

在平衡中推动绿色发展：偏向西部的区域协调发展是否促进污染物减排？

韩超 陈震*

摘要：本文以西部大开发为例，研究发现，为实现区域协调发展的政策存在显著的绿色发展效应，经过一系列稳健性检验后结果依旧成立。机制分析表明，区域协调发展政策主要通过技术溢出的方式促使企业提升自身技术效率而降低污染排放，同时还发现清洁产业结构调整以及资源再配置也是推动绿色发展的重要途径。进一步研究发现，高产出水平的企业选择通过提升技术效率的方式进行污染减排，而低产出水平的企业则可能更注重增加污染治理投资。

关键词：环境规制；区域协调发展；绿色发展

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.03.08

一、问题的提出

针对中国区域发展不平衡的问题，中国在不同时期都出台过各种促进区域经济协调发展的政策，包括西部大开发战略、东北地区老工业基地振兴、中部地区崛起等等，主要目标在于促进欠发展地区加快发展进程。区域协调发展政策是典型的区域导向型政策，目前已有不少针对该领域的研究。国外学者对区域政策的定义并不限定于一国针对欠发达地区的扶植政策，还包括开发区、企业园区等，这些研究大多都将关注的重点放在政策的有效性上 (Givord et al., 2013; Neumark and Kolko, 2010)。对于中国区域协调发展的研究集中于西部大开发、东北振兴等战略。现有研究或者聚焦于地区生产总值的增长 (刘生龙等, 2009; 刘瑞明和赵仁杰, 2015; Jia et al., 2020)，或者聚焦于偏向性发展带来的资源配置效率损失等问题 (陆铭等, 2015)，但对于经济增长外其他问题的关注较为缺乏。地区经济增长以及整体经济的资源配置效率等是探析区域协调发展战略影响中必须考虑的重要方面，但仍有其他诸如绿色转型等问题值得关注。

针对环境污染方面的研究包括分析环境政策有效性 (Greenstone, 2004)、外商直接投资与环境污染的关系 (Eskeland and Harrison, 2003) 和环境污染对健康的影响 (Chen et al., 2013) 等。中国区域协调发展战略的实施将直接改变当地的经济水平，

* 韩超、陈震，东北财经大学产业组织与企业组织研究中心。通信作者及地址：陈震，辽宁省大连市沙河口区尖山街 217 号东北财经大学产业组织与企业组织研究中心，116025；电话：13733359855；E-mail: lucien9799@163.com。本文得到国家自然科学基金面上项目 (72173015; 71774028)、国家社会科学基金重大项目 (22&ZD102、18ZDA042) 资助。特别感谢南京审计大学张华教授支持，感谢编辑部和匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。

而经济发展水平影响绿色发展的理论主要与环境库兹涅茨曲线有关。经济发展与环境污染排放之间存在库兹涅茨倒“U”形关系（王敏和黄滢，2015），有文献研究指出中国经济发展与环境污染之间并不是不可调和的（郑新业和张阳阳，2019），通过带动技术升级和产业结构转型，中国在实现经济增长的同时仍有很强的污染减排潜力（余泳泽和杜晓芬，2013），而不完善的官员晋升制度、地方政府与污染企业的合谋则会加重发展与环保之间的矛盾（郭峰和石庆玲，2017）。需要关注的是，除了现有文献提到的增长等方面外，中国的区域协调发展战略在绿色发展方面发挥了什么作用？按照污染避难所理论，西部等欠发达地区在区域协调发展中往往会承接东部发达地区的高污染密集型产业，从而带来污染恶化问题。污染避难所理论认为，环境污染的成本是企业进行选址的重要因素（Copeland and Taylor, 1994）。然而，中国区域协调发展战略究竟能否对绿色发展产生影响还需要科学审慎地思考和研究，不能简单地依赖传统理论进行回答。

在区域协调发展战略下能否实现生产生活绿色转型、主要污染物排放量持续减少？其内在影响机制又是如何发挥作用的？通过以上问题的回答，希望可以为未来更好地实施中国特色区域协调发展战略提供经验支撑与启示。相比于现有研究，本文可能在以下几点存在边际贡献：给出了以西部大开发为代表的中国特色区域协调发展战略推进绿色发展的证据，并解析了其中的内在逻辑与机制；示意性地给出了西部大开发为代表的中国特色区域协调发展战略实施的生态收益与经济成本。本文的余下内容安排如下：第二部分梳理凝练中国特色区域协调发展战略的实施及典型性事实；第三部分为研究设计与变量说明；第四部分为基准分析与稳健性检验；第五部分为机制探析与异质性分析；第六部分进一步进行示意性的成本收益分析；最后部分总结全文并给出进一步启示。

二、区域协调与绿色发展：西部大开发与污染减排的内在关系

西部大开发是中国最早提出并实施的区域协调发展政策，且是影响最大的区域性战略，其覆盖面积最广、实施时间最长（刘瑞明和赵仁杰，2015）。2000年1月，国务院西部地区开发领导小组正式成立，并于同年3月正式开始运作，确定西部大开发的政策范围为山西、甘肃、宁夏等12个省、自治区和直辖市以及3个民族自治州。2000年《国务院关于实施西部大开发若干政策措施的通知》、2007年《西部大开发“十一五”规划》以及国家“十五”“十一五”期间西部大开发任务与相关措施均与生态保护有一定关系。¹因而，从西部大开发战略入手，分析区域协调发展是否带来更好的环境污染排放绩效更具有代表性和现实意义。

通过表1的政策梳理可以明显看出，中央政府对生态建设和环境保护提出了大量的政策措施。同时，为了防止东部高污染、落后产能向西部地区转移，政府也出台政策进行明令禁止。除了中央政府的政策，西部地区各地方政府也出台政策保护生态环境。陕

¹ 由于篇幅限制，“十五”和“十一五”期间西部大开发的主要任务未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网（<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>）下载附录。

西省在2000年提出对省内重要江河源头和流域制定环境保护计划,禁止建设有污染的项目,推进黄河水污染防治工作,并在2001年政府工作计划中提出加强对生态环境的投资²,类似的政策安排在贵州、内蒙古等省份也存在³。在现有的研究中,一部分文献将关注点聚焦于西部大开发的经济增长实施效果上(刘生龙等,2009;Jia et al.,2020;刘瑞明和赵仁杰,2015),另外,还有一部分文献关注西部大开发对收入差距(毛其淋,2011)的影响。那么,西部大开发战略是否能如其目标制定和政策实施的那样,实现生态环境保护和污染物排放降低?同时,在这一过程中地方政府与企业的应对行为是什么?这些问题仍有待进一步的研究。

