

DOI: 10.19361/j.er.2020.02.03

碳价格对中国区域碳生产率的潜在影响

李珊珊 罗良文^{*}

摘要:本文阐明碳价格通过非低碳、低碳技术企业的生产成本与减排选择变动,进而影响区域碳生产率变动的理论机制。以此为理论基础,运用动态空间面板模型与反事实模拟相结合的方法,对理论假说进行反事实测算。研究表明:碳价格与能源成本的映射关系存在区域异质性,这与不同区域能源消费结构有关;除经济欠发达地区外,能源成本对区域碳生产率的影响呈现单调递增的变化趋势,且2008年后能源价格市场化改革明显强化了这一变化趋势;通过施加不同水平的碳价格,碳市场将促进经济较发达地区碳生产率边际效应与累积效应的显著提升,若拟定碳价格为50元/吨~150元/吨,经济较发达地区碳生产率分别累积增长0.998%~2.827%,而经济欠发达地区碳生产率变化不明显。因此,碳价格约束下经济较发达地区存在经济增长与环境质量的潜在双重红利,能源价格调整、产业碳解锁有利于强化碳价格的正面效应。

关键词:碳价格;碳生产率;能源成本;动态空间面板模型

一、引言

现阶段中国仍处于工业化、城镇化的加快发展阶段,能源消费碳排放水平呈现持续上升的态势,工业化、城镇化的推进与资源环境的矛盾越来越突出。统计数据显示,1978年中国碳排放总量达14.22亿吨,2006年成为世界第一大排放国,2016年碳排放量达105.06亿吨,接近全球碳排放总量的30%。^①在面临来自国内生态承载力不足与国际碳排放空间约束等多重压力的情况下,中国政府的发展理念也随之转变。2009年11月25日召开的国务院常务会议决定,到2020年中国单位国内生产总值二氧化碳排放比2005年下降40%~45%。党的十九大报告指出,通过“稳步推进全国碳排放权交易市场建设”,实现以市场为导向的绿色技术创新及绿色低碳发展,并于2017年底启动全国碳排放交易市场。由于环境的双重负外部性,企业内部缺乏对环境技术创新的研发投资激励(Faber and Frenken, 2009; Hall and

* 李珊珊(通讯作者),中南财经政法大学经济学院,邮政编码:430073,电子信箱:hill9233@126.com;罗良文,中南财经政法大学经济学院,邮政编码:430073,电子信箱:llw@znufe.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金青年项目“环境规制对中国区域碳生产率影响的理论解释与非线性效应研究:基于地方政府竞争视角”(项目编号:71503272)的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。

①根据《2006年IPCC国家温室气体清单指南》方法,运用《中国能源统计年鉴》数据计算得到。

Helmers, 2013),反而将大量的研发资本投入到非环境技术创新方面,因此,需要来自外部资源或压力的诱导。

碳价格本质上是一种市场激励型环境规制,通过成本遵循、技术创新路径影响区域碳生产率,因此,与本文相关的一类文献为环境规制与碳排放关系的研究。国外研究主要围绕绿色悖论效应展开。最早由 Sinn(2008)提出绿色悖论的理论假说,从不合理的碳税设定、降需的规制方式、规制实施时滞三个方面阐述了规制失效的三种可能性。支持绿色悖论假说的观点认为,环境规制会导致化石能源开采强度增加,从供给侧角度强化绿色悖论效应的可能性(Gerlagh, 2011; Smulders et al., 2012),并进一步细分为强绿色悖论假说与弱绿色悖论假说,前者关注环境规制对节能减排的净效应,而后者关注环境规制对节能减排的短期效应。质疑绿色悖论假说的观点认为,通过设定较高的碳税(Hoel, 2010),有利于形成成本倒逼的节能减排,或通过选择相对清洁、价廉的替代能源(Van der Ploeg and Withagen, 2012),以抑制化石能源降需后能源价格下降的回弹效应,该效应与 Sinn(2008)提出的可能性相反。国内研究主要以中国为样本,对环境规制与碳排放关系的相关研究结论存在较大差异。其中,以碳排放总量表征低碳水平的研究发现,环境规制对碳排放总量的影响存在经济发展水平、人力资本的区域异质性(彭星等,2013;李巍、郗永勤,2017),或呈现倒U型的曲线关系(张华、魏晓平,2014;徐盈之等,2015);以碳排放绩效表征低碳水平的研究发现,环境规制与碳排放绩效之间呈现负相关关系(雷明、虞晓雯,2013),或呈倒U型的关系(张华,2014);以碳生产率表征低碳水平的研究发现,环境规制强化能促进碳生产率增长(李小平等,2016),或呈倒U型关系(刘传江等,2015)。测定环境规制的指标选择、模型设定方式的差异,均会明显影响研究结论。

碳价格作为碳排放权交易定价,与碳排放权交易制度设定有关,因此,与本文相关的另一类文献涉及碳排放权交易制度与碳排放关系的研究。由于缺乏碳排放权交易数据,多数文献将碳生产率的提升作为既定目标,在既定目标下探讨碳排放权交易制度成本及最优减排路径(Cui et al., 2014; Hübler et al., 2014; 周县华、范庆泉,2016),仅一两篇文献从减排过程的角度,探讨碳排放权交易制度通过何种路径实现节能减排。如张成等(2017)将碳排放影子价格作为生产要素价格,基于生产函数模拟碳排放权交易制度对区域碳排放强度的影响;范丹等(2017)以碳市场非试点地区为参照,考察试点地区碳减排过程的波特效应,即碳排放权交易制度减排效应的技术创新路径。

综上所述,鉴于全国统一碳排放权交易数据的缺乏,鲜有文献探讨碳价格通过能源成本变化,影响企业低碳、非低碳技术选择以及区域碳生产率,且现有以环保投资或排污费用表征的环境规制与区域碳生产率关系的文献并未结合区域碳生产率的空间特征,可能造成估计结果的偏误。本文在前期研究基础上,作出如下边际贡献:第一,构建模型推导碳价格通过影响低碳、非低碳技术企业的生产成本与减排选择,进而改变区域碳生产率,从理论上演绎碳价格对区域碳生产率变动影响的可行性路径;第二,以此为理论基础,运用动态空间面板模型考察空间特征下能源成本的区域碳生产率效应;第三,为弥补全国统一碳排放权交易价格数据的不足,在碳价格指标方面,借鉴 Cullen 和 Mansur(2017)的方法,建立区域碳价格与煤、汽油、柴油、天然气和电力五种能源比价的连续映射关系,并结合能源成本引致区域碳生产率变动的弹性系数,反事实测算碳价格对区域碳生产率的潜在影响效应。

二、理论机制

本部分参考 Acemoglu 等(2012)的分析框架,将碳价格规制内生化,构建生产者通过低碳、非低碳技术产品相对生产规模变化影响区域碳生产率的理论机制。具体来看,从非低碳技术生产方式向低碳技术生产方式的转变过程中,环境规制水平的提高会改变非低碳技术产品与低碳技术产品的相对利润,生产者在环境规制的激励或约束下选择生产利润最大化对应的生产规模。同时,假定低碳技术部门生产促进产量的增加而不产生碳排放,非低碳技术部门生产在提高产量的同时增加碳排放,则碳生产率变动与低碳、非低碳技术部门的相对生产规模有关。

(一)研究假设

1.假设每个区域有两个完全竞争的生产部门,非低碳技术部门与低碳技术部门,两部门生产规模报酬不变,生产函数为 Cobb-Douglas 函数形式:

$$\text{非低碳技术部门生产函数: } Y_p = A_p K_p^\alpha L_p^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$\text{低碳技术部门生产函数: } Y_c = A_c K_c^\beta L_c^{1-\beta} \quad (2)$$

