

发展服务业能否改善空气质量? 来自低碳试点城市的证据¹

陈启斐² 王双徐³

摘要 本文拓展 Grossman and Krueger(1995) 结构变迁和环境质量的分析框架,利用 2003—2016 年中国 285 个地级市的数据以及 WIND 数据库微观企业数据,分析服务业比重和 PM2.5 强度的关系,研究结果显示:第一,服务业比重提高 1%,PM2.5 强度上升 0.17%。这意味着生产服务品依旧会对空气造成污染。第二,本文以低碳城市试点政策作为准自然实验,分析低碳试点城市服务业增长和空气质量之间的关系。研究发现低碳城市服务业占比提高 1%,PM2.5 强度下降 0.123%。第三,本文还利用 WIND 数据库中制造业和服务业的微观数据,分别考察低碳城市试点政策影响服务业发展的微观机制。实证结果显示:低碳城市服务业发展可以提高制造业企业创新能力;但是不会影响企业的生产率和产业链布局。低碳城市服务业发展的影响主要体现在非国有企业,对国有企业的影响不显著。本文的研究为中国的空气治理提供理论支撑,建议将结构效应和环保政策相结合,才能够有效改善空气质量。

关键词 服务业;PM2.5;低碳试点城市;

0 引言

服务业是环境友好型产业吗?进一步,如果服务品的生产也会对环境造成一定压力,在服务经济时代,应当如何制定环境政策优化城市环境?对于该问题的回答,将关系到我国产业结构调整方向,对建设低碳城市和环境友好型社会具有重要的现实意义。

¹ 本文得到国家自然科学基金青年项目(批准号:71703064)、国家社科重大项目(批准号:18ZDA102)、中国博士后科学基金(批准号:2019M650077)和国家社科基金青年项目(批准号:18CJY043)的资助。作者感谢匿名审稿人的有益意见。文责自负。

² 陈启斐,南京财经大学国际经贸学院副教授,E-mail:chenmpl@126.com。

³ 王双徐,海南师范大学教育学院硕士研究生,E-mail:18896581485@163.com。

空气污染对经济造成一系列严重的影响:提高生产成本(Gollop and Roberts,1983),降低劳动生产率(Chang et al.,2019;He et al.,2019),增加失业(Becker and Henderson,2000;Shapiro and Walker,2018),提升心肺疾病发病率(Ebenstein et al.,2015),降低睡眠质量(Heyes and Zhu,2019)。过去四十年间,中国经济实现快速增长的同时也造成较为严重的环境问题(Wang et al.,2018;Chen et al.,2019)。细颗粒物(PM_{2.5})又称细粒、细颗粒,指环境空气中空气动力学当量直径小于等于2.5微米的颗粒物。它能较长时间悬浮于空气中,其在空气中含量浓度越高,就代表空气污染越严重。PM_{2.5}粒径小、面积大、活性强、易附带有毒有害物质(重金属、微生物等),且在大气中的停留时间长、输送距离远,因而对人体健康和大气环境质量的影响更大(Freeman et al.,2019)。2013年爆发的全国性雾霾问题引起广泛关注(孙伟增等,2019)。中国正处在全面建成小康社会和工业化、城镇化加快发展的重要阶段,能源需求还将继续增长,在发展经济、改善民生的同时,如何有效改善空气质量,妥善应对气候变化,是一项持续的课题。

二战之后,发达国家纷纷步入服务经济时代。过去三十年间,中国的服务业也在缓慢发展。图1给出1990—2019年,中国工业和服务业的比重。服务业在国民经济中的占比从1990年的32.4%上升到2019年的53.96%。其中,2013年中国服务业比重首次超过工业,随后服务业比重稳步上升,工业占比进一步下降。在这样的背景下,本文关注的问题是:中国发展服务业能否改善空气质量?在其中环保政策扮演何种角色?

