

# 生产性服务业和工业空间协同集聚 对中国工业碳排放的影响

孙鹏博 葛力铭 杨晨\*

**摘要:**有效推动生产性服务业和工业空间协同集聚是实现区域协调治理和环境可持续发展的重要途径。本文构造了考虑上下游投入产出关联的空间协同集聚指数,并使用城市碳排放数据以及改进山脉指数和地理中心度两个工具变量,实证检验了生产性服务业与工业空间协同集聚对工业碳排放的影响及其作用机制。研究表明:生产性服务业和工业空间协同集聚与工业碳排放呈现倒“U”型关系,在进行一系列稳健性检验以及使用工具变量解决内生性问题后,此结论仍然成立;机制分析表明,生产性服务业与工业空间协同集聚通过优化要素配置实现了降低要素错配、提升技术创新和推动工业升级从而降低工业碳排放的作用,并且空间协同集聚也是现有碳减排政策发挥效用的关键路径;基于适宜性空间协同集聚视角的进一步分析表明,推动高端生产性服务业专业化发展,低端生产性服务业多样化发展的模式能够释放出空间协同集聚的减排潜力;同时,扩大对外开放和推动市场化改革、实现政府职能转变是未来通过产业空间协同集聚实现工业碳减排的重要抓手。本文丰富了产业空间协同集聚与碳排放的相关文献,为在新发展格局下通过协调生产性服务业和工业发展实现“3060”目标提供了有益借鉴。

**关键词:**空间协同集聚;工业碳减排;投入产出关联;适宜性空间协同集聚

## 一、引言

改革开放以来,中国依靠工业化实现了举世瞩目的经济增长奇迹。然而,工业属于高耗能、高排放部门,长期依靠工业经济驱动经济增长使得中国经济呈现出明显的高投入、高消

---

\*孙鹏博,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子邮箱:2014816731@qq.com;葛力铭(通讯作者),上海财经大学城市与区域科学学院,新加坡国立大学李光耀公共政策学院,邮政编码:200433,电子邮箱:geliming@163.sufe.edu.cn;杨晨,南京财经大学江苏产业发展研究院,邮政编码:210003;电子邮箱:yc\_summer1989@163.com。

本文系天津市研究生创新项目“城市群战略实现绿色包容性增长的机理研究——基于政策、产业和空间三维协同的视角”(2021YJSB008)和上海财经大学研究生创新基金项目“新发展格局下污染产业转移对环境福利绩效的影响研究”(CXJJ-2022-419)的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家的宝贵修改建议。文责自负。

耗、低产出的粗放式增长特征(邵帅等,2017)。根据2020年BP发布的《世界能源统计年鉴》,2019年中国的碳排放高居世界第一位,占全球总体碳排放的份额高达28.8%,尤其是工业部门的碳排放占总体的比重超过70%。CO<sub>2</sub>排放量的增加引起了全球气候变暖、极地冰盖融化、海平面上升和极端恶劣天气频发等一系列气候和环境问题,威胁着全人类的生存和发展。为了解决碳排放居高不下问题,习近平总书记在第七十五届联合国大会一般性辩论上提出了CO<sub>2</sub>排放力争于2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和的远景目标,并且在2021年的中央经济工作会议上明确提出“要加快优化产业结构、能源结构,继续打好污染防治攻坚战,实现减污降碳的协同效应”。二十大报告中也进一步强调“统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、应对气候变化,协同推进降碳、减污、扩绿、增长”。因此,如何进一步优化产业结构、促进产业升级的同时降低碳排放是高质量发展背景下中国实现经济转型必须面临的重要挑战。

当今中国正面对百年未遇之大变局,要形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,不仅需要工业企业的高质量发展,更需要生产性服务业发挥好其“润滑剂”和服务工业企业的功能。与工业密切相关的生产性服务业不仅具有“清洁”和“高效”的特征,而且能够参与并紧密嵌入到制造业价值环节,从而实现工业碳减排(祝树金等,2020)。“十四五”规划中明确指出,要加快发展现代服务业,推动现代服务业同先进制造业深度融合。回顾发达国家的发展经验,生产性服务业和制造业空间协同集聚和产业融合下的“双轮”驱动是跨越中等收入陷阱、向发达国家成功迈进的关键(江小涓,2008)。尤其在当前世界经济复苏乏力,国内经济增长结构性减速的现实背景下,能否通过生产性服务业与工业协同发展来实现碳减排,从而践行大国承诺,完成中国经济绿色转型,实现金山银山和绿水青山“双丰收”的绿色发展成为中国面临的一个重大现实问题。

随着近年来中国污染攻坚战取得阶段性的胜利,生产性服务业与制造业空间协同集聚对碳排放的影响也受到学者们的广泛关注。苗建军等(2020)使用中国30个省份的数据,研究得出了二三产业空间协同集聚与碳排放呈现倒“U”型特征的结论,赵凡和罗良文(2022)使用长江经济带的城市数据也验证了这一结论。然而,另有研究表明产业空间协同集聚的缺失增加了工业碳排放(王海星、周耀东,2022),同时产业空间协同集聚也能够显著促进低碳经济增长(罗天,2022)。从现有研究来看,上述文献一方面对于生产性服务业与工业空间协同集聚与环境污染的关系并未得到一致结论;另一方面,现有研究缺乏对生产性服务业与工业产业空间协同集聚对工业碳排放影响的系统分析。那么,在当今污染治理主攻方向转向碳排放的现实背景下,生产性服务业与工业空间协同集聚和工业碳排放是何关系?产生这种影响的内在机制可能是什么?尤其在2030年前达到峰值,努力争取2060年前实现碳中和的远景目标下,能否以及如何通过产业空间协同发展实现绿色低碳发展?厘清上述问题,有利于深层次

地理解产业协同发展与碳排放之间的关系,对打赢污染攻坚战、实现减污降碳的协同效应具有重要的理论与现实意义。

与已有的文献相比,本文可能的贡献在于:(1)在研究主题上,相较于已有文献聚焦于研究区域整体碳排放,本文重点研究了生产性服务业与工业空间协同集聚<sup>①</sup>对工业碳排放的影响。(2)在研究内容上,基于考虑投入产出关系的改进的空间协同集聚指数和城市工业碳排放数据,结合广义空间两阶段最小二乘法(GS2SLS)分析了生产性服务业与工业空间协同集聚对工业碳排放的影响。一方面,在传统E-G指数的基础上,将产业距离——产业关联程度纳入E-G指数的测算框架中,使得改进的空间协同集聚指数具有地理距离和“产业距离”的双重属性。另一方面,在内生性问题处理上,在使用各解释变量及其空间滞后项作为工具变量的GS2SLS方法处理内生性问题的基础上,进一步使用改进山脉指数和地理中心度两个工具变量来准确识别产业空间协同集聚对工业碳排放的影响。(3)在碳排放治理路径探索上,从生产性服务业发展模式出发,通过融合潜力模型和容量耦合系数模型构建适宜性产业空间协同集聚指标,探讨在产业空间协同集聚下实现工业碳减排的区位条件和发展前提,从而解构出最小化工业碳排放的生产性服务业发展模式。

## 二、理论分析

近年来,城市中的产业空间协同集聚现象得到了学界的广泛关注。随着对产业空间协同集聚研究的深入,学者们发现城市的产业空间协同集聚普遍呈现出中性结构的特点,即产业集聚类型介于完全专业化和完全多样化之间,产业空间协同集聚是城市产业结构的一般形态(胡尊国等,2015)。然而,正如陈国亮和陈建军(2012)所指出的,生产性服务业与制造业共同集聚不仅包括马歇尔外部性所强调的产业互动,也应该包括空间协同互动。具体而言,工业企业与生产性服务业协同集聚可以共享生产要素、中间产品及基础设施,降低物理运输和信息传输成本(Gallagher,2013),获得由集聚区内部快速流动的知识带来的技术溢出,通过要素配置、技术创新、产业升级等机制提升能源利用效率,降低化石能源依赖,进而影响工业碳排放(图1)。

---

<sup>①</sup> 生产性服务业与工业空间协同集聚的具体内涵为:在某一地理空间区域内,生产性服务业与工业在相互协作、交流、合作的基础上形成的一个密集、多元、互补的产业集聚区域。在这样的集聚区域中,生产性服务业与工业之间可以共享资源、共同创新、提高效率和降低成本,形成更加强大的产业竞争力和区域经济增长动力,从而对于提高区域综合竞争力和促进环境可持续发展具有重要作用。生产性服务业与工业(两业)空间协同集聚在下文简称为产业空间协同集聚。

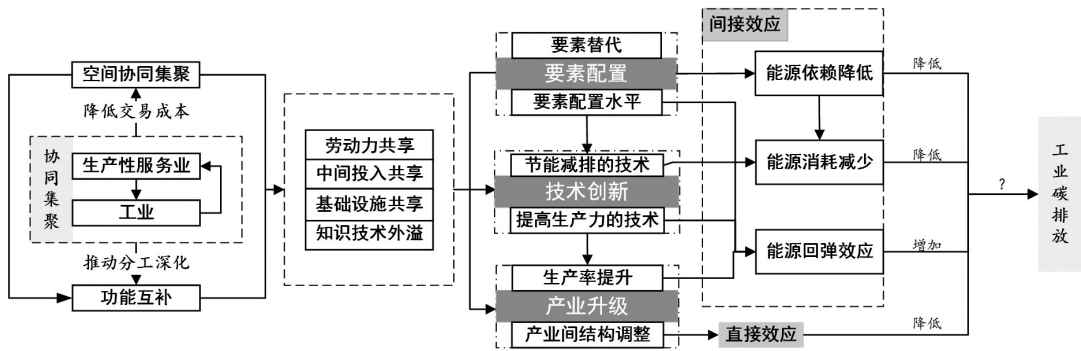


图1 机制分析图

### (一)要素配置机制

现有研究表明产业空间协同集聚能够有效缓解要素错配,这一作用在资本和劳动生产要素上尤为明显(崔书会等,2019)。在缓解资本要素的错配上,作为集聚的高级形态,产业空间协同集聚会通过信用风险共担机制缓解集聚区内部企业的融资约束,通过集聚资本提升当地的制造业资本配置效率(王永进、盛丹,2013);与此同时,信息的寻租成本与交易成本的降低能够节约“皮鞋成本”,降低金融摩擦,优化资本配置效率。此外,产业空间协同集聚也推动了专业化分工,特别是金融业分工的深化(崔书会等,2019),提升了金融机构配置资本的效率(Svaleryd & Vlachos, 2005)。因此,产业空间协同集聚也会通过提升资本市场的一体化水平缓解地区资本要素错配。在缓解劳动力要素错配上,产业空间协同集聚会在生产性服务业与制造业间形成劳动力共享的“蓄水池”,特别是租赁和商务服务业空间协同集聚在制造业周围,能够降低制造业搜寻劳动力的成本,更好地提供满足企业需求的劳动力。同时,空间协同集聚形成的劳动力蓄水池有助于异质性产业间劳动者的交流与学习,提升劳动力技能水平。不仅如此,产业空间协同集聚能够提高劳动力的工资水平,区内劳动者更愿意从事专业技能培训提升自己,有利于缓解技能和岗位的错配程度,改善劳动力要素错配(胡尊国等,2015)。综上所述,产业空间协同集聚通过劳动力蓄水池效应、缩短产业间地理距离和降低交易成本,促进不同产业间的交流合作,加快生产要素流动,构筑一体化的要素市场,缓解资本和劳动力的要素错配。