(1)、(2)式中: p 为非低碳技术部门, c 为低碳技术部门; α 、 β 分别为非低碳技术部门、低碳技术部门资本产出份额, $\alpha, \beta \in (0, 1)$; Y 为部门产出; 将劳动力总投入量标准化为 1, 则 $L_p = \lambda$, $L_c = 1 - \lambda$, λ 为非低碳技术部门劳动投入占比, $0 < \lambda < 1$ 。技术进步分别为 A_p 、 A_c , 物质资本投入分别为 K_p 、 K_c 。

2.假设能源消耗与产出相关,非低碳技术部门能源结构、能源碳排放系数均为常数,在不存在生产末端环境治理的前提下,非低碳技术部门生产过程产生与产量同比例的碳排放,而低碳技术部门生产过程不产生碳排放,则区域节能减排技术进步及其碳减排来自生产在非低碳技术部门与低碳技术部门之间的转换。非低碳技术部门碳排放函数为: $C = \rho Y_p$, 其中 ρ 为非低碳技术部门每单位产品生产中的碳排放, $\rho \in (0, +\infty)$, C 为碳排放总量。

3.假设碳排放权交易方式以地方政府为中介,地方政府按厂商产量的配额系数 ϕ 免费配发碳排放权。当非低碳技术部门碳排放大于配额时,非低碳技术生产部门向地方政府购买碳排放权;而低碳技术部门向地方政府出售碳排放权,并将收益用于本部门的生产补贴。因此,两部门因碳排放权交易额外产生的成本、收益分别为 $E_p = p^e(\rho - \phi) Y_p$ 、 $E_c = p^e \phi Y_c$, 其中碳排放权交易价格 p^e (即碳价格)由地方政府根据碳排放权交易市场供求定价。环境规制越严格,配额系数 ϕ 越低,碳价格 p^e 越高。

4.假设面临较高的碳价格,非低碳技术部门可能选择碳减排设备投入。若减排设备投入率 τ_p 与非低碳技术部门产出线性相关,则治污成本为 $\tau_p \rho Y_p$ 。减排设备投入率 τ_p 越高,一方面减排设备投入的减排效果越显著,碳减排量越多;另一方面减排投入形成对生产投入的挤出,碳排放量以及碳减排量也随之减少。假设非低碳技术部门碳减排量与减排设备投入率 τ_p 、产出非线性相关,设碳减排函数为: $\Delta C = \tau_p (\rho Y_p)^\theta$, 且 $\theta > 1$, θ 值大小反映两方面相对影响程度的差别。

(二)模型推导

在上述假设 1—4 的基础上,若非低碳技术部门向地方政府按 p^e 购买碳排放权,得到非

低碳技术部门最优化行为: $\max_{K_p, L_p} \pi_p = p_p A_p K_p^\alpha L_p^{1-\alpha} - r_p K_p - s L_p - p^e(\rho - \phi) A_p K_p^\alpha L_p^{1-\alpha}$, 若设定 $k_p = K_p / L_p$, 分别对利润 π_p 求关于 K_p, L_p 的一阶条件为:

$$[p_p - p^e(\rho - \phi)] \alpha A_p k_p^{\alpha-1} = r_p \quad (3)$$

$$[p_p - p^e(\rho - \phi)] (1-\alpha) A_p k_p^\alpha = s \quad (4)$$

同理, 低碳技术部门最优化行为 $\max_{K_c, L_c} \pi_c = p_c A_c K_c^\beta L_c^{1-\beta} - r_c K_c - s L_c + p^e \phi A_c K_c^\beta L_c^{1-\beta}$, 并设定 $k_c = K_c / L_c$, 则利润 π_c 关于 K_c, L_c 的一阶条件为:

$$(p_c + p^e \phi) \beta A_c k_c^{\beta-1} = r_c \quad (5)$$

$$(p_c + p^e \phi) (1-\beta) A_c k_c^\beta = s \quad (6)$$

式(3)–(6)中: p_p, p_c 分别为两部门产品价格; 劳动力跨部门自由流动, 工资 s 由劳动边际产品价值决定; r_p, r_c 分别为两部门资本边际产品价值。

若给定地方政府碳排放权交易价格 p^e , 劳动力跨部门自由流动, 则两部门竞争性市场均衡由方程(4)、(6)推知:

$$[p_p - p^e(\rho - \phi)] (1-\alpha) A_p k_p^\alpha = (p_c + p^e \phi) (1-\beta) A_c k_c^\beta = s \quad (7)$$

若设定两部门劳动力资源配置比为 $\lambda : (1-\lambda)$, 那么两部门资本投入比为 $\lambda k_p : (1-\lambda) k_c$ 。相应地, 两部门产出比根据式(7)进行简化:

$$Y_c / Y_p = (1-\lambda) A_c k_c^\beta / (\lambda A_p k_p^\alpha) = (1-\lambda) (1-\alpha) [p_p - p^e(\rho - \phi)] / [\lambda (1-\beta) (p_c + p^e \phi)] \quad (8)$$

随着碳排放权交易价格的提高, 非低碳技术部门会在减排设备投入成本与碳排放权购买成本之间权衡, 考虑以下三种情形。

情形一: 当碳排放配额系数 $\phi < \rho$, 低碳技术产品价格 p_c 较高时, 劳动力从非低碳技术部门逐步流向低碳技术部门, 设 τ_p 为非低碳技术部门单位产出碳排放的减排设备投入率, 根据假设 4 中碳减排函数推知, 碳减排设备效率随投入增长而不断下降, 则碳减排平均成本不断上升。当碳价格很低, 低于减排设备单位减排量的最小投入成本时, 非低碳技术部门选择购买碳排放权, 区域碳生产率上升。

情形二: 当碳价格上升到某一门槛水平, 此时碳减排设备投入的平均成本低于碳排放权的平均成本, 非低碳技术部门选择减排设备投入治理, 此时区域碳生产率为:

$$CP = (p_p Y_p + p_c Y_c) / [\rho Y_p - \tau_p (\rho Y_p)^\theta] = [p_p + p_c (Y_c / Y_p)] / (\rho - \tau_p \rho^\theta Y_p^{\theta-1}) \quad (9)$$

若设 $\varphi(\tau_p) = \rho - \tau_p \rho^\theta Y_p^{\theta-1}$, 则 $\varphi'(\tau_p) = -[\rho^\theta Y_p^{\theta-1} + \tau_p \rho^\theta (\theta-1) Y_p^{\theta-2} Y'_p(\tau_p)]$, 括号中第一项为单位碳减排设备投入的减排量, $\rho^\theta Y_p^{\theta-1} > 0$, 第二项为减排设备成本内生于生产成本所导致的碳排放量减少, 减排量也随生产过程碳排放量减少而递减, 由于 $Y'_p(\tau_p) < 0$, 推知 $\tau_p \rho^\theta (\theta-1) Y_p^{\theta-2} Y'_p(\tau_p) < 0$, 因此, $\varphi'(\tau_p)$ 的符号取决于该两项的相对值。考察临界值 $\varphi'(\tau_p) = 0$, 简化为 $Y_p / \tau_p = (1-\theta) Y'_p(\tau_p)$, 即减排投入产出弹性 $E_{\tau_p} = \frac{dY_p / Y_p}{d\tau_p / \tau_p} = \frac{1}{1-\theta}$ 。若 $\varphi'(\tau_p) < 0$, $E_{\tau_p} <$

