

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2022.05.006

自由贸易试验区与碳减排 ——基于180个城市面板数据的实证研究^{*}

吴 宏

(浙江财经大学经济学院, 杭州 310018)

摘 要: 自上海自由贸易试验区设立以来,在扩大贸易开放的同时,也面临着一定的环境污染问题。本文基于2007~2017年180个城市的面板数据,运用多时点双重差分法(DID)检验了各城市自贸区设立的环境效应。实证结果表明:(1)自贸区建设发挥了显著的碳减排作用,较自贸区设立以前,设立后平均能够降低7.2%的碳排放增长率,且这一效应在叠加政策考察、反事实检验、控制金融危机影响、PSM-DID等一系列稳健性检验下依然成立;(2)通过中介效应发现,自贸区设立通过规模效应、结构升级效应、资源配置效应和绿色技术创新效应的综合作用使碳排放增长得到有效缓解,且四种效应对环境均产生了正面影响;(3)基于区域异质性,本文发现在沿海地区尤其是珠三角地区设立自贸区片区能够显著减缓碳排放增长,而在长三角地区设立自贸区片区虽然同样减缓了碳排放增长,但未能通过显著性检验,对于内陆地区而言,自贸区片区建立对碳排放增长率的抑制作用并不明显;(4)常住人口规模达到500万的城市对碳排放能够产生显著的抑制作用,但对于常住人口不足500万的城市而言并不显著。因此,在自贸区发展中,应该充分发挥规模效应、结构升级效应、资源配置效应以及绿色技术创新效应,同时要因地制宜地推动自贸区经济效益与环境效益协同发展。

关键词: 碳减排;自由贸易试验区;环境效应;多时点双重差分

中图分类号: F272.3

文献标识码: A

文章编号: 2095—8072(2022)05—0089—19

一、引言

近年来,以美国为首的西方国家多次试图重构国际经贸秩序,为适应和对接国际高标准经贸规则,我国本着“示范先行、辐射带动”的原则分6批相继建立了21处自由贸易试验区(以下简称为自贸区),逐步形成了东中西协调、陆海统筹的全方位开放格局。然而,更加便利化的贸易势必将再一次引发污染产业在全球范围内的转移,我国能否在新一轮贸易自由化的浪潮中,在保证经济稳定增长的前提条件下实现绿色可持续发展目标成为亟待研究的重大问题。

国际能源署(IEA)公开数据显示,2021年我国二氧化碳排放量超过119亿吨,

^{*}基金项目:本文受国家社科基金重大项目“全球产业链重构对全球经济治理体系的影响及中国应对研究”(项目编号:21&ZD074)、国家自然科学基金面上项目“‘一带一路’建设的福利效应估算”(项目编号:71773141)的资助。感谢研究生吴俊皓、赵梦帆为本文所做的数据收集和处理工作。

占全球总量的33%。对此，十九大报告明确指出要“加快生态文明体制改革”，《“十四五”规划》则提出了“生态文明实现新进步”的目标。我国在自贸区建设中也多次强调了生态保护这一要求：首先，我国在自贸区设立之初便明确了发展绿色贸易的目标，绿色贸易主要包括绿色原料和清洁生产、绿色消费和废弃处理、绿色包装和绿色设计、绿色服务以及绿色营销五大要素，对我国生态环境保护有积极的影响作用（徐斌等，2019）。其次，我国相继发布了发展绿色贸易的国家级政策文件，2015年，《国务院关于印发中国（天津）自由贸易试验区总体方案的通知》（国发〔2015〕19号）指出“探索建立绿色供应链管理体系，鼓励开展绿色贸易”，以推动贸易转型升级；同年8月，《商务部关于支持自由贸易试验区创新发展的意见》也提出了“鼓励开展绿色贸易”；2017年，《国务院关于印发中国（河南）自由贸易试验区总体方案的通知》（国发〔2017〕17号）明确了贯彻落实创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念，指明“大力发展服务贸易”“支持先进制造业加工贸易发展”。尽管以上各文件均表明了我国自贸区期望以绿色作为底色，以实现经济高质量发展为目标，然而面对当前艰巨的双碳目标，自贸区建设对环境究竟产生了何种影响仍然需要验证。

鉴于此，本文采用2007~2017年中国180个城市的面板数据，采用多时点双重差分方法考察了自贸区建设对当地碳排放增长率产生的净影响及其作用机制。本文可能的边际贡献在于：第一，由于我国现阶段减碳的首要目标是减少碳排放的增长速度以尽快实现碳达峰，因此本文首次基于碳排放增长率的视角考察了自贸区的环境效应；第二，目前各数据库仅有区县级、省级、国家层面的碳排放统计数据，因此本文利用区县级层面数据构建碳排放增长率与自贸区建设的研究数据集，从更加微观的层面进行实证分析。

二、文献综述与理论机制

（一）文献综述

从现有文献来看，多数学者研究的是自贸区设立的经济效应（王利辉和刘志红，2017；王爱俭等，2020；梁江艳和高志刚，2021；巴曙松等，2021）。其中，部分学者探究了自贸区建设与贸易流动之间的关系（何勤和杨琼，2014；蒋灵多等，2021；康继军和郑维伟，2021），也有学者探讨了试验区对产业结构的影响（黎绍凯和李露一，2019；梁双陆等，2020；方云龙，2020），或者从吸引外资的角度研究了自贸区的引资能力（黄启才，2018；左思明，2018；司春晓等，2021）。然而，有关自贸区设立的环境效应的研究尚不多见。考虑到自贸区设立旨在降低贸易壁垒、扩大开放，必然会促进贸易便利化（肖志明和殷闽华，2018），自贸区建设的环境效应以及贸易自由化的环境效应也引起学者的广泛关注。

贸易与环境的关系研究由来已久，主要有三类观点：第一类观点是“污染避难所

假说”，发达国家为降低由于自身较高的环保标准所带来的成本及费用，将高污染产业转移至环保标准及环境治理成本较低的发展中国家，使发展中国家成为污染避难所（Leonard, 1984; Copeland & Taylor, 1994; 李锴, 2011）；第二类观点为“污染光环假说”，贸易自由化有利于发展中国家从外商直接投资中吸收先进技术，促进绿色技术进步，进而有利于改善生态环境（Fish, 2004; 黄娟和田野, 2012）；第三类观点介于两者之间，即贸易与环境存在“倒U型”关系（Grossman & Krueger, 1991），随后Panayotou（1997）将这种非线性关系命名为库兹涅兹曲线（EKC）。

随着国际贸易的不断发展，越来越多的学者开始关注贸易自由化以及自贸区建设对污染排放的影响效应。Behin & van der Mensbrugghe（1994）分别计算了墨西哥贸易自由化对环境的规模效应、技术效应和结构效应。Natalia et al.（2021）采用2005~2010年数据分析了东盟—中国自贸区建设所产生的环境效应，研究表明自贸协定对生态环境存在负面影响。吴献金和邓杰（2011）利用1995~2007年省级面板数据，实证发现贸易自由化主要通过规模效应使我国碳排放显著增加。黄娟和田野（2012）采用1992~2010年我国东部11个沿海省市的面板数据，分析了自由贸易的环境效应，结果表明自由贸易总体上对环境产生了积极的影响，但规模效应为负，而结构效应和技术效应均为正。孙焱林等（2015）立足于环境污染的“三效应假说”，对中国贸易开放的碳排放作用机制进行了实证研究，结果显示贸易开放总体上增大了碳排放，且该负面作用主要来自规模效应和技术效应。宋鹏等（2017）探究了亚太自由贸易区（FTAAP）的环境效应，研究发现FTAAP对中国的环境影响是以规模效应主导，总体上加重了环境污染。曹翔等（2021）使用工业废水排放量、工业粉尘排放量以及工业二氧化硫排放量等指标测度环境污染程度，利用2005~2018年中国285个城市面板数据实证考察了自贸区建设对环境质量净效应的净效应，发现自贸区建设主要通过结构效应和技术效应显著减小当地的环境污染程度。胡宗义等（2022）选取2008~2017年中国环保重点城市为样本，考察了我国自贸区设立对大气污染浓度的影响，研究发现我国自贸区建设能够显著降低当地的大气污染浓度，且能通过推动邻近非试点城市的产业结构优化和绿色技术创新等方式产生溢出效应。

