

外商直接投资、区域创新能力与碳排放

——基于空间溢出效应视角的研究

郝宇 巴宁 盖志强

(北京理工大学管理与经济学院, 北京 100081)

[摘要] 外商直接投资的不断涌入一定程度上提高了中国的区域创新能力,但是这也可能降低相关地区的碳排放水平,但这一假设是否成立需要研究结果的证明。同时由于空间溢出效应的存在,因此这一问题从空间角度分析更有价值。针对单纯考察外商直接投资和区域创新能力对区域碳排放的影响可能会偏离实际的问题,通过建立三种不同的空间权重矩阵和空间杜宾模型,实证研究了二者对区域碳排放的空间溢出效应。研究结果表明:第一通过莫兰指数分析,我们发现我国区域碳排放和外商直接投资、区域创新能力之间存在显著的空间关联性;第二与不考虑空间相关性的传统计量模型估计结果相比,外商直接投资有效降低了我国区域二氧化碳排放水平,且空间溢出效应明显,这与外资更加先进的管理理念与生产技术是密切相关的;第三区域创新能力与区域碳排放水平之间的联系却不显著,即区域创新能力的提高暂时不能对降低碳排放产生有效影响;第四产业结构的升级对本地区与邻近地区碳排放水平的作用存在异质性,具体表现为区域产业结构的升级易产生降低碳排放的溢出效应,但对本地区碳排放的直接效应却相反。由此,提出严格指定和落实外商直接投资低碳审核准入制度,继续加强对区域创新能力的提升和引导,高度重视产业结构升级带来碳减排的空间溢出效应等政策建议。

[关键词] 外商直接投资 区域创新能力 碳排放 空间溢出效应 空间杜宾模型

[中图分类号] F062.2; X196 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-983X(2021)02-0048-13

收稿日期: 2020-09-25

***基金项目:** 国家自然科学基金国际(地区)合作与交流项目[组织间合作研究—NSFC-DFG(中德)]“面向可持续发展的中国和德国城市能源与环境转型研究”(71761137001)

作者简介: 郝宇,经济学博士,教授,主要从事宏观经济、能源经济和环境政策研究;巴宁,硕士研究生,主要从事能源与环境经济研究;盖志强,硕士研究生,主要从事环境经济学与环境政策评估研究。

一、引言

根据世界气象组织2020年7月发布的《未来五年全球气温预测评估》报告显示,相较于工业化前水平,全球气温未来五年每年都有可能升高至少1摄氏度,这意味着全球变暖问题将更加严峻,同时全球恶劣气候灾害爆发的频率也大大提升。为应对全球变暖问题,包括中国在内的各国都做出了巨大的努力,其中《巴黎气候变化协定》便是一项重要的成果,该协定希望世界各国通过减少温室气体排放以达到将温度上升幅度限制在1.5摄氏度以内的目标。

作为世界上最大的发展中国家,有着广袤国土的中国也面临着全球变暖的威胁。而根据《2016年全球碳预算报告》显示,中国二氧化碳排放量就已占到世界碳排放总量的29%,甚至超过了美国与欧盟碳排放量的总和,作为一个负责任的大国,中国也有义务主动应对全球气候变暖威胁。因此,中国在2009年就已经庄严地对世界各国做出承诺,以2020年截止日期,碳排放强度将在2005年的基础上降低45%。为此,中国政府做了大量行之有效的工,一系列行业标准纷纷上马,环境保护管理制度也进行了大刀阔斧的改革。但是在降低碳排放强度这一问题上,中国也面临了一些挑战。在经济全球化的当下,任何一个国家都是全球生产链中的一份子,中国作为闻名世界的“世界工厂”,吸引了众多的外部投资,由于审核不严、法律漏洞等历史原因,一部分高污染高排放的企业进入了中国。那么外商直接投资真的使中国碳排放水平增加了吗?考虑到不同省份对外商投资的吸引力不同,外商直接投资与碳排放之间的联系是否存在区域异质性?因此,本文借助空间计量方法,选用2003—2016年30个省份的省级面板数据,对外商直接投资与碳排放水平之间的联系进行了深入细致的探讨。本文研究结果表明外商直接投资对直接降

低中国区域碳排放产生了显著的作用,并产生了显著的溢出效应,但我国自身的区域创新能力尚待加强,产业结构尚待优化,对降低碳排放仍有巨大调整空间。

本研究主要有以下三点贡献。首先,将外商直接投资和二氧化碳排放纳入同一框架进行分析,并且充分考虑了空间相关性与区域异质性,这有助于更全面地了解内在机制。其次,考虑到外商直接投资水平与区域碳排放强度都是一个动态变迁的过程,单纯考察两者之间的线性联系可能会偏离实际,因此本文对外商直接投资与区域碳排放的非线性关系进行了考察,也使得研究成果更具科学性与适用性。最后,在中国经济追求高质量发展的背景下,研究外商直接投资与区域碳排放之间的关系,能够为中国未来的环境政策制定提供一定的科学依据,使中国在应对全球气候变暖问题上更具底气,因此本文的研究也具有十分重要的现实意义。

二、文献综述

外商直接投资与生态环境之间的联系一直是学界研究的重点,而对于外商直接投资的生态效应,学术界的争论持续已久。有一部分学者认为外商直接投资会导致“污染天堂”的出现,即高污染高排放的企业会通过资本的跨国流动转移到环境规制薄弱的国家,从而加剧当地的生态压力^[1],而这一经济规律在腐败程度较高的国家尤为突出^[2]。但是也有学者对“污染天堂”这一概念表达了质疑^[3],因为外商直接投资同时带来了先进的生产技术与管理经验,从而减少污染物的排放,产生正环境效应,即“污染光环”效应^[4],而这些在短时期内会弥补并超越其产生的负环境效应,使得当地的污染水平出现下降^[5, 6]。同时也有学者认为外商直接投资 and 环境污染之间可能存在非线性关系,并借助环境EKC曲线进行

