

先立后破：制造业集聚能否实现经济增长与碳减排的协同发展？

纪玉俊, 刘俊成

(中国海洋大学经济学院, 山东青岛, 266100)

摘要: 以我国 277 个地级市为样本, 利用反事实对照组探究经济系统与碳减排系统的主次关系, 同时探讨制造业集聚影响经济增长与碳减排协同发展的资源错配效应和创新增长效应。研究表明: 制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展的影响呈倒 U 型, 经济系统在这一过程中起着主导作用; 制造业集聚可以分别通过资源错配效应和创新增长效应影响其协同效果。因此, 制造业集聚规模要保持适宜性, 坚持先立后破原则, 在确立碳减排目标时首先要保证经济发展的稳定性, 更好地促进城市经济增长与碳减排的协同发展。

关键词: 制造业集聚; 经济增长; 碳减排; 先立后破; 协同发展

中图分类号: F062.2

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2025)02-0102-15

党的二十大报告提出, “协同推进降碳、减污、扩绿、增长, 推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展”。随着全球变暖和气候异常现象的频现, 转变资源过度消耗和生态环境破坏的粗放式发展模式已经刻不容缓。在 2020 年 9 月的第七十五届联合国大会上, 习近平总书记提出了“中国将提高国家自主贡献力度, 采取更加有力的政策和措施, 二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值, 努力争取 2060 年前实现碳中和”。但作为全球最大的发展中国家, 中国经济快速发展的同时也伴随着碳排放量的增加, 仅以 2021 年为例, 碳排放量已达到 114.7 亿吨, 占全球碳排放总量的 33%。2024 年底召开的中央经济工作会议要求, “要坚持稳中求进、以进促稳, 守正创新、先立后破”。“先立后破”已成为解决当代中国改革发展稳定问题的辩证法, 在协同推进绿色低碳发展方面意义重大。“先立”意味着在经济发展过程中, 通过政策、制度、技术、市场等方面的进步, 为绿色低碳的“后破”提供稳定的政策制度支持、市场资金导向、技术保障和产业支撑。根据北京大学碳中和研究院的研究, 2022 年中国制造业的碳排放量^①在全国碳排放总量中的占比高达 60%。作为碳排放大户, 制造业的减排效果是我国实现绿色低碳高质量发展的破局关键。而集聚作为产业发展过程中的重要空间规律, 已成为产业绿色低碳升级, 促进经济增长的重要途径。但制造业集聚能否实现经济增长与碳减排二者的协同共赢? 其背后机制是否遵循“先立后破”原则? 在保持经济较快增长的同时能否实现绿色低碳节能减排? 针对这些问题的研究对“双碳”目标的实现具有重要的现实意义。

对于集聚与经济增长关系的研究最早开始于 Marshall, 他认为企业在某一特定地区的集聚可以使其获得集聚外部性, 比如劳动力蓄水池、技术外溢等外部经济效应, 从而促进该区域的经济发展^[1];

收稿日期: 2024-06-25; 修回日期: 2025-02-17

基金项目: 国家社科基金重大项目“全面开放格局下区域海洋经济高质量发展路径研究”(20&ZD100); 山东省重点研发计划(软科学)重大项目“山东省加快推进新质生产力培育和布局研究”(2024RZA0101); 2024 年度青岛市社会科学规划研究项目“面向新质生产力的青岛市现代化产业体系评价与建设路径研究”(QDSKL2401018)

作者简介: 纪玉俊, 男, 山东青岛人, 博士, 中国海洋大学经济学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 产业经济, 联系邮箱: jyj@ouc.edu.cn; 刘俊成, 男, 山东潍坊人, 中国海洋大学经济学院硕士研究生, 主要研究方向: 产业经济

此后视角逐步扩展到多样化集聚或同一类型集聚与经济增长的关系^[2-3], 研究者认为产业集聚能够通过不同效应促进经济增长, 比如知识溢出^[4]、规模经济^[5]、人力资本^[6]; 但产业的空间集聚对经济增长的促进效果也可能并不显著甚至可能为负^[7-8]。就国内研究而言, 除了认为制造业集聚对经济增长有明显的促进作用^[9]外, 也涉及多样化集聚和专业化集聚^[10-12]等不同集聚模式对经济发展作用效果的差异性; 而近些年来产业集聚与经济增长之间的非线性关系, 即适度集聚促进经济增长, 过度集聚会产生负外部性而不利于经济增长的观点也日益增多^[13]。总之, 集聚对经济增长既可能通过知识溢出、规模经济等机制发挥正面作用, 也可能在某些情况下产生负面影响, 或者表现出非线性的复杂关系。

关于制造业集聚对碳排放的影响, 可以从专业化分工^[14]和循环经济^[15]等途径提高能源利用效率, 从而降低碳排放, 但同时制造业集聚也会带来水污染和空气污染等问题^[16]。国内关于产业集聚对碳减排影响的研究较为丰富, 分别从技术溢出^[17]、规模经济^[18]和关联机制^[19]等角度阐述其对碳减排的正向作用效果。然而, 在长期内制造业集聚与碳排放之间也存在稳定的不相关关系^[20], 或者负相关关系^[21], 甚至非线性^[22]和不确定关系^[23]。总之, 集聚对碳减排的影响存在多种不确定的复杂效应。

既有文献对制造业集聚与经济增长、碳减排关系的研究较为丰富, 但是罕有文献将这三者纳入统一的框架, 这在一定程度上忽视了制造业集聚效应的整体性和协调性, 也忽略了城市经济增长与低碳减排这两个关键目标的关联性和系统性。本文在探讨制造业集聚影响经济增长与碳减排协同发展的路径机制的基础上设计反事实对照组, 揭示经济系统与碳减排系统协同发展过程中的主次关系, 并探究制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展的资源错配与创新增长效应, 为“双碳”目标下发展绿色经济应坚持“先立后破”原则提供经验证据。

一、理论分析框架

(一) 基本假设

参考 Hotelling^[23]对于人群的假设, 并借鉴 Feenstra 和 Hanson^[24]关于劳动力类型的划分, 对有关制造业劳动力和集聚关系做出如下假设:

(1) 面向某种特定行业, 制造业劳动力分为技能型和非技能型两类。

(2) 制造业劳动力(L)拥有不同水平的技能水平, 且 $L \in (0,1)$ 服从均匀分布, 如图 1 所示。

(3) 假设对于区域内每一个制造业集聚水平, 都存在一个最佳的技能型劳动力比例, 可表示为 $\lambda(h)=L_j/L$, L_j 和 L 分别为制造业技能型劳动力数量和制造业劳动力总数, 非技能劳动力最佳比例则为 $\theta(h)=1-\lambda(h)$, h 表示制造业集聚水平。根据 Marshall 提出产业集聚正外部性来源之一的“劳动力蓄水池”理论可知, 适当的集聚促进了劳动力市场的发展和专业化技能的集中^[1]。Glaeser 和 Scheinkman 的“MAR 外部性”理论也提到, 专业化分工导致的知识溢出效应有利于集聚区域工人整体技术水平的提升^[25], 使得技能型最佳劳动力的比例随之增加。但伴随着区域集聚规模的持续扩大, 过度集聚会引发拥挤效应^[26], 生活成本上升及人员拥挤带来的幸福感下降使得技能型人才在空间上具有分散趋势。根据中国社科院城市发展与环境研究所发布的《中国城市发展报告 No.13》, 过度集聚所造成的极端通勤会严重削弱人们的幸福感; 2023 年中国最具幸福感城市推选结果也表明, 适度的规模更有利于增加城市对于人才的吸引力。由此, 随着制造业集聚程度的增加, 最佳技能型劳动力比例会趋于下降。综上, 随着制造业集聚程度的增加, 最佳技能型劳动力比例呈现先上升后下降的趋势。

(4) 相比技能型劳动力, 非技能型劳动力能力同质性特点更突出, 更不易发生劳动力错配; 相反, 技能型劳动力可能会为获得集聚正外部性收益而不得以选择非本专业技能行业, 因此更易发生错配^②。

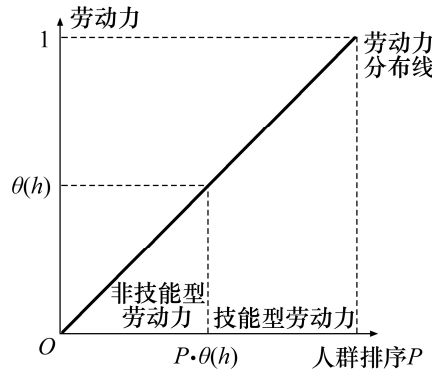


图1 社会人群劳动力分布

首先,参考 Hsieh 和 Klenow^[27]及季书涵等^[28]的研究框架,假设企业生产要素只包括资本 K 和劳动力 L ,且产品市场是完全竞争市场,不存在市场垄断势力。但企业面临的要素价格存在价格扭曲现象,且扭曲指数分别以价格税 τ_K 和 τ_L 的方式体现,则资本和劳动力要素扭曲后的价格分别为 $P_K = p_K(1 + \tau_K)$ 和 $P_L = p_L(1 + \tau_L)$ 。图 1 中 P 为按照劳动技能从低到高的人群排序,劳动力总量表示为图 1 中劳动力分布线和人群排序 P 构成的三角形面积,即图 1 中非技能型劳动力所占的小三角形面积 $\frac{1}{2}P \cdot \theta^2(h)$ 加上技能型劳动力所占的直角梯形面积 $\frac{1}{2}[\theta(h) + 1][P - P \cdot \theta(h)]$ 即为劳动力总量:

$$L = \frac{1}{2}P\theta^2(h) + \frac{1}{2}[\theta(h) + 1][P - P \cdot \theta(h)] \quad (1)$$

其中, $L_i = \frac{1}{2}[\theta(h) + 1][P - P \cdot \theta(h)]$, $L_n = \frac{1}{2}P \cdot \theta^2(h)$, h 表示制造业集聚水平, $P \cdot \theta(h)$ 为人群技能门槛。

其次,根据 Hsieh 和 Klenow^[27]、刘瑞明^[29]对于资本错配的研究结论,资本分为国有资本 K_N 和非国有资本 K_P ,其比例表示为 $K_P/K_N = \phi(h)$, $\phi(h)$ 反映市场对非国有资本的需求。国有资本主要受体制政策等外生因素的干扰,非国有资本的配置主要源于市场信息的不对称。而根据盛丹等的研究,企业间的信息不对称可以通过产业集聚来缓解^[30]。尽管集聚能够缓解企业间的信息不对称,但当企业过度集聚时,可能更倾向于采取保密和信息封锁等策略性行为维护其竞争优势,这反而进一步加剧了信息不对称而不利于资本配置。因此集聚的适度性很重要,即制造业适度集聚时, $\phi'(h) > 0$; 但过度集聚时, $\phi'(h) < 0$ 。

(二) 模型构建

根据前述假设,构建如下生产函数:

$$y_i = TFP_i K_i^{1-\beta} L_i^\beta \quad (2)$$

其中, TEP_i 表示包含低碳技术在内的技术进步。由前文可知,要素成本为 $C = P_K K + P_L L$, 结合要素价格假设和图 1 $L_i = \frac{1}{2}P$ 可得:

$$\begin{aligned} C &= p_K(1 + \tau_K)K + p_L \left\{ \frac{1}{2}P \cdot \theta^2(h) + \frac{1}{2}[P - P \cdot \theta(h)][1 + \tau_L][\theta(h) + 1] \right\} \\ &= p_K(1 + \tau_K)K_i + p_L[1 + \tau_L(1 - \theta^2(h))]L_i \end{aligned} \quad (3)$$

由利润最大化的条件要素的边际产品价值等于要素价格,求解后再求导得到一阶导数:

$$\frac{\partial \tau_L}{\partial h} = \frac{1}{1 - \theta^2(h)} \left\{ \frac{(1 - \beta)\beta K_N \phi'(h) p_i TFP_i}{p_L \cdot L_i} \left[\frac{K_N (1 + \phi(h))}{L_i} \right]^{-\beta} + 2\tau_L \theta(h) \theta'(h) \right\} \quad (4)$$

$$\frac{\partial \tau_K}{\partial h} = \frac{p_i TFP_i (1 - \beta)(-\beta) K_N \phi'(h)}{p_K L_i} \left[\frac{K_N (1 + \phi(h))}{L_i} \right]^{-\beta-1} \quad (5)$$

(1) 劳动力错配: 根据式(4)可知, 由于 $1 - \theta^2(h) > 0$, 且制造业集聚规模较小时 $\phi'(h) > 0$ 、 $\theta'(h) < 0$, 此时劳动力错配随着制造业集聚程度的提高而减少, 即 $\frac{\partial \tau_L}{\partial h} < 0$ 成立; 随着制造业集聚程度超过最优值, 非国有资本与国有资本比例和非技能劳动力最佳比例的一阶导数分别变为 $\phi'(h) < 0$ 、 $\theta'(h) > 0$, 此时劳动力错配随着制造业集聚程度的提高而增加, 即 $\frac{\partial \tau_L}{\partial h} > 0$ 成立。

(2) 资本错配: 根据前文假设, 制造业集聚对资源错配的影响是规模效应与拥挤效应综合的结果: 当制造业集聚水平适度时, 有非国有资本与国有资本比例的一阶导数 $\phi'(h) > 0$, 此时 $\frac{\partial \tau_K}{\partial h} < 0$, 规模效应大于拥挤效应, 有利于资源错配减少; 当制造业过度集聚时, 随着集聚程度的增加, 非国有资本与国有资本比例逐渐减少, 即一阶导数 $\phi'(h) < 0$, 此时 $\frac{\partial \tau_K}{\partial h} > 0$, 规模效应小于拥挤效应, 随集聚水平的增加资源错配情况也会增加。