总的来看，国内针对自贸区设立环境效应的相关文献较少，并且不同学者根据不同的样本数据得出了不一致的结论。此外，近年来我国已踏入新发展阶段，加快实现“双碳”目标是实现可持续发展的迫切需要，二氧化碳排放程度也逐渐成为了我国人民首要关注的环境变量，而国内尚无文献研究我国自贸区设立对碳排放的影响。因此，本文拟从碳排放增长率的角度探究自贸区可能产生的环境效益，进而为推动经济高质量发展、加速实现“美丽中国”远景目标提供实证参考，同时也为自贸区后续建设方案设计提供建议。

（二）理论机制

关于自由贸易与环境污染的相关文献大部分都沿用Grossman & Krueger

(1991)的基本框架进行研究。本文在沿用该经典理论的基础上,加入了资源配置效应,自贸区建设主要通过规模效应、结构升级效应、资源配置效应和绿色技术创新效应四条路径对碳排放产生影响。

(1) 自贸区的规模效应

自贸区建设能够通过更加便利、更低成本、更高效率的贸易政策以及更加简洁的外商投资准入负面清单政策;促进当地对外贸易、吸引更多外商直接投资,进而扩大当地的经济规模。在其他条件不变的情况下,经济规模的扩大对碳排放既存在正面影响又存在负面影响。经济规模扩大一方面能够促进消费,致使高碳生产活动增加、交通运输活动增多,最终导致当地碳排放增加;另一方面经济规模扩大有利于当地政府提供更多资金用于环境治理,且当地居民人均收入随着经济规模扩大而得到提升,会提高对环境质量的需求偏好,进一步促进当地政府加大对生态环境的治理投入,最终有助于抑制当地碳排放。基于此,本文提出假说1。

假说1:自由贸易试验区建设的规模效应对当地碳排放存在增大和抑制双重影响,其最终结果取决于两者的净影响。

(2) 自贸区的结构升级效应

自贸区建设能够促进贸易开放,从而使当地产业结构转型升级,最终对污染排放产生抑制作用。第一,自贸区建设有利于扩大开放,引致更高的经济规模和经济水平,从而促进当地从第一、第二产业加速向第三产业转移的力度,减少环境污染。第二,自贸试验区的建设方案大多贯彻了绿色贸易理念,明确提出了较高的企业绿色环保准入门槛,使大量不符合环保标准的企业无法进入,从源头上抑制了环境污染。第三,各大自贸区皆提出了以“大力发展服务贸易”为建设目标,由此可见,自由贸易试验区可以促进产业结构向绿色化方向升级,从而对环境污染产生抑制作用。基于此,本文提出假说2。

假说2:自由贸易试验区将通过结构效应抑制当地的碳排放。

(3) 自贸区的资源配置效应

已往各地政府的“看不见的手”时常发挥着引导作用,为获取更多外商直接投资,“向底线赛跑”的行为层出不穷,造成了诸多资源浪费及资源错配,对经济发展和生态环境都产生了不利影响。我国自贸区在设立之时就明确了旨在对接高标准国际经贸规则、进一步推动贸易自由化进程、消除政策壁垒,为国内外不同行业、不同所有制的企业尽可能地提供公平竞争的环境。产业在自由贸易园区集聚的同时也加大了企业间的竞争,充分的竞争弱化了政府的干预、加强了市场对要素配置的作用。随着市场化程度进一步深化,与环境相关的资源错配得到有效改善,自贸区“优胜劣汰”的规则能够淘汰一部分产能落后、效率较低的企业,使资源和劳动力向生产效率更高的企业转移,对抑制碳排放产生积极的影响。基于此,本文提出假说3。

假说3:自由贸易试验区将通过优化资源配置抑制所在地的碳排放。

(4) 自贸区的绿色技术创新效应

一般而言技术进步都伴随着积极的碳减排效应：第一，自贸区设立扩大了贸易自由化，通过技术转移和技术溢出，将国外的清洁技术和先进的管理技术转移到国内，从而降低二氧化碳排放，改善环境质量；第二，自贸区建设能吸引外商投资，国外企业对我国的投资会产生逆向技术溢出效应（Feng Hu et al., 2021），对于节能环保意识弱于我国企业的外资而言，也会学习我国企业进行绿色生产，进而缓解我国碳排放增长；第三，各大自由贸易试验区较高的环保要求会促使企业增加研发投入以提高减排技术，提高资源利用率，使资源得到大量节约和循环利用，同时自贸区中企业整体绿色技术水平的提高将逼迫产能落后的企业进行绿色技术创新，最终对环境产生有利的影响。基于此，本文提出假说4。