了分析,结果表明,两者之间的确存在复杂的非线性联系^[7]。

但是又有学者认为由于不同国家的国情不同,在分析外商直接投资的生态效应时应做到具体问题具体分析。发达国家是国际资本的主要流出国,而发展中国家由于较低的生产成本则承接了大量的外商直接投资,这也是以中国为代表的发展中国家近些年快速发展的重要原因之一。但是研究表明,外国直接投资的流入会普遍增加这些国家污染气体的排放,例如二氧化碳、二氧化硫等^[8]。更有学者对这些发展中国家进行了更加深入的分析,包括海湾国家、阿富汗、伊拉克、土耳其以及印度等发展中国家的证据都表明外商直接投资会显著增加当地的环境污染水平^[9,10,11,12],但是也有一些发展中国家呈现了不一样的关系,对拉丁美洲国家的研究表明,外国直接投资并不会增加该地区的污染水平^[13]。而中国作为最大的发展中国家,在早期由于引进外资体制不完善以及环境规制不严格等漏洞^[14],同样对外商直接投资带来的环境污染问题^[15,16,17],但是随着经济发展水平的不断提升,引进外资要求的不断提高以及环境监管体制的不断完善,外商直接投资的技术效应得到了充分发挥,一定程度上减轻了当地的污染物排放水平^[18,19],这证明在中国外商直接投资与环境污染之间存在非线性联系^[20]。

而近年来,随着全球变暖问题的日益突出以及全球一体化进程的加快,外商直接投资对区域碳排放强度的影响也便成为当前研究领域的前沿话题。大多数学者都认同外商直接投资的流入会显著增加当地碳排放水平。这是因为外商直接投资数量的增加会增加能源消耗,而在单位碳排放较高水平的发展中国家,这无疑会增加温室气体的排放^[21],同时外商直接投资也会破坏当地的自然植物,削弱了光合作用对二氧化碳的调节作用^[22],同时由于清洁能源在发展中国家能源消费结构

中占比较小,而不得不选用碳排放更多的石油或煤炭^[23]。但是为获取经济增长,很多发展中国家依旧大量引入外商直接投资^[24],这大大增加了世界各国应对全球气候变暖问题的压力。有学者指出,各国应该正确看待外商直接投资与碳排放之间的联系,因为外商直接投资的技术效应往往会降低当地碳排放水平,而其规模效应和结构效应则会增加区域碳排放,只要平衡好三者的关系,便可做到吸引外资与低碳减排兼顾^[25]。

而中国2009年在哥本哈根做出了减排40%–45%的承诺^[26],与汇率等国际贸易因素的负向作用不同,外商直接投资的增加会提高中国的碳排放水平^[27,28],而有学者在对具体行业进行分析后认为中国应加大吸引外资的力度,因为外商直接投资的技术效应对中国工业的碳排放有着显著的正面影响^[29],这可能与行业特性有关^[30]。由于区域创新能力不均衡是当前中国节能减排工作面临的重要问题^[31],而引进外资能够一定程度上弥补这一不足,所以外商直接投资的技术效应更多的是通过增强区域创新能力实现的^[32]。随着资本的涌入,用于技术创新以及创新人才培养的资金也随之增长,由于技术不成熟或生产线落后导致的二氧化碳超标准排放的问题也迎刃而解^[33],因此,各国应充分利用外商直接投资的技术效应^[34],以缓解当前全球变暖问题日益严重的现状。

但有学者对省级面板数据研究后发现,因为发现外商直接投资的技术正效应却小于其带来的规模负效应^[35]。外商直接投资与碳排放的联系也会因地区不同而有着不同的结果,在开放程度更高的东部地区,外商直接投资有着正向的碳排放效应,而在偏远的西部地区,外商直接投资水平的增加则会降低当地的碳排放水平^[36],但在这些地区内部,外商直接投资与碳排放强度之间的联系在不同省份却有着相似的结果^[37]。

综上所述,目前虽然已经有研究关注了外商直接投资对中国区域碳排放强度的影响,但这一领域的研究仍然存在一定的局限性。首先,由于碳排放存在空间溢出效应,所以碳排放强度很可能存在空间相关性,但是少有人从空间计量的角度讨论两者的统计联系。其次,多数研究忽略的不同省份吸引外商直接投资与碳排放的地区异质性,这可能会在一定程度上导致对两者统计联系的估计偏差,进而影响实证结果的准确性。最后,从研究方法

来看,以往的研究多为线性分析,较少有人考虑外商直接投资与区域碳排放强度之间的非线性关系。

三、模型设计与变量描述

(一) 基准线性回归模型

本文采用包含以下方程作为回归分析的基准形式,基本表达式为:

$$\ln CO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 \ln fdi_{it} + \beta_2 \ln ric_{it} + \beta_3 \ln str_{it} + \beta_4 \ln gdp_{it} + e_{it} \quad (1)$$

其中, CO_{2it} 表示第 i 个省在第 t 年的二氧化碳碳排放水平, fdi_{it} 表示第 i 个省在第 t 年实际接受的外商直接投资, ric_{it} 表示第 i 个省在第 t 年的区域创新能力, str_{it} 和 gdp_{it} 分别为产业结构和人均生产总值。为检验经济发展水平与碳排放之间是否存在环境库茨涅兹曲线 (EKC) 关

系,本文在经济规模中引入 $pgdp$ 的平方项。同时考虑到二氧化碳排放带来的影响具有一定的时滞效应,即当期环境污染可能会受到前期影响,本文在计量模型中引入环境污染滞后一期变量 $\ln CO_{2it-1}$, 得到本文基准线性回归模型:

$$\ln CO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 \ln CO_{2it-1} + \beta_2 \ln fdi_{it} + \beta_3 \ln ric_{it} + \beta_4 \ln str_{it} + \beta_5 \ln gdp_{it} + \beta_6 \ln gdp_{it}^2 + e_{it} \quad (2)$$

(二) 空间面板计量模型

回归方程 (2) 是未考虑空间效应的普通回归方程,根据前文讨论,省域间二氧化碳排放和外商直接投资的空间效应很可能是存在的。为对碳排放的空间溢出效应进行全面考察,本文分别采用全局和局域空间相关性进行检查。全局空间相关性采用 Moran's I 和 Geary's C 指数进行判别,其计算公式分别为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \quad (3)$$

其中, $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 为样本方差; ω_{ij} 为空间权重矩阵,用于度量区域 i 与区域 j 之间距离的 (i, j) 元素; $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}$ 为所有权重之和。计算 Moran's I 指数需对矩阵进行标准化处理,此时 Moran's I 指数可改写为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

