

【部门经济】

中国电力行业协同减排的效应评价与扩张机制分析

傅京燕 原宗琳

【摘要】在全球性温室气体减排与区域性空气污染物“联防联控”的政策背景下,电力行业作为节能减排政策的重要目标行业首当其冲,协同控制已成为释放双重压力的有效选择。本文以电力行业CO₂对SO₂的协同减排为切入点,采用中国省际面板数据,运用实证手段量化CO₂减排对SO₂减排产生的协同效应,并考察协同减排活动产生扩张效应的主要路径。研究发现,电力行业CO₂减排活动对SO₂产生的协同减排在众多省份普遍存在;区域异质性使得并非所有地区都适合探索协同减排路径,逾六成地区可通过协同减排在更大程度上发掘电力行业SO₂的减排潜力(如天津、江苏、浙江等)或者缓解SO₂排放压力(如云南、青海、江西等),其余地区则需考虑更直接的SO₂防治措施;交互效应分析发现,电力行业固定资产投资与能源效率的增进是主要的协同减排扩张路径,而研发经费投入则对协同减排具有弱化作用,三者同时考虑则可使协同减排的总效应较未考虑交互作用时扩张逾三倍。本文研究结论可以为中国电力行业碳减排、区域污染防治政策目标的优化以及区域间协同减排的实践提供理论依据,进而为促进中国重污染行业低碳转型提供政策参考。

【关键词】CO₂、SO₂的协同减排;扩张机制;电力行业;区域异质性

【作者简介】傅京燕(通讯作者)(1973-),女,北京人,暨南大学经济学院教授,暨南大学资源环境与可持续发展研究所副所长,博士生导师,经济学博士, fuan2@163.com;原宗琳(1988-),女,山东威海人,暨南大学经济学院博士研究生。

【原文出处】《中国工业经济》(京),2017.2.43~59

【基金项目】国家自然科学基金项目“基于强度减排的碳交易机制对产业竞争力影响的理论与ECGE模拟”(批准号71273115)。

一、问题提出

近年来,中国以工业源排放为主的区域性污染物污染严重,北方地区甚至多次出现雾霾“爆表”情况;国际社会,《京都议定书》“自上而下”的强制承诺减排模式开始转变为巴黎时期“自下而上”的“预期国家自主决定的贡献”(INDC)机制。面对国内空气污染的严峻形势以及国际温室气体自主减排趋势,温室气体与空气污染的“协同控制”成为世界各

国,尤其是处于工业化时期的发展中国家应对国内污染防治与国际温室气体减排义务的重要政策选择。压缩式的工业化进程使得中国当前面临温室气体排放与空气污染的双重叠加压力,国务院印发的《“十三五”控制温室气体排放工作方案》以及《“十三五”生态环境保护规划》中已明确将“加强碳排放和大气污染物排放协同控制”作为低碳转型的重要途径。

温室气体和大气污染物的排放主要由矿物燃料的燃烧造成,二者具有同根同源同步性。英、美在内的发达国家环境问题与气候问题的治理时间是分开的。对发达国家而言,工业革命时期所产生的严重大气污染也促使这些国家在污染源控制、空气污染治理技术及法律法规制定等方面作出明显改善,因此,这些国家在20世纪末已基本完成了对空气污染的治理。温室气体减排在21世纪初开始成为全球关注的问题,发达国家温室气体与污染物“协同治理”的提出主要是更全面地评估温室气体减排政策的福利效应。而对于工业化进程仍在推进的发展中国家,CO₂排放和空气污染同时并存的双重压力引致的协同治理的目的是,解决工业化进程中人类生存条件恶化、生产原材料稀缺、极端气象事件频发及生态平衡破坏等“后顾之忧”。因此,基于中国国情的协同减排部署也显得尤为重要。

中国是温室气体排放最多的国家,同时也是室外空气污染最严重的国家。2016年12月末,在京津冀地区、山东、河南等地发生的“跨年霾”,创下北京雾霾橙色预警时长(逾200小时)的历史记录。近期,国家发展和改革委员会、环境保护部等部门按照《生态文明建设目标评价考核办法》,发布了全新的《绿色发展指标体系》与《生态文明建设考核目标体系》,在这些考核指标中,对生态环境质量等相关指标所赋权重远远高于对国内生产总值(GDP)的权重,这意味着“GDP至上”的中国经济增长模式首次发生根本性变化,环境因素的政策地位明显提高。在中国承担温室气体减排责任的同时,空气污染问题也成为稳定经济发展的明显“短板”,二者的协同治理对于处在经济转型关键期的中国是一条重要的政策出路。

协同减排包括两个方向,一是区域污染物减排导致温室气体减排的协同;二是温室气体减排导致区域污染物减排的协同。本文研究关注温室气体减排的协同效应,由于对空气污染的协同减排能够为一国带来空气质量改善及健康收益增加等福利增进,因此该协同方向的研究具备现实意义。随着温

室气体排放规制不断趋严,碳减排市场手段的影响不断扩大,控排企业为控制全球变暖所增加的成本需要激励机制来冲抵,而协同减排恰恰能激励企业从事全球污染物的减排,该机制不仅能促使企业完成碳减排目标,更能帮助企业实现对大气污染物排放的限制,最终达成区域绿色发展与国家低碳转型的共赢。另外,探索协同减排作用机制以激发协同减排的正面效应,有助于解决“低碳不环保”的难题,推进国家大气环境改善政策与措施的协调发展。

在电力行业中,PM_{2.5}、SO₂及NO_x的排放仍为主要工业污染源,该行业也是温室气体减排的主要行业。国家信息中心课题组发布的《碳价对中国能源及气候变化政策的影响》报告中预计,2030年若要实现碳排放达峰,CO₂排放量需在现有政策情景下减少17亿吨,而主要减排潜力来自发电行业可再生能源、核电及天然气发电等,合计约贡献减排量8.4亿吨,占全部减排量一半以上。对电力行业协同减排扩张路径的研究有助于引导区域和企业加大碳减排力度,扩大因本地空气质量改善而产生的附加增益,鼓励主要控排行业更积极地承担碳减排责任。由此,本文以电力行业主要污染物SO₂为研究对象,量化电力行业CO₂的减排活动对SO₂的协同减排并探讨其扩张路径,论证协同减排的区域异质性和可行性,并试图回答以下问题:电力行业在减碳的同时减少了多少SO₂排放?不同地区电力行业协同减排具有怎样的效用差异?协同减排效应依赖哪些途径进行扩张?以上问题的回答,可加速推进区域间及部门内的环境问题协同治理进程,为各省份电力行业“超低排放协同控制”提供理论支撑,对达到污染源一体化综合治理目标具有重要意义。

二、文献梳理

协同效应最初出现于2001年政府间气候变化专业委员会(IPCC)发布的第三次评估报告,其含义为缓解温室气体排放的政策和行动所产生的社会经济效益。Nemet et al.(2010)认为,温室气体减排的政策与行动所带来最重要的协同收益是人类健康的改善,