表1 西部大开发政策目标及措施梳理

时间	主要目标与措施	文件名称
2000年10月	<ol style="list-style-type: none"> 1. 提高中央财政建设资金用于西部地区的比例 2. 加大财政转移支付力度 3. 西部地区国家鼓励类产业的企业,减按15%的税率征收企业所得税 4. 将生态环境建设设为优先布局项目 5. 增加对西部地区农业、生态环境保护建设信贷支持 	《国务院关于实施西部大开发若干政策措施的通知》
2001年12月	以西部地区为重点,大力进行生态环境保护和建设,鼓励和支持各类社会资金投入环境保护	《国务院关于国家环境保护“十五”计划的批复》
2001年12月	<ol style="list-style-type: none"> 1. 西部地区国家鼓励类产业企业,在2001—2010年减按15%征收企业所得税 2. 民族自治地方的内资企业可以定期减征或免征企业所得税,外资企业可以减征或免征地方所得税 	《财政部、国家税务总局、海关总署关于西部大开发税收优惠政策问题的通知》
2002年2月	<ol style="list-style-type: none"> 1. 加强生态建设和环境保护 2. 推广与应用生态环境建设相关应用技术 	《“十五”西部开发总体规划》
2002年12月	<ol style="list-style-type: none"> 1. 进一步加强生态环境保护 2. 防止东部污染企业、被淘汰的落后工业设备向西部转移 	《国务院办公厅关于做好2003年西部开发工作的通知》
2004年3月	<ol style="list-style-type: none"> 1. 环境保护是重要任务和切入点,加强工业污染防治 2. 严格控制被淘汰的生产工艺、设备转移到西部地区 	《国务院关于进一步推进西部大开发的若干意见》
2007年1月	<ol style="list-style-type: none"> 1. 发展优势产业,发展高技术产业 2. 主要污染物排放总量降低10%,加大水污染综合防治力度 3. 进一步加强对西部转移支付、税收优惠,加大对西部金融支持 	《西部大开发“十一五”规划》
2007年8月	优先安排中西部地区经济技术开发区污水、生态环境建设项目的财政贴息资金	《中西部等地区国家级经济技术开发区基础设施项目贷款财政贴息资金管理办法》

² 《陕西省人民政府关于加强生态保护工作的通知》《陕西省人民政府关于印发黄河经济协作区在西部大开发中进一步加强联合与协作的实施意见》《陕西省人民政府关于印发陕西省2001年国民经济和社会发展计划的通知》。

³ 《贵州省人民政府办公厅关于做好2003年西部开发工作的意见》《2005年贵州省政府工作报告》《内蒙古自治区人民政府关于在西部大开发中加强环境保护工作的措施》。

(续表)

时间	主要目标与措施	文件名称
2010年8月	1. 加强生态建设, 注重环境保护, 强化污染防治, 严禁污染产业和落后生产能力转入 2. 鼓励企业采用节能、节水、节材、环保先进适用技术, 严格执行污染物排放总量控制制度, 实现污染物稳定达标排放 3. 在财税、金融、投资、土地等方面给予必要的政策支持	《国务院关于中西部地区承接产业转移的指导意见》

在对2000—2009年东中西部各区域污染物排放强度变动趋势的描绘中发现, 在2000年西部地区污染排放强度远高于东中部地区, 随着时间推移, 总体上来看各区域的二氧化硫和化学需氧量排放强度均在下降, 西部地区的下降幅度显著大于东中部, 2009—2010年各区域污染排放强度差距缩小。结合相关具体措施及其产生的直接影响, 以及由此蕴涵的经济效应等, 我们尝试去梳理可能的产生减排机制, 如下。⁴

(1) 西部大开发的税收优惠与转移支付等政策有助于企业与地方政府加强环境治理。西部大开发加大了中央对地方政府的转移支付与中央财政投入金, 有助于缓解地方财政压力, 扩大地方政府进行环境治理的“空间”, 地方政府可能会增加进行环保治理的投资。同理, 在企业层面, 政策中采取的税收优惠政策也将在客观上提高其环境治理能力。所得税税负的减少将会促进企业改进生产技术。企业将更有可能利用资金购买新设备、新技术、进行技术升级以提升效率抑或是投入创新研发中去, 进而促进企业污染排放降低。

(2) 西部大开发出台的相关政策具有向清洁型产业结构方向调整的可能。在西部大开发的目标中强调要调整西部地区产业结构, 严格限制被淘汰的落后产能转移到西部地区。产业结构调整是影响地区污染排放的一个可能因素。产业结构向第三产业转移将会降低地区污染水平, 在西部的第二产业内部的产业结构调整也可能会促进地区环境质量的改善。

(3) 西部大开发出台的相关政策以引导为主, 未发现明显的“命令控制型”规制政策, 那么技术效率提升而非污染处理效率提升可能是影响污染减排的一个渠道。西部大开发的相关支持政策中, 多次提到通过减税、加大转移支付等资金援助措施来带动发展。“技术效率”层面的污染减排一般指生产过程中的清洁化 (Gutiérrez and Teshima, 2018)。“技术效率”提升主要来自两个途径: 企业创新能力提升以及受其他企业影响的溢出效应。

(4) 西部大开发的相关优惠政策在驱动企业自身行为变动, 进而影响企业层面环境绩效的同时, 其引起的资源再配置效应也有可能驱动加总层面的污染减排。西部大开发对处于西部的国家鼓励类产业的内资企业和外商投资企业, 减按15%的税率征收企业所得税, 同时鼓励和支持各类社会资金投向环境保护领域以及相关产业, 势必会在不同企业间产生资源再配置效应, 而其可能也会对绿色发展产生影响。

⁴ 由于篇幅限制, 该部分内容未在正文展示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

三、研究设计与样本说明

西部大开发在政策制定时选取了12个省、自治区和直辖市以及3个民族自治州, 这为采用断点回归设计(Regression Discontinuity, RD)提供了便利的基础条件。西部大开发所形成的分界线是自然地理分界线, 不存在分界线两侧的县区人为干预分界线划定的情况。与Jia et al. (2020)类似, 本文也将传统的中西部分界线外扩, 纳入了湘西和恩施两个自治州的边界线, 而延边州由于地理位置距分界线太远, 并不纳入本文的研究范围。