假说4：自由贸易试验区将通过绿色技术创新效应对所在城市碳排放产生抑制作用。

综上所述，自贸区的设立会通过规模效应、结构效应、资源配置效应、技术效应的综合作用对我国的碳排放造成影响。具体的传导机制如图1所示。

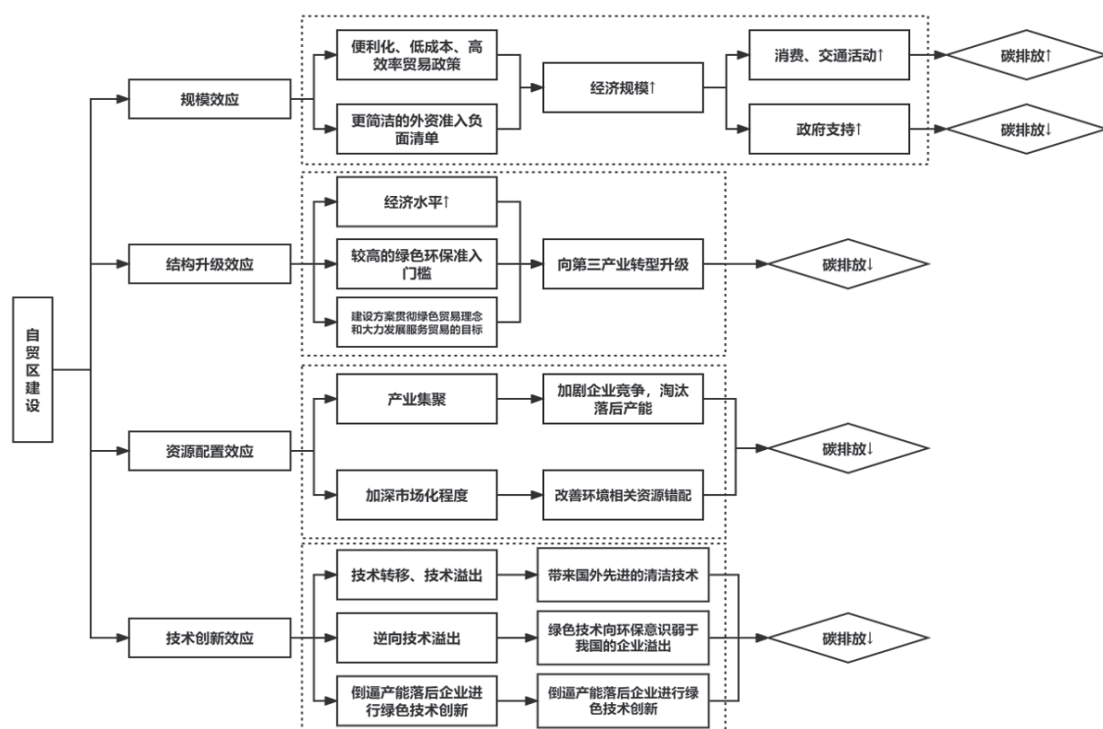


图 1 自贸区建设环境效应的传导机制

三、研究设计

(一) 模型设定

为更严谨地探究自由贸易试验区片区的建立对所在城市二氧化碳排放增长率的影响，本文构建双重差分模型进行分析，把设立自贸区的地级市以及直辖市作为实验

组,把尚未设立自贸区的城市作为对照组。以碳排放增长率作为被解释变量,并控制其他影响碳排放的因素,通过比较实验组和对照组在自贸区设立前后的差异,来估计自贸区设立对碳排放增长率的净影响。本文将基准回归模型设定为以下形式:

$$Rate_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 After_{i,t} \times HSR_i + \gamma Controls_{i,t} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(式)1中,被解释变量 $Rate_{i,t}$ 表示城市二氧化碳排放增长率;下标 i 表示 i 城市, t 表示第 t 年; $After_{i,t}$ 用于识别 i 城市自贸区设立的时间,在自贸区设立当年及之后取1,否则取0; HSR_i 用于识别自贸区的实施片区所在城市,若 i 城市为实施片区则取1,否则取0; $After_{i,t} \times HSR_i$ 为核心解释变量,对于在样本期间尚没有设立自贸区的城市而言,该交互项取值始终为0,对于在样本期间已设立自贸区的城市而言,在设立自贸区之前该交互项为0,在设立自贸区之后该交互项为1; $Controls_{i,t}$ 表示其他影响 $Rate_{i,t}$ 的控制变量; δ_i 表示个体固定效应; φ_t 表示时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。 $After_{i,t} \times HSR_i$ 的系数 β_1 为自贸区设立对碳排放增长率的影响作用,若自贸区的设立加速了碳排放的增长,则 β_1 显示为正,反之,若自贸区设立减缓了碳排放的增长,则 β_1 显示为负,而影响作用的大小显示为 β_1 的绝对值大小。

(二) 内生性处理

为得到系数 β_1 的无偏估计,需要满足 $After_{i,t} \times HSR_i$ 与随机扰动项 $\varepsilon_{i,t}$ 无关的条件,即 $cov(After_{i,t}, \varepsilon_{i,t})$ 与 $cov(HSR_i, \varepsilon_{i,t})$ 均为0。因此,此处对于自由贸易试验区设立的地区以及时间是否具有随机性作如下讨论。

(1) 自由贸易试验区设立地点的随机性。对于如何选择自贸区的片区,并没有相应的政策文件对其筛选标准进行明确地界定。为减小模型的估计偏误,结合2017年以前(包括2017年)已设立的22个自由贸易试验区(共37个片区)所在城市的特征,试提取影响自由贸易试验区选择的先决因素。

参考蒋灵多和陆毅(2021)的做法,本文选取失业率($umemp$)、城市人力资本($humcap$)、外资开放程度(FDI)、基础设施($infros$)、文化设施($culture$)、环境治理($envir$)作为解释变量,此外,将各变量均进行对数化处理。其中城市人力资本采用每万人普通高等学校在校学生数表示,外资开放程度采用城市实际使用外资金额的对数表示,基础设施以城市公路客运量表示,文化设施以城市公共图书馆图书总藏量表示,环境治理则是由城市工业废水排放量来衡量。以城市是否为自由贸易试验片区所在城市($FTZcity$)为因变量,若某一城市为试验片区所在城市,则赋值为1,否则为0。同时,由于自由贸易试验区选择主要参照当地上一年度的城市相关信息,因此解释变量均采用一阶滞后项加入模型中进行估计。采用Logit模型与Probit模型来估计城市被选择为自由贸易试验区片区的概率($FTZcity$),估计结果见表1。其中,列(1)为Logit回归结果,列(2)为Probit回归结果。结果显示,自贸区片区的选择主要受人力资本($humcap$)和外资开放程度(FDI)的影响。此外,自由贸易试验区片区的选择主要受上一年城市特征变量的影响,因此在回归模型中加入上述各解释变量

的一阶滞后项进行估计，以此来控制可能存在的样本自选择问题。

(2) 自由贸易试验区设立时间的随机性。自由贸易试验区是顺应贸易全球化的潮流，积极应对全球贸易竞争白热化阶段的产物，具备一定的不可预期性。在2008年国际金融危机的冲击下，全球深陷债务危机，各国经济疲软。美、欧、日三大经济体连番提出全球贸易新规则，试图拉拢我国与金砖五国“二次入世”，我国对外贸易面临重大挑战，为在新一轮全球贸易规则谈判中占据主动权，我国积极参与其中，由此自由贸易试验区应运而生，先由一小部分地区与新贸易规则全面对接，再逐渐复制、推广到全国各个地区。因此，我国自由贸易试验区建立的时间具有随机性。

(三) 变量选取

为验证自贸区战略对地区碳排放增长率的影响，同时保证双重差分的稳健性，考虑到碳排放受制于多种因素的影响，根据IPAT (Ehrlich & Holdren, 1971) 模型，选取与二氧化碳排放密切相关的若干控制变量。

1. 被解释变量。文中计算了各地级市或直辖市的二氧化碳排放增长率 (Rate)。城市级别的碳排放数据难以取得，本文依据中国碳核算数据库 (CEADs) 提供的2006~2017年中国县级尺度碳排放，^①对每一年、每一个城市的区或县的二氧化碳排放量分别进行汇总，并对后一年与前一年进行差值计算并与前一年的碳排放量相除，从而得到2007~2017年城市层面二氧化碳增长率数据。以碳排放增长率来衡量城市的环境污染情况。表2展示了2007~2017年总体和不同地区碳排放增长率的变化情况。观察可知：第一，我国各地区平均碳排放增长率均表现为先增加后减少的态势；第二，沿海地区较非沿海地区碳排放增长率的下降幅度更大；第三，2007年长三角地区、珠三角地区和京津冀地区的碳排放增长均超过7%，而2017年均已实现负增长。

2. 核心解释变量。我国各地级市和直辖市是否设立自贸区的虚拟变量 ($After_{i,t} \times HSR_{i,t}$)，需用2013~2017年自贸区片区设立的数据。^②对于自贸区设立变量的取值，本文做如下处理：若该地区设立自贸区，则设立之前取0，设立当年及以后取1。表3给出了2013~2017年的自贸区设立情况，其中1个自贸试验区的设立往往伴随着多个片区设立的情况。观察表中的数据可知，我国分别在2013年、2015年以及