而这源于温室气体减排活动所产生的空气污染协同减排。很多学者致力于协同减排所产生的健康收益量化:Burtraw et al.(2003)运用CGE模型模拟发现,美国电力部门在每立方吨碳排放收税25美元的政策下,对NO_x的协同减排所产生的健康收益为每立方吨8美元,Groosman et al.(2011)则运用APEEP模型估算出在Warner-Lieberman法案背景下,2010-2030年每年可避免1030亿—12000亿美元的健康损失,这些协同收益主要来自气候政策所产生的燃煤电厂SO₂的协同减排。随着研究角度的扩展和政策评估模型的丰富,一些学者将协同减排纳入政策效果,探讨多种环境政策组合的效率:Nam et al.(2014)运用CGE模型,按政策组合的严格程度设置情景,对比中美两国协同减排对政策组合的反应程度,认为美国较中国具有更有效的协同减排,但两国的协同减排效应均对政策严格程度反应不敏感;Bollen et al.(2010)、Radu et al.(2016)和Henneman et al.(2016)基于不同政策情景下的协同减排程度,评估政策组合的成本有效性或成本收益,由此探讨最佳碳减排目标或环境规制政策组合的设定。

国内污染物协同控制的理念最初应用于水污染治理的相关研究(李嘉和张建高,2001)。空气污染协同减排相关研究起步较晚,由于测算方法受限,所得结论争议较大。顾阿伦等(2016)和毛显强等(2012)均着眼于主要污染部门的技术和结构两类减排措施,分别通过构建协同减排系数与协同减排当量模拟协同减排,但所得结论截然不同:前者认为“十一五”期间,通过技术措施虽然能够减少污染物排放,但硫、氮、碳协同减排效果微弱;而后者认为电力行业技术措施,尤其是新发电技术的替代,使硫、氮、碳的协同减排潜力巨大。另有Zhou et al.(2015)通过LEAP模型模拟乌鲁木齐市在“十一五”和“十二五”时期的节能和减排政策(针对空气污染物和CO₂)的协同减排效应,并认为不同时期的协同减排效果有显著差别。闫文琪等(2013)按电网分区,基于本地化的协同减排系数测算了不同地区CDM项目的协同减排效应和减排投资收益,结果显示不同地区CDM项目协同减

排效应差异较大,其中燃料替代与提高能效等类型的项目协同收益较大。

已有的协同效应研究虽已表明温室气体减排与区域空气质量有高度的关联性,但针对多种污染物协同治理机制的研究缺乏对二者的协同效应的方向和大小等基础性问题的回答。以CGE模型为主的一般均衡模型虽能得到协同减排所产生的健康改进和生态保护等附加收益,但并未回答政策冲击所引致的协同减排幅度问题。归纳起来,现有研究存在以下不足:①由于研究对象基本为单一环境政策或多项减排措施和项目的组合,协同减排效应评估基于政策目标预测或工程技术参数,因而量化结果仅为预测值或理论值,忽视了协同减排活动的历史变化;②研究方法局限于CGE模型和自下而上的综合政策评估模型,这类模型内部设计复杂而难以跟踪其作用机制;③众多文献往往将“空气污染与温室气体协同减排”作为既定条件,而忽略温室气体减排活动可能增加空气污染物排放的关键问题。本文认为,在研究协同减排效果所产生的效应评估之前,需要找出CO₂与其他污染气体间的协同减排程度,才可以隔离因协同效应产生的不同污染物的健康福利,进而为温室气体减排政策的成本收益分析提供更准确的数量基础。基于此,本文主要贡献在于:①基于中观电力行业CO₂和SO₂历史减排数据,运用计量方法量化协同减排,可以避免CGE等模拟模型中针对不确定性而提出过多假设的缺陷。基于历史真实数据的“回溯性分析”可以更好地把握经济、环境和社会指标间的数量关系,增强研究可信度(Jack and Kinney, 2010; Kanada et al., 2013)。②根据协同减排区域异质性,识别不同地区是否实现真正意义上碳与硫的协同减排,抑或产生“协同增排”的反效果。③基于电力行业视角,探讨了以往文献未涉及的协同减排扩张路径,为促进电力行业协同减排提供政策参考。

三、研究设计

本文在Kaya恒等式的基础模型设计上作适当变换,加入协同减排效应对污染物排放的影响,为实证

方法提供模型基础。Kaya(1989)提出了研究碳排放影响因素的恒等式并得到广泛应用,最初形式如下:

$$CE = \sum_i \frac{CE_i}{E_i} \times \frac{E_i}{E} \times \frac{E}{Y} \times \frac{Y}{P} \times P \quad (1)$$

该等式中, i 为能源种类, CE 为碳排放量, E 为一次能源消耗总量, Y 为国内生产总值, P 为人口因素。由等式右侧各分式可观察到,最初的恒等式中仅研究碳排放与不同能源的排放强度、能源结构、能源效率、人均产值及人口规模的量化关系。但随污染物种类、可能影响因素以至研究领域的不断扩大,很多学者不断更新研究视角,并对经典 Kaya 恒等式的右侧进行了丰富。本文在 Kaya 恒等式的基础上加入 CO_2 对 SO_2 的协同减排效应进行扩展:

$$SE_k = \sum_j \frac{SE_{jk}}{CE_{jk}} \times \frac{CE_{jk}}{E_{jk}} \times \frac{E_{jk}}{E_k} \times \frac{E_k}{Y_k} \times \frac{Y_k}{P_k} \times P_k = \sum_j \gamma_{jk} \times \delta_{jk} \times \theta_k \times \rho_k \times \sigma_k \times P_k \quad (2)$$

上述等式基于电力行业角度,其中 j 代表不同的能源种类, k 代表不同地区, SE 、 CE 、 E 、 Y 和 P 分别为电力行业 SO_2 排放量、 CO_2 排放量、能源消费实物量、地区生产总值和人口规模。 γ 代表 SE_{jk}/CE_{jk} ,即单位 CO_2 排放所产生的 SO_2 排放量,这也是本文重点——协同减排的量化关系; δ 代表 $CE_{jk}-E_{jk}$,即各种能源的 CO_2 排放因子,该部分为常数; θ 代表 E_{jk}/E_k ,即能源结构,由于水力和风力等清洁能源极少排放 CO_2 ,因此协同减排的两种气体以火力发电的排放为主。通过各地区的火力发电能源消费结构数据可观察到,煤油和油品的消耗占比常年维持在 85%~90% 之间,且波动很小,而天然气发电只有极少省份才有,因此火力发电的能源结构效应可忽略; ρ 代表 E_k/Y_k ,即单位产值的能源消耗,用于衡量能源效率; σ 代表 Y_k/P_k ,即人均总产值,用于衡量经济发展状况。参考 Ang (2004) 对碳排放影响因素的分解方法,这里对等式(2)进行全微分处理可得:

$$\dot{SE}_k = \sum_j \dot{\gamma}_{jk} \times \delta_{jk} \times \theta_k \times \rho_k \times \sigma_k \times P_k + \sum_j \gamma_{jk} \times \dot{\delta}_{jk} \times \theta_k \times \rho_k \times \sigma_k \times P_k + \sum_j \gamma_{jk} \times \delta_{jk} \times \dot{\theta}_k \times \rho_k \times \sigma_k \times P_k + \sum_j \gamma_{jk} \times \delta_{jk} \times \theta_k \times \dot{\rho}_k \times \sigma_k \times P_k + \sum_j \gamma_{jk} \times \delta_{jk} \times \theta_k \times \rho_k \times \dot{\sigma}_k \times P_k + \sum_j \gamma_{jk} \times \delta_{jk} \times \theta_k \times \rho_k \times \sigma_k \times \dot{P}_k \quad (3)$$

