

研发投入、碳强度与区域二氧化碳排放

林伯强¹, 徐斌²

(1. 厦门大学 中国能源政策研究院 福建 厦门 361005; 2. 江西财经大学 统计学院 江西 南昌 330013)

摘 要: 当前, 中国已成为世界上最大的二氧化碳排放国, 快速推进的工业化和城市化导致能源消耗总量和二氧化碳排放总量持续增长, 中国二氧化碳的减排问题成为国际社会关注的焦点。现有研究大多假定经济变量之间的关系为线性形式, 并采用传统线性模型研究研发投入对碳强度和二氧化碳排放的影响。实际上, 受经济周期变化的影响, 经济现象往往是波动变化的, 从而导致经济变量之间呈现非线性关系。鉴于此, 使用非参数可加回归模型可就研发投入对区域碳强度和二氧化碳排放的影响进行研究。结果表明: 研发投入对东中部地区碳强度都产生一个“倒 U”型的非线性影响, 即研发投入降低碳强度的作用仅在后期阶段凸显出来; 研发投入对西部地区碳强度非线性影响不显著。研发投入对二氧化碳排放非线性影响更为复杂, 具体结果如下: 研发投入对中部地区的二氧化碳产生一个“正 U”型影响, 即研发投入的碳减排作用仅在早期阶段表现明显; 研发投入对西部地区二氧化碳排放的非线性影响呈现“倒 N”型, 表示在早期和后期阶段研发投入碳减排作用明显; 由于西电东送和清洁能源供给快速增加带来的结构效应超过研发投入带来的技术效应, 使得研发投入对东部地区二氧化碳排放的影响不显著。

关键词: 研发投入; 二氧化碳排放; 碳强度; 非参数可加回归模型

中图分类号: C68 **文献标识码:** A **文章编号:** 0438-0460(2020)04-0070-15

一、引言

改革开放以来, 中国经济增长进入快车道, 1980—2018 年国内生产总值年均增长率高达 15.0%。但长期以来, 中国经济粗放式增长特征明显, 经济增长是以大量的能源消耗和二氧化碳排放为代价。^[1] 中国能源消费量从 1980 年的 6.03 亿吨标准煤, 快速增加到 2018 年的 46.4 亿吨标准煤, 年均增长率达到 5.5%, 我国已于 2009 年成为全球能源消费第一大国。而且, 由于中国能源蕴藏具有“多煤少油”的特征, 低廉的价格和易获得性使得高污染的煤炭成为我国能源消费的主要来源。统计数据计算显示: 1980—2018 年, 煤炭消费占我国总能源消费的平均比重高达 65.8%, 清洁能源消费只占 7.2%。大量化石能源消费(尤其是煤炭)必然排放出大量二氧化碳, 我国二氧化碳排放量从 1980 年的 16.3 亿吨, 猛增到 2018 年的 107.3 亿吨。从 2011 年开始, 中国已经成为世界上最大的二氧化碳排放国。^[2] 而且, 中国工业化和城市化进程仍然处于快速推进阶段, 在没有大规模清洁能源投入使用的情况下, 能源消费仍将主要以煤炭和石油为主。这必将导致我国能源消费总量、碳强度和二氧化碳排放量居高不下, 中国面临着巨大的二氧化碳减排压力。

收稿日期: 2019-09-22

基金项目: 教育部哲学社会科学发展报告资助项目(OJBG013); 国家自然科学基金面上项目“中国新能源产业的空间集聚、扩散及其外部性: 理论机制及实证分析”(71974085)

作者简介: 林伯强, 男, 福建漳州人, 厦门大学中国能源政策研究院/能源经济与能源政策协同创新中心教授、博士生导师, 经济学博士; 徐斌, 男, 安徽阜阳人, 江西财经大学统计学院副教授、博士生导师, 经济学博士。

作为一个负责任的大国,中国已经采取负责任的态度去应对这些问题。中国在2009年哥本哈根联合国气候变化大会上承诺,到2020年,碳排放强度将比2005年的水平降低40%—50%。为了实现这一目标,中国政府制定了一系列降低碳强度和控制二氧化碳排放的措施,这些措施包括调整经济结构和优化能源结构等。而研发投入受到中央政府格外关注,因为研发投入所带来的技术进步是实现节能减排和降低碳强度的关键。^[3]所以,本文基于1990—2017年中国30个省份的面板数据,使用具有数据驱动特征的非参数可加回归模型考查研发投入对碳强度和二氧化碳排放的影响。本文试图回答以下两个问题:第一,研发投入对降低碳强度和减少二氧化碳排放的作用有多大;第二,研发投入能否从始至终有利于降低碳强度和减少二氧化碳排放,其背后的原因是什么。上述问题的回答可以为现阶段中国降低碳强度、控制二氧化碳排放,进而实现绿色经济增长提供相关的经验支撑。

二、研发投入能否降低碳强度和减少二氧化碳排放:文献视角回顾

技术进步是减少能源消费和控制二氧化碳排放的关键,而技术进步需要大规模的研发投入。在以能源为代表的原材料日益紧缺、环境污染不断加重的背景下,扩大研发投入不仅可以提高生产效率、促进可持续增长,而且还是降低碳强度、减少二氧化碳排放的关键所在。因此,越来越多的国内外学者关注研发投入与碳强度以及二氧化碳排放之间的关系。

首先,研发投入与二氧化碳排放关系的研究。部分学者基于国家层面进行研究。Shao等采用对数平均Divisia指数分解法研究研发投入对我国二氧化碳排放的影响,得到研发投入有助于减少二氧化碳排放的结论。^[4]Fernández等基于欧盟十五国、美国和中国等国家1990—2013年面板数据获得相似的结论,即研发投入对二氧化碳减排起到一个正积极作用。^[5]金砖国家的估计结果显示研发投入的回归系数为负,表示扩大研发投入有助于减少二氧化碳排放。^[6]另有部分学者是基于行业角度进行研究。Xu和Lin运用向量自回归模型调查中国钢铁工业二氧化碳排放的影响因素,结果表明研发投入是减少钢铁行业二氧化碳排放的重要因素。^[7]Yu和Xu使用面板误差修正模型考察中国工业部门发现,加大研发投入可以显著降低工业部门的能源强度,从而也有利于减少二氧化碳排放。^[8]另外,对中国建筑业二氧化碳排放的研究也得到相似结果,即扩大技术人才和技术装备投入有助于减少二氧化碳排放。^[9]

其次,研发投入与碳强度关系的研究。Wiesenthal等利用投入产出法研究发现,研发投入对降低欧洲碳排放强度起到重要的促进作用。^[10]Feng和Yuan基于中国30个省份面板数据,使用空间计量模型进行研究,发现扩大研发投入有利于降低碳强度。^[11]企业层面的微观数据调查结果也发现扩大研发投入有助于降低企业能源消耗和碳强度。^[12]上述代表性研究均是调查研发投入对一个国家整体碳强度的影响,另有一些学者着力评估研发投入对某个行业碳强度的影响。Zhang等使用非径向距离函数法调查中国火电行业的碳强度,结果表明研发投入对国有火力发电厂碳强度下降贡献要低于其对民营火力发电厂的贡献。^[13]更全面地,Li等使用生命周期评估法所做的研究表明,研发投入可以显著降低中国钢铁、焦炭、火电、化纤制造等能源密集行业的碳强度。^[14]另外,动态面板门限模型估计中国工业部门碳强度的结果也显示,研发投入有助于降低工业部门碳强度。^[15]制造业是中国工业部门的主体,使用对数平均迪氏指数法(LMDI)对其进行的研究也得到相同的结果,即扩大研发投入促使制造业碳排放强度逐步下降。^[16]