表 1 自贸区片区选择的先决因素

	(1)	(2)
	<i>FTZcity</i>	<i>FTZcity</i>
<i>lnumemp</i>	0.260 (0.186)	0.140 (0.098)
<i>lnhumcap</i>	0.263** (0.132)	0.138** (0.069)
<i>lnFDI</i>	0.539*** (0.086)	0.263*** (0.040)
<i>lninfros</i>	0.043 (0.128)	0.035 (0.069)
<i>lnculture</i>	0.186 (0.148)	0.140* (0.077)
<i>lnenvir</i>	-0.128 (0.124)	-0.080 (0.065)
观测值	1749	1749
拟合优度	0.280	0.278

注：模型控制了年份固定效应，括号中为稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

① 由于外商直接投资、年末常住人口数据在2007年以前存在大批量的缺失，为保证面板数据的平稳性，故选取2007年作为数据起始年份，且中国碳核算数据库 (CEADs) 报告的城市层面的碳排放数据并不连续，需要利用县级层面数据进行计算。

② 截至目前仅能得到2017年当年及以前城市层面的二氧化碳排放数据，故样本的截止年份设定为2017年。

表 2 2007~2017 年分地区平均碳排放增长率的变动情况

年份	总体	沿海城市	非沿海城市	长三角地区	珠三角地区	京津冀地区
2007	0.068	0.075	0.066	0.087	0.070	0.083
2008	0.067	0.065	0.068	0.075	0.046	0.080
2009	0.080	0.070	0.083	0.077	0.070	0.070
2010	0.092	0.087	0.094	0.096	0.064	0.099
2011	0.118	0.111	0.120	0.103	0.064	0.128
2012	0.022	0.022	0.022	0.022	0.018	0.021
2013	0.008	-0.015	0.015	-0.030	-0.030	-0.021
2014	0.022	0.030	0.019	0.014	0.030	0.011
2015	-0.056	-0.036	-0.062	-0.054	-0.032	-0.047
2016	0.033	0.041	0.031	0.037	0.036	0.028
2017	0.014	0.015	0.014	-0.012	-0.026	-0.003

表 3 2007~2017 年自贸区设立情况

年份	2013	2014	2015	2016	2017	合计
设立数量（片区）	4	0	12	0	21	37
设立数量（地级市/直辖市）	1	0	7	0	14	22

资料来源：作者根据商务部公开信息整理

2017年设立自贸区，且增设自贸区的数量呈现倍增的特征。

3. 控制变量。IPAT方程常用于评估环境压力，该模型指出，环境压力 I 受制于人口因素 P 、经济因素 A 以及技术因素 T ，并由此三者的关系建立了恒定表达式： $I=P*A*T$ ，式中的乘号并非简单的数学乘法运算，而是代表四个因素间的相互关系。本文所指的环境压力 I 即各城市的碳排放增长率，并依据该模型选取年末常住人口、国内生产总值、产业结构、全要素生产率作为控制变量，其中，常住人口用于控制人口因素 P ，国内生产总值用于控制经济因素 A ，全要素生产率和产业结构均用于控制技术因素 T 。

（1）年末常住人口（ $APOP$ ）。选取年末常住人口数量的对数值（ $\ln APOP$ ）作为衡量指标，用于控制各地区的人口规模，城市人口规模是促进碳排放的重要因素之一，人口的增多会加大资源消耗，加重生态环境的压力（唐建荣和郭士康，2021）。

（2）国内生产总值（ GDP ）。参考廉勇等（2021）选取国内生产总值的对数值（ $\ln GDP$ ）为衡量地区经济规模的指标。经济规模能够通过影响企业产能、交通运输活动、能源需求等对环境产生一定的作用。

（3）全要素生产率（ TFP ）。本文借鉴全炯振（2009）采用随机前沿分析（SFA）方法测算全要素生产率，并取其对数值（ $\ln TFP$ ）作为衡量技术进步水平的指标。何小钢和张耀辉（2012）认为技术进步对节能减排具有显著正向影响，其中科技进步的贡献最大，纯技术效率、规模效率次之。

(4) 产业结构 (IS)。选取产业结构的对数值 ($\ln IS$) 作为技术水平的衡量指标, 将产业结构以第三产业在 GDP 中的占比表示, 比值越大说明服务业占比越高。产业结构升级首先在宏观上有利于推动能源规模化、集约化使用, 其次在微观层面上会带来生产技术和治理技术的创新, 从而在能源消耗和生产过程当中抑制碳排放 (刘健强和马晓钰, 2021)。

此外, 由于自贸区的边界与城市的边界并不一致, 因此本文还特别控制了描述自贸区规模和结构的变量。

(5) 自贸区规模 (FTZ_Area)。选取自贸区片区的面积加一取对数值 ($\ln Area$) 的一阶滞后项作为衡量自贸区规模的指标, 一般而言, 自贸区的建设面积与规模呈正相关, 自贸区自身的规模越大对外资的吸引能力往往越强, 而自贸区的规模若发生变动对环境产生的影响一般存在滞后效应, 因而进行滞后一期处理。

(6) 自贸区产业结构 (FTZ_IS)。使用自贸区片区的服务化程度加一取对数值 ($\ln FTZ_IS$) 并取一阶滞后项作为衡量自贸区产业结构的指标。本文采用各自贸区片区重点发展产业中服务业的种类在产业总类别中的占比来描述自贸区的产业结构, 该比值越大, 说明自贸区片区的服务化水平越高。自贸区产业结构发生变动也不会立刻反馈到环境当中, 因此也进行了滞后处理。

(四) 数据来源

本文使用数据库如下: 第一个是中国碳核算数据库 (CEADs), 该数据库为中国实现绿色发展、低碳发展提供了坚实理论依据和技术支持, 对中国控制温室气体排放的政策设计与实施做出了重要贡献。本文提取 2006 ~ 2017 年中国县级尺度碳排放数据作为基础样本, 经计算得到 2007 ~ 2017 年我国城市层面的碳排放增长率数据。第二个是中国商务部网站, 整理得到自由贸易试验区片区设立的城市及年份数据。第三个是中经网统计数据库, 从中提取出年末常住人口数量、人均 GDP、GDP、外商直接投资、第二产业增加值、第三产业增加值。第四个是中国城市统计年鉴, 使用 stata16 对其进行纵向合并, 从而得到失业率、人力资本、商业经济发展程度、基础设施、文化设施、环境治理六个指标。第五个是我国各自贸区官网, 从中获得各片区的面积。第六个是中国贸促会自贸试验区服务中心综合服务系统, 利用《全国 21 个自贸试验区及其片区重点发展产业一览表》, 结合《国民经济行业分类》手动识别自贸区重点产业中服务业的种类。第七个是我国国家知识产权数据库, 从中获取我国 2007 ~ 2017 年各地级市的绿色专利申请数。此外, 全要素生产率来源于各地的统计年鉴、CSMAR 以及 CNRDS 数据库, 计算使用的指标如下: 产出设定为实际 GDP; 投入要素为从业人员数、固定资产 (永续盘存法), 参考 Battese & Coelli (1995) 的模型, 采取最新的 SFA 方法计算而来。由于外商直接投资、年末常住人口数据存在大量的缺失, 为增加面板数据的平稳性, 故本文对数据缺失严重的城市进行了剔除处理。各变量的描述性统计见表 4。