从企业的生产流程上看,产业空间协同集聚能够通过有效矫正要素错配降低工业碳排放。一方面,在生产要素投入上,资本错配的缓解能够补足企业进行技术研发和设备更新换代所需要的资金需求,通过替代重污染中间品的使用降低碳排放;另一方面,在生产流程的过程中,劳动力错配的降低提升了劳动力和技能的匹配度,减少不必要的工序和材料浪费,减少生产过程中的碳排放。然而,需要注意的是,要素错配能够释放出扩大生产规模的新动能,实现全要素生产率提升,也能通过生产规模的扩大增加碳排放,即存在所谓的“能源回弹效应”(邵帅等,2013)。综合来看,通过合理配置资本和劳动力等生产要素,产业空间协同集



聚能够减少不必要的能源耗损和实现能源替代降低工业碳排放,但也会释放要素配置动能提升全要素生产率,扩大生产规模并经由“能源回弹效应”增加工业碳排放。

## (二)技术创新机制

现有研究表明产业空间协同集聚能够推动城市和制造业的创新(刘胜等,2019)。首先,产业空间协同集聚会强化产业间的知识技术溢出。产业空间协同集聚会强化生产性服务业与制造业间的投入产出关系,使得行业间的知识技术交流越来越频繁,通过推动缄默知识和技术在产业间的流动,疏通知识流动的渠道,强化技术溢出;同时,空间协同集聚会缩短生产性服务业与制造业企业间的距离,而地理距离的临近进一步强化了知识扩散;其次,生产性服务作为外包的专业化环节投入到工业生产中,降低了企业的运营管理成本(Macpherson, 2010),而投入产出关联、地理距离缩短和规模经济效应降低了交易成本,使得企业投入更多的资金在研发上(Koch & Strotmann, 2005),实现技术水平的提升;最后,需要说明的是由产业空间协同集聚所引致的要素配置机制同样能够提升技术创新。产业空间协同集聚能够通过共享研发和生产设备等显性资源以及技术服务和咨询等隐性资源,更好地满足工业研发部门对创新人才的需求,促进技术创新。

此外,产业空间协同集聚不仅能够有效推动城市整体技术进步和创新效率(原毅军、高康,2020),而且在关键绿色技术创新方面,产业空间协同集聚也有促进效应(刘军等,2020),它能够通过节能减排技术的应用和低碳清洁产品的生产转型实现工业碳减排。然而,由于非绿色技术创新对生产规模的扩大作用,技术创新也会存在“能源回弹效应”(邵帅等,2013)。

综合来看,技术创新特别是清洁能源技术等关键绿色技术的研发能够降低产业发展中的化石能源依赖度,减少工业碳排放;但技术创新也会提高生产规模,通过“能源回弹效应”增加工业碳排放。因此,技术创新对碳排放的影响具有不确定性。

## (三)产业升级机制

产业空间协同集聚影响工业碳排放的产业升级机制分为被动的挤出式升级与主动的优化式升级,其中挤出式产业升级具有直接的工业碳减排效应,而优化式产业升级则通过降低能源依赖间接影响工业碳排放。就产业空间协同集聚直接的工业碳减排效应而言,在以工业化为主导的区域经济中,空间协同集聚意味着越来越多的生产性服务业逐渐进驻,承接当地制造业的非核心业务;而由于“循环累积效应”的存在,当地生产性服务业比重不断提升,导致劳动力、土地等生产要素价格的提高,挤出低附加值、高污染的工业企业(顾乃华等,2006),呈现出明显的以生产性服务业为核心、制造业分布在外围的“中心—外围”的空间格局(Alonso-Villar & Chamorro-Rivas, 2001)。由于生产性服务业具有低能耗、高附加值和低污染的典型特征,产业空间协同集聚会通过挤出原有的制造业形成被动式的产业升级,直接减少工业碳排放总量。

需要说明的是,由于中国各个地方政府的的增长目标和就业压力等现实约束,被动的挤出式升级的过程可能十分缓慢。短期来看,产业空间协同集聚导致的优化式升级发挥的作用更大。具有上下游产业属性垂直关联的特征的生产性服务业与工业通过在既定空间范围内的布局,能够建立起良好的协同合作关系。聚集在工业周围(或者核心区域)布局的生产性服务业通过提供更低价格、更优质的中间投入品能够有效增强当地工业的竞争优势,有助于工业主动向低要素投入、高附加值的产业转型升级;同时,生产性服务业所提供的知识资本、人才资本以及技术资本等中间投入具备“清洁性”特征,暗含更少的能源消耗(Rothenberg, 2007)。产业空间协同集聚导致的交易成本的降低大大降低了这类“清洁性”的价格,提高企业使用这类中间品的意愿。同样地,由于空间协同集聚的要素配置和技术创新机制,当地的工业企业同样能够向要素资源投入更少、附加值更高的产业升级,降低对化石能源的依赖。

因此,产业空间协同集聚主要通过促进制造业向能耗更少、附加值更高的产业升级,利用具备“清洁性”特征的中间投入对实物投入要素的替代,从要素投入层面降低了对能源的依赖程度,降低工业碳排放(祝树金等, 2020),并且也能够通过发展更具有清洁特征、能耗更少的生产性服务业挤出地区原有能耗较大、污染更高的制造业,从而直接降低工业碳排放。

综上所述,产业空间协同集聚主要通过要素配置、技术创新、产业升级(主动)机制影响能源耗损率、能源依赖度以及“能源回弹效应”,间接影响工业碳排放,以及通过挤出当地低附加值、污染型制造业进行被动式的产业升级直接降低碳排放。虽然产业空间协同集聚大部分的机制都是可以降低工业碳排放,但由于“能源回弹效应”的存在,空间协同集聚与工业碳排放之间的关系很有可能是不确定的。随着清洁能源技术的研发与推广以及工业结构的升级,长期来看产业空间协同集聚会降低工业碳排放,这也与中国目前所要求的先碳达峰、后碳中和的发展思路相契合。据此,本文提出以下研究假说:

假说1:生产性服务业和工业空间协同集聚对工业碳排放存在非线性关系的影响。

假说2:生产性服务业和工业空间协同集聚通过要素配置、技术创新和产业升级对工业碳排放产生影响。

### 三、实证策略

#### (一)模型设定

根据经典的STIRPAT模型以及EKC假说,本文构建如下基准估计模型来考察产业空间协同集聚对工业碳排放的影响:

$$\ln CO_{2it} = W \times \ln CO_{2it} + \alpha_1 coagg_{it} + \alpha_2 coagg_{it}^2 + \beta_i \sum_i X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $\ln CO_{2it}$  为城市  $i$  第  $t$  年的工业碳排放水平(万吨)对数;  $W \times \ln CO_{2it}$  为空间滞后项,用来捕捉周边城市的碳排放对本地碳排放的影响;  $coagg_{it}$  为城市  $i$  在第  $t$  年产业空间协同集聚水

平,其中  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  的大小和符号为本文关注的重点;  $X_{it}$  为控制变量的集合;  $\delta_i$  为城市固定效应;  $\gamma_t$  为时间固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为误差项。

## (二)变量选取与数据来源

(1)城市工业碳排放( $\ln CO_2$ )。参考韩峰和谢锐(2017)计算工业碳排放的做法,从城市的工业液化石油气、电力和天然气三种能源消耗出发,计算城市工业碳排放。 $NCO_2$  和  $PCO_2$  分别为工业生产所消耗的液化石油气(LPG)和天然气(NGAS)所产生的碳排放量; $ECO_2$  为城市工业生产消耗的电量(ELE)而导致的碳排放量,则城市工业行业碳排放总量可表示为:

$$CO_2 = NCO_2 + PCO_2 + ECO_2 = \beta \times LPG + \gamma \times NGAS + \alpha \times \kappa \times ELE \quad (2)$$

上式中,参考韩峰和谢锐(2017)的做法,将天然气的CO<sub>2</sub>排放系数设置为2.1622千克/立方米,液化石油气的CO<sub>2</sub>排放系数设置为3.1013千克/千克; $\alpha$ 为煤电燃料链温室气体排放系数(马忠海等,1999),折合等效CO<sub>2</sub>为1.3023千克/千瓦时; $\kappa$ 为煤电发电量占总发电量的比例,根据2004—2017年《中国电力年鉴》,2003—2016年煤电发电量在总发电量中的平均比例分别为82.9%、82.5%、81.8%、83.3%、83.3%、81.2%、81.8%、80.8%、82.5%、78.6%、79.2%、80.3%、67.9%和65.5%。在实证分析中使用工业碳排放总量(KG)的对数( $\ln CO_2$ )。为了进一步提升本文结论的可信性,一方面,为了进一步排除规模效应的影响,参考韩峰和谢锐(2017)的做法,进一步构造了城市每万人工业从业人员碳排放的对数和每万元工业增加值碳排放的对数;另一方面,本文也使用了中国碳排放数据库(CEADs)中各省历年工业行业碳排放数据,按照当年地级市的各行业工业产值占省份行业工业产值的比重分配到各个城市<sup>①</sup>,并重新计算城市工业碳排放总量对数以进行稳健性分析。

(2)改进的生产性服务业与工业空间协同集聚( $coagg$ )。从现有研究来看,测算产业空间集聚的指标主要有E-G指数、D-O指数、Colocalization指数、 $\Theta$ 指数和 $\gamma$ 指数(Duranton & Overman, 2005; Ellison et al., 2010),囿于中国数据限制,D-O指数和Colocalization指数基本无法计算(陈建军等,2016)。因此,现有关于产业空间集聚的研究中以E-G指数及其衍生出的 $\Theta$ 指数和 $\gamma$ 指数为主(罗勇、曹丽莉,2005;陈建军等,2016)。事实上,在上述指标中更多还是考虑产业(企业)间空间布局的近邻关系,即所谓的空间集聚,而没有进一步将产业间的投入产出关联纳入到集聚指标的测算中,即本文所强调的空间协同集聚。因此,本文在E-G指数的基础上,将生产性服务业与工业间的产业关联程度纳入空间集聚的测算中:

$$coagg_{it} = \frac{H_{ipqt} \times (u_{ipt}^2 + u_{iqt}^2) - (H_{ipt} \times u_{ipt}^2 + H_{iqt} \times u_{iqt}^2)}{1 - (u_{ipt}^2 + u_{iqt}^2)} \quad (3)$$