Moran's I 指数的计算结果一般介于 $[-1, 1]$ 之间,大于零则表示正自相关,即高值与高值相邻、低值与低值相邻;反之同理。Geary's C 指数的计算公式为:

$$C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})^2}{2(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij})[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2]} \quad (5)$$

对于空间权重矩阵 (W) 的解释如下:综合考虑地理距离和经济属性的双重影响,本文分别采用三种空间权重矩阵。第一种为常见的地理距离权重矩阵 (W_1),其元素 ω_{ij} 为示 i 地区省会与 j 地区省会最近公路里程的倒数的平方;但距离并不是决定两地经济发展和碳排放水平的唯一因素,为使结果更为可靠,此处引入经济距离权重矩阵 (W_2),其元素 ω_{ij} 为示 i 与 j 地区人均 GDP 年均值绝对差值的倒数;最后为

综合地理信息因素和经济发展水平差异,本文还构造了地理与经济距离的嵌套权重矩阵(W_3) $W_3 = \rho W_1 + (1 - \rho)W_2$, ρ 介于0-1之间,为简化分析过程,本文 ρ 取0.5。

为了确定模型的具体形式,分别进行了 Moran's I 检验、Geary's C 检验、LM 检验、Wald 检验、LR 检验和 Hausman 检验。检验结果显示, Moran's I 和 Geary's C 检验在大多数年份都通过了显著性检验,表明本文选取的变量具备明显的空间依赖性。LM 检验结果显示拒

绝原假设,接受空间误差模型,拒绝空间滞后模型; Wald 检验和 LR 检验结果显示,统计量分别都在1%的显著性水平上拒绝了原假设,本文选取的数据样本更加倾向于空间杜宾模型,且无法简化为空间滞后模型和空间误差模型。最后通过 Hausman 检验,在分别固定时间、空间和同时控制两者的三种情况下,应优选双固定效应,这一检验过程将在本文4.2部分详细说明。最终确定本文选用同时固定时间和地区的空间杜宾模型,其基本表达式为:

$$\ln CO_{2it} = \beta_0 + \rho W \ln CO_{2it} + \beta_1 \ln fdi_{it} + \beta_2 \ln ric_{it} + \beta_3 \ln str_{it} + \beta_4 \ln gdp_{it} + \beta_5 \ln gdp_{it}^2 + \theta_1 W \ln fdi_{it} + \theta_2 W \ln ric_{it} + \theta_3 W \ln str_{it} + \theta_4 W \ln gdp_{it} + \theta_5 W \ln gdp_{it}^2 + \alpha_i + \gamma_t + e_{it} \quad (6)$$

其中, ρ 是本地区碳排放与相邻地区碳排放空间相互作用的方向与程度, W_i 是 30×30 阶的空间权重矩阵; β_{1-4} 分别表示各解释变量的弹性系数, θ_{1-4} 分别表示各解释变量的空间滞后项的弹性系数; α_i 是个体固定效应, γ_t 是时间固定效应, e_{it} 是随机误差项。

(三) 变量选取与数据来源

1. 被解释变量

省级区域碳排放数据说明。目前,我国碳排放主要来源于化石燃料燃烧和工业生产过程。根据 CDIAC 和一些研究人员的估计,化石

燃料的 CO_2 排放量约占总量的90%,另外10%来自中国的水泥和石灰生产,化石燃料主要包含煤炭、焦炭、石油(分为燃料油、汽油、煤油、柴油)、天然气四大类。工业生产过程中 CO_2 排放主要包括水泥、石灰、电石等生产过程中所产生的 CO_2 。根据政府间气候变化专门委员会(IPCC, 2006)和 Hao & Wei (2015)的研究,本文计算了中国30个省(自治区、直辖市)的碳排放量。

化石燃料燃烧产生的碳排放量可以用各种能源消费量(标准吨煤)与二氧化碳排放系数相乘后加总得到,具体计算公式如下:

$$TCO_2 = \sum_{i=1}^7 CO_{2i} = \sum_{i=1}^7 Q_i \times CF_i \times CC_i \times COF_i \times \frac{44}{12} \quad (7)$$

其中, TCO_2 代表各类化石能源消耗所释放出的二氧化碳总量, Q_i 代表30个省(自治区、直辖市)(西藏除外)第种能源的最终消耗量, CF_i 代表各能源消耗所释放出的热值, CC_i 代表能源中的含碳量, COF_i 代表碳氧化因子, $CF_i \times CC_i \times COF_i$ 代表碳排放系数, $CF_i \times CC_i \times COF_i \times \frac{44}{12}$ 代表二氧化碳排放系数。

水泥生产过程的碳排放量计算公式为:

$$CCO_2 = QC \times EC_{cement} \quad (8)$$

其中, CCO_2 代表水泥生产过程中释放的 CO_2

总量, QC 代表工业生产的水泥总量, EC_{cement} 代表水泥生产过程 CO_2 排放系数。

2. 解释变量

(1) 外商直接投资(fdi)。采用各地区各省实际利用外商直接投资额(亿元)作为外商直接投资的代理变量。

(2) 区域创新能力(ric)。采用各省科研机构科技研发总经费(R&D)作为区域创新能力的代理变量。

(3) 产业结构(str)。采用各省第三与第二

产业增加值的比值来衡量产业调整的状况。

(4)人均国内生产总值(pgdp)。以各省当年GDP总数除以当年人口总数获得,GDP以2005年为基期对其进行平减。

3.数据来源说明

由于数据获得的局限性,港、澳、台、西藏数据无法获取或残缺,故本文选取2006-2016

年中国30个省/直辖市/自治区共计11年的面板数据,来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》、国家统计局以及各地区省级统计年鉴。样本描述性检验见表1,中国区域二氧化碳排放水平、接受外来直接投资和区域创新能力分布图见图1。

表1 变量描述性统计

variable	N	mean	sd	min	p50	max	unit
co2	330	3.040	2.100	0.180	2.380	9.490	亿吨
fdi	330	551.2	601.6	1.630	326.0	2945	亿元
ric	330	461.01	380	2.104	140	2035	万元
pgdp	330	3.870	2.270	0.570	3.420	11.82	万元
str	330	0.420	0.0900	0.280	0.400	0.800	--

