

# 中国县域二氧化碳边际减排成本： 基本事实、影响因素及区域差异分解

林 枫 金 刚\*

**摘要：**廓清中国县域二氧化碳边际减排成本有助于准确评估现有应对气候变化的减排政策并为未来的政策优化提供指引。本文基于二次型方向性产出距离函数，采用随机前沿分析方法测算了2008—2016年中国1985个县的二氧化碳边际减排成本，在此基础上从基本事实、影响因素及区域差异分解的角度对县域二氧化碳边际减排成本进行了分析。研究发现：首先，样本期间中国县域二氧化碳的边际减排成本均值为1.66万元/吨。时间维度上，二氧化碳边际减排成本呈现先下降后上升的趋势；截面维度上，东部地区的二氧化碳边际减排成本低于中西部地区。其次，二氧化碳边际减排成本不仅取决于碳强度表征的减排规模效应，还与县域的产业结构效应和技术创新效应密切相关。最后，二氧化碳边际减排成本的差异主要体现在省域之间而非省内县域之间，意味着超越省域范围的全国统一碳市场更加有助于实现成本有效的碳减排。本文认为，无论是命令控制型碳减排政策还是市场型碳减排政策，政策设计的关键均在于充分考虑二氧化碳边际减排成本在县域之间的异质性，充分利用县域二氧化碳边际减排成本的信息，因地制宜选择差异化减排政策并推动区域间协同化减排。

**关键词：**碳边际减排成本；影响因素；区域差异分解；减排政策

---

\*林枫，南京大学商学院，邮政编码：210093；电子信箱：fenglin@smail.nju.edu.cn；金刚（通讯作者），南京大学商学院，邮政编码：210093；电子信箱：jingang@nju.edu.cn。

本文系中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“气候变化的经济效应：理论机理与中国证据”（010414370114）、国家自然科学基金青年基金项目“地方性环境治理政策的扩散机制与政策效应研究：以‘河长制’为例”（71903085）和国家社会科学基金重大项目“我国高质量发展的能力基础、能力结构与推进机制”（19ZDA049）的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的修改建议，文责自负。

## 一、引言

为了应对日益严峻的全球气候变暖问题,作为发展中大国,中国政府在2020年9月明确提出力争2030年前实现碳达峰、2060年前实现碳中和的碳减排目标。虽然碳减排能够在未来降低气候变化带来的不确定性,但与之相对应的,人们需要在前期承担减排所付出的代价(Kahn & Lall, 2022)。因此,设计有效的减排政策以降低人们不得不承担的代价成为一个极为重要的现实问题。无论是节能降耗这类命令控制型减排政策,还是碳税或碳交易这类市场型减排政策,政策有效的前提是各减排主体最后一单位减排的边际成本相等(蒋伟杰、张少华, 2018)。这意味着,明晰减排主体的二氧化碳边际减排成本是优化减排政策的关键所在。现有文献针对中国各个地区的二氧化碳边际减排成本展开了大量研究,然而这些研究均聚焦于省份层面(刘明磊等, 2011; Du et al., 2015a, 2015b; 陈德湖等, 2016; 杨子晖等, 2019)或城市层面(魏楚, 2014; Wang & Wei, 2014; Wang et al., 2017; Wu & Ma, 2019; Cheng et al., 2022), 还未有研究分析中国县域层面的二氧化碳边际减排成本。中国区域间的巨大差异不仅体现在省份和城市之间,同样也存在于县域之间,尤其在现实中,减排政策的最终执行主体往往是中国最基层的县域政府。因此,在省份和城市层面的基础上进一步廓清中国县域层面的碳边际减排成本<sup>①</sup>既有助于准确评估现有应对气候变化的碳减排政策,又能够为未来的碳减排政策优化提供指引。

基于此,本文的首要工作是测算中国县域碳边际减排成本。利用新近获得的县级层面二氧化碳排放数据(Chen et al., 2020)和能源消费数据(Chen et al., 2022),基于二次型方向性产出距离函数,采用随机前沿分析方法测算了2008—2016年中国1985个县的碳边际减排成本。基于测算结果,本文还进一步从基本事实、影响因素以及区域差异分解三个方面对中国县域碳边际减排成本进行了全面分析。与现有研究相比,本文的边际贡献体现在三个方面。首先,本文首次测算了中国县域层面的碳边际减排成本,从更加微观的区域单元呈现了中国碳边际减排成本的基本事实,为中国政府从顶层设计的角度“因县制宜”优化碳减排政策提供了依据。不仅如此,现有文献大多采用基于生产理论的效率模型测算二氧化碳的影子价格,并以此刻画碳边际减排成本(Zhou et al., 2014)。而影子价格是否接近真实的边际减排成本与样本数据密切相关,一般而言样本数据越微观,二氧化碳的影子价格越接近真实的边际减排成本(周鹏等, 2014)。因此,从区域层面来看,本文将碳边际减排成本的研究对象从省份和城市进一步细化至县域层面,也可以提高碳边际减排成本的测算准确度。

其次,现有文献在研究碳边际减排成本的影响因素时大多侧重于从减排规模效应的单一

---

<sup>①</sup> 在本文中,碳边际减排成本与二氧化碳边际减排成本的含义相同。

视角展开分析。这些研究往往认为碳强度越高,减排越有规模效应,碳边际减排成本也就越低。除了直接分析碳强度对碳边际减排成本的影响外,也有不少文献讨论了能源消费结构、经济发展、环境政策、技术创新以及产业结构等因素对碳边际减排成本的影响(魏楚,2014;Du et al.,2015a;杨子暉等,2019),但是这些因素造成的影响均被认为是通过碳强度的渠道实现的。例如,研究认为技术创新水平提升之后会增加碳边际减排成本,原因就是技术创新提升伴随着碳强度的下降,而碳强度下降会增加碳边际减排成本(杨子暉等,2019)。与这些文献不同,本文发现重污染行业占比表征的产业结构和专利授权数表征的技术创新会通过碳强度之外的渠道影响碳边际减排成本,甚至还会改变碳边际减排成本与碳强度之间的关系。

最后,本文为建设全国统一碳交易市场的潜在价值提供了更为坚实的证据。碳边际减排成本在地区间的异质性是碳市场有效运行的前提条件(傅京燕、代玉婷,2015),增加交易主体之间的异质性有助于促进碳交易,增强碳市场的有效性(吴茵茵等,2021)。现有文献大多通过检验省域间碳边际减排成本是否存在差异来例证全国统一碳交易市场建设的必要性(杨子暉等,2019)。但是全国碳交易市场是否比地方碳交易市场更加有效应该取决于碳边际减排成本的地区差异主要体现为省域间差异还是省内差异,而非省域间差异是否存在。如果碳边际减排成本的省内差异占主导地位,即使存在省域间差异,链接地方碳交易市场可能也难以增加减排主体的碳交易规模。本文基于Dagum基尼系数分解方法区分了碳边际减排成本的省域间差异和省内县域间差异,既为全国统一碳交易市场的建设提供了依据,也厘清了全国碳交易市场建设的减排潜力。

余文结构安排如下:第二节是中国县域碳边际减排成本的测算及其基本事实;第三节是碳边际减排成本影响因素的实证结果及分析;第四节是碳边际减排成本的区域差异分解;第五节是结论与政策含义。

## 二、中国县域碳边际减排成本测算

### (一)测算方法

在基于效率模型测算碳边际减排成本时,现有文献选择的距离函数与估计方法大多不同,导致得到的测算结果也大相径庭(Ma et al.,2019)。从距离函数来看,常用的距离函数包括谢泼德距离函数和方向性距离函数两种。但由于谢泼德距离函数限定期望产出和非期望产出同时增加或同时缩减,而方向性距离函数允许期望产出增加和非期望产出缩减同时出现,更加符合现实中的生产过程,故越来越得到研究者的青睐(Färe et al.,2005)。因此本文基于方向性距离函数测算碳边际减排成本。从估计方法来看,对方向性距离函数的估计可以分为非参数法和参数法两种。非参数法主要指数据包络分析方法。该方法的优点是无需对函

数形式进行先验设定,更为灵活,但缺点也比较突出,集中表现在难以保证函数处处可微(Färe & Grosskopf, 1998; Lee et al., 2002)、容易受到离群值影响(Vardanyan & Noh, 2006)以及无法考虑测量误差和随机因素等方面。参数方法主要指随机前沿分析方法。作为一种计量经济学估计方法,随机前沿分析在构建前沿面时允许考虑测量误差和随机因素的影响,也可以对统计假设进行检验(Kumar & Managi, 2009),在大样本下尤其具有优势(Zhang et al., 2022)。因此,本文在方向性距离函数的基础上采用随机前沿分析的参数方法测算县域碳边际减排成本。以下是测算方法的具体介绍:

### 1. 生产技术与方向性距离函数

假设投入  $x \in R_+^N$  被用于生产两类产出:期望产出  $y \in R_+^N$  和非期望产出  $b \in R_+^N$ ,描述投入产出关系的生产技术可以被定义为:

$$P(x) = \{(y, b): x \text{ 能够生产 } (y, b)\} \quad (1)$$

该生产技术需满足一系列假定(Färe et al., 2005; Färe et al., 2007),包括:①产出集  $P(x)$  是紧集,即有限的投入仅能生产有限的产出。②投入和期望产出具有自由处置性(freely disposable),即当  $x' \geq x$  时,  $P(x') \supseteq P(x)$ ; 当  $(y, b) \in P(x)$  且  $y' \leq y$  时,  $(y', b) \in P(x)$ 。③产出具有弱处置性(weakly disposable),即当  $(y, b) \in P(x)$  且  $0 \leq \theta \leq 1$  时,  $(\theta y, \theta b) \in P(x)$ 。④期望产出与非期望产出之间具有零点关联性(null-jointness),即当  $(y, b) \in P(x)$  且  $b = 0$  时,  $y = 0$ 。