综上,国内外学者使用不同研究方法考查了研发投入对碳强度和二氧化碳排放的影响。但是,现有研究大多假设经济变量之间是线性关系,从而使用传统线性模型进行研究。而实际上,受经济周期变化的影响,经济现象大多是波动变化的。这使得经济变量之间关系是复杂的,往往存在着大量非线性关系。Granger曾指出“世界几乎是由非线性关系构成的。”^[17]忽视经济变量之间大量存

在非线性的关系,用线性模型去模拟研发投入对二氧化碳排放以及碳强度的关系,必然导致模型估计误差增大,估计参数是有偏的、非一致的,研究结论难以有效解释经济现实。为弥补现有研究存在的不足,本文基于可加模型理论,构建出具有数据驱动特征的非参数可加回归模型进行研究,以准确揭示研发投入对碳强度和二氧化碳排放的复杂影响。这将为政府部门根据不同阶段社会经济发展情况,适时调整政策以促进研发投入、降低碳强度和减少二氧化碳排放提供经验支持。

三、模型、变量与数据来源

(一) 理论模型

相较于传统参数模型,非参数回归模型具有以下几个优点:首先,非参数回归模型不需要事先知道经济变量之间的关系形式,因为非参数回归函数形式是不受约束的;其次,非参数回归模型具有强适应性和高稳健性的特性,回归模型的具体形式完全是由样本数据本身来决定的,即非参数回归模型属于数据驱动模型;再次,对于非线性和非均质性问题,非参数回归模型具有更好的模拟结果。^[18]当然,非参数回归模型也有它的不足之处,例如估计过程收敛慢、小样本数据下估计结果非有效和数据的高维性问题。

非参数回归模型的一般形式如下:

$$E(Y_i | X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}) = \sum_{j=1}^p f_j(X_{ij}) \quad (1)$$

其中, X_1, X_2, \dots, X_p 表示 p 个解释变量, Y 表示被解释变量, $f_j(X_i)$ 为一元非参数函数。基于可加模型理论,可以在模型(1)等式右侧加入各解释变量的线性部分。这样做的好处是新构建的模型不仅获得解释变量和被解释变量之间的线性相互作用,还可以给出各解释变量对被解释变量的非线性影响。另外,新构建的非参数可加回归模型的估计结果可以与传统纯线性模型的估计结果相比较。加入线性部分,构建出的非参数可加回归形式如下:

$$E(Y_i | X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}) = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{ij} \quad (2)$$

其中 α 和 β_j 属线性回归参数,其他部分与模型(1)中相同。

非参数可加模型的估计方法包括很多种,鉴于向后拟合算法(back-fitting algorithm)具有迭代方法巧妙和计算简单的优点,本文使用该方法进行模型估计。^[19]该方法的理论内容简要介绍如下:假如把模型(2)中的线性部分看作是一个特殊的非参数函数,表示为 $g(X_i) \triangleq \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{ij}$,则模型估计变为估计 $E(Y_i | X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}) = g(X_i) + \sum_{j=1}^p f_j(X_{ij})$ 中的函数 $g(\cdot)$ 和 $f_j(\cdot)$ 。估计函数 f_j 时,假定其他函数 $f_k(\cdot)$ 和 $g(\cdot)$ 是已知的,偏残差就可以定义为 $r_{ik} = Y_i - g(X_i) - \sum_{j \neq k} f_j(X_{ij})$ 。通过偏残差最小化,可得到 $\hat{f}_k(X_{ik}) = E(r_{ik} | X_{ik})$,不断循环这个过程就可以得到 P 个分量的估计值 $\hat{f}_1, \hat{f}_2, \dots, \hat{f}_p$ 。同样,在估计 $g(X_i)$ 时,假设其他函数 f_j 都是固定不变的,就可以得到最优估计值 \hat{g} 。具体实现过程如下:首先,对函数 $\hat{g}^0(X_i), \hat{f}_1^0(X_{i1}), \hat{f}_2^0(X_{i2}), \dots, \hat{f}_p^0(X_{ip})$ 进行初始化处理。假设 $g(X_i)$ 和 $\hat{f}_2^0(X_{i2}), \dots, \hat{f}_p^0(X_{ip})$ 都是固定不变的,通过上述的方法,可以得到 $\hat{f}_1^1(X_{i1})$ 。其次,从 1 循环到 $P+1$,可以得到 $\hat{g}^1(X_i), \hat{f}_1^1(X_{i1}), \hat{f}_2^1(X_{i2}), \dots, \hat{f}_p^1(X_{ip})$ 。不断循环上述迭代过程,直到 $RSS = \sum_{i=1}^n [Y_i - g(X_i) - \sum_{j=1}^p f_j(X_{ij})]^2$ 收敛到预定的标准,从而获得非参数部分函数和线性部分参数的估计值。

(二) 实证模型

(1) 研发投入对二氧化碳排放影响模型的构建

STIRPAT 模型成为调查环境污染影响因素的经典模型^[20],其形式如下:

$$I_t = aP_t^b A_t^c T_t^d e_t \quad (3)$$

其中, a 代表截距项, P 表示人口规模, A 表示经济繁荣, T 表示技术水平; b 、 c 和 d 是环境污染对其影响因素 P 、 A 和 T 的响应系数; t 表示时间, ε_t 表示随机误差项。为了消除可能存在的异方差问题, 对模型变量进行对数化处理, 得到如下形式:

$$LI_t = La + bLP_t + cLA_t + dLT_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中, L 表示变量数据进行取对数处理, T 表示技术水平。研发投入是促进技术进步的重要因素, 一般来讲, 研发投入越多, 将获得更多更先进的技术。因此, 本文使用人均研发投入表示技术水平。本文考察的是研发投入对二氧化碳排放的影响, 因此模型(4)中的因变量为二氧化碳排放。除去模型(4)列出的三个重要影响因素, 影响中国二氧化碳排放还有以下几个因素: 第一, 工业化。中国当前仍处于快速推进的工业化阶段。工业行业属于高耗能部门, 工业规模过大必然消耗大量化石能源, 从而导致二氧化碳持续增长。^[21] 第二, 能源结构。我国能源蕴藏具有“多煤、少油、少气”的特征, 这使得高污染的煤炭长期成为工业生产和居民生活能源消费的主要来源。^[22] 统计数据显示, 1990—2017年期间, 煤炭消费占中国能源消费总量的平均比重高达70.4%。大规模煤炭使用必然排放出大量二氧化碳。第三, 环境规制。中国现在是世界上最大的二氧化碳排放国, 不断增长的二氧化碳排放总量使得中国成为国际社会关注的焦点, 中国政府面临巨大的国际二氧化碳减排压力。为了控制二氧化碳排放过快增长, 中国各级政府部门已经采取一系列措施来减少二氧化碳排放。一般来说, 政府治理环境力度越大, 控制二氧化碳排放增长的效果越明显。^[23] 鉴于以上分析, 我们将工业化、能源结构和环境规制三因素引入模型(4), 构建中国二氧化碳排放影响因素模型, 具体形式如下:

$$LCO_{2it} = La + \beta_1 LPOP_{it} + \beta_2 LGDP_{it} + \beta_3 LR\&D_{it} + \beta_4 LENS_{it} + \beta_5 LIND_{it} + \beta_6 LER_{it} + \zeta_{it} \quad (5)$$