其中, $u$ 为权重,不同于E-G指数中用单个产业从业人员占两个产业从业人员之和的比重表示,本文使用行业 $p$ 对行业 $q$ 中间需求的相对规模( $u_{ipt}$ )以及行业 $q$ 对行业 $p$ 的中间需求相

<sup>①</sup> 数据来源于工业企业数据库。

对规模( $u_{iqt}$ )来表示。

$$u_{ipt} = b_{ipt} \times n / (b_{ipt} \times n + b_{iqt} \times m) \quad (4)$$

$$u_{iqt} = b_{iqt} \times m / (b_{ipt} \times n + b_{iqt} \times m) \quad (5)$$

其中,  $b_{ipt}$  表示行业  $p$  对行业  $q$  的完全消耗系数;  $b_{iqt}$  表示行业  $q$  对行业  $p$  的完全消耗系数;  $n$  表示行业  $p$  的规模,  $m$  表示行业  $q$  的规模, 参考韩峰和李玉双(2019), 选用从业人员作为代理变量。行业  $p$  对  $q$  的中间需求份额越大, 那么城市的产业协同以行业  $p$  为主导, 在计算产业空间协同集聚指数时应当给行业  $p$  更高的权重;  $H_{ipt}$ 、 $H_{iqt}$  和  $H_{ipqt}$  分别代表行业  $p$ 、行业  $q$  以及两个行业的地理集中度水平, 使用常用的赫芬达尔指数来计算:

$$H = \sum_{k=1}^n S_k^2 - \frac{1}{n} \quad (6)$$

式(6)中,  $S_k$  为特定行业在第  $k$  个城市的从业人员总数占该行业全国从业人员的比重,  $n$  为本文包含的样本内的城市个数。该指数一方面考虑了产业间的地理上的空间集聚, 又同时考虑到了两个产业间的相互需求。具体计算上, 参考韩峰和李玉双(2019)的做法使用各省份的2002年、2007年和2012年的投入产出表, 通过插值法和内推法得到历年各个省份的投入产出表, 并计算出各个省份历年生产性服务业对制造业完全消耗系数和制造业对生产性服务业的完全消耗系数, 再计算权重。在生产性服务业的行业选择上, 参考宣烨和余泳泽(2017)将科学研究和技术服务业, 交通运输仓储和邮政业, 金融业, 信息传输、软件和信息技术服务业, 租赁和商务服务业共五个行业划分为生产性服务业。为了进一步揭示生产性服务业与工业空间协同集聚对工业碳排放的影响, 在后续实证分析环节同时引入了改进生产性服务业与工业空间协同集聚的一次项和二次项进行分析。

(3)控制变量。首先, 基于STIRPAT模型以及EKC假说, 控制了用单位面积人口数表示的城市人口密度( $popden$ )、用人均科教支出作为代理变量(余泳泽等, 2019)的研发投入( $scedu$ )以及人均GDP( $agdp$ )及其平方项。其次, 现有研究表明政府是环境治理这类公共服务的主要提供者。因此, 进一步控制了以预算内支出比预算内收入表示的地方政府财政自主权( $fd$ ), 来控制政府行为对当地企业的影响。不仅如此, 随着中国社会经济的不断发展, 金融业发展水平也成为影响碳排放的重要因素, 因此在实证检验时进一步控制了使用存贷款余额和占GDP比重表示的地区金融发展水平( $finance$ )。并且现有研究表明, 城市基础设施建设和整体产业结构也会对碳排放产生影响, 因此, 参考邵帅等(2016), 控制了用第二产业产值占GDP比重表示的城市产业结构( $industry$ ), 以及用人均道路面积( $road$ )和人均医院占有量( $hospital$ )表示的城市基础设施建设。最后, 进一步参考沈坤荣等(2017)的做法, 计算了城市环境规制强度( $lners$ ), 并且在实证分析中控制其平方项来考察环境规制与工业碳排放的非



线性关系。

(4)中介变量。一是制造业低碳转型(*upgrade*)。根据《中国能源统计年鉴》数据测算,黑色金属加工业、非金属矿物制品业、石油冶炼加工业、化学原料制品业以及有色金属冶炼加工业的碳排放占整个制造业碳排放的累计比重超过84.6%。因此,在本文中上述五个行业作为高碳排放行业。由于地级市缺乏细分制造业产值数据,使用2003—2013年中国工业企业数据库计算得到了各个地级市的非高碳行业就业人员占限额以上工业企业就业人员比重表示制造业升级。二是生产率(*labratio*)。参考黄群慧等(2019)的做法,使用随机前沿分析法(SFA)进行估算。本文选择了超越对数的生产函数形式,并进行了系数的显著性检验<sup>①</sup>。在估算出生产函数的基础上,根据余泳泽等(2019)的分解法计算得出整体TFP。在城市工业整体TFP的计算处理上,使用工业企业数据库加总。产出指标采用限额以上工业总产值,并采用所在省份的GDP平减指数进行平减和不变价处理。投入指标中选择工业从业人员作为劳动力投入指标,采用工业固定资产净值年平均余额代理资本存量指标。固定资产净值采用所在省份固定资产投资价格指数进行平减,从而测算出城市工业行业的生产率。三是技术创新(*patent*),用城市专利申请数量的对数表示。四是工业要素错配。参考黄群慧等(2019)的计算方法得到城市层面工业行业的投入产出数据,并且参考崔书会等(2019)的方法,分别计算了资本错配指数(*miscap*)和劳动力错配指数(*mislal*)。具体而言使用价格扭曲系数来估计区域的资本和劳动力错配,各城市工业行业整体要素配置扭曲的资本错配和劳动力错配表示如下:

$$\gamma_{Ki} = \frac{1}{1 + disk\_pri}, \gamma_{Li} = \frac{1}{1 + disl\_pri} \quad (7)$$

上式中, $\gamma_{Ki}$ 和 $\gamma_{Li}$ 为要素价格绝对扭曲指数,表示要素配置相对没有扭曲时的加成情况。实际测算时可用资本价格相对扭曲系数( $\hat{\gamma}_{Ki}$ )和劳动力价格相对扭曲系数( $\hat{\gamma}_{Li}$ )来表示:

$$\hat{\gamma}_{Ki} = k_i / \frac{\theta_i \alpha_{Ki}}{\alpha_K}, \hat{\gamma}_{Li} = l_i / \frac{\theta_i \beta_{Li}}{\beta_L} \quad (8)$$

上式中, $\alpha_K = \sum_i^N \theta_i \alpha_{Ki}$ 为产出加权的资本贡献值, $\beta_L = \sum_i^N \theta_i \beta_{Li}$ 为产出加权的劳动力贡献值。

经过上述处理后,本文使用的实证样本为中国30个省份(不含港澳台和西藏地区)所辖的285个地级及以上城市的2003—2016年的面板数据,其中:投入产出数据来源于各省份的2002年、2007年和2012年的投入产出表,地市经济发展及财政数据来源于2004—2017年的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和各省统计年鉴以及2003—2013年的中国工业企业数据库。并且对于所有价格型指标,本文均采用城市所在省份的GDP平减指数(2003年=100)进行了消胀处理。表1汇报了相关变量的描述性统计。

<sup>①</sup> 具体检验结果详见附件1。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln CO_2$	3990	21.5742	1.4075	16.3077	25.3106
<i>coagg</i>	3990	0.1191	0.2289	0.0018	1.5610
<i>popden</i>	3990	7.8243	0.8994	3.2958	9.9081
<i>scedu</i>	3990	948.2059	1100.0000	53.1460	21000.0000
<i>agd</i>	3990	9.3466	0.6323	3.8867	12.1014
<i>industry</i>	3990	50.2405	12.2304	13.6800	90.9700
<i>fd</i>	3990	2.6729	1.7743	0.6488	18.3985
<i>road</i>	3990	0.2007	0.4684	0.0000	6.4501
<i>hospital</i>	3990	0.6152	0.8085	0.0823	15.1790
<i>finance</i>	3990	2.0468	0.9898	0.5081	8.8775
<i>lners</i>	3990	0.2868	1.1674	-9.5140	4.5079

数据来源:作者由各统计年鉴计算得到,《中国城市统计年鉴》中的缺失数据由各省市的统计年鉴和插值法补齐。

### (三)空间权重矩阵与参数估计方法

为了考察工业碳排放的空间溢出效应的影响,本文参考韩峰和李玉双(2019)以及邵帅等(2019)的做法,构造了基于球面距离的城市地理距离的空间权重矩阵  $W_1$ 、经济距离权重矩阵  $W_2$  (其矩阵中的元素  $w_{ij}$  为  $i$  与  $j$  城市人均GDP年均值绝对差值的倒数)和地理距离与经济距离嵌套的权重矩阵  $W_3$ ,参考邵帅等(2016),令  $W_3 = \pi W_1 + (1 - \pi)W_2$ 。其中,  $\pi$  表示地理距离空间权重矩阵的权数并且取值为0.5。另外,本文也使用了城市间的公路距离矩阵  $W_4$  作为稳健性检验。地级市间公路距离数据来源于百度地图。

除了空间效应的影响外,本文还面临着内生性问题的挑战。一方面,在空间经济学的框架下,OLS估计的结果不再是无偏且一致的,需要使用IV、极大似然估计或者GMM方法才能得到准确的估计结果;另一方面,本文的核心解释变量与被解释变量之间存在双向因果问题的可能。如果空间协同集聚程度较高,那么工业企业会扩大生产提高产出,而这势必会增加污染物的排放;而污染物排放的增加会降低生态环境质量,损害劳动者的健康,降低劳动生产率和产业集聚程度(王兵、聂欣,2016)。不仅如此,城市数据中普遍存在的异方差问题使得使用极大似然估计法也难以得到准确的估计结果。因此,本文参考邵帅等(2019)的做法,使用各解释变量及其空间滞后项作为工具变量的GS2SLS方法进行估计,进而缓解碳排放的空间溢出效应和上述内生性问题对估计结果的影响,从而得到无偏且一致的估计结果。本文在对基准回归估计时选择了最高三阶空间滞后项作为工具变量,而在稳健性检验时采用最高二阶空间滞后项作为工具变量。

## 四、实证分析

### (一) 生产性服务业和工业空间协同集聚的碳减排效应

表2汇报了基于地理距离矩阵  $W_1$  的基准回归的估计结果,在基准回归中分别考虑了固定效应和随机效应模型,其中第(1)和(2)列为仅考虑核心解释变量的结果,并且进一步在第(3)和(4)列中加入了STIRPAT模型中提出的影响碳排放的关键因素,最后在第(5)和(6)列中加入了所有的控制变量。表2中最后一行汇报了模型选择的结果,所有方程的Hausman检验结果均在1%的显著性水平上拒绝了应该选择随机效应模型的原假设。因此,本文将重点解释固定效应模型的估计结果,并将表2的第(6)列作为基准回归的结果进行解释。

