

外商直接投资对中国碳赤字的影响^{*}

——基于空间溢出效应研究

张俊彦¹, 贾玉成², 张 诚¹

(1. 南开大学经济学院, 天津 300071; 2. 天津社会科学院, 天津 300071)

摘 要: 如何从外商投资 (FDI) 角度践行“碳达峰”、“碳中和”的“中国承诺”, 对于构建对外开放新格局、彰显大国责任和担当具有重要意义。文章基于2003年-2017年中国262个地级市的市级面板数据, 通过固定效应模型 (FE) 和杜宾空间模型 (SDM) 实证检验了外商直接投资 (FDI) 对中国碳赤字的影响及相应的空间溢出效应。研究发现, 首先, FDI可以有效抑制中国的碳排放和促进碳固定, 进而有效抑制了中国碳赤字的扩大, 有利于当地“碳中和”目标完成。其次, FDI通过产业聚集、技术溢出和结构效应减少其所在城市的碳赤字, 并对周边地区“碳中和”目标的实现产生正向溢出。再次, 区域异质性检验发现, 相对北方城市而言, 南方城市的FDI空间溢出效果更加显著。最后, 通过机制检验, 发现FDI的结构效应和规模聚集效应对周边城市碳赤字有抑制作用。对应的政策建议, 应该从落实高质量“引进来”的战略、提升FDI行业碳排放产业政策导向、提升以植被森林覆盖率为手段的碳固定水平三方面入手。

关键词: 外商直接投资 (FDI); 碳中和; 污染光环; 杜宾空间模型

中图分类号: F113; F274

文献标识码: A

文章编号: 1006-2912 (2021) 12-0160-18

一、引言与文献综述

在构建对外发展新格局背景下, 外商直接投资 (FDI) 对于践行“碳达峰”和“碳中和”的“中国承诺”、推动高质量开放发展战略具有重要意义。2020年中国吸引外国直接投资 (FDI) 增长4%, 达到一千六百多亿美元, 居全球之首^①。其中, 高科技领域的外国直接投资增长11%, 呈现出信息和通讯技术、循环经济和医药制造等低耗能、高环保标准的行业分布特征。然而, 关于FDI对地方资源环境的影响目前学术界难有统一共识, 而FDI产业类型、招商引资政策导向差异以及城市区域之间的产业关联都会对碳中和目标的实现产生重要影响。由此出发, 不禁面对如下问题: 以碳排放和碳固定视角而言, FDI对中国城市整体碳赤字水平具体效应如何? 进一

步看, FDI对城市之间的碳赤字的影响是否存在空间溢出效应, 而具体的机制和效应方向又是如何? 最后, 上述机制和影响效应在城市区域分布差异的背景下有何具体表现? 本文从上述问题出发展开研究, 不仅对FDI理论做出边际扩展, 而且对于构建可持续化的外向型经济发展体系、践行“碳中和”的“中国承诺”具有有益的政策补充。

(一) “污染天堂”假说与“污染光环”假说

外资的进入是否有利于东道国的“碳中和”, 目前存在对立假说。一方面, 按照Walter (1979)^[1]的“污染天堂”假说, 企业在面临母国严格的环境排放标准时, 为了降低环境治理成本, 倾向于将高能耗与高污染的生产经营活动向环境排放标准较低的国家转移。与发达国家相比, 发展中国家的环保标准

作者简介: 张俊彦 (1990-), 男, 山西大同人, 南开大学经济学院博士研究生, 研究方向: 世界经济; 贾玉成 (1988-), 男, 天津人, 天津社会科学院副研究员, 经济学博士, 研究方向: 世界经济; 张诚 (1962-), 男, 山西灵丘人, 南开大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向: 跨国投资。

*** 基金项目:** 天津市社会科学规划项目: “逆全球化”背景下中国企业跨国并购特征研究 (项目编号: TJL20-004), 项目负责人: 贾玉成。

^① 联合国贸发会议数据。

较低,因而在发展中东道国,FDI的流入会增加环保的压力,加大东道国温室气体治理的难度^[2-3]。特别是新兴经济体在经济刚起步阶段,为快速积累资本,摆脱贫困,提高居民收入,以牺牲环境为代价吸收高能源消耗、高碳排放的企业。比如,Nadeem (2020)^[4]使用巴基斯坦1971~2014年的数据和Do (2020)^[5]使用越南的数据,也支持“污染天堂”假说。郑佳佳(2015)^[6]发现部分中国市场化程度低的地区,为追求地方经济发展,引进的FDI存在“污染避难所”情况。另一方面,与“污染天堂”假说相悖的是“污染光环”假说^[8],该假说认为外资企业的环境管理制度完善与能源利用率高,FDI可以通过技术溢出渠道提高当地生产率水平,帮助东道国达到环境改善与碳排放下降的效果(Long, R., 2020, 李佳霖, 2020)^[7-8]。比如,刘倩(2012)^[8]与Pazienza (2019)^[9]都以OECD国家为样本得出支持“污染光环”假说的结论。李子豪(2015)^[10]的研究表明FDI对当地碳减排的影响不仅有水平技术溢出,还有垂直技术溢出。

通过梳理文献可以发现造成“污染天堂”假说与“污染光环”假说争议的局面主要与样本数据异质性相关。支持“污染天堂”假说的研究,多从发展中国家样本出发,而“污染光环”假说的研究则更多立足发达国家(地区)。东道国发展水平及其资源禀赋差异会导致FDI的异质性动机,进而对地方“碳中和”的影响也大相径庭,上述问题对于幅员辽阔、区域资源禀赋各异、经济发展不平衡的中国而言具有更加重要的意义。区域间经济条件、制度安排的差异性和不平衡特点使得FDI对当地碳排放影响效应具有显著异质性。比如,Hao (2015)^[11]研究发现具有严格环境规制并且发达经济的地区,外商投资抑制了当地碳排放强度,环境规制宽松并且经济欠发达地区的FDI抑制碳排放效应不明显。江心英(2019)^[12]利用中国2003~2016年的省级数据,得出和李子豪(2015)^[10]类似结论。黄杰(2017)^[13]的研究也证实中国东部地区的外商投资对当地碳排放有抑制作用,而中西部地区的FDI则加剧了当地碳排放。然而尹庆民(2020)^[14]认为经济发达省份由于严苛的环境规制,造成外商投资的企业迁移,削弱了FDI对当地碳减排效果。

(二) FDI对碳排放的空间溢出效应

学界关于FDI对东道国碳排放影响的空间溢出效应的研究结论存在较大争议,其原因可能与东道国地理和经济条件相关。一部分学者认为FDI通过技术溢出和产业聚集,在空间上产生的Mar外部性