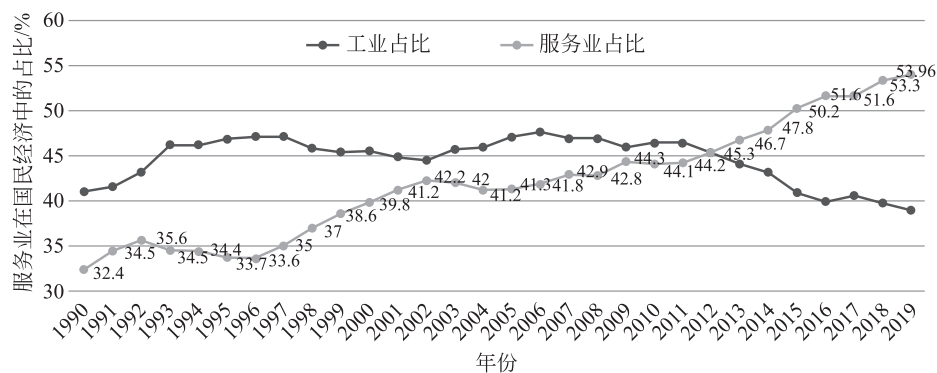


图1 三十年间中国工业和服务业占比/%

数据来源:国家统计局

本文将从以下方面扩展现有研究。第一,一国的污染程度取决于三个因素,规模效应、结构效应和技术效应(Grossman and Krueger,1995)。随着经济发展,工业比重逐步下降,经济结构日趋服务化(Baumol,1967;van Neuss,2018)。图2给出2013—2016年制造业和服务业能源消耗强度,从中可以发现服务业的

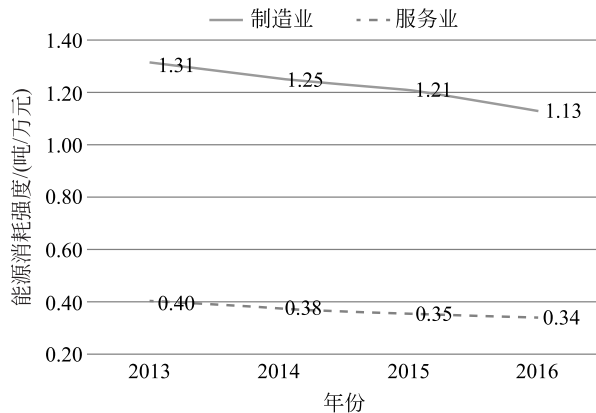


图2 制造业和服务业的能源消耗强度(能源消耗/GDP)

数据来源:《中国统计年鉴》(2013—2016)

能源消耗强度远低于制造业。一个直观的问题是:服务业的发展能否改善空气质量?本文治理环境的重点聚焦于 Grossman and Krueger(1995)提出三大效应中的结构效应,重点分析服务业增长对空气污染的影响。在 Grossman and Krueger(1995)的文章中,结构效应主要指发展环境友好型的产业,但是两位学者并没有指明环境友好型产业的具体类型。实际上随着资金投入和技术改造,很多重污染产业会逐步清洁化。在现有的研究中,学者主要关注能源效应(Stucki,2019)、贸易(Copeland and Taylor,1994; Antweiler et al.,2001)和外商直接投资(Brucal et al.,2019; Hao et al.,2020)对环境的作用,鲜有关注产业结构对环境的影响。本文结合 Baumol(1967)的观点,将服务业作为产业结构演化的方向,分析服务业发展对空气质量的影响。本文利用中国2003—2016年中国285个地级市的数据,分析服务业发展对PM_{2.5}强度的影响。我们采用多维固定效应之后发现,服务业比重提高1%,PM_{2.5}强度上升0.17%。这意味着服务业并非环境友好型产业,服务品的生产依旧会对空气造成污染。图3给出服务业比重和PM_{2.5}强度的散点图,两者之间呈现正向关系。因此,产业结构服务化难以改善空气质量。

第二,为了积极应对气候变化,提高空气质量。中国政府从2010起,开始推进低碳城市试点工作,到2017年已经开展三批低碳城市试点工作。2010年7月19号,国务院发改委下发《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知(发改气候[2010]1587号)》,确定首先在广东、辽宁、湖北、陕西、云南五省和天津、重庆、深圳、厦门、杭州、南昌、贵阳、保定八市开展试点工作。明确试点地区要结合当地产业特色和发展战略,加快低碳技术创新,推进低碳技术研发、示范和产业化,积极运用低碳技术改造提升传统产业,加快发展低碳建筑、低碳交