首先聚焦于地区层面观察西部大开发是否带来环境绩效提升, 采用公式(1)进行研究:

$$Y_{ct} = \alpha + \beta GWD_c + f(dis_c) + GWD_c \times f(dis_c) + \sum_{s=1}^{15} \gamma_s Seg_s + \delta X_{ct} + \theta_t + \epsilon_{ct}, \quad (1)$$

其中, Y_{ct} 为县区各污染物排放量的自然对数, 主要研究对象为COD(化学需氧量)污染物排放量。之所以选取COD污染物是因为: 水污染的治理是西部大开发中重要的一环; 二氧化硫、氮氧化物等污染气体在边界附近存在扩散现象, 其空间外部性可能会诱致策略性减排行为, 干扰因果效应的识别。 GWD_c 表示县区是否被纳入西部大开发的变量, 分界线左侧的县区 $GWD_c=1$, 否则 $GWD_c=0$ 。 dis_c 为驱动变量, 代表县区 c 距分界线的最短距离, 在西部大开发内的县区距离为正值, 在西部大开发外的县区距离为负值。参考Jia et al. (2020)的做法, 对边界线进行分区, 共分成15个小段。如果县区 c 靠近某一分段 s , 则 $Seg_s=1$, 否则 $Seg_s=0$ 。 θ_t 代表时间固定效应, ϵ_{ct} 为误差项。为控制其他影响污染物排放的因素, 模型中纳入了控制变量 X_{ct} , 包括地区生产总值 $\ln gdp$ (地区实际生产总值取对数)、第二产业比重 $industry$ (第二产业增加值占GDP的比重)、人口密度 $pop_density$ (总人口比土地面积取对数)、城市化水平 $urban$ (城市人口占总人口比重)。以上以货币单位测度变量均使用以2000年为基期的省级层面居民消费价格指数进行平减。对公式(1)的估计主要有两种方式: 参数全局多项式方法和非参数的局部线性回归。本文主要分析中采用局部线性回归进行估计, 并在稳健性检验中采用全局多项式方法进行检验。全局多项式方法的估计结果容易受到阶数选择的影响(Gelman and Imbens, 2019), 局部线性回归能够避免边界上收敛速度慢的问题(Lee and Lemieux, 2010)。为了综合地获得稳健结论, 将带宽设置到100千米、150千米和200千米, 其中100千米带宽为主要研究结果。

本文绘制了自2000年西部大开发实施后, 分界线两侧的县区到分界线的距离与COD污染物排放量之间的关系, 显示西部县区COD排放量明显低于中部县区, 分界线处污染物排放情况存在明显的跳跃, 意味着在分界线处存在断点。进一步地, 本文还描绘了西部大开发实施前后西部地区污染物排放的变化, 将COD排放量按年份加总到城市层面。可以发现2009年西部县区的污染排放情况相比于1999年呈现出排放量降低的

趋势。通过以上示意性描述，可以较为粗略地体现区域协调发展政策可能具有污染减排效应。⁵

本文使用的数据主要由三部分组成：2000—2009年的《中国县域统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》和中国污染企业排放数据库。利用中国污染企业排放数据库，按照县-年份层面对污染物数据进行加总，从而形成各县区的污染物排放指标。采用ArcGis软件测算各县区（以及企业）到西部大开发边界线的最短距离。由于2010年的中国污染企业排放数据库在企业开业时间数据上存在大部分缺失，因而将样本时间限定在2000—2009年。表2给出了主要变量的描述性统计。

表2 主要变量的描述性统计

	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>COD_emission</i>	16 586	12.3845	2.3500	0	15.6637
<i>COD_residual</i>	16 292	0.0000	2.0120	-12.4974	5.6919
<i>lngdp</i>	19 625	7.7181	1.2150	3.2229	12.0338
<i>Industry</i>	19 625	37.7842	15.9949	0.0028	89.6462
<i>pop_density</i>	19 546	5.0055	1.5314	-4.0071	12.1381
<i>urban</i>	19 322	0.1840	0.1426	0.0000	1.0000

四、基准分析

（一）基准结果

基准结果如表3所示。表3的第(1)、(3)、(5)列为控制分区变量和年份固定效应下的不同带宽的估计结果，而第(2)、(4)、(6)列控制各县区的地区生产总值、第二产业比重、人口密度和城市化水平，并讨论不同带宽的估计结果。结果显示，估计系数均为负，并且都通过了显著性水平检验，表明西部大开发政策显著降低了地区污染物排放水平。

表3 基准结果：采用残差进行分析

	<i>COD_emission</i>						<i>COD_residual</i>		
	<100km		<150km		<200km		<100km	<150km	<200km
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>GWD</i>	-0.8399**	-0.7095**	-0.7774***	-0.6703**	-0.8198***	-0.6349***	-0.7812**	-0.6807**	-0.6497***
	(0.3446)	(0.3156)	(0.2969)	(0.2674)	(0.2667)	(0.2410)	(0.3329)	(0.2818)	(0.2492)
Observations	2 898	2 819	4 041	3 926	5 157	5 012	2 819	3 926	5 012
<i>R-squared</i>	0.1628	0.2398	0.1581	0.2446	0.1768	0.2591	0.0144	0.0106	0.0076
控制变量	否	是	否	是	否	是	是	是	是

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为在县区层面聚类标准误；同时控制分区变量、年份变量。

⁵ 由于篇幅限制，该部分内容未在正文展示，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。

为尽可能避免控制变量在断点处可能存在跳跃的情况,排除控制变量等对结果的影响,本文采用COD排放量残差($COD_residual$)作为公式(1)的 Y_{ct} 重新估计。这样用变量的残差进行回归分析可以提高估计的精确度(Lee and Lemieux, 2010);将分区变量、年份变量以及其他控制变量对COD排放量进行回归,回归后所得到的COD排放的残差再进行断点回归,结果如表3第(7)–(9)列所示。在带宽100千米、150千米和200千米内估计,其系数均为负且显著,即显著地降低边界线附近县区COD排放的程度。在西部大开发实施的十年里,地区COD排放量降低了54.21% ($e^{-0.7812} - 1$),后续分析中均采用污染物排放量的残差进行分析。