会提高周边区域的绿色生产率水平与降低周边区域的碳排放强度(Long, 2020)^[15]。然而另一部分学者认为FDI的技术溢出效果微弱,无法对周边地区产生正向溢出。比如Mahmood (2020)^[16]使用5个北非国家为样本的空间溢出模型,发现FDI对碳排放无影响。Abdo (2020)^[17]利用1970~2016年12个阿拉伯国家的数据,发现由于技术溢出的影响,FDI对本地碳排放为正,符合“污染天堂”假说,而对于周边国家碳排放并无溢出效应。甚至有些学者认为FDI所产生的结构效应可以使得东道国碳排放出现以邻为壑的情况(Long, 2020)^[15]上述争议的原因可能与样本本身存在的统计偏误有关。就中国的数据样本而言,首先,大部分研究者都使用省级面板数据,而中国省级行政区域的划分面积不均匀,个别经纬度跨度极大,比如内蒙古与多个省份接壤,横贯东西,而某些省份面积较小,与其他省份关联过于紧密,比如京津冀地区,这就造成不同省份碳排放的空间影响因为区域划分问题存在严重异质性;其次,当前中国各地区发展模式并非均衡化发展,省内经济发展严重不均衡,省会和经济单列市在该省的经济地位不断提高,省级面板数据会削弱FDI所产生的产业规模效应,造成中西部省份数据失真,导致结论出现偏差;最后,外资进入中国具有明显的区域先后特征,先以沿海地区 and 省会城市为主,然后再逐渐扩展至三四线城市,这使得以城市为单位划分的FDI的集聚和空间溢出效应都更为显著。例如,珠三角地区集聚了大量外商企业,但前者大部分划分为广东省,进而说明省内(各城市之间)的集聚效应应该更加明显和重要,但之前的研究一定程度上忽视了省内城市之间的关联性效应。

(三) 简要评述与提出问题

综上所述,已有研究存在如下的研究缺口,也成为本文可能的边际贡献所在。首先,数据样本的异质性和统计偏差造成关于FDI对东道国碳排放影响的研究结论莫衷一是,与此同时,大多文献片面强调FDI对东道国节能减排的作用而忽略了前者对东道国植被固碳量的影响—碳吸收的主要途径,实证结果不能全面反映FDI对东道国碳中和的实际影响效果,据此,本文基于地市级的面板数据,探讨FDI对东道国碳中和的影响效应到底满足哪种假说;其次,针对FDI对周边地区碳排放空间溢出效应的争议结论,本文使用三个不同矩阵(邻接矩阵、地理矩阵和经济地理矩阵)的空间计量模型,更为细致的探讨FDI对周边区域的碳中和是否存在空间溢出效应。

二、实证检验与分析

(一) 比较静态模型

本文以环境经济学的环境库兹涅茨曲线 (EKC) 假说为基础, 构建比较静态模型和空间计量模型。比较静态模型为:

$$CFT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + \alpha_2 X_{it} + u_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$CF_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 FDI_{it} + \gamma_2 X_{it} + u_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$CE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + \alpha_2 X_{it} + u_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

CFT_{it} 、 CF_{it} 与 CE_{it} 为被解释变量——碳赤字、碳固定和碳排放, FDI_{it} 为核心解释变量——外商直接投资金额 (流量), X_{it} 为控制变量, α 为相关系数, u_i 为个体固定效应, ν_i 为时间固定效应, ε_{it} 为残差项。

解释变量碳赤字 (CFT_{it}): 由于当前并没有统一的碳中和测量标准, 本文参考 Chen (2020)^[18] 的方法用碳赤字反映人类实现碳中和效果。参考马彩虹 (2012) 和 Chen (2020) 的碳赤字定义^[19-20], 同时考虑到如果采用净二氧化碳排放量, 将出现负值, 不利于进一步数据处理, 为便于计算, 本文将碳赤字定义为当地化石能源的二氧化碳排放量与植被二氧化碳吸收量之比。

碳赤字表达式为:

$$CFT_{it} = \frac{CE_{it}}{CF_{it}} \quad (4)$$

CFT_{it} 为 t 时期 i 地区的碳赤字, 当 $CFT_{it} > 1$ 时该城市为碳赤字, 当 $CFT_{it} < 1$ 为碳盈余, 碳赤字减少表明人类活动 CO_2 去除手段减少自身碳排放, 有利于该地区的碳中和, CE_{it} 为 i 城市 t 年能源消费碳排放总量, CF_{it} 为 i 城市 t 年的初级二氧化碳固定量, 即陆地植被的二氧化碳吸收量。

碳排放量: 在估计地级市的碳排放时, 首先估计省级面板数据下的碳消耗量, 再根据地级市灯光强度等比例模拟出地市级别的碳排放量。

$$CE_t = \sum_{i=1}^{30} C_{Direct,i,t} = \sum_{i=1}^{30} \sum_{j=1}^{17} [E_{ijt} \times LCV_{ijt} \times CC_{ijt} \times COF_{ijt} \times \frac{44}{12}] \quad (5)$$

E_{ijt}^* 为 j 种能源消耗量, CC_{ijt}^* 为能源 j 的碳含量; LCV_{ijt} 能源 j 的平均低位发热值; COF_{ijt}^* 为 j 类能源的碳氧化率; $44/12$ 为 CO_2 与 C 的分子重量比即碳转化系数。依据 IPCC 行业碳排放核算方法对 17 种最终能

源单位 CO_2 排放量进行估算^①。数据来源于《中国能源统计年鉴》。

碳固定量: 参考 Chen (2020)^[19] 的方法, 根据我国植被覆盖类型和植被覆盖率, 将 MOD17A3 的植被净初级生产率 (NPP) 年累计量数据^②与不同类型植被的转化系数带入 NPP_VIIRS 图, 可得到中国的植被碳固定能力图, 再依照地市级区域规划图对其数据进行矢量切割^③, 得到不同城市的植被吸收碳量。

解释变量: 外商投资金额 (FDI): 考虑到 2002 年前后, 我国 FDI 统计数据的口径发生变化, 本文选取 2003~2017 年的实际外商投资金额 (流量) 的对数形式为代理变量, 并且去除通胀和汇率因素, 其中物价基期为 2000 年。

控制变量 X_{it} :

1. 开放程度 (Open): 进出口总额占地区总产值比例, 反映该地区经济与国际市场的交汇程度, 开放程度越高, 当地参与全球价值链程度越深, 贸易对当地碳排放影响越大。

2. 经济发展水平 (lnPerGDP): 本文选取地区人均生产总值的对数形式作为代理变量。

3. 人力资本 (lnHc): 考虑到市级面板数据的中小学生在成年后存在异地上学就业的人口流动问题, 特别是对于非省会城市, 若使用平均受教育年限会明显高估当地人力资本, 而对于大城市则会低估该地区的人力资本, 所以本文选取每百万人口的大学生数量, 并取对数作为代理变量。

4. 研发能力 (RDratio): 选取各城市年度 RD 投资额度占总支出比重为变量, RD 投资占比越大的城市, 当地企业对科技研发越重视, 更容易研发出节能减排技术与先进的生态保护技术, 以降低碳排放量和保证陆地植被覆盖率。

5. 产业结构专业化程度 (Structure): 选取产业偏离度为代理指标, 参考干春晖 (2011)^[21] 的方法, 采用结构偏离度对产业结构合理化进行衡量, 其表达式为

$$E = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i}{L_i} \frac{Y}{L} \right) \quad (6)$$

E 为产业结构偏离度, Y 为产值, L 为就业人数, i 为产业列别, n 为产业部门数, 本文选取数据

① 17 种能源产品包括: 原煤, 精煤, 其他洗煤, 煤矸石, 焦炭, 焦炉煤气, 高炉煤气, 其他焦化产品, 汽油, 煤油, 柴油, 燃料油, 润滑油, 石蜡, 沥青, 其他石油产品, 液化石油气, 天然气。