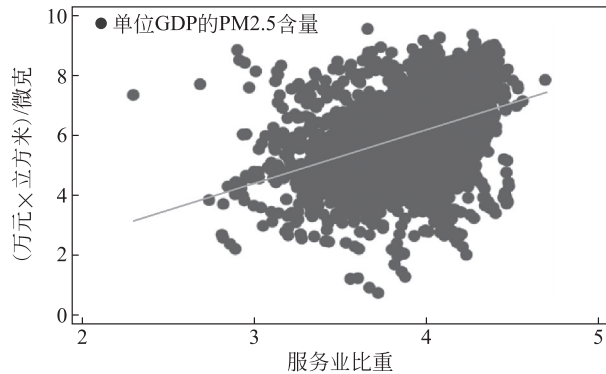


图3 服务业比重和PM2.5强度的散点图

注:数据来源:《中国统计年鉴》;数据都是取对数值

通,培育壮大节能环保、新能源等战略性新兴产业。2012年11月26日,国家发改委下发《国家发展改革委关于开展第二批低碳省区和低碳城市试点工作的通知(发改气候[2012]376号)》(以下简称《通知》),确立了第二批29个低碳试点:北京市、上海市、海南省和石家庄市、秦皇岛市、晋城市、呼伦贝尔市、吉林市、大兴安岭地区、苏州市、淮安市、镇江市、宁波市、温州市、池州市、南平市、景德镇市、赣州市、青岛市、济源市、武汉市、广州市、桂林市、广元市、遵义市、昆明市、延安市、金昌市、乌鲁木齐市。要求试点地区建立以低碳、绿色、环保、循环为特征的低碳产业体系。要结合本地区产业特色和发展战略,加快低碳技术研发示范和推广应用。推广绿色节能建筑,建设低碳交通网络。大力发展低碳的战略性新兴产业和现代服务业。2017年1月24号,发改委下发《国家发展改革委关于开展第三批国家低碳城市试点工作的通知(发改气候[2017]66号)》,确定在内蒙古自治区乌海市等45个城市(区、县)(名单)开展第三批低碳城市试点。要求第三批试点城市以先行先试为契机,体现试点的先进性,结合本地实际积极探索制度创新,按照低碳理念规划建设城市交通、能源、供排水、供热、污水、垃圾处理等基础设施,制定出台促进低碳发展的产业政策、财税政策和技术推广政策,为全国低碳发展发挥示范带头作用。本文以低碳城市试点政策作为准自然实验,将入围城市作为实验组,没有入围的城市作为对照组,分析低碳试点城市是否会强化服务业发展与空气质量之间的关系。实证结果显示:低碳城市服务业占比提高1%,PM2.5强度下降0.123%。这意味着,需要将环保政策和结构变迁结合起来,才能够改善空气质量。

第三,本文还考察环境政策的结构效应影响机制,即低碳试点政策对企业层面的冲击,为本文研究奠定坚实的微观基础。首先,环保政策会对生产率造

成冲击。环保法规通过改变企业的潜在产出,对地区的经济增长和环境造成长期的影响。Wang et al. (2018) 分析水质法对“三河三湖”区域企业需氧量(COD)和生产率的影响。他们发现,政策降低短期产出和生产率,但是这种影响较小。因此,本文将考察服务业发展、低碳试点城市政策对生产率的影响。其次,环境保护会促进企业提高绿色能源技术的投资,《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知(发改气候[2010]158号)》明确指出:试点地区要发挥应对气候变化与节能环保、新能源发展、生态建设等方面的协同效应。低碳市场政策的核心是建立低碳产业体系,摆脱粗放式发展方式,提高创新在经济发展中的作用,从而达到改善空气质量的目。因此,本文的第二个机制分析是研究低碳试点城市服务业发展对企业创新行为的影响。最后,环境规制存在“污染天堂”和“波特假说”两种观点(Marin and Vona, 2019),主要指高污染产业会从环境法律严苛的地区转移到相对宽松的地区。低碳试点城市政策是否会增加企业对外投资行为,重新布局产业链,从而改善空气质量呢?为了验证该机制,本文还将进一步分析低碳试点城市服务业发展对企业 OFDI 的影响。实证结果显示:低碳城市服务业发展可以提高制造业企业的创新能力;但是不会影响企业的生产率和产业链布局。Baccini et al. (2019) 利用越南的数据发现,加入 WTO 主要影响民营企业(降低利润率以及提高生产率),对国有企业影响不显著。本文借鉴他们的思路,按照企业性质进行分样本研究发现:低碳城市服务业发展的影响体现在非国有企业,对国有企业的影响不显著。

本文余下的安排如下:第1部分梳理和归纳相关文献;第2部分交代本文的计量方程和数据来源及计算方法。第3部分对低碳试点城市服务业发展和PM2.5强度进行实证分析。第4部分采用多种方法进行稳健性检验。第5部分考察低碳城市服务业增长影响空气质量的微观机制。最后总结全文,提出相应的政策建议。

1 文献综述

本文研究主题相关的文献主要涉及三个领域:空气污染对经济发展的影响、环境规制对经济发展的影响以及服务业增长对空气污染的影响。

1.1 空气污染的经济效应

在过去四十年中,中国拥有非凡的经济增长速度,婴儿和儿童的死亡率大幅下降。婴幼儿健康是经济增长中“低垂果实”,然而中国成年人健康问题改善幅度较小(Ebenstein et al., 2015)。Ebenstein et al. (2015) 利用中国疾病预防控制中心(China's Disease Surveillance Points System)和中国环境统计年鉴数据,分