由于 δ 为常数,等式(3)右侧第二部分为 0。参考

侯建朝和史丹(2014)对电力行业 CO_2 排放的因素分解原理,通过对等式(3)求时间间隔 $[t, t+T]$ 内的定积分,可得到:

$$\Delta SE_k = \int_t^{t+T} \sum_j \dot{\gamma}_{jk} \times SE_{1t} dt + \int_t^{t+T} \sum_j \dot{\theta}_k \times SE_{2t} dt + \int_t^{t+T} \sum_j \dot{\rho}_k \times SE_{3t} dt + \int_t^{t+T} \sum_j \dot{\sigma}_k \times SE_{4t} dt + \int_t^{t+T} \sum_j \dot{P}_k \times SE_{5t} dt \quad (4)$$

等式(4)的含义是,将协同减排效应、能源结构效应(本文忽略)、能源效率效应、经济发展效应和人口效应变化引致的 SO_2 排放量变化加总,得到 SO_2 排放量总变化。对其采用对数平均权重加法分解法,可得到:

$$\Delta SE_k = \Delta SE_{\gamma,k} + \Delta SE_{\theta,k} + \Delta SE_{\rho,k} + \Delta SE_{\sigma,k} + \Delta SE_{P,k} \quad (5)$$

等式(5)将 SO_2 排放因素进行了分解,等式右侧各项分别对应等式(4)中的五种效应。通过对可能影响 SO_2 排放的因素进行扩展,可以对研究问题进行实证模型构建。

四、模型、变量与数据说明

1. 模型设定

基于上述因素分解过程,本文在实证模型中分别加入代表电力行业协同减排效应、经济发展效应、能源效率效应和人口效应的变量: CO_2 减排量、人均地区总产值及其平方项、能源效率及其平方项和人口密度。添加平方项的理论依据分别为环境库兹涅茨曲线和能源回弹效应:环境库兹涅茨曲线揭示了污染物排放与人均收入的倒 U 型关系,能源回弹效应则解释了经济产出与能源消费的 U 型关系。基准回归模型如下:

$$SR_{kt} = \alpha + \beta_1 CR_{kt} + \beta_2 PGDP_{kt} + \beta_3 PGDP_{kt}^2 + \beta_4 EE_{kt} + \beta_5 EE_{kt}^2 + \beta_6 PD_{kt} + \varphi_m \sum_m Z_{mkt} + \eta_t + v_k + \varepsilon_{kt} \quad (6)$$

模型(6)中 k 表示不同地区, t 表示时间, m 为控制变量个数, SR_{kt} 和 CR_{kt} 分别表示 k 地区在 t 时期的 SO_2 减排量与 CO_2 减排量, $PGDP_{kt}$ 、 EE_{kt} 和 PD_{kt} 则分别指代人均地区总产值、电力行业能源效率和人口密度, Z_{mkt} 为其他控制变量, η_t 和 v_k 分别表示时间和个体的固定效应, ε_{kt} 为随机误差项, α 为常数项。

协同减排的扩张机制分析中,主要探讨电力行业内部由于因素间相互作用而产生的协同减排效应

放大路径,具体思路为:以CO₂减排量为路径起点,其他经济、社会及技术等因素作为施加影响的变量,明确这些变量通过作用于CO₂减排量而对SO₂减排产生的影响程度(即对协同减排产生的影响)。本部分基于模型(6),通过添加电力行业的相关解释变量与CO₂减排量的交互项来说明CO₂减排活动作用于SO₂减排的传导路径与扩张机制,具体设计如模型(7):

$$SR_{kt} = \alpha + \beta_1 CR_{kt} + \xi_1 CR_{kt} \times EE_{kt} + \xi_2 CR_{kt} \times RDE_{kt} + \xi_3 CR_{kt} \times FI_{kt} + \beta_2 PGDP_{kt} + \beta_3 PGDP_{kt}^2 + \beta_4 EE_{kt} + \beta_5 EE_{kt}^2 + \beta_6 IPD_{kt} + \sum_m \sum_n Z_{mkt} + \eta_t + v_k + \varepsilon_{kt} \quad (7)$$

模型(7)中,电力行业相关变量为能源效率EE、固定资产投资FI和研发经费支出RDE。

在内生性问题与稳健性检验的处理上,仍使用模型(6),分别基于全样本和地区样本进行分析,并通过GMM估计与半参数估计实现内生性与稳健性的判断。

2. 数据说明与变量选择

本文所用面板数据观测截面为除中国港、澳、台地区和西藏自治区之外的30个省份的电力行业,时间跨度为1993–2014年。所用数据、数据来源及相

关描述性统计见表1。由于本文使用原始数据进行实证分析,需要通过调整数据单位以尽量避免估计结果出现极大值或极小值而难以解释。经表1所示的量纲调整,各数据统计特征的差异在可接受范围内。

对于核心解释变量——CO₂减排量,主流的核算方法之一由IPCC于2006年提出,即利用能源消耗与相应的碳排放系数推算减排量;方法之二为采用当年总产值与当年碳强度变化(较上一年)之积计算碳减排量(Zhou et al., 2013)。由于本文旨在揭示CO₂减排引致的SO₂协同减排数量与机制,因此需要以二者的绝对减排量为基础。此外,“十三五”规划中将“强度减排”与“总量减排”综合形成双控目标,总量控制也将与强度控制一同占据重要地位。上文中提到,水电和风电几乎不排放CO₂,并且各地区火力发电的能源投入仍以化石燃料为主,因此,本文CO₂排放源主要考虑火力发电。天然气发电虽然也产生CO₂排放,但使用天然气发电的省份极少。综上,本文借鉴IPCC的碳排放测算思路对各省火力发电CO₂排放进行测算。

表1 变量描述性统计

变量	单位	代码	初始数据来源	均值	标准差	最小值	最大值
SO ₂ 减排量	万吨	SR	《中国环境统计年鉴》 《中国环境年鉴》	0.10	8.01	-52.30	31.39
CO ₂ 减排量	万吨	CR	各省份统计年鉴 中国自愿减排项目信息服务网(CCER Pipeline)	-396.32	825.11	-5620.33	2849.74
城镇人口比重	%	PUP	各省份统计年鉴	44.65	16.13	14.93	89.60
地区人口密度	人/km ²	PD	《中国统计年鉴》	401.69	544.42	6.47	3850.79
人均地区生产总值	万元	PGDP	《中国统计年鉴》	5.07	5.86	0.16	35.03
电力行业固定资产投资	亿元	FI	《中国能源统计年鉴》	316.88	369.75	2.30	2861.73
电力行业R&D经费支出	亿元	RDE	《中国科技统计年鉴》	1.09	1.60	0.02	10.21
二次产业产值占比	%	PSI	《中国统计年鉴》	45.75	7.78	19.80	65.30
电力行业能源效率	万元/吨标准煤	EE	《中国能源统计年鉴——地区能源平衡表》 《中国统计年鉴》	0.89	2.25	0.04	34.34
平均气温	摄氏度	TEM	《中国环境统计年鉴》 《中国环境年鉴》 《中国统计年鉴》	14.43	5.06	4.30	25.40