其中 CO_2 表示二氧化碳排放, 用人均二氧化碳排放量表示各地区二氧化碳排放水平(吨/人); GDP 表示地区经济繁荣程度, 用人均国内生产总值来表示(元); POP 是人口规模, 用地区年底总人口表示(万人); $R\&D$ 是研发投入, 用人均研发投入来表示(元/人); IND 表示工业化水平, 由工业行业产值除以国内生产总值计算获得(%); ENS 表示能源消费结构, 用煤炭消费量除以能源消费总量来表示(%); ER 表示环境规制, 借鉴董直庆和王辉的做法^[24], 本文使用工业单位产出二氧化硫(SO_2)排放量和工业产出单位烟粉尘排放量两个指标来构建环境规制指数。 a 和 ζ 分别表示截距项和随机误差项。

基于模型(5)确定的二氧化碳排放的主要影响因素, 结合非参数可加回归模型的理论形式(模型2), 我们构建出我国二氧化碳排放的非参数可加回归模型的具体形式, 详见模型(6):

$$LCO_{2it} = La + \beta_1 LPOP_{it} + \beta_2 LGDP_{it} + \beta_3 LR\&D_{it} + \beta_4 LENS_{it} + \beta_5 LIND_{it} + \beta_6 LER_{it} + f_1(LPOP_{it}) + f_2(LGDP_{it}) + f_3(LR\&D_{it}) + f_4(LENS_{it}) + f_5(LIND_{it}) + f_6(LER_{it}) + \zeta_{it} \quad (6)$$

其中, 模型(6)等式右边前半部分是传统的线性参数模型($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_6$); 后半部分是需要估计的非参数函数(f_1, f_2, \dots, f_6), 其函数形式没有先验地假设它的形式, 其可以拟合出各个解释变量对二氧化碳排放的非线性的影响。所以, 模型(6)一方面可以通过线性部分来显示各解释变量的参数估计值及其显著性, 另一方面可以通过非线性部分显示各解释变量对二氧化碳排放的非线性影响。本文将使用该模型分别对中国三大区域(东部、中部和西部地区)进行估计, 发现研发投入对不同区域二氧化碳排放的影响方向和影响模式, 并揭示其背后隐含的深层次原因。

(2) 研发投入对碳强度影响的模型的构建

研发投入是降低碳强度的关键因素。越多的研发投入将获得越多的先进节能减排技术和设备, 从而有助于降低碳强度。另外, 现有研究文献已证实产业结构、能源结构和对外开放也是影响碳强度变化的重要因素。(1) 能源消费结构。能源消费结构对碳强度产生重要影响。如果碳含量高的化石能源占总能源消费量比重过大, 则导致碳强度较高; 相反, 如果一个国家或地区主要以清洁能源为主, 则其碳强度较低。^[25] 中国蕴藏丰富的煤炭资源, 而石油和天然气的蕴藏量则明显不

足,这导致高污染的煤炭一直成为中国能源消费的主要来源。过度依赖煤炭使用必然使得降低碳强度成为一个艰巨的任务。(2) **产业结构**。各产业能源消费强度是显著不同的,第一产业和第三产业的能源强度远低于第二产业。^[26]第二产业包括工业部门和建筑业部门,其中工业部门是能源强度最高的行业,钢铁、水泥、石油化工和金属冶炼等行业主要以煤炭或火电为能源消费来源。现阶段,中国仍然处于快速推进的工业化阶段,第二产业规模总量不断扩张,并成为拉动国民经济增长的主要动力。而且,第二产业中很多中小型生产企业设备陈旧、技术落后,导致大量二氧化碳排放,从而使得降低碳强度压力巨大。(3) **外商直接投资**。现阶段,中国各类型生产企业的节能减排技术仍然落后于经济发达国家的同类型企业。扩大对外开放,积极引进外商直接投资企业可以促进国内经济增长。同时,外资直接投资企业的知识溢出和技术溢出效应可以带动国内相关生产企业改进生成设备、加大技术研发投入,从而有助于减少能源消费和降低碳强度。^[27](4) **环境规制**。为了控制二氧化碳排放,各级政府部门加快与环境相关法规的制定。这有效促进了清洁能源使用和缩减传统化石能源消费,从而有助于减少二氧化碳排放和降低碳强度。^[28](5) **城镇化**。中国现在正处于快速推进的城镇化进程,每年有大量农村人口迁入城镇地区定居和就业。统计数据显示,从2011年开始,中国城镇化率达到51.3%,城镇人口首次超过农村人口。城镇化不仅使城镇地区常住人口激增,还促进了居民收入增长。城市人口快速增长推动城市基础设施建设,导致能源消费和二氧化碳排放增长。另外,收入增加使居民消费结构升级,越来越多的家庭购买和使用汽车,中国已经成为世界上最大的汽车生产国和消费国。大量机动车需要消耗大规模化石燃油(汽油和柴油),从而导致大量二氧化碳排放,助推碳强度提高。^[29]由上述分析可见,研发投入、能源消费结构、产业结构、环境规制、外商直接投资和城镇化是影响中国碳强度变化的重要因素,从而构建出中国碳强度影响因素模型,详见模型(7):

$$LCI_{it} = \alpha + \beta_1 LR\&D_{it} + \beta_2 LENS_{it} + \beta_3 LINS_{it} + \beta_4 LURB_{it} + \beta_5 LER_{it} + \beta_6 LFDI_{it} + \zeta_{it} \quad (7)$$

其中, LCI (Carbon intensity)表示碳强度, $R\&D$ 表示研发支出, ENS 表示能源消费结构, INS 表示产业结构, URB 表示城镇化, ER 表示环境规制, FDI 表示外商直接投资。 L 表示变量数据的对数化处理。 $\beta_i(i=1,2,\dots,6)$ 是需要估计的线性参数。经济周期变化使得宏观经济变量出现波动起伏变动的特征,这往往导致经济变量之间关系不是线性的,而是非线性形式。为了有效揭示经济变量之间可能存在的大量非线性关系,本文在模型(7)确定出碳强度影响因素的基础上,根据可加模型(模型(2))的理论形式,构建中国碳强度的非参数可加回归模型,具体形式如下:

$$LCI_{it} = \alpha + \beta_1 LR\&D_{it} + \beta_2 LENS_{it} + \beta_3 LINS_{it} + \beta_4 LURB_{it} + \beta_5 LER_{it} + \beta_6 LFDI_{it} + f_1(LR\&D_{it}) + f_2(LENS_{it}) + f_3(LINS_{it}) + f_4(LURB_{it}) + f_5(LER_{it}) + f_6(LFDI_{it}) + \zeta_{it} \quad (8)$$

其中, $f_i(i=1,2,\dots,6)$ 是解释变量的非参数函数部分,用来显示解释变量与被解释变量之间可能存在的非线性关系,其他部分与模型(7)相同。

(3) 变量选择和数据来源

本文的样本数据是中国30个省份1990—2017年的面板数据。本文是运用非参数可加回归模型分别研究研发投入对区域碳强度和二氧化碳排放的影响,所以本文包括两个被解释变量。第一个被解释变量是二氧化碳排放(吨/人),用各种化石燃料乘以相应的碳排放系数获得各种化石能源消费产生的二氧化碳排放量,对这些二氧化碳排放量求和获得总二氧化碳排放量,然后除以当地人口,获得人均二氧化碳排放量。^①第二个被解释变量是碳强度(CI),由二氧化碳排放量除以地区国内生产总值获得(吨/万元人民币)。解释变量有人口规模、经济增长、研发投入、城市化、工业