$\frac{1}{1-\theta}$, 此时减排设备投入占比较低, 减排效率较高, 减排设备的边际减排量大于减排设备成本的边际产出减排量, 根据 $CP = [p_p + p_c (Y_c / Y_p)] / \varphi'(\tau_p)$, 并结合式(7)、(8), 减排过程中劳动

力从非低碳技术部门向低碳技术部门流动, $Y_c/Y_p > 0$, CP 随减排投入率 τ_p 的增加而增长; 若减排投入率 τ_p 持续增加, 减排设备投入占比增加, 减排效率不断降低, 进而出现减排设备的边际减排量小于减排设备成本的边际产出减排量, 即 $\varphi'(\tau_p) > 0$, $E_{\tau_p} > \frac{1}{1-\theta}$, 此时 CP 随减排投入率 τ_p 增加的变化可能下降, 即 CP 与 $\varphi'(\tau_p)$ 、 Y_c/Y_p 的相对变化程度有关。

情形三: 当碳排放配额系数 ϕ 下降到某一门槛水平, 碳排放权交易价格 p^e 、低碳技术产品价格 p_c 较高时, 资本全部流向低碳技术部门, $\lambda = 0$, 此时区域碳生产率为 $CP \rightarrow +\infty$, 这意味着当 p^e 超过某一特定值, 区域碳生产率持续上升。

根据上述推导提出如下假说: 区域碳生产率随碳价格上升可能呈现 N 型或单调递增的变化趋势。

该假说的前提是企业具备低碳技术创新能力, 若企业缺乏低碳技术创新能力, 碳价格可能通过挤占成本降低生产率, 进而对区域碳生产率产生负面影响。因此, 需要进一步运用实证模型进行检验。

三、实证模型与数据

(一) 碳价格映射

由于缺少全国统一碳排放权交易数据, 因此, 本文采用能源成本作为碳价格 p^e 的替代变量。首先借鉴 Cullen 和 Mansur(2017)、Lin 等(2018)提出的碳价格估计方法拓展至中国各区域, 构建区域碳价格与能源成本之间的映射关系, 即一单位碳价格引起的区域 i 的能源成本变化 ΔEC_i , 然后测算单位能源消费碳成本促使区域单位能源成本变化率 MC_i :

$$\Delta EC_i = \frac{1 \cdot \sum ef_e \cdot Q_{ei}}{Q_i} \quad (10)$$

$$MC_i = \frac{\Delta EC_i}{EC_i + (p^e - 1)\Delta EC_i} \quad (11)$$

式(10)–(11)中: i 为不同区域, ef_e 分别为煤、汽油、柴油、天然气、电力的碳排放因子, Q_{ei} 为不同区域、不同能源种类的消费量, Q_i 为不同区域能源消费总量, EC_i 为区域 i 能源成本, p^e 为碳价格。结合式(14)–(15)中能源成本系数 ψ 与区域 i 的能源成本 EC_i , 当碳价格为 p^e 时, 一单位碳价格通过能源成本变化率影响区域碳生产率的边际效应 ME_{ij} , 以及碳价格 p^e 对区域碳生产率的累积效应 AME_{ij} , 分别进行反事实测算, 测算方法如下:

$$ME_{ij} = \gamma \cdot MC_{ij} \quad (12)$$

$$AME_{ij} = (1 + AME_{i,j-1})(1 + ME_{ij}) - 1 \quad (13)$$

(二) 回归模型

以第二部分理论模型为基础, 构建动态空间面板模型考察能源成本对区域碳生产率的影响效应, 再根据式(12)–(13)反事实测算碳价格对区域碳生产率的潜在影响。考虑到能源成本调整的影响效应存在时间滞后, 本文选择能源成本以及控制变量的滞后一期, 也能有效避免回归模型中能源成本、控制变量与碳生产率之间相互影响而导致的内生性问题; 结合地方政府竞争背景, 区域环境规制决策之间可能存在模仿行为, 本文分别选择地理邻接、地

理距离及经济距离权重,构造区域环境规制与碳生产率的空间交互项来反映,并在区域碳生产率影响因素模型中加入不同空间权重的区域碳生产率空间加权项(Konisky,2007);结合本文的理论假说,碳价格对区域碳生产率的影响可能存在不确定性,同时,考虑到碳价格作为能源成本的外生加价,可以运用碳价格与能源成本之间的关系,以能源成本变化作为碳价格的代理变量(Pettersson et al.,2012;Yang et al.,2014;Lin et al.,2018),本文在模型(14)的基础上引入能源成本变量的平方项,根据模型(15)进行非线性效应的初步考察。模型设定如下:

$$\ln CP_i = \alpha + \beta \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln CP_j + \psi \ln EC_{i,t-1} + X_{i,t-1} \lambda_1 + \sum_{j=1}^N \omega_{ij} X_{i,t-1} \lambda_2 + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_i \quad (14)$$

$$\ln CP_i = \alpha + \beta \sum_{j=1}^N w_{ij} \ln CP_j + \psi_1 \ln EC_{i,t-1} + \theta_2 (\ln EC_{i,t-1})^2 + X_{i,t-1} \lambda_1 + \sum_{j=1}^N \omega_{ij} X_{i,t-1} \lambda_2 + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_i \quad (15)$$

式(14)—(15)中: t 为时间, i 为区域数, CP 为区域碳生产率, EC 为能源成本, w 为空间加权矩阵, X 为影响区域碳生产率的其他控制变量, δ 和 μ 分别为个体效应和时间效应, ε 为扰动项,其余参数为回归系数。

对于式(14)—(15)中控制变量 X 的选择,根据kaya恒等式(16)及结构、技术创新等式(17)得到:

$$C_i = Y_i \times S_i \times T_i \quad (16)$$

$$S_i = S(ES_i, HS_i) \text{ 且 } T_i = T(EC_i, PAT_i, HR_i, SE_i) \quad (17)$$

$$\Rightarrow CP_i = Y_i / C_i = 1 / [S(ES_i, HS_i) \times T(EC_i, PAT_i, HR_i, SE_i)] \quad (18)$$

式(16)—(18)中: C 为碳排放量; Y 为产出; S 为结构变量,包括能源结构 ES 、重工业结构 HS ; T 为技术水平,由碳价格替代变量能源成本 EC 、技术创新 PAT 、人力资本 HR 、所有制结构 SE 决定;此外, CP 还与城镇化水平 URB 、对外开放程度 $FDIS$ 有关。上述变量除能源成本 EC 外均为区域碳生产率影响模型控制变量 X 的集合。

(三)变量与数据

1. 变量

本文采用各地区总产值与碳排放的比值表示区域碳生产率 CP ,其中2000—2015年碳排放数据来自中国碳核算数据库(CEADs)科研团队在Scientific Data公布的数据(Shan et al.,2018)。核算与化石能源燃烧相关以及水泥生产过程的碳排放,涵盖46个社会经济部门,除17种化石能源以外,还包括电力、热能及其他能源数据,能源种类总计20种;由于中国并未公布能源成本数据,本文对能源成本 EC 进行了推算,将《中国物价年鉴》中36个大中城市2000—2005年煤、汽油、柴油、天然气、电力五种能源价格按各能源消费量占比进行加权,并运用各地区燃料动力类购进价格指数扩展得到2006—2015年能源成本。