资料来源:作者计算整理。

(1)将各省份能源平衡表中火力发电的能源投入归纳为煤品和油品两类,煤品主要选取原煤、洗精煤、其他洗煤和焦炭,油品则由原油、燃料油、汽油和柴油构成。

(2)计算各种能源的CO₂排放系数,计算原则为:能源CO₂排放系数=平均低位发热量(TJ/吨)×单位热值含碳量(吨碳/TJ)×碳氧化率×44/12^①。

(3)计算煤品和油品的CO₂排放系数,二者分别由相应能源组合的CO₂排放系数均值^②得到。最终,利用能源消耗与CO₂排放系数之积计算CO₂排放量,进而得到其减排量。详细计算过程如下:

$$CE_{kt} = \sum_{h=1}^2 (E_{hkt} \times \overline{EF}_h) (h=1, 2) \quad (8)$$

$$CR_{kt} = CE_{k,t-1} - CE_{kt} \quad (9)$$

上式中, $\overline{EF}_h$ 代表CO₂排放系数,下标h代表煤品和油品两类能源, E_{hkt} 为k地区在t时期能源h的消耗量。CE和CR分别代表CO₂的排放量和减排量。方程(9)可得k地区在t时期的CO₂减排量。

关于本文被解释变量——SO₂减排量,由于分地区电力行业SO₂排放数据的不可获得性,因而利用赋权法对各省份历年电力行业SO₂减排量进行计算。本文主要考虑权重的两种计算方法:一是利用不同省份的电力、热力生产供应业产值占比作为污染排放的权重;二是利用不同年份中国电力行业SO₂排在工业总SO₂排放中的占比。前者虽然同时考虑了时间和地域的差异性,但各省份在考察期内的SO₂减排量计算结果脱离实际;后者虽然可能忽略地域差异,但SO₂减排计算结果更贴合实际。基于此,本文选择后者作为权重计算标准。各省份某一时期的电力、热力生产供应业SO₂减排量计算过程如下:

$$SE_{kt}^{power} = TSE_t^{power} / TSE_t^{indus} \times SE_t^{indus} \quad (10)$$

$$SE_{kt}^{power} = SE_{k,t-1}^{power} - SE_{kt}^{power} \quad (11)$$

其中,power和indus分别代表电力行业和工业,SE、SR、TSE分别代表各地区SO₂排放量、各地区SO₂减排量、全国SO₂排放量。

Grossman et al.(1994)较早提出并利用实证手段证明了影响环境的三大直接因素——经济规模、经

济结构和技术效应。基于学者的研究经验和前述模型生成过程,本文对影响SO₂减排的解释变量(除CO₂减排量以外)作以下选取和分类:①社会因素。主要选取城镇人口比重(PUP)和人口密度(PD),前者由城镇人口占地区总人口的比重计算,作为城镇化水平的代表变量。如张鹏杨等(2016)所指出的,城镇化水平高低可代表市场潜力的大小;人口密度由地区总人口与陆地面积之比计算,两者均可通过影响电力需求改变该行业SO₂减排量。②经济和技术因素。人均地区生产总值(PGDP)用于刻画各省份的综合经济发展状况。电力行业的固定资产投资(FI)使用国有经济的固定资产投资额,理由在于中国电力行业的所有制结构仍以国有为主且电网几乎完全国有,并且,部分地区电力行业的全社会固定资产投资指标有缺失。电力行业研发经费投入(RDE)用于刻画该行业的技术支持,该数据为各省份总研发经费投入赋予权重而得,权重为历年国家电力行业研发经费投入占总研发经费投入占比。为消除价格影响,以上变量均通过居民消费价格指数转换为1990年不变价。二次产业产值占比(PSI)用于描绘工业产值贡献度,工业用电长期以来占全社会用电总量的70%以上,二次产业比重大小会对SO₂减排量产生影响。③能源因素。由电力行业能源效率(EE)代表,指每吨标准煤的行业产值。④自然因素。主要考虑各地区平均气温(TEM),选取各省份主要城市的平均气温为该省代表,这里考虑省份年均气温数据缺失严重而选此处理方法。

五、实证检验与结果分析

1. 协同减排的基准回归

为避免“伪回归”问题,本文对所有变量进行单位根检验。所涵盖检验方法有:LLC检验、HT检验、IPS检验、Fisher-ADF检验和Hadri-LM检验,除Hadri-LM检验无法拒绝“所有面板单位均为平稳过程”的原假设外,其余检验在做了加入趋势项并缓解截面相关的处理后,均可拒绝面板单位根的存在性,说明变量平稳性较好。在协整检验中,也均可显著拒绝“不存在协整关系”的原假设。

通过对组间异方差、组内自相关及组间同期相关进行检验,前两者对应的Wald检验结果显示存在组间异方差与组内自相关;由Friedman、Frees和Pesaran提出的检验方法显示存在组间同期相关,可行广义最小二乘(简称FGLS)法可解决上述问题。一般FGLS方法仅解决了组内自相关问题,而全面FGLS法可同时考虑组内自相关、组间异方差和组间同期相关问题,更具估计有效性。相比之下,普通最小二乘(简称OLS)法与固定效应(简称FE)模型的估计稳健性更佳。本文将四种方法下的估计结果进行对比,估计结果如表2,整体系数估计值波动较大。方法(1)和(2)与方法(3)和(4)的估计结果相比,前两种方法由于稳健性较好,估计标准误低于后两种方法。但由于FGLS法下估计有效性有所提升,后两种方法下整体估计显著性有明显提高,另基于全面FGLS法可以较好地解决自相关与异方差问题,这里选择方法(4)进行结果分析。

针对本文核心研究内容——协同减排,方法(4)

的估计结果显示:电力行业CO₂的减排活动会显著影响SO₂的减排量,每增加1万吨CO₂减排会使SO₂的减排量增加0.0013万吨,证实了电力行业中协同减排的存在性。实际上,受到早期水污染物协同控制的启发,大气污染与温室气体协同控制的理念迅速发展,并经历了“二者独立考虑→环境政策的协同效应评估→二者协同控制”的演化。近年来的环境政策中将电力行业纳入重点控排行业之一,并在全国范围内的燃煤电厂推行污染物“超低排放协同控制技术”,在缩减化石能源利用、减少CO₂排放的同时,达到了硫、氮、烟尘等污染物的协同减排。电力行业超低排放技术改造实施范围不断扩大,引发了协同减排过程,加速了国家绿色能源发展与智慧能源建设进程。

其他控制变量中,人均GDP与SO₂减排量存在非线性关系。依据环境库兹涅茨曲线,经济增长的过程促使SO₂减排量增加,但经济发展稳定和减排技术成熟后,SO₂减排潜力变小,减排量随之下降。电力

表2 基准回归结果

	(1)OLS	(2)FE	(3)一般FGLS	(4)全面FGLS
CR	0.0013*** (0.0003)	0.0012*** (0.0004)	0.0015*** (0.0008)	0.0013*** (0.0001)
PGDP	0.4213*** (0.1402)	0.9053*** (0.2831)	0.9337*** (0.4540)	0.7486*** (0.0684)
PGDP ²	-0.0115*** (0.0041)	-0.0225** (0.0086)	-0.0239** (0.0102)	-0.0193*** (0.0016)
EE	-0.2714* (0.1456)	-0.0592 (0.2254)	-0.2809** (0.3437)	0.4514* (0.3139)
EE ²	0.0090* (0.0049)	0.0055 (0.0072)	0.0128* (0.0091)	0.0218** (0.0112)
PD	-0.0002 (0.0003)	-0.0002 (0.0011)	-0.0007 (0.0030)	0.0006 (0.0025)
FI	0.0022*** (0.0005)	0.0031*** (0.0009)	0.0034*** (0.0016)	0.0031*** (0.0002)
RDE	0.3374*** (0.1128)	0.4235** (0.1746)	0.0944* (0.4879)	0.0671*** (0.0595)
PSI	-0.0132 (0.0160)	-0.0434 (0.0521)	-0.0521** (0.0976)	-0.0462*** (0.0073)
PUP	-0.0205 (0.0195)	0.0847 (0.0590)	0.1063* (0.0545)	0.0994*** (0.0116)
TEM	-0.0015 (0.0328)	1.0440** (0.4379)	0.6884 (0.6339)	0.5957*** (0.0413)
Constant	-0.0674 (1.4568)	-23.0300*** (7.8797)	-20.8603*** (7.8066)	-12.9076*** (2.0134)
Observations	660	660	660	660
调整后的R ²	0.3602			
组内R ²		0.6010		
个体效应	✓	✓	✓	✓
时间效应		✓	✓	✓