① 根据 Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) 和国家发改委能源研究院公布的数据,本文整理出各种化石能源的 CO_2 排放系数,详情如下:煤炭(1.647 kg CO_2 /kg)、焦炭(2.848 kg CO_2 /kg)、煤油(3.045 kg CO_2 /kg)、柴油(3.174 kg CO_2 /kg)、燃料油(3.064 kg CO_2 /kg)、汽油(2.925 kg CO_2 /kg)和天然气(2.162 kg CO_2 /m³)。

化、能源消费结构、产业结构、环境规制和外商直接投资等九个变量。其中,二氧化碳排放、碳强度、能源消费结构和环境规制的原始数据来源于历年《中国能源统计年鉴》;人口规模、经济增长、城市化、工业化和产业结构的原始数据来源于历年《中国统计年鉴》;外商直接投资的原始数据来源于历年《中国对外经济贸易统计年鉴》。所有变量的描述性统计结果见表1。为了消除价格因素的影响,本文使用人均GDP缩减指数对人均国内生产总值变量数据进行价格平减,用居民消费价格指数对研发投入和外商直接投资进行价格平减(1990=1)。由于西藏自治区部分年份的社会经济数据缺失,本文没有将其纳入研究样本。

表1 变量数据的描述性统计结果

变量	计量单位	均值	标准差	最小值	最大值
二氧化碳排放	吨/人	5.79	5.01	0.31	35.36
碳强度	吨/万元	5.39	5.53	0.33	43.91
人口规模	万人	4243.89	2588.69	447.66	11169.00
经济增长	元人民币	21625.59	23327.63	810.00	128994.10
研发投入	元人民币/人	251.35	405.18	0.86	2283.99
能源结构	百分比	71.03	24.95	4.91	180.55
工业化	百分比	37.82	8.24	11.35	60.11
环境规制	百分比	3.39	11.61	0.0001	125.09
产业结构	百分比	44.35	7.99	19.01	64.68
城市化	百分比	45.40	17.30	14.00	89.60
外商直接投资	亿元人民币	4262.27	8861.77	0.12	119032.60

四、实证结果及稳健性分析

(一) 单位根检验

根据计量经济学理论,用于进行模型回归的变量数据应该是平稳的。但实际上,受经济周期波动的影响,绝大多数经济变量具有明显的上升或下降趋势,即是非平稳的。已有很多研究指出,使用非平稳数据进行的模型回归属于“伪回归”。因此,在进行模型回归之前,应该对经济变量的平稳性进行检验,即单位根检验。单位根检验分为时间序列单位根检验和面板单位根检验。本文使用的是面板数据,因此我们采用面板单位根检验方法检验本文经济变量的平稳性。面板单位根检验方法主要包括 LLC(Levin-Lin-Chu)检验、Breitung 检验、Im-Pesaran-Shin 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验等。为了避免单一检验方法带来的检验结果不稳定,本文使用上述五种方法对变量数据进行单位根检验(见表2)。表2的结果显示,大部分取对数后的经济变量没有通过单位根检验,表示这些变量是非平稳的。

表2 单位根检验

变量	Fisher ADF	Fisher PP	IPS	LLC	Breitung
二氧化碳排放	28.791	26.942	3.722	-1.934	1.389
碳强度	155.790	51.901	-6.601	-5.930***	-0.684
人口规模	59.257	45.318	0.562	-4.007***	0.130
经济增长	202.297***	34.175	-8.841***	-4.912***	2.971
研发投入	79.564**	87.546	-1.009	-0.085	-2.820***

续表 2

变量	Fisher ADF	Fisher PP	IPS	LLC	Breitung
能源结构	82.604 **	85.691 **	0.010	3.342	2.559
工业化	40.455	8.942	4.295	4.231	6.777
环境规制	35.055	50.936	5.384	-1.432 *	-0.511
产业结构	57.572	12.451	1.990	3.281	5.866
城市化	55.143	53.739	0.377	-1.043	0.023
技术人才投入	103.094 ***	102.057 ***	-4.344 ***	-2.085 **	-6.081 ***
外商直接投资	1034.99 ***	109.606 ***	-28.329 ***	-32.157 ***	-3.143 ***

注: *、**和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的条件下,通过显著性检验,以下各表相同。表中数值为取对数后变量数据的单位根检验结果

(二) 协整检验

计量模型回归需要平稳的变量数据,而由于经济现象变量的波动性和复杂性,经济变量序列往往是非平稳的。为了获得平稳的变量序列,已有做法是对经济变量数据进行差分处理。但是,变量数据差分处理往往使得差分后的数据失去了其自身原有的经济意义。为了解决这一难题,Engle 和 Granger 提出了协整理论。^[30]协整理论指出,即使模型中的部分变量是非平稳的,但它们的线性组合却可能是平稳的。只要变量的线性组合是平稳的,即表示这些变量之间存在一个长期均衡关系,可以用于模型回归。面板协整检验主要包括 Kao 检验和 Pedroni 检验等。^[31]Pedroni 检验包括 ADF 统计量、PP 统计量、Modified PP 统计量和 Modified variance ratio 等四个统计量。表 3 的检验结果显示 Kao 检验和 Pedroni 检验四个统计量的结果均通过了显著性检验,表明二氧化碳排放和碳强度与其影响因素之间存在协整关系,可以用于模型回归。

表 3 面板协整检验

检验方法	统计量	统计量值	
		因变量: 二氧化碳排放	因变量: 碳强度
Kao 检验	ADF	-4.185 ***	-7.545 ***
Pedroni 检验	Modified variance ratio	-5.365 ***	-5.528 ***
	Modified PP-Statistic	4.431 ***	1.838 **
	PP-Statistic	-2.104 **	-3.859 ***
	ADF-Statistic	-3.250 ***	-2.642 ***

注: 最优滞后阶数由 SC 和 AIC 信息准则确定。PP 表示 Phillips-Perron, ADF 表示 Augmented Dickey-Fuller

(三) 研发投入与碳强度和二氧化碳排放关系形式检验

在使用非参数可加回归模型考察研发投入对碳强度和二氧化碳排放影响之前,有必要对它们之间的关系形式进行初步检验,以验证拟使用的模型是否符合要揭示的变量之间的关系形式。基于 30 个省份的面板数据,本文绘制出研发投入分别与碳强度和二氧化碳排放之间的关系散点图(见图 1)。由图 1 可以看出,研发投入与碳强度及二氧化碳排放之间都存在着大量非线性关系。这也证实了本文使用可以揭示出变量之间存在大量非线性关系的非参数可加回归模型是合理的、适用的。

(四) 研发投入对区域二氧化碳排放的影响

根据国家统计局的划分标准,本文首先把全国 30 个省份(除去西藏自治区)划分为东部、中部

和西部三大区域。^① 然后,使用非参数可加回归模型分别对东部、中部和西部地区进行回归估计。其中,非线性影响结果见图2,线性影响结果见表4。为了进行比较,本文也给出传统线性面板回归模型的回归结果。限于文章篇幅,本文只给出研发投入对我国三大区域二氧化碳排放的非线性影响,并对其进行详细分析和讨论;其他解释变量(人口规模、经济增长、能源消费结构、工业化和环境规制)的非线性影响结果没有给出,留存备索。