本文将科技进步和能源利用因素都包括在 TFP_i 中, 因此再对利润最大化的条件进行隐函数求导, 可得: $\frac{\partial TFP_i}{\partial h} = \frac{-2\tau_L \theta(h) \theta'(h) p_L}{p_i \beta K_i^{1-\beta} L_i^{\beta-1}}$ 。易知, 当制造业集聚程度较小时, $\theta'(h) < 0$, 故 $\frac{\partial TFP_i}{\partial h} > 0$; 当超过集聚临界值时, $\theta'(h) > 0$, 故 $\frac{\partial TFP_i}{\partial h} < 0$ 。因此, 制造业集聚对科技进步和能源利用的影响同样存在正负两方面结果, 当制造业集聚水平低于某一临界值时, 有利于企业进行技术创新和提高能源利用效率; 高于临界值时, 随集聚水平的增加企业技术进步和能源利用效率下降。

本文在王林辉等^[31]框架的基础上将模型扩展为绿色索洛模型: 将上文生产函数中的碳排放因素从 TFP_i 中分离出来, 即 $TFP_i = A(h)e_i^\gamma$, 其中, e_i 表示碳排放因素, γ 表示碳排放产出贡献率, 是经济水平 y_i 的函数, 即碳排放产出贡献率 $\gamma = B(y_i)$, 经济水平 y_i 越高, 碳排放产出贡献率 γ 越大。而 $A(h)$ 表示纯技术因素, 将其代入式(2), 可得:

$$\frac{y_i}{e_i^\gamma} = A(h) K_i^{1-\beta} L_i^\beta \quad (6)$$

其中, y_i/e_i^γ 表示经济与碳减排协同发展状况, 用 Y_i^e 表示。由成本最小化法则, 制造业厂商的成本函数满足:

$$\min_{K_i, L_i} (p_K K_i + p_L L_i) \quad (7)$$

$$s.t. Y_i^e = A(h) K_i^{1-\beta} L_i^\beta = F_i(K_i, L_i) \quad (8)$$

由上面的约束条件构造拉格朗日函数, 一阶求导后两边同时乘以 p_i , 可得 $p_i \cdot \frac{p_K}{\lambda} = \frac{\partial F}{\partial K_i} \cdot p_i$ 和 $p_i \cdot \frac{p_L}{\lambda} = \frac{\partial F}{\partial L_i} \cdot p_i$, 其中, p_K/λ 和 p_L/λ 分别表示要素价格的扭曲^③, 根据前文假设, 将其替换为 $p_K(1+\tau_K)$ 和 $p_L(1+\tau_L)$, 将 $F(K_i, L_i) = A(h) K_i^{1-\beta} L_i^\beta$ 代入, 可得 K_i 和 L_i :

$$K_i = \frac{K_i}{\sum_j K_j} \cdot K = \frac{\frac{p_i(1+\tau_K)p_K \cdot K_i}{\sum_j \frac{p_j(1+\tau_K)p_K \cdot K_j}}}{\frac{1-\beta}{\sum_j \frac{K_i}{p_j(1+\tau_K)p_K}} \cdot K} = \frac{\frac{(1-\beta)y_i p_i \cdot K_i}{\sum_j \frac{(1-\beta)y_j p_j}{p_j(1+\tau_K)y}} \cdot K}{\sum_j \frac{\sigma_j(1-\beta)}{p_j(1+\tau_K)}} \cdot K \quad (9)$$

其中, $\sigma_i = \frac{y_i p_i}{y}$ 表示制造业企业产出在国民生产总值中所占的份额, 记 $\frac{\frac{\sigma_i(1-\beta)}{p_i(1+\tau_K)}}{\sum_j \frac{\sigma_j(1-\beta)}{p_j(1+\tau_K)}} = f \bar{r}$ 。

$f \bar{r}$ 表示总体价格水平相对扭曲指数, 那么, K_i 和 L_i 可表示为 $K_i = f \bar{r}_{K_i} \cdot K$ 和 $L_i = f \bar{r}_{L_i} \cdot L$, 将其代入式(6)中, 并取对数:

$$\ln Y_i^e = \ln A(h) + (1-\beta) \ln f \bar{r}_{K_i} + \beta \ln f \bar{r}_{L_i} + (1-\beta) \ln K + \beta \ln L \quad (10)$$

由上式可知, 经济增长与碳减排协同发展状况受技术进步、资源配置效率和要素投入的共同影响, 制造业集聚可通过资源错配机制和创新增长效应^④对城市经济增长与碳减排协同发展施加先促进后抑制的非线性间接影响。事实上, 制造业集聚能够有效减少经济增长和碳减排协同发展障碍, 强化其协同推进路径。具体而言, 制造业集聚通过共享基础设施、要素集聚、能源利用效率和集中末端治理等途径, 增强了城市在碳减排过程中对经济增长的资源集约、动能转换和降本增效作用, 进而弱化城市碳减排目标对经济增长的约束。而且集聚效应使碳减排创新资金的可获得性大幅提高, 促进了低碳技术创新, 也使经济增长对碳减排的资本支持作用和创新增长效应得到强化。当制造业过度集聚时, 资源配置低效、基础设施超负荷及市场过度竞争使得集聚成本超过集聚收益, 抑制了城市经济增长与碳减排的协同发展。

由前文已知 $Y_i^e = \frac{y_i}{e^{\gamma}} = \frac{y_i}{e^{B(y_i)}}$, 对其求导可得其一阶导为 $\frac{1-y_i B'(y_i)}{e^{B(y_i)}}$, 由此可知城市经济增长与碳

减排协同发展状况从根本上还是由经济系统 y_i 所决定, 式(6)可表示为 $Y_i^e = \frac{y_i}{e^{B(y_i)}} = \frac{A(h)K_i^{1-\beta}L_i^{\beta}}{e^{B(A(h)K_i^{1-\beta}L_i^{\beta})}}$, 即经济系统在制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展这一过程中起着主导作用。

基于此, 本文提出以下假说:

假说 1: 制造业集聚对城市经济增长与碳减排的协同发展表现为“先扬后抑”的倒 U 型影响, 当其低于最优值时, 制造业集聚能够促进城市经济增长与碳减排协同发展; 高于最优值时, 产生的拥挤效应反而不利于城市经济增长与碳减排的协同发展。