注:方法(1)使用了以各省份为聚类变量的聚类稳健标准误;*、**、***分别代表估计值结果在10%、5%、1%的置信度水平上显著,括号内为标准误;下文实证过程均控制个体效应与时间效应,故下表中不再体现。

资料来源:作者利用Stata13.1软件计算。

行业能源效率也有非线性影响,期初能效提高会使SO₂减排量降低,随后才恢复上升趋势,如胡秋阳(2014)所证实:提高能效会产生行业增长、能源需求扩张的“回弹效应”,因而电力行业SO₂减排可能受该效应影响而出现能效增加、SO₂减排量减少的情况。电力行业固定资产的增加及技术研发的推进可提升生产过程清洁度,因而固定资产投资和研发经费投入对SO₂减排均有促进作用。二次产业产值占比的系数显著为负,因为工业化程度增加可引发电力需求增长,从而降低SO₂减排量,该结果与史丹和冯永晟(2015)的研究结果相近。

根据表2协同减排的估计系数与CO₂历史减排量的乘积,可得到电力行业SO₂的协同减排量。图1刻画了SO₂协同减排量与历史减排量在样本考察期内的年均值对比。其他条件不变的情况下,将协同减排量与历史减排量年均值进行对比可知,天津、黑龙江、江苏、浙江、安徽、湖北、贵州、山西等省份的电力行业SO₂会有高于历史值2~66倍的减排空间;北京、上海、山东、四川等地在考虑协同减排情形后减排潜力提升较低,大致在0.2~1倍之间。由于产业结构调整空间、技术创新能力及能源资源禀赋等方

面存在的区域异质性,不同地区的协同减排潜力会呈现多样性特征。

另有部分省份的协同减排量和历史减排量均出现负值,但这些地区双负值的含义不尽相同:在江西、云南、青海,协同减排量的绝对值小于历史减排量的绝对值,说明协同减排的存在性能够缓解SO₂排放,但河北、吉林、内蒙古、福建、河南、湖南、广东、海南、重庆、甘肃、宁夏、新疆等省份在考虑协同减排的情形后反而加剧了SO₂的排放。Kolstad et al.(2014)和Ren et al.(2010)指出,当温室气体排放规制释放收紧的信号后,生产部门会在短期内快速提高能源消费,来为后期可能出现的能源紧缩性产能下降囤积产量,或寻找替代能源(这种方法往往因成本较高而被企业弃用),进而产生由于温室气体减排政策制定缺乏科学性所引致的空气污染排放加剧这一问题。此外,“协同增排”的异常情况也出现在了广东这类发达省份,说明该地区污染物排放已成为稳定经济发展的刚性需要并冲抵了减排活动产生的效用。由于经济技术发展相对成熟后,SO₂对CO₂产生的协同减排弹性已十分敏感,故协同减排可能急剧加重污染物排放。

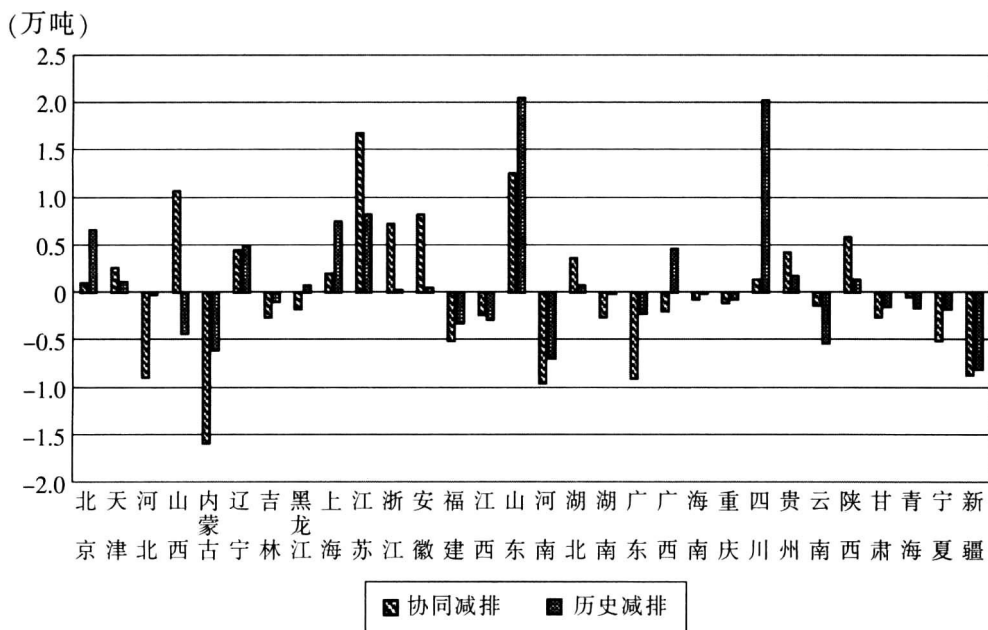


图1 SO₂协同减排量与历史减排量的年均值对比

资料来源:作者绘制。

2. 协同减排扩张机制分析

本部分将通过探讨电力行业研发经费投入、固定资产投资、能源效率与CO₂减排量的交互作用,梳理SO₂协同减排的扩张机制,结果见表3。对比模型(1)与模型(2),控制交互作用后CO₂减排量系数有微弱上升,研发投入的影响不再显著,而交互项系数显著为负,证明研发经费投入对SO₂减排起到直接影响,但会削弱CO₂减排活动带来的SO₂协同减排效应。中国电力行业研发经费去向除了发电机组与输配电设施的升级更新,当前很多发电企业重点投资于清洁能源发电技术的研发,很多清洁能源电站需要配套火电站设施来维持运行,可能增加SO₂排放(曾鸣等,2013)。因此,研发投入通过作用于CO₂减排可能会产生SO₂“协同增排”的反效果,而国家广泛推行的烟气深度净化与脱硫脱硝的超低排放等技术研发则能更好抑制空气污染排放。

将模型(1)分别与模型(3)和(4)进行对比可以发现,通过增加电力行业固定资产投资和提高能源效率,CO₂减排量的估计系数均有更大幅度的提升,意

味着协同减排效应发生明显“扩张”,说明固定资产投资与能源效率改善是协同减排的主要扩张路径。长期以来,电力行业电网建设投资在多项财政支出中名列前茅,发电机组架设与改造、输电配电设施建设与更新、新能源发电设施建造等方面的投资无疑能够改善化石能源主导的结构,并提高能源利用效率,从而达到碳减排与空气质量保护的双重目标;目前中国的电源结构仍然以燃煤发电为主导,从“关小上大”政策、配电输电技术改造,到能源供给侧结构性改革,都是为了最大限度提高能源利用率,那么输出同样电力所耗能源降低,温室气体及污染排放将协同减少。本研究结论支持了中国关于电力设备投资和技术改造等相关政策。模型(5)中反映协同减排效应的CO₂减排量系数较模型(1)也发生了成倍增加,说明多种扩张路径共同作用时也会放大协同减排效应,但研发投入的交互效应仍对协同减排效应产生弱化作用。