② NPP 指生态系统中植物群落在单位时间、单位面积上所产生的有机物质的总量。数据来源于 <https://lpdaac.usgs.gov/products/mod17a3v055>

③ 地市级行政图例来自中国地理信息中心。

为地市级层面第一，第二和第三产业相关数据。在完全竞争市场，产业发展最终处于稳态情况，各产业部门生产率水平应该趋同，即 $E = 0$ ，而 E 值越大反映该市离均衡状态较远，产业结构不合理情况越严重，专业化程度越强。

6. 产业高级化 (High)：采用三产业与二产比值，因为相比制造业和采矿业，服务业的碳排放强

度较低，更有利于抑制碳赤字。

7. 环境规制 (EnvRule)：当地对污染的治理态度，会影响到企业对碳排放的重视程度，环境规制要求严格的城市，同等规模企业碳排放量要低于无规制城市的企业。选取工业硫含量去除率作为代理指标。

表 1 统计性描述

变量	观测值	平均值	标准误	最小值	最大值
CFT	3930	-0.004	1.143	-2.625	2.395
FDI	3930	9.669	1.947	0.067	14.941
Open	3930	0.213	0.390	0	4.622
lnPerGDP	3930	10.168	0.830	4.595	15.675
lnHc	3930	4.408	1.227	0	8.161
RDratio	3930	1.683	1.334	0	16.912
High	3930	0.275	0.208	0	1.721
Structure	3930	0.843	0.419	0	4.296
EnvRule	3930	0.923	0.160	0	1.457

表 2 固定面板效应

变量	(1)	(2)	(3)
	CFT	CF	CE
FDI	-0.095*** (0.018)	0.003*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
Open	0.460*** (0.133)	0.010 (0.008)	0.060*** (0.010)
lnPerGDP	0.621*** (0.096)	0.039*** (0.006)	0.102*** (0.007)
lnHc	0.169*** (0.049)	0.001 (0.003)	0.015*** (0.004)
RDratio	-0.132*** (0.036)	0.007*** (0.002)	-0.004 (0.003)
Structure	-0.430*** (0.106)	0.012* (0.007)	-0.041*** (0.008)
High	-0.984*** (0.216)	0.039*** (0.014)	-0.047*** (0.017)

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)
	CFT	CF	CE
EnvRule	0.274* (0.149)	0.030*** (0.009)	0.061*** (0.012)
常数	-32.112*** (0.607)	-13.657*** (0.989)	-12.645*** (0.827)
时间固定效应	是	是	是
城市个体效应	是	是	是
观测值	3930	3930	3930
R ²	0.720	0.653	0.853

注：() 内为标准差，***表示在1%水平下显著，**表示在5%水平下显著，*表示在10%水平下显著，下表同。

在运用固定效应模型前，需要进行多重共线性检验，本文通过 VIF 检验，发现核心解释变量和控制变量的膨胀系数值均小于 10，所以不存在共线性问题^①。同时为减少异方差带来的估计结果的偏差，本文除百分比类型的数据以外，均使用对数形式。由表 2 可知，FDI 对碳赤字的系数在 1% 水平下显著为负，FDI 会减少当地碳赤字，有利于当地的碳中和。具体而言，FDI 会促进当地植被碳固定，而削弱当地碳排放量。

其原因从碳减排和碳固定两个角度分析。就碳减排而言，首先 FDI 具有的技术优势，使得其单位产值的排碳量更少，同时会促进当地环保技术升级和技术进步。根据 Nocke (2014)^[22] 的企业异质性理论，相比于本土企业，跨国公司具有较高的生产水平和清洁生产技术能力，从而实现低碳排放及其带来的碳中和效应 (Chen, 2019; Long, 2020)^[15,18]。其次，FDI 有助于东道国产业结构高级化，即制造业向高端领域或服务业转型，加速当地节能减排技术的更新和高污染产业的淘汰。与钢铁、煤焦炭等单位产值能耗较高行业相比，服务业 FDI 具有单位资本回报率优势，从而推动国内资本从之前的能源行业和低端制造业向服务业的转型，最终有利于碳排放降低 (Long, 2020)^[15]。

另外，FDI 对碳固定会产生积极效应。从规模聚集效应出发，FDI 的进入虽然同样会占用土地 (或者绿地)，但 FDI 多集中于经济技术开发区，土地利用

率高，有助于减少无效土地利用，为绿化用地腾出空间 (叶修群, 2016)^[23]。从结构效应出发，FDI 有利于促进产业结构转型，带来企业集约化用地和植被保护效应。从技术溢出角度看，FDI 的环保技术优势会带动自身和临近企业的污染物管理水平提升，从而有利于当地植被碳固定规模。

(二) 空间相关性检验

首先是空间相关性检验，用以判断是否需要采用空间计量模型。对于全局相关性检验方法，本文选取莫兰指数 (Moran's I)，而局部空间检验方法本文选择莫兰散点图。

莫兰指数 (Moran's I) 表达式

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (7)$$

x_i 为地级市 i 的观测值， ω_{ij} 为空间权重，为提高结论稳健性，本文选取三种矩阵分别计算，三种矩阵为 0~1 邻接矩阵、地理距离权重矩阵和经济地理距离权重矩阵。由于本文选取的三种不同类型矩阵的碳赤字和 FDI 莫兰指数值的显著性差异不大，为节约篇幅，仅列出以地理距离为矩阵的莫兰指数值和散点图，如有需求其他两种矩阵的相关检验，请单独向作者索取。

矩阵选择：(1) 0~1 邻接矩阵 (W1)。当 i 市与 j 市边界相邻时， ω_{ij} 等于 1；当 i 市与 j 市不相邻

① 为节约篇幅，VIF 表暂未列出。

时， ω_{ij} 等于0。这种设定方法的前提假设是地级市经济活动只与边界相邻的地级市进行互动。（2）地理距离权重矩阵（W2）。 ω_{ij} 等于i市与j市间直线距离的倒数， $\omega_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$ 。相比于0-1型矩阵，该矩阵假定前提假设为：任何城市间都可能存在互动行为，但是近距离的城市的交往更加频繁。（3）经济地理距离权重矩阵（W3）。该矩阵以经济距离的倒数乘以

距离倒数衡量城市之间的邻近程度相关， $\omega_{ij} = \frac{1}{\Delta GDP_{ij} d_{ij}}$ ，其中 ΔGDP_{ij} 为2003~2017年人均GDP平均值的差值，而 d_{ij} 为i市与j市间直线距离的倒数。前提假定为：城市间互动时，经济差距越小的地区相互影响越强烈，同时两地距离越近，经济交流来往越频繁^①。

表3 碳赤字和FDI的莫兰指数（Moran's I）值

年份	碳赤字 Moran's I 值	Z 值	FDI Moran's I 值	Z 值
2003	0.140*** (0.007)	21.707	0.134*** (0.007)	20.756
2004	0.132*** (0.007)	20.386	0.131*** (0.007)	20.360
2005	0.146*** (0.007)	22.493	0.140*** (0.007)	19.371
2006	0.145*** (0.007)	22.424	0.125*** (0.007)	19.134
2007	0.154*** (0.007)	23.769	0.123*** (0.007)	16.366
2008	0.143*** (0.007)	22.108	0.105*** (0.007)	20.219
2009	0.154*** (0.007)	23.786	0.130*** (0.007)	16.386
2010	0.151*** (0.007)	23.276	0.105*** (0.007)	16.458
2011	0.149*** (0.007)	22.980	0.105*** (0.007)	18.378
2012	0.143*** (0.007)	22.108	0.118*** (0.007)	17.740
2013	0.150*** (0.007)	23.198	0.114*** (0.007)	15.813
2014	0.139*** (0.007)	21.459	0.101*** (0.007)	14.654