为了使得上述关于生产技术的假定成立,引入方向性产出距离函数来刻画生产技术。令  $g = (g_y, -g_b)$  为方向向量,将方向性产出距离函数表示为(2)式。该方向性产出距离函数旨在给定产出集  $P(x)$  的条件下,寻求最大限度地增加期望产出并减少非期望产出。

$$\vec{D}_o(x, y, b; g) = \max\{\beta: (y + \beta g_y, b - \beta g_b) \in P(x)\} \quad (2)$$

(2)式的方向性产出距离函数满足转换属性,即(3)式。该转换属性表明,当期望产出增加  $ag_y$  的同时非期望产出减少  $ag_b$ ,则方向性产出距离函数的值减少  $a$ ,即产出集的效率增加  $a$ 。

$$\vec{D}_o(x, y + ag_y, b - ag_b; g) = \vec{D}_o(x, y, b; g) - a \quad (3)$$

### 2. 收益函数与边际减排成本

令  $p$  和  $q$  分别表示期望产出和非期望产出的价格,可以将收益函数设定为:

$$R(x, p, q) = \max_{y, b} \{py - qb: \vec{D}_o(x, y, b; g) \geq 0\} \quad (4)$$

收益函数旨在最大化总收益,而总收益等于期望产出带来的正收益和非期望产出带来的负收益之和。给定方向向量  $g = (g_y, -g_b)$ , (4)式可以表示为:

$$R(x, p, q) = \max_{y, b} \left\{ (py - qb) + \left( p \cdot \vec{D}_o(x, y, b; g) \cdot g_y + q \cdot \vec{D}_o(x, y, b; g) \cdot g_b \right) \right\} \quad (5)$$

(5)式是无约束最大化问题,假设方向性产出距离函数和收益函数均可微,可以求解得到

关于期望产出和非期望产出的一阶条件为:

$$\nabla_y \bar{D}_o(x, y, b; g) = \frac{-p}{p \cdot g_y + q \cdot g_b} \quad (6)$$

$$\nabla_b \bar{D}_o(x, y, b; g) = \frac{q}{p \cdot g_y + q \cdot g_b} \quad (7)$$

参考陈诗一(2010)的做法,假设期望产出的影子价格  $p$  等于其市场价格(即1元),则可以得到非期望产出的影子价格为:

$$q = - \left( \frac{\partial \bar{D}_o(x, y, b; g) / \partial b}{\partial \bar{D}_o(x, y, b; g) / \partial y} \right) \quad (8)$$

需要指出的是,在估计方向性产出距离函数时,为克服求解过程中的收敛问题,参考现有文献的通行做法(Du et al., 2016),各变量均使用均值进行了标准化处理。因此,在计算非期望产出的边际减排成本时需要在(8)式的基础上乘以期望产出均值与非期望产出均值之比,以获得非期望产出实际的边际减排成本。根据(8)式可知,非期望产出的边际减排成本可以理解为每额外减少一个单位的非期望产出必须相应放弃的期望产出。

### 3. 模型设定与参数估计

本文选择二次函数<sup>①</sup>对方向性产出距离函数进行参数化设定,并将方向向量设为  $g=(1, -1)$ 。为了测算碳边际减排成本,本文选择的投入包括劳动( $x_1$ )、资本( $x_2$ )和能源( $x_3$ )三种,产出包括期望产出和非期望产出两种,其中期望产出是地区生产总值( $y$ ),非期望产出是二氧化碳排放量( $b$ )。具体的方向性产出距离函数设定为:

$$\begin{aligned} \vec{D}_o(x, y, b; 1, -1) = & \alpha_0 + \sum_{n=1}^3 \alpha_n x_{nit} + \beta_1 y_{it} + \gamma_1 b_{it} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^3 \sum_{m=1}^3 \alpha_{nm} x_{ni} x_{mi} + \frac{1}{2} \beta_2 y_{it}^2 + \\ & \frac{1}{2} \gamma_2 b_{it}^2 + \sum_{n=1}^3 \delta_n x_{nit} y_{it} + \sum_{n=1}^3 \eta_n x_{nit} b_{it} + \mu y_{it} b_{it} + \lambda_i + \tau_t \end{aligned} \quad (9)$$

在(9)式中,还控制了县固定效应( $\lambda_i$ )和时间固定效应( $\tau_t$ )。本文使用随机前沿分析方法对(9)式进行估计,参考Färe等(2005)的做法,将其设定为:

$$0 = \vec{D}_o(x, y, b; 1, -1) + \varepsilon \quad (10)$$

在(10)式中,  $\varepsilon$  是联合扰动项,包括随机扰动项  $v$  和非效率项  $u$ ,假设  $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ ,  $u \sim \text{Exp}(\sigma_u)$ 。给定方向向量  $g=(1, -1)$ ,利用方向性产出距离函数的转换属性可以得到:

$$\vec{D}_o(x, y+a, b-a; 1, -1) = \vec{D}_o(x, y, b; 1, -1) - a \quad (11)$$

结合(10)式和(11)式,可以得到:

$$-a = \vec{D}_o(x, y+a, b-a; 1, -1) + v - u \quad (12)$$

①除了二次函数外,还可以采用超越对数函数进行参数化设定。但是超越对数函数难以满足前文生产技术的转换属性(Ma et al., 2019),因此,这里选择使用二次函数进行参数化设定。

为了获得(12)式左侧的变化,令  $a=b$ ,可以得到:

$$-b_{it} = \alpha_0 + \sum_{n=1}^3 \alpha_n x_{nit} + \beta_1 (y_{it} + b_{it}) + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^3 \sum_{m=1}^3 \alpha_{nm} x_{nit} x_{mit} + \frac{1}{2} \beta_2 (y_{it} + b_{it})^2 + \sum_{n=1}^3 \delta_n x_{nit} (y_{it} + b_{it}) + \lambda_i + \tau_i + v_{it} - u_{it} \quad (13)$$

本文使用Belotti和Ilardi(2018)提出的边际极大似然估计法对(13)式中的参数进行估计,该估计方法可以避免文献中经常使用的真实固定效应模型估计方法存在的附带参数问题(Greene, 2005)。

## (二)数据与变量

(1)投入变量:劳动( $x_1$ ),采用单位从业人员数表征<sup>①</sup>。资本( $x_2$ ),首先利用县所在省份的固定资产投资价格指数对固定资产投资进行平减以剔除价格因素,随后采用永续盘存法计算得到各县的资本存量,其中基期(2008年)资本存量和折旧率参考张军等(2004)的方法。能源( $x_3$ ),县域层面的能源消费目前并无公开的官方数据可以获取,本文使用的县域层面能源消费数据来自Chen等(2022),该文基于夜间灯光数据(DMSP/OLS数据和NPP/VIIRS数据)使用粒子群优化-反向传播(PSO-BP)算法估算了中国县域层面的能源消费。

(2)产出变量:地区生产总值( $y$ ),采用县GDP表征,并通过县所在省份的GDP平减指数对名义GDP进行平减;二氧化碳排放( $b$ )数据来自Chen等(2020),该数据已经得到相关研究的广泛应用(吴茵茵等,2021;张卓群等,2022)。

表1报告了上述变量的描述性统计结果。考虑到数据的可得性与完整性,本文选取2008—2016年中国1991个县作为研究样本。除了能源消费和二氧化碳排放的数据分别来自Chen等(2020)和Chen等(2022)外,其余数据均来自中经网统计数据库、中国县域统计年鉴、各省份统计年鉴和国家统计局网站。

表1 描述性统计

变量名/单位	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
劳动/万人	17919	3.59	6.45	0.11	2.13	170.05
资本/亿元	17919	567.82	679.75	8.14	364.68	11635.25
能源/百万吨标准煤	17919	136.05	135.06	0.14	96.75	1470.22
地区生产总值/亿元	17919	141.84	209.89	0.79	84.07	4823.43
二氧化碳排放/万吨	17919	288.62	279.25	0.24	210.40	2649.19

## (三)测算结果与基本事实

表2报告了基于(13)式的参数估计结果。将这些参数估计结果与(8)式结合起来可以测算得到2008—2016年本文样本中全部县的碳边际减排成本<sup>②</sup>。测算结果显示,2008—2016

① 缺失值按单位从业人员与户籍人口的一定比例推算得到。

② 最初使用的样本囊括了1991个县2008—2016年的数据,但其中有6个县的碳边际减排成本存在负数。参考Färe等(2005)的做法,我们删除了这6个县的样本。

年,中国县域碳边际减排成本的平均值为1.66万元/吨,即额外降低一吨二氧化碳的排放需要付出的经济代价为1.66万元。在现有文献中,由于使用的距离函数、估计方法以及表征非期望产出的变量存在差异,中国碳边际减排成本的估计值从0.0021万元/吨(Lee & Zhang, 2012)至3.27万元/吨(陈诗一, 2010)不等。本文测算的碳边际减排成本介于这一范围中,表明测算结果具有一定的可信度。

表 2 随机前沿估计结果

系数	变量	估计值	系数	变量	估计值
$\alpha_1$	$x_1$	-0.0146*** (0.0033)	$\alpha_{23}$	$x_2x_3$	0.0328*** (0.0018)
$\alpha_2$	$x_2$	0.0725*** (0.0059)	$\alpha_{33}$	$\frac{1}{2}x_3^2$	0.0632*** (0.0036)
$\alpha_3$	$x_3$	-0.5104*** (0.0095)	$\beta_1$	$y+b$	-0.2140*** (0.0044)
$\alpha_{11}$	$\frac{1}{2}x_1^2$	-0.0038*** (0.0004)	$\beta_2$	$\frac{1}{2}(y+b)^2$	0.0127*** (0.0008)
$\alpha_{12}$	$x_1x_2$	0.0013* (0.0008)	$\delta_1$	$x_1(y+b)$	-0.0007* (0.0004)
$\alpha_{13}$	$x_1x_3$	0.0324*** (0.0012)	$\delta_2$	$x_2(y+b)$	0.0136*** (0.0007)
$\alpha_{22}$	$\frac{1}{2}x_2^2$	-0.0203*** (0.0019)	$\delta_3$	$x_3(y+b)$	-0.0547*** (0.0017)