依据表3结果,可对交互作用后协同减排效应的扩张程度进行量化。表4为量化结果,主效应即表3

表3 扩张机制的回归结果

	全面FGLS				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
CR	0.0013*** (0.0001)	0.0015*** (0.0001)	0.0035*** (0.0001)	0.0020*** (0.0001)	0.0042*** (0.0002)
RDE	0.0671*** (0.0595)	0.0217 (0.0437)	0.2733*** (0.0548)	0.1743 (0.0491)	0.2415 (0.0437)
FI	0.0031*** (0.0002)	0.0031*** (0.0002)	0.0012*** (0.0003)	0.0031*** (0.0003)	0.0016*** (0.0003)
EE	0.4514* (0.3139)	0.6801* (0.3786)	1.2009** (0.4753)	1.1065 (0.1064)	0.7727 (0.0705)
CR×RDE		-0.0001*** (0.0000)			-4.1×10 ⁻⁵ *** (0.0000)
CR×FI			2.9×10 ⁻⁶ *** (0.0000)		2.9×10 ⁻⁶ *** (0.0000)
CR×EE				0.0010*** (0.0000)	0.0007*** (0.0001)
样本观测值	660	660	660	660	660
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制

注:*, **, ***分别代表估计值结果在10%、5%、1%的置信度水平上显著,括号内为标准误。

资料来源:作者利用Stata13.1软件计算。

表4 CO₂减排量与其他变量的交互效应分析

调节变量	RDE	FI	EE	RDE+FI+EE
主效应	0.0015	0.0035	0.0020	0.0042
偏效应	-0.0001	0.0009	0.0009	0.0015
总效应	0.0014	0.0044	0.0029	0.0057

资料来源:作者计算。

中CO₂减排量CR的系数;偏效应为调节变量均值与交互项系数的乘积;总效应为主效应与偏效应之和。主效应为调节变量取零值时的协同减排效应,并无实际意义,需要与调节变量产生的偏效应相结合才更为准确。表4中最后一行则为最终的协同减排效应,能够看到,研发经费投入的偏效应为负值,说明研发投入的增加会使协同减排效应降低,结合表3模型(1)中的研发经费投入RDE的显著性,意味着研发投入若直接用于SO₂减排的相关活动则效果更好;通过观察交互作用对协同减排产生的扩张效应大小,能源效率改进的作用仅次于固定资产投资增加,将两者总效应与表3中模型(1)的CO₂减排量的估计系数比较,则分别扩大了1.2倍和1.4倍,说明电力行业能源效率改进、固定资产投资增加通过影响CO₂减排活动能够深入强化SO₂协同减排。

3. 内生性问题

内生性问题主要有三种来源:遗漏变量、测量偏误和互为因果关系。虽然面板数据能够缓解遗漏变

量问题,但本文使用的控制变量终究有限,仍有可能遗漏变量;本文关于CO₂与SO₂减排量的数据测算与真实值会有一定差距,可能导致测量误差;正如Kolstad et al.(2014)所持观点,温室气体减排与大气污染防治相辅相成,因此CO₂与SO₂的减排可能互相影响。内生性的存在会导致模型估计出现严重的偏差与不稳健性,综上所述,本文选择工具变量法(简称IV法)对内生性问题进行控制。结果见表5。

首先,确定内生解释变量的存在性。如前文所述,基准模型存在异方差问题,因此使用异方差稳健的DWH内生性检验,如表5尾部左侧报告,两种检验结果均可在10%显著性水平下拒绝“所有解释变量均外生”的原假设,故存在内生解释变量。其次,确定内生变量。对比表中模型(1)和(2),控制CO₂减排量后,很多变量的系数数值大小发生显著变化,大部分估计系数的标准误有所下降,则CO₂减排量可能与其他解释变量相关,故选取CO₂减排量为内生解释变量。

表5 OLS估计与IV估计结果

	(1)OLS估计	(2)OLS估计	(3)GMM估计
CR		0.0013*** (0.0003)	0.0024* (0.0015)
PGDP	0.3129** (0.1332)	0.4213*** (0.1402)	0.6647*** (0.2146)
PGDP ²	-0.0077** (0.0036)	-0.0115*** (0.0041)	-0.0190*** (0.0062)
EE	0.0515 (0.2148)	-0.2714* (0.1456)	-0.5762 (0.4403)
EE ²	-0.0030 (0.0069)	0.0090* (0.0049)	0.0203 (0.0151)
PD	-0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)	-0.0005 (0.0006)
FI	0.0019*** (0.0005)	0.0022*** (0.0005)	0.0022** (0.0009)
RDE	0.2479*** (0.0753)	0.3374*** (0.1128)	0.4449* (0.2349)
PSI	-0.0296 (0.0182)	-0.0132 (0.0160)	-0.0154 (0.0375)
PUP	-0.0178 (0.0216)	-0.0205 (0.0195)	-0.0285 (0.0313)
TEM	0.0017 (0.0397)	-0.0015 (0.0328)	0.0090 (0.0606)
Constant	0.2388 (1.6916)	-0.0674 (1.4568)	-0.1466 (2.4217)
观测值	660	660	630
内生性检验	弱工具变量检验		
Wu-Hausman F	3.6565 (0.0418)	Cragg-Donald Wald F	30.48
Durbin chi2	3.6436 (0.0423)	Kleibergen-Paap Wald F	11.80

注:OLS估计使用了以各省份为聚类变量的聚类稳健标准误;*、**、***分别代表估计值结果在10%、5%、1%的置信度水平上显著,括号内为标准误;内生性检验估计之下括号内为P值。

资料来源:作者利用Stata13.1软件计算。

在解决内生性问题的过程中,工具变量的选择十分重要。本文工具变量选取过程依据以下基本逻辑:CO₂减排量的一阶滞后项能且只能通过影响当期CO₂减排量去影响当期的SO₂减排量。CO₂减排手段可简单归为三类——命令与管制手段、经济手段和自愿减排手段(王毅刚等,2011)。其中命令管制手段运用最为普遍,经济手段主要体现为碳排放权交易等。无论运用哪种减排手段,最终目的在于达到甚至超过预期减排目标。那么在减排目标既定的情况下,企业会根据历史减排情况来选取未来所使用的减排手段:往年减排量较少时会运用减排力度较强的手段(如能源替代、投资减排设备等)来增加未来减排量;而往年减排情况较乐观时,未来则会多考虑更具成本有效性的减排措施(如碳交易中出售配额以获得收益)。基于以上推论,本文认为CO₂的前期减排活动会影响当期CO₂减排量,进而由于当期减排活动的协同效应而影响当期SO₂的减排量。

综上,本文选取CO₂减排量的一阶滞后项作为工具变量。此外,在两阶段最小二乘(简称为2SLS)法下,第一阶段的估计结果也显示CO₂减排量的一阶滞后也对当期CO₂减排量有较好的解释力(估计系数为0.2314,P值为0.001),由于模型(3)在该方法下的估计结果与GMM方法下的结果完全相同,表5中不再报告。根据表5尾部右侧报告的弱工具变量检验结果,