表 4 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>year</i>	1980	2012	3.1631	2007	2017
<i>city</i>	1980	90.5	51.9739	1	180
<i>Rate</i>	1980	0.0426	0.0616	-0.2024	0.4768
<i>After*HSR</i>	1980	0.0157	0.1242	0	1
<i>lnGDP</i>	1980	15.3959	1.3137	12.2311	24.1355
<i>lnAPOP</i>	1980	3.16	0.7210	0.7375	5.4412
<i>lnTFP</i>	1980	0.1857	0.7607	-3.1691	1.0812
<i>lnFDI</i>	1980	9.0625	2.5997	-0.844	14.9413
<i>lnIS</i>	1980	-0.1276	0.4519	-1.6738	1.5933
<i>lnFTZ_Area</i>	1980	0.0604	0.4854	0	4.8017
<i>lnFTZ_IS</i>	1980	0.0072	0.0595	0	0.6931
<i>NEWZ</i>	1980	0.0379	0.1910	0	1
<i>lnunemp</i>	1963	9.949	0.733	7.168	13.31
<i>lnhumcap</i>	1930	10.77	1.184	5.793	13.78
<i>lninfros</i>	1925	8.655	1.146	0	12.18
<i>lnculture</i>	1969	7.125	1.190	3.401	11.83
<i>lnenvir</i>	1937	8.653	1.001	1.946	11.42

四、实证分析

（一）基准回归分析

表5汇报了自贸区设立对于碳排放增长率的净效应，其中，列（1）~（5）只控制了城市 and 年份固定效应，列（6）加入了衡量自贸区规模与产业结构的控制变量，列（7）在此基础上还控制了滞后一期的城市特征变量，用以缓解模型可能存在的内生性问题。结果表明：第一，各列*After*HSR*系数的回归系数均显著为负，说明自由贸易试验区设立可以有效降低当地碳排放增长率，观察列（7）的回归结果，*After*HSR*的系数为-0.072且通过了1%的显著性水平检验，说明自贸区设立可以使当地碳排放增长率降低7.2%；第二，各控制变量的符号均符合预期，例如，经济水平提升、城市服务化水平提高、自贸区服务化水平提高对环境均产生积极的影响，能够显著抑制碳排放。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验

平行趋势是运用双重差分模型的重要假设前提，本文为检验平行趋势假设，在表6第（1）、（2）、（3）列中分别加入表示处理组自贸区设立前一年、前二年前三年的虚拟变量*pre1*、*pre2*和*pre3*。若政策试点前的实验分组和时期分组交互项都不显著，则说明政策实施前处理组与控制组没有显著差异。结果表明：*pre1*、*pre2*和*pre3*的估计结果不满足显著性要求，处理组与对照组在自贸区试点前具有共同的变化趋势，自贸区设立对城市碳减排的影响不会提前出现。因此，平行趋势假设得到支持。

表 5 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Rate	Rate	Rate	Rate	Rate	Rate	Rate
<i>After*HSR</i>	-0.049*** (0.004)	-0.025*** (0.006)	-0.021*** (0.007)	-0.029*** (0.008)	-0.021** (0.008)	-0.073*** (0.023)	-0.072*** (0.023)
<i>lnGDP</i>		-0.066*** (0.003)	-0.099*** (0.006)	-0.107*** (0.007)	-0.097*** (0.007)	-2.115*** (0.173)	-1.920*** (0.162)
<i>lnAPOP</i>			0.118*** (0.018)	0.101*** (0.019)	0.093*** (0.020)	1.238*** (0.238)	1.478*** (0.219)
<i>lnTFP</i>				0.022*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.336*** (0.020)	0.336*** (0.020)
<i>lnIS</i>					-0.034*** (0.007)	-0.289*** (0.059)	-0.254*** (0.053)
<i>L.lnFTZ_Area</i>						0.289*** (0.037)	0.276*** (0.034)
<i>L.lnFTZ_IS</i>						-0.198*** (0.042)	-0.179*** (0.040)
常数项	0.043*** (0.001)	1.057*** (0.041)	1.199*** (0.057)	1.371*** (0.062)	1.242*** (0.068)	-0.013*** (0.005)	-0.048*** (0.007)
城市特征变量	否	否	否	否	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1980	1980	1980	1980	1980	1800	1783
拟合优度	0.008	0.209	0.243	0.314	0.326	0.342	0.358

注：括号内为聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。以下各表同。

2. 对叠加政策的考察

除自由贸易试验区之外，我国还出台了其他基于地方的经济政策。如国家级新区（*NEWZ*），这是由国务院批准设立，承担国家重大发展和改革开放战略任务的综合功能区，能够吸引外资流入并带动地区经济的发展，国家级新区在2007～2017年间相继设立了17批，共涉及21个主体城市，因此与自贸区的设立有较大交集。为了剔除其他政策性因素对碳排放增长率影响的干扰，故引入国家级新区政策的虚拟变量（*NEWZ*）作为控制变量并重新进行回归估计，结果显示（表

表 6 平行趋势检验

	(1)	(2)	(3)
	Rate	Rate	Rate
<i>pre1</i>	0.012 (0.010)		
<i>pre2</i>		-0.005 (0.007)	
<i>pre3</i>			-0.009 (0.008)
常数项	-0.376*** (0.095)	-0.355*** (0.097)	-0.358*** (0.096)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本量	1783	1783	1783
拟合优度	0.652	0.651	0.651

7），*After*HSR*系数的估计值为-0.068且通过了1%的显著性水平检验，这说明在控制其他可能影响碳排放的因素以及考虑二氧化碳排放增长率的时间趋势、市级行政区划

层面不随时间变化的情况下，自贸区设立对于碳排放增长率的抑制作用稳健成立，且抑制效果为 6.8%。

3. 反事实检验

由于各城市的碳排放变动会受到各种因素的影响，而这些相关变量无法全部被纳入到控制变量中，为进一步确认地区碳排放的增长率是否受该地区自贸区片区设立的影响，借鉴张军等（2018）的研究方法，将各自贸区片区设立的时间皆滞后 1~3 年，依次将滞后的变量 $L1.After*HSR$ 、 $L2.After*HSR$ 、 $L3.After*HSR$ 与模型（1）中的核心解释变量 $After*HSR$ 进行替换。结果如表 8 所示，这三个变量前的系数均不显著，说明各城市平均碳排放的增长率变动不是由其他因素引起的，自贸区的设立是减缓地区碳排放增加的主要因素，再次验证了前文结果的稳健性。

4. 剔除金融危机影响

为了检验自由贸易试验区片区设立与碳排放增长率的关系是否受到金融危机的影响，即金融危机是否会导致自贸区片区设立与碳排放增长率之间的关系减弱或加强，参考刘方和曹文婷（2017）的做法剔除金融危机发生当年（2008 年）及以前的样本数据并重新进行回归估计，结果见表 9。其中，列（1）控制了固定效应，列（2）在列（1）的基

表 7 对叠加政策的考察

	(1)	(2)
	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>
$After*HSR$	-0.083*** (0.026)	-0.068*** (0.027)
$NEWZ$	-0.160*** (0.034)	-0.058* (0.030)
常数项	-0.024*** (0.023)	-0.049** (0.021)
控制变量	无	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
样本量	1980	1783
拟合优度	0.021	0.357

表 8 反事实检验：自贸区设立滞后 1~3 年

	(1)	(2)	(3)
	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>
$L1.After*HSR$	0.011 (0.016)		
$L2.After*HSR$		0.008 (0.021)	
$L3.After*HSR$			0.072 (0.046)
常数项	1.418*** (0.074)	1.357*** (0.090)	1.239*** (0.131)
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
样本量	1783	1605	1427
拟合优度	0.353	0.363	0.343

表 9 剔除金融危机影响

	(1)	(2)
	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>
$After*HSR$	-0.093*** (0.029)	-0.064* (0.030)
常数项	-0.088*** (0.027)	-0.172*** (0.039)
控制变量	否	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
样本量	1620	1620
拟合优度	0.007	0.344