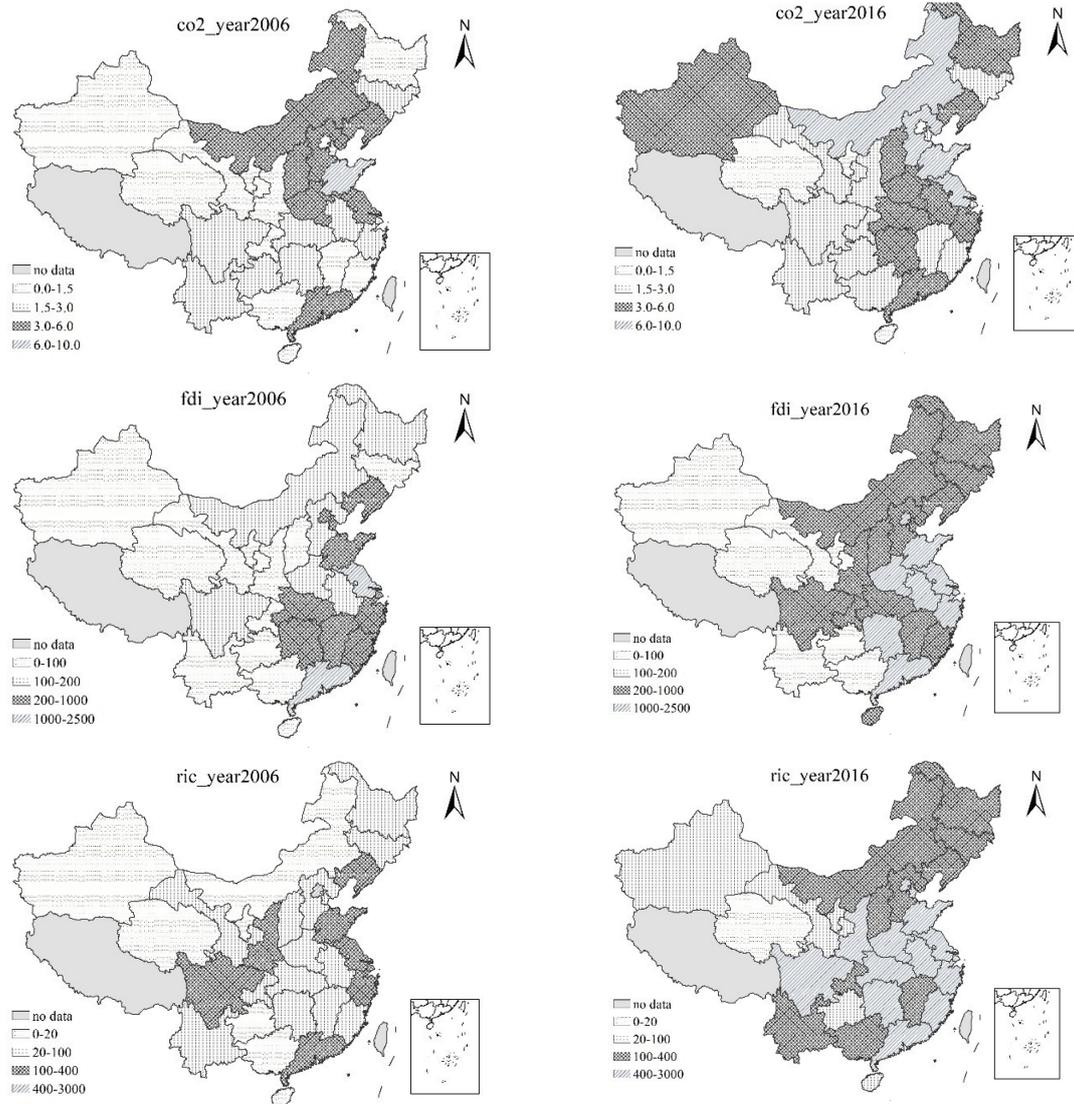


图1 2006年和2016年本文主要变量的变化

四、实证分析及估计结果

(一) 基准回归结果

表2第(1-2)列和第(3-4)列分别是OLS和SYS-GMM的回归结果。OLS回归结果中R2显示模型整体拟合度较高。SYS-GMM回归结果中AR(1)和AR(2)结果显示模型存在一阶序列自相关,但不存在二阶序列自相关; Hansen test结果表明,工具变量不存在过度识别, Wald检验结果表明模型整体高度显著。传统的OLS方法对面板数据进行估计时会高估解释变量对被解释变量的影响,而SYS-GMM

方法可以解决OLS估计参数的有偏性和非一致性问题,提高了分析结果的准确性,因此本文主要以SYS-GMM回归结果为参考。结果表明,外商直接投资将会有效降低区域碳排放,fdi每提高1%,则中国碳排放降低0.015%;但区域创新能力的提高却恰恰相反,将会带动碳排放水平的提高,这一结果并不能单纯解读为反对地区加大科研资金投入。值得注意的是,此处两种回归方式中,pgdp的平方项均不显著,初步判定在未考虑空间效应的传统线性回归中,区域碳排放与经济发展水平之间并不存在显著的EKC关系。

表2 基准回归结果

Variable	OLS		SYS-GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnfdi	-0.050 (-1.61)	-0.051 (-1.63)	-0.015*** (-4.23)	-0.014*** (-4.99)
lnric	0.522*** (13.71)	0.527*** (13.78)	0.077*** (5.26)	0.075*** (5.69)
lnstr	-1.953*** (-11.13)	-1.828*** (-9.10)	-0.285*** (-6.96)	-0.272*** (-6.48)
lnpgdp	-0.083 (-1.18)	0.098 (0.62)	-0.056*** (-5.57)	-0.020 (-0.75)
lnpgdp2		-0.091 (-1.28)		-0.016 (-1.40)
L.lnco2			0.859*** (32.35)	0.862*** (31.44)
_cons	-7.865*** (-17.60)	-7.872*** (-17.64)	-1.019*** (-5.06)	-1.005*** (-5.39)
AR(1)			-1.815 (0.000)	-1.825 (0.000)
AR(2)			-0.920 (0.066)	-0.915 (0.067)
Hansen test			28.19 (0.821)	27.62 (0.840)
R2/Wald test	0.630	0.631	55749.03	61444.78
N	330	330	300	300