Cragg-Donald 检验并未通过,由于此检验需满足扰动项符合球形扰动的前提假设,进而参考 Kleibergen-Paap 检验。该检验可视为 Cragg-Donald 检验统计量在扰动项属于非球形扰动情形下的扩展,检验结果可拒绝弱工具变量问题的原假设,说明工具变量与内生变量有较好的相关性。本文工具变量个数与内生变量个数相同,故不存在过度识别问题。由于 GMM 估计方法的稳健性相对 OLS 方法较弱,变量的估计标准误有明显提高,核心变量CR的系数显著提高,但显著性减弱。

4. 稳健性检验

现实中可能因为某些变量关系设定偏误而导致稳健性缺乏。参数估计方法必须事先假设总体概率分布形式已知,相比之下半参数估计则能同时缓解非参数估计的“维度诅咒”和参数估计的设定偏误两大难题。因此,本部分将拓宽变量间的关系设定,假设电力行业能源结构与行业内SO₂减排量的函数关系未知,基于半参数估计方法,讨论东部、中部和西部^③三类区域样本下的模型稳定性。

分区域半参数估计结果见表6,CO₂的协同减排效应在区域样本中同样存在,并且西部地区单位CO₂对SO₂的协同减排效应为0.0030的最大值,其余地区样本与全样本的协同减排效应则较接近。不同于其他较发达地区,西部地区长期以来由于地理位置与

表6 分区域半参数估计结果

	半参数估计				FE
	(1)东部	(2)中部	(3)西部	(4)全样本	(5)全样本
CE	0.0010**(0.0004)	0.0008**(0.0003)	0.0030**(0.0011)	0.0012*** (0.0004)	0.0012*** (0.0004)
PGDP	0.4396(0.2913)	2.4503*** (0.5786)	1.6493*(0.7543)	0.9502*** (0.2116)	0.9053*** (0.2831)
PGDP ²	-0.0121*(0.0072)	-0.0790*** (0.0168)	-0.0606*(0.0432)	-0.0171*** (0.0057)	-0.0225*** (0.0086)
EE					-0.0592(0.2254)
EE ²					0.0055(0.0072)
FI	0.0001(0.0022)	0.0022(0.0016)	0.0029*(0.0014)	0.0030*** (0.0007)	0.0031*** (0.0009)
RDE	0.5572*(0.2647)	5.6683** (2.3408)	1.6633(0.9652)	0.2249(0.1122)	0.4235** (0.1746)
样本观测值	263	198	198	659	660
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制

注:半参数估计中指定能源效率EE为非参部分,故该方法下EE及其平方项无系数;本表中所有方法均使用聚类稳健标准误;*,**、***分别代表估计值结果在10%、5%、1%的置信度水平上显著。

资料来源:作者利用Stata13.1软件计算。

资源禀赋的差异而处在城市化初级阶段,这也为西部经济的清洁发展提供了机遇。中国贯穿东中西部的“一带一路”战略使得西部地区不仅承接了东部产业转移,更接触到很多先进的绿色生产模式与节能减排技术,使得西部地区CO₂减排活动尚未出现由协同减排效应向“协同增排”效应的转变,因而协同减排仍有较大的发展空间。

人均GDP仅在东部地区不显著,且该地区人均GDP平方项系数绝对值最小,由于观测期内东部地区经济发展相对成熟,污染排放与经济发展实现了一定程度的“脱钩”,因而宏观经济的发展并未对SO₂减排量产生明显影响;电力行业研发投入仅在西部地区不显著,可能由于电力行业研发投入与行业内人才供给、基础设施等发生断层,致使研发投入的使用效率低下,对污染物减排作用很小。将全样本下的半参数估计模型(4)与固定效应模型(5)进行对比,核心变量CO₂减排量估计系数一致并十分显著,除行业研发投入外,其余变量的估计结果显著性相同且估计值相差较小,总体结果相似,能够进一步支持模型的稳健性。

六、结论与政策建议

本文关于温室气体与大气污染联合治理的协同减排研究可以为中国今后环境政策目标与力度的“精细化管理”提供量化基础。本研究基于历史数据通过计量方法量化了电力行业CO₂减排活动所产生的SO₂的协同减排,并根据区域差异探讨了电力行业协同减排的多样性。通过交互效应分析,明确了协同减排在行业内的扩张机制,为出现协同减排正效用的地区提供了有效的温室气体与大气污染双控的路径参考。研究得出的主要结论有:电力行业的CO₂各种减排活动能引起稳定的SO₂协同减排,说明碳减排政策措施在全国范围内取得了良好的大气污染协同减排效果;由于不同地区在经济成熟度、政策规制强度、减排手段和技术支撑等因素上存在差异,导致部分地区在协同控制路径上存在空气污染物的“协同增排”困境,说明协同减排路径并不具有普适性;通过探讨CO₂减排量与行业内其他因素的交互作用,

发现巩固电力行业固定资产投资与提高能效水平能够使协同减排效应得到放大。

面对低碳转型趋势与绿色发展共同推进的格局,中国各地区需要维持差异化的环境保护和经济发展策略。综合分析各地区电力行业协同减排情况、协同减排扩张机制和分区域估计结果,地处东部的各省份电力行业的CO₂协同减排效应明显,但增加该地区行业固定资产投资似乎并不能起到对SO₂的直接控排作用,东部地区充分利用地理优势,在改善环境、促进经济方面积攒了优渥的技术、人力及资本优势,基建投资得到充分利用且基本饱和,该地区电力行业则可通过针对性投资于CO₂减排项目的建设,通过协同减排的扩张机制进一步深化大气污染治理,该地区的研发投入也能够同时作用于污染物减排与协同效应。中部各省份同时存在协同减排与协同增排的情形,部分省份电力行业仍需舍弃协同减排途径转而提升研发活动投入,这也是与东部省份的重要区别。西部各省份的协同减排情形与中部省份类似,与之不同的是,西部研发投入对SO₂减排影响并不显著,因此部分省份仍需增进对SO₂减排措施的固定投资,其余省份也可通过对CO₂减排措施的固定投资同时发挥协同减排的效用。综上分析,能够看到地域差异性在协同减排过程中扮演的重要角色,实际上,异质性在不同行业间同样存在,这也是未来协同减排研究领域可扩展的方向之一。

基于研究结论与分析,可提出以下政策建议:

(1)地方政府应在电力行业节能减排政策制定实施的同时注重区域差异性。如图1所示,天津、黑龙江、江苏等省份的电力行业SO₂协同减排潜力很大,江苏、云南、青海等省份通过协同减排能够缓解电力行业SO₂排放,那么,这部分地区在政策制定过程中可参考协同减排潜力合理调整政策规制强度与目标,避免政策收紧而阻碍经济稳定发展,同时防止政策宽松而消磨企业节能减排的积极性。北京、上海、山东、四川等地在协同减排情形加入后减排潜力提升较低,应当在政策目标适当调整的同时注意加强温室气体与污染物排放的独立控制。而河北、

吉林、内蒙古和福建等协同减排效应阻碍污染物减排的地区,则应致力于更先进空气污染防治技术的开发与投资,不断推广国家超低排放技术,防止温室气体减排政策的实施过程中出现空气污染日益严重的情况。