由表2汇报的估计结果可知,工业碳排放存在较强的空间相关性。一方面,面板莫兰指数(Moran's I)和空间自回归系数  $\rho$  均通过了5%的显著性检验,并且两个检验的结果均表明工业碳排放存在空间正相关关系;另一方面,工业碳排放空间滞后项的估计系数显著为正,并且通过了1%的显著性检验。这说明了工业碳排放呈现出典型的“高一高”集聚的典型特征,这与中国工业分块集聚的典型特征相契合。这一发现意味着要实现碳减排,不仅要在区域内下功夫,更要形成区域间的良性互动机制,严防碳泄露,通过清洁能源替代,技术创新等方式实现区域整体碳排放的下降。表2的第(2)、(4)和(6)列的估计结果表明生产性服务业与

表2 基准回归结果

变量	城市工业碳排放量的对数( $\ln CO_2$ )					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RE	FE	RE	FE	RE	FE
$W \times \ln CO_2$	0.4262*** (0.1567)	0.6132*** (0.1626)	0.3349** (0.1566)	0.2953* (0.1594)	0.2540* (0.1394)	0.5386*** (0.1489)
$coagg$	8.3376*** (0.2101)	8.3299*** (0.2189)	6.6266*** (0.2184)	6.5907*** (0.2273)	6.1743*** (0.2062)	6.2006*** (0.2151)
$coagg^2$	-4.7606*** (0.1625)	-4.7471*** (0.1695)	-3.8218*** (0.1615)	-3.7835*** (0.1679)	-3.5349*** (0.1493)	-3.5474*** (0.1556)
$popden$			0.0311 (0.0202)	0.0265 (0.0212)	0.0292 (0.0183)	0.0182 (0.0192)
$scedu$			-0.3427*** (0.0533)	-0.3350*** (0.0557)	-0.2679*** (0.0537)	-0.2792*** (0.0564)
$agdp$			0.3439 (0.4718)	0.5112 (0.4905)	-0.2960 (0.4331)	-0.2268 (0.4529)
$agdp^2$			0.0240 (0.0256)	0.0148 (0.0267)	0.0509** (0.0234)	0.0484** (0.0245)
$fd$					0.0572 (0.0537)	0.0657 (0.0561)
$road$					0.1767*** (0.0170)	0.1786*** (0.0177)

续表 2

基准回归结果

变量	城市工业碳排放量的对数( $\ln CO_2$ )					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RE	FE	RE	FE	RE	FE
<i>hospital</i>					-0.2677*** (0.0337)	-0.2544*** (0.0349)
<i>industry</i>					0.0385** (0.0174)	0.0315* (0.0181)
<i>finance</i>					0.2868*** (0.0500)	0.2967*** (0.0520)
<i>lners</i>					0.3978*** (0.0143)	0.3950*** (0.0149)
<i>lners</i> <sup>2</sup>					0.0199*** (0.0052)	0.0175*** (0.0149)
常数项	11.3407** (3.3926)	7.1712** (3.5201)	10.1439*** (4.0690)	10.1163*** (4.2520)	14.7206*** (3.6967)	8.3459*** (3.9343)
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3990	3990	3990	3990
R <sup>2</sup>	0.4084	0.4083	0.4724	0.4686	0.5730	0.5729
Wald Test	2334.3132***	1869.4646***	2973.4866***	2433.4820***	4749.5089***	3972.7860***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
F Test	137.3125***	109.9685***	141.5946***	115.8801***	169.6253***	141.8852***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
$\rho$	0.4262*** (0.0066)	0.6132*** (0.0002)	0.3350** (0.0325)	0.2953* (0.0641)	0.2541*** (0.0685)	0.5386*** (0.0003)
Moran's I	0.0073*** (0.0036)	0.0093*** (0.0002)	0.0076** (0.0024)	0.0050*** (0.0522)	0.0055** (0.0305)	0.0093*** (0.0002)
Hausman test	188.3300***		177.2000***		263.8400***	
(P-Value)	(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)	

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号中汇报的数值为标准误;FE和RE分别表示固定效应模型和随机效应模型;本文选择最高四阶空间滞后项作为工具变量,若无特殊说明以下各表同。

制造业空间协同集聚与工业碳排放呈现明显的倒“U”型关系。从表2的第(2)列汇报的估计结果来看,在不加入控制变量的情况下,生产性服务业与制造业空间协同集聚的一次项和二次项均通过了1%的显著性检验,并且二次项系数为负,在第(4)和(6)列进一步加入控制变量后,虽然生产性服务业与制造业空间协同集聚的一次项和二次项估计系数有所下降,但符号和显著性没有出现变化,并且模型的解释力度提升,这说明生产性服务业与制造业空间协同集聚与工业碳排放之间的倒“U”型关系的结论仍然成立。从临界值来看,倒“U”型的拐点值为0.8739,而生产性服务业与制造业空间协同集聚指数的均值为0.1191,最大值为1.5610。对于中国大多数的城市来说,生产性服务业与制造业空间协同集聚远未达到最优的水平。因此,在新时期应该进一步推进生产性服务业与制造业的协同发展,形成以高质量生产性服务业推动制造业高质量发展,以高水平的制造业发展反哺生产性服务业的良性循环。需要指出的是,尽管本文得到了工业碳排放将随着生产性服务业与制造业空间协同集聚的推进得到缓解的结论,但目前跨越倒“U”型曲线拐点的城市还相对较少,因而从长期来看,碳排放的治理



任务仍然相当艰巨。

(二)稳健性检验

为了进一步检验倒“U”型关系的存在性,本文从空间权重矩阵、代理变量选择和估计方法三个方面进一步考察估计结果的稳健性问题。首先,在空间权重矩阵方面,选择经济距离权重矩阵  $W_2$  进行稳健性检验。在基准回归的空间权重矩阵中仅仅考虑了地理因素的作用,可能忽略了经济因素存在相关性的事实,考虑到现实社会经济生活中的空间相关关系可能同时受到地理因素和经济因素的影响,因此进一步使用地理距离与经济距离嵌套的权重矩阵  $W_3$  (邵帅等,2019)进行稳健性检验。汇报在表3的第(1)和(2)列中的两个稳健性检验估计结果表明,在更换空间权重矩阵后,本文基准回归的结论仍然成立。另外,考虑到球面距离并不是区域间通行的真实距离,进一步使用城市间的公路距离矩阵  $W_4$  进行稳健性检验,估计结果汇报于表3的第(3)列中,估计结果与基准回归结果基本一致。

表3 稳健性检验 I

变量	城市工业碳排放量的对数 ( $\ln CO_2$ )					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	经济距离权重矩阵	地理与经济距离嵌套权重矩阵	公路距离矩阵	控制省份和城市时间趋势项	最高二阶空间滞后项作为工具变量	缩尾处理(两端各缩尾2.5%)
$W \times \ln CO_2$	0.0806* (0.0516)	0.2078*** (0.0658)	0.4467*** (0.1297)	0.5397*** (0.1388)	0.3931*** (0.1294)	0.2505** (0.1144)
$coagg$	6.1883*** (0.2135)	6.1793*** (0.2135)	6.2016*** (0.2139)	5.2126*** (0.4027)	6.1976*** (0.2138)	5.8298*** (0.2719)
$coagg^2$	-3.5248*** (0.1542)	-3.5192*** (0.1542)	-3.5362*** (0.1545)	-3.0901*** (0.3286)	-3.5332*** (0.1544)	-3.2998*** (0.1964)
常数项	20.1093*** (2.3825)	17.4352*** (2.6004)	12.0299*** (3.5710)	14.3564*** (3.8144)	13.1979*** (3.5602)	-5.9180 (3.7472)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3135	3990	3990	3990
$R^2$	0.5795	0.5796	0.5775	0.5266	0.5778	0.6708
Wald Test (P-Value)	3988.9143*** (0.0000)	3996.3816*** (0.0000)	3978.3614*** (0.0000)	3161.1095*** (0.0000)	3978.4552*** (0.0000)	6498.8160*** (0.0000)
F Test (P-Value)	142.4612*** (0.0000)	142.7279 *** (0.0000)	142.0843*** (0.0000)	105.3703*** (0.0000)	142.0877*** (0.0000)	232.1006*** (0.0000)

其次,考虑省份和城市的差异性。在基准回归模型中引入省份和城市时间趋势项来捕捉这种差异性。估计结果汇报于表3的第(4)列,并且估计结果与基准回归相一致。同时,仍然基于GS2SLS和地理权重矩阵,但采用最高二阶空间滞后项作为工具变量对式(1)重新估计,

汇报于表3的第(5)列,估计结果与基准回归结果相一致。

再次,在代理变量上,一方面,对于工业碳排放指标而言,为了排除奇异值对估计结果的影响,对其进行了两端各缩尾2.5%的处理,并使用式(1)重新进行估计,汇报于表3第(6)列的估计结果表明在考虑离群值对结论的影响后,本文的结论仍然成立。为了进一步排除规模效应的影响,分别使用单位GDP的工业碳排放和每万人工业碳排放作为被解释变量使用基准回归的模型和方法重新进行估计,表4的第(1)和(2)列分别汇报了消除规模效应后两个碳排放

表4 稳健性检验 II

变量	替换碳排放指标			替换产业空间协同集聚指标			更换估计方法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	每万元GDP 工业碳排放	每万人工业 碳排放	CEADs中 工业碳排放 数据	杨仁发 (2013)测算 方法	陈建军等 (2016) 测度方法	改进E-G指数 (江曼琦、席强 敏,2014)	动态空间 面板 QMLE	动态空间面 板GMM
$L.\ln CO_2$								0.0587** (0.0263)
$W \times L.\ln CO_2$							-1.7518*** (0.2430)	
$W \times \ln CO_2$	0.5521*** (0.1833)	0.4922** (0.1415)	0.3501*** (0.1183)	0.5032*** (0.1312)	0.3331** (0.1198)	0.4623*** (0.1406)	0.0107 (0.2772)	
$coagg$	3.0981*** (0.2137)	2.8568*** (0.2068)	5.7690*** (0.2014)				0.3579** (0.2121)	6.0717*** (0.2249)
$coagg^2$	-1.7450*** (0.1545)	-1.5874*** (0.1501)	-3.3293*** (0.1454)				-0.2242** (0.0999)	-3.4347*** (0.1644)
$coagg1$				5.5936*** (0.3925)				
$coagg1^2$				-3.4854*** (0.3200)				
$coagg2$					2.1707*** (0.3922)			
$coagg2^2$					-0.9515*** (0.3207)			
$EG$						14.7014*** (0.4635)		
$EG^2$						-11.5031*** (0.5269)		
$W \times coagg$							-0.5640 (1.3642)	0.2818 (2.6683)
$W \times coagg^2$							-0.1336 (0.8431)	0.5776 (1.8522)
常数项	-0.9069 (2.4711)	-4.1318* (2.3871)	6.4143* (3.4284)	11.2823** (3.6296)	-7.2626** (3.0023)	9.5863*** (3.0023)	—	-17.6014 (26.7342)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3990	3990	3990	3990	3705	3705
$R^2$	0.3909	0.5813	0.5730	0.5172	0.5893	0.5944	0.3161	0.4980
AR(1)								1.6926
(P-Value)								(0.1933)
AR(2)								3.8115
(P-Value)								(0.1487)
Wald Test	1772.2996***	4075.2007***	4318.4509***	4297.8927***	4297.8927***	4388.1514***	—	3621.1886***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)		(0.0000)
F Test	63.2964***	145.5429***	154.2304***	153.4962***	153.4962***	156.7197***	—	65.8398***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)		(0.0000)