析经济增长、污染和预期寿命的关系。他们发现中国环境问题的两个事实:第一,随着经济发展,传染病等非心肺疾病造成死亡率大幅下降;第二,但是空气污染造成疾病引起死亡的状况没有明显改善。随后实证发现:经济增长导致预期寿命上升 3.53 年,每十万人中非心肺疾病死亡人数下降 121 人,空气污染(PM10)造成心肺疾病死亡人数上升 25 人(每十万人)。睡眠质量是人力资本的重要影响因素。Heyes and Zhu(2019)使用微博 19 个城市的调研数据构建睡眠质量指标,分析空气污染对睡眠的影响,他们发现空气污染会显著降低睡眠质量。Fu and Gu(2017)将 2012 年国庆的高速公路停止收费作为准自然实验,利用 2011—2012 年全国 98 个城市数据,采用双重差分方法分析高速公路收费对空气质量的影响。实证发现:减少通行费导致污染上升 20%,能见度下降 1 公里。随后两位学者还估计空气污染的费用弹性,约为-0.15。Freeman et al.(2019)使用包括迁移效应的住宅分类模型估计中国清洁空气的隐含价值。他们使用中国人口中心 PM2.5 的数据分析表明:PM2.5 下降 1 单位相当于家庭收入上升 88.3 美元。

空气中可吸入颗粒物污染对室内工作者影响较大。空气污染影响居民健康:一方面,导致劳动供给的变化;另一方面,呼吸系统、心血管和认知功能的损害导致劳动生产率下降。Chang et al.(2019)利用携程公司中上海和南通两地的数据,分析污染对劳动生产率的影响。将工人的日产出和气象数据相结合,文章发现污染降低工人的劳动生产率。在实证中,为了控制假期效应,删除连续五天以上缺勤工人的样本。结果显示:API 上升 10%,生产率下降 0.035%。He et al.(2019)利用制造业数据分析空气污染对劳动生产率的影响。计量结果表明:空气污染对劳动生产率有微弱影响,在 $+10\mu\text{g}/\text{m}^3$ 的环境下超过 25 天,日产出率下降 1%。他们的研究支持 Chang et al.(2019)的研究结论。

1.2 环境规制的经济效应

美国 1970 年颁布《清洁空气法》,许多学者追踪该法案的经济效应。空气质量法规对不同行业、不同规模企业影响存在异质性。污染行业会迁移到低污染地区以规避监管,迁移企业多是高成本低生产率企业。Becker and Henderson(2000)利用 1963—1992 年的数据分析空气质量监管的附带效应(unintended effect)。《清洁空气法》规定:不达标的状态会触发特定的设备需求,随着工厂规模扩大,法规严苛程度和执行力度会上升,未达标地区污染产业的新企业减少 26%~45%。现有的研究争议:环境规制是否导致制造业竞争力下降,工作岗位流失。Greenstone(2002)利用美国清洁法案和 5 个制造业普查数据,分析发现,该法案会导致制造业就业下降 1.4%。在 15 年间,流失 59 万工作岗位和 370 亿美元的资本。1990—2008 年,尽管美国制造业大幅增长,但是制造业空

气污染排放下降60%。现有理论从三个方面解释美国空气质量的提升:第一,贸易的替代效应(污染产业转移);第二,联邦政府的政策;第三,生产率上升导致污染下降(技术进步导致污染的中间品使用量下降)。Shapiro and Walker (2018)研究表明:减排主要由产品内部排放强度变化推动,而不是产量或产品组成的变化。两位学者建立贸易和环境模型,类似于Melitz模型,不同的生产率导致不同的环保设备投资。估计表明:在1990—2008年间,制造业面临的隐形污染税翻倍。

环境规制和TFP的关系较为复杂,尤其是对创新和生产率的影响机制存在很大争议。Gollop and Robert(1983)分析1973—1979年限制排放二氧化硫对电力产业生产率的影响。两位学者的分析表明:排放法显著提高生产成本,企业使用低硫材料导致成本的上升,电力公司生产率下降0.59%。Cole et al. (2005)研究工业活动、环境法规和空间污染的关系。他们利用1990—1998年英国排放数据发现:污染强度和能源使用强度、物质资本和人力资本正相关;和企业规模、生产率和研发负相关;此外,正式和非正式的法规都降低了污染强度。Cole et al. (2014)发现环境规制会导致企业进行外包,即环境法规会改变产业链的布局。Wang et al. (2018)基于中国工业企业数据库1998—2007年数据分析水质法对中国“三河三湖”区域企业需氧量(COD)和生产率的影响。研究发现,政策降低COD会导致短期的产出和生产率下降,但是这种影响较小。数据显示:水质法导致COD下降10%,产出下降0.1%。

此外,还有学者研究环境法规的其他潜在效应。Chen et al. (2015)利用长江流经的11个省份85个城市数据,评估水质法的政策效果。他们发现水污染法改善高污染地区的水质。相对于法规更加严苛的下游地区,上游地区吸收更多的污染。Oliva(2015)提出观点:发展中国家环境法规可能会造成贪污。他利用墨西哥城的复燃机动车排放法规为研究对象,分析其与贪污的关系。