注:①模型中控制了县固定效应和时间固定效应;②括号内为标准误;③\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

二氧化碳边际减排成本的估算值常常被用来与碳交易市场形成的碳价格进行对比,以此说明碳市场效率的大小。由于中国碳交易市场中的碳价格仅仅在50元/吨左右波动(Du & Mao, 2015),而多数研究测算出的碳边际减排成本远大于这一数值,因此不少文献以此为据证实中国碳市场效率低下(He, 2015; 陈德湖等, 2016)。本文认同目前中国的碳市场仍然处于发展初期,由于碳市场流动性不足,碳价格并未能够完全揭示碳的价值,但也认为将基于方向性产出距离函数测算出的碳边际减排成本与现实中的碳价格进行对比时需要极为谨慎。事实上, Ma 和 Hailu (2016)的研究就指出方向性距离函数允许投入与产出之间的关系出现结构性变化,本质上衡量的是一种长期边际减排成本,与碳市场交易价格反映的短期边际减排成本属于不同范畴,不能直接进行对比。因此,本文并不关注碳边际减排成本的绝对大小,而是侧重于分析碳边际减排成本在时间和区域维度的相对大小。

首先,本文从时间维度上分析碳边际减排成本的变化。图1展示了2008—2016年中国县域碳边际减排成本均值和中位数的变化趋势。可以发现,碳边际减排成本均值与中位数的变化趋势高度一致。在2008—2011年期间,碳边际减排成本呈现小幅的下降趋势,均值从1.65万元/吨下降到1.62万元/吨,中位数由1.69万元/吨下降到1.66万元/吨;而在2011—2016年期间,碳边际减排成本呈现迅速上升的趋势,均值从1.62万元/吨上升至1.72万元/吨,中位数由

1.66万元/吨上升至1.75万元/吨。

为什么在2011年之后碳边际减排成本会呈现出迅速的上升趋势? 本文认为“十二五”期间针对碳排放的约束性减排要求是导致这一变化趋势的关键所在。在“十二五”之前,中国污染减排的工作重心主要是限制二氧化硫和化学需氧量的排放(Chen et al., 2021),这一时期并未对二氧化碳排放提出明确的限制计划。而在“十二五”期间(2011—2015年),国务院印发的《“十二五”控制温室气体排放工作方案》明确提出2015年二氧化碳强度比2010年下降17%的目标。为了实现这一目标,一系列旨在减少碳排放的政策被陆续推出,如低碳城市试点、碳市场交易以及万家企业节能低碳行动等。从图1中可以清晰地看出,与2011年之前碳强度呈现缓慢下降的趋势不同,在“十二五”规划开始以后,一系列旨在减少二氧化碳排放的政策使得碳强度迅速下降。碳强度迅速下降意味着碳减排难以发挥规模效应(魏楚, 2014; Du et al., 2015a),当减排“低悬的果实”被摘取之后,再想获得碳排放的减少自然要付出更大的代价,即碳边际减排成本不断上升。事实上,不仅碳强度下降会引致其边际减排成本的上升,对于二氧化硫和化学需氧量等污染物而言,这一现象同样存在(Zhang et al., 2022)。

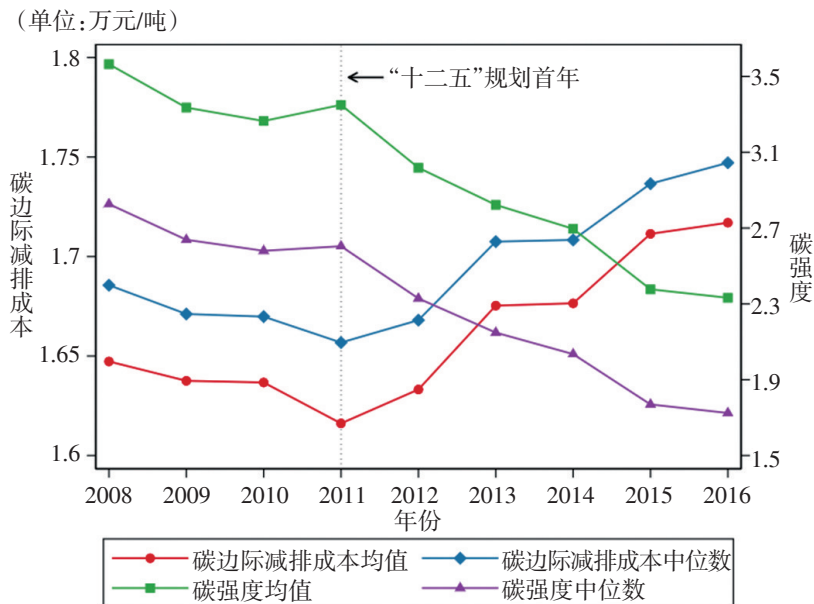


图1 全国县域碳边际减排成本的变化趋势

其次,本文进一步从地区维度对县域碳边际减排成本展开分析。图2比较了东中西部地区县域碳边际减排成本的变化趋势和相对大小。从变化趋势来看,东中西部三个地区碳边际减排成本的变动趋势基本与全国趋势一致,经历2008—2011年的轻微下滑后总体呈现持续的上升趋势。但是,在2011—2016年期间,西部地区碳边际减排成本的上升幅度总体上小于中部和东部地区。这可能与不同地区节能降耗的目标设定差异有关:在“十二五”期间,相比



于东部和中部地区,针对西部地区的碳减排约束较为宽松,因而西部地区的碳强度下降幅度较小,碳边际减排成本的上升自然也就相对缓慢。从相对大小来看,在样本期间,东部地区碳边际减排成本低于中西部地区,尽管这一结果与 Wu 等(2020)测算省域碳边际减排成本得到的结果基本一致,但却与本文的预期不同。如果根据不同地区的碳强度差异来推测碳边际减排成本的相对大小,考虑到中国东部地区的碳强度平均而言低于中西部地区(傅京燕、代玉婷,2015),本文预期相比于中西部地区,东部地区的碳边际减排成本应该更高而非更低。由此可见,图2呈现出的县域碳边际减排成本在东中西部地区间的差异说明了碳边际减排成本不仅仅取决于碳强度表征的减排规模效应,还与其他因素密切相关。

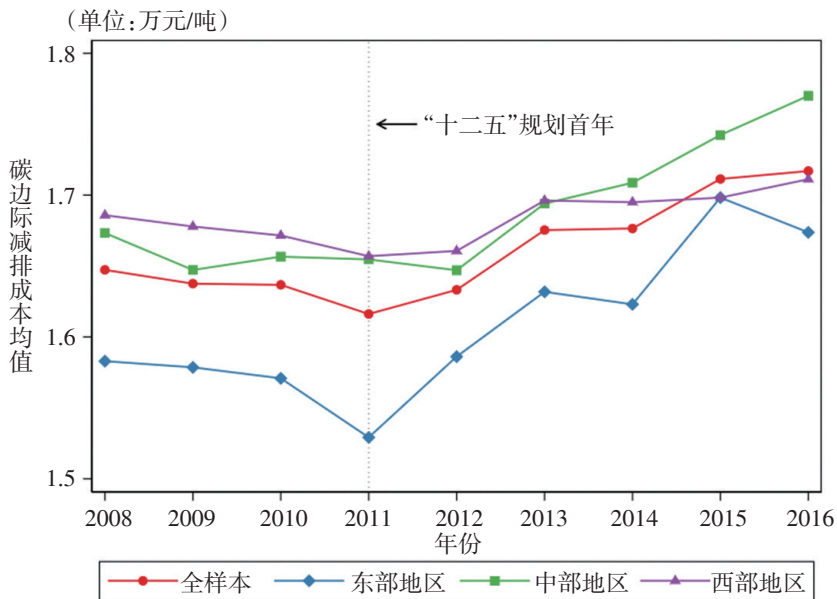


图2 全国及东中西部地区县域碳边际减排成本的变化趋势

本文参考现有研究的通行做法,将东中西部地区进一步细分为八大综合经济区:东北地区、北部沿海、东部沿海、南部沿海、黄河中游、长江中游、西南地区以及西北地区。通过比较不同地区碳边际减排成本的差异,结合各个地区的发展特征,为碳边际减排成本的影响因素提供更丰富的描述性证据。图3展示了样本期间各地区碳边际减排成本的均值。从中可以看出,碳边际减排成本在北部沿海地区和东部沿海地区较低,而在长江中游地区和西南地区较高。已有研究表明,沿海地区科技创新能力较强,具有较高的绿色创新效率(杨明海等,2018;朱瑾等,2022),而长江中游地区和西南地区的技术水平较低(王晶晶等,2021)。同时,长江中游地区作为钢铁和有色冶金等产业的集聚地,重化工产业比重较高(吴传清、黄磊,2017)。西南地区中,重化工业和轻纺工业又分别是重庆和成都的支柱产业之一。由此可见,碳边际减排成本还可能与地区的技术创新水平和产业结构有关。