为了展现西部大开发对污染物排放的影响如何随着时间的推移而变化的,本文进一步按年度进行分析:

$$Y_{ct} = \alpha + \beta_k \sum_{t=2000}^{2009} GWD \times D_t + \sum_{t=2000}^{2009} f(disc) \times D_t + \sum_{t=2000}^{2009} GWD \times f(dis_c) \times D_t + \sum_{s=1}^{15} \gamma_s Seg_s + \delta X_{ct} + \theta_t + \epsilon_{ct}, \quad (2)$$

其中, D_t 为年份虚拟变量,仅在当年取1,其他年份取0。将1999年作为基准年份,其他设定与模型(1)一致。通过回归结果可以发现,COD排放量均存在显著下降的趋势,2001–2002年污染物排放显著降低,2003–2005年减少的趋势减缓。2006年之后,COD排放量进一步显著降低。将距边界线的带宽分别扩宽到150千米和200千米,估计结果均稳健地表现出类似的变动趋势。⁶

(二) 其他污染物排放情况

基准回归中,本文选取COD排放量进行分析。尽管其他指标在因果识别上面存在一些缺陷,但是仍然希望观察其结果。进一步选取了其他污染物排放指标进行分析,包括二氧化硫($SO_2_residual$)、废气($WG_residual$)、废水($WW_residual$)、一氧化氮($NO_residual$)、氮氢化物($NH_residual$),将带宽设定在100千米。回归结果显示,尽管部分污染物分析结果不显著,但仍然可以看到工业污染物的排放量整体存在降低趋势。⁷

(三) 稳健性检验

1. 使用全局多项式方法进行估计

对模型(1)采用全局多项式方法进行估计,结果如表4所示,其中第(1)–(3)列分别对应二次、三次和四次多项式。表4的结果显示,西部大开发均会使县区的COD污染物排放量显著减少,基准结果不依赖于估计方法的选择。

⁶ 由于篇幅限制,回归结果未在正文呈现,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。

⁷ 由于篇幅限制,回归结果未在正文呈现,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。

表4 稳健性检验

	<i>COD_residual</i>	<i>COD_residual</i>	<i>COD_residual</i>	<i>lnGDP</i>	<i>industry</i>	<i>Pop_density</i>	<i>urban</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>GWD</i>	-0.4642*** (0.1585)	-0.4679** (0.1953)	-0.5717** (0.2329)	-0.1120 (0.1355)	2.8386 (2.5036)	-0.1171 (0.1144)	0.0236 (0.0189)
Observations	16 292	16 292	16 292	3 345	3 345	3 340	3 264
R-squared	0.0090	0.0115	0.0117	0.4978	0.2346	0.4603	0.2867
	<i>GWD_west</i>	<i>GWD_east</i>	<i>GWDW</i>	<i>GWDE</i>	<i>GWDE2</i>	去掉边界 10km	去掉边界 30km
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
<i>COD_residual</i>	-0.3375 (0.5046)	0.4529 (0.2975)	-0.4828 (0.4161)	-0.0239 (0.3157)	0.3012 (0.2679)	-0.6857* (0.3854)	-1.3482* (0.7372)
Observations	1 343	3 055	1 802	3 027	4 095	2 603	1 842
R-squared	0.0117	0.0043	0.0038	0.0021	0.0092	0.0092	0.0190
	删除 2006 年后 样本	删除中部六省	<i>MSE</i>	<i>MSE-Two</i>	<i>CER</i>	<i>CER-Two</i>	<i>DID</i>
	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
<i>COD_residual</i>	-0.7547** (0.3625)	-0.5714* (0.3358)	-0.6070*** (0.2227)	-0.6595*** (0.2482)	-0.7119** (0.2765)	-0.7223** (0.3101)	-0.2059** (0.1026)
Observations	1 618	3 212	6 361	5 037	4 124	3 289	18 940
R-squared	0.0109	0.0053	0.0071	0.0076	0.0097	0.0116	0.0261

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为在县区层面聚类的标准误；同时控制分区变量、年份变量和控制变量。

2. 控制变量的连续性检验

本节中对控制变量的连续性进行检验，表4第(4)–(7)列报告了边界线附近100千米内的县区的相关控制变量的回归结果，结果显示在以控制变量为被解释变量的断点回归中，估计系数均不显著，说明各控制变量在西部大开发边界线处不存在断点。

3. 安慰剂检验

西部大开发政策导致的分界线两边污染物排放的跳跃是否真的是由于政策所导致，为此将西部大开发边界线向东 (*GWD_east*) 和向西 (*GWD_west*) 分别移动 200 千米。此外，西部大开发是针对西部各省级地区的区域政策，形成了自然的地理边界，构造“假”的西部大开发分界线也应该考虑行政区划因素。⁸ 分别将西部大开发边界线向西移动一个省份 (*GWDW*)，向东移动一个省份 (*GWDE*)，在东北地区向东移动一市 (*GWDE2*)，以此构造边界线。通过使用伪造的边界线选择 100 千米的带宽，重新估计的结果如表4第(8)–(12)列所示，估计系数均不显著。

4. 其他稳健性检验

(1) 排除企业迁移的影响。通过剔除距离边界线距离最近的县区，可以排除最有可

⁸ 感谢评审专家对此的建设性建议。

能受政策影响而改变选址的企业,分别去掉距离边界线最近10千米和30千米的县,然后重新进行断点回归,如表4第(13)、(14)列显示,所有估计系数均依然显著为负。

(2) 排除同期政策。中部崛起战略在实施时间上与本文的样本时间存在重叠,且与西部大开发一样均为区域协调发展政策,将样本时间在2006年之后的样本删除或者删除中部6个省份,如表4第(15)、(16)列所示,基本结果依然显著为负。

(3) 不同带宽选择。表4第(17)–(20)列分别为均方误差最小的共同带宽(MSE)、均方误差最小的带宽(MSE- T_{two})、覆盖误差率最小的共同带宽(CER)和覆盖误差率最小的带宽(CER- T_{two}),结果显示系数均为负且结果显著。

(4) 考虑双重差分估计。采用DID法将西部地区的全部县区样本纳入进来,来进一步检验基准结果的稳健性。数据样本时间为1998–2009年,生成变量 $Treat = GWD \times post$,2000年之后的样本时间 $post = 1$,结果如表4第(21)列所示。表中DID的估计结果显著为负,基准结果依旧稳健。