1.3 产业结构和空气污染

Grossman and Krueger(1995)认为经济增长和环境质量存在倒U型关系,即随着经济增长,环境先恶化随后改善,这就是著名的“环境库兹涅茨曲线”。两位学者提出影响环境的三个效应:规模效应、结构效应和技术效应。遗憾的是,学界对环境问题的研究集中在规模效应、技术效应以及相关政策研究,鲜有人深入地分析结构效应。关于服务业和空气质量的研究,我们发现都是关注运输行业,缺乏对服务业整体的分析。Lalive et al. (2018)分析德国的火车服务对空气质量的影响,这些火车服务是通过拍卖和谈判获得。实证发现:火车服务增加10%,一氧化碳下降1%,氮氧化物下降2%,他们的研究表明发展运输服务业可以改善空气质量。中国城市地铁的快速发展较好地改善了空气质量。Li et al. (2019)利用2008—2016年,北京空气质量和14条新地铁252个地铁站

的数据,分析地铁扩建对空气质量的影响。文章分析表明:地铁密度每提高1个标准差,空气质量提高2%。14条地铁降低死亡率,带来福利收益为10亿~31亿美元,为投入成本的1.4%~4.4%。

2 计量模型、测度方法和数据来源

2.1 计量模型

中国分别在2010年7月发布《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知(发改气候[2010]1587号)》确定五省八市确定为试点城市,2012年11月下发《国家发展改革委关于开展第二批低碳省区和低碳城市试点工作的通知》(发改气候[2012]376号)确立包括北京、上海、海南和石家庄等29个城市和省区成为我国第二批低碳试点。因此,本文将采用渐进式DID评估环保政策、服务业发展对空气质量的影响,参考Chen et al. (2018)的计量方程,本文的实证方程如下:

$$\ln PM2.5_{ijt} = \alpha \times plcc_{ijt} + \mu \times lnservice_{ijt} + \xi \times plcc_{ijt} \times lnservice_{ijt} + \beta X_{ijt} + \delta_{jt} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln PM2.5$ 是被解释变量,表示城市PM2.5强度。本文借鉴Cole et al. (2005)的处理方法,用PM2.5/GDP来衡量该指标。 $plcc$ 是城市层面的虚拟变量,如果城市入选低碳试点城市,当年及以后年份该变量为1;否则为0^①。 $lnservice$ 是服务业产业结构,用服务业就业人数占比来衡量。 X 表示城市层面一系列的控制变量,本文控制地区的教育支出、工资和人均资本,分别控制随着教育水平上升、用工成本上升以及要素禀赋提升对PM2.5的影响。此外,考虑到不同省份由于经济增长水平的差异,导致PM2.5强度的区别,本文还控制“省份—时间”固定效应 δ_{jt} ;为了控制城市层面不可观测的影响因素,还控制城市固定效应 γ_i ; ε_{it} 表示随机误差项。

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量:空气质量(PM2.5强度)

自从2000年起,中国环保部门开始发布重点城市的日度空气污染指数(API),但是该数据只包含120个城市,难以涵盖中国空气质量全貌。为了弥补

^①该虚拟变量有如下说明:第一,济源市属于省级直管县级市,在《中国统计年鉴》中没有相关数据,予以删除。第二,大兴安岭地区辖4个市辖区、1个县级市、2个县。在《中国统计年鉴》中没有相关数据,予以删除。第三,武汉、吉林、广州、昆明、延安已经包含在第一批试点城市中,这5个城市虚拟变量从2010年起计为1。

不足,本文采用 Van Donkelaar et al. (2019) 计算的全球 PM2.5 卫星栅格数据,利用 Arcgis 将数据定位到每个城市,然后计算每个城市不同年度的 PM2.5 浓度的总量和均值水平。最后,我们将城市年均 PM2.5 浓度除以城市 GDP,得到单位 GDP 的 PM2.5 浓度值。在回归中,对该数据取对数。