假说 2: 制造业集聚可以通过资源错配机制和创新增长效应对城市经济增长与碳减排的协同发展产生先促进后抑制的非线性影响。

假说 3: 经济系统在制造业集聚影响经济增长与碳减排协同发展中起主导作用。

二、变量选取、计量模型设定与数据来源

(一) 变量设置与定义

1. 被解释变量

本文在综合考量相关学者研究成果的基础上^[32-33], 从经济增长与碳减排的协同发展内涵出发, 分

别对经济增长与碳减排的概念进行外拓与界定：前者反映出城市经济水平的提升，从经济规模、经济结构、经济效益和经济外向度等四个方面予以指标分解与特征细化；后者从人均碳排放、直接碳排放、能源间接碳排放、非能源间接碳排放等四个方面将碳减排予以内涵的扩充和特征综合^{[34]⑤}，系统构建了城市经济增长与碳减排协同发展综合评价指标体系(表 1)。

表 1 经济增长与碳减排子系统评价指标体系

一级指标	二级指标	变量说明	指标属性
经济增长	经济规模	人均 GDP(元)	正向
		限额以上批发零售贸易业商品销售总额(万元)	正向
		规模以上工业总产值(万元)	正向
		财政收入(万元)	正向
	经济结构	第二、三产业所占 GDP 比重(%)	正向
		第二、三产业从业人员比重(%)	正向
	经济效益	居民人民币储蓄存款余额(万元)	正向
		平均工资(元)	正向
		年末城镇失业(登记)人数(人)	负向
		财政支出(万元)	正向
	经济外向度	当年外资实际使用金额(万美元)	正向
		规模以上港澳台投资工业企业工业总产值(万元)	正向
		规模以上外商投资工业企业工业总产值(万元)	正向
碳减排	人均碳排放	碳排放总量/总人口(吨/人)	负向
	直接碳排放	交通和建筑(万吨二氧化碳)	负向
		工业生产过程(万吨二氧化碳)	负向
		农林业和土地利用变化(万吨二氧化碳)	负向
		废弃物处理(万吨二氧化碳)	负向
	能源间接碳排放	外购电力(万吨二氧化碳)	负向
		供热和制冷(万吨二氧化碳)	负向
	非能源间接碳排放	辖区外购买物品的碳排放(万吨二氧化碳)	负向

基于以上指标体系，本文参考杨丽等^[34]的做法，利用改进的熵值法分别测算经济增长系统 U_1 和碳减排系统 U_2 ，计算得到城市经济增长与碳减排的耦合度 $C=2\left[\frac{(U_1 \cdot U_2)}{(U_1+U_2)}\right]^{1/2}$ 。进一步地，为了更好地在数值上反映指标之间的协调性，构建城市经济增长与碳减排耦合协同度 $D=(C \cdot T)^{1/2}$ ，其中， $T=aU_1+bU_2$ ， a 和 b 分别表示经济增长系统与碳减排系统的权重指标，参考生延超等^[35]做法，本文设定： $a=b=0.5$ 。

2. 解释变量

制造业集聚($Maggl$)。本文使用区位熵测量产业集聚，具体计算公式为 $Maggl_{i,t}=\frac{ME_{i,t}/E_{i,t}}{ME_t/E_t}$ ， $ME_{i,t}$ 代表 i 地区第 t 年制造业就业人数， $E_{i,t}$ 代表 i 地区第 t 年的总就业人数， ME_t 代表全国第 t 年制造业就业人数， E_t 代表全国第 t 年的总就业人数。

3. 控制变量

为了保证实证结果的准确性,本文选取了一系列可能对城市经济增长和碳排放产生影响的控制变量:固定资产投资总额,以当年可比价格固定资产存量进行衡量;科学技术支出,用地级市科技研发费用表征;房地产开发水平,用城市房地产开发投资完成额度量;客运总量和货运总量,分别用城市客运和货运总量表示;工业电力消费,用工业用电总量表征。

(二) 模型构建

耦合协同度的数值被限定在 0 到 1 内,属于取值受限被解释变量,因变量的无条件期望大于 0,使得误差项不再满足“零均值假设”;同时存在遗漏变量问题,导致最小二乘回归得到的估计量不是一致性估计,OLS 输出结果发生偏误。而 Tobit 模型正是为了解决这类问题而设计,它可以有效处理因变量被截断的数据。本文采用随机效应 Tobit 模型:

$$D_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Maggl_{i,t} + \alpha_2 Maggl_{i,t}^2 + \alpha_3 Control_{i,t} + \varepsilon \quad (11)$$

其中, i 表示地级市; t 表示年份; $D_{i,t}$ 表示 i 地级市第 t 年的经济增长与碳减排耦合协同度; $Maggl_{i,t}$ 表示 i 地级市第 t 年的制造业集聚水平; $Control_{i,t}$ 为一系列的控制变量; ε 为随机误差项。

(三) 样本选择与数据来源

本文使用 2008—2020 年我国城市面板数据进行研究,时间窗口正好处于美国经济危机之后,具体而言,我国经济开始调整且日益重视低碳转型发展,从而有利于探讨制造业集聚对城市经济增长与碳减排协同发展的影响。由于部分地区数据缺乏严重而予以剔除,共计选用 277 个地级市及直辖市数据。数据来自历年的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国农业统计年鉴》《中国畜牧业年鉴》《中国林业和草原统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》和各市的统计年鉴及环境质量公报。同时考虑到部分年份由于统计数据存在缺失值,为保证完整性采用线性插补进行补全。

三、实证结果分析

(一) 描述性统计分析

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。被解释变量耦合协同度的平均值为 0.413 0,大于其中位数 0.388 9,说明耦合协同度存在一定的右偏特征。制造业集聚区位熵的样本最大值为 3.886 8,最小值为 0.133 6,说明不同城市制造业集聚差异较大。

(二) 基准回归

表 3 的第(1)列和第(4)列同时汇报了解释变量依次加入制造业集聚一次项和二次项时的回归结果,当只纳入制造业集聚一次项时,制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展呈显著的正向作用;当在模型中加入制造业集聚水平的二次项时,制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展的影响表现为“先扬后抑”的倒“U”型影响,二者之间并不是简单的线性关系。从第(3)和第(4)列的实证结果来看,无论是否添加控制变量,制造业集聚水平的二次项回归系数均在 1% 的统计水平上显著为负,这验证了理论假说 1。

(三) 稳健性检验

本文使用三种方法对上述实证结果进行稳健性检验:(1)更换综合指标计算方法,本文依次更换熵权 topsis 法、主成分分析法、CRITIC 赋权法综合指标测度方法;(2)使用差分 GMM 方法和系统 GMM 进行回归,表 4 中 $AR(1)$ 、 $AR(2)$ 以及 $Hansen$ 检验通过了扰动项自相关检验和过度识别检验;(3)控制相邻城市的空间溢出效应,本文将与城市相邻或接壤地级市的经济增长与碳减排耦合协同度相加进行算术平均后作为控制变量;上述回归均依然稳健。