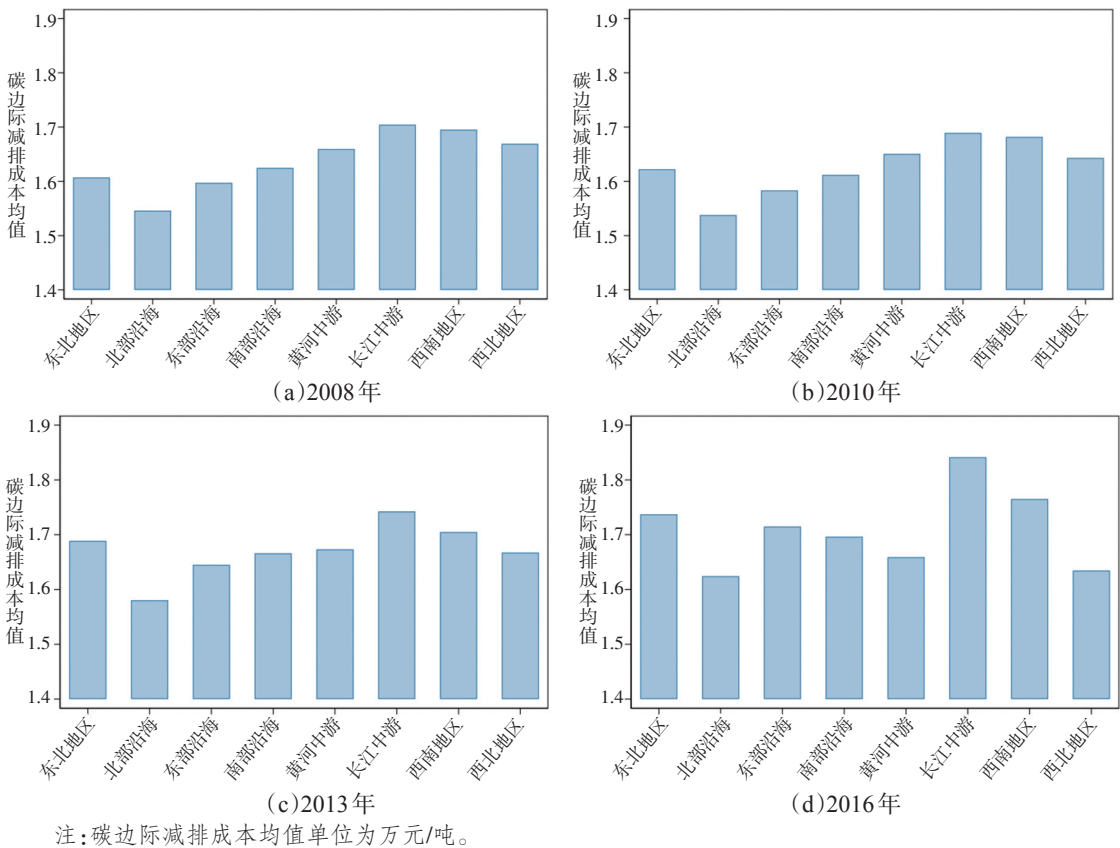


图3 八大综合经济区的碳边际减排成本

为了进一步比较碳边际减排成本的县域间差异在各地区内部是否有所不同,本文参考魏楚(2014)和许广月(2010)的做法,分别分析碳边际减排成本在八大综合经济区的 $\sigma$ 收敛和 $\beta$ 收敛特征。其中, $\sigma$ 收敛以变异系数进行度量。图4和图5分别呈现了各地区内县域碳边际减排成本变异系数的变化趋势和 $\beta$ 收敛系数的大小。可以发现,北部沿海地区和东部沿海地

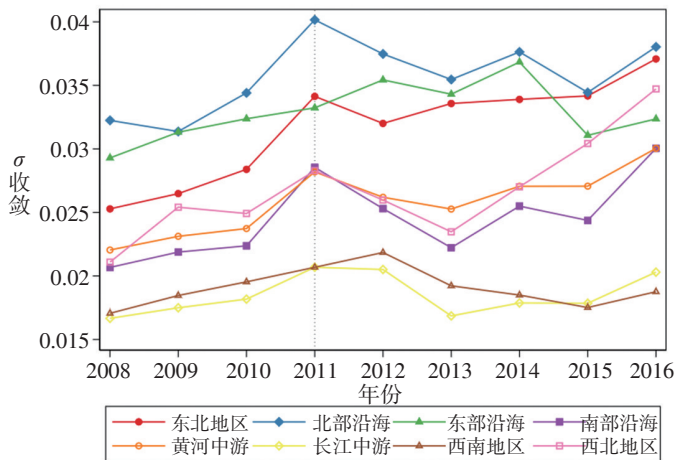


图4 八大综合经济区碳边际减排成本的变异系数

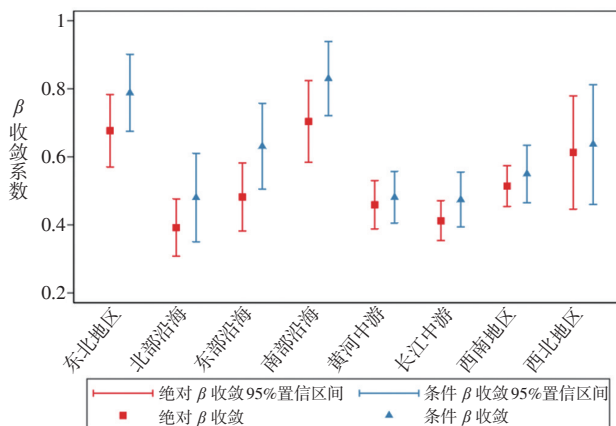


图5 八大综合经济区碳边际减排成本的  $\beta$  收敛系数<sup>①</sup>

区内的碳边际减排成本差异较大,而长江中游地区和西南地区内的碳边际减排成本差异较小。各地区碳边际减排成本的变异系数总体上均随时间推移呈现上升趋势,说明县域碳边际减排成本在这八个地区均不存在  $\sigma$  收敛。此外,八个地区内县域碳边际减排成本的  $\beta$  收敛系数均显著为正,说明也不存在  $\beta$  收敛。不过,自“十二五”规划开启之后,县域碳边际减排成本差异不断扩大的趋势就得到了明显的缓解。图6呈现了2011年前后各地区  $\beta$  收敛系数的差异,均显著为负,进一步证实了这一点。本文认为,这一变化可能得益于各地开始启动的地方碳交易市场对碳边际减排成本区域收敛的作用(Johnstone et al., 2017)。

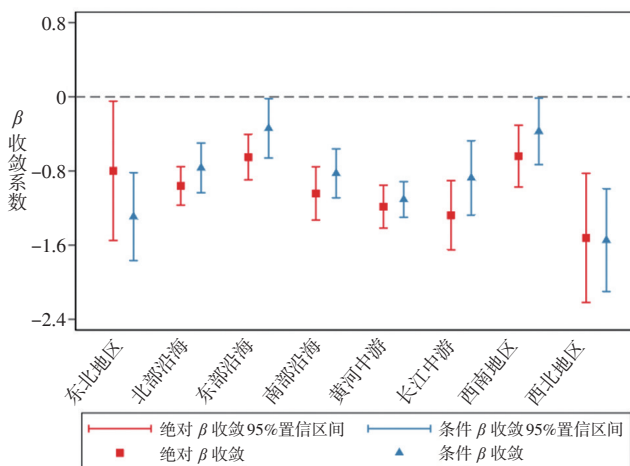


图6 2011年前后八大综合经济区碳边际减排成本  $\beta$  收敛的系数差异<sup>②</sup>

① 模型中均控制了县固定效应和时间固定效应,标准误聚类到县层面,条件  $\beta$  收敛是在绝对  $\beta$  收敛的基础上控制了地区生产总值和碳强度及其二次项。

② 图中系数表示2011—2016年  $\beta$  收敛系数与2008—2010年  $\beta$  收敛系数的差异,置信区间根据 Bootstrap 标准误计算得到。在这两段时间内,  $\beta$  收敛系数均显著为负。

### 三、碳边际减排成本的影响因素分析

#### (一) 计量模型、变量与数据

在时间维度上,前文发现县域碳边际减排成本的变化趋势与碳强度密切相关,二者呈现明显的负相关关系;但是在地区维度上,碳强度更低的地区其碳边际减排成本并不一定更高,并且存在其他因素与碳强度一起共同影响碳边际减排成本。本文认为,除了碳强度表征的减排规模效应外,县域产业结构效应和技术创新效应也是决定碳边际减排成本的重要因素。为了对此进行实证检验,构建如下计量模型:

$$\ln(MAC_{it}) = \beta_0 + \beta_1 co2int_{it} + \beta_2 co2int_{it}^2 + \beta_3 pol\_ratio_{it} + \beta_4 tech_{it} + \lambda_i + \mu_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

在(14)式中,  $i$  和  $p$  分别表示县与省份,  $t$  表示年份。被解释变量  $\ln(MAC_{it})$  为二氧化碳边际减排成本的对数形式。解释变量包括二氧化碳强度(  $co2int$  )、产业结构(  $pol\_ratio$  )以及技术创新水平(  $tech$  ),分别捕捉减排的规模效应、产业结构效应和技术创新效应。其中,二氧化碳强度(  $co2int$  )利用单位 GDP 的二氧化碳排放量来衡量,同时参考现有文献的做法(魏楚, 2014; 杨子暉等, 2019),在模型中加入二氧化碳强度的二次项(  $co2int^2$  )以考虑碳强度对碳边际减排成本的非线性影响。县域层面的产业结构和技术创新没有现成的公开数据来度量,故根据企业层面的微观数据加总得到。具体而言,采用重污染行业占比表征县域的产业结构(  $pol\_ratio$  ),首先根据《污染源普查重点污染源行业分类》中的重污染行业划分标准将中国环境统计数据库中属于重污染行业的企业产值加总至县层面,再利用其与县层面全部企业总产值的比值来衡量重污染行业占比。本文采用专利授权数表征县域的技术创新水平(  $tech$  ),首先从国家知识产权局的专利数据库获得县域内全部规模以上工业企业的专利授权数,再将其加总至县级层面,对其加 1 后取对数形式。此外,模型中还纳入了县固定效应(  $\lambda_i$  )和省份-年份联合固定效应(  $\mu_{pt}$  ),  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。囿于中国环境统计数据库的限制,回归分析时采用的样本区间为 2008—2013 年。

本文认为,县域产业结构和技术创新除了会直接影响碳边际减排成本外,还可能会改变碳边际减排成本与碳强度之间的关系。为了检验县域产业结构和技术创新的间接影响是否成立,构建如下计量模型:

$$\begin{aligned} \ln(MAC_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 co2int_{it} + \beta_2 co2int_{it}^2 + \beta_3 pol\_ratio_{it} + \beta_4 tech_{it} + \\ & \beta_5 co2int_{it} \times pol\_ratio_{it} + \beta_6 co2int_{it}^2 \times pol\_ratio_{it} + \\ & \beta_7 co2int_{it} \times tech_{it} + \beta_8 co2int_{it}^2 \times tech_{it} + \lambda_i + \mu_{pt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