图4给出2003年到2016年中国285个城市PM2.5/GDP的均值,从图中可以发现,在样本期内,PM2.5强度处于不断下降的状态。

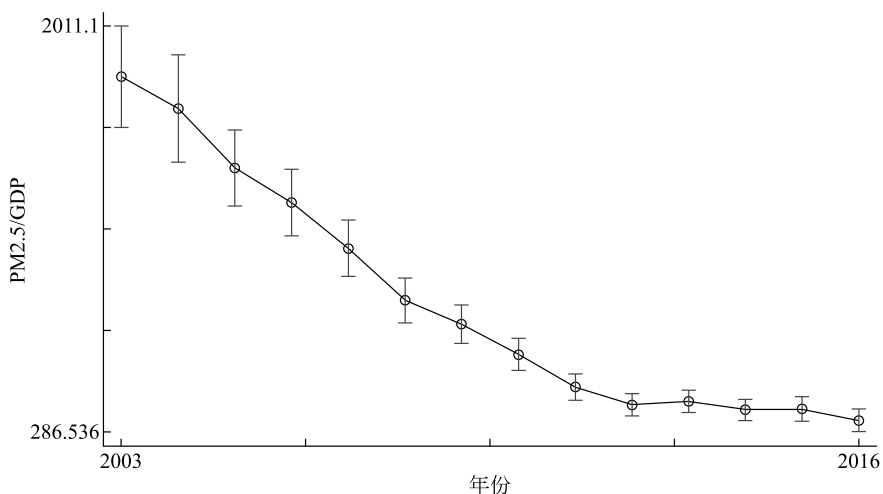


图4 2003—2016年中国PM2.5/GDP均值

2.2.2 解释变量

本文采用中国285个城市数据和3262家微观企业数据,将低碳试点城市作为实验组,非试点城市作为对照组。考虑到两批低碳城市试点政策,广东、辽宁、湖北、陕西、云南五省和天津、重庆、深圳、厦门、杭州、南昌、贵阳、保定八市的plcc变量在2010年及以后年份设定为1;第二批的城市在2012年及以后年份设定为1;其他城市设定为0。两批示范城市都包括昆明、延安和广州等城市,统一按照2010年为政策发生年份。

服务业比重(service):目前学界有两种刻画服务业比重的方式——就业人数占比和增加值比重。《城市统计年鉴》中只公布第一产业、第二产业和第三产业加总的增加值,并没有服务业细分行业的增加值。由于服务业中各个子行业差异性较大,本文还将对细分服务行业影响空气质量进行研究。因此,本文借鉴 Maroto-Sánchez and Cuadrado-Roura (2009)、Gozgor (2018) 的思路,用服务业就业比重衡量服务业的发展情况。^①

^①感谢审稿人的意见。

此外,本文还控制了一系列可能影响空气的因素:要素禀赋、工资和教育水平。其中要素禀赋用人均资本存量表示,教育水平用城市财政中教育支出占总支出的比重衡量,工资水平用当年城市的平均工资作为变量。

2.3 统计性描述

表1给出了所有变量的统计信息。本文样本为2003—2016年中国285个地级市,数据源于《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及Van Donkelaar et al. (2019)的研究成果。此外在微观机制分析中,我们还选取中国上市公司数据^①。

表1 统计性描述

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnpm	3944	6.0734	1.2284	0.7572	9.5512
plcc	3989	0.1564	0.3633	0.0000	1.0000
lnservice	3987	3.9288	0.2782	2.2935	4.6824
lnwage	3965	10.0206	0.4944	2.2834	12.3978
lnpcapital	3986	13.1010	0.7683	9.2351	15.1788
lnedu	3976	12.0250	1.0340	1.6734	15.7168

2.4 适用性分析

只有当政府选择低碳试点城市不受服务业的影响,本文的实证结果才是稳健可靠的。可以从以下两个方面确保低碳试点城市不受服务业发展的影响。一方面,根据《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知(发改气候[2010]1587号)》中关于产业方面的要求,试点地区要结合当地产业特色和发展战略,加快低碳技术创新,推进低碳技术研发、示范和产业化,积极运用低碳技术改造提升传统产业,加快发展低碳建筑、低碳交通,培育壮大节能环保、新能源等战略性新兴产业。同时要密切跟踪低碳领域技术进步最新进展,积极推动技术引进消化吸收再创新或与国外的联合研发。从文件中可以看出,低碳试点城市主要是构建低碳城市,通过技术创新改造传统产业。并没有涉及服务业方面的要求。另一方面,本文利用城市上一期的服务业比重和低碳试点城市的虚拟变量进行回归,考察服务业是否会影响国务院关于低碳试点城市的选拔。回归结果见表2。

^①目前中国的微观数据应用较多的是中国工业企业数据,但是该数据只有工业企业,没有服务企业。因此,我们采用上市公司的3262家企业,该数据同时包括了农业、工业和服务业的企业数据。

表2 服务业发展对城市入围低碳试点城市的影响

	(1)	(2)
	2010	2012
	plcc	plcc
L. Inservice	-0.0194 (0.0891)	-0.0550 (0.101)
Constant	0.329 (0.353)	0.553 (0.398)
Observations	285	285
R-squared	0.000	0.001

说明:实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,圆括号中的数字为标准误。我们用上一年城市的服务业占比作为解释变量。