表 2 主要变量的基本统计特征

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
耦合协同度	3 510	0.413 0	0.097 7	0.216 6	0.388 9	0.870 3
制造业集聚区位熵	3 510	0.866 3	0.500 5	0.133 6	0.779 4	3.886 8
固定资产投资总额	3 510	0.158 2	0.148 0	0.004 3	0.104 7	0.553 4
房地产开发水平	3 510	0.175 8	0.210 6	0.003 4	0.097 0	0.829 9
科学技术支出	3 510	0.257 0	0.332 2	0.006 4	0.124 8	1.310 5
客运总量	3 510	0.738 3	0.678 7	0.021 6	0.509 7	2.766 8
货运总量	3 510	0.153 3	0.146 2	0.007 3	0.105 1	0.601 7
工业用电	3 510	0.779 0	0.886 4	0.009 0	0.440 9	3.337 4

表 3 使用 Tobit 模型回归结果

被解释变量		D			
模型设定	随机效应 Tobit	边际效应	随机效应 Tobit	随机效应 Tobit	边际效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Maggl</i>	0.011 6***	0.011 6***	0.086 8***	0.056 0***	0.056 0***
	-0.002 8		-0.007 7	-0.006 7	
<i>Maggl2</i>			-0.027 0***	-0.015 7***	-0.015 7***
			-0.002 5	-0.002 1	
<i>Controls</i>	是		否	是	
<i>N</i>	3 510		3 510	3 510	

注：括号内为聚类稳健标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 4 稳健性回归结果

变量	(1)-1	(1)-2	(1)-3	(2)-1	(2)-2	(3)
	熵权 topsis 法	主成分分析	CRITIC 赋权	差分 GMM	系统 GMM	控制空间溢出效应
<i>Maggl</i>	0.016 5***	0.025 2***	0.026 2***	0.181 8***	0.287 0***	0.020 3***
	-0.002 1	-0.003 3	-0.002 1	-0.046 2	-0.057 8	-0.003 1
<i>Maggl2</i>	-0.002 4***	-0.006 7***	-0.006 2***	-0.070 3***	-0.092 1***	-0.004 2***
	-0.000 5	-0.000 7	-0.000 5	-0.019 6	-0.023 3	-0.000 6
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3 510	3 510	3 510	3 510	3 510	3 510
<i>AR(1)</i>				0	0	
<i>AR(2)</i>				0.491	0.515	
<i>Hansen</i>				0.149	0.155	

注：括号内为聚类稳健标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(四) 内生性处理

制造业集聚能够作用于城市经济增长与碳减排协同发展，但反过来，城市经济增长与碳减排协同发展状况也可能会影响制造业集聚，二者可能存在互为因果的内生性关系。另外，一些不可观测因素

也可能会影响城市经济增长与碳减排协同发展水平,造成遗漏变量偏误。为解决以上内生性问题,本文参考类似“巴蒂克工具变量”思想,并借鉴张平淡等^[36]外生性变量选择过程,构造三个工具变量。

首先,在空间维度选择地形起伏度、最近海港的距离和河流长度为地理变量,地形起伏度由海拔相对差、平坦面积和总面积所决定^[36-38],最近海港的距离与天然条件有关^[36],河流长度为自然现象所形成^[38],这三者皆与城市经济增长与碳减排协同发展没有直接的关系,因此满足外生性条件。其次,企业在选择集聚地时会考虑选址地区的平坦程度、出口便利程度和用水航运便利程度,山地越少、距离海港越近和河流条件越优越的城市工厂,其建造和运输的成本越低,越有利于制造业集聚,因此满足相关性条件。在此基础上,引入时变因素:国际国内原油价格增长率[®],分别与地形起伏度、最近海港的距离和河流长度作交乘,由于原油价格变动直接影响制造业运输成本,进而影响制造业集聚地的选择^[36]。因此,将原油价格变动与自然地理因素相结合,构造出时变工具变量,能够更为精准有效: $RDIV_{it}^P = RD_i \times (1 + G_t^P)$ 、 $DIIV_{it}^P = DI_i \times (1 + G_t^P)$ 、 $RIVERIV_{it}^P = RIVER_i \times (1 + G_t^P)$ 。其中, RD_i 、 DI_i 和 $RIVER_i$ 分别表示各地级市地形起伏度、最近海港的距离和河流长度, $(1 + G_t^P)$ 表示国际国内原油价格在第 t 年的增长率。

由于本文使用 Tobit 模型进行基础回归,传统的 2SLS 在这种情况下失效,选择修正后的 2SLS(IVTobit)可以避免由于因变量受限导致的参数偏误问题,具有更好的稳健性。

从回归结果来看,表 6 第(1)~(4)列分别选用不同工具变量缓解内生性,所得制造业集聚二次项系数均在 5%的显著性水平上显著为负,制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展表现为倒 U 型影响,与前文的研究结果保持一致。与基准回归结果相较,修正后的 2SLS 估计系数比基准回归估计系数大,说明在未解决内生性时基准回归低估了制造业集聚的影响程度。第二阶段的回归结果表明,Wald 外

表 5 工具变量

工具变量	IV1	IV2	IV3
变量选择	$RDIV_{it}^P$	$DIIV_{it}^P$	$RIVERIV_{it}^P$

表 6 IVTobit 第二阶段回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>	<i>D</i>
<i>Maggl</i>	0.391 0*** (0.082 4)	0.380 4*** (0.052 5)	0.361 5** (0.151 6)	0.382 5*** (0.050 8)
<i>Maggl2</i>	-0.132 3*** (0.047 9)	-0.125 8*** (0.027 9)	-0.119 1** (0.060 1)	-0.127 0*** (0.026 8)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
$RDIV_{it}^P$	是	是	否	是
$DIIV_{it}^P$	是	否	是	是
$RIVERIV_{it}^P$	否	是	是	是
<i>N</i>	3 510	3 510	3 510	3 510
<i>Wald statistic</i>	110.300 0***	117.430 0***	8.890 0***	121.160 0***
<i>ALN(Chi2)</i>				0.019 0

注:括号内为聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

生性检验的卡方值在 1%水平上显著，说明模型存在内生性；而在工具变量有效性方面，弱工具变量检验中，第(1)~(4)列中 F 统计值均远远大于各自的统计检验的临界值，拒绝弱工具变量假设。同时第(4)列过度识别检验中 ALN 最小卡方统计量不显著，不拒绝所有工具变量均为外生原假设。以上结果说明本文所构造的工具变量有效。

(五) 异质性分析

(1) 是否为低碳试点城市。国家发改委于 2010 年 7 月 19 日提出《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》，而低碳城市政策会伴随环境规制。根据“波特假说”，适当的环境管制能对制造业集聚企业施加一定的外部压力，倒逼企业增加绿色技术研发投入，最终实现经济增长与碳减排的双赢^[2]。本文以是否为低碳试点城市为异质性分类标准进行相关分析。