(2)巩固电力行业固定资产投资,提高能源利用效率。通过面板实证过程验证,这两种手段能够极大地扩张协同减排效应。因此,除国有资本外,电力行业也可通过吸纳社会资本来提高资金运用的灵活性,辅以投资管理的长效机制,以期为超高临界发电技术、超临界CO₂循环发电技术等先进技改项目提供稳固的资金支持与基础建设支撑,同时仍需维持煤炭高效利用和超低排放等技术的先进性,最终加强温室气体与大气污染物的协同控制与电网区域统筹协调联动发展,为“混合能源时代”低碳、清洁、高效目标的实现奠定基础。

(3)强化电力行业自主创新能力,实现低碳技术和节能减排技术的创新研发“两手抓”。本文全样本实证过程中,研发投入对SO₂减排量的影响是统计显著的。需要注意的是,在扩张机制分析中,研发经费投入阻碍了碳对硫的协同减排。这意味着,低碳技术与空气污染减排技术的研发和应用需要单独考虑,同时进行。创新是电力行业绿色转型的重要引擎,国家重点支持的可再生能源并网及分布式能源等前沿技术的开发已取得一定阶段性成效,同时,针对火力发电的机组节能改造与超低排放技术的推广也应同步推进。通过低碳与低污染排放技术的协同创新,达到与协同减排相同的效果。

感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

注释:

①计算原则中,各能源的平均低位发热量数据来自《综合能耗计算通则》(GB/T2589-2008),单位热值含碳量和碳氧化率数据来自《省级温室气体清单编制指南》(发改办气候[2011]

1041号)。

②依据CO₂排放系数的计算原则,平均低位发热量、单位热值含碳量和碳氧化率三类指标在本文考虑的能源种类中取值较为接近,为便于数据处理,本文取该系数均值作为煤品和油品的CO₂排放系数。

③东部地区所含省份:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南;中部地区所含省份:山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区所含省份:重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

参考文献:

- [1]顾阿伦,滕飞,冯相昭.主要部门污染物控制政策的温室气体协同效果分析与评价[J].中国人口·资源与环境,2016,26(2):10-17.
- [2]侯建朝,史丹.中国电力行业碳排放变化的驱动因素研究[J].中国工业经济,2014,(6):44-56.
- [3]胡秋阳.回弹效应与能源效率政策的重点产业选择[J].经济研究,2014,(2):128-140.
- [4]李嘉,张建高.水污染协同控制[J].水利学报,2001,(12):14-18.
- [5]毛显强,邢有凯,胡涛,曾桢,刘胜强.中国电力行业硫、氮、碳协同减排的环境经济路径分析[J].中国环境科学,2012,(4):748-756.
- [6]史丹,冯永晟.中国电力需求的动态局部调整模型分析——基于电力需求特殊性的视角[J].中国工业经济,2015,(10):5-20.
- [7]王毅刚,葛兴安,邵诗洋,李亚冬.碳排放交易制度的中国道路——国际实践与中国应用[M].北京:经济管理出版社,2011.
- [8]闫文琪,高丽洁,任纪佼,冯银厂.CDM项目大气污染物减排的协同效应研究[J].中国环境科学,2013,(9):1697-1704.
- [9]曾鸣,杜楠,李凌云,张鲲.基于计量经济方法的清洁发展机制协同效应和额外性研究[J].华东电力,2013,(2):286-289.
- [10]张鹏杨,李惠茹,林发勤.环境管制、环境效率与FDI——基于成本视角分析[J].国际贸易问题,2016,(4):117-128.

- [11]Ang, B. W.. Decomposition Analysis for Policymaking in Energy: Which Is the Preferred Method[J]. *Energy Policy*, 2004, 32(9): 1131–1139.
- [12]Bollen, J., S. Hers, and B. Van der Zwaan. An Integrated Assessment of Climate Change, Air Pollution, and Energy Security Policy[J]. *Energy Policy*, 2010, 38(8): 4021–4030.
- [13]Burtraw, D., A. Krupnick, K. Palmer, A. Paul, M. Toman, and C. Bloyd. Ancillary Benefits of Reduced Air Pollution in the U.S. from Moderate Greenhouse Gas Mitigation Policies in the Electricity Sector[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 45(3): 650–673.
- [14]Groosman, B., N. Z. Muller, and E. O'Neill–Toy. The Ancillary Benefits from Climate Policy in the United States[J]. *Environmental & Resource Economics*, 2011, 50(920): 585–603.
- [15]Grossman, G. M., and A. B. Krueger. Economic Growth and the Environment[R]. National Bureau of Economic Research, 1994.
- [16]Henneman, L. R. F., P. Rafaj, H. J. Annegarn, and C. Klausbruckner. Assessing Emissions Levels and Costs Associated with Climate and Air Pollution Policies in South Africa[J]. *Energy Policy*, 2016, 89(2): 160–170.
- [17]Jack, D. W., and P. L. Kinney. Health Co-benefits of Climate Mitigation in Urban Areas[J]. *Current Opinion in Environmental Sustainability*, 2010, 2(3): 172–177.
- [18]Kanada, M., T. Fujita, M. Fujii, et al.. The Long-term Impacts of Air Pollution Control Policy: Historical Links between Municipal Actions and Industrial Energy Efficiency in Kawasaki City, Japan[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2013, 58(7): 92–101.
- [19]Kaya, Y.. Impact of Carbon Dioxide Emission on GNP Growth: Interpretation of Proposed Scenarios[R]. IPCC Response Strategies Working Group, 1989.
- [20]Kolstad, C., K. Urama, J. Broome, et al.. Social, Economic and Ethical Concepts and Methods[A]. Edenhofer, O., R. Pichs–Madruga, Y. Sokona, et al. *Climate Change 2014: Mitigation of Climate Change*[C]. New York: Cambridge University Press, 2014.
- [21]Nam, K. M., C. J. Waugh, S. Paltsev, J. M. Reilly, and V. J. Karplus. Synergy between Pollution and Carbon Emissions Control: Comparing China and the United States[J]. *Energy Economics*, 2014, 46(11): 186–201.
- [22]Nemet, G. F., T. Holloway, and P. Meier. Implications of Incorporating Air-quality Co-benefits into Climate Change Policymaking[J]. *Environmental Research Letters*, 2010, 5(1): 75–82.
- [23]Radu, O. B., M. Van den Berg, Z. Klimont, S. Deetman, G. Janssens–Maenhout, M. Muntean, C. Heyes, F. Dentener, and D. P. van Vuuren. Exploring Synergies between Climate and Air Quality Policies using Long-term Global and Regional Emission Scenarios[J]. *Atmospheric Environment*, 2016, 140(9): 577–591.
- [24]Ren, X. L., D. Fullerton, and J. B. Braden. Optimal Taxation of Externalities Interacting through Markets: A Theoretical General Equilibrium Analysis[J]. *Resource & Energy Economics*, 2010, 33(3): 496–514.
- [25]Zhou, J., X. Q. Mao, T. Hu, A. Zeng, Y. K. Xing, and G. Corsetti. Implications of the 11th and 12th Five-year Plans for Energy Conservation and CO₂ and Air Pollutants Reduction: A Case Study from the City of Urumqi, China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 112(2): 1767–1777.
- [26]Zhou, P., L. Zhang, D. Q. Zhou, and W. J. Xia. Modeling Economic Performance of Interprovincial CO₂ Emission Reduction Quota Trading in China[J]. *Applied energy*, 2013, 112(16): 1518–1528.