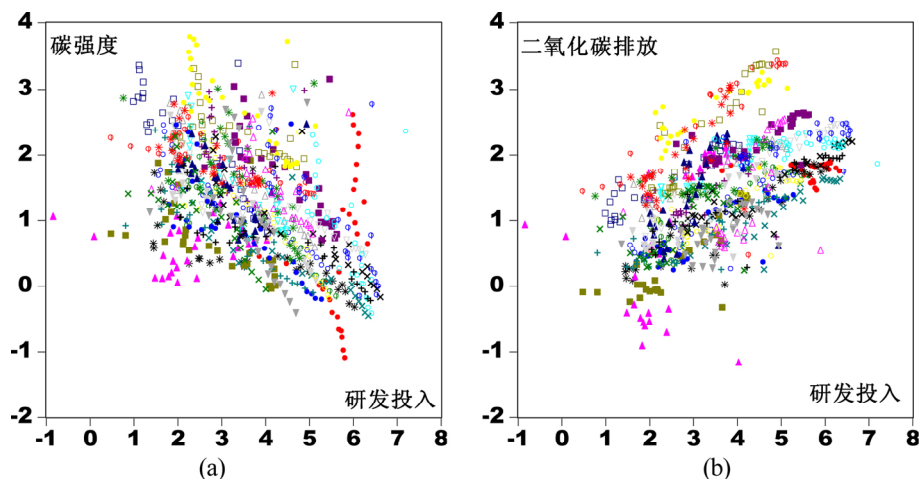


图1 研发投入与二氧化碳排放和碳强度关系散点图

注:此图基于30个省份面板数据绘制得出,其中图(a)中每条曲线表示一个省份研发投入与碳强度之间关系形式,图(b)中的每条曲线表示一个省份研发投入与二氧化碳排放之间的关系形式

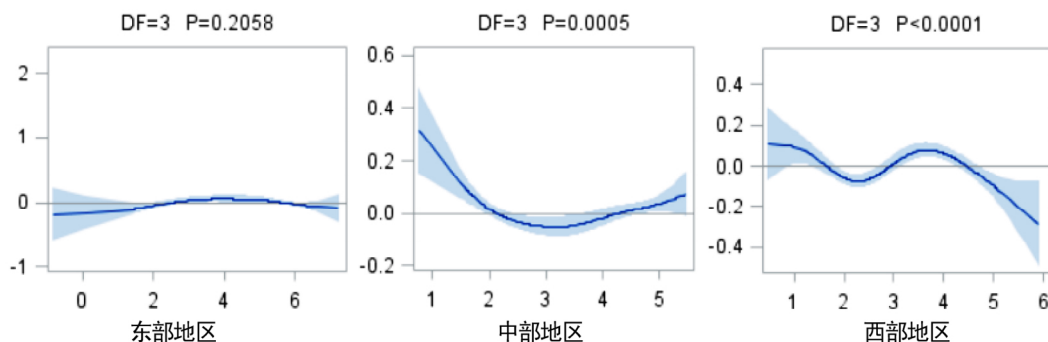


图2 研发投入对我国区域二氧化碳排放的非线性影响

(1) 线性影响结果

由表4可以看出,在10%或更高的显著性水平下,大多数解释变量的线性部分估计结果通过了显著性检验。限于篇幅,本部分仅对研发投入对三大区域二氧化碳排放的线性影响进行详细分析。研发投入对东中西三大区域二氧化碳排放的影响系数均为正,分别为0.056、0.144和0.053。研发投入对中西部地区二氧化碳排放的影响强度大于其对东部地区的影响,这可以由研发经费投入和研发人员投入的区域差异来解释。第一,研发经费投入。技术进步有利于二氧化碳减排,研发经费投入是促进技术进步的关键要素之一。研发经费投入规模大小直接决定着获得的先进节能减

^① 西部地区包括甘肃、宁夏、青海、新疆、陕西、四川、重庆、贵州、云南、内蒙古和广西共11个省份及直辖市;中部地区包括安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林、山西、黑龙江共8个省份;东部地区包括江苏、浙江、山东、北京、上海、天津、广东、辽宁、海南、福建和河北共11个省份及直辖市。

排技术和设备的数量。研发经费投入越多,将会获得越多先进的节能减排技术和设备,从而有利于减少化石能源消费和二氧化碳排放。根据《中国统计年鉴》的数据计算显示:1990—2017年,中东部地区年均每省研发经费投入分别为216.78亿元和77.81亿元,而西部地区的平均研发经费投入仅为34.28亿元。第二,研发人员投入。研发人员投入是影响技术进步的另外一个关键要素,培养和激励大量研发人员投入到科学技术研发活动中,是研发出大量节能减排技术和设备的必要条件之一。统计数据显示,1990—2017年期间,中东部地区年均研发人员投入分别为9.02万人年和4.75万人年,远多于西部地区的研发人员投入(2.37万人年)。可以看出,中东部地区的研发经费和研发人员投入明显多于西部地区,从而导致研发投入对中东部地区二氧化碳排放的影响强度高于其对西部地区二氧化碳排放的影响。

表4 研发投入对区域二氧化碳排放的线性影响结果

模型类型	变量	东部	中部	西部
非参数可加回归模型的 线性部分截距	截距	-9.007 ***	-15.699 ***	5.880 ***
	人口规模	0.169 ***	0.133 ***	0.361 ***
	经济增长	0.726 ***	1.262 ***	0.523 ***
	研发投入	0.056 ***	0.144 ***	0.053 ***
	工业化	0.081	0.405 ***	0.132
	能源消费结构	1.250 ***	1.466 ***	1.091 ***
	环境规制	-0.117 ***	-0.025 **	-0.158 ***
传统线性面板回归模型	截距	-11.251 ***	-20.710 ***	-18.315 ***
	人口规模	0.071	0.105 ***	0.316 ***
	经济增长	0.491 ***	0.211 ***	0.052 ***
	研发投入	0.101 ***	1.502 ***	0.571 ***
	工业化	1.110 ***	1.280 ***	1.744 ***
	能源消费结构	0.656 ***	0.524 ***	0.221 ***
	环境规制	-0.133 ***	0.419 ***	0.556 ***

注:***表示1%的显著性水平,**表示5%的显著性水平,*表示10%的显著性水平,以下各表表示相同

(2) 非线性影响结果

图2给出了研发投入对我国三大区域二氧化碳排放的非线性影响,非线性估计结果可以有效补充线性部分无法反映出的内容。

第一,研发投入对中部地区二氧化碳排放的非线性影响通过了显著性检验,并表现为一个“正U”型的模式。这表示研发投入对中部地区二氧化碳减排的作用主要体现在早期阶段,其减排作用在后期阶段逐步缩小。研发投入带来的技术进步对于控制二氧化碳排放的重要作用已经被社会各部门所认可。为了控制二氧化碳排放过快增长,中部地区各级政府、生产企业和科研机构都加大科技研发投入力度。同时,为了尽快更新节能减排技术和设备,中部地区很多能源密集行业和技术研发机构也增加从东部地区和经济发达国家购买新技术和新设备。研发投入的快速增加使得大量节能减排技术和设备得以推广使用,有效控制了二氧化碳排放增长的速度。但是,技术进步的速度不可能长期维持在一个高水平上,后期阶段技术进步的速度将逐步缩小,技术进步带来的技术效应将被能源消费总量不断增加的规模效应所抵消。因此,在后期阶段,研发投入对二氧化碳减排的作用逐步缩小。