指标的估计结果。估计结果表明倒“U”型关系仍然成立。为了进一步排除测算方法造成偏误对结论的影响,使用较为准确的中国碳排放数据库(CEADs)中历年各省工业行业碳排放数据,按照当年地级市的各行业工业产值占省份行业工业产值的比重分配到各个城市,并分别重新计算城市工业碳排放总量对数。使用新计算的城市工业碳排放数据作为被解释变量并使用式(1)、地理距离权重矩阵和G2SLS方法重新进行估计,估计结果汇报于表4的第(3)列中。表4第(3)列的估计结果表明在替换碳排放的测算指标后,本文的结论仍然成立。

另一方面,在产业空间协同集聚指数的测算上,参考杨仁发(2013)计算 $\Theta$ 指数的方法计算产业空间协同集聚指数( $coagg1$ )。先使用区位熵计算生产性服务业( $A_{ipt}$ )和工业集聚指数( $A_{igt}$ ),再计算两者的空间协同集聚指数:

$$coagg1_{it} = 1 - \left| \frac{(A_{ipt} - A_{igt})}{(A_{ipt} + A_{igt})} \right| \quad (9)$$

在 $\Theta$ 指数的基础上,参考陈建军等(2016)的测度方法重新测算产业空间协同集聚指数( $coagg2$ ):

$$coagg2_{it} = 1 - \left| \frac{(A_{ipt} - A_{igt})}{(A_{ipt} + A_{igt})} \right| + (A_{ipt} + A_{igt}) \quad (10)$$

表4第(4)和第(5)列汇报了使用式(9)和(10)计算的产业空间集聚指数的估计结果。结果表明,在同时考虑“协同质量”和“协同高度”后(陈建军等,2016),本文的结论仍然成立。并且,本文也进一步使用另一个在产业空间协同集聚测算中广泛使用的E-G指数进行稳健性检验(陈国亮、陈建军,2012)。参考江曼琦和席强敏(2014)计算方法,在Ellison和Glaeser(1997)的测算方法的基础上进行改进,重新测算生产性服务业和制造业的空间协同集聚指数:

$$EG_{it} = \frac{H_{ij} - (H_i \times W_i^2 + H_j \times W_j^2)}{1 - (W_i^2 + W_j^2)} \quad (11)$$

其中 $W$ 为权重,用单个产业从业人员占两个产业从业人员之和的比重表示。 $H_i$ 、 $H_j$ 和 $H_{ij}$ 分别代表行业*i*、行业*j*以及两个行业的地理集中度水平,使用常用的赫芬达尔指数来计算:

$$H = \sum_{k=1}^n S_k^2 - \frac{1}{n} \quad (12)$$

式(12)中 $S_k$ 为特定行业在第*k*个城市的从业人员总数占该行业全国从业人员的比重, $n$ 为本文包含的样本内的城市个数。表4的第(6)列汇报了使用改进E-G指数和基准模型估计的结果。估计结果表明在更换产业空间协同集聚指标测度方法后,本文结论仍然成立。

最后,为了排除估计方法的偏差,使用了空间动态极大似然估计(Lee & Yu, 2010)和空间动态GMM估计(邵帅等,2019)进行稳健性检验。更换估计方法的估计结果汇报于表4的后两列中。一方面,在空间动态极大似然估计中,本文在基准模型的基础上加入了工业碳排放

的空间滞后项( $W \times L \ln CO_2$ )。表4第(7)列的估计结果表明,在考虑动态效应后,本地产业空间协同集聚与碳排放的倒“U”型关系仍然成立,这表现在产业空间协同集聚指数的一次项和二次项系数均至少通过10%的显著性检验,并且二次项系数为负。表4第(8)列汇报了基于空间动态GMM的估计结果,其与空间动态极大似然估计的结果基本相同。

综上所述,在考虑空间权重矩阵、代理变量选择和估计方法三个方面的问题后,本文的结论仍然具有较强的稳健性。

### (三)内生性问题分析

为了解决内生性问题,参考新经济地理学理论和现有研究,本文选取了改进山脉指数和地理中心度两个工具变量。一方面,从自然地理角度出发,选取了改进山脉指数作为产业空间协同集聚的工具变量。在相关性上,首先山脉多的地区地势较为复杂,企业建厂的沉没成本较高,造成工业发展缓慢,技术水平较低,难以为生产性服务业提供足够的市场,难以形成高协同度的生产性服务业与工业集群;其次,山脉多的地区地形破碎程度较高,土地碎片化使用使得产业间的集群布局难以形成;最后,山脉多的地区由于地形复杂,交通便利度差,市场分割程度严重,由此导致的地方保护较为严重,这直接降低了生产性服务业赖以生存发展的制度环境,从而降低了生产性服务业与工业的协同度(陈国亮、陈建军,2012)。在工具变量外生性上,一个地区的山脉个数是一个不受当地经济社会发展因素影响的严格外生变量,因此满足工具变量外生性的要求;另一方面,根据新经济地理学的“中心—外围”理论,生产性服务业倾向于在中心城市集聚(Gabe & Abel, 2013; 陆剑宝, 2014),制造业具有在外围城市集聚的典型特征(Krugman & Venables, 1995)。而距离中心城市越近的区域,受到中心城市的影响越大,制造业发展水平越高,从而对生产性服务业的需求越大,越倾向于在本地空间协同集聚。因此,参考杨勇(2017)的做法,使用地理中心度作为生产性服务业和制造业空间协同集聚的工具变量。在工具变量外生性上,一个地区行政区划是由中央政府制定的,因此行政中心的位置与山脉个数一样是一个不受当地经济社会发展因素影响的外生变量,满足工具变量外生性的要求。由于在样本期内,改进山脉指数和地理中心度是非时变的变量,本文参考Nunn和Qian(2014)工具变量的设定方法,使用工具变量 $\times$ 未来两年该城市生产性服务业和制造业空间协同集聚指数的均值作为工具变量。在改进山脉指数的测算上,参考李光勤等(2017)的做法进行测算。与李光勤等(2017)相同的是,第一,被记入山脉指数的山脉要求其于山脚的海拔差超过300米,并且坡度大于30度,但如果山脉与山脚的海拔差超过500米,则不受坡度限制;第二,山脉在一个城市的长度大于50公里则纳入山脉指数的计算中。与李光勤等(2017)测算方法不同,本文将边界处的山脉纳入统计当中。李光勤等(2017)指出在边界山脉对方言的阻隔影响很小,因此在该文中没有考虑边界山脉。而在本文中边界处的山脉能够同时表征地区交通便利程度和地理隔离程度,因此,将边界山脉纳入山脉指数测算中。



表5汇报了两个工具变量的估计结果,其中第(1)到(4)列汇报的是改进山脉指数的估计结果,第(5)到(8)列汇报的地理中心度的估计结果。第(2)、(3)、(6)和(7)列汇报的是两个工具变量2SLS的第一阶段估计结果,第(4)和(8)列汇报的是基于G2SLS的估计结果。两个工具变量均通过了弱工具变量检验,说明不存在弱工具变量问题。表5汇报的工具变量估计结果表明,考虑潜在的内生性问题后,本文的结论仍然稳健。

表5 使用外生工具变量的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	2SLS			G2SLS	2SLS			G2SLS
	ALL lnCO <sub>2</sub>	FIRST coagg coagg <sup>2</sup>		ALL lnCO <sub>2</sub>	ALL lnCO <sub>2</sub>	FIRST coagg coagg <sup>2</sup>		ALL lnCO <sub>2</sub>
<i>W</i> ×lnCO <sub>2</sub>				0.9533*** (0.2550)				1.0324*** (0.2574)
<i>coagg</i>	1.8668*** (0.4967)			1.1904*** (0.3175)	0.7006** (0.3141)			0.4515*** (0.1905)
<i>coagg</i> <sup>2</sup>	-1.4438*** (0.3762)			-1.3399*** (0.3724)	-0.4820** (0.2137)			-0.3855*** (0.1526)
<i>IV</i> :山脉指数		0.2089*** (0.0595)	-0.2023** (0.0984)					
<i>IV</i> <sup>2</sup> :山脉指数		0.1808*** (0.0401)	0.5450*** (0.0663)					
<i>IV</i> :地理中心度						-0.4760*** (0.0197)	-0.3934*** (0.0336)	
<i>IV</i> <sup>2</sup> :地理中心度						-0.0382*** (0.0062)	0.0488*** (0.0106)	
常数项	—	—	—	-0.7917* (5.5549)	—	—	—	-2.1911 (183.1615)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3990	3990	3990	3990	3990	3990
Wald Test (P-Value)	—	—	—	3056.6271*** (0.0000)	—	—	—	2929.3214*** (0.0000)
F Test (P-Value)	—	—	—	109.1653*** (0.0000)	—	—	—	104.6186*** (0.0000)
R <sup>2</sup>	0.4323			0.9275	0.4611			0.9271
LM statistic (P-Value)	165.975*** (0.0000)			—	645.2380*** (0.0000)			—
CD Wald F statistic	86.5960			—	395.6820			—

## 五、效应识别与机制检验

### (一) 干扰政策检验

虽然在上文中考察了产业空间协同集聚本身的工业碳减排效应,然而不可忽视的是在本文样本期内国家出台了大量的节能减排政策推动企业实现绿色生产,降低碳排放。因此,存在着这样一种担忧,本文所得到的工业碳减排的研究结论是由上述政策导致的,而不是产业空间协同集聚造成的。为了排除这种可能性,本部分选取了碳排放权交易(*tpffy*)和低碳城市(*dtcs*)两个碳减排政策进行稳健性分析。