① 地理数据来源于基础地理信息系统数据库。

续表 3

年份	碳赤字 Moran's I 值	Z 值	FDI Moran's I 值	Z 值
2015	0.143*** (0.007)	22.084	0.093*** (0.007)	16.652
2016	0.140*** (0.007)	21.608	0.107*** (0.007)	16.041
2017	0.141*** (0.007)	21.834	0.107*** (0.007)	16.741

注：() 内为标准差，***表示在 1% 水平下显著。

莫兰指数的取值介于 -1 到 1 之间，通过表 1 可以发现从 2003 年到 2017 年，无论是碳赤字的莫兰指数值还是 FDI 的莫兰指数值，其都是在 1% 水平下显著为正，表明碳赤字和 FDI 都具有正相关性和聚合效应，其次，FDI 的莫兰指数值呈现出递减趋势，即

分散化趋势，表明 FDI 的聚合程度是下降的，三四线城市的吸引力增强，外商投资目的地逐渐从一二线城市向三四线地级延伸，同时反映出沿海地区与中西部地区的 FDI 差距在缩减。

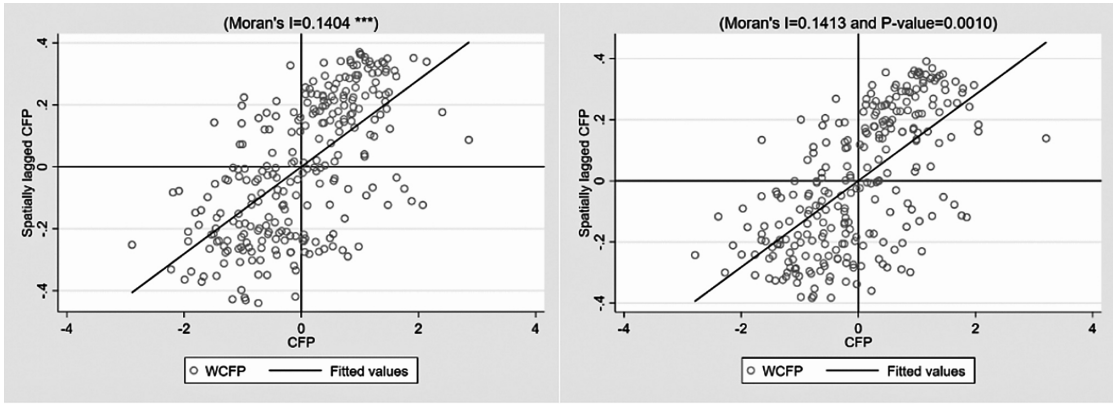


图 1 2003 年、2017 年碳赤字莫兰指数散点图

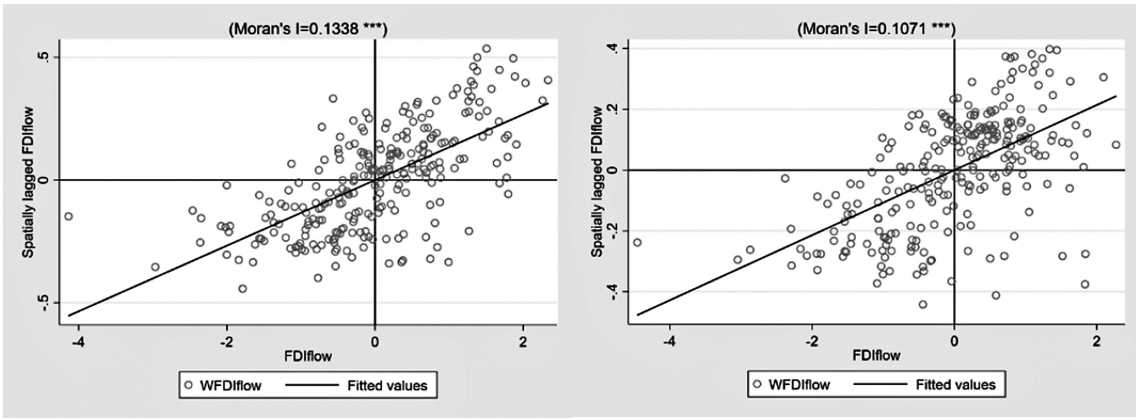


图 2 2003 年、2017 年 FDI 莫兰指数散点图

通过观察 2003 年和 2007 年的碳赤字莫兰指数散点图可以发现碳赤字聚集趋势变化不大，且大部分点分布于第一象限和第三象限的正相关区域，表明其具有正的空间溢出效应。类似的，观察 2003 年、2017 年 FDI 莫兰指数散点图，发现 FDI 大部分点分

布于一、三象限的正相关区域，表明其具有正的空间溢出效应，同时 FDI 的聚集趋势由原来的高高聚集和低低聚集两级分化，逐渐以高高聚集为主，表明在 2003 年到 2017 年时间里，FDI 呈现正向溢出趋势愈发明显。

(三) 空间计量模型回归结果

由于空间相关性检验表明需要使用空间计量模型,在选取具体空间计量模型时,首先通过 LR 检验发现在个体固定效应与双向固定选择时 LR 值在 1% 水平下拒绝原假设。其次,经过膨胀矩阵处理后,通过 LM 检验,发现 SAR 和 SEM 模型均可。再次,在时间固定效应与双向固定选择时 LR 值也在 1% 水平下显著拒绝原假设,表明双向固定效应更好的反映空间相关关系。最后, WALT 检验和 LR 检验拒绝了空间杜宾模型 (SDM 模型) 退化为空间滞后模型 (SAR 模型) 原假设,同样也拒绝了 SDM 模型简化

为空间误差模型 (SEM 模型) 的原假设,表明空间杜宾模型不能退化为 SAR 模型或 SEM 模型。所以选择更具一般性的双向固定效应 SDM 模型作为实证检验模型。

空间杜宾模型 (SDM) 表达式如下

$$CFP_{it} = b_1 + \rho \sum_{i=1}^n W_{ij} CFP_{it} + b_2 FDI_{it} + b_3 \sum_{i=1}^n W_{ij} FDI_{it} + b_4 X_{it} + b_5 \sum_{i=1}^n W_{ij} X_{it} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

CFP_{it} 为碳赤字, FDI_{it} 为外商投资金额, W_{ij} 为相关矩阵, X_{it} 为控制变量, ρ 为相关系数, μ_i 为个体固定效应, ν_i 为时间固定效应, ε_{it} 为残差项。

表 4 个体、时间或双向固定效应选择

矩阵类型	模型	个体或双向检验	时间或双向检验	模型选择
邻接矩阵	(1)	374.53***	15369.14***	双向固定效应
地理矩阵	(2)	74.02***	15925.26***	双向固定效应
经济地理矩阵	(3)	311.96***	16389.16***	双向固定效应