础上加入了控制变量。结果表明, 无论是否加入控制变量, 自贸区片区的设立对碳排放增长率的影响均显著为负, 即自贸区片区设立对所在城市碳排放增长率均存在显著的减缓作用, 根据列 (2) 的结果显示, 在不受金融危机冲击的假设前提下, 城市每增设一个自由贸易试验区片区, 平均会降低 6.4% 的碳排放增长率, 与基准回归结果相比, 自贸区碳减排的作用大小虽然在绝对值上略微减小, 但符号一致, 证明结果稳健。

5. 倾向得分匹配

为了更好地解决由“选择性偏差”带来的内生性问题, 采取倾向得分匹配的方法重新进行回归估计。基于 PSM-DID 的回归结果见表 10, 观察可知, 各变量系数的符号、显著性与基础回归结果基本一致。列 (6) 显示, 城市设立自由贸易试验区片区能够显著地抑制碳排放增长率, 抑制效果为 10.9%, 与之前结果相近, 再次验证了前文结论的稳健性。表 11 报告了各协变量平衡检验的结果, 匹配前的处理组为 2017 年以前 (包括 2017 年) 建立自贸区的地级市和直辖市, 其余为控制组。与匹配前相比, 匹配后所有协变量的标准偏差明显降低, 处理组与控制组的差异不再明显, 说明匹配后两组的可比性大幅上升。

表 10 PSM-DID: 自贸区设立对碳排放增长率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>
<i>After*HSR</i>	-0.100*** (0.008)	-0.051** (0.023)	-0.043* (0.023)	-0.059*** (0.022)	-0.046** (0.022)	-0.109* (0.185)
<i>lnGDP</i>		-1.263*** (0.084)	-1.945*** (0.110)	-2.090*** (0.105)	-1.920*** (0.111)	-1.926*** (0.111)
<i>lnAPOP</i>			1.467*** (0.160)	1.268*** (0.152)	1.175*** (0.153)	1.181*** (0.153)
<i>lnTFP</i>				0.282*** (0.020)	-0.283*** (0.020)	-0.284*** (0.020)
<i>lnIS</i>					-0.213*** (0.046)	0.216*** (0.046)
<i>L.lnFTZ_Area</i>						0.134 (0.141)
<i>L.lnFTZ_IS</i>						-0.354 (0.089)
常数项	0.022*** (0.048)	0.006 (0.021)	1.187*** (0.193)	0.011*** (0.019)	0.010*** (0.019)	0.010 (0.019)
城市特征变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	242	242	242	242	242	113
拟合优度	0.008	0.201	0.238	0.314	0.322	0.323

表 11 协变量平衡检验结果

Logit回归结果		平衡检验						
变量	系数	样本	均值		%标准偏差	%标准偏差 降低程度	T检验	
			处理组	控制组			T统计量	伴随概率
<i>lnGDP</i>	0.298*** (0.081)	匹配前	15.129	15.408	-22.8	64.5	-2.75	0.006
		匹配后	15.129	15.03	8.1		0.93	0.355
<i>lnAPOP</i>	-0.391** (0.173)	匹配前	3.6463	3.1006	71.8	90.6	10.05	0.000
		匹配后	3.6463	3.5952	6.7		0.67	0.501
<i>lnIS</i>	0.080 (0.233)	匹配前	0.0808	-0.1550	57.7	98.5	6.82	0.000
		匹配后	0.0808	0.0845	-0.9		-0.08	0.938
<i>lnTFP</i>	0.052 (0.126)	匹配前	0.2099	0.1708	5.3	-120.2	0.66	0.507
		匹配后	0.2099	0.2959	-11.6		-1.11	0.266
<i>lnhumcap</i>	0.497*** (0.120)	匹配前	11.981	10.637	116.3	92.9	15.57	0.000
		匹配后	11.981	12.077	-8.3		-0.74	0.462
<i>lnFDI</i>	0.687***	匹配前	11.628	8.8338	130.0	94.6	14.96	0.000
		匹配后	11.628	11.478	7.0		0.90	0.368
观测值	1930							
伪R ²	0.287							

五、机制检验

从基准回归结果可以看出，设立自贸区片区的城市相对于没有设立自贸区片区的城市而言，设立后碳排放增速明显放缓。那么，为什么自贸区片区设立与碳排放增长率呈现负向因果关系呢？可以通过规模效应、结构效应和技术进步效应进行解释，机制检验结果见表12。其中，列（1）~（3）汇报了规模效应，列（4）~（6）汇报了结构升级效应，列（7）~（9）为资源配置效应，列（10）~（12）为绿色技术创新效应。其中，本文将绿色技术创新以各城市绿色专利申请数与常住人口数量的比值衡量。

结果显示，首先，列（1）~（3）说明自贸区建设能促进经济规模扩大，进而有助于减缓碳排放增长，可能的解释是经济规模扩大提升了当地居民的生活水平，使当地居民提高了对环境的要求，促进了政府环保投入，说明总体而言，自贸区建设通过规模效应对碳排放产生抑制影响大于促进作用，假说1成立。其次，列（4）表明自贸区片区的设立对第三产业占比提升有促进作用，列（5）~（6）说明第三产业占比上升有助于降低碳排放增长率，所以自贸区片区建设能够通过结构效应抑制碳排放，证明了假说2的正确性。列（7）~（9）表明自贸区片区设立能够显著促进地区全要素生产率提升，从而减缓碳排放，证明了自贸区建设能通过资源配置效应产生积极的减碳作用，假说3成立。列（10）~（12）表明自贸区片区建设将促进区内企业进行绿色技术创新，对当地碳排放产生明显的抑制作用，证明了技术创新效应是自贸区建设抑制碳排放的有效路径，假说4也同样成立。综上所述，自贸区建设通过规模效应、结构升级效应、资源配置效应和技术创新效应对环境均产生了积极的影响。

表 12 机制检验结果

	规模效应			结构升级效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnGDP</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>	<i>lnIS</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>
<i>After*HSR</i>	0.156** (0.076)		-0.022** (0.009)	0.166*** (0.041)		-0.022* (1.430)
<i>lnGDP</i>		-0.094*** (0.008)	-0.094*** (0.008)			
<i>lnIS</i>					-0.035*** (0.007)	-0.034*** (0.007)
常数项	5.997*** (0.740)	1.430 (0.090)	1.430 (0.089)	-4.802 (0.241)	1.430*** (0.075)	1.430*** (0.075)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1783	1783	1783	1783	1783	1783
拟合优度	0.565	0.344	0.346	0.270	0.344	0.346
	资源配置效应			绿色技术创新效应		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	<i>lnTFP</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>	<i>lnpatent</i>	<i>Rate</i>	<i>Rate</i>
<i>After*HSR</i>	0.379*** (0.07)		-0.022** (0.009)	0.363*** (0.107)		-0.446** (0.187)
<i>lnTFP</i>		0.027*** (0.002)	0.027*** (0.002)			
<i>lnpatent</i>					-0.390*** (0.054)	-0.379*** (0.054)
常数项	-2.573*** (0.814)	1.430*** (0.090)	1.430*** (0.089)	0.006 (0.006)	-0.047*** (0.007)	-0.037*** (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1783	1783	1783	1783	1783	1783
拟合优度	0.032	0.344	0.346	0.587	0.374	0.375