第二,研发投入对西部地区二氧化碳排放的非线性影响表现为一个“倒N”型,并通过了显著

性检验。这表示在早期和后期阶段,研发投入起到显著减少二氧化碳排放的作用;而在中期阶段,研发投入没有起到减少二氧化碳排放的作用。在早期阶段,研发投入的增加促使大量节能减排技术和设备研制成功,并应用到各生产行业和居民生活部门,如钢铁行业废气回收再利用技术、二氧化碳保鲜食品技术和粉煤灰回收再利用技术等。这些技术的应用在一定程度上控制了煤炭过度使用及其带来的二氧化碳排放过快增长。但是,一些宏观政策的变化也会影响研发投入的二氧化碳减排作用的发挥。例如,石油价格快速上涨促使生产行业扩大煤炭使用量产生的规模效应超过研发投入带来的技术效应,导致研发投入对二氧化碳减排的促进作用被抵消。从长期来看,为了实现低碳经济增长,西部地区政府采取了一系列举措,如大力发展第三产业、鼓励新能源开发和加大清洁能源技术研发资金投入等。积极发展第三产业可以优化经济结构,降低经济增长的能源强度(结构效应)。清洁能源(水电、太阳能和风能)的开发和使用可以替代传统化石能源,减少煤炭和石油能源消费量过快增长(规模效应),而扩大研发资金投入则促进了技术进步(技术效应)。因此,在后期阶段,研发投入的二氧化碳减排作用逐步显现出来。

第三,研发投入对东部地区二氧化碳排放的非线性影响没有通过显著性检验(卡方检验)。主要原因是:从20世纪90年代开始实施的“西电东送”工程将西部地区丰富的水电和火电能源输送到东部沿海地区。这一方面可以将西部地区蕴藏丰裕的水电和煤炭资源转化为经济优势,带动当地社会经济快速发展;另一方面,西电东送可以满足东部地区社会经济发展急需的大量能源需求。而且,大规模的西电东送可以减少东部地区火电生产过程产生的大量二氧化碳。能源平衡表的统计数据显示,2015年东部地区11个省份电力调入量是6024.1亿千瓦时,而其自身火电发电量是20236.9亿千瓦时,电力调入量占其火电发电总量的30%。另外,近年来快速增长的清洁能源也显著改善了东部地区能源结构。研发投入获得的新节能减排技术不可能短期内大幅度减少能源消费量和二氧化碳排放量。西电东送和清洁能源供给增加带来的结构效应超过技术效应,从而使研发投入的二氧化碳减排效应不显著。

(五) 研发投入对区域碳强度的影响

上述分析显示,研发投入对二氧化碳排放产生了复杂的影响。实际上,研发投入是通过促进技术进步来降低碳排放强度,最终达到减少二氧化碳排放的目的。因此,我们有必要细致研究研发投入对碳强度的影响。研发投入能否降低碳强度?研发投入能否从始至终都起到降低碳强度的作用?为了解决这两个疑问,本小节将对模型(8)进行估计,以研究研发投入对我国区域碳强度的影响。其中,表5给出非参数可加回归模型的线性影响结果,非线性结果由图3给出。

(1) 线性影响结果

研发投入对东中西三大地区碳强度的线性影响都通过了显著性检验,并且弹性系数为负数,表示研发投入有助于降低碳强度。而且,研发投入对东部地区碳强度的影响强度(0.015)大于其对中西部地区的影响(0.011和0.004)。这主要由专利技术的地区差异来解释。扩大研发投入可以获得大量新技术和新设备,这些新技术和设备的应用可以直接减少传统化石能源消费及其引起的二氧化碳排放。衡量获得新技术和新设备数量的标准就是发明专利授权数。《中国统计年鉴》的数据计算显示:1990—2017年,东部地区年均每省专利授权数是2.76万件,远高于中部地区(0.81万件)和西部地区(0.45万件)。因此,研发投入对东部地区碳强度下降的贡献高于其对中西部地区碳强度下降的贡献度。

(2) 非线性影响结果

研发投入对西部地区碳强度的非线性影响是不显著的,研发投入的影响主要是由线性部分影响来解释。研发投入对中部地区碳强度的非线性影响通过显著性,并都表现为一个“倒U”型的模式。这表示在早期阶段,研发投入降低碳强度的作用有限;而在后期阶段,研发投入的促进作用逐步显现出来。这一结果可以解释为:在早期阶段,东中部地区经济发展水平不高、经济总量有限,

这导致地方政府财政能力不高,政府部门科学技术研发投入强度不高。同时,在早期阶段,为促进经济快速增长和扩大社会就业,各级地方政府往往实施宽松的环境管制政策。这导致很多国民经济支柱产业(钢铁、建筑业、石油化工和机械制造等)往往对节能降耗和生产效率重视不够,主要依靠高投入、高耗能来实现产出增长,经济粗放式增长特征明显。因此,有关企业在早期阶段难以获得大量先进的节能减排技术和设备,从而使得研发投入降低碳强度的作用无法显著体现出来。

表 5 研发投入对区域碳强度的线性影响结果

模型类型	变量	东部	中部	西部
非参数可加回归模型的 线性部分	截距	-3.039 ***	-5.889 ***	-2.728 ***
	研发投入	-0.015 **	-0.011 ***	-0.004 ***
	能源结构	0.575 ***	1.071 ***	0.737 ***
	产业结构	0.432 ***	0.738 ***	0.522 ***
	城市化	0.568 ***	0.496 ***	0.096 **
	环境规制	0.194 ***	0.257 ***	0.118 ***
	外商直接投资	-0.124 ***	-0.109 ***	-0.200 ***
传统线性面板回归模型	截距	-3.155 ***	-3.937 ***	-2.225 ***
	研发投入	-0.070 ***	-0.055 ***	-0.033 **
	能源结构	0.495 ***	0.922 ***	0.692 ***
	产业结构	0.840 ***	0.486 ***	0.525 ***
	城市化	0.238 ***	0.405 ***	0.025
	环境规制	0.101 ***	0.239 ***	0.168 ***
	外商直接投资	-0.181 ***	-0.100 ***	-0.101 ***

近年来,中东部地区经济快速增长。但是,这种经济增长是以巨大的化石能源消耗和二氧化碳排放为代价的。能源过度消耗和快速增长的二氧化碳排放导致我国面临严峻的能源危机和环境污染。世界发达国家的经济发展史已经表明,技术进步才是实现低碳经济可持续发展的必由之路。因此,近年来各级地方政府加大对科学技术的研发投入力度。同时,不断加剧的国际竞争使得工业企业认识到只有加大研发投入、实现技术创新,才能在竞争激烈的市场经济处于有利地位。因此,地方政府和工业企业加大研发投入、促进技术进步,以减少能源消耗和二氧化碳排放。另外,政府加快经济结构调整,严格控制高耗能、高污染工业规模,积极发展新能源产业,从而促使研发投入降低碳强度的作用显现出来。