此外,结构控制变量,能源结构 ES 用各地区能源消费种类中煤炭与焦炭占能源消费总量的比值表示,重工业结构 HS 用各地区重工业产值占工业总产值的比重表示;技术控制变量,技术创新 PAT 用各地区每万人拥有的专利授权项数表示,人力资本 HR 用各地区劳动力人均受教育年限表示。所有制结构 SE 用各地区国有企业工业产值占规模以上工业产值比重表示;开放程度相关变量,对外开放程度 $FDIS$ 用各地区FDI占GDP比值表示;城镇化水

平 URB 用各地区城镇人口占总人口比值表示; 空间加权矩阵 w , 运用空间距离权重矩阵与经济距离权重矩阵, 其中空间距离权重矩阵分别选择各区域邻接关系、质心距离平方的倒数表示, 经济距离权重矩阵选择各区域人均 GDP 差额绝对值的倒数表示。

2. 数据

考虑到数据的可得性, 本文选择的样本为 28 个省区市^①(不包括港澳台地区样本数据, 海南、西藏、宁夏因能源价格数据缺失, 也未包含在样本中), 样本年限为 2000—2015 年, 所有数据来自《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国物价年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等, 数据以 2000 年为基期。本文运用 Moran 指数散点图以及 2015 年区域碳生产率数据, 考察区域碳生产率的空间相关性。Moran 指数散点图(见图 1)显示局部空间异质性, 多数省区市集中在第一、第三象限, 说明碳生产率呈现空间聚集效应, 表现为碳生产率较高的省区市与碳生产率较低的省区市均在地理距离、经济距离上较为接近, 地理距离权重与经济距离权重的 Moran's I 的值分别为 0.156、0.262。

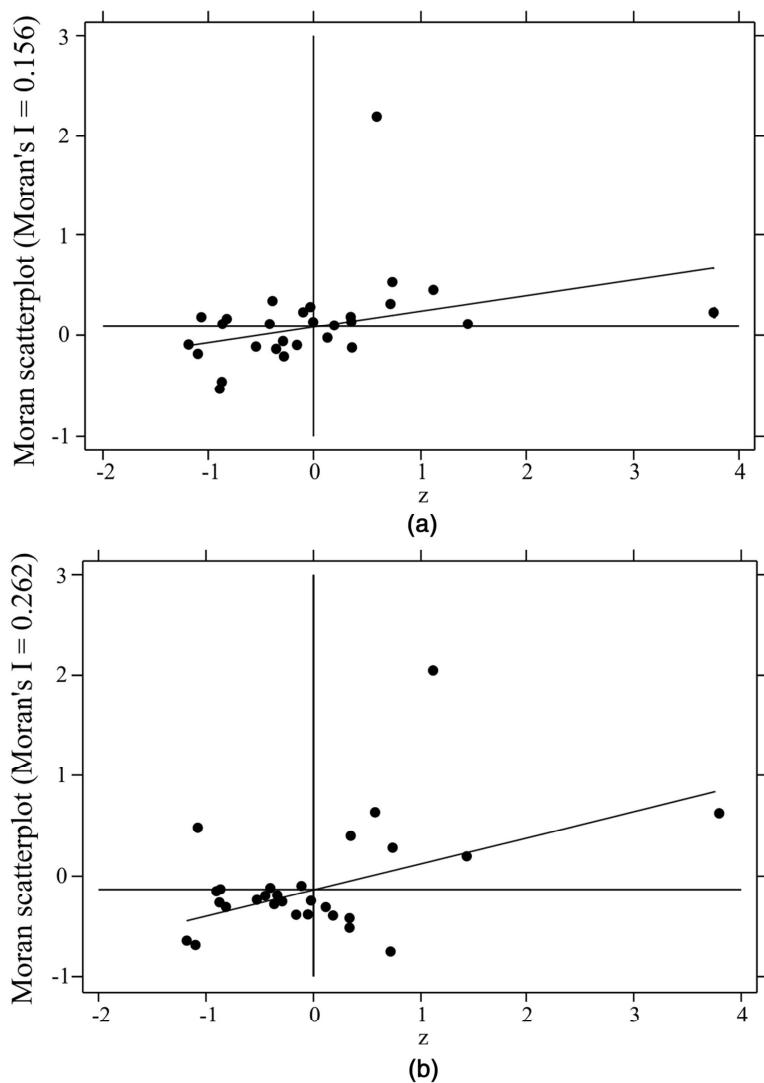


图 1 基于地理、经济距离的区域碳生产率 Moran 指数散点图

^①28 个省区市为北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、新疆。

四、模型估计与结论分析

(一) 区域碳价格与能源成本的映射关系

自2017年全国统一碳市场启动至今,各区域碳价格界于0~60元/吨之间波动,有预测表明,若以2010年为不变价,碳价格240元/吨才能使企业明显感觉减碳压力。因此,为了考虑所有可能的碳价格水平,本文选择碳价格的变化区间为0~300元/吨,并以2015年区域能源消费结构数据测算不同碳价格的边际成本变化趋势,如图2所示。当碳价格分别为50元/吨、100元/吨、150元/吨时,全国层面碳价格的边际成本依次为0.123%、0.116%、0.110%,呈现递减的变化趋势;分区域比较^①,经济欠发达地区边际成本相对较高,且边际成本随碳价格增长递减的幅度较大,经济较发达地区次之。

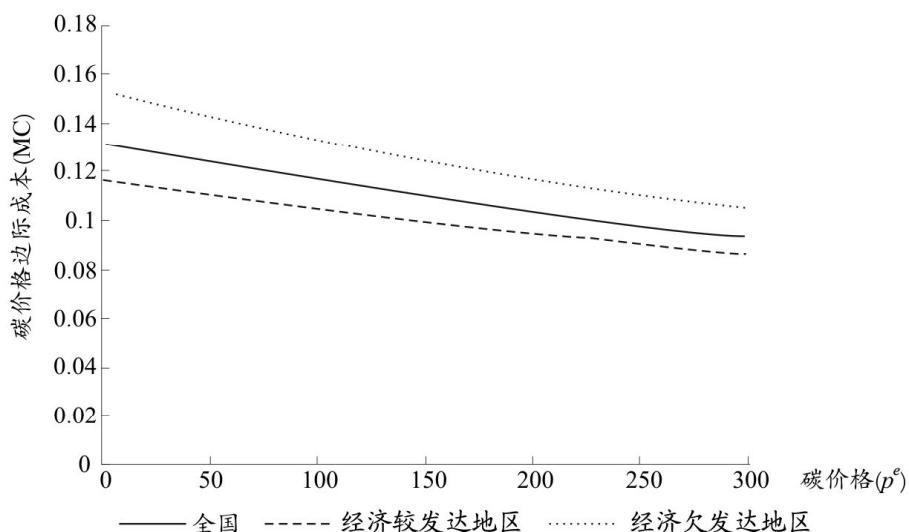


图2 全国及分区域碳价格边际成本变化趋势

(二) 实证结论

本部分根据模型(14)、模型(15),分别选择地理邻接权重 w_1 、地理距离权重 w_2 及经济距离权重 w_3 ,表1和表2中 $wPAT$ 、 wHR 、 wSE 、 wES 、 $wURB$ 、 $wFDIS$ 、 wEC 、 wHS 分别代表相邻地区技术创新、人力资本、所有制结构、能源结构、城镇化水平、对外开放程度、能源成本、重工业结构的空间溢出效应。以2001—2015年中国28个省区市的面板数据为样本,运用Stata14.0软件进行动态分析。表1中关于固定效应与随机效应的估计方法选择,依据该样本Hausman检验值,若检验值为正,接受原假设,选择随机效应模型,反之选择固定效应模型。为保证估计结果的可靠性,模型中引入具有显著空间相关性的解释变量,同时,由于模型(15)中能源成本二次项估计系数不显著,且能源成本二次项引入后明显降低一次项估计系数的显著性水平,因此本部分重点考察模型(14)的估计系数结果。