五、影响机制与异质性分析

(一) 县区层面可能的机制

1. 清洁型产业结构调整

由于缺乏县域层面生态环保治理投资,先检验西部大开发对基本建设投资的影响。只有当基本建设投资增加时,相应的生态环保投资才会有更大的可能增加。本文采用县域数据中基本建设投资额(*capital*)指标平减后的对数形式进行分析。表5第(1)列所示,西部大开发显著提高了建设投资额,但无法确定其是否增加环保的治理投资。政府还可以通过“疏”的方式,在产业结构上倾向于选择一些清洁的产业。采用沈能(2012)的方式来划分清洁行业和污染行业,并按照年-县区层面加总清洁行业和污染行业的产值到县区层面,构造产业结构变量*clean_pollu_ratio*进行分析,结果如表5第(2)列所示,西部各县区清洁行业生产的比重在提高。

表5 县区的建设投资、产业结构调整、所得税和转移支付

	<i>capital</i>	<i>clean_pollu_ratio</i>	<i>ftax</i>	<i>lntran</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>GWD</i>	0.3105*** (0.0885)	0.1026* (0.0537)	-0.5188*** (0.1565)	0.0127 (0.1191)
Observations	3,244	2,986	2,366	1,439
R-squared	0.7626	0.0563	0.7510	0.6328
带宽	100km	100km	100km	100km

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为在县区层面聚类标准误;同时控制分区变量、年份变量和控制变量。

2. 税收效应和转移支付

西部大开发实施对政府鼓励发展的内外资企业减征15%企业所得税,提高了企业在该地区投资的积极性,会吸引相对清洁环保的产(企)业项目进驻,企业将有更大可能

将资金运用到技术提升或者治理投资上去。相应地，转移支付亦是如此。使用《全国地市县财政统计资料》与县域数据合并，研究各县区所得税和转移支付的变动情况。企业所得税 ($ftax$) 与县区转移支付 ($lntan$) 均为平减后的对数形式。表 5 第 (3) 列表明西部大开发下企业所得税显著减少，企业可能通过税负降低进行技术效率提升和治理投资增加。表 5 第 (4) 列结果显示西部大开发没有造成西部地区转移支付显著的变化。

(二) 企业层面可能的减排机制探析

利用企业层面数据可以更好地剖析其中的影响机制和途径，将断点研究设计聚焦在企业层面，主要采用如下模型设定来进行研究：

$$F_{it} = \alpha + \beta GWD_i + f(dis_i) + GWD_i \times f(dis_i) + \sum_{s=1}^{15} \gamma_s Seg_s + \delta \ln y_{it} + \theta_i + \mu_\rho + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

其中， F_{it} 为 COD 产生量、COD 去除率、专利数量（质量）等变量。同时控制企业规模 $\ln y_{it}$ ，由企业总产值来衡量。 μ_ρ 为四位数行业固定效应，标准误聚类到县区-四位数行业层面，其他与模型 (1) 一致。

1. 排除规制加强和减产的影响

是否存在西部面临的环境规制比东中部更高的情况？以排污费征收强度作为环境规制强度的度量，以此排除在西部实施了更为严格的环境规制。使用 2004 年中国工业企业数据库中排污费 (fee) 数据进行分析，带宽设定在 100 千米。表 6 的 Panel A 第 (1) 列显示，企业排污费并没有显著提高，并没有通过环境规制的加强这一路径降低污染物排放。企业如果面临强有力的环境规制时，为了达到减排要求，可能被迫采取减产的方式以实现规制目标。表 6 的 Panel A 第 (2) 列显示，企业并没有出现明显减产 ($\ln y$) 的情况，排除企业产出减少进而污染排放降低的情况。

表 6 企业层面的减排机制

Panel A: 排除规制加强和减产影响				
	fee		$\ln y$	
	(1)		(2)	
GWD	8.1698		-0.0524	
	(49.7746)		(0.1054)	
Observations	8 846		42 685	
R-squared	0.0615		0.3760	
Panel B: COD 的产生量和去除量				
	$COD_production$	wcr	$COD_treatment$	$water_facility$
	(1)	(2)	(3)	(4)
GWD	-0.8351***	0.0162***	0.1252	0.0029
	(0.2652)	(0.0046)	(0.2162)	(0.0739)
Observations	26 328	22 359	26 660	30 240
R-squared	0.5374	0.2144	0.4990	0.1777

(续表)

Panel C: 技术创新和进步							
	<i>TFP</i>	<i>patent_num</i>	<i>median_quality</i>	<i>mean_quality</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)			
<i>GWD</i>	0.1053 (0.0694)	-0.0176 (0.0451)	-0.0049** (0.0019)	-0.0045** (0.0018)			
Observations	7 025	12 585	12 585	12 585			
R-squared	0.5208	0.0314	0.0447	0.0471			
Panel D: 污染企业和清洁企业环境绩效差异							
	<i>COD_production</i>	<i>COD_treatment</i>	<i>wcr</i>	<i>water_facility</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)			
<i>GWD × pollu</i>	-1.1261*** (0.2693)	0.0143 (0.2220)	0.0159*** (0.0057)	-0.0525 (0.0976)			
Observations	26 328	26 660	22 359	30 240			
R-squared	0.5374	0.4990	0.2128	0.1774			
Panel E: 新老企业在 COD 产生量和去除量的不同							
	<i>COD_production</i>			<i>COD_treatment</i>		<i>COD_emission</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>GWD_new</i>	-0.8260*** (0.2069)	-0.6982** (0.3015)	-0.3849** (0.1758)	-0.2748 (0.1949)	-0.3444 (0.2301)	-0.1320 (0.1763)	-0.2400* (0.1235)
Observations	26 238	26 385	25 258	26 570	26 718	25 580	23 311
R-squared	0.5371	0.2901	0.6984	0.4991	0.3560	0.6672	0.6288
城市变量	否	是	否	否	是	否	否
四位数行业	是	否	否	是	否	否	否
城市-行业变量	否	否	是	否	否	是	是
Panel F: 资源再配置效应							
	<i>COD_emission_G</i>			<i>COD_emission_A</i>		<i>cov_S</i>	
	(1)			(2)		(3)	
<i>GWD</i>	-0.5171*** (0.1619)			-0.1853* (0.1093)		-0.0331** (0.0168)	
Observations	24 319			17 283		24 319	
R-squared	0.4197			0.3518		0.1184	

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 括号内为在县-四位数行业层面聚类标准误; 除 Panel A 的第 (2) 列不控制企业规模, Panel E 如表格所示控制固定效应, Panel F 控制分区-年份、行业-年份的联合固定效应外, 其余的同时控制分区变量、四位数行业、年份变量和企业规模。除 Panel F 带宽设定在 200 千米, 其余带宽均为 100 千米。