从表 7 第(1)列和第(2)列的回归结果来看，实行低碳城市试点政策的城市一次项系数更大，这是因为低碳试点城市通常具有更严格的环境政策，政府和企业更加重视低碳技术的应用和环境治理，因而在不考虑二次项时，制造业集聚变动相同幅度，实行低碳城市试点政策城市的经济增长与碳减排协同发展水平变动幅度也更大，表现为一次项数值更大。同样，低碳城市试点政策城市的二次项系数的绝对值也更大，在实证结果中反映为制造业集聚拐点前后，城市经济增长与碳减排协同发展水平随着制造业集聚程度的加深，上升和下降得更为迅速，即二次项系数的绝对值更大。这是因为低碳试点城市往往更积极地推动技术创新和产业绿色升级，对环境保护的要求更高，制造业集聚在达到一定规模后，边际效益递减的速度也相对变得更快。

(2) 城市规模异质性。不同城市规模会产生不同的资源虹吸效应和城市阴影效应，对制造业的结构优化、技术进步和区位选择产生影响^[39]。本文参考《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》，将样本城市按照 2014 年城市辖区的人口规模进行划分，城市辖区人口在 50 万以下的划分为小城市，50 万至 500 万的为中等城市，超过 500 万的为大城市。

从表 7 中的第(3)列和第(5)列可以发现，小城市和大城市结果不显著，而中等城市中制造业集聚对城市经济增长与碳减排协同发展的作用存在显著的倒 U 型关系。原因可能是小城市产业单一，人才相对缺乏，无法形成完善的产业链条，集聚规模效应受限；大城市虽然拥有更多资源和技术支持，但产业竞争激烈，治理成本呈指数级增加，集聚规模增加引致的“拥挤效应”边际成本递增幅度超过了“规模效应”带来的边际收益，最终制约了制造业集聚的正外部性对于城市经济增长与碳减排协同发展的促进效果；相比之下，中等城市产业空间布局更灵活合理，政策扶持和技术创新更均衡，有利于发挥制造业集聚的各种外部性优势，实现城市经济增长与碳减排协同发展。

表 7 异质性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低碳试点城市	非低碳试点城市	小城市	中等城市	大城市
<i>Maggl</i>	0.066 7*** (0.008 5)	0.057 2*** (0.006 7)	0.005 1 (0.007 2)	0.045 9*** (0.005 4)	0.119 8 (0.094 0)
<i>Maggl2</i>	-0.022 9*** (0.003 1)	-0.016 2*** (0.002 2)	-0.001 9 (0.001 1)	-0.012 0*** (0.001 8)	-0.000 1 (0.045 1)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2 300	1 210	1 057	1 431	1 022

注：括号内为聚类稳健标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

四、主次关系分析：先立后破还是先破后立

在研究制造业集聚影响经济增长与碳减排协同发展的同时，也不可忽视两个系统在模型中的潜在相互作用。可能存在这样一种情况：制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展虽然有显著的作用效果，但仅仅只是对其中单一的经济或者碳减排系统存在直接影响，并最终作用于两个系统的整体协同发展。换言之，本文需要分析出制造业集聚对单一系统的影响如何放大为在整体上对经济增长与碳减排协同发展的影响，即经济增长和碳减排的主次关系。

为了探究制造业集聚是如何在整体上对经济增长与碳减排的协同发展产生影响的，借鉴马草原等^[40]的思路，本文构造经济增长与碳减排时空错位耦合协同发展的反事实对照组进行检验，用以排除单一系统对整体分析的干扰，并对两个反事实对照组的差异进行分析。

(一) 剔除经济单系统的干扰

为探究耦合协同度中单一系统受制造业集聚影响的程度，本文基于反事实框架构造经济系统错位-碳减排耦合协同度：将经济系统得分按照空间时间随机打乱，然后重新计算每个城市每一年份的耦合协同度。由于打乱之后的顺序具有随机性，因此这种随机构造方法会抵消不同城市的经济增长趋势，使得最终得到的经济增长与碳减排耦合协同度只体现出不同城市的碳减排时间个体特征，不再体现城市经济增长与碳减排协同发展状况。

从表 8 回归结果来看，经济系统错位之后制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展回归结果与之前的基准回归完全不同，二次项系数不仅符号发生改变，而且统计上也不再显著。经济系统随机匹配的反事实经济增长与碳减排耦合协同度并不受制造业集聚的影响，结合之前的基准回归结果，再次表明了制造业集聚影响的是整体经济增长与碳减排协同发展状况，而对其中的碳减排系统单独起作用的效果并不明显。

表 8 反事实对照组回归结果

被解释变量	经济系统错位-碳减排耦合协同度		经济增长-碳减排错位耦合协同度	
	Tobit 模型	边际效应	Tobit 模型	边际效应
模型设定	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Maggl</i>	0.002 9 (0.005 6)	0.002 9	0.020 6*** (0.003 6)	0.020 6***
<i>Maggl2</i>	0.000 2 (0.001 6)	0.000 2	-0.004 7*** (0.000 8)	-0.004 7***
<i>Controls</i>	是		是	
样本数	3 510		3 510	

注：括号内为聚类稳健标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(二) 剔除碳减排单系统的干扰

与剔除经济单系统干扰的检验不同，对碳减排系统干扰的回归并未出现类似上文一样的结果。相反，制造业集聚对碳减排系统错位耦合协同度存在着显著影响。但与基准回归结果有所不同的是一次项系数变小，二次项系数绝对值更大，这也说明在进行碳减排系统错位耦合后，城市经济增长与碳减排协同程度随着制造业集聚变化更为剧烈，反映了经济增长与反事实碳减排协同发展的不匹配。与打乱经济系统不同的是，在打乱碳减排系统之后，耦合协同度反映的是该地区的经济发展程度，这也间接

说明经济系统在制造业集聚促进城市整体经济增长与碳减排协同发展方面起着核心作用，不仅受制造业集聚的影响，而且直接对城市碳减排起着举足轻重的作用。这也启示我们在促进城市经济增长与碳减排协同发展过程中，要坚持先立后破，以经济发展为主线，促进城市碳减排协同发展。

五、机制检验

制造业集聚通过何种机制对经济增长与碳减排协同发展产生影响？对上述问题的分析有助于更加深入理解制造业集聚对城市经济增长与碳减排协同发展产生影响的内在机制。

(一) 资源错配影响机制

起步阶段的资源和资金有限，聚集程度提高会增加区域内制造业企业对生产要素的需求，促进各类要素集聚和企业迁入，提高资源利用效率，改善资源错配情况^[28]；过度集聚时，其所产生的拥挤效应则会形成与“威廉姆森假说”相似的规模不经济现象，即市场内部竞争加剧，资源配置效率降低，试错成本提高，导致企业使用高碳能源减少生产成本。本文参考白俊红等^[41]的做法，分别计算资本错配指数和劳动力错配指数。