在全样本进行估计的基础上,以2008年为界,将样本区分为2001—2007年和2008—

^①根据2001—2015年年均地区人均GDP,将28个省区市划分为经济较发达地区与经济欠发达地区,其中经济较发达地区包括北京、天津、河北、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、湖南、广东,经济欠发达地区包括山西、内蒙古、安徽、江西、河南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、新疆。

2015年两个时段,以考察能源价格市场化改革背景下,煤、汽油、柴油、天然气、电力等能源价格调整对区域碳生产率影响效应的差异。从表1中核心变量的估计结果来看,2001—2015年空间权重 w_2 与 w_3 下能源成本估计系数均在10%的水平上显著为正,该估计系数均值为0.093,反映区域碳生产率相对于能源成本变化的弹性,即在其他条件不变的前提下,当能源成本上升1%,区域碳生产率随之增长0.093%。进一步分时段来看,2001—2007年期间能源成本估计系数均不显著,而2008—2015年期间能源成本估计系数均达到10%的显著性水平,且该系数均值为0.121,能源成本弹性值明显提高。这说明2008年后能源价格市场化改革促使能源价格充分反映能源稀缺程度以及市场供求关系,能源成本通过影响非低碳、低碳技术企业的生产与减排选择,逐步成为企业生产成本的主要考虑因素,有利于能源利用效率以及碳生产率整体水平的提升,即能源价格调整逐步成为节能减排的重要杠杆,与理论假说一致。

表1 分时段动态空间面板模型估计结果

变量	2001—2015年			2001—2007年			2008—2015年		
	w_1 (FE)	w_2 (FE)	w_3 (FE)	w_1 (RE)	w_2 (RE)	w_3 (FE)	w_1 (RE)	w_2 (RE)	w_3 (RE)
EC	0.040 (0.424)	0.087 * (0.091)	0.099 ** (0.043)	0.096 (0.227)	0.102 (0.232)	0.036 (0.467)	0.125 ** (0.046)	0.152 * (0.097)	0.085 ** (0.047)
PAT	0.032 (0.259)	0.077 *** (0.000)	0.066 * (0.063)	0.106 *** (0.002)	0.109 *** (0.006)	0.069 ** (0.044)	-0.048 (0.152)	-0.040 (0.347)	0.026 (0.607)
HR	-0.010 (0.945)	0.147 (0.311)	-0.076 (0.627)	0.224 (0.345)	0.324 * (0.072)	0.092 (0.615)	0.547 ** (0.017)	0.990 ** (0.011)	0.491 (0.188)
SE	0.099 (0.122)	0.031 (0.650)	0.002 (0.980)	0.154 * (0.098)	0.117 (0.199)	0.314 *** (0.002)	-0.053 (0.545)	-0.113 (0.266)	-0.116 (0.367)
ES	-0.536 *** (0.000)	-0.530 *** (0.000)	-0.517 *** (0.000)	-0.422 *** (0.000)	-0.397 *** (0.003)	-0.311 *** (0.002)	-0.288 *** (0.000)	-0.353 *** (0.000)	-0.445 *** (0.000)
HS	-0.562 *** (0.000)	-0.543 *** (0.001)	-0.435 *** (0.008)	-0.777 *** (0.000)	-0.764 *** (0.000)	-0.552 ** (0.013)	-0.289 (0.348)	-0.407 (0.348)	-0.529 (0.370)
URB	-0.009 (0.443)	0.003 (0.796)	-0.011 (0.281)	0.011 (0.335)	0.009 (0.351)	0.006 (0.445)	-0.293 (0.272)	0.105 (0.637)	0.151 (0.572)
FDIS	-0.018 (0.399)	-0.023 (0.368)	-0.017 (0.530)	-0.032 (0.177)	-0.041 * (0.099)	-0.024 (0.237)	0.030 (0.102)	0.013 (0.566)	0.047 * (0.073)
Cons	4.872 *** (0.000)	3.929 *** (0.000)	6.534 *** (0.000)	5.494 *** (0.000)	5.065 *** (0.000)	6.944 *** (0.000)	5.706 *** (0.000)	6.813 *** (0.000)	5.724 *** (0.000)
wPAT	0.050 (0.145)		0.095 ** (0.030)		0.087 (0.134)	0.208 *** (0.002)	0.162 *** (0.000)	0.198 *** (0.000)	0.068 ** (0.047)
wHR							-1.182 *** (0.000)	-1.483 *** (0.002)	-0.829 ** (0.031)
wSE	-0.228 ** (0.044)			-0.273 ** (0.049)					
wES						-0.830 *** (0.001)		-0.135 (0.102)	
wURB							0.764 ** (0.012)		
wFDIS	0.112 (0.101)	0.101 *** (0.005)	-0.113 ** (0.016)				0.146 *** (0.007)	0.162 *** (0.009)	-0.179 ** (0.035)
LogL	328.246	295.827	294.439	133.191	130.756	139.672	240.378	207.234	190.449
ρ	0.349 ***	0.388 ***	0.017	0.097	0.141	0.034	0.453 ***	0.311 ***	0.203 ***
R^2	0.727	0.745	0.701	0.743	0.672	0.619	0.814	0.758	0.798
Obs	420	420	420	196	196	196	224	224	224

注: w_1 为地理邻接权重矩阵, w_2 为地理距离权重矩阵, w_3 为经济距离权重矩阵;上标*、**、***依次代表10%、5%、1%的显著性水平;回归系数括号中的数值为p统计量。下表同。

从控制变量的估计结果来看,除空间权重 w_1 外全时段及 2001—2007 年期间技术创新变量的估计系数均显著为正,而 2008—2015 年期间该估计系数均不显著,表明技术创新对区域碳生产率的提升效应明显弱化,这与经济欠发达地区高能耗产业集聚程度提高有关。由于“十一五”、“十二五”期间东部地区承担较高的减排压力,中西部地区高能耗产业向排放空间较为宽松的中西部地区转移(汤维祺等,2016),而中西部地区薄弱的低碳技术创新能力阻碍了能源利用效率的持续提升。2008—2015 年空间权重 w_1 与 w_2 下人力资源变量的估计系数均显著为正,说明人力资本水平对区域碳生产率的影响存在门槛效应,需要积累到一定水平,才有助于能源利用效率的改善。全时段所有制结构变量的估计系数均不显著,且该估计系数由 2001—2007 年空间权重 w_1 与 w_3 下显著为正,转变为 2008—2015 年不显著,这一影响效应转变与所有制结构变化有关:2001—2007 年期间,高能耗的国有企业产权改革主要选择引进外资,而外资的“污染避难所”效应不利于区域碳生产率提升,此时国有产值比重提高能抑制“污染避难所”效应的负面影响;但 2008—2015 年期间,石油石化、航空、钢铁、煤炭等高能耗行业通过挤出民营资本以提高国有资本比重,规制软约束下国有企业缺乏高成本对清洁技术创新的倒逼效应,此时国有产值比重提高会抑制区域碳生产率改善,抵消了国有产值比重提高通过外资“污染避难所”效应的正面影响。所有时段能源结构变量估计系数均在 1% 的水平上显著为负,当煤炭消费比重下降 1%,区域碳生产率随之增长 0.528%,说明过度依赖煤炭的能源消费结构不利于能源利用效率改善,降低煤炭消费比重是区域碳生产率提升的关键。全时段及 2001—2007 年重工业结构系数显著为负,而 2008—2015 年期间该系数基本不显著,这与能源价格市场化改革倒逼高能耗行业尤其是重工业行业提高能源利用效率有关,这一初步判断可从同期能源成本变量估计系数显著为正得到印证。2008—2015 年空间权重 w_3 下外商直接投资变量估计系数显著为正,这与 2008 年政府工作报告明确提出“严格和禁止两高一资外资项目”有关,引资结构优化扭转了外资的“污染避难所”效应。此外,所有时段城镇化变量估计系数均不显著。