六、异质性分析

(一) 基于不同地区的异质性

不同区域的自贸区功能定位不尽相同,各地对外资的吸引作用存在较大差异,这种差异体现在外资的规模以及种类上,对于各地产业结构等均会产生不同的影响,最终体现于二氧化碳排放的增长率。基于此,根据区位将自贸区做了如下分类:一是沿海城市和内陆城市,二是长三角城市群、珠三角城市群和京津冀城市群。相应的估计结果如表13所示。其中列(1)报告了沿海城市建立自由贸易试验区片区对于碳排放增长率的影响,结果显示,在沿海城市成立自贸区片区显著减缓了碳排放增加,且相比建设自贸区之前能降低3.7%的碳排放增长率;列(2)的结果显示,对于内陆城市,自贸区的成立会使碳排放微弱提高。列(3)~(5)显示,在长三角城市群,自贸区片区的设立会微弱加速碳排放增长,但影响没有通过显著性检验;而在珠三角城市群设立自贸区片区则显著减缓了当地碳排放,抑制作用高达7.4%;对于京津冀城市群,自贸区的建立同样会抑制当地碳排放,但影响并不显著。那么,长三角城市群与珠三角城市群虽然在经济发展水平上相似,两者皆为我国经济发展水平较高的区域,

为何在两地建设自贸区片区对碳排放增长率存在显著差异呢？可能的原因是：长三角城市群的工业企业数总体上在2009年之后大幅减少，将很多工业企业向内陆等不发达地区转移，而珠三角城市群的工业企业数量却一直处于增长态势，2001年长三角地区工业企业数量大约是珠三角地区的3倍，而2020年已下降到不及2倍（表14）。以上分析表明，在长三角城市群建立自贸区对碳排放增长率的抑制作用不显著可能是由于该地区本身工业企业数量已控制在较为合理的数量范围内，碳排放量很可能已经达峰，而珠三角城市群工业企业数量仍处于不合理的范围，对环境污染程度较高，且可降低的范围较大，受自贸区建设的影响，负面清单淘汰了一批高能耗、高污染的企业，对抑制碳排放增长产生了抑制作用。

表 13 基于不同地区的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	沿海城市	内陆城市	长三角城市群	珠三角城市群	京津冀城市群
<i>After*HSR</i>	-0.037*** (0.008)	0.002 (0.007)	0.008 (0.010)	-0.074*** (0.010)	-0.010 (0.009)
常数项	1.471*** (0.173)	1.441*** (0.095)	1.929*** (0.203)	0.939*** (0.250)	0.814*** (0.101)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
样本量	417	1366	270	80	108
拟合优度	0.355	0.360	0.536	0.564	0.466

（二）基于不同城市规模的异质性

城市规模对碳排放的增长也会产生影响：较低的人口规模会造成“摊大饼”式的城市空间结构，不利于城市节能减排；人口规模、人口集聚度增加有利于能源的集中供应，促进节能减排（张华明等，2021）。《关于调整城市规模划分标准的通知》将城市划分为小城市（城区常住人口50万以下）、中等城市（城区常住人口50~100万）、大城市（城区常住人口100~500万）、特大城市（城区常住人口500~1000万）及超大城市（城区常住人口1000万以上），考虑到人口较少的地区处理组较少，因此这里将城市规模分为以下三个区域，一

表 14 2001~2020 年长三角城市群、珠三角城市群工业企业数量变动情况

年份	长三角城市群	珠三角城市群
2001	49169	16470
2002	43153	18082
2003	49275	19460
2004	70351	22596
2005	71915	28682
2006	78050	29825
2007	87194	33840
2008	99857	42870
2009	110680	41647
2010	114439	41441
2011	68929	30002
2012	71813	29130
2013	74610	31680
2014	75276	31212
2015	74442	31765
2016	72315	32202
2017	72812	36500
2018	75149	41147
2019	79389	46213
2020	83565	49279

数据来源：作者通过CNKI-中国经济社会大数据研究平台提供的数据计算得到

表 15 基于不同城市规模的异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)
	<500 万	500~1000 万	>1000 万
<i>After*HSR</i>	-0.061 (0.046)	-0.067** (0.033)	-0.112** (0.049)
常数项	-0.149* (0.078)	0.102 (0.104)	0.062 (0.163)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本量	950	509	292
拟合优度	0.355	0.382	0.409

是常住人口小于 500 万，二是常住人口介于 500 与 1000 万之间，三是常住人口大于 1000 万。回归估计结果见表 15，结果显示：第一，在各种规模的城市设立自贸区片区均减缓了当地的碳排放增长，但对于常住人口小于 500 万的城市并不显著；第二，自贸区片区设立在人口规模大于 500 万的城市对碳排放会产生显著的抑制作用，其中在特大城市建立自贸区对碳排放的抑制作用

为 6.7%，超大城市则抑制作用更为明显，达到 11.2%。

七、结论与启示

本文基于我国 180 个城市 2007~2017 年的面板数据，利用双重差分模型从多个角度考察了自贸区片区设立对于二氧化碳排放增长率的影响作用。研究发现：首先，自贸区片区设立后当地碳排放增长率平均减少 2.0%，通过叠加政策的考察、反事实检验、剔除金融危机影响以及 PSM-DID 等一系列稳健性的考察，结论依然保持稳健。其次，自由贸易试验区建设能够在规模效应、结构效应和技术效应的综合作用下，对当地碳排放的增长起到减缓作用，且三种效应均对环境产生了正面影响。此外，自贸区设立对于碳排放增长率的影响在沿海、内陆、长三角、珠三角以及京津冀地区存在区域异质性，在不同人口规模的城市存在规模异质性。

为了更好发挥自由贸易试验区建设在环境保护中的作用，本文提出以下政策建议：第一，完善生态环境保护相关法律法规，以避免自贸区经济规模扩大带来的负面环境影响。自贸区建设扩大贸易开放，会吸引更多国外企业前来投资，为避免因环境门槛相对较低导致我国沦为“污染避风港”，我国应尽快将环境规制与国际接轨，加强环保力度；第二，优化升级产业结构。各城市在因地制宜地发展本地优势产业的同时，应进一步促进当地产业结构改善，实现传统工业、服务业向新工业和现代服务业转变；第三，应最大化资源配置效应。各城市致力于建设自贸区的同时，应将区位因素纳入考虑，最大程度发挥自贸区资源配置效应；第四，充分利用绿色技术创新的驱动作用，重视技术进步带来的碳减排效应，进一步引导区内企业合理利用外商直接投资带来的技术溢出效应，提高资源利用效率；第五，自贸区建设需结合区位特点，优先扩大对沿海地区尤其是珠三角地区的自由贸易试验区片区建设，发挥沿海地区自由贸易试验区的引领作用，同时也应更多关注内陆地区自贸区的建设进程，完善自由贸易试验区布局。