在(15)式中,加入了产业结构(  $pol\_ratio$  )和技术创新(  $tech$  )分别与碳强度(  $co2int$  )及其二次项的交叉项,以此来捕捉这两个因素可能对碳强度与碳边际减排成本之间(非线性)关系的影响。其他变量的定义同(14)式。

(二)实证结果及分析

表3报告了基于(14)式和(15)式的回归结果。其中,第(1)列仅加入碳强度及其二次项,第(2)列和第(3)列分别第(1)列的基础上加入了县重污染行业占比和技术创新水平,第(4)列同时加入县重污染行业占比和技术创新水平。第(5)列和第(6)列进一步加入了重污染行业占比和技术创新水平分别与碳强度及其二次项的交叉项。从中可以发现以下结论:

表 3 碳边际减排成本的影响因素

	ln(MAC)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>co2int</i>	-0.6303*** (0.0856)	-0.5534*** (0.0988)	-0.7272*** (0.1373)	-0.7311*** (0.1422)	-1.7039*** (0.1728)	-0.6124*** (0.1241)
<i>co2int</i> <sup>2</sup>	1.0634*** (0.2250)	0.7286*** (0.2094)	1.2853*** (0.3712)	1.4435*** (0.4232)	4.9522*** (0.7260)	1.0504*** (0.2916)
<i>pol_ratio</i>		0.0029** (0.0012)		0.0030** (0.0014)	-0.0268*** (0.0031)	0.0024* (0.0013)
<i>tech</i>			-0.0007** (0.0003)	-0.0007** (0.0003)	-0.0008** (0.0003)	0.0115*** (0.0009)
<i>pol_ratio</i> × <i>co2int</i>					1.1314*** (0.1221)	
<i>pol_ratio</i> × <i>co2int</i> <sup>2</sup>					-3.9725*** (0.7144)	
<i>tech</i> × <i>co2int</i>						-0.5076*** (0.0371)
<i>tech</i> × <i>co2int</i> <sup>2</sup>						1.9036*** (0.2266)
常数项	5.1205*** (0.0023)	5.1039*** (0.0031)	5.1051*** (0.0038)	5.1018*** (0.0041)	5.1266*** (0.0047)	5.0967*** (0.0036)
县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份-年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	17865	11422	10266	10063	10063	10063
调整后 R <sup>2</sup>	0.951	0.973	0.973	0.974	0.974	0.975

注:①括号内为异方差稳健标准误;②\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

第一,碳强度(*co2int*)的估计系数均在1%水平显著为负,而碳强度二次项(*co2int*<sup>2</sup>)的估计系数均在1%水平显著为正,这一结果表明碳边际减排成本与碳强度之间呈现U型曲线关系。以第(4)列报告的估计系数计算U型曲线的拐点,可以得到碳强度的拐点为0.2532百万吨/亿元。基于此,可以发现在本文样本中,仅有不足1%的样本位于拐点右侧。这说明对于样本中的绝大多数县而言,随着碳强度增加,对应的碳边际减排成本在不断下降。需要指出,除了少数文献发现碳强度与碳边际减排成本呈现倒U型曲线外(蒋伟杰、张少华,2018),

绝大多数研究发现的结果均与本文结果一致,支持碳强度与碳边际减排成本之间的U型关系(魏楚,2014;杨子暉等,2019)。

第二,在控制碳强度不变的情况下,根据第(2)列和第(4)列,产业结构(*pol\_ratio*)的估计系数均在5%水平显著为正。这意味着一个县的经济发展越依赖重污染行业,该县的碳边际减排成本平均而言就越高。随着中国东部地区经济快速发展和环境规制不断加强,有较多污染企业由东部地区向中西部地区迁移(豆建民、沈艳兵,2014;Wu et al.,2017)。并且,重污染企业大多也是高能耗企业,偏向于在能源丰富的中西部地区选址。因此总体而言,相比东部地区,中西部地区对重污染行业的依赖性更大。由此可见,前文发现的东部地区碳边际减排成本均值小于中西部地区可能是产业结构效应驱动所致。

与本文发现的结果不同,现有研究在分析地区产业结构对碳边际减排成本的影响时大多认为一个地区的重污染行业占比越高,碳边际减排成本越低。其原因是,重污染行业的碳强度高于非重污染行业,对应的碳边际减排成本自然低于非重污染行业(陈诗一,2011)。然而本文认为,区域层面产业结构对碳边际减排成本的影响并非是行业层面的简单加总。尽管相比非重污染行业,重污染行业减排一单位二氧化碳所需的边际减排成本更低,但是在经济发展更加依赖重污染行业的地区,污染行业之间容易形成“一荣俱荣、一损俱损”的涟漪效应:某一个重污染行业因减排造成的产出损失可能会进一步导致同一个地区其他关联污染行业产出的下滑。而在经济发展并不依赖重污染行业的地区,尽管减排造成的直接产出损失更大,但由此产生的间接影响较小,整个地区的经济产出损失相比之下可能反而更小。此外,需要指出的是,本文是在控制碳强度的前提下估计的产业结构对碳边际减排成本的影响效应,因此识别的是产业结构除碳强度渠道外对碳边际减排成本产生的影响,与现有文献基于“产业结构—碳强度—碳边际减排成本”的解释也并不矛盾。

第三,在控制碳强度不变的情况下,根据第(3)列和第(4)列,技术创新水平(*tech*)的估计系数至少在5%水平显著为负。这一结果说明以专利授权数表征的技术创新水平越高,碳边际减排成本就越低。虽然有文献同样发现技术创新有助于降低碳边际减排成本(Wang et al.,2009;Zhang et al.,2022),但也有不少文献在考察技术创新对碳边际减排成本的影响时倾向于认为二者之间呈现正向关系(杨子暉等,2019)。持后一种观点的文献认为,当行为主体面临减排约束时,主要采用减少产出的方式进行减排。技术创新越强,碳强度越低(Greker & Popp,2022),减少一单位二氧化碳需要放弃的经济产出就越多,即碳边际减排成本越高。然而,这些文献忽视了除了直接减少产出,对减排行为进行投入也是行为主体面临减排约束时的可能选择(吴力波等,2014)。本文并不否认技术创新通过影响碳强度对碳边际减排成本形成的影响,但同时更想强调的是,除了通过改变碳强度影响碳边际减排成本,技术创新也可能

通过减排行为影响碳边际减排成本。这种影响可能表现为:技术创新水平越高,企业在终端减排所需的额外投资相对越少,造成的经济损失自然越少,故碳边际减排成本越低。中国东部地区的技术创新水平总体上高于中西部地区,因此技术创新水平与碳边际减排成本的负向关系也是引致东部地区实际碳边际减排成本相比中西部地区更低的重要因素。

第四,产业结构和技术创新还会改变县域碳边际减排成本与碳强度之间的U型关系。从第(5)列中可以看到产业结构与碳强度二次项的交叉项( $pol\_ratio \times co2int^2$ )的估计系数在1%水平显著为负,从第(6)列可以看到技术创新水平与碳强度二次项的交叉项( $tech \times co2int^2$ )的估计系数在1%水平显著为正。根据Haans等(2016)的判断标准,这一结果意味着县域重污染行业占比越高,碳边际减排成本与碳强度之间的U型曲线越平缓;县域技术创新水平越强,碳边际减排成本与碳强度之间的U型曲线越陡峭。不仅如此,碳边际减排成本与碳强度之间的U型曲线还会因重污染行业占比增加向右移动,因技术创新水平提升向左移动。

为了更加清晰地展示碳边际减排成本与碳强度之间的U型关系如何受到县域产业结构和技术创新的影响,本文设定两组情景模拟碳边际减排成本与碳强度之间的U型关系:第1组情景,设定重污染行业占比表征的产业结构分别等于0.1和0.8;第2组情景,设定专利授权数表征的技术创新水平分别等于4和8。在这一设定下,分别根据第(5)列和第(6)列的系数估计结果模拟碳边际减排成本与碳强度之间的U型曲线。图7和图8分别展示了根据情景1和情景2模拟的结果。可以发现,碳边际减排成本与碳强度之间的U型关系随产业结构和技术创新变化而发生的形状改变和位置移动与前述结论一致。此外,从图7和图8中可以看出,当碳强度处于拐点左侧时,给定碳强度保持不变,在重污染行业占比较低的地区和技术创新水平较高的地区,对应的碳边际减排成本均更低。