表 2 中所有模型 Hausman 检验值为正,本部分选择随机效应模型。考虑到 2008 年后能源价格市场化改革对区域碳生产率提升的显著效应以及样本数量的限制,在对 2008—2015 年期间样本进行估计的基础上,将该时期样本按人均收入区分为经济较发达地区和经济欠发达地区,考察能源成本对碳生产率影响的区域异质性。从表 2 中核心变量的估计结果来看,经济较发达地区能源成本估计系数均达到 10% 的显著性水平,估计系数均值为 0.172;而经济欠发达地区估计系数不显著。这说明经济较发达地区能源成本提高能明显促进区域碳生产率改善,而经济欠发达地区该影响效应不明显。为分析不同区域结论的差异,笔者将能源成本对区域碳生产率的影响机制进行深入分析:

其一,对于经济较发达地区而言,能源成本可能通过倒逼高能耗产业的低碳技术创新,以能效技术进步促进区域碳生产率改善,也可能通过将不再具有比较优势的高能耗产业、产业链中高能耗生产环节向经济欠发达地区输出,以高碳输出的方式提升区域碳生产率。这反映出经济较发达地区高能耗产业解锁的可能性路径,且经济较发达地区凭借技术水平、产业输出的优势,能源成本对区域碳生产率的影响效应更大,与理论假说预期一致。

其二,对于经济欠发达地区而言,由于其承接高能耗产业和产业链中高能耗生产环节的输入,逐步形成了高能耗产业的聚集。从2006年开始,中国高能耗工业产值比重呈现出自东部地区向西部地区逐步上升的趋势(李善同、许召元,2009),并形成产业层面的碳锁定。由于经济欠发达地区低碳技术创新能力不足,与理论假说中关于低碳技术创新能力的假设不符,大部分能源成本可能通过“成本效应”将成本直接转嫁给生产成本,生产成本投入的减少导致产出规模效率的降低,抵消了能源成本上升对能效技术改进的“倒逼效应”,不利于区域碳生产率的提升,此时低碳技术区域间扩散是经济欠发达地区碳解锁的关键。

表2 分地区动态空间面板模型估计结果

变量	经济较发达地区			经济欠发达地区		
	w_1 (RE)	w_2 (RE)	w_3 (RE)	w_1 (RE)	w_2 (RE)	w_3 (RE)
EC	0.239 *** (0.005)	0.170 * (0.086)	0.106 ** (0.043)	0.277 ** (0.030)	-0.040 (0.865)	-0.036 (0.877)
PAT	0.070 * (0.076)	0.051 (0.191)	0.078 ** (0.033)	-0.090 ** (0.036)	-0.045 (0.342)	-0.043 (0.255)
HR	0.669 ** (0.012)	0.817 *** (0.001)	0.840 *** (0.001)	0.690 ** (0.035)	0.974 * (0.067)	0.442 (0.311)
SE	-0.329 *** (0.002)	-0.245 *** (0.002)	-0.408 *** (0.000)	0.083 (0.455)	0.022 (0.882)	-0.011 (0.932)
ES	-0.394 *** (0.000)	-0.396 *** (0.000)	-0.417 *** (0.000)	-0.285 ** (0.033)	-0.266 (0.139)	-0.196 (0.181)
HS	0.574 ** (0.023)	0.381 * (0.083)	0.870 *** (0.000)	-1.789 *** (0.000)	-2.635 *** (0.000)	-2.372 *** (0.000)
URB	-0.526 (0.171)	-0.546 ** (0.046)	-1.377 *** (0.000)	0.663 ** (0.049)	1.067 *** (0.006)	0.903 *** (0.002)
FDIS	0.006 (0.891)	0.017 (0.633)	-0.001 (0.971)	0.050 ** (0.030)	0.021 (0.438)	0.070 ** (0.020)
Cons	4.749 *** (0.000)	7.100 *** (0.000)	6.603 *** (0.000)	5.562 *** (0.000)	11.054 *** (0.000)	9.014 *** (0.000)
wEC	-0.254 *** (0.003)	-0.185 * (0.065)	-0.111 * (0.091)			
wPAT		-0.074 * (0.083)		0.122 ** (0.022)	0.103 (0.115)	
wHR		-0.762 * (0.068)	-0.991 * (0.057)	-1.291 *** (0.000)	-1.663 *** (0.000)	
wSE			0.222 * (0.082)			
wES		-0.187 * (0.055)				0.659 ** (0.047)
wHS	-0.693 * (0.094)	-0.888 (0.122)			2.282 *** (0.007)	-1.748 *** (0.007)
wURB	0.529 (0.145)	2.250 *** (0.004)	2.297 *** (0.000)		0.539 (0.130)	
wFDIS			0.106 (0.112)	0.108 ** (0.015)	0.135 *** (0.001)	
LogL	136.853	144.756	142.474	118.410	114.779	102.157
ρ	0.184 **	0.222 **	0.335 ***	0.315 ***	0.096	-0.163
R ²	0.669	0.629	0.684	0.781	0.776	0.862
Obs	112	112	112	112	112	112

从控制变量的估计结果来看,经济较发达地区空间权重 w_1 与 w_3 下技术创新变量估计系数显著为正,而经济欠发达地区大多不显著。可能的原因在于,相对于其他地区,经济较发达地区企业具备较高的绿色技术研发能力及内在动力。除经济欠发达地区空间权重 w_3 外所有区域人力资本变量估计系数均显著为正,表明样本期间与节能技术相匹配的技术劳动力的培养有利于能源技术的扩散与运用,进而有助于区域碳生产率的增长。经济较发达地区所有制结构变量估计系数均显著为负,经济欠发达地区不显著,这是由于相对于经济欠发达地区,经济较发达地区民营经济增加值占 GDP 比重较高,国有产值比重提高引致的规制软约束对区域碳生产率的负面效应更明显。经济较发达地区能源结构变量显著为负,原因同表 1 中该变量估计系数的分析一致。经济较发达地区重工业结构变量估计系数为正,且达到 10% 的显著性水平,而经济欠发达地区该变量估计系数在 1% 的水平上显著为负,这与能源价格市场化改革对高能耗工业能源利用效率改进的区域差异有关。经济较发达地区具备较高的节能技术创新能力,重工业行业为规避能源成本上升的压力,会选择从事节能技术创新活动或引进成熟的节能技术,能源利用效率改善;而经济欠发达地区因缺乏节能技术创新能力、创新人才,重工业比重提高导致的能源成本上升通过“成本效应”将成本直接转嫁给生产成本,进而影响产出效率以及碳生产率水平。不同地区城镇化变量估计系数差异较大,原因可能在于城镇化进程对能源利用效率影响的异质性,其中,经济较发达地区城镇化接近尾声,而经济欠发达地区处于城镇化的加快发展阶段,人口快速集聚下城市扩容对水泥、钢铁等高能耗产业的需求强度较高,人口适度集聚能明显提升能源利用效率。经济欠发达地区空间权重 w_1 与 w_3 下外商直接投资变量估计系数显著为正,说明该地区外商直接投资对经济欠发达地区的技术溢出有助于区域碳生产率提升。