注: 模型 (1)、(2)、(3) 分别为表 7 里的 SDM 模型。

表 5 LM 检验结果

矩阵	模型	LM - ERR	R - LMERR	LM - LAG	R - LMLAG
邻接矩阵	(1)	3118.379***	652.017***	2466.861***	101.019***
地理矩阵	(2)	7252.640***	6600.075***	863.4191***	210.854***
经济地理矩阵	(3)	513.307***	157.889***	367.191***	11.629***

表 6 LR、Wald 检验结果及模型选择

矩阵	模型	LR - LAG	LR - ERR	Wald - ERR	Wald - LAG	模型选择
邻接矩阵	(1)	61.13***	27.86***	14.82***	32.01***	SDM
地理矩阵	(2)	155.64***	51.82***	84.65***	82.76***	SDM
经济地理矩阵	(3)	49.56***	43.42***	28.07***	29.41***	SDM

在对三种矩阵均进行标准化处理后,根据表 7 显示,三个不同矩阵模型的空间自回归系数在 1% 的水平上显著为正,说明各城市碳赤字在无论是地理空间还是经济空间上都具有空间溢出效应,即一个城市的碳赤字对周边城市碳赤字具有溢出效应,并且随着距离增加而溢出效果逐渐减弱。这也提示相关部门在考虑碳的节能减排与实现碳中和目标时,不能只是考虑本地因素,而且还应考虑周边城市碳赤字水平对其影响。在三组不同类型的矩阵里,FDI 对

本地碳赤字的系数作用在 5% 水平下显著为负,同时对周边城市的碳赤字作用在 1% 水平下也显著为负,表明 FDI 的增加不但可以减少本地碳排放,促进本地的碳中和,还会促进周边地区碳中和,换言之,一二线城市聚集的外资企业不仅减少当地碳赤字,周边三四线城市也享受到这些外资所带来的红利。

FDI 对碳赤字具有的空间溢出首先来自于 FDI 的产业集聚效应。FDI 的进入可以提高当地制造业专业化程度,形成产业集聚效果。地理空间上引发的向

心力效应可能促使东道国本地企业间围绕外资企业形成网络化产业链, (比如富士康和特斯拉的进入将完善本地电子产品和新能源行业的产业布局), 进而可能带来因周边城市制造业增产下的碳排放增长, 而相反的效应也会出现, 即得益于 FDI 聚集效应带来的分工专业化引发的 Jacobs 外部性, 缩短中间品运输环节, 减少供应链的碳排放量, 产生带动周边城市碳排放强度下降 (冼国明, 2006; 唐建荣, 2018) ^[24-25]。此外, FDI 的产业聚集会通过工资吸引力促进从农村向城市的人口流动, 进而加剧农村劳动力流失和第一产业投入产出效率降低, 推动因“退耕还林”和“退耕还湖”而增加的植被碳固定能力增长 (刘博杰, 2016) ^[26]。其次, FDI 技术溢出的碳赤字效应也具有空间特征。根据跨国企业异质性理论, 相比于本地企业, 外商注资的企业拥有更高生产率水平, 其中包括更节能减排技术与设备, 一方面, 通过企业间相互学习与交流成本的降低, 形成行业间的垂直技术溢出, 另一方面, FDI 对周边地区的同行企业形成竞争, 迫使本土企业提高原材料利用率和废物再利用率, 降低企业生产成本, 避免被淘汰, 形成行业内的水平技术溢出, 即技术的 MAR 空间外部性, 从而降低周边城市的碳排放 (尹元元, 2019; 李凯杰, 2020; 周银香, 2017) ^[27-29]。最后可以从结构角度解释 FDI 空间碳赤字效应。外国企业的进入淘汰东道国低生产率企业, 提高整个行业的准入门槛, 达到减缓周边城市碳排放的效果, 并且 FDI 所引进的先进植物栽培技术也提高了植树造林效率。

对比三组矩阵的 FDI 的系数, 相比于经济地理矩阵和相邻矩阵, 地理距离矩阵的 FDI 对周边城市

碳赤字的系数更大, 表明 FDI 对周边城市碳中和的外溢效果不单受到地理距离影响, 还受到经济水平差距影响。由于本文的经济地理矩阵假设是经济差距越小经济地理权重越大, 经济地理距离矩阵的 FDI 系数较地理距离矩阵的 FDI 系数缩小了, 表明城市间经济体量相差越大, FDI 越容易通过技术溢出和规模聚集效应途径影响周边城市的碳赤字水平, 也就是说, 相比于同等发展级别的城市间 FDI 溢出效果, 一二线城市对三四线城市的 FDI 溢出效果更为明显。

部分控制变量回归结果解释: 1 科技实力: 结合三种不同矩阵的回归结果, 可以发现虽然部分模型的显著性不强, 但系数均为负值, 表明科技发展不但减少本地碳赤字量, 还对其他城市碳中和产生积极影响。2 人力资本的系数在本地效应为正且显著, 除邻接矩阵的系数对周边地区不显著外, 地理矩阵和经济矩阵下的人力资本对本地碳赤字的系数显著为负, 表明当地人才的积累会扩大大地碳赤字, 原因是随着城市居民受教育程度提高, 可支配收入增加, 消费能力增强, 使城市的城镇化水平提高, 能源消耗增加, 不利于当地碳中和目标完成, 同时对周边城市的人力资源形成虹吸效果, 抑制周边地区发展, 从而减缓周边地区碳赤字的增长。3 产业结构系数显著为负, 表明产业专业化会带动周边城市产业调整, 从而减少周围城市的碳排放量。4 环境规制对本地的碳赤字影响为正, 证明 Sinn (2008) ^[30] 的“绿色悖论”观点, 环保力度越强的地区反而碳排放量越大。而对周边城市的碳赤字为负但不显著, 表明环境规制对碳赤字影响还停留在本地, 并未有外溢效果。

表 7 杜宾空间计量模型

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
FDI	-0.036** (0.014)	-0.040** (0.017)	-0.072*** (0.017)
Open	0.215* (0.111)	0.483*** (0.130)	0.372*** (0.135)
lnPerGDP	0.437*** (0.077)	0.616*** (0.090)	0.564*** (0.093)
lnHc	0.104*** (0.037)	0.176*** (0.043)	0.141*** (0.046)

续表 7

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
RDratio	-0.042* (0.026)	-0.044 (0.030)	-0.063* (0.033)
Structure	-0.662*** (0.167)	-0.740*** (0.192)	-0.918*** (0.202)
High	-0.634*** (0.089)	-0.347*** (0.097)	-0.379*** (0.100)
EnvRule	0.365*** (0.111)	0.217* (0.131)	0.455*** (0.141)
WxFDI	-0.075*** (0.024)	-1.052*** (0.163)	-0.148*** (0.043)
WxOpen	0.358** (0.176)	2.208** (0.898)	0.810** (0.402)
WxlnPerGDP	-0.085 (0.114)	-0.234 (0.733)	-0.308 (0.267)
WxlnHc	0.095 (0.074)	-0.489 (0.504)	0.061 (0.136)
WxRDratio	-0.067 (0.050)	-2.042*** (0.401)	-0.322*** (0.111)
WxStructure	-0.068 (0.310)	-9.373*** (1.981)	-0.014 (0.495)
WxHigh	0.677*** (0.131)	0.004 (0.953)	0.126 (0.301)
WxEnvRule	-0.631*** (0.210)	-1.796 (1.530)	-1.596*** (0.360)
ρ	0.632*** (0.013)	0.948*** (0.013)	0.357*** (0.029)
σ^2	0.645*** (0.015)	0.891*** (0.020)	1.017*** (0.023)
观测值	3930	3930	3930
R ²	0.301	0.300	0.330