一方面,在基准回归的基础上控制了自2010年开始的低碳城市建设和2013年开始的碳

排放权交易试点两个碳减排政策(宋弘等,2019)的哑变量来控制干扰政策的影响。表6的第(1)和(3)列汇报了控制两个政策后的估计结果。一方面,正如现有研究所揭示的,两个碳减排政策确实降低了碳排放;另一方面,在控制两个政策后,产业空间协同集聚的一次项和二次项的估计系数有所下降,但符号和显著性不变。这表明虽然低碳政策确实降低了工业碳排放,但是对产业空间协同集聚的工业碳减排效应影响不大。值得注意的是汇报于表6的第(2)和(4)列的碳减排政策和产业空间协同集聚的交互项的估计结果。估计结果表明:一方面,在控制交互项后,产业空间协同集聚与工业碳排放的倒“U”型关系仍然成立;另一方面,低碳减排政策能够推动产业空间协同集聚实现碳减排,这一点在低碳城市建设上表现得更为明显。因而在新时期的碳排放治理过程中需要进一步发挥环境规制的产业协同发展效应,从而以“软”“硬”结合、刚柔并济的方式实现既定的减排目标。

表6 减排政策与空间协同集聚减排效应

变量	城市工业碳排放量的对数( $\ln CO_2$ )			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	排除“碳排放交易权”政策效应		排除“低碳城市建设”效应	
$W \times \ln CO_2$	0.4305*** (0.1278)	0.4492*** (0.1274)	0.4264*** (0.1279)	0.4521*** (0.1267)
$coagg$	6.1333*** (0.2155)	5.8884*** (0.2246)	6.2325*** (0.2147)	5.8122*** (0.2284)
$coagg^2$	-3.4887*** (0.1555)	-3.3545*** (0.1605)	-3.5621*** (0.1552)	-3.3308*** (0.1644)
$tpfjy$	-0.1724** (0.0738)	-0.0860 (0.1048)		
$coagg \times tpfjy$		2.0295*** (0.7642)		
$coagg^2 \times tpfjy$		-1.0271 (0.7053)		
$dtcs$			-0.0905* (0.0491)	-0.2807*** (0.0610)
$coagg \times dtcs$				2.1416*** (0.5047)
$coagg^2 \times dtcs$				-0.9442** (0.4403)
常数项	12.4072*** (3.5344)	11.9007*** (3.5259)	12.5080*** (3.5358)	11.6644*** (3.5112)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3990	3990
$R^2$	0.5781	0.5798	0.5779	0.5817
Wald Test	3988.2763***	4018.7818***	3983.8224**	4054.1458***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
F Test	137.5268***	129.6381***	137.3732***	130.7789***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

## (二)机制分析

为了进一步研究产业空间协同集聚对工业碳排放的影响路径,根据前文分析中得出的要素配置、技术进步和产业升级三条路径,参考江艇(2022)的做法,本部分使用中介效应模型对

上述三条路径进行检验。在代理变量选取上,选取了资本错配指数(*miscap*)和劳动力错配指数(*mislal*)反映要素错配;选取了技术创新(*patent*)反映技术进步;选取了工业低碳转型(*upgrade*)和生产率(*labratio*)反映产业升级。

需要说明的是,一方面,考虑到碳排放难以实现有效的末端治理;另一方面,从现有研究来看,文中重要的技术创新和生产效率等机制对碳排放的影响均存在“能源回弹效应”。因此,在本文机制论述中,技术创新和生产效率提升与碳排放并不是简单的线性关系。为了排除模型设定的影响,在最后一步检验中,对于存在“能源回弹效应”的机制,本文也同样引入了其二次项来捕捉潜在的“能源回弹效应”对碳排放的影响。

表7的第(6)列汇报了中介效应的第三步检验的结果。一方面,除工业低碳转型和资本

表7 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>patent</i>	<i>miscap</i>	<i>mislal</i>	<i>upgrade</i>	<i>labratio</i>	$\ln CO_2$
$W \times \ln CO_2$						0.3956*** (0.1433)
$W \times patent$	0.1440 (0.1397)					
$W \times miscap$		2.1930*** (0.2390)				
$W \times mislab$			1.5979*** (0.2191)			
$W \times upgrade$				1.2011*** (0.1667)		
$W \times labratio$					0.8452*** (0.1892)	
<i>coagg</i>	0.8156*** (0.0150)	-0.2373*** (0.0888)	-0.0798 (0.0741)	0.4248*** (0.1606)	0.5352*** (0.0464)	4.3028*** (0.2674)
<i>coagg</i> <sup>2</sup>						-2.5070*** (0.1756)
<i>patent</i>						2.4397*** (0.2665)
<i>patent</i> <sup>2</sup>						-1.0601*** (0.1607)
<i>miscap</i>						0.0235 (0.0192)
<i>upgrade</i>						-0.0039 (0.0095)
<i>labratio</i>						0.2970*** (0.0551)
<i>labratio</i> <sup>2</sup>						-0.1138*** (0.0277)
常数项	-3.7195*** (1.0577)	5.6218** (2.1887)	-0.9979 (1.8517)	-7.2626 (4.7915)	-3.3195*** (1.3593)	9.2452*** (3.8899)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3990	3135	3135	3135
R <sup>2</sup>	0.7897	0.5326	0.5831	0.1669	0.3738	0.6058
Wald Test	7971.2349***	660.5832***	286.9647***	283.2835***	904.8696***	3389.6163***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
F Test	797.1235***	24.4660***	10.6283***	11.8035***	37.7029***	109.3425***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

要素错配外,各个中介效应的估计系数均至少通过了10%的显著性检验,并且估计系数的方向与第二步的估计结果相一致。资本要素错配和工业低碳转型的估计系数没有通过10%的显著性检验,可能原因是其工业碳减排效应被技术进步等效应所吸收;另一方面,本文的核心解释变量产业空间协同集聚的一次项以及二次项的估计系数虽然通过了1%的显著性检验,但是估计系数出现了下降。一次项系数由6.2006下降到4.3028,二次项系数绝对值由3.5474下降到2.5070,属于不完全中介效应。

## 六、“熨平”倒“U”型的区位条件、实现前提和两业协同发展方向

### (一)空间协同集聚下区内优势条件适宜性与工业碳排放

本文运用容量耦合系数模型(韩峰、李玉双,2019),构建出适宜性产业空间协同集聚指标来衡量产业空间协同集聚与各类优势条件的吻合度。具体各类优势指标测度方法如下:

第一步是各类优势指标的测算。在反映自然资源禀赋上,参考邵帅等(2013),使用采矿业就业比重予以表示;在反映空间技术外溢( $TS$ )上,参考韩峰和李玉双(2019)的做法,采用城市层面的空间技术外溢予以表示:

$$TS_i = \sum_j \frac{U_j}{d_{ij}^\sigma} \quad (13)$$

其中, $U_j$ 表示城市 $j$ 的创新指数,具体是参考寇宗来和刘学悦(2017)公布的中国城市创新指数; $d_{ij}$ 表示两个城市之间的距离; $\sigma$ 表示距离衰减参数(韩峰、柯善咨,2012)。

在反映劳动力蓄水池效应上,参考韩峰和柯善咨(2012)的做法,测算了城市层面的生产性服务业与制造业的劳动力相对富足程度( $LS_i$ ):

$$LS_i = \sum_{j=1}^n \left[ \sum_{p, \text{sign}\left(\frac{E_p/E_p}{E_p/E} - 1\right) > 0} E_{jp} \left( \frac{E_{jp}/E_j}{E_p/E} - 1 \right) \right] d_{ij}^{-\delta} \quad (14)$$

其中, $E_{jp}$ 和 $E_j$ 分别表示城市 $j$ 产业 $p$ 的就业人数和该城市全部就业人数, $E_p$ 和 $E$ 分别表示全国层面产业 $p$ 的就业人数和全国就业人数。 $d_{ij}$ 、 $d_{ii}$ 及 $\delta$ 的测度和取值方法参见韩峰和柯善咨(2012)。该指标综合了各城市制造业行业和生产性服务业行业细分行业的从业人员数。在反映开放程度上,使用城市进出口总额与GDP的比重表示;用电信业务量占GDP的比重反映地区电信化水平;最后,在反映政府干预水平上,用政府预算内收支之和占GDP比重表示。

其次,基于式(13)和(14)测算各优势指标与产业空间协同集聚耦合协调程度。对第一步测算出来的城市层面空间技术外溢( $TS$ )、多样化集聚指数( $dv$ )以及开放程度、电信化水平、政府干预分别进行极差标准化处理,分别带入下式中:



$$O_S = \left\{ (B_S \times W_{v \neq S, D}) / \left[ (B_S + W_{v \neq S, D}) / 2 \right]^2 \right\}^{1/2} \quad (15)$$

其中,  $B_S$  表示产业空间协同集聚指数;  $W_{v \neq S, D}$  为第一步测算的5个各类集聚优势的标准化指标;  $O_S$  分别为产业空间协同集聚与各项地方优势指标的耦合程度。耦合度越高表示地方比较优势和产业空间协同集聚匹配性越高, 实现了良性耦合, 更符合市场规律和当地比较优势。最后, 同样使用基准模型设定进行估计, 估计结果汇报于表8中。

表8 空间协同集聚下区内优势条件适宜性与工业碳排放

变量	城市工业碳排放量的对数 ( $\ln CO_2$ )							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	自然资源禀赋	空间技术外溢	劳动力蓄水池效应	开放程度		电信化水平	政府干预水平	
$W \times \ln CO_2$	0.4563*** (0.1522)	0.4710*** (0.1536)	0.4702*** (0.1559)	0.9461*** (0.2591)	1.0174*** (0.2615)	0.9408*** (0.2600)	0.9166*** (0.2592)	0.9329*** (0.2607)
$ocoagg$	-0.6087*** (0.0525)	1.7510*** (0.2512)	1.3813*** (0.2573)	-0.1670 (0.1204)	-0.1169*** (0.0421)	0.3876*** (0.1329)	0.3005** (0.1315)	0.2218*** (0.0380)
$ocoagg^2$		-1.3238*** (0.2221)	-1.0723*** (0.2230)	0.0527 (0.2348)		-0.2145* (0.1102)	-0.0655 (0.1049)	
常数项	13.2681*** (4.0488)	11.3574*** (4.0895)	11.5340*** (4.1833)	-1.1233 (474.9494)	5.4086 (4.0799)	-1.1733 (5.6520)	-0.7623 (216.0593)	-1.1878 (5.6642)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3990	3990	3990	3990	3990	3990
R <sup>2</sup>	0.4856	0.4749	0.4691	0.9271	0.9270	0.9273	0.9277	0.9276
Wald Test (P-Value)	2652.8575*** (0.0000)	2525.3982*** (0.0000)	2450.0503*** (0.0000)	2920.9261*** (0.0000)	3032.1090*** (0.0000)	3050.7590*** (0.0000)	2973.0678*** (0.0000)	3087.2547*** (0.0000)
F Test (P-Value)	98.2540*** (0.0000)	90.1928*** (0.0000)	87.5018*** (0.0000)	104.3188*** (0.0000)	112.3003*** (0.0000)	108.9557*** (0.0000)	106.1810*** (0.0000)	114.3428*** (0.0000)