(三) 碳价格效应的反事实测算

根据式(10)—(13)以及碳价格与能源成本之间的映射关系,结合表 1、表 2 中能源成本变量的估计系数均值,反事实测算 0~300 元/吨碳价格情形下碳价格对各区域碳生产率的潜在效应。考虑到全国层面 2001—2007 年期间能源成本估计系数不显著,因此,本文主要考察 2008—2015 年期间全国及经济较发达地区碳价格的潜在边际效应与累积效应,如图 3、图 4 所示,经济较发达地区碳价格对区域碳生产率影响的潜在边际效应随碳价格上升而降低,但潜在累积效应随碳价格上升而上升。

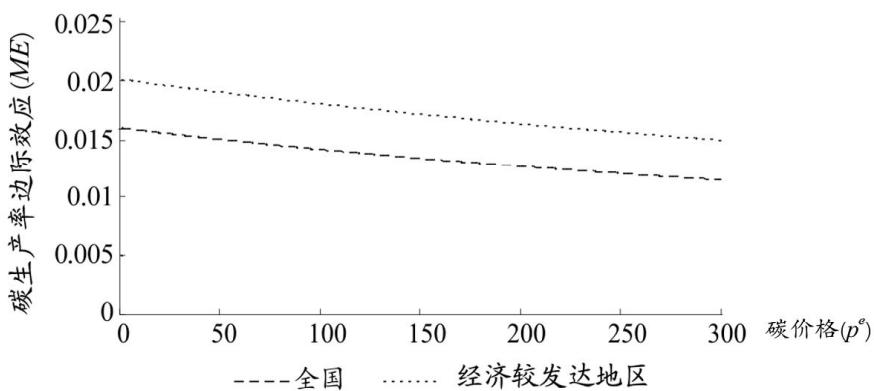


图 3 全国及经济较发达地区碳价格的潜在边际效应

结合图4,从全国层面来看,当碳价格分别为50元/吨、100元/吨、150元/吨时,全国区域碳生产率整体上升0.788%、1.520%、2.215%,进一步分区域,经济较发达地区碳生产率累积增长0.998%、1.932%、2.827%;而经济欠发达地区,由于2008—2015年能源成本估计系数不显著,碳价格无法促进区域碳生产率的提升。由此可知,经济较发达地区碳价格对碳生产率的潜在累积效应最为显著,经济欠发达地区碳价格潜在边际效应与累积效应不明显。

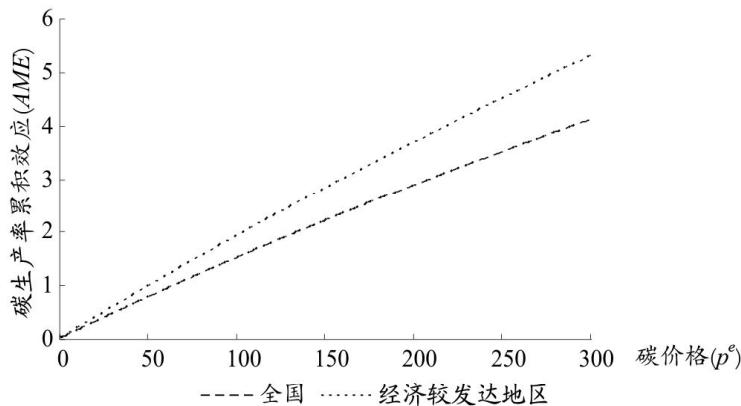


图4 全国及经济较发达地区碳价格的潜在累积效应

五、主要结论与政策启示

(一) 主要结论

本文首先将碳价格内生化,构建碳价格通过低碳技术、非低碳技术产品的相对生产规模影响区域碳生产率的理论模型,以此为基础进行实证检验。实证部分运用动态空间面板模型与反事实模拟相结合的方法,推测碳价格的潜在边际效应与累积效应。主要结论如下:

1.根据区域碳价格与能源成本之间的映射关系,发现在同一碳价格水平下,不同区域碳价格对能源边际成本的影响存在差异。从经济欠发达地区来看,碳价格的边际成本相对较高,且随着碳价格水平的提高,边际成本递减的幅度较大;而经济较发达地区与之相反,碳价格的边际成本相对较低,且随着碳价格水平的提高,边际成本递减的幅度较小,这一差异存在的原因与不同区域的能源消费结构有关。从不同区域的能源消费结构来看,在经济欠发达地区一次能源消费结构中,煤炭消费量占一次能源消费总量的80%,远高于经济较发达地区。考虑到煤炭是所有化石能源中含碳量最高的能源,因此,煤炭消费占一次能源消费总量的比重越高,碳价格对能源边际成本的影响越大。

2.能源成本对区域碳生产率的影响效应存在区域异质性,其中,经济较发达地区能源成本上升会促进区域碳生产率上升,且经济较发达地区的正面效应大于经济欠发达地区,该区域异质性存在的原因与能源价格市场化改革力度和环境监管程度有关。从能源领域的市场化改革来看,能源行业长期存在高度行政性垄断,缺乏有效竞争的市场结构,这限制了能源价格的市场化改革力度,不利于发挥市场在资源配置中的决定性作用。从环境监管程度来看,经济较发达地区环境监管程度相对较强,能源成本上升促使经济较发达地区将不再具有比较优势的高能耗企业与产业链中高能耗生产环节,逐步向经济欠发达地区输出,以高碳输

出的方式促进经济较发达地区碳生产率的提升;而经济欠发达地区环境监管乏力,有限的能源成本变化无法显著影响区域碳生产率。

3.结合区域碳价格与能源成本之间的映射关系,考察碳价格的区域碳生产率效应,结论与理论预期基本一致。具体而言,经济较发达地区碳价格水平提高有利于区域碳生产率增长,若碳价格分别为50元/吨~150元/吨时,经济较发达地区碳生产率累积增长0.998%~2.827%;而经济欠发达地区提高碳价格对区域碳生产率的影响不显著。进一步结合碳价格对区域碳生产率的影响路径分析可知,经济欠发达地区影响不显著的结论,除了与上述分析提及的能源消费结构、能源价格市场化等因素相关以外,还与碳价格水平密切相关,较低的碳价格下非低碳企业的减碳成本压力较小。有预测表明,若以2010年为不变价,碳价格240元/吨才能使非低碳企业明显感觉减碳压力,此时碳价格的减碳作用才会充分显现出来。

(二)政策启示

中国已进入全国统一碳交易阶段,由于不同区域非低碳企业对成本上涨的承受能力,以及碳排放权交易成本下非低碳企业低碳转型选择存在差异,需要清晰认识、把握不同碳价格对区域碳生产率的潜在影响。因此,本文建议严格控制碳排放配额的总量,保证各区域碳价格政策的执行力度,在此基础上,考虑碳价格影响的区域异质性,尤其是经济欠发达地区的特殊性。

为此,经济欠发达地区可从以下几个方面入手,一是适度提高经济欠发达地区纳入碳市场的非低碳企业的能源消费门槛值,逐步扩大受规制的非低碳企业数量。二是改善经济欠发达地区以煤炭为主的碳基能源消费结构,加快现有成熟的节能减排技术的运用与扩散,以“煤改电”、“煤改气”的方式提高一次能源的利用效率,并促进能效技术、可再生能源利用技术从经济较发达地区向经济欠发达地区的输出。此外,经济欠发达地区还可以扩大可再生能源与清洁能源的开发和利用,如扩大风能、太阳能等。经济欠发达地区可再生能源的储备丰富,持续开发利用的关键在于提高可再生能源的电网消纳能力,即风电与光伏发电的装机规模,或提高风能、太阳能等可再生能源的储能技术水平,将弃电率与弃光率降到最低水平,并以经济补偿的方式充分保障低碳企业可再生能源项目收益的可持续性。