表2中第1列是针对第一批试点城市的回归结果,第2列是针对第二批试点城市的回归结果。服务业占比在两个方程中的系数均不显著,表明服务业的发展水平不会影响低碳试点城市政策的选拔。此外两个方程调整后的 R -squared 几乎为0,表明服务业占比和低碳试点政策选拔的相关性极低。这就保证政策的外生性。

3 实证分析

3.1 全样本回归

首先,我们从整体上分析服务业发展、低碳试点城市政策和 $PM_{2.5}$ 强度。考虑到在第一批低碳试点城市政策中既有5个省级,又有8个地级市,本文分别汇报聚类到省级层面的回归结果(方程1~3)和城市层面(方程(4)~(7))的回归结果(见表3)。方程1是低碳试点城市政策对 $PM_{2.5}$ 强度的影响,方程(2)是发展服务业对 $PM_{2.5}$ 强度的影响,方程(3)引入了两者的交互项。方程(4)~(6)的结构与(1)~(3)相同,对比方程(1)~(3)和(4)~(6),不同的聚类只影响回归的显著性的水平,不改变方程的结构。方程(7)用服务业增加值占比衡量服务业发展。方程(6)和方程(7)实证结果基本保持一致。因此,本文可以得到以下结论。

第一,服务业的发展会提高 $PM_{2.5}$ 的强度。数据显示:服务业占比每提高1%, $PM_{2.5}$ 强度提高0.17%。这说明,中国发展服务业并不能降低 $PM_{2.5}$ 强度,中国的服务业没有体现出环境友好型的特征。发展服务业依旧会对空气造成影响,相比较制造业,服务业依旧会恶化空气质量。本文认为发展服务业对 $PM_{2.5}$ 的影响取决于以下两种相反作用力的综合效应。第一,生产率效应。服

务业的发展会软化经济结构,ICT技术和总部经济兴起提高经济生产效率。随着经济的快速发展,环境库兹涅茨曲线进入右端,改善空气质量。第二,产业关联效应。一方面,生产性服务品具有典型的中间品特征,随着产业结构演化,制造业购买的市场服务和中间服务不断提高。服务密度增加会提高企业生产率和国际竞争力(Lodefalk,2014)。Arnold et al. (2016)服务认为发展服务业有四点优势:第一,新进入者为服务创新提供机会;第二,服务业改革提高偏远地区获得服务能力,加速城镇收入趋同,有利于提高农村中小企业生产率;第三,可以改善现有服务质量;第四,减少服务市场势力,激励下游产业创新。这些都会促进下游制造业的发展。另一方面,消费性服务业的发展会拉动制造业的产出。Faber and Gaubert(2019)分析墨西哥的旅游业时发现,旅游业的发展会带动下游洁具行业、食品行业和手工业等制造业的发展。因此,服务业发展可能会影响制造业,进而对空气质量造成负面影响。服务业发展的生产率效应会改善空气质量,产业关联效应会恶化空气质量。通过实证结果可以发现,目前产业关联效应强于生产率效应。

表3 服务业发展、低碳试点政策与PM2.5强度

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PM2.5 强度						
plcc	0.0350 (0.0331)		0.496 ** (0.225)	0.0350 (0.0342)		0.496 * (0.263)	6.053 *** (1.825)
lnservice		0.160 * (0.0813)	0.171 ** (0.0787)		0.160 ** (0.0692)	0.171 ** (0.0699)	-0.0623 (0.174)
plcc×lnservice			-0.123 ** (0.0572)			-0.123 * (0.0658)	-1.647 *** (0.484)
lnedu	-0.194 *** (0.0669)	-0.201 *** (0.0606)	-0.203 *** (0.0616)	-0.194 *** (0.0630)	-0.201 *** (0.0586)	-0.203 *** (0.0591)	-0.0610 (0.0916)
lnwage	0.0364 (0.0398)	0.0371 (0.0391)	0.0402 (0.0391)	0.0364 (0.0304)	0.0371 (0.0301)	0.0402 (0.0301)	-1.562 *** (0.357)
lnpcapital	0.0277 (0.0369)	-0.00327 (0.0419)	0.00714 (0.0441)	0.0277 (0.0353)	-0.00327 (0.0407)	0.00714 (0.0430)	-0.00640 (0.118)
Province×Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
City-FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
聚类	Province	Province	Province	City	City	City	City
Observations	3842	3843	3842	3842	3843	3842	3774
R-squared	0.964	0.964	0.964	0.964	0.964	0.964	0.643

说明:实证的结果均由stata5计算并整理得出。***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,圆括号中的数字为聚类到城市层面的标准误。方程(7)是采用服务业增加值占比衡量的服务业发展。