(四) 异质性与机制检验

中国区域发展不平衡和城市间地理环境迥异,东部普遍临海,具有天然的对外开放优势,而西部地区离海较远,可变贸易成本较高。根据跨国企业投资异质性理论,投资西部地区的外商要少于投资东部地区,所以将中国的城市分为东西两个区域(Nocke, 2014)^[22]。同时由于南部地区水系发达交通便利,城市间联系更紧密,将样本城市又分为南北区域,探讨空间区域异质性是否会对本文结论存在影响^①。表8可以看出东西部分类后, $Wx\text{FDI}$ 的系数无论显著性还是符号而言都没有变化,表明 FDI 的空间溢出效果不受东西部区域经济差异影响,然而

表9展示出在地理距离矩阵 SDM 模型中,中国北部区域 $Wx\text{FDI}$ 的系数虽然为负但是显著性较差,而经济地理距离 SDM 模型里,中国北部区域 $Wx\text{FDI}$ 的系数为正且不显著,表明在中国北方, FDI 对碳赤字的空间影响效果比较弱,其原因是中国北部区域城市间协同性较差,抑制了 FDI 的空间溢出效果。而对于中国南方城市的 $Wx\text{FDI}$ 系数均显著为负,与全国样本的回归系数相同,表明南方城市的 FDI 可以有效缓解周边城市碳赤字扩大,城市间的协同效果较好。整合表8与表9展示出的结果,就 FDI 对周边城市温室气体治理的空间作用效果而言,中国的南北差异要大于东西差异。

表8 东部与中西部地区异质性检验

变量	东部地区		中西部地区	
	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFT	CFT	CFT	CFT
FDI	-0.073*** (0.022)	-0.085*** (0.022)	-0.046* (0.025)	-0.046* (0.025)
$Wx\text{FDI}$	-0.600*** (0.152)	-0.492*** (0.132)	-0.876*** (0.258)	-0.913*** (0.258)
控制变量	显著	显著	显著	显著
ρ	0.908*** (0.023)	0.899*** (0.025)	0.798*** (0.048)	0.797*** (0.048)
σ^2	0.585*** (0.019)	0.599*** (0.019)	1.153*** (0.037)	1.159*** (0.037)
观测值	1980	1980	1950	1950
R^2	0.030	0.033	0.048	0.046

表9 北部与南部地区异质性检验

变量	北部地区		南部地区	
	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFT	CFT	CFT	CFT
FDI	-0.092*** (0.027)	-0.082*** (0.025)	-0.047** (0.022)	-0.052** (0.022)

① 由于样本数据拆分后,邻接矩阵模型出现部分城市仅相邻一个城市情况,干扰回归结果,所以不考虑邻接矩阵情况。

续表 9

变量	北部地区		南部地区	
	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFT	CFT	CFT	CFT
WxFDI	-0.397* (0.235)	0.290 (0.214)	-0.961*** (0.208)	-0.674*** (0.179)
控制变量	显著	显著	显著	显著
ρ	0.867*** (0.033)	2.679*** (0.064)	0.765*** (0.054)	0.693*** (0.065)
σ^2	1.070*** (0.037)	0.899*** (0.031)	0.745*** (0.022)	0.764*** (0.023)
观测值	1710	1710	2220	2220
R ²	0.014	0.220	0.040	0.036

(五) 机制检验

FDI 对环境的机制一般可分为规模效应、结构效应和技术效应 (Walter, 1992)^[1]。由于 FDI 所产生的规模效应可产生产业集聚和经济增长, 本文选择产业合理化指数为产业集聚的代理变量与 FDI 进行交互, 同时本文选择人均 GDP 作为经济增长代理变量与 FDI 交互, 选择 RD 投入作为技术指标比与 FDI 进行交互。

就 FDI 的规模聚集效应而言, 表 10 显示三个矩阵里, 除邻接矩阵外, 经济矩阵和地理矩阵的交互项 FDI × Str 空间溢出效应系数在 5% 水平下显著为负, 具有负向溢出效果, 表明规模聚集效应对周边城市碳赤字的抑制效果, 随着 FDI 的进入而增强, 即 FDI 通过加强城市集群的产业专业化抑制了周边城市碳赤字的恶化。就 FDI 的技术效应而言, 表 11 显示

三个矩阵模型对应的交互项 FDI × RD 系数都不显著, 且符合迥异, 表明 FDI 未能通过科研渠道影响周边城市的碳赤字。其原因可能是外商企业建立后, 投资当年更注重生产与开拓市场, 对科研投入存在滞后性, 同时技术溢出存在滞后性, 所以该指标不能很好体现技术溢出效果。就 FDI 的规模增长效应而言, 邻接矩阵和经济矩阵 SDM 模型的交互项 WxFDI × PerGDP 系数在 5% 水平下为正, 但地理矩阵的交互项 WxFDI × PerGDP 系数不显著, 表明外商进入会通过提高经济发展水平加剧周边城市的碳赤字。就 FDI 的结构效应而言, 表 13 显示, 除经济矩阵模型外, FDI 与 High 的交互项对周边城市的溢出效应, 均在 5% 水平下显著为负, 表明周边地区引入的外资企业加强了产业结构升级对该城市碳赤字水平的抑制作用。

表 10 FDI 产业集聚效应机制检验

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
FDI	-0.096*** (0.020)	-0.088*** (0.023)	-0.136*** (0.024)
FDI × Str	0.217*** (0.049)	0.173*** (0.058)	0.233*** (0.061)

续表 10

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
Structure	-2.606*** (0.474)	-2.287*** (0.546)	-2.977*** (0.577)
W _x FDI	-0.037 (0.073)	-0.699*** (0.046)	-0.042 (0.135)
W _x FDI × Str	-0.129 (0.090)	-1.324** (0.610)	-0.371** (0.152)
W _x Structure	1.148 (0.855)	2.867 (5.979)	3.136** (1.385)
控制变量	显著	显著	显著
ρ	0.632*** (0.013)	0.948*** (0.013)	0.360*** (0.029)
σ^2	0.639*** (0.015)	0.884*** (0.020)	1.015*** (0.023)
观测值	3930	3930	3930
R ²	0.195	0.036	0.188

表 11 FDI 技术溢出效应机制检验

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
FDI	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
FDI × RD	0.001** (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
RDratio	-0.019** (0.008)	-0.017* (0.009)	-0.009 (0.010)
W _x FDI	-0.009** (0.004)	-0.094*** (0.026)	-0.025*** (0.007)
W _x FDI × RD	0.001 (0.001)	-0.006 (0.010)	0.007 (0.007)
W _x RDratio	-0.018 (0.016)	-0.147 (0.117)	-0.099*** (0.036)

续表 11

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
控制变量	显著	显著	显著
ρ	0.631*** (0.013)	0.948*** (0.013)	0.354*** (0.029)
σ^2	0.006*** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.010*** (0.000)
观测值	3930	3930	3930
R ²	0.221	0.034	0.196