2. 污染治理投资方向: 技术效率提升的证据

沿着生产技术效率提升和治理投资增加这两条路径探寻可能的污染减排机制。利用 COD 产生量、重复用水量占比、COD 去除量以及废水治理设施数来分析 COD 排放量的

降低是否是技术效率提升和治理投资增加带来的影响。表6的Panel B第(1)–(4)列分别为带宽100千米情况下对COD产生量($COD_production$)、重复用水占工业总用水量比重(wcr)、COD去除量($COD_treatment$)和废水治理设施数($water_facility$)的断点回归估计结果。结果显示,GWD对 $COD_production$ 的估计系数显著为负, wcr 的系数显著为正,表明企业的COD产生量显著降低、重复用水量占比显著提高。对 $COD_treatment$ 和 $water_facility$ 的影响不显著,综合结果说明,西部大开发在技术效率层面促进了减排。

3. 技术效率提升的来源：内生技术进步还是技术溢出？

技术效率提升是否来自内生技术进步？表6的Panel C(带宽设置在100千米)第(1)列GWD对全要素生产率(TFP)的影响结果显示,西部企业全要素生产率更好,而这个结果并不显著。进一步地,采用企业发明专利数量($patent_num$)以及发明专利质量($median_quality$ 、 $mean_quality$)⁹来分析企业是否存在创新和科技进步的情况,结果如表6的Panel C第(2)–(4)列所示,可以发现西部大开发政策并没有促进企业的内生创新。

那么技术效率提升是否来自技术溢出效应？采用沈能(2012)对污染行业和清洁行业的划分,按照两位数行业代码对企业进行划分,生成变量 $pollu$ 是污染企业则 $pollu=1$, $pollu$ 与GWD项交乘后进行分析,结果如表6的Panel D所示。结果显示,污染企业相比于清洁企业在 $COD_production$ 上显著减少、 wcr 显著增多,在 $COD_treatment$ 上不显著, $water_facility$ 也没有显著变化。相比于清洁企业,西部地区的污染企业在技术效率提升方面表现更好,同时在技术效率水平方面与前沿距离更大,更有利于通过技术溢出提升技术效率。

进一步,将成立时间在2000年及之后的企业定义为新企业,2000年之前成立的企业则为老企业,研究二者在COD产生量和去除量上的区别。具体做法是在断点回归的基础上乘以企业是否为新企业(new)的虚拟变量,得到模型(4):

$$Y_{it} = \alpha + \beta GWD_i \times new + f(dis_i) \times new + GWD_i \times f(dis_i) \times new + \sum_{s=1}^{15} \gamma_s Seg_s + \delta \ln y_{it} + \theta_t + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

其中, Y_{it} 代表企业COD产生量和COD去除量。由于数据所限,本文无法直接测度学习与技术溢出效应,为了尽可能体现溢出效应内涵,可以考虑验证不同范围内的新老企业间技术效率水平的差异。具体思路是:企业的学习与技术溢出效应与所处的空间和行业具有紧密联系,行业差异越小、地理越近,那么其学习与技术溢出效应越突出。表6的Panel E为新老企业在COD产生量和COD去除量上的差异,带宽设定在100千米,其中第(1)、(4)列控制四位数行业固定效应,比较的是同一行业之间,西部新成立的企业相比于原先的企业在环境污染表现上的不同;第(2)、(5)列控制了城市固定效应,分析的是同一城市之间,西部新成立的企业相比于原先的企业在污染处理上的不同;第(3)、(6)列则进一步控制城市-行业联合固定效应,研究身处同一城市同一行业的新企业与老企业在环境绩效表现上的不同。

⁹ 参照产业集中度的测算方法,利用国际专利分类号(IPC分类号)的大组层面信息加权计算。最后采用中位数法和均值法将专利质量加总到企业层面。

表6的Panel E第(1)–(3)列的可以明显看出新企业的COD产生量相比于老企业要显著更少,同时第(7)列表明新企业相对老企业污染物排放也更少,新企业技术效率水平更高。表6的Panel E第(3)列的结果显示,当控制城市-行业联合固定效应之后,估计结果依旧显著为负,通过对比系数可以发现,这一差异相比于身处同一行业(第(1)列)或者同一城市(第(2)列)的新老企业技术效率的差异要更小。这一结果意味着在地理位置更加邻近且处于更相似的行业时,新企业对老企业更有可能存在溢出效应,一定程度上间接表明新老企业间存在学习与技术溢出效应。对表6的Panel E第(3)列所得结果按年份进行分年动态效应估计,结果见图1所示,在西部大开发开始实施时估计系数值较大,随着时间的变化,估计系数逐渐变小,新企业在COD产生量的表现与老企业之间的差异逐渐缩小,间接说明学习与技术溢出效应的存在。

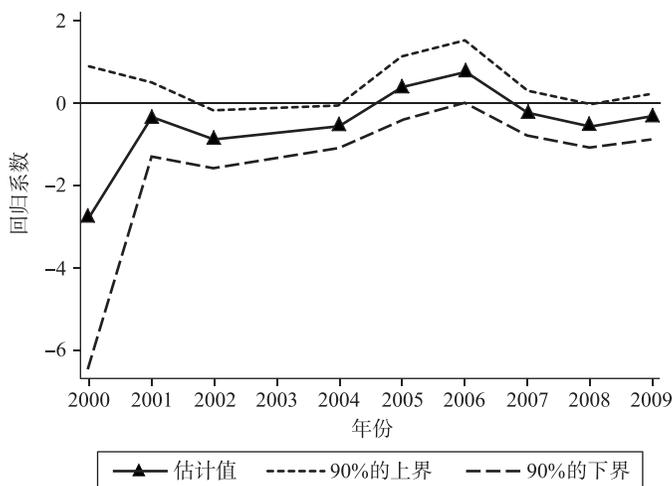


图1 新老企业之间COD产生量差异分年动态

4. 资源配置效应

将企业污染排放数据加总到年度-县区-行业层面(依据企业产出份额加总),参考Bartelsman et al. (2013)的做法,将加总的污染排放分解为未加权平均排放变动和资源配置效应,如式(5)所示:

$$TotalCOD_emission_{ict} = \overline{emission_{ict}} + \sum (s_f - \overline{s_{ict}})(emission_f - \overline{emission_{ict}}), \quad (5)$$