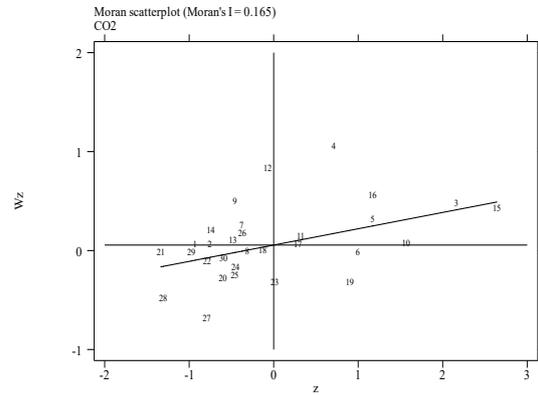
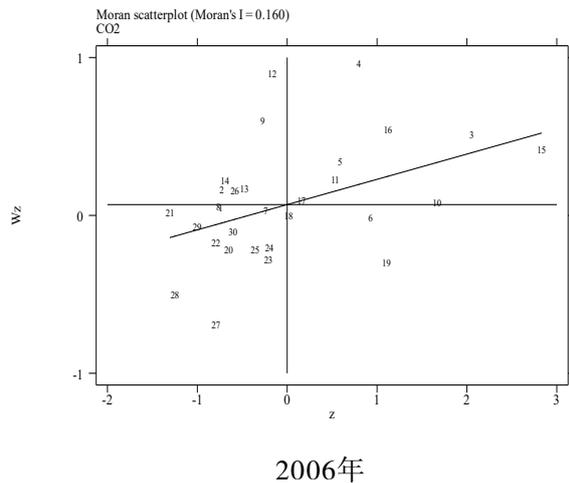
T, Z or P statistics in parentheses, * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

(二) 空间异质性

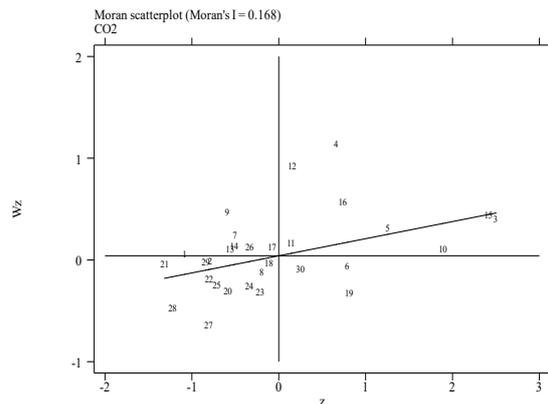
图2展示了部分年份全局空间相关性检验结果。结果显示,在地理距离权重矩阵(W₁)下, Moran's I指数均大于0且大都显著,同时 Geary's C指数均小于1但均不显著,这表明二

氧化碳排放的空间相关性在距离这一空间关联特征下并不明显。在经济距离权重矩阵(W₂)和下, Moran's I指数和Geary's C指数均高度显著;在嵌套权重矩阵(W₃)下, Moran's I指数和 Geary's C指数基本显著。说明区域碳排放与单

纯经济发展差异上的空间关联相对密切,与地理距离和经济发展的嵌套空间关联特征同样值得引起重视。作为参考,本文依然保留 W_1 矩阵。由二氧化碳排放散点图可知,山东、江苏、内蒙古、河南、河北以及山西地区一直属于“高-高”集聚型碳排放省份。



2010年



2016年

图2 地理距离权重矩阵下部分年份中国省域二氧化碳排放散点图

注: 1-北京, 2-天津, 3-河北, 4-山西, 5-内蒙古, 6-辽宁, 7-吉林, 8-黑龙江, 9-上海, 10-江苏, 11-浙江, 12-安徽, 13-福建, 14-江西, 15-山东, 16-河南, 17-湖北, 18-湖南, 19-广东, 20-广西, 21-海南, 22-重庆, 23-四川, 24-贵州, 25-云南, 26-陕西, 27-甘肃, 28-青海, 29-宁夏, 30-新疆。

(三) 空间溢出效应

在对方程(6)进行参数估计之前,我们首先要通过(robust)LM检验对空间滞后模型和空间误差模型进行比较。表3中的结果显示,在三

种不同的权重矩阵下,针对空间滞后模型的LM检验值在1%的水平上显著,则此时应拒绝原假设,即拒绝空间误差模型而选择更优的空间误差模型。

表3 空间面板模型的LM检验结果

LM检验	权重矩阵 W_1		权重矩阵 W_2		权重矩阵 W_3	
	χ^2	P-Value	χ^2	P-Value	χ^2	P-Value
No lag	8.789	0.003	7.553	0.006	29.485	0.000
No lag(robust)	101.894	0.000	70.851	0.000	310.255	0.000
No error	321.714	0.000	291.369	0.000	1240.411	0.000
No error(robust)	414.819	0.000	354.667	0.000	1521.182	0.000

而后,需要通过Wald检验和LR检验来判别空间面板模型的具体形式,其判别原则是:当

LR和Wald检验的两个假设均被拒绝,则空间杜宾模型是估计空间面板模型的最佳选择。篇

幅有限,此处并未报告全部检验结果,由结果可知,在三种空间权重矩阵下,LR检验结果的p值小于5%,则应拒绝原假设,空间杜宾模型不可以简化为空间滞后模型;Wald检验结果在1%水平上显著,此时可以确定空间杜宾模型是本文估计空间面板模型的最佳选择。最后进行hausman检验,结果显示p值小于5%,应拒绝原假设,应选择双固定效应,表4是对方程(6)进行参数估计的结果。

由表4结果可知,在三种不同权重矩阵下,外商直接投资和区域创新能力对碳排放的影响方式并未改变,与基准回归结果保持一致,且在不同水平上显著。显然,在考虑空间溢出效应后,

W*lnfdi的系数为负,外商直接投资对降低区域二氧化碳排放的效果更为突出,同时区域创新能力对碳排放的增加也更为突出。参考图2中地图分布,在所选样本年限区间内,区域创新能力的提高与碳排放量提高的省份重合较多。其次,产业结构在很大程度上影响了区域碳排放,第三产业增加值的相对提升将会有效提高区域碳排放。最后,表4中pgdp的平方项并不能直接表明EKC曲线的拐点不存在,需要计算解释变量在空间计量经济学模型计算中的直接效应和间接效应,两者加总得到的总效应全面反映了解释变量与因变量之间的相互关系,才能与非空间计量模型得到的结果进行比较,详细结果见表5。