表 12 FDI 规模增长效应机制检验

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
FDI	-0.034*** (0.011)	-0.042*** (0.013)	-0.028* (0.015)
FDI × PerGDP	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.002 (0.001)
lnPerGDP	0.017 (0.012)	0.028* (0.015)	0.037** (0.016)
WxFDI	-0.051*** (0.017)	-0.230** (0.098)	-0.106*** (0.032)
WxFDI × PerGDP	0.004** (0.002)	0.013 (0.010)	0.009*** (0.003)
WxlnPerGDP	-0.048*** (0.019)	-0.142 (0.115)	-0.113*** (0.038)
控制变量	显著	显著	显著
ρ	0.627*** (0.013)	0.947*** (0.013)	0.347*** (0.029)
σ^2	0.006*** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.010*** (0.000)
观测值	3930	3930	3930
R ²	0.119	0.028	0.290

表 13 FDI 结构效应机制检验

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
FDI	0.004 [*] (0.002)	0.009 ^{***} (0.002)	0.008 ^{***} (0.003)
FDI × High	-0.009 ^{***} (0.002)	-0.015 ^{***} (0.002)	-0.017 ^{***} (0.002)
High	0.004 (0.017)	0.081 ^{***} (0.019)	0.096 ^{***} (0.020)
W×FDI	-0.003 (0.003)	0.032 (0.030)	-0.017 ^{**} (0.008)
W×FDI × High	-0.005 [*] (0.003)	-0.143 ^{***} (0.028)	0.001 (0.009)
W×High	0.098 ^{***} (0.024)	1.240 ^{***} (0.255)	0.001 (0.079)
控制变量	显著	显著	显著
ρ	0.621 ^{***} (0.013)	0.948 ^{***} (0.013)	0.358 ^{***} (0.029)
σ^2	0.006 ^{***} (0.000)	0.009 ^{***} (0.000)	0.010 ^{***} (0.000)
观测值	3930	3930	3930
R ²	0.200	0.039	0.057

(六) 稳健性检验

为避免内生性,使用碳赤字的一阶滞后为解释变量,表 14 为对应检验结果。从结果出发。总体而

言,系数的显著性没有根本性变化,表明实证结论具有稳健性。表 15 为碳赤字缩尾 2%,即去除异常值后的结果展示,也未发现显著性方面的绝对差异。

表 14 稳健性检验之动态空间面板

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
FDI	-0.031 ^{**} (0.014)	-0.034 ^{**} (0.017)	-0.067 ^{***} (0.017)
W _x : FDI	-0.074 ^{***} (0.024)	-0.995 ^{***} (0.156)	-0.147 ^{***} (0.043)
控制变量	显著	显著	显著

续表 14

变量	邻接矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
ρ	0.633*** (0.013)	0.949*** (0.013)	0.356*** (0.029)
σ^2	0.646*** (0.015)	0.894*** (0.020)	1.019*** (0.023)
观测值	3930	3930	3930
R^2	0.283	0.014	0.328

表 15 稳健性检验之 CFT 缩尾 2%

变量	相邻矩阵	地理距离矩阵	经济地理距离矩阵
	(1)	(2)	(3)
	CFT	CFT	CFT
FDI	-0.034** (0.015)	-0.041** (0.017)	-0.073*** (0.018)
Wx: FDI	-0.083*** (0.025)	-0.996*** (0.159)	-0.137*** (0.044)
控制变量	显著	显著	显著
ρ	0.605*** (0.014)	0.946*** (0.014)	0.355*** (0.029)
σ^2	0.713*** (0.017)	0.934*** (0.021)	1.056*** (0.024)
观测值	3930	3930	3930
R^2	0.253	0.011	0.310

三、结论与政策启示

本文基于 2003 年 - 2017 年的 262 个地级市的市级面板数据,通过固定效应和杜宾空间模型实证检验了 FDI 对东道国城市碳赤字的影响和空间溢出效应。首先,FDI 抑制了东道国的碳排放和促进东道国碳固定,进而有效抑制东道国碳赤字的扩大,有利于当地“碳中和”目标的完成。其次,FDI 对碳赤字的与碳赤字的莫兰指数均显著大于 0 而小于 1,表明外商投资与碳赤字在空间上都存在正相关关系;再次,SDM 模型的实证结果表明:FDI 不仅抑制本地碳赤字的提高,而且对周边地区碳赤字也产生抑制作用,这表明“污染光环”假说更为契合 FDI 对中国

碳赤字的影响,也就是说,FDI 的进入会产生正向外溢效应,缓解周围地区碳排放,对当地和周边城市碳中和的实现都有积极作用。为验证结论的稳健性,本文不但选择 Queen 型邻接矩阵、地理距离权重矩阵与经济地理权重矩阵相互验证,还使用动态杜宾模型进行实证检验,发现空间计量的相关结论都未发生变化,表明结论具有一定稳健性。然后,本文按照城市的空间特点进行异质性检验,发现北方城市的 FDI 对周边地区碳赤字的空间溢出效果不明显,南方城市的 FDI 空间溢出效果不变。最后,本文通过机制检验,发现 FDI 的结构效应和规模聚集效应对周边城市碳赤字有抑制作用,FDI 在空间层面的技术

溢出不显著。

政策启示: 首先, 各地政府应不遗余力地落实“双循环”的战略。这不但有利于当地“碳达峰”和“碳中和”的实现, 对周边地区的“碳达峰”和“碳中和”也具有积极作用。具体而言, 地方政府要理性看待当前地区间发展差异, 综合考虑本地区发展环境, 因地制宜实施有针对性的外商投资政策。比如, 经济快速发展和外商直接投资高度集中的一二线城市, 需要进一步对高科技行业和服务业的 FDI 应该给予更多优惠政策, 多鼓励外商直接投资中国的高端装备制造业与新能源产业。但也要防止国内企业通过非法渠道转变为外资企业, 骗取政府补助情况。三四线城市, 特别是资源型城市, 要对 FDI 地投资目的有所甄别, 不能一概而论和好大喜功, 要优化 FDI 结构, 避免引进单纯的资源开采类外资, 以免扩大当地碳赤字量, 掉入“自然环境换发展, 再花钱治理污染”的恶性循环。

其次, 各级政府在引进外资过程中, 要注意不同行业碳排放的异质性, 提供合理的政策导向和产业导向, 一方面, 制定碳排放量测定标准和碳减排任务, 做到对企业碳排放精准检测, 合理分配碳排放权, 建立完整的碳排放交易权机制, 施行碳排放量阶梯定价, 鼓励各行业对节能环保技术投资; 另一方面, 加大对高等教育和科研院所的投入, 提高本地的技术吸收能力, 充分发挥 FDI 在技术溢出和产业聚集中, 对本地区和周边地区的积极作用。同时引导产业升级, 鼓励外资企业和本土企业形成集群效应和相邻城市间产业链互补, 缩短中间品运输距离, 鼓励新能源汽车发展, 减少供应链运输中的碳排放。

最后, 加大植树造林面积, 防止水土流失, 减少外商企业规模扩增所带来植被破坏副作用, 提高植被固碳量, 同时利用 FDI 带来地先进环保理念, 提高民众节能减排和保护环境意识, 自觉抵制高碳排放的产品, 确保 2030 年“碳达峰”和 2050 年“碳中和”目标按时完成。

参考文献:

- [1] Walter, Ingo, and Judith L. Ugelow. Environmental policies in developing countries [J]. *Ambio*, 1979, 2 (1): 102 – 109.
- [2] Hoffmann, R. Lee, C. G., Ramasamy, B., & Yeung, M. FDI and pollution: a granger causality test using panel data. *Journal of International Development* [J]. *The Journal of the Development Studies Association*, 2005, 17 176

(3), 311 – 317.