其中, s_f 表示企业产出份额, $\overline{s_{ict}}$ 表示企业平均产出份额, $emission_f$ 为企业污染排放量, $\overline{emission_{ict}}$ 为企业平均污染排放量。将被解释变量替换为加总COD排放量($COD_emission_G$)、未加权平均排放变动($COD_emission_A$)以及OP协方差项(cov_S)进行回归,将带宽设定在200千米。回归结果见表6的Panel F,可以发现在西部大开发政策影响下,资源从污染排放较重的企业转移到较为清洁的企业,产生了污染减排效应。

(三) 异质性分析

按照企业产出水平的不同,在行业-年-是否处于西部上对企业产出水平进行四分,构建 $ytile_i$ ($i=1, 2, 3, 4$), 分别代表企业在产出水平上不同的分位数,将GWD与

ytile_i 做交互项进行断点回归，分析不同产出水平的企业在 COD 产生量与去除量上的差异，结果显示，处在产出水平最低四分位数的企业 COD 产生量为负但结果不显著，而处在产出水平较高四分位数的企业的 COD 产生量为负且结果显著；处在产出水平较低两个分位数的企业 COD 去除量为正，且处在最低四分位数的企业结果显著，而处在产出水平最高四分位数的企业 COD 去除量为负且不显著。这意味着产出水平较高的企业主要通过技术效率的提升来降低污染物排放，产出水平低的企业更倾向于通过增加治理投资来治理污染物排放问题。¹⁰

六、进一步分析：示意性的成本收益分析

在表 5 中发现，西部大开发显著降低了各县区政府的企业所得税收入，而转移支付并没有受到显著的影响，西部地区污染减排主要是以政府所得税的损失为代价来实现的。参考 He et al. (2020) 的做法，企业所得税与污染物排放之间存在的边际替代关系，如式 (6) 所示。

$$MRS = \frac{\text{所得税收入}_{ATE}}{\text{减排}_{ATE}} = \frac{N_{\text{财政统计资料}}}{N_{\text{县域数据}}} \times \frac{\text{taxfee}_{ATE}}{\text{COD_residual}_{ATE}} \quad (6)$$

根据基准回归表 3 第 (7) 列和表 5 第 (3) 列的回归结果，西部大开发下县区的 COD 排放量降低 10%，企业所得税收入要降低 6.27%¹¹。通过《中国环境年鉴》收集西部各省 COD 排放量数据，以 1999 年为基础年份，分析了为实现地区生态环境转好所需要付出的经济代价。通过《中国财政年鉴》收集西部地区每年的财政收入数据，本文将 1999 年作为反事实估计的基础，各年的 COD 减排程度以 1999 年为参照（表 7 第 (2) 列），然后依据每年 COD 减排程度计算当年的所得税损失情况（表 7 第 (5) 列），最终算出每年西部地区财政损失情况，结果如表 7 所示。可以发现，在西部大开发实施的十年里，西部地区各省的财政收入总损失达 9 440.83 亿元。

表 7 为实现污染物排放降低的代价

年份	COD 排放量	COD 减排程度 (%)	财政收入 (亿元)	COD 排放降低 1% 所得税降低百分比	所得税损失	财政收入损失 (亿元)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1999	339.3488	0	878.9359			
2000	336.7745	0.7586	918.2653	0.627%	-0.0048	4.3885
2001	291.9536	13.9665	1 037.4641	0.627%	-0.0876	99.5701
2002	265.2637	21.8315	1 089.5606	0.627%	-0.1369	172.7962
2003	280.8978	17.2245	1 260.1071	0.627%	-0.1080	152.5649
2004	287.127	15.3888	1 984.8923	0.627%	-0.0965	211.9708

¹⁰ 由于篇幅限制，回归结果未呈现，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录。

¹¹ 对于企业所得税来说，当 COD 排放量降低 10% 时，根据式 (6)， $\frac{2\ 366}{2\ 819} \times \frac{e^{-0.5188}-1}{e^{-0.7812}-1} \times 10\% = 6.27\%$ 。

(续表)

年份	COD 排放量	COD 减排程度 (%)	财政收入 (亿元)	COD 排放降低 1% 所得税降低百分比	所得税损失	财政收入损失 (亿元)
2005	293.8765	13.3999	2 464.7333	0.627%	-0.0840	226.0741
2006	187.1877	44.8392	3 059.3635	0.627%	-0.2811	1 196.4998
2007	178.1397	47.5054	4 085.4919	0.627%	-0.2979	1 733.1283
2008	162.5541	52.0982	5 158.3914	0.627%	-0.3267	2 502.4639
2009	154.5	54.4716	6 056.387	0.627%	-0.3415	3 141.3777
2000—2009 年损失总计						9 440.8342

七、结论与启示

本文依托西部大开发, 尝试研究区域协调发展可能存在的污染减排效应, 并探寻其影响机制与路径。经过研究发现, 西部大开发能够显著降低西部地区的污染物排放。通过分析发现, 其主要通过技术溢出的方式促使企业提升自身技术效率而降低污染排放, 同时还发现清洁产业结构调整以及资源再配置也是推动绿色发展的重要途径。同时发现, 不同产出水平的企业, 在污染减排的影响机制上也存在差异。通过以上研究结论, 为了实现区域协调发展与绿色转型, 可能需要在以下几个方面进行思考:

(1) 在稳定可预期的环境治理的背景下, 区域协调发展中的技术溢出将会促进区域绿色发展。绿色发展并不一定完全依靠于严格的环境规制措施, 地区经济的发展也不一定就是以环境损失为代价。与其说对地区、对企业制定严格的减排目标, 区域协调发展更应该考虑如何带动企业进行转型升级、提升技术效率和增强污染末端处理水平, 减少高目标的环境规制对企业的损害, 实现企业活力的提升与污染减排共赢。

(2) 区域协调发展战略实施中应更加关注政策对技术吸收的作用, 充分发挥区域不平衡中的后发优势, 利用技术代差推动转型升级, 尤其是与绿色相关的技术转型升级。有效刺激并发挥区域协调战略实施后区域内企业之间的学习效应。同时, 要进一步消除市场壁垒, 完善市场运行机制, 鼓励要素资源顺畅流动, 促进资源向低污染、高精尖行业流动。

(3) 目前在区域协调发展战略实施中对自主创新的关注较为不够, 未来需要进行综合的探索, 如何在区域协调发展中激发内在的创新动力, 尤其是结合协调发展中的生态禀赋, 引导其进行偏向环境的自主创新。要想实现生产生活方式全面可持续的绿色转型, 唯有依赖企业提高创新能力和产业升级, 这是实现区域协调发展和美丽中国建设的长久之路。