表8的估计结果表明, 在自然资源禀赋上, 当地的产业空间协同集聚水平越符合当地的资源禀赋条件, 其碳减排效应越显著, 并且由原来的倒“U”型关系变为了线性降低的关系。这一结果表明, 在新时期的产业发展规划中应当充分考虑当地的资源禀赋条件, 推动产业发展与当地资源条件相适应, 从而以高质量的产业协同发展降低碳排放; 空间技术外溢与劳动力蓄水池效应的估计效果与基准回归相一致, 与碳排放关系呈现倒“U”型关系。从估计结果来看, 持续推进科技创新, 打破区际要素市场壁垒才能降低碳排放, 另外, 电信化水平的估计结果与空间技术外溢和劳动力蓄水池效应相一致; 更为重要的是, 地区开放程度和政府干预得到了完全相反的结论。一方面, 两个适宜性指标与碳减排的二次关系不再成立; 另一方面, 产业空间协同集聚与地区开放程度的协调程度越高, 碳减排效应越明显。而与之相反的是, 政

府干预与产业空间协同集聚的协调程度越高,越会增加碳排放。表8的第(4)和(5)列表明,在新时期要持续扩大开放,吸收国外先进的技术和经验,实现碳减排;而表8后两列的估计结果表明,在新时期要转变政府治理的方式,推动政府由干预型向服务型转型,才能更好地实现工业碳排放治理。需要说明的是,这一结论并不意味着碳排放治理领域不需要政府发挥作用,而是需要政府转变治理模式,在做好顶层设计的同时,持续深化机制体制改革,推进经济市场化发展。

## (二)空间协同集聚下生产性服务业发展模式与工业碳排放

考虑到生产性服务业与工业间紧密的产业关联关系,本部分尝试从生产性服务业发展模式差异对工业的影响出发,探讨在产业空间协同集聚的现实特征下,生产性服务业发展模式对工业碳排放的影响。具体而言,在发展模式上“广而全”和“专而精”哪种发展模式更有助于通过协同效应实现工业碳减排?在具体产业类型上,要最大化产业空间协同集聚的碳减排效应,到底是发展技术密集的高端生产性服务业还是发展服务密集型的低端生产性服务业?

为了回答上述问题,本文参考韩峰和李玉双(2019)的做法,使用容量耦合系数模型测算生产性服务业发展模式与产业空间协同集聚的耦合程度<sup>①</sup>。首先,计算生产性服务业专业化( $sp$ )和多样化集聚指数( $dv$ ):

$$sp_i = \sum_s \left| \frac{E_{is}}{E_i} - \frac{E'_s}{E'} \right| \quad (16)$$

$$dv_i = \sum_s \frac{E_{is}}{E_i} \left[ \frac{1 / \sum_{s'=1, s' \neq s}^n [E'_{is'} / (E_i - E_{is})]^2}{1 / \sum_{s'=1, s' \neq s}^n [E'_s / (E - E_s)]^2} \right] \quad (17)$$

其中,  $E_{is}$  代表城市  $i$  生产性服务行业  $s$  的就业人数,  $E_i$  为城市  $i$  总就业人数,  $E'_s$  表示除城市  $i$  外的某生产性服务行业  $s$  的就业人数,  $E'$  为除城市  $i$  外的全国总就业人数。  $E_s$  代表全国生产性服务业  $s$  的就业人数,  $E$  则为全国总就业人数。

其次,对测算出来的生产性服务业专业化( $sp$ )、多样化集聚指数( $dv$ )以及生产性服务业与制造业空间协同集聚指数( $coagg$ )分别进行极差标准化处理,分别带入式(15)中进行计算,分别得到专业化适宜性协同集聚和多样化适宜性协同集聚。耦合度越高表示生产性服务业发展模式和产业空间协同集聚匹配性越高,实现了良性耦合,更符合市场规律和当地比较优势。并且,本文也基于宣烨和余泳泽(2017)对生产性服务业的划分,分别测算了高端生产性服务业专业化和多样化集聚指数以及低端生产性服务业专业化和多样化指数,同样按照上

<sup>①</sup> 考虑到没有很好的发展模式的测算指标,在此处使用集聚模式作为发展模式的代理变量。

述方法处理得到适宜性指标。最后,使用与基准模型相同的设定进行估计。基于上述适宜性指标的估计结果如表9和表10所示。

表9 空间协同集聚下生产性服务业专业化集聚模式与工业碳排放

变量	城市工业碳排放量的对数( $\ln CO_2$ )			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	生产性服务业专业化集聚	高端生产性服务业专业化集聚		低端生产性服务业专业化集聚
$W \times \ln CO_2$	0.3671*** (0.1439)	0.7269*** (0.1504)	0.7275*** (0.1511)	0.6957*** (0.1703)
$ocoagg$	3.2235*** (0.2429)	-0.9359*** (0.2837)	-0.5942*** (0.0658)	1.0310*** (0.3495)
$ocoagg^2$	-1.5484*** (0.2105)	0.2907 (0.2348)		-0.7146*** (0.2778)
常数项	14.5899*** (3.8347)	5.3717 (4.0685)	5.4086 (4.0799)	7.6462* (4.4381)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3990	3990
$R^2$	0.5425	0.4806	0.4804	0.4693
Wald Test (P-Value)	3416.7764*** (0.0000)	2610.5870*** (0.0000)	2608.6028*** (0.0000)	2460.7734*** (0.0000)
F Test (P-Value)	122.0277*** (0.0000)	93.2353*** (0.0000)	96.6149*** (0.0000)	87.8848*** (0.0000)

表9汇报了专业化协同集聚模式的估计结果。从生产性服务业整体来看,与基准回归一致,呈现出倒“U”型的关系。从分类耦合的结果来看,高端专业化模式会降低工业碳排放,而低端专业化模式的碳减排效应与生产性服务业行业整体相一致。

表10汇报了多样化协同集聚模式的估计结果。与专业化协同集聚的估计结果不同的是,生产性服务业多样化模式以及高端多样化模式均增加了碳排放,仅有低端多样化模式存在倒“U”型的减排效应。综合表9和表10的估计结果,要最大化协同集聚的减排效应,从生产性服务业整体发展模式上要推动其向“专而精”的发展模式转型;在具体类型上看,推动高端生产性服务业专业化发展,低端生产性服务业多样化发展,形成层次分明、高低配合的生产性服务业发展模式。

表 10 空间协同集聚下生产性服务业多样化集聚模式与工业碳排放

变量	城市工业碳排放量的对数( $\ln CO_2$ )				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	生产性服务业 多样化集聚		高端生产性服务业 多样化集聚		低端生产性服务业 多样化集聚
$W \times \ln CO_2$	0.2658 (0.1657)	0.2905* (0.1661)	0.5721*** (0.1537)	0.5666*** (0.1543)	0.5672*** (0.1657)
$ocoagg$	1.3148*** (0.2826)	1.0261*** (0.0758)	1.3175*** (0.2852)	0.9655*** (0.0758)	1.8959*** (0.2877)
$ocoagg^2$	-0.2644 (0.2316)		-0.2989 (0.2334)		-1.1466*** (0.2355)
常数项	18.1544*** (4.3767)	5.4086 (4.0799)	12.2662*** (4.1336)	12.5051 (4.1440)	11.2021*** (4.1910)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3990	3990	3990	3990	3990
$R^2$	0.4929	0.4927	0.4851	0.4855	0.4929
Wald Test	2677.3723***	2675.9655***	2637.2749***	2634.8643***	2506.2913***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
F Test	95.6204***	99.1098***	94.1884***	97.5876***	89.5104***
(P-Value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

## 七、结论与启示

本文以 2003—2016 年中国主要的 285 个地级及以上城市作为研究样本,采用 G2SLS 方法系统研究了生产性服务业与制造业协同集聚对工业碳排放的影响及其内在作用机理。研究结果表明:(1)生产性服务业与制造业空间协同集聚与工业碳排放呈现出倒“U”型关系,并且在处理内生性问题后这一结论仍然成立。(2)在稳健性检验上,使用经济距离、经济地理距离、公路距离矩阵、更换核心解释变量测算方法、省份碳排放数据分解以及使用 SGMM、QMLE 两种方法估计后,本文的结论仍然成立。(3)机制分析表明生产性服务业和制造业协同集聚通过降低要素错配、提升技术创新和推动制造业升级实现碳减排,并且在考虑潜在的“能源回弹效应”后仍然成立。(4)基于适宜性视角的进一步分析发现,专业化的生产性服务业集聚模式下产业空间协同集聚的碳减排效应更强,推动高端生产性服务业专业化发展,低端生产性服务业多样化发展,形成层次分明、高低配合的生产性服务业发展才能最大化碳减排效应。并且扩大对外开放和推动市场化改革、实现政府职能转变是未来实现产业空间协同集聚的碳减排效应的重要抓手。因此,在新时期要充分发挥政府政策的引导作用,合理规划和发展当地的产业,以高质量的生产性服务业和工业协同发展实现生态文明的新进步。

本文的研究表明要实现生态环境持续改善、生产生活方式绿色转型成效显著的绿色可持续发展,要充分发挥政府的引导作用:

首先,在中央政府层面,要做好顶层设计,正确处理好生产性服务业与制造业的关系,要

明确以制造业为核心、生产性服务业作为重要支撑的发展模式,严防“脱实向虚”和“只实不  
虚”的不良发展倾向。稳步推进生产性服务业与制造业高质量协同发展的战略,以持续的深  
化改革,推动市场化进程,实现政府治理转型,破除机制体制壁垒,从而实现产业协调发展和  
碳减排的“双赢”。

其次,地方政府在执行过程中,要注意区域间的协调合作,持续推进对内对外开放。一方  
面,本文研究发现工业碳排放存在着显著的正向空间溢出效应。这就要求在今后的碳排放治  
理的实践过程中,不仅要增强本地的环境治理强度,也要加强区域间的分工协作。参考京津  
冀治霾的成功经验,积极推动跨区域的污染综合治理机构的设立,严防“污染避难所”现象;另  
一方面,各个城市的政府也应当继续加强区际的合作,完善区域协调型政策机制,优化区域  
产业协同体系、实现创新协同发展、构建环境协同治理体系。同时,也应充分发挥中心城市  
的空间溢出效应,形成以点带面,以面带全的发展体系,共享经济发展和环境治理的红利。