表 9 回归结果表明，制造业集聚与资本错配存在显著的先减后增的正 U 型关系，而与劳动力错配的关系不显著。随着集聚程度增加，资本错配情况先下降后上升，反映在城市经济增长与碳减排协同发展水平上表现为先增后减的倒 U 型关系^⑦。不同要素错配作用效果出现差异的原因在于：资本的配置过程与劳动力错配存在本质差异，资本的逐利性往往使得市场在面对制造业企业信息不对称时变得更加敏感，而劳动力的配置情况具有一定的路径依赖和岗位粘性，工人需要具备一定的技术能力才可以更加顺利匹配，因此劳动力错配在制造业集聚区并不会随着经济发展情况的改善得到大幅度提高，从而导致劳动力错配与经济发展出现脱节。

表 9 影响机制

	资源错配		创新增长效应		
	劳动力错配指数	资本错配指数	高水平绿色创新	传统绿色创新	能源利用效率
<i>Maggl</i>	-0.144 9 (0.142 5)	-1.110 1*** (0.122 4)	0.000 6 (0.001 3)	-0.012 8*** (0.002 7)	0.053 9 (0.034 1)
<i>Maggl2</i>	0.081 0 (0.060 9)	0.444 5*** (0.052 2)	-0.002 0*** (0.000 5)	0.000 3 (0.001 1)	-0.027 8** (0.013 6)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>N</i>	3 510	3 510	3 510	3 510	3 510

注：括号内为聚类稳健标准误；***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

(二) 创新增长效应影响机制

适度集聚时，集聚能提供更多的知识交流机会，降低了企业绿色创新的搜寻成本和风险，容易产生“绿色偏向”特征的技术进步，提高能源利用效率。但当制造业集聚过度时，集聚区高密度的技术创新会引发搭便车问题，抑制企业创新积极性，造成绿色创新产出和能源利用效率的下降。基于此，本文使用绿色创新绩效和能源利用效率两个变量作为制造业集聚的创新增长效应的代理变量，检验此机制：(1) 绿色创新绩效，本文将高水平绿色创新和传统绿色创新都作为绿色创新绩效的表征变量，分别以绿色发明专利数量、绿色实用新型数量与专利获取数量的比值表征，以验证不同绿色创新水平对于制造业集聚的敏感程度；(2) 能源利用效率，本文参考魏楚等^[42]的做法，使用 DEA 中 malmquist 指数模型进行测度，同时为了更好地反映能源利用技术的进步，使用分解出的技术进步指数表征能源

利用效率。

表9第(3)列和第(4)列的回归结果表明,高水平绿色创新在制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展产生影响的过程中发挥明显的中介作用,二次项系数显著为负。然而,制造业集聚与传统绿色创新结果却不显著,原因可能是高水平绿色创新涉及复杂的技术改进和资源投入,其对集聚效应下的知识溢出更为敏感,因此集聚效应对高水平绿色创新的推动效果可能更为突出。同时,在过度集聚时可能导致资源过度竞争、过载效应等问题,导致创新效果递减甚至出现负面影响。而传统绿色创新虽然也受集聚效应影响,但这些创新往往技术含量较低,对集聚效应更不敏感,因此回归中未能表现出显著的二次项系数。

同时,从第(5)列能源利用效率的回归结果来看,制造业集聚能够显著地通过能源利用效率这一路径影响城市经济增长与碳减排协同发展。

六、结论与建议

本文首先构造了含纳资源错配、技术进步的理论框架,阐述了制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展的作用机制,并运用2008—2020年中国277个地级市的面板数据进行了实证检验。实证结果表明:第一,制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展具有显著倒U型影响。第二,当综合考虑城市碳减排和规模特征时,制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展的影响呈现出异质性。第三,先立后破原则在经济碳减排协同发展领域成立,经济系统起主导作用。第四,制造业集聚通过资源错配机制和创新增长效应机制影响城市经济增长与碳减排协同发展。

基于此,本文提出以下建议:

第一,优化集聚规模,规避“过度集聚”导致的拥挤效应。地方政府应结合区域资源禀赋和环境承载力,合理规划制造业集聚规模,避免过度集聚导致的环境压力激增和经济效率下降。同时,及时调整产业政策,重点发展高附加值产业,减少资源浪费和环境污染。

第二,分类施策,因城制宜。依据城市自身特征完善制造业集聚的空间格局,因城制宜制定产业发展方案。针对不同规模城市,政府可以考虑给予小城市更多财政支持以推动产业结构绿色升级,同时优化大城市的相关产业配套措施,更好发挥集聚对于经济增长与碳减排协同发展的促进作用。

第三,减少政府干预,健全和完善生产要素的市场化配置。要避免资本投资的“所有制歧视”,同时鼓励地方政府增设专业化人才引进补贴,减少技能型劳动力错配,完善制造业集聚规模效应的传导路径。

第四,重视技术创新,激励企业创新特别是绿色创新。支持创新增长,提高绿色技术溢出效应,加强绿色技术研发投入和技术推广,以技术进步为内生动力刺激经济增长,充分发挥制造业集聚创新增长效应的推动力,促进城市经济增长与碳减排的协同发展。

第五,保证经济发展的稳定性,构建经济与环境协同发展的制度体系。坚持“稳中求进、以进促稳,守正创新、先立后破”原则,优先构建经济发展和环境保护的协同机制,强化经济系统的主导作用,进一步优化税收、金融、土地等政策,激励企业在追求经济效益的同时顺利实现碳减排目标。

注释:

① 此处计算的碳排放量包括生产制造环节所消耗的电力所产生的碳排放在内。

② 非技能型劳动力的技能通常更具有通用性,可在不同行业中相对容易地转换和适应,也就是受到专业技能的限制较少,因而不太可能为获得集聚正外部性收益而出现专业技能不匹配的问题。

- ③ λ 表示影子价格, 反映了社会经济处于最优状态下资源稀缺程度和对产品的需求状况, 与要素价格之比反映了价格相对于最优状况的扭曲程度。
- ④ 资源错配效应外在表现为资源配置效率, 创新增长效应外在表现为绿色技术创新和能源利用效率的变化。
- ⑤ 直接碳排放、能源间接碳排放、非能源间接碳排放借鉴丛建辉等的做法, 从消费视角进行核算。
- ⑥ 此处国际国内原油价格增长率由布伦特、迪拜和中国秦皇岛现货价格增长率平均而得。
- ⑦ 由于劳动力错配和资本错配都是负指标, 会反向作用于经济增长与碳减排的协同发展, 因此最终导致制造业集聚对经济增长与碳减排协同发展的影响表现为先增后减的倒 U 型。

参考文献:

- [1] MARSHALL A. The principles of economics[M]. London: Macmillan, 1890: 294–295.
- [2] JACOBS J. The economy of cities[M]. New York: Vintage Books USA, 1969: 68–76.
- [3] PORTER M E. The competitive advantage of nations[J]. Harvard Business Review, 1990, 68(2): 73–93.
- [4] QUAH D T. Regional convergence clusters across Europe[J]. European Economic Review, 1996, 40(3–5): 951–958.
- [5] KURIHARA Y, FUKUSHIMA A. Openness of the economy, diversification, specialization, and economic growth[J]. Journal of Economics and Development Studies, 2016, 4(1): 31–38.
- [6] BUCCI A, USHCHEV P. Specialization versus competition: An anatomy of increasing returns to scale[J]. Journal of Economic Geography, 2021, 21(3): 461–486.
- [7] BAUTISTA A D. Agglomeration economies, growth and the new economic geography in Mexico[J]. EconoQuantum, 2005, 1(2): 57–79.
- [8] BRULHART M, SBERGAMI F. Agglomeration and growth: Cross-country evidence[J]. Journal of Urban Economics, 2009, 65(1): 48–63.
- [9] 潘文卿, 刘庆. 中国制造业产业集聚与地区经济增长: 基于中国工业企业数据的研究[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2012, 27(1): 137–147, 161.
- [10] 范剑勇, 冯猛, 李方文. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 2014, 37(5): 51–73.
- [11] 韩峰, 柯善咨. 追踪我国制造业集聚的空间来源: 基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J]. 管理世界, 2012, 28(10): 55–70.
- [12] 孙浦阳, 武力超, 张伯伟. 空间集聚是否总能促进经济增长: 不同假定条件下的思考[J]. 世界经济, 2011, 34(10): 3–20.
- [13] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483–499.
- [14] EHRENFELD J. Putting a spotlight on metaphors and analogies in industrial ecology[J]. Journal of Industrial Ecology, 2003, 7(1): 1–4.
- [15] HOSOE M, NAITO T. Trans-boundary pollution transmission and regional agglomeration effects[J]. Papers in Regional Science, 2006, 85(1): 99–119.
- [16] 周锐波, 石思文. 中国产业集聚与环境污染互动机制研究[J]. 软科学, 2018, 32(2): 30–33.
- [17] 师博, 沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率[J]. 管理世界, 2013, 29(10): 6–18, 187.
- [18] 杨庆, 江成涛, 蒋旭东, 等. 高技术产业集聚能提升碳生产率吗[J]. 宏观经济研究, 2021(4): 141–159.
- [19] 闫逢柱, 苏李, 乔娟. 产业集聚发展与环境污染关系的考察: 来自中国制造业的证据[J]. 科学学研究, 2011, 29(1): 79–83, 120.
- [20] 王兵, 聂欣. 产业集聚与环境治理: 助力还是阻力: 来自开发区设立准自然实验的证据[J]. 中国工业经济, 2016(12): 75–89.
- [21] 纪玉俊, 廉雨晴. 制造业集聚、城市特征与碳排放[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2021, 27(3): 73–87.
- [22] LIU X P, ZHANG X L. Industrial agglomeration, technological innovation and carbon productivity: Evidence from China[J]. Resources, Conservation and Recycling, 2021, 166: 105330.
- [23] HOTELLING H. Stability in competition[J]. The Economic Journal, 1929, 39(153): 41–57.
- [24] FEENSTRA R C, HANSON G H. Globalization, outsourcing, and wage inequality[J]. The American Economic Review, 1996, 86(2): 240–245.
- [25] GLAESER E L, KALLAL H D, SCHEINKMAN J A, et al. Growth in cities[J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(6): 1126–1152.
- [26] HENDERSON J V. The sizes and types of cities[J]. The American Economic Review, 1974, 64(4): 640–656.

- [27] HSIEH C T, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403–1448.
- [28] 季书涵, 朱英明, 张鑫. 产业集聚对资源错配的改善效果研究[J]. *中国工业经济*, 2016(6): 73–90.
- [29] 刘瑞明. 金融压抑、所有制歧视与增长拖累: 国有企业效率损失再考察[J]. *经济学(季刊)*, 2011, 10(2): 603–618.
- [30] 盛丹, 王永进. 产业集聚、信贷资源配置效率与企业的融资成本: 来自世界银行调查数据和中国工业企业数据的证据[J]. *管理世界*, 2013, 29(6): 85–98.
- [31] 王林辉, 袁礼. 资本错配会诱发全要素生产率损失吗[J]. *统计研究*, 2014, 31(8): 11–18.
- [32] 杜莉丽, 蒋平, 余琦, 等. 城市国民经济与社会发展规划碳排放评估综合指标体系构建与应用: 以上海市为例[J]. *生态经济*, 2018, 34(2): 30–36.
- [33] 丛建辉, 刘学敏, 赵雪如. 城市碳排放核算的边界界定及其测度方法[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(4): 19–26.
- [34] 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.
- [35] 生延超, 周焱. 经济集聚能否促进黄河流域经济高质量增长与生态保护的协同发展? [J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2021, 27(6): 32–44.
- [36] 张平淡, 屠西伟. 制造业集聚与雾霾: 基于能源消费的异质性分析[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2022, 24(6): 30–40.
- [37] 林伯强, 谭睿鹏. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. *经济研究*, 2019, 54(2): 119–132.
- [38] 孙鹏, 王建明, 冀雪霜. “生态诅咒”还是“生态福祉”: 论农业生态承载力的碳排放效应[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2024, 24(5): 172–186.
- [39] 李佩源, 王春阳. 外资企业选址与企业生产率[J]. *南方经济*, 2015(9): 66–79.
- [40] 马草原, 朱玉飞, 李廷瑞. 地方政府竞争下的区域产业布局[J]. *经济研究*, 2021, 56(2): 141–156.
- [41] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. *中国工业经济*, 2018(1): 60–78.
- [42] 魏楚, 沈满洪. 能源效率与能源生产率: 基于 DEA 方法的省际数据比较[J]. *数量经济技术经济研究*, 2007, 24(9): 110–121.

Establishing first and then breaking: Can manufacturing agglomeration achieve coordinated development of economic growth and carbon reduction under the goal of “dual carbon”?

Ji Yujun, LIU Juncheng

(School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, China)

Abstract: By taking 277 prefecture level cities in China as samples and by adopting counterfactual control groups, the article studies the primary and secondary relationships between the economic system and the carbon reduction system, and at the same time explores the resource mismatch effect and innovation growth effect of manufacturing agglomeration on the coordinated development of economic growth and carbon reduction. The research results indicate that the impact of manufacturing agglomeration on the coordinated development of economic growth and carbon reduction is inverted U-shaped, with the economic system playing a leading role in this process, and that the agglomeration of manufacturing industry can affect its synergistic effect through resource mismatch effect and innovation growth effect respectively. Therefore, the agglomeration scale of the manufacturing industry should maintain suitability, adhere to the principle of “establishing first and then breaking”, and ensure the stability of economic development when establishing carbon reduction targets, in order to better promote the collaborated development of urban economic growth and carbon reduction.

Key words: agglomeration of manufacturing industry; economic growth; carbon reduction; “establishing first and then breaking”; collaborated development

[编辑: 陈一奔]