作为总结性结尾, 不得不说本文存在一定的局限性, 而这些局限性可能会影响本文结论的一些推广与引申。本文表明, 西部大开发的区域协调发展战略并不如传统认知的会在西部产生污染避难所效应, 而其只是一个局部均衡的结论。那么, 西部大开发对整体的污染排放是否产生减排效应? 类似区域协调发展的政策往往会带来整体经济的分散而不是集聚, 经济集聚可能会产生负外部性 (Kyriakopoulou and Xepapadeas, 2013),

同时集聚的规模经济性质也有可能产生减排效应，而分散化的经济分布可能会对污染减排带来不利的影 响（陆铭和冯皓，2014；Zeng and Zhao，2009；邵帅等，2019）。因此，本文结论无法给出一般均衡意义上的污染减排效应。尽管如此，本文相关结论依然对于加深对中国西部大开发等相关政策实施的影响与机理的理解具有直接的作用，同时也可以为未来中国实现全面绿色发展提供相关政策建议和启示。

参 考 文 献

- [1] Bartelsman, E., J. Haltiwanger, and S. Scarpetta, "Cross-Country Differences in Productivity: The Role of Allocation and Selection", *The American Economic Review*, 2013, 103 (1), 305-334.
- [2] Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone, and H. Li, "Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2013, 110 (6), 12936-12941.
- [3] Copeland, R., and S. Taylor, "North-South Trade and the Environment", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, (3), 755-787.
- [4] Eskeland, G. S., and A. E. Harrison, "Moving to Greener Pastures? Multinationals and Pollution Haven Hypothesis", *Journal of Development Economics*, 2003, 70 (1), 1-23.
- [5] 郭峰、石庆玲, "官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善", 《经济研究》, 2017年第7期, 第155—168页。
- [6] Gelman, A., and G. Imbens, "Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2019, 37 (3), 447-456.
- [7] Givord, P., R. Rathelot, and P. Sillard, "Place-based Tax Exemptions and Displacement Effects: An Evaluation of the Zones Franches Urbaines Program", *Regional Science and Urban Economics*, 2013, 43 (1), 151-163.
- [8] Greenstone, M., "Did the Clean Air Act Cause the Remarkable Decline in Sulfur Dioxide Concentrations?", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2004, 47 (3), 585-611.
- [9] Gutiérrez, E., and K. Teshima, "Abatement Expenditures, Technology Choice, and Environmental Performance: Evidence from Firm Responses to Import Competition in Mexico", *Journal of Development Economics*, 2018, 133, 264-274.
- [10] He, G., S. Wang, and B. Zhang, "Watering Down Environmental Regulation in China", *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 133 (4), 2135-2185.
- [11] Jia, J., G. Ma, C. Qin, and L. Wang, "Place-Based Policies, State-Led Industrialisation, and Regional Development: Evidence from China's Great Western Development Programme", *European Economic Review*, 2020, (123), 103398.
- [12] Kyriakopoulou, E., and A. Xepapadeas, "Environmental Policy, First Nature Advantage and the Emergence of Economic Clusters", *Regional Science and Urban Economics*, 2013, 43 (1), 101-116.
- [13] 刘瑞明、赵仁杰, "西部大开发：增长驱动还是政策陷阱——基于PSM-DID方法的研究", 《中国工业经济》, 2015年第6期, 第32—43页。
- [14] 刘生龙、王亚华、胡鞍钢, "西部大开发成效与中国区域经济收敛", 《经济研究》, 2009年第9期, 第94—105页。
- [15] 陆铭、冯皓, "集聚与减排：城市规模差距影响工业污染强度的经验研究", 《世界经济》, 2014年第7期, 第86—114页。
- [16] 陆铭、张航、梁文泉, "偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资", 《中国社会科学》, 2015年第5期, 第59—83+204—205页。
- [17] Lee, D. S., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*,

- 2010, 48 (2), 281-355.
- [18] 毛其淋, “西部大开发有助于缩小西部地区的收入不平等吗——基于双倍差分法的经验研究”, 《财经科学》, 2011年第9期, 第94—103页。
- [19] Neumark, D., and J. Kolko, “Do Enterprise Zones Create Jobs? Evidence from California’s Enterprise Zone Program”, *Journal of Urban Economics*, 2010, 68 (1), 1-19.
- [20] 邵帅、张可、豆建民, “经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验”, 《管理世界》, 2019年第1期, 第36—60+226页。
- [21] 沈能, “环境效率、行业异质性与最优规制强度——中国工业行业面板数据的非线性检验”, 《中国工业经济》, 2012年第3期, 第56—68页。
- [22] 王敏、黄滢, “中国的环境污染与经济增长”, 《经济学》(季刊), 2015年第2期, 第145—166页。
- [23] 余泳泽、杜晓芬, “经济发展、政府激励约束与节能减排效率的门槛效应研究”, 《中国人口·资源与环境》, 2013年第7期, 第93—99页。
- [24] 郑新业、张阳阳, “‘两山’理论与绿色减贫——基于革命老区新县的研究”, 《环境与可持续发展》, 2019年第44卷第5期, 第51—53页。
- [25] Zeng, D., and L. Zhao, “Pollution Havens and Industrial Agglomeration”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2009, 58 (2), 141-153.

Promoting Green Development in Balanced Development: Does the Regional Coordinated Development of the Western Region Lead to Pollutant Emission Reduction?

HAN Chao CHEN Zhen*

(Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract: Taking the “Great Western Development” as an example, it is found that there is a significant green development effect of the policy of achieving coordinated regional development, and the results are still valid after robustness tests. Mechanism analysis shows that technology spillover effect promotes enterprises to improve their own technical efficiency, resulting in pollution emission reduced. Meanwhile, industry restructuring and resources reallocation are also important paths to promote green development. Further research reveals that companies with high output levels choose to reduce pollution by improving technical efficiency, while companies with low output levels may prefer to increase pollution abatement investment.

Keywords: environmental regulation; regional coordinated development; green development

JEL Classification: O13, P25, Q56

* Corresponding Author: Chen Zhen, Center for Industry and Business Organization, Dongbei University of Finance and Economics, No. 217 Jianshan Street, Dalian, Liaoning 116025, China; Tel: 86-13733359855; E-mail: lucien9799@163.com.