[3] REN, X. Y; YANG, S L. An empirical research on the relationship between foreign direct investment and carbon dioxide emission intensity of China [M]. *Advanced Materials Research*. Trans Tech Publications Ltd, 2013. p. 951 – 957.

[4] Nadeem, A. M., Ali, T., Khan, M. T., & Guo, Z. 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, 40 (2): 15407 – 15425.

[5] DO, T.; DINH, H. Short – and long – term effects of GDP, energy consumption, FDI, and trade openness on CO₂ emissions [J]. *Accounting*, 2020, 6(3): 365 – 372.

[6] 郑佳佳. 中国制造业碳排放的时空变化与影响因素分析 [J]. *南京财经大学学报*, 2019, 32(02): 48 – 59.

[7] Zarsky, L. Havens, halos and spaghetti: untangling the evidence about foreign direct investment and the environment [M]. *Foreign direct Investment and the Environment*, 1999, 13(8), 47 – 74.

[8] 刘倩, 王遥. 新兴市场国家 FDI、出口贸易与碳排放关联关系的实证研究 [J]. *中国软科学*, 2012, 34 (04): 97 – 105.

[9] Pazienza, Pasquale. The impact of FDI in the OECD manufacturing sector on CO₂ emission: Evidence and policy issues [J]. *Environmental Impact Assessment Review* 2019, 77(6): 60 – 68.

[10] 李子豪. 外商直接投资对中国碳排放的门槛效应研究 [J]. *资源科学*, 2015, 37(01): 163 – 174.

[11] Hao, Yu, and Yi – Ming Liu. Has the development of FDI and foreign trade contributed to China's CO₂ emissions? An empirical study with provincial panel data. *Natural Hazards*. 2015, 76 (2): 1079 – 1091.

[12] 江心英, 赵爽. 双重环境规制视角下 FDI 是否抑制了碳排放——基于动态系统 GMM 估计和门槛模型的实证研究 [J]. *国际贸易问题*, 2019(03): 115 – 130.

[13] 黄杰. FDI 对中国碳排放强度影响的门槛效应检验 [J]. *统计与决策*, 2017(21): 108 – 111.

[14] 尹庆民, 樊梦易. 双向 FDI 对我国碳排放影响的门槛效应分析——基于环境规制视角 [J]. *资源与产业*, 2020, 22(01): 24 – 31.

[15] Long, R., Gan, X., Chen, H., Wang, J., & Li, Q. Spatial econometric analysis of foreign direct invest-

ment and carbon productivity in China: two – tier moderating roles of industrialization development [J]. Resources, Conservation and Recycling, 2020, 7(155) , 104677.

[16] Mahmood, H. , Alkhateeb, T. T. Y. , & Furqan, M. Exports, imports, foreign direct investment and CO₂ emissions in North Africa: Spatial analysis [J]. Energy Reports, 2020, 6(10) , 2403 – 2409.

[17] Abdo, A. B. , Li, B. , Zhang, X. , Lu, J. , & Rasheed, A. . Influence of FDI on environmental pollution in selected Arab countries: a spatial econometric analysis perspective. Environmental Science and Pollution Research, 2020, 7(27) , 28222 – 28246.

[18] Chen, S. , Du, X. , Huang, J. , & Huang, C. The impact of foreign and indigenous innovations on the energy intensity of China’s industries [J]. Sustainability, 2019, 11(4) , 1107 – 1125.

[19] CHEN, J. Effects of technological changes on China’s carbon emissions. Technological Forecasting and Social Change, 2020, 153: 119938 – 119957.

[20] 马彩虹, 任志远, 赵先贵. 发达国家与发展中国家碳排放比较及对中国的启示 [J]. 干旱区资源与环境, 2013, 27(02) : 1 – 5.

[21] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. 经济研究, 2011, 46(05) : 4 – 16, 31.

[22] Nocke, V. , & Yeaple, S. Globalization and multiproduct firms. International Economic Review, 2014, 55

(4) , 993 – 1018.

[23] 叶修群. 我国自由贸易园区 (FTZ) 的 FDI 引致效应实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2016, 32(02) : 81 – 90.

[24] 唐建荣, 房俞晓, 张鑫和, 唐雨辰. 产业集聚与区域经济增长的空间溢出效应研究——基于中国省级制造业空间杜宾模型 [J]. 统计与信息论坛, 2018, 33(10) : 56 – 65.

[25] 冼国明, 文东伟. FDI、地区专业化与产业集聚 [J]. 管理世界, 2006(12) : 18 – 31.

[26] 刘博杰, 逯非, 王效科, 刘魏魏. 森林经营与管理下的温室气体排放、碳泄漏和净固碳量研究进展 [J]. 应用生态学报, 2017, 28(02) : 673 – 688.

[27] 尹元元. 外商直接投资空间集聚的环境效应研究 [J]. 国际商务 (对外经济贸易大学学报) , 2019(02) : 89 – 102.

[28] 李凯杰, 董丹丹, 韩亚峰. 绿色创新的环境绩效研究——基于空间溢出和回弹效应的检验 [J]. 中国软科学, 2020(07) : 112 – 121.

[29] 周银香, 吕徐莹. 中国碳排放的经济规模、结构及技术效应——基于 33 个国家 GVAR 模型的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2017(08) : 96 – 107.

[30] Sinn, Public policies against global warming: A supply side. International Tax and Public Finance 2008, 15(3) , 360 – 394.

(编辑校对: 孙 敏)

The Impact of Foreign Direct Investment on Chinese Carbon Deficit

——Based on Spatial Spillover Effect

Zhang Junyan, Jia Yucheng, Zhang Cheng

Abstract: Based on the city – level panel data of 262 prefecture – level cities in China from 2003 to 2017, the fixed effects model (FE) and the Dubin spatial model (SDM) are ability to empirically test the impact of foreign direct investment (FDI) on the host country’s debt and the corresponding spatial effect. The empirical results show that FDI effectively curb China’s carbon emissions and promote carbon fixation. Then FDI has effectively curbed the expansion of China’s carbon debt, which is conducive to the completion of the local “carbon neutral” goal and is more in line with the “Pollution Halo” hypothesis. Secondly, FDI not only reduces the carbon deficit of the city where it is located, but also has a positive spillover effect on carbon neutrality in surrounding areas through scale effects, technology spillovers, and structural effects. Third, through the regional heterogeneity test, it is found that the spatial spillover effect of FDI in northern cities on the carbon deficit in surrounding areas is not obvious, while the spatial spillover effect of FDI in southern cities is significant. Finally, through the mechanism test, it is found that the structural effect and scale agglomeration effect of FDI have an inhibitory effect on the carbon deficit of surrounding cities, while the technological spillover effect of FDI at the spatial level is not significant. Finally, relevant policy recommendations are given.

Keyword: FDI; Carbon neutralization; Pollution halo; SDM