再次,在具体实施时要对具体行业提出具体举措。要把握因地制宜的原则,结合当地的比  
较优势,推动生产性服务业向“专而精”的方向发展,强化生产性服务业的支撑功能,深挖两业  
企业的关联作用,促进新知识和新技术的产生和应用,推动制造业高质量发展从而实现碳减排。

最后,对于生产性服务业和工业企业来说,要紧抓数字经济、互联网+和5G技术等新业态  
的“东风”,实现以生产性服务业与制造业空间协同集聚促进新经济新业态发展,以新业态新  
经济强化生产性服务业与制造业协同发展的良性循环,从而以产业高质量发展实现生态文明  
的新进步。

附录:

附表1 工业行业TFP估计结果

变量	系数	超越对数生产函数形式		最终计算的生产函数形式	
		估计值	t统计量	估计值	t统计量
截距	$\beta_0$	0.087	0.385	1.412***	6.311
lnK	$\beta_1$	1.012***	14.188	0.719***	12.808
lnL	$\beta_2$	0.117	1.412	/	/
T	$\beta_3$	0.006***	9.377	0.005***	7.744
(lnK) <sup>2</sup>	$\beta_4$	-0.099***	-11.451	0.218***	17.744
(lnL) <sup>2</sup>	$\beta_5$	-0.003	-0.185	/	/
T <sup>2</sup>	$\beta_6$	-0.000***	-8.832	-0.000***	-9.646
lnL × lnK	$\beta_7$	0.117***	5.094	-0.142***	-10.953
t × lnK	$\beta_8$	-0.000***	-3.783	-0.001***	-6.878
t × lnL	$\beta_9$	-0.000***	-2.172	0.001***	3.807
$\sigma^2$		0.456***	31.596	0.015***	32.587
$\gamma$		0.813***	60.938	0.011***	70.000
Log 似然函数值		388.390		445.629	
技术无效率不存在的LR检验		107.76		118.24	



## 参考文献:

- [1] 陈国亮,陈建军. 产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国212个城市的经验考察[J]. 管理世界,2012,(04):82-100.
- [2] 陈建军,刘月,邹苗苗. 产业协同集聚下的城市生产效率增进——基于融合创新与发展动力转换背景[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2016,46(03):150-153.
- [3] 崔书会,李光勤,豆建民. 产业协同集聚的资源错配效应研究[J]. 统计研究,2019,36(02):76-87.
- [4] 顾乃华,毕斗斗,任旺兵. 中国转型期生产性服务业发展与制造业竞争力关系研究——基于面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济,2006,(09):14-21.
- [5] 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,(10):55-70.
- [6] 韩峰,李玉双. 产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张[J]. 经济研究,2019,54(11):149-164.
- [7] 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(03):40-58.
- [8] 胡尊国,王耀中,尹国君. 劳动力流动、协同集聚与城市结构匹配[J]. 财经研究,2015,41(12):26-39.
- [9] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019,(08):5-23.
- [10] 江曼琦,席强敏. 生产性服务业与制造业的产业关联与协同集聚[J]. 南开学报(哲学社会科学版),2014,(01):153-160.
- [11] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022,410(05):100-120.
- [12] 江小涓. 服务全球化的发展趋势和理论分析[J]. 经济研究,2008,(02):4-18.
- [13] 寇宗来,刘学悦. 中国城市和产业创新力报告2017[M]. 上海:复旦大学产业发展研究中心,2017.
- [14] 李光勤,曹建华,邵帅. 语言多样性与中国对外开放的地区差异[J]. 世界经济,2017,40(03):144-168.
- [15] 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,(04):42-50.
- [16] 刘胜,李文秀,陈秀英. 生产性服务业与制造业协同集聚对企业创新的影响[J]. 广东财经大学学报,2019,34(03):43-53.
- [17] 陆剑宝. 基于制造业集聚的生产性服务业协同效应研究[J]. 管理学报,2014,11(03):396-401.
- [18] 罗勇,曹丽莉. 中国制造业集聚程度变动趋势实证研究[J]. 经济研究,2005,(08):106-115+127.
- [19] 罗天.“双碳”目标下产业协同集聚与低碳发展模式塑造[J]. 生态经济,2022,38(07):42-47+71.
- [20] 马忠海,潘自强,贺惠民. 中国煤电链温室气体排放系数及其与核电链的比较[J]. 核科学与工程,1999,(03):268-274.
- [21] 苗建军,华潮,丰俊超. 产业协同集聚的升级效应与碳排放——基于空间计量模型的实证分析[J]. 生态经济,2020,36(02):28-33.
- [22] 邵帅,李欣,曹建华,杨莉莉. 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(09):73-88.
- [23] 邵帅,李欣,曹建华. 中国的城市化推进与雾霾治理[J]. 经济研究,2019,54(02):148-165.
- [24] 邵帅,杨莉莉,黄涛. 能源回弹效应的理论模型与中国经验[J]. 经济研究,2013,48(02):96-109.
- [25] 邵帅,张曦,赵兴荣. 中国制造业碳排放的经验分解与达峰路径——广义迪氏指数分解和动态情景分析[J]. 中国工业经济,2017,(03):44-63.
- [26] 沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. 经济研究,2017,52(05):44-59.
- [27] 宋弘,孙雅洁,陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管

理世界, 2019, 35(06): 95-108+195.

[28] 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.

[29] 王海星, 周耀东. 产业集聚与城市工业碳排放——来自经开区的证据[J/OL]. (2022-10-27) [2023-01-04]. 软科学: 1-11.

[30] 王永进, 盛丹. 地理集聚会促进企业间商业信用吗?[J]. 管理世界, 2013, (01): 101-114+188.

[31] 宣烨, 余泳泽. 生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自230个城市微观企业的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(02): 89-104.

[32] 杨仁发. 产业集聚与地区工资差距——基于我国269个城市的实证研究[J]. 管理世界, 2013, (08): 41-52.

[33] 杨勇. 产业关联、市场竞争与地区新生企业产能累积[J]. 中国工业经济, 2017, (09): 63-80.

[34] 余泳泽, 刘大勇, 龚宇. 过犹不及事缓则圆: 地方经济增长目标约束与全要素生产率[J]. 管理世界, 2019, 35(07): 26-42+202.

[35] 原毅军, 高康. 产业协同集聚、空间知识溢出与区域创新效率[J]. 科学学研究, 2020, 38(11): 1966-1975+2007.

[36] 赵凡, 罗良文. 长江经济带产业集聚对城市碳排放的影响: 异质性与作用机制[J]. 改革, 2022, (01): 68-84.

[37] 祝树金, 谢煜, 吴德胜. 制造业服务化的节能效应及其中介机制研究[J]. 财贸经济, 2020, 41(11): 126-140.

[38] Alonso-Villar, O. and J. Chamorro-Rivas. How Do Producer Services Affect the Location of Manufacturing Firms? The Role of Information Accessibility[J]. Environment & Planning, 2001, 33(9): 1621-1642.

[39] Duranton, G. and H. G. Overman. Testing for Localization Using Micro-Geographic Data[J]. Review of Economic Studies, 2005, 72(4): 1077-1106.

[40] Ellison, G. and E. L. Glaeser. Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dashboard Approach[J]. Journal of Political Economy, 1997, 105: 889-927.

[41] Ellison, G., E. L. Glaeser. and W. R. Kerr. What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Co-agglomeration Patterns[J]. American Economic Review, 2010, 100(3): 1195-1213.

[42] Gabe, T. M. and J. R. Abel. Shared Knowledge and the Coagglomeration of Occupations, Federal Reserve Bank of New York[M]. New York: Federal Reserve Bank of New York Conference, 2013.

[43] Gallagher, R. M. Shipping Costs, Information Costs, and the Sources of Industrial Coagglomeration[J]. Journal of Regional Science, 2013, 53(2): 304-331.

[44] Koch, A. and H. Strotmann. The Impact of Functional Integration and Spatial Proximity on the Post-entry Performance of Knowledge Intensive Business Service Firms[J]. IAW Discussion Papers, 2005, 2014(6): 389-397.

[45] Krugman, P. and A. J. Venables. Globalization and the Inequality of Nations[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(4): 857-880.

[46] Lee, L. and J. Yu. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models With Fixed Effects[J]. Journal of Econometrics, 2010, 154(2): 165-185.

[47] Macpherson, A. Producer Service Linkages and Industrial Innovation: Results of a Twelve-Year Tracking Study of New York State Manufacturers[J]. Growth & Change, 2010, 39(1): 1-23.

[48] Nunn, N. and N. Qian. US Food Aid and Civil Conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-66.

[49] Rothenberg, S. Sustainability through Servicizing[J]. MIT Sloan Management Review, 2007, 48(2): 83-89.

[50] Svaleryd, H. and J. Vlachos. Financial Markets, the Pattern of Industrial Specialization and Comparative Advantage: Evidence From OECD Countries[J]. *European Economic Review*, 2005, 49(1): 113–144.

## Spatial Collaborative Agglomeration of Productive Services and Industry and Its Impact on Industrial Carbon Emissions in China

Sun Pengbo<sup>a</sup>, Ge Liming<sup>b,c</sup>, Yang Chen<sup>d</sup>

(a: School of Economics of Nankai University; b: School of Urban and Regional Sciences of Shanghai University of Finance and Economics; c: Lee Kuan Yew School of Public Policy of National University of Singapore; d: Jiangsu Industrial Economic Development Institute of Nanjing University of Finance and Economics)

**Abstract:** The effective promotion of spatial collaborative agglomeration of productive services and industry is an important way to achieve coordinated regional governance and sustainable environmental development. This paper constructs a spatial collaborative agglomeration index that takes into account upstream and downstream input–output linkages, and empirically examines the impact of collaborative agglomeration between productive services and industry on industrial carbon emissions and its influence mechanisms by using urban carbon emissions data and the improved mountain index and egocentricity as instrumental variables. The results show that the spatial collaborative agglomeration of productive services and industry has an inverted U-shaped relationship with industrial carbon emissions, and this conclusion still holds after a series of robustness tests and the use of instrumental variables to solve the endogeneity problem. Further analysis based on the perspective of suitable spatial collaborative agglomeration shows that the model of promoting the specialization of high-end productive services and the diversification of low-end productive services can unlock the benefits of spatial agglomeration. At the same time, expanding the opening up of the country to the outside world, promoting market-oriented reforms and transforming government functions are important tools for achieving industrial carbon emission reduction through spatial collaborative agglomeration in the future. This paper enriches the literature on industrial spatial collaborative agglomeration and carbon emissions, and provides a useful reference for achieving the “3060” target by coordinating the development of productive services and industry in the new development pattern.

**Keywords:** Spatial Collaborative Agglomeration; Industrial Carbon Reduction; Input–output Linkage; Suitability-based Spatial Collaborative Agglomeration

**JEL Classification:** L16, Q56, R12

(责任编辑:朱静静)