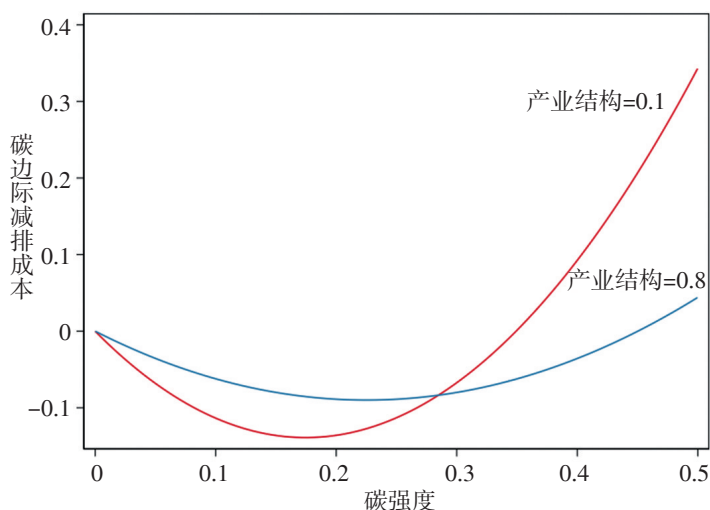


图7 情景1:产业结构对U型曲线的影响

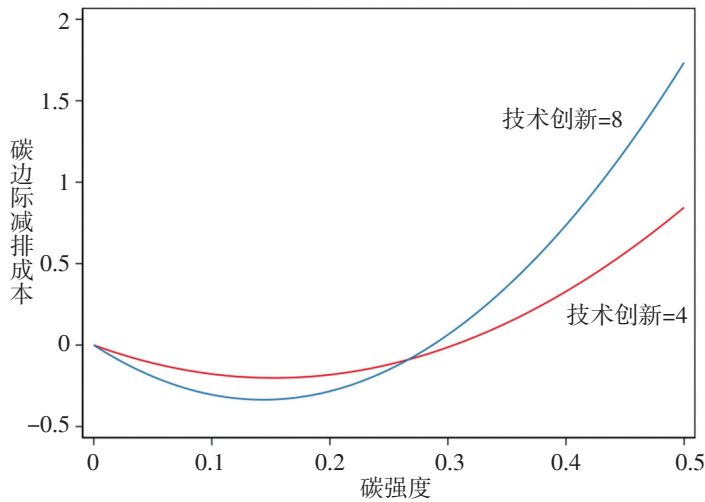


图8 情景2:技术创新对U型曲线的影响

#### 四、碳边际减排成本的区域差异分解

前文发现碳边际减排成本在县域间不仅存在显著差异,而且这一差异随着时间推移在不断加剧。作为成本有效的市场型减排政策,碳市场运行的前提条件是地区间边际减排成本存在差异(Wei et al., 2013; 傅京燕、代玉婷, 2015; 范英, 2018)。目前,中国碳交易市场正逐渐从地方性试点向全国统一市场转变。判断这一转变是否能够带来显著的减排潜力,关键在于回答全国统一碳市场建设能否显著增加碳边际减排成本的区域异质性,从而增加碳交易规模并产生更强的减排效应。由于中国的地方碳交易市场以省域为单位,碳交易限定在省域范围内(Cui et al., 2021),全国统一碳市场建设额外纳入的是省域之间的碳减排成本差异,因此要回答这一问题需要对中国县域碳边际减排成本进行区域差异分解,识别县域碳边际减排成本的总体差异主要由省域间差异主导还是由省内差异主导。

近年来,相关文献一般采用Dagum(1997)提出的基尼系数分解方法对某一个变量的区域差异进行分解(孙博文、张友国, 2022; 张卓群等, 2022)。相比于传统的分解方法,如泰尔指数(Theil, 1967)等,Dagum基尼系数放松了一系列严格的假定,并考虑了样本的交叉重叠,得到的结果更加可信。因此,本文同样采用这一方法对县域碳边际减排成本的区域差异进行分解。

##### (一)Dagum基尼系数及其分解方法

Dagum基尼系数( $G$ )定义如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}} \quad (16)$$

其中, $\bar{y}$ 表示全国县域碳边际减排成本的均值, $n$ 为县域个数, $k$ 为省份个数, $y_{ji}$ ( $y_{hr}$ )表示 $j$ ( $h$ )省 $i$ ( $r$ )县的碳边际减排成本。



Dagum 基尼系数 ( $G$ ) 可以被分解为省内县域间差异 ( $G_w$ )、省域间净差异 ( $G_{nb}$ ) 和省域间超变密度 ( $G_t$ ) 三项, 满足  $G = G_w + G_{nb} + G_t$ 。省域间净差异与省域间超变密度又可以合并表示为省域间总差异 ( $G_{gb}$ )。Dagum 基尼系数的各组成部分定义如下:

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (17)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (18)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (19)$$

其中,  $p_j = n_j/n$  表示  $j$  省县域个数占全国县域总数的比重,  $s_j = n_j \bar{y}_j / n \bar{y}$  表示  $j$  省碳边际减排成本占全国碳边际减排成本的比重。 $G_{jj}$  和  $G_{jh}$  分别表示  $j$  省的省内县域间基尼系数以及  $j$  省与  $h$  省的省域间基尼系数,  $D_{jh}$  表示  $j$  省与  $h$  省之间的相对影响。 $G_{jj}$ 、 $G_{jh}$  和  $D_{jh}$  的定义如下:

$$G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}|}{2 \bar{y}_j n_j^2} \quad (20)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\bar{y}_j + \bar{y}_h)} \quad (21)$$

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (22)$$

其中,  $d_{jh}$  和  $p_{jh}$  的定义为(23)式和(24)式。

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (23)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (24)$$

在计算  $d_{jh}$  与  $p_{jh}$  时, 需要重新调整省份之间的编号以使得  $\bar{y}_j \geq \bar{y}_h$  成立。 $F_h(x)$  和  $F_j(x)$  分别表示调整后  $h$  省和  $j$  省碳边际减排成本的概率密度函数。根据(22)式,  $D_{jh}$  的取值范围为[0,1]。当且仅当  $j$  省与  $h$  省的碳边际减排成本均值相同时, 该变量取0。若各省份碳边际减排成本的均值完全相同, 且等于全国县域碳边际减排成本均值, 则省域间净差异 ( $G_{nb}$ ) 为0; 当且仅当  $j$  省与  $h$  省碳边际减排成本的概率密度函数不存在重叠时, 该变量取1。若各省份碳边际减排成本的概率密度函数均不存在交叉重叠, 则省域间超变密度 ( $G_t$ ) 为0。其余情形下,  $D_{jh}$  的取值范围为(0,1)。

## (二) 区域差异分解结果

图9绘制了Dagum 基尼系数及其各组成部分的贡献率。可以发现, 样本期间的Dagum 基

尼系数总体上呈现上升趋势。这一结果说明县域碳边际减排成本的差距正在逐渐扩大,与上文基于 $\sigma$ 收敛和 $\beta$ 收敛分析得到的结论一致。进一步地,从Dagum基尼系数各组成部分的贡献率可以发现,省内县域间的碳边际减排差异对总体差异的贡献不足5%。这一结果与目前中国地方碳交易市场的运行现状相符。由于减排主体的碳边际减排成本缺乏足够的异质性,各减排主体之间展开碳交易的内生激励不足,导致碳交易的相对规模一直难以实现较大幅度的增加。

省域间差异由省域间净差异和省域间超变密度组成,在碳市场由地方向全国转变的过程中,只有前者会对碳边际减排成本的区域异质性有所贡献。因此,判断全国碳市场是否会带来减排潜力,关键在于比较省域间净差异与省内县域间差异之间的相对大小。考虑到省域间净差异大约是省内县域间差异的12至15倍,倘若碳交易不再仅仅局限于省份内部,而是允许减排主体在省份与省份之间进行交易,即将地方碳交易市场链接形成全国统一碳交易市场,可以预期不同碳排放主体的碳交易积极性将大幅增加,碳交易政策的减排效应也会显著增强。此外,省域间超变密度反映的是各个分样本之间交叉重叠部分对县域碳边际减排成本总体差异的贡献,这一分项占总体差异的比重较高。这意味着,当全国统一碳市场形成后,同一碳边际减排成本下将会聚集更多的碳交易主体,这将推动碳市场的交易价格更加趋近于碳减排的真实成本。

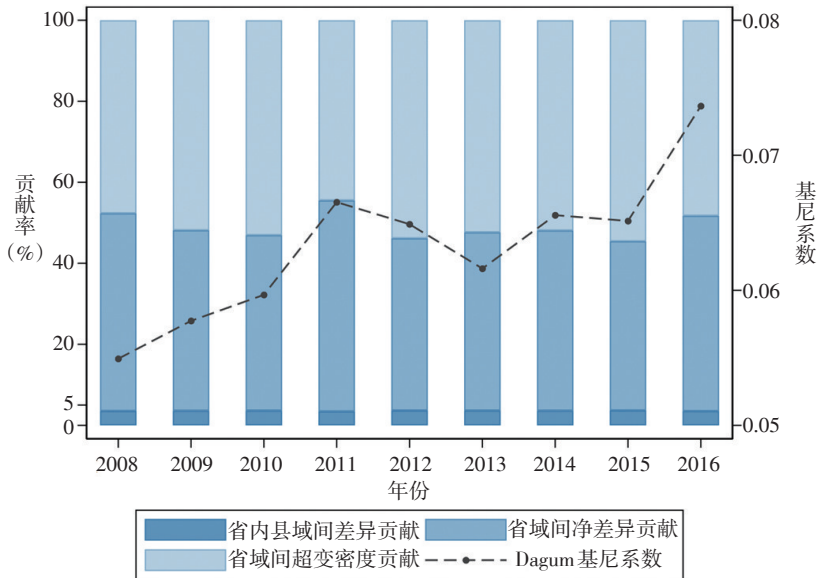


图9 Dagum基尼系数及其组成部分贡献率

为了更加清晰地呈现Dagum基尼系数各组成部分的大小及其贡献率的动态变化,图10报告了Dagum基尼系数分解项的逐年计算结果。其中,图(a)至图(d)依次为省内县域间差

异、省域间净差异、省域间超变密度和省域间总差异。可以发现,除了个别年份省内县域间差异与省域间差异的贡献率发生比较明显的波动,在样本期间的绝大多数时候,这两个分解项的贡献均基本保持稳定。这一结果说明过去中国实行的地方碳交易试点政策对省内县域碳边际减排成本的收敛作用较为有限,打通各个地方碳市场的交易试点壁垒,建设全国统一碳交易市场势在必行。