表4 区域碳排放量的空间杜宾模型估计结果

解释变量	权重矩阵W ₁		权重矩阵W ₂		权重矩阵W ₃	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnfdi	-0.026* (-1.79)	-0.027* (-1.75)	-0.024* (-1.72)	-0.027* (-1.84)	-0.033** (-2.23)	-0.034** (-2.29)
lnric	0.116** (2.32)	0.121** (2.34)	0.077** (1.75)	0.084* (1.87)	0.082* (1.67)	0.091* (1.80)
lnstr	0.201* (1.83)	0.202* (1.84)	0.299*** (2.72)	0.287** (2.55)	0.253** (2.16)	0.243** (2.07)
lnpgdp	0.393*** (4.07)	0.396*** (3.90)	0.392*** (5.03)	0.390*** (5.02)	0.394*** (4.42)	0.391*** (4.27)
lnpgdp ²		-0.010 (-0.40)		-0.019 (-0.88)		-0.019 (-0.81)
W*lnfdi	-0.096** (-2.51)	-0.091** (-2.31)	-0.075*** (-3.20)	-0.073*** (-3.13)	-0.188** (-2.09)	-0.166* (-1.79)
W*lnric	-0.090 (-0.91)	-0.084 (-0.83)	-0.047 (-0.60)	-0.037 (-0.45)	-0.100 (-0.72)	-0.099 (-0.71)
W*lnstr	-0.767*** (-5.32)	-0.736*** (-4.50)	-0.959*** (-7.13)	-0.926*** (-6.33)	-0.994*** (-5.08)	-0.936*** (-4.01)
W*lnpgdp	0.194 (1.18)	0.198 (1.10)	0.159 (1.30)	0.152 (1.20)	0.414* (1.74)	0.424 (1.51)
W*lnpgdp ²		-0.005 (-0.10)		0.010 (0.25)		-0.002 (-0.03)
N	330	330	330	330	330	330
ρ	-1218.122	-1310.252	1.133	1.655	-6.596	-7.035
R ²	0.112	0.125	0.013	0.025	0.073	0.093
ll	289.650	290.048	294.692	300.108	293.321	293.756
AIC	-535.299	-526.096	-545.383	-546.217	-542.641	-533.513
BIC	-451.719	-423.520	-461.803	-443.641	-459.061	-430.937

T, Z or P statistics in parentheses, * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

基于空间杜宾模型偏微分方法对空间溢出效应进行分解,结果见表5。总效应可以分解为两部分,一部分是直接效应,即本地区直接利用外商直接投资对本地区碳排放的影响;另一部分是间接效应即溢出效应,表示本地吸收的外商直接投资和投入的科研经费对与其存在空间关联地区的影响。根据表5结果可知,在地理

距离权重矩阵 W_1 下,外商直接投资对降低区域碳排放的间接溢出效应显著;经济距离权重 W_2 下,两地的经济关系越紧密则溢出的抑制效应越明显,从系数关系上看甚至大于对本区域碳排放的影响。但 $pgdp$ 平方项依然不显著,本文样本在考虑空间效应的回归中,区域碳排放与经济发展水平之间并不存在显著的EKC关系。

表5 空间杜宾模型的直接效应、间接效应和总效应

Variable	权重矩阵 W_1			权重矩阵 W_2			权重矩阵 W_3		
	Direct	Indirect	Total	Direct	Indirect	Total	Direct	Indirect	Total
lnfdi	-0.027*	-0.090**	-0.117***	-0.026*	-0.074***	-0.100***	-0.033**	-0.151	-0.184*
	(-1.67)	(-2.24)	(-2.83)	(-1.79)	(-3.12)	(-3.66)	(-2.15)	(-1.58)	(-1.90)
lnric	0.119**	-0.084	0.035	0.082*	-0.038	0.044	0.089*	-0.100	-0.010
	(2.36)	(-0.82)	(0.37)	(1.88)	(-0.44)	(0.47)	(1.80)	(-0.74)	(-0.08)
lnstr	0.214**	-0.745***	-0.531***	0.296***	-0.944***	-0.648***	0.261**	-0.892***	-0.631***
	(2.08)	(-4.65)	(-3.83)	(2.84)	(-6.43)	(-5.26)	(2.34)	(-4.42)	(-3.66)
lnpgdp	0.400***	0.201	0.601***	0.394***	0.165	0.559***	0.393***	0.365	0.758***
	(3.88)	(1.17)	(4.77)	(5.02)	(1.35)	(4.64)	(4.20)	(1.46)	(3.47)
lnpgdp2	-0.009	-0.007	-0.016	-0.018	0.007	-0.011	-0.018	-0.003	-0.021
	(-0.37)	(-0.15)	(-0.44)	(-0.85)	(0.19)	(-0.30)	(-0.79)	(-0.05)	(-0.38)

T, Z or P statistics in parentheses, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

五、结果分析

(一) 基准回归结果分析

根据表2中OLS和SYS-GMM基准回归结果,可做以下讨论。外商直接投资和区域创新投入分别降低和加剧了区域碳排放,其系数均至少在1%的水平上显著,且区域创新投入的弹性系数更大。分析其原因:

第一,结合图2,在2006-2016年间,外商直接投资主要集中于东部沿海省份,以广东、江苏、上海和浙江等地区为代表,但我国主要碳排放地区集中在华北地区,以河北、山东、内蒙古和江苏为代表,仅有少数省份存在重叠。

第二,再次结合图2,在2006-2016年间,本文中区域创新能力提升最快的省份为广东、江苏、山东、北京和浙江,与高碳排放地区存在一定程度的重叠,主要集中于江苏、四川等南北

过渡地带。本文认为其内在的机理是,高碳排放地区通常而言经济发展水平较为发达,自然也对创新和科研投入更为重视。

(二) 空间溢出效应结果分析

根据表4-5中固定效应下空间杜宾模型的回归结果,可做以下讨论。外商直接投资和区域创新投入分别降低和加剧了区域碳排放的效果更加明显,同时,产业结构和人均GDP对碳排放具有显著正效应,这与基准回归分析存在差异但是空间杜宾模型给出的结果更为显著,更为可靠。分析其原因:

第一,由表5结果分析可得,外商直接投资对相对应空间权重矩阵下联系较为紧密的地区存在显著的间接溢出效应,同时,这一效应对于其自身同样适用,即在溢出效应下相关地域的外商直接投资也会降低本地区的碳排放,从计量角度看这是间接效应的两种不同路径,原理相同。

第二,在空间效应下,区域创新能力影响碳排放的显著程度较低,在表5对其进行分解后,在三种不同空间权重矩阵下,仅有在地理距离权重矩阵下直接效应达到了5%的显著性水平,其余均不显著。这一结果,表明我国高速增长的区域创新能力已经在部分地区对本地区产生了一定效果。

第三,人均GDP的增长对碳排放产生了显而易见的促进作用,但是分解后发现,产业结构的快速变化产生了值得注意的结果,对于本地区碳排放产生了正向效应同时对相关联地域产生了显著的负效应,表5结果显示,在不同矩阵下这一结果相同且总效应为负,与表4中 $W*lnstr$ 的系数一致。

六、结论与政策建议

本文选取了中国30个省/直辖市/自治区自2006—2016年的面板数据,运用基准回归分析和空间杜宾模型,通过外商直接投资和区域创新这一角度进行剖析,得出的主要结论和相应的政策建议有如下三点。

第一,外商直接投资有效降低了我国区域二氧化碳排放水平,且空间溢出效应明显。改革开放四十年来,我国通过逐步开放各领域并吸引外资,实现了超高速的稳定增长,同时引进了大量的高污染高排放产业。地方政策应当因地制宜,根据地区产业集群分布,设定并落实严格的外资引进政策,积极发挥其具备更低碳技术的空间溢出优势。

第二,地区科研经费的持续增加仍处于初级投资阶段,尚未产生低碳减排的溢出效应。在本文的研究期间,中国各省的区域创新能力在原有基础上翻了两至三番,处于自主提高创新能力的初期,自主科研渠道建设需要兼收并蓄,在严格把控外资准入的前提下,鼓励并引导科研机构找到外商直接投资与绿色发展的契合点。

第三,区域产业结构的升级易产生降低碳

排放的溢出效应,但对本地区的直接效应却相反。完整的工业化体系必将导致更加精细化的区域间合作分工,产业增加值的平衡发展才是产生良好空间溢出效应的前提,在统筹区域经济发展时,政府要着重打破时间和空间的壁垒,培养相对落后地区和相对封闭地区对空间溢出效应的吸收能力,通过对口帮扶等措施优化产业结构,共享低碳技术改革的红利。

参考文献:

- [1]Matthew A. Cole,Robert J. R. Elliott,Per G. Fredriksson. Endogenous Pollution Havens: Does FDI Influence Environmental Regulations?*[J]. Scandinavian Journal of Economics,2006,108(1).
- [2]Dong Baomin,Gong Jiong,Zhao Xin. FDI and environmental regulation: pollution haven or a race to the top?[J]. Journal of Regulatory Economics,2012,41(2).
- [3]Bildirici Melike,Gokmenoglu Seyit M. The impact of terrorism and FDI on environmental pollution: Evidence from Afghanistan, Iraq, Nigeria, Pakistan, Philippines, Syria, Somalia, Thailand and Yemen[J]. Environmental Impact Assessment Review,2020,81(C).
- [4]聂飞,刘海云. FDI、环境污染与经济增长的相关性研究——基于动态联立方程模型的实证检验[J]. 国际贸易问题, 2015 (2): 72-83.
- [5]盛斌,吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. 中国社会科学, 2012(5): 54-75; 205-206.
- [6]杨万平,袁晓玲. 对外贸易、FDI对环境污染的影响分析——基于中国时间序列的脉冲响应函数分析: 1982~2006[J]. 世界经济研究, 2008(12): 62-68, 86.
- [7]Wang Xiuting,Luo Yan. Has technological innovation capability addressed environmental pollution from the dual perspective of FDI quantity and quality? Evidence from China[J]. Journal of Cleaner Production,2020,258.
- [8]Phuong Thao Dang. Sustainability comes from within: carbon dioxide emissions, FDI origin factor and institutional qualities in developing countries[J]. Economia Politica,2019,36(2).
- [9]Abdul M. Nadeem,Tariq Ali,Muhammad T. I.