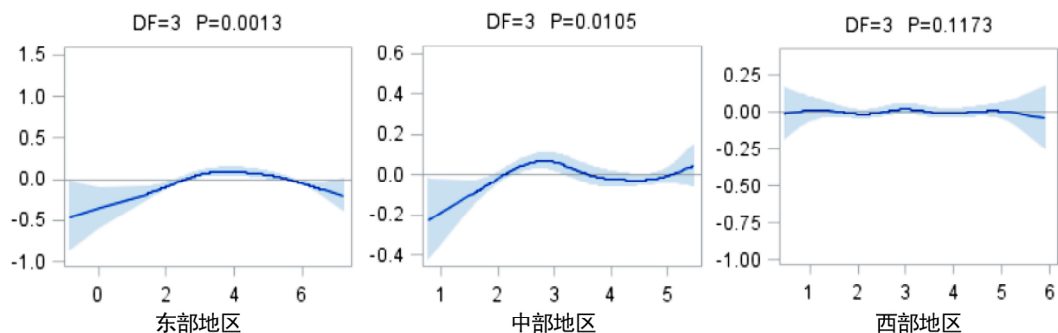


图 3 研发投入对我国三大区域碳强度的非线性影响

(六) 稳健性检验

在使用非参数可加回归模型估计研发投入对碳强度和二氧化碳排放的影响之后,我们需要对模型稳健性进行检验,以检验模型估计结果的可靠性。借鉴已有文献稳健性检验的做法^[32],本文采用调整核心变量数值计算方法进行稳健性检验。首先,二氧化碳排放水平的高低有两种衡量方法:一种是采用人均二氧化碳排放量来度量某地区二氧化碳排放水平的高低;另外一种直接使用二氧化碳排放总量来衡量各地区二氧化碳排放水平高低。本文前面实证分析使用的人均二氧化碳排放量来表示各省市区二氧化碳排放水平高低,因此本部分的稳健性检验采用二氧化碳排放总量来表示二氧化碳排放量水平,作为模型(6)中因变量的数据。第二,研发投入的变量数据也有两种计算方法:一种是采用研发投入经费除以地区国内生产总值获得比重来衡量各个地区研发投入水平的高低;另外一种是使用人均研发投入经费额来表示研发投入水平。本文前面实证分析是采用人均研发投入经费来衡量研发投入水平高低,所以本部分将采用研发投入经费占国内生产总值的比重作为模型(6)和模型(8)中研发投入变量的数据进行稳健性检验。第三,外商直接投资变量数据的调整。本文前面实证分析使用折算成人民币计算单位后的外商直接投资总额作为外商直接投资变量数据。本部分我们借鉴已有文献的做法使用人均外商直接投资作为模型(8)中外商直接投资变量的数据,进行稳健性检验。鉴于非参数函数对变量数据变化敏感,变量数据的变化将引起非参数函数的估计结果(非线性图形)有显著变化,本部分将使用非参数可加模型中线性部分的估计结果进行稳健性检验。由表6可以看出,除去工业化对东西部地区二氧化碳排放影响和研发投入对西部地区二氧化碳排放影响在显著性上差异以及回归系数大小差异之外,其他估计系数正负号基本一致。表7显示除去产业结构对东部地区碳强度和研发投入对西部地区碳强度的回归系数不显著之外,其他估计系数均通过显著性检验,并且回归系数正负号与表5中的结果基本一致。由上述结果比较分析可以看出非参数可加回归模型具有一定稳健性,表4和表5中的估计结果都是稳健的。

表6 稳健性检验:研发投入对二氧化碳排放的线性影响结果

模型类型	变量	东部	中部	西部
非参数可加回归模型的 线性部分	截距	-8.537 ***	-12.409 ***	-3.976 ***
	人口规模	0.914 ***	0.953 ***	0.717 ***
	经济增长	0.765 ***	1.207 ***	0.632 ***
	研发投入	0.043 ***	0.100 ***	-0.001
	工业化	0.206 ***	0.316 ***	0.192 *
	能源消费结构	0.708 ***	0.761 ***	0.339 ***
	环境规制	-0.128 ***	-0.040 ***	-0.137 ***

表7 稳健性检验:研发投入对区域碳强度的线性影响结果

模型类型	变量	东部	中部	西部
非参数可加回归模型的 线性部分	截距	-2.165 ***	-6.228 ***	-3.602 ***
	研发投入	-0.035 *	-0.038 *	-0.019
	能源结构	0.793 ***	1.139 ***	0.658 ***
	产业结构	0.064	0.705 ***	0.980 ***
	城市化	0.615 ***	0.644 ***	0.150 ***
	环境规制	0.258 ***	0.278 ***	0.205 ***
	外商直接投资	-0.035 ***	-0.106 ***	-0.140 ***

五、研究结论与政策启示

基于中国 30 个省份 1990—2017 年的省级面板数据,本文使用具有数据驱动特征的非参数可加回归模型详细考察了研发投入对东中西三大地区碳强度以及二氧化碳排放的非线性影响。得到的结论和提出的政策建议如下:

1. 研发投入对中东部地区碳强度产生一个“倒 U”型的非线性影响,表示早期阶段研发投入没有起到显著降低碳强度的作用。因此,在早期阶段,中东部地区应着力扩大高耗能行业的研发投入,以有效降低碳强度。第一,激励能源密集行业扩大研发投入。例如,各级政府制定行业研发投入标准,对于研发投入超过规定标准的企业给予相应比例的税收减免或财政补贴;而对于研发投入不达标企业,则增加税收征缴比例。第二,鼓励企业引进先进的节能减排技术和设备。在短期内我国节能减排技术难以获得大幅提升的情况下,鼓励引进国外先进的技术和设备将有助于工业企业快速降低碳强度。例如,当地海关部门对于企业引进先进技术和设备,实施减免一定比例进口关税政策。

2. 研发投入对中部地区二氧化碳排放的非线性影响为“正 U”型,即在后期阶段研发投入的二氧化碳减排作用没有凸显出来。因此,长期来看,中部地区应综合施策,控制二氧化碳排放过快增长。首先,优化产业结构。一个国家或地区的产业结构对其能源消费和二氧化碳排放产生重要影响。高新技术产业(新能源、新材料和环境保护产业等)属于技术密集和知识密集行业,具有战略性、创新性和低污染等优势。积极发展高技术产业不仅可以转变经济增长方式、促进可持续增长,而且可以把研发成功的高新节能减排技术和设备应用到各工业部门,以减少能源消费和二氧化碳排放。因此,地方各级政府应该采取有效措施(设立高技术产业发展专项基金、设立高新技术产业园和引进高技术人才等)促进高新技术产业快速发展。其次,政府扩大技术基础研究投入,以增强研发投入对二氧化碳减排作用。一方面,当地政府应该运用金融、财政和产业政策鼓励企业加大基础研究投入,提高研发强度。另一方面,政府为当地企业搭建招商引资平台,吸引大量社会富余资金投资企业技术研发,以扩大本地区基础研发投入、促进技术进步。

3. 研发投入对西部地区二氧化碳排放产生一个“倒 N”型的非线性影响,即在中期阶段研发投入的二氧化碳减排作用没有显现出来。主要原因是一些宏观因素的影响,如国际政治因素导致石油价格上涨促使煤炭使用大幅增加抵消了研发投入的减排效应所致。西部地区政府应发挥其资源优势,大力发展风电、水电和扩大天然气使用,减少对传统化石能源的依赖。

注释:

[1]林伯强、吴微《中国现阶段经济发展中的煤炭需求》,《中国社会科学》2018 年第 2 期。

[2]杨莉莎、朱俊鹏、贾智杰《中国碳排放实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角》,《经济研究》2019 年第 11 期。

[3]张伟、朱启贵、李汉文《能源使用、碳排放与我国全要素碳减排效率》,《经济研究》2013 年第 10 期。

[4]Shao, S., L. Yang, C. Gan, J. Cao, Y. Geng, and D. Guan, “Using an extended LMDI model to explore technological drivers of energy-related industrial CO₂ emission changes: A case study for Shanghai (China)”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2016, 55, pp. 516–536.

