩大碳市场覆盖范围。同时审慎合理地进行政策搭配,实现“有效市场”和“有为政府”的协调配合与良性互动。

表 7 异质性环境规制及政策协同的空间调节作用

变量	命令控制型 (1)	市场激励型 (2)	协同作用 (3)
<i>magg</i>	0.146 1** (0.066)	0.013 9 (0.079)	0.100 8 (0.069)
<i>magg2</i>	-0.064 5*** (0.025)	0.008 1 (0.032)	-0.033 1 (0.027)
<i>maggM</i>	-0.000 3* (0.000)	0.202 1*** (0.066)	0.001 6* (0.001)
<i>magg2M</i>	0.000 2** (0.000)	-0.102 4*** (0.029)	-0.001 0*** (0.000)
<i>M</i>	0.000 3*** (0.000)	0.000 0 (0.000)	0.001 1* (0.001)
<i>Wmagg</i>	-0.198 0*** (0.033)	-0.195 2*** (0.039)	-0.202 9*** (0.034)
<i>Wmagg2</i>	0.045 5*** (0.013)	0.040 2** (0.016)	0.033 3** (0.014)
<i>WmaggM</i>	-0.000 2** (0.000)	-0.030 3 (0.037)	-0.000 7 (0.001)
<i>Wmagg2M</i>	0.000 1** (0.000)	0.018 9 (0.016)	0.000 7** (0.000)
<i>WM</i>	-0.000 0 (0.000)	0.016 3 (0.018)	0.000 2 (0.000)
ρ	0.298 3*** (0.001)	0.298 3*** (0.001)	0.298 6*** (0.001)
控制变量	是	是	是

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为Z统计量的标准误。

参考文献:

- [1]张钢,张小军.绿色创新研究的几个基本问题[J].中国科技论坛,2013(4):12-15+20.
- [2]TONE K A Slack-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. European journal of operational research ,2022, 143(1):32-41.
- [3]王晗,何泉吟,许舜威.创新型城市试点对绿色创新效率的影响机制[J].中国人口·资源与环境,2022,32(4):105-114.
- [4]杨树旺,吴婷,李梓博.长江经济带绿色创新效率的时空分异及影响因素研究[J].宏观经济研究,2018(6):107-117+132.
- [5]吕岩威,谢雁翔,楼贤骏.中国区域绿色创新效率时空跃迁及收敛趋势研究[J].数量经济技术经济研究,2020,37(5):78-97.
- [6]王如玉,梁琦,李广乾.虚拟集聚:新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J].管理世界,2018,34(2):13-21.
- [7]刘军,曹雅茹,吴昊天.产业协同集聚对区域绿色创新的影响[J].中国科技论坛,2020(4):42-50.
- [8]王洪庆,郝雯雯.高新技术产业集聚对我国绿色创新效率的影响研究[J].中国软科学,2022(8):172-183.
- [9]周明生,王帅.产业集聚是导致区域环境污染的“凶手”吗?——来自京津冀地区的证据[J].经济体制改革,2018(5):185-190.
- [10]KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of political economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [11]寇宗来,刘学悦.中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J].经济研究,2020,55(3):83-99.
- [12]严若森,陈娟.高管政治关联对企业绿色创新的影响研究:基于政府—企业—社会互动视角[J].人文杂志,2022(7):105-116.
- [13]POPP D, NEWELL R G, JAFFE A B. Energy, the environment, and technological change[J]. Handbook of the economics of innovation, 2010(2): 873-937.
- [14]涂正革,谌仁俊.排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 经济研究,2015,50(7):160-173.
- [15]邵帅,李欣,曹建华,等.中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016,51(9):73-88.
- [16]ELHORST J P. Applied spatial econometrics:raising the bar[J]. Spatial economic analysis, 2010,5(1): 9-28.
- [17]LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: CRC Press, 2009.
- [18]郭峰,熊瑞祥.地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验[J].经济学(季刊),2018,17(1):221-246.
- [19]陈云,谭淳方,俞立.科技型中小企业技术创新能力评价指标体系研究[J].科技进步与对策,2012,29(2):110-112.
- [20]李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010(7):43-55+65.
- [21]李金滢,李超,李泽宇.城市绿色创新效率评价及其影响因素分析[J].统计与决策,2017(20):116-120.
- [22]张伟,吴文元.基于环境绩效的长三角都市圈全要素能源效率研究[J].经济研究,2011,46(10):95-109.
- [23]韩峰,冯萍,阳立高.中国城市的空间集聚效应与工业能源效率[J].中国人口·资源与环境,2014,24(5):72-79.
- [24]黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016,51(4):60-73.
- [25]刘娜,杨斯悦,高新伟.“大气污染物和温室气体协同控制”政策的实施效果研究[J].南京财经大学学报,2024(3):12-22.
- [26]韩峰,谢锐.生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J].数量经济技术经济研究,2017,34(3):40-58.
- [27]ANSELIN L, BERA A K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics

- [J]. Statistics textbooks and monographs, 1998,155(5): 237 - 290.
- [28]张黎娜,千慧雄. 区域金融发展对技术创新的双重作用机制研究[J]. 金融经济研究,2020,35(1):104 - 116.
- [29]余泳泽,宣烨,沈扬扬. 金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. 世界经济,2013,36(2):93 - 116.
- [30]寇宗来,刘学悦,刘瑾. 产业政策导致了产能过剩吗? ——基于中国工业行业的经验研究[J]. 复旦学报(社会科学版),2017,59(5):148 - 161.
- [31]张建鹏,陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究,2021,47(11):78 - 93.
- [32]胡彬,万道侠. 产业集聚如何影响制造业企业的技术创新模式——兼论企业“创新惰性”的形成原因[J]. 财经研究,2017,43(11):30 - 43.
- [33]吴晓怡,邵军. 经济集聚与制造业工资不平等:基于历史工具变量的研究[J]. 世界经济,2016,39(4):120 - 144.
- [34]孙传旺,罗源,姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. 经济研究,2019,54(8):136 - 151.
- [35]ROODMAN D. How to do xtabond 2: an introduction to difference and system GMM in stata [R]. The stata journal, 2019,9(1):86 - 136.
- [36]方创琳. 新发展格局下的中国城市群与都市圈建设[J]. 经济地理,2021,41(4):1 - 7.
- [37]张衍春,胡国华,单卓然,等. 中国城市区域治理的尺度重构与尺度政治[J]. 地理科学,2021,41(1):100 - 108.
- [38]钟茂初. “双碳”目标有效路径及误区的理论分析[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2022,22(1):10 - 21.
- [39]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.
- [40]王林辉,王辉,董直庆. 经济增长和环境质量相容性政策条件——环境技术进步方向视角下的政策偏向效应检验[J]. 管理世界,2020,36(3):39 - 60.
- [41]HAANS R F J, PIETERS C, HE Z L. Thinking about U: theorizing and testing U-and inverted U-shaped relationships in strategy research[J]. Strategic management journal, 2016, 37(7): 1177 - 1195.
- [42]张文彬,张理芃,张可云. 中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间 Durbin 固定效应模型的分析[J]. 管理世界,2010(12):34 - 44.
- [43]钟成林,胡雪萍. 异质性环境规制、制度协同与城市建设用地生态效率[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2019,36(6):70 - 81.

(责任编辑:陈 春;英文校对:谈书墨)

How does Manufacturing Agglomeration Affect the Efficiency of Green Innovation in Cities?

JI Yujun^{1,2}, ZHANG Ziqi¹

(1. School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, China;

2. Institute of Marine Development of Ocean University of China, Qingdao 266100, China)

Abstract: Given the carbon peak and neutrality goals, it is important to identify and enhance the impact of manufacturing agglomeration on urban green innovation efficiency to achieve high-quality economic development. This article uses a sample of 277 cities at the prefectural level and above from 2006 to 2019 to conduct a systematical analysis of the role of manufacturing agglomeration on urban green innovation efficiency at the theoretical and empirical levels. The study shows that the impact of manufacturing agglomeration on urban green innovation efficiency in a city and its neighboring cities has local agglomeration and spatial spillover effects that are “first increasing and then decreasing” and “first decreasing and then increasing”; the non-linear effect is obviously different due to urban characteristics. Further analysis shows that environmental regulation has different focuses on the impact of manufacturing agglomeration on green innovation efficiency in and around the city; the synergistic effect of heterogeneous regulation makes up for the deficiency of a single policy. The research results offer guidance on how to optimize the spatial pattern of manufacturing agglomeration to promote the coordinated development of green innovation between cities to achieve the carbon peak and neutrality goals.

Key words: manufacturing agglomeration; urban green innovation efficiency; carbon peaking and neutrality goals; spatial econometrics; environmental regulation