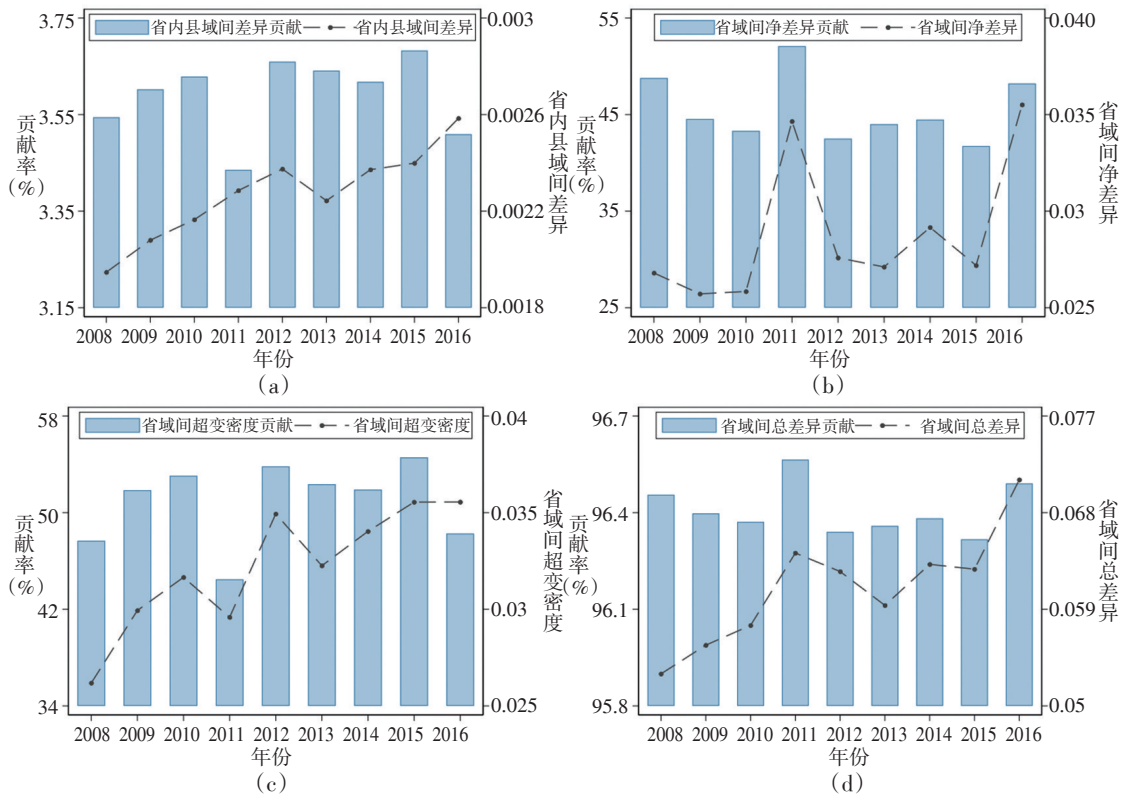


图 10 Dagum基尼系数分解及其贡献率

### 五、结论与政策含义

为了弥补有关中国县域层面碳边际减排成本研究的空白,本文通过构建二次型方向性产出距离函数,采用随机前沿分析方法测算了2008—2016年中国1985个县的碳边际减排成本。在此基础上,从基本事实、影响因素以及区域差异分解三个方面对中国县域碳边际减排成本展开了全面分析。主要得到如下研究结论:

第一,中国县域碳边际减排成本的均值为1.66万元/吨。在时间维度上,县域碳边际减排成本随着时间推移呈现先小幅下降后迅速上升的趋势。在“十二五”规划开始以后,县域碳边际减排成本的上升伴随着碳强度的不断下降而上升。在地区维度上,东部地区的碳边际减排成本平均而言低于中西部地区。虽然在全国和八大综合经济区,县域碳边际减排成本的差异

均显著存在,但北部沿海地区和东部沿海地区内县域碳边际减排成本的差异相对更大。总体上,县域碳边际减排成本在地区间的差异呈现不断扩大的趋势,虽然在“十二五”规划开始后其扩大的趋势有所缓解,但并没有随时间推移显示 $\sigma$ 收敛或 $\beta$ 收敛的特征。第二,县域碳边际减排成本与碳强度之间呈现U型关系,不过样本中绝大多数县的碳强度均位于拐点左侧。在这些县,碳边际减排成本随着碳强度的增加而下降。不仅如此,在控制碳强度不变的情况下,县域碳边际减排成本还与重污染行业占比正相关,同时与技术创新水平负相关。第三,中国县域碳边际减排成本的总体差异主要来自省域之间,省内县域间差异的贡献率不足5%。并且随着时间推移,省域间差异在总体差异中一直占据主导地位。

本文的研究结论具有一定的政策启示:

第一,应以县域碳边际减排成本为依据,科学制定差异化的地区减排政策,并推动区域协同减排。本文研究发现,县域碳边际减排成本存在较大的差异,且东部地区碳边际减排成本平均低于中西部地区。因此,应在区域减排责任划分时适当偏向中西部地区,加大东部地区的减排责任。如若简单地采用“一刀切”式减排政策,中西部地区将会承担更高的减排代价,不仅会造成减排效率的损失,而且会进一步扩大地区间的经济发展差距。此外,碳减排责任的区域划分不仅需要考虑减排的效率性,还应兼具减排的公平性。东部地区相比中西部地区更快的经济发展历程意味着东部地区累积排放了更多的二氧化碳,因此适当减少中西部地区的碳减排责任不仅有助于降低总体的碳减排成本,还能保证减排责任划分的区域公平。

第二,提升区域技术创新能力,引导污染企业绿色化转型。本文研究发现,碳边际减排成本不仅取决于碳强度表征的减排规模效应,而且与技术创新水平负相关,与重污染行业占比正相关。在碳强度不断下降的背景下,各地区减排压力逐步凸显。为缓解碳边际减排成本不断上升的趋势,北部和东部等沿海地区应继续立足地区创新禀赋、资源条件和区位优势,持续发挥创新引领的示范作用。同时,长江中游和西南等中西部地区应加快重污染企业绿色化转型进程,主动吸引绿色企业向中西部迁移,推动地区产业结构逐渐实现清洁化。

第三,发挥市场机制在减排过程中的重要作用,推进和完善碳市场制度建设。本文研究发现,县域碳边际减排成本的差异在不断扩大。在此背景下,市场激励型减排政策相比命令控制型减排政策的成本优势更加凸显。高效运行的碳市场能够使交易主体依据自身发展情况,选择自主减排或购买配额以实现履约,使全社会以较低的成本达到既定的减排目标。然而,中国已经运行的地方碳市场存在配额分配宽松、流动性较弱以及碳价较低等一系列问题,大大削弱了碳市场的实际效果。因此,规范碳市场交易行为,加快碳排放权交易立法等旨在强化市场化减排政策功能的改革迫在眉睫。

第四,厘清试点碳市场与全国碳市场的相互关系,探索多行业、多产品、多主体的碳排放权交易体系。本文研究发现,县域碳边际减排成本的差异主要来自省域间而非省域内,因此

相比于区域性碳市场,全国性碳市场具有更强的交易激励。当前,中国正处于地方试点碳市场向全国统一碳市场逐渐转变的阶段,应努力做好两者之间的协调与过渡。一方面,逐步扩大全国碳市场的行业覆盖范围,丰富交易产品与交易主体。另一方面,积极发挥试点碳市场的先试先行作用,探索碳市场的制度设计,为全国碳市场的建设提供宝贵的地方试点经验。

本文的研究还存在一些不足。与现有的大多数研究类似,本文对碳边际减排成本的考察局限于经济产出范畴。但现实中,碳减排产生的成本不仅体现为经济产出的下降,还可能包括其他方面的代价。例如,He和Tanaka(2019)的研究就发现能够有效减少碳排放的节能政策会导致公众健康的损害。从这个角度来看,本文对碳边际减排成本的估计并不全面。未来随着相关数据的日臻完善,通过提高碳边际减排成本测算的准确度,能够为制定应对气候变化的减排政策提供更加可靠的依据。

## 参考文献:

- [1] 陈德湖,潘英超,武春友. 中国二氧化碳的边际减排成本与区域差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(10): 86-93.
- [2] 陈诗一. 工业二氧化碳的影子价格:参数化和非参数化方法[J]. 世界经济, 2010, 33(08): 93-111.
- [3] 陈诗一. 边际减排成本与中国环境税改革[J]. 中国社会科学, 2011, (03): 85-100.
- [4] 豆建民,沈艳兵. 产业转移对中国中部地区的环境影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(11): 96-102.
- [5] 范英. 中国碳市场顶层设计:政策目标与经济影响[J]. 环境经济研究, 2018, 3(01): 1-7.
- [6] 傅京燕,代玉婷. 碳交易市场链接的成本与福利分析——基于MAC曲线的实证研究[J]. 中国工业经济, 2015, (09): 84-98.
- [7] 蒋伟杰,张少华. 中国工业二氧化碳影子价格的稳健估计与减排政策[J]. 管理世界, 2018, 34(07): 32-49.
- [8] 刘明磊,朱磊,范英. 我国省级碳排放绩效评价及边际减排成本估计:基于非参数距离函数方法[J]. 中国软科学, 2011, (03): 106-114.
- [9] 孙博文,张友国. 中国绿色创新指数的分布动态演进与区域差异[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (01): 51-72.
- [10] 王晶晶,焦勇,江三良. 中国八大综合经济区技术进步方向的区域差异与动态演进:1978~2017[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(04): 3-21.
- [11] 魏楚. 中国城市CO<sub>2</sub>边际减排成本及其影响因素[J]. 世界经济, 2014, 37(07): 115-141.
- [12] 吴传清,黄磊. 演进轨迹、绩效评估与长江中游城市群的绿色发展[J]. 改革, 2017, (03): 65-77.
- [13] 吴力波,钱浩祺,汤维祺. 基于动态边际减排成本模拟的碳排放权交易与碳税选择机制[J]. 经济研究, 2014, 49(09): 48-61.
- [14] 吴茵茵,齐杰,鲜琴,陈建东. 中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J]. 中国工业经济, 2021, (08): 114-132.
- [15] 许广月. 碳排放收敛性:理论假说和中国的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27(09): 31-42.
- [16] 杨明海,张红霞,孙亚男,李倩倩. 中国八大综合经济区科技创新能力的区域差距及其影响因素研究

[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(04): 3-19.

[17] 杨子晖, 陈里璇, 罗彤. 边际减排成本与区域差异性研究[J]. 管理科学学报, 2019, 22(02): 1-21.