此外,需要在全国范围内建立合理、透明的能源价格形成机制,改变地方政府以财税、补贴方式对能源价格的干预,使能源价格能够充分反映能源、碳排放资源的稀缺性,而能源价格市场化的关键在于进一步转变政府职能,发挥市场对能源行业区块资源配置的决定性作用。为此,需要不断打破传统能源与清洁能源行业的高度行政性垄断,降低民营资本的进入门槛,尤其是在清洁能源行业的区块资源矿业权配置方面,应适当向市场竞争力较强的民营企业倾斜,以提高清洁能源行业以及能源价格的市场化改革力度。

参考文献:

- 范丹、王维国、梁佩凤,2017:《中国碳排放交易权机制的政策效果分析——基于双重差分模型的估计》,《中国环境科学》第6期。

- 2.雷明、虞晓雯,2013:《地方财政支出、环境规制与我国低碳经济转型》,《经济科学》第5期。
- 3.李善同、许召元,2009:《中国各地区能源强度差异的因素分解》,《中外能源》第8期。
- 4.李巍、郗永勤,2017:《创新驱动低碳发展了吗?——基础异质和环境规制双重视角下的实证研究》,《科学学与科学技术管理》第5期。
- 5.李小平、王树柏、郝路露,2016:《环境规制、创新驱动与中国省际碳生产率变动》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第1期。
- 6.刘传江、胡威、吴晗晗,2015:《环境规制、经济增长与地区碳生产率——基于中国省级数据的实证考察》,《财经问题研究》第10期。
- 7.彭星、李斌、金培振,2013:《文化非正式制度有利于经济低碳转型吗?——地方政府竞争视角下的门限回归分析》,《财经研究》第7期。
- 8.汤维祺、吴力波、钱浩祺,2016:《从“污染天堂”到绿色增长——区域间高耗能产业转移的调控机制研究》,《经济研究》第6期。
- 9.徐盈之、杨英超、郭进,2015:《环境规制对碳减排的作用路径及效应——基于中国省级数据的实证分析》,《科学学与科学技术管理》第10期。
- 10.张成、史丹、李鹏飞,2017:《中国实施省际碳排放权交易的潜在成效》,《财贸经济》第2期。
- 11.张华,2014:《环境规制提升了碳排放绩效吗?——空间溢出视角下的解答》,《经济管理》第12期。
- 12.张华、魏晓平,2014:《绿色悖论抑或倒逼减排——环境规制对碳排放影响的双重效应》,《中国人口·资源与环境》第9期。
- 13.周县华、范庆泉,2016:《碳强度减排目标的实现机制与行业减排路径的优化设计》,《世界经济》第7期。
- 14.Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyn, and D. Hemous. 2012. “The Environment and Directed Technical Change.” *American Economic Review* 102(1):131–166.
- 15.Cui, L. B., Y. Fan, L. Zhu, and Q. H. Bi. 2014. “How Will the Emissions Trading Scheme Save Cost for Achieving China’s 2020 Carbon Intensity Reduction Target?” *Applied Energy* 136(2):1043–1052.
- 16.Cullen, J. A., and E. T. Mansur. 2017. “Inferring Carbon Abatement Costs in Electricity Markets: A Revealed Preference Approach Using the Shale Revolution.” *American Economic Journal: Economic Policy* 9(3):106–133.
- 17.Faber, A., and K. Frenken. 2009. “Models in Evolutionary Economics and Environmental Policy: Towards an Evolutionary Environmental Economics.” *Technological Forecasting and Social Change* 76(4):462–470.
- 18.Gerlagh, R. 2011. “Too Much Oil.” *CESifo Economic Studies* 57(1):79–102.
- 19.Hall, B. H., and C. Helmers. 2013. “Innovation and Diffusion of Clean/Green Technology: Can Patent Commons Help?” *Journal of Environmental Economics and Management* 66(1):33–51.
- 20.Hoel, M. 2010. “Is There a Green Paradox?” CESifo Working Paper, No.3168.
- 21.Hübner, M., S. Voigt, and A. Löschel. 2014. “Designing an Emissions Trading Scheme for China: An Up-to-date Climate Policy Assessment.” *Energy Policy* 75(12):57–72.
- 22.Konisky, D. M. 2007. “Regulatory Competition and Environmental Enforcement: Is There a Race to the Bottom?” *American Journal of Political Science* 51(4):853–872.
- 23.Lin, S., B. Wang, W. Wu, and S. Qi. 2018. “The Potential Influence of the Carbon Market on Clean Technology Innovation in China.” *Climate Policy* 18(1):71–89.
- 24.Pettersson, F., P. Söderholm, and R. Lundmark. 2012. “Fuel Switching and Climate and Energy Policies in

- the European Power Generation Sector: A Generalized Leontief Model." *Energy Economics* 34(4):1064–1073.
25. Shan, Y., D. Guan, H. Zheng, J. Ou, Y. Li, J. Meng, Z. Mi, Z. Liu, and Q. Zhang. 2018. "China CO₂ Emission Accounts 1997–2015." *Scientific Data* 5(1):170201.
26. Sinn, H. W. 2008. "Public Policies against Global Warming: A Supply Side Approach." *International Tax and Public Finance* 15(4):360–394.
27. Smulders, S., Y. Tsur, and A. Zemel. 2012. "Announcing Climate Policy: Can a Green Paradox Arise without Scarcity?" *Journal of Environmental Economics and Management* 64(3):364–376.
28. Van der Ploeg, F., and C. Withagen. 2012. "Is There Really a Green Paradox?" *Journal of Environmental Economics and Management* 64(3):342–363.
29. Yang, M., Y. Fan, F. Yang, and H. Hu. 2014. "Regional Disparities in Carbon Dioxide Reduction from China's Uniform Carbon Tax: A Perspective on Interfactor/Interfuel Substitution." *Energy* 74(1):131–139.

The Potential Influence of Carbon Price on China's Regional Carbon Productivity

Li Shanshan and Luo Liangwen

(School of Economics, Zhongnan University of Finance and Law)

Abstract: The paper elaborates how carbon prices influence the regional carbon productivity through the production costs and the emission mitigation options of low-carbon and non-low-carbon enterprises. Based on this theoretical hypothesis, the paper combines dynamic spatial panel model with counter-factual simulation to calculate the potential counter-factual effect. The empirical results show that: Firstly, the relationship between the carbon prices and the energy costs is regional heterogeneous in terms of the regional structure of energy consumption. Secondly, the influence of energy costs on regional carbon productivity is monotonically increasing, except the economically underdeveloped areas. The market-based reform of energy prices strengthens the influence after 2008. Thirdly, through setting different carbon prices, the carbon trading market could evidently improve both the marginal effect and the cumulative effect of the carbon productivity in the economically developed areas. For example, if carbon prices were set from 50 yuan to 150 yuan per ton, the regional carbon productivity would accumulatively increase from 0.998% to 2.827% in economically developed areas but change insignificantly in economically underdeveloped areas. Therefore, under the constraints of carbon prices, economically developed areas have potential double dividends of economic growth and environmental quality. The adjustment of energy price and the unlock of industrial carbon are favor to strengthen the positive effect of carbon prices.

Keywords: Carbon Price, Carbon Productivity, Energy Cost, Dynamic Spatial Panel Model

JEL Classification: Q48, Q51

(责任编辑:彭爽)