参考文献

- [1] 巴曙松,柴宏蕊,方云龙,等.自由贸易试验区设立提高了金融服务实体经济效率吗?:来自沪津粤闽四大自贸区的经验证据[J].世界经济研究,2021(12): 3-21.
- [2] 曹翔,马莉,董保民.自由贸易试验区的环境效应及其作用机制[J].西安交通大学学报(社会科学版),2021(3):105-112.
- [3] 方云龙.自由贸易试验区建设促进了区域产业结构升级吗?——来自沪津粤闽四大自贸区的经验证据[J].经济体制改革,2020(5):178-185.
- [4] 何勤,杨琼.上海自贸区贸易便利化对贸易流量影响的实证研究[J].价格理论与实践,2014(11):98-100.
- [5] 何小钢,张耀辉.技术进步、节能减排与发展方式转型——基于中国工业36个行业的实证考察[J].数量经济技术经济研究,2012(3):19-33.
- [6] 胡宗义,周积琨,李毅.自贸区设立改善了大气环境状况吗?[J].中国人口·资源与环境,2022(2):37-50.
- [7] 黄娟,田野.产品内分工下中国自由贸易的环境效应——基于联立方程模型的实证分析[J].国际经贸探索,2012(8):12-21.
- [8] 黄启才.自贸试验区设立促进外商直接投资增加了吗——基于合成控制法的研究[J].宏观经济研究,2018(4):85-96.
- [9] 蒋灵多,陆毅,张国峰.自由贸易试验区建设与中国出口行为[J].中国工业经济,2021(8):75-93.
- [10] 康继军,郑维伟.中国内陆型自贸区的贸易创造效应:扩大进口还是刺激出口[J].国际贸易问题,2021(2):16-31.
- [11] 黎绍凯,李露一.自贸区对产业结构升级的政策效应研究——基于上海自由贸易试验区的准自然实验[J].经济经纬,2019(5):79-86.
- [12] 李锴,齐绍洲.贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放[J].经济研究,2011(11):60-72+102.
- [13] 廉勇.经济层次与环境污染:基于碳排放的环境库兹涅茨曲线研究[J].统计与决策,2021(20):146-150.
- [14] 梁江艳,高志刚.自由贸易区建立对经济增长的影响机制与经济效益研究—基于中巴自贸区的经验证据[J].国际经贸探索,2017(7):20-34.
- [15] 梁双陆,侯泽华,崔庆波.自贸区建立对于经济收敛的影响——基于产业结构升级的中介效应分析[J].经济问题,2020(9): 109-117.
- [16] 刘方,曹文婷.中国—东盟国家对外开放对金融发展的影响研究[J].西部论坛,2017 (1): 67-75.
- [17] 刘健强,马晓钰.人口老龄化、产业结构升级与碳排放——基于STIRPAT模型的空间计量分析[J].金融与经济,2021(7):54-62.
- [18] 全炯振.中国农业全要素生产率增长的实证分析:1978~2007年——基于随机前沿分析(SFA)方法[J].中国农村经济,2009(9):36-47.
- [19] 司春晓,孙诗怡,罗长远.自贸区的外资创造和外资转移效应:基于倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)的研究[J].世界经济研究,2021(5):9-23+134.
- [20] 宋鹏,毛显强,李丽平.亚太自由贸易区的经济与环境效应及中国的策略选择[J].国际贸易问题,2017(9):59-70.
- [21] 孙焱林,李华磊,王春元.中国贸易开放对碳排放作用机制的实证研究[J].国际贸易问题,2015(2):63-71.
- [22] 唐建荣,郭士康.产业集聚、人口规模与环境污染[J].统计与决策,2021(24):46-51.
- [23] 王爱俭,方云龙,于博.中国自由贸易试验区建设与区域经济增长:传导路径与动力机制比较[J].财贸经济,2020(8):127-144.
- [24] 王利辉,刘志红.上海自贸区对地区经济的影响效应研究——基于“反事实”思维视角[J].国际贸易问题,2017(2):3-15.
- [25] 吴献金,邓杰.贸易自由化、经济增长对碳排放的影响[J].中国人口·资源与环境,2011(1):43-48.
- [26] 肖志明,殷闽华.自贸区生态环境风险与负面清单管理模式[J].福建江夏学院学报,2018(4):68-73.
- [27] 徐斌,陈宇芳,沈小波.清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长[J].经济研究,2019(7):188-202.
- [28] 张华明,元鹏飞,朱治双.中国城市人口规模、产业集聚与碳排放[J].中国环境科学,2021(5): 2459-2470.
- [29] 张军,闫东升,冯宗宪,等.自贸区设立能够有效促进经济增长吗?——基于双重差分方法的动态视角研究[J].经济问题探索,2018(11):125-133.
- [30] 左思明.自贸区建设对外商直接投资的影响——基于倾向得分匹配和双重差分法[J].制度经济学研究,

- 2018(2): 215–228.
- [31] Beghin, J., D. Roland-Holst, D. Mensbrugghe, “A Survey of the Trade and Environment Nexus: Global Dimensions”, *OECD Economic Studies*, 1994, 23:167–192.
- [32] Copeland, B. R. and M. S. Taylor, “North – South Trade and the Environment”, *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(3).
- [33] Ehrlich, P. R., J. P. Holdren, “Impact of Population Growth”, *Science*, 1971, 171(3977): 1212–1217.
- [34] Fisher-Vanden, K., H. G. Jefferson, H. Liu, Q. Tao, “What is During China’s Decline in Energy Intensity?”, *Resource and Energy Economics*, 2004, 26(1):77–97.
- [35] Battese, G. E., T. J. Coelli, “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, *Empirical Economics*, 1995, 20(2).
- [36] Grossman, G. M., & A. B. Krueger, Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement, NBER Working Paper, 1991.
- [37] Hu, F., X. Xi, “Influencing Mechanism of Reverse Knowledge Spillover on Investment Enterprises’ Technological Progress: An Empirical Examination of Chinese Firms”, *Technological Forecasting & Social Change*, 2021, 169:1–10.
- [38] Natalia, J., T. N. Mursitama, Noerlina, Environmental Impact of ASEAN–China Free Trade Agreement: A Case of Indonesia Palm Oil Industry 2005–2010, IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, 2021, 729: 1–13.
- [39] Panayotou, T., “Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool”, *Environment & Development Economics*, 1997, 2(4):465–484.

【作者简介】 吴 宏：浙江财经大学经济学院教授，硕士生导师，经济学博士。研究方向：全球价值链与中美贸易。

Pilot Free Trade Zone and Carbon Emission Reduction: An Empirical Study Based on Panel Data of 180 Cities

WU Hong

(School of Economics, Zhejiang University of Finance & Economic, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Since the establishment of China’s Pilot Free Trade Zone, it has faced certain environmental pollution problems while expanding trade openness. Based on the panel data of 180 cities from 2007 to 2017, this paper uses the multi time point double difference method (DID) to test the environmental effects of the establishment of free trade zones in each city. The empirical results show that: (1) The construction of the free trade zone has played a significant role in carbon emission reduction, which can reduce the growth rate of carbon emissions by 2.0% compared with that before the establishment of the free trade zone, and this effect is still valid under a series of robustness tests such as superimposed policy review, counterfactual test, excluding the impact of the financial crisis, PSM-DID, etc.; (2) Through the intermediary effect, it is found that the establishment of the free trade zone has effectively mitigated the growth of carbon emissions through the combined effects of scale effect, structure upgrading effect, resource allocation effect and green technology innovation effect, and the four effects have a positive impact on the environment; (3) Based on the regional heterogeneity, this paper finds that the establishment of pilot free trade zones in coastal areas, especially in the Pearl River Delta, can significantly slow down the growth of carbon emissions, while the establishment of free trade zones in the Yangtze River Delta has also slowed down the growth of carbon emissions, but failed to pass the significance test. For inland areas, the inhibition of the establishment of free trade zones on the growth rate of carbon emissions is not obvious; (4) Cities with a permanent population of 5million can significantly inhibit carbon emissions, but it is not significant for cities with a permanent population of less than 5million.

Keywords: carbon emission reduction; pilot free trade zone; environmental effect; carbon emission reduction

(责任编辑：吴素梅)