- Khan,Zhengquan Guo. Relationship between inward FDI and environmental degradation for Pakistan: an exploration of pollution haven hypothesis through ARDL approach[J]. Environmental Science and Pollution Research,2020,27(20).
- [10]Abdo AL-Barakani,Li Bin,Zhang Xiaodong,Lu Juan,Rasheed Abdulwase. Influence of FDI on environmental pollution in selected Arab countries: a spatial econometric analysis perspective[J]. Environmental Science and Pollution Research,2020,27(22).
- [11]Albulescu Claudiu Tiberiu,Tiwari Aviral Kumar,Yoon Seong-Min,Kang Sang Hoon. FDI, income, and environmental pollution in Latin America: Replication and extension using panel quantiles regression analysis[J]. Energy Economics,2019,84(C).
- [12]Saiqa Naz,Rashida Sultan,Khalid Zaman,Abdullah Mohammed Aldakhil,Abdelmohsen A. Nassani,Muhammad Moinuddin Qazi Abro. Moderating and mediating role of renewable energy consumption, FDI inflows, and economic growth on carbon dioxide emissions: evidence from robust least square estimator[J]. Saiqa Naz;Rashida Sultan;Khalid Zaman;Abdullah Mohammed Aldakhil;Abdelmohsen A. Nassani;Muhammad Moinuddin Qazi Abro,2019,26(3).
- [13]Abdulkadir Abdurashid Rafindadi,Ibrahim Muhammad Muye,Rayyanu Abdulkarim Kaita. The effects of FDI and energy consumption on environmental pollution in predominantly resource-based economies of the GCC[J]. Sustainable Energy Technologies and Assessments,2018,25.
- [14]于峰,齐建国. 我国外商直接投资环境效应的经验研究[J]. 国际贸易问题,2007(8): 104-112.
- [15]李国柱. 外商直接投资与环境污染的因果关系检验[J]. 国际贸易问题,2007(6): 105-109.
- [16]刘渝琳,温怀德. 经济增长下的FDI、环境污染损失与人力资本[J]. 世界经济研究,2007(11): 48-55, 87.
- [17]杨海生,贾佳,周永章,王树功. 贸易、外商直接投资、经济增长与环境污染[J]. 中国人口·资源与环境,2005(3): 99-103.
- [18]黄菁. 外商直接投资与环境污染——基于联立方程的实证检验[J]. 世界经济研究,2010(2): 80-86+89.
- [19]许和连,邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗?——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界,2012(2): 30-43.
- [20]邓柏盛,宋德勇. 我国对外贸易、FDI与环境污染之间关系的研究:1995-2005[J]. 国际贸易问题,2008(4): 101-108.
- [21]Zhang Yu,Zhang Sufang. The impacts of GDP, trade structure, exchange rate and FDI inflows on China's carbon emissions[J]. Energy Policy,2018,120.
- [22]Muhammad Yousaf Malik,Kashmala Latif,Zeeshan Khan,Hassan Daud Butt,Mudassar Hussain,Muhammad Athar Nadeem. Symmetric and asymmetric impact of oil price, FDI and economic growth on carbon emission in Pakistan: Evidence from ARDL and non-linear ARDL approach[J]. Science of the Total Environment,2020,726.
- [23]Zhu Huiming,Duan Lijun,Guo Yawei,Yu Keming. The effects of FDI, economic growth and energy consumption on carbon emissions in ASEAN-5: Evidence from panel quantile regression[J]. Economic Modelling,2016,58.
- [24]Bildirici M E. Terrorism, environmental pollution, foreign direct investment (FDI), energy consumption, and economic growth: Evidences from China, India, Israel, and Turkey[J]. Energy & Environment, 2020:0958305X2091940.
- [25]李子豪,代迪尔. 外商直接投资与中国二氧化碳排放——基于省际经验的实证研究[J]. 经济问题探索,2011(9): 131-137.
- [26]宋德勇,易艳春. 外商直接投资与中国碳排放[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(1): 49-52
- [27]Lew Yong Kyu, Liu Yingxue. The contribution of inward FDI to Chinese regional innovation: the moderating effect of absorptive capacity on knowledge spillover[J]. European J. of International Management,2016,10(3).
- [28]刘华军,闫庆悦. 贸易开放、FDI与中国CO2排放[J]. 数量经济技术经济研究,2011,28(3): 21-35.
- [29]李子豪,刘辉煌. 外商直接投资、技术进步和二氧化碳排放——基于中国省际数据的研究[J]. 科学学研究,2011,29(10): 1495-1503.
- [30]谢文武,肖文,汪滢. 开放经济对碳排放的影响——基于中国地区与行业面板数据的实证检验[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2011,41(5): 163-

174.

[31]郑万吉,叶阿忠.空间视角下财政分权的碳排放效应研究——基于半参数空间面板滞后模型[J].软科学,2017,31(1):72-75,94.

[32]肖雁飞,廖双红,王湘韵.技术创新对中国区域碳减排影响差异及对策研究[J].环境科学与技术,2017,40(11):191-197.

[33]Torrecillas C, Brandão Fischer, Bruno.How Attractive are Innovation Systems for Knowledge Intensive Services' FDI?: A Regional Perspective for Spain[J]. Journal of Technology Management & Innovation, 2011, 6(4):45-58.

[34]Edward Manderson, Richard Kneller.

Environmental Regulations, Outward FDI and Heterogeneous Firms: Are Countries Used as Pollution Havens?[J]. Environmental and Resource Economics, 2012, 51(3).

[35]牛海霞,胡佳雨. FDI与我国二氧化碳排放相关性实证研究[J]. 国际贸易问题, 2011 (5): 100-109.

[36]李子豪,刘辉煌. FDI的技术效应对碳排放的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21 (12): 27-33.

[37]姚奕,倪勤. 中国地区碳强度与FDI的空间计量分析——基于空间面板模型的实证研究[J]. 经济地理, 2011, 31(9): 1432-1438

【责任编辑 许鲁光】

Foreign Direct Investment, Regional Innovation Capacity and Carbon Emissions: Analysis Based on the Perspective of Spatial Spillover Effect

HAO Yu, BA Ning & GAI Zhiqiang

Abstract: The continuous influx of foreign direct investment has improved China's regional innovation capabilities to a certain extent, but this may also reduce the carbon emission level of relevant regions, but whether this hypothesis is valid or not needs to be proved by research results. At the same time, due to the existence of spatial spillover effects, this problem is more valuable to analyze from a spatial perspective. Therefore, this article aims at the problem that simply examining the impact of foreign direct investment and regional innovation capabilities on regional carbon emissions may deviate from reality. Through the establishment of three different spatial weight matrices and spatial Durbin model, the empirical study of the two effects on regional carbon emissions Space spillover effects. The research results show that: 1. Through Moran index analysis, we found that there is a significant spatial correlation between China's regional carbon emissions, foreign direct investment, and regional innovation capabilities; 2. It is comparable to the estimation results of traditional econometric models that do not consider spatial correlation. In contrast, foreign direct investment has effectively reduced China's regional carbon dioxide emissions, and the spatial spillover effect is obvious. This is closely related to the more advanced management concepts and production technologies of foreign capital; 3. But there is a relationship between regional innovation capabilities and regional carbon emissions which is not significant, that is, the improvement of regional innovation capabilities cannot have an effective impact on reducing carbon emissions for the time being; 4. The effect of the upgrading of industrial structure on the carbon emission level of this region and neighboring regions is heterogeneous, which is specifically reflected in the upgrading of regional industrial structure. It is easy to produce a spillover effect of reducing carbon emissions, but the direct effect on carbon emissions in the region is the opposite. As a result, it puts forward policy recommendations such as strictly designating and implementing a low-carbon review and admission system for foreign direct investment, continuing to strengthen the promotion and guidance of regional innovation capabilities, and attaching great importance to the spatial spillover effect of carbon emission reduction brought about by industrial structure upgrading.

Keywords: Foreign direct investment ; regional innovation capacity; carbon emissions; spatial spillover effect; Spatial Durbin Model