[18] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004, (10): 35-44.

[19] 张卓群, 张涛, 冯冬发. 中国碳排放强度的区域差异、动态演进及收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(04): 67-87.

[20] 周鹏, 周迅, 周德群. 二氧化碳减排成本研究述评[J]. 管理评论, 2014, 26(11): 20-27+47.

[21] 朱瑾, 许智颖, 刘文政. 基于非对称创新理论的中国区域绿色技术创新实现路径[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(02): 128-139.

[22] Belotti, F. and G. Ilardi. Consistent Inference in Fixed-Effects Stochastic Frontier Models[J]. *Journal of Econometrics*, 2018, 202(2): 161-177.

[23] Chen, J., M. Gao, S. Cheng, et al. County-level CO<sub>2</sub> Emissions and Sequestration in China During 1997-2017[J]. *Scientific Data*, 2020, 7(1): 1-12.

[24] Chen, J., J. Liu, J. Qi, et al. City-and County-level Spatio-temporal Energy Consumption and Efficiency Datasets for China from 1997 to 2017[J]. *Scientific Data*, 2022, 9(1): 1-16.

[25] Chen, Q., Z. Chen, Z. Liu, et al. Regulating Conglomerates in China: Evidence from an Energy Conservation Program[R]. 2021.

[26] Cheng, J., L. Xu, H. Wang, et al. How Does the Marginal Abatement Cost of CO<sub>2</sub> Emissions Evolve in Chinese Cities? An Analysis from the Perspective of Urban Agglomerations[J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2022, 32: 147-159.

[27] Cui, J., C. Wang, J. Zhang, et al. The Effectiveness of China's Regional Carbon Market Pilots in Reducing Firm Emissions[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2021, 118(52): e2109912118.

[28] Dagum, C. A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio[J]. *Income Inequality, Poverty, and Economic Welfare*, 1997, 22: 515-531.

[29] Du, L. and J. Mao. Estimating the Environmental Efficiency and Marginal CO<sub>2</sub> Abatement Cost of Coal-fired Power Plants in China[J]. *Energy Policy*, 2015, 85: 347-356.

[30] Du, L., A. Hanley, and C. Wei. Estimating the Marginal Abatement Cost Curve of CO<sub>2</sub> Emissions in China: Provincial Panel Data Analysis[J]. *Energy Economics*, 2015a, 48: 217-229.

[31] Du, L., A. Hanley, and C. Wei. Marginal Abatement Costs of Carbon Dioxide Emissions in China: A Parametric Analysis[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2015b, 61(2): 191-216.

[32] Du, L., A. Hanley, and N. Zhang. Environmental Technical Efficiency, Technology Gap and Shadow Price of Coal-fuelled Power Plants in China: A Parametric Meta-frontier Analysis[J]. *Resource and Energy Economics*, 2016, 43: 14-32.

[33] Färe, R. and S. Grosskopf. Shadow Pricing of Good and Bad Commodities[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1998, 80(3): 584-590.

[34] Färe, R., S. Grosskopf, D. W. Noh, et al. Characteristics of a Polluting Technology: Theory and Practice[J]. *Journal of Econometrics*, 2005, 126(2): 469-492.

[35] Färe, R., S. Grosskopf, and C. A. Pasurka. Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions[J]. *Energy*, 2007, 32(7): 1055-1066.

[36] Greaker, M. and D. Popp. *Environmental Economics, Regulation, and Innovation*[R]. 2022.

[37] Greene, W. Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model[J]. *Journal of Econometrics*, 2005, 126(2): 269-303.

[38] Haans, R. F. J., C. Pieters, and Z. L. He. Thinking about U: Theorizing and Testing U- and Inverted

- U-Shaped Relationships in Strategy Research[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37: 1177–1195.
- [39] He, G. and T. Tanaka. Energy Saving May Kill: Evidence from the Fukushima Nuclear Accident[R]. 2019.
- [40] He, X. Regional Differences in China's CO<sub>2</sub> Abatement Cost[J]. *Energy Policy*, 2015, 80: 145–152.
- [41] Johnstone, N., S. Managi, M. C. Rodríguez, et al. Environmental Policy Design, Innovation and Efficiency Gains in Electricity Generation[J]. *Energy Economics*, 2017, 63: 106–115.
- [42] Kahn, M. E. and S. Lall. Will the Developing World's Growing Middle Class Support Low Carbon Policies? [R]. 2022.
- [43] Kumar, S. and S. Managi. Energy Price-induced and Exogenous Technological Change: Assessing the Economic and Environmental Outcomes[J]. *Resource and Energy Economics*, 2009, 31(4): 334–353.
- [44] Lee, J. D., J. B. Park, and T. Y. Kim. Estimation of the Shadow Prices of Pollutants with Production/Environment Inefficiency Taken into Account: A Nonparametric Directional Distance Function Approach[J]. *Journal of Environmental Management*, 2002, 64(4): 365–375.
- [45] Lee, M. and N. Zhang. Technical Efficiency, Shadow Price of Carbon Dioxide Emissions, and Substitutability for Energy in the Chinese Manufacturing Industries[J]. *Energy Economics*, 2012, 34(5): 1492–1497.
- [46] Ma, C. and A. Hailu. The Marginal Abatement Cost of Carbon Emissions in China[J]. *The Energy Journal*, 2016, 37: 112–127.
- [47] Ma, C., A. Hailu, and C. You. A Critical Review of Distance Function Based Economic Research on China's Marginal Abatement Cost of Carbon Dioxide Emissions[J]. *Energy Economics*, 2019, 84: 104533.
- [48] Theil, H. *Economics and Information Theory*[M]. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1967.
- [49] Vardanyan, M. and D. W. Noh. Approximating Pollution Abatement Costs via Alternative Specifications of a Multi-output Production Technology: A Case of the US Electric Utility Industry[J]. *Journal of Environmental Management*, 2006, 80(2): 177–190.
- [50] Wang, J., K. Lv, Y. Bian, et al. Energy Efficiency and Marginal Carbon Dioxide Emission Abatement Cost in Urban China[J]. *Energy Policy*, 2017, 105: 246–255.
- [51] Wang, K. and Y. M. Wei. China's Regional Industrial Energy Efficiency and Carbon Emissions Abatement Costs[J]. *Applied Energy*, 2014, 130: 617–631.
- [52] Wang, K., C. Wang, and J. Chen. Analysis of the Economic Impact of Different Chinese Climate Policy Options Based on a CGE Model Incorporating Endogenous Technological Change[J]. *Energy Policy*, 2009, 37(8): 2930–2940.
- [53] Wei, C., A. Löschel, and B. Liu. An Empirical Analysis of the CO<sub>2</sub> Shadow Price in Chinese Thermal Power Enterprises[J]. *Energy Economics*, 2013, 40: 22–31.
- [54] Wei, C., J. Ni, and L. Du. Regional Allocation of Carbon Dioxide Abatement in China[J]. *China Economic Review*, 2012, 23(3): 552–565.
- [55] Wu, F., N. Huang, G. Liu, et al. Pathway Optimization of China's Carbon Emission Reduction and Its Provincial Allocation under Temperature Control Threshold[J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 271: 111034.
- [56] Wu, H., H. Guo, B. Zhang, et al. Westward Movement of New Polluting Firms in China: Pollution Reduction Mandates and Location Choice[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45(1): 119–138.
- [57] Wu, J. and C. Ma. The Convergence of China's Marginal Abatement Cost of CO<sub>2</sub>: An Emission-Weighted Continuous State Space Approach[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2019, 72(4): 1099–1119.
- [58] Zhang, N., X. Huang, and C. Qi. The Effect of Environmental Regulation on the Marginal Abatement Cost of Industrial Firms: Evidence from the 11th Five-Year Plan in China[J]. *Energy Economics*, 2022, 112: 106147.

[59] Zhou, P., X. Zhou, and L. W. Fan. On Estimating Shadow Prices of Undesirable Outputs with Efficiency Models: A Literature Review[J]. *Applied Energy*, 2014, 130: 799–806.

## The Marginal Abatement Cost of Carbon Dioxide in China's Counties: Basic Facts, Influencing Factors and Decomposition of Regional Differences

Lin Feng, Jin Gang

(Nanjing University Business School)

**Abstract:** The clarification of the marginal abatement cost of carbon dioxide in China's counties will help to accurately assess existing policies to reduce emissions in response to climate change and provide guidance for future policy optimization. This paper measures the marginal abatement cost of carbon dioxide in 1985 counties in China from 2008 to 2016 based on a quadratic directional output distance function, using a stochastic frontier approach, and on this basis provides a comprehensive analysis of the marginal abatement cost of carbon dioxide in counties from the perspectives of basic facts, influencing factors and decomposition of regional differences. Firstly, the average value of the marginal abatement cost of carbon dioxide in China's counties over the sample period is 1.66 thousand yuan per ton. In the time dimension, the marginal abatement cost of carbon dioxide tends to decrease and then increase. In the cross-sectional dimension, the marginal abatement cost of carbon dioxide is lower in the East than in the Midwest. Secondly, the marginal abatement cost of carbon dioxide depends not only on the scale effect of abatement represented by carbon intensity, but also closely related to the effect of industrial structure and technological innovation. Finally, the difference in marginal abatement cost is mainly between provinces rather than counties within provinces, which implies that a unified national carbon market that goes beyond provincial boundaries is more conducive to achieving cost effective carbon abatement. This paper suggests that the key to policy design for both command-and-control and market-based carbon reduction policies is to take full account of the heterogeneity of the marginal abatement cost of carbon dioxide across counties, and to make full use of information on the marginal abatement cost of carbon dioxide in counties to select differential emission reduction policies based on local conditions and promote inter-regional synergistic emissions reduction.

**Keywords:** Marginal Abatement Cost of Carbon; Influence Factor; Decomposition of Regional Differences; Emission Reduction Policy

**JEL Classification:** O13, Q52, Q56

(责任编辑:朱静静)