[5]Fernández, Y. F., M. F. López, and B. O. Blanco, “Innovation for sustainability: the impact of R&D spending on CO₂ emissions”, *Journal of cleaner production* 2018, 172, pp. 3459–3467.

[6]Wang, Q., and F. Zhang, “Does increasing investment in research and development promote economic growth decoupling from carbon emission growth? An empirical analysis of BRICS countries” *Journal of Cleaner Production*, 2020, 252, No. 119853.

- [7] Xu, B., and B. Lin, "Assessing CO₂ emissions in China's iron and steel industry: a dynamic vector autoregression model", *Applied Energy*, 2016, 161, pp. 375–386.
- [8] Yu, Y., and W. Xu, "Impact of FDI and R&D on China's industrial CO₂ emissions reduction and trend prediction", *Atmospheric Pollution Research*, 2019, 10(5), pp. 1627–1635.
- [9] Wen, Q., Y. Chen, J. Hong, Y. Chen, D. Ni, and Q. Shen, "Spillover effect of technological innovation on CO₂ emissions in China's construction industry", *Building and Environment*, 2020, No. 106653.
- [10] Wiesenethal, T., G. Leduc, K. Haegeman, and H. G. Schwarz, "Bottom-up estimation of industrial and public R&D investment by technology in support of policy-making: The case of selected low-carbon energy technologies", *Research Policy*, 2012, 41(1), pp. 116–131.
- [11] Feng J., and J. Yuan, "Effect of technology innovation and spillovers on the carbon intensity of human well-being", *Springer Plus*, 2016, 5(1), No. 346.
- [12] Alam M. S., M. Atif, C. Chien-Chi, and U. Soyta, "Does corporate R&D investment affect firm environmental performance? Evidence from G-6 countries", *Energy Economics*, 2019, 78, pp. 401–411.
- [13] Zhang N., F. Kong, Y. Choi, and P. Zhou, "The effect of size-control policy on unified energy and carbon efficiency for Chinese fossil fuel power plants", *Energy Policy*, 2014, 70, pp. 193–200.
- [14] Li, L., Y. Lei, and D. Pan, "Study of CO₂ emissions in China's iron and steel industry based on economic input-output life cycle assessment", *Natural Hazards*, 2016, 81(2), pp. 957–970.
- [15] Luan, B., J. Huang, and H. Zou, "Domestic R&D, technology acquisition, technology assimilation and China's industrial carbon intensity: Evidence from a dynamic panel threshold model", *Science of The Total Environment*, 2019, 693, No. 133436.
- [16] Zhang, W., X. Tang, G. Yang, and D. Zha, "Decomposition of CO₂ emission intensity in Chinese MIs through a development mode extended LMDI method combined with a production-theoretical approach", *Science of The Total Environment*, 2020, 702, No. 134787.
- [17] Granger, C. W. J., "Some recent developments in a concept of causality", *Journal of Econometrics*, 1988, 139(1/2), pp. 199–211.
- [18] 杰弗里·斯科特·拉辛《非参数计量经济学:理论与实践》,叶阿忠、吴相波译,北京:北京大学出版社,2015年。
- [19] Buja A., T. Hastie, and R. Tibshirani, "Linear smoothers and additive-models", *Annals of Statistics*, 1989, 17(2), pp. 453–510.
- [20] 徐斌、陈宇芳、沈小波《清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长》,《经济研究》2019年第7期。
- [21] Xu, B., Lin, B., "Can expanding natural gas consumption reduce China's CO₂ emissions", *Energy Economics*, 2019, 81, pp. 393–407.
- [22] 姚昕、潘是英、孙传旺《城市规模、空间集聚与电力强度》,《经济研究》2017年第11期。
- [23] 沈洪涛、黄楠、刘浪《碳排放权交易的微观效果及机制研究》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2017年第1期。
- [24] 董直庆、王辉《环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应》,《中国工业经济》2019年第1期。
- [25] 刘泓汛、陈佳琪、李江龙《电厂排放改造和居民散煤替代的成本效益分析——以陕西省为例》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2019年第6期。
- [26] Lin, B. and B. Xu, "How to promote the growth of new energy industry at different stages?", *Energy Policy*, 2018, 118, pp. 390–403.
- [27] Xu, B. and B. Lin, "Do we really understand the development of China's new energy industry?", *Energy economics*, 2018, 74, pp. 733–745.
- [28] Yao, X., X. Zhang, and Z. Guo, "The tug of war between local government and enterprises in reducing China's carbon dioxide emissions intensity", *Science of The Total Environment*, 2020, 710, pp. 136–140.
- [29] Lin, B., and B. Xu, "How does fossil energy abundance affect regional economic growth and environmental pollution?", *Science of the total environment*, 2020, (6), pp. 102–116.

- [30] Engle, R. F., and C. W. Granger, "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1987, pp. 251–276.
- [31] Kao, C., "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of econometrics*, 1999, 90(1), pp. 1–44; Pedroni, P., "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors" *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 1999, 61(1), pp. 653–670.
- [32] 史贝贝、冯晨、张妍、杨菲 《环境规制红利的边际递增效应》,《中国工业经济》2017 年第 12 期; 王如玉、王志高、梁琦、陈建隆 《金融集聚与城市层级》,《经济研究》2019 年第 11 期。

[责任编辑: 叶颖玫]

R&D Investment, Carbon Intensity and Regional Carbon Dioxide Emissions

LIN Bo-qiang¹, XU Bin²

(1. Institute of China Energy Policy, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian;

2. School of Statistics, Jiangxi University of Finance & Economics, Nanchang 330013, Jiangxi)

Abstract: China is now the world's largest emitter of carbon dioxide. Moreover, rapid industrialization and urbanization have led to a continuous increase in China's carbon emissions. Reducing carbon dioxide emissions in China has become the focus of the international community. Most existing studies assume a linear relationship between economic variables, and use traditional linear models to study the impact of R&D investment on carbon intensity and carbon dioxide (CO_2) emissions. In fact, economic phenomena tend to fluctuate, due to the impact of economic cycle changes. This results in a nonlinear relationship between economic variables. In view of this, this paper uses the nonparametric additive regression model to study the impact of R&D investment on regional carbon intensity and CO_2 emissions. The results show that R&D investment has an "inverted-U" nonlinear effect on the carbon intensity in the central and eastern regions, indicating that R&D investment is helpful to reduce carbon intensity in the later stage. R&D investment has no significant effect on carbon intensity in the western region. The nonlinear impact of R&D investment on CO_2 emissions is more complicated. R&D investment has a "positive U" effect on CO_2 emissions in the central region; that is to say, the emission reducing effect of R&D investment is only apparent in the early stage. The nonlinear effect of R&D investment on CO_2 emissions in the western region is an inverted "N-shaped" mode, indicating that R&D investment has a significant emission reducing effect in the early and late stages. The structural effects brought by the rapid increase of the clean energy supply and "power transmission from west to east" exceed the technical effects brought by R&D investment; consequently, R&D investment has no significant impact on CO_2 emissions in the eastern region.

Keywords: R&D investment, carbon dioxide emissions, carbon intensity, nonparametric additive regression model