第二,入选低碳试点城市也无法改善空气质量,这可能是因为中国的低碳试点城市主要目标在于减少温室气体。本文的重要发现是:plcc×Inservice 两者的交互项系数显著为负,即低碳试点城市的服务业比重越高,PM2.5强度越低。这说明,单纯的环保政策和产业政策无法改善空气质量,环保政策需要和产业活动相结合,努力促进低碳试点城市的服务业增长,才能够降低PM2.5强度。产业演化是纷繁复杂的混沌系统,主要以利润最大化为目标,许多企业并没有环保设备投资的激励(Stucki, 2019)^①。因此,只有通过环保政策为服务业的演化指明具体的方向,才能够改善空气质量。随着环保政策的强化,产业逐步绿色化,环境友好型的产业体系逐渐成立。经济发展方式改变过去粗放式增长,更加的智能化、数字化和绿色化,进而改善空气质量。

第三,教育支出比重上升可以改善空气质量。数据显示:教育支出提升1%,PM2.5强度下降0.2%。这说明,通过教育提高居民环保意识,可以有效地改善空气质量。人均资本和工资上升对PM2.5强度的影响不显著。

3.2 绿色全要素生产率

前文的分析表明,低碳试点城市的服务业发展可以显著降低PM2.5强度。一个重要的影响机制是低碳试点城市的服务业发展,加快低碳技术创新,提高绿色全要素生产率。因此,本小节将分析服务业发展、低碳试点政策对绿色全要素生产率的影响。本文将在方程(1)的基础上分析服务业发展、低碳试点绿色全要素生产率的影响,实证方程如下:

$$\ln GTFP_{ijt} = \alpha \times plcc_{ijt} + \mu \times Inservice_{ijt} + \xi \times plcc_{ijt} \times Inservice_{ijt} + \beta X_{ijt} + \delta_{jt} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

参考王怒立等(2015)处理方法,将空气中的污染物视为“坏”的产出,由于污染物和GDP的单位是不同的量纲,我们借鉴陈诗一(2010)方法,将“坏”的产出作为中间投入,测度绿色全要素生产率。在测算方法中,我们参考了Olley and Pakes(1996)、Levinsohn and Petrin(2003)以及Akerberg et al. (2015)的方法,分别计算三种算法的绿色全要素生产率。实证结果见表4。

方程(1)采用LP方法核算绿色全要素生产率的回归结果,从中可以发现plcc×Inservice的回归系数显著为正,意味着低碳试点城市的服务业每提高1%,绿色全要素生产率上升0.153%。这说明通过低碳城市试点政策会促进服务业提升绿色全要素生产率。这说明,环保政策和产业发展主要通过生产率效应降低PM2.5强度。

^① Stucki (2019)认为只有在能源投资产生正向效用时,企业的才会进行投资。基于德国、奥地利和瑞士的数据,发现绿色能源技术投资只有对能源成本最高的19%的企业才有正向作用。

表4 服务业发展、低碳试点政策与绿色全要素生产率

	(1)	(2)	(3)
	LP	OP	ACF
plcc	-0.577 ** (0.245)	-0.618 ** (0.250)	-0.695 *** (0.250)
lnservice	0.238 *** (0.0688)	0.239 *** (0.0695)	0.168 *** (0.0648)
plcc×lnservice	0.153 ** (0.0630)	0.165 ** (0.0638)	0.185 *** (0.0641)
lnedu	0.0758 * (0.0453)	0.0743 (0.0452)	0.0702 (0.0427)
lnwage	-0.0380 (0.0342)	-0.0281 (0.0336)	-0.0327 (0.0250)
lnpcapital	-0.108 * (0.0609)	-0.107 * (0.0580)	-0.103 ** (0.0521)
Province * Year FE	Y	Y	Y
City-FE	Y	Y	Y
Observations	3797	3797	3797
R-squared	0.475	0.469	0.431

说明:实证的结果均由 stata5 计算并整理得出。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,圆括号中的数字为聚类到城市层面的标准误。

3.3 细分服务业行业分析

服务行业内部子行业的性质差异极大,不同类型的行业发展对环境存在截然不同的影响。本文参考余泳泽和潘妍(2019)的处理方法将交通运输、仓储和邮政业,信息传输、软件和信息技术服务业,金融业,租赁和商业服务业,科学研究和技术服务业等 5 个细分行业作为生产性服务业;将批发和零售业,住宿和餐饮业,房地产业,居民服务、修理和其他服务业等 4 个行业作为消费性服务业;将水利、环境和公共设施管理业,教育,卫生和社会工作,文化、体育和娱乐业,公共管理、社会保障和社会组织等 5 个行业作为公共服务业。深入分析不同类型服务行业发展对污染的影响。采用和方程(1)相同的回归方程,实证结果见表 5。

表 5 中第 1 列是发展生产性服务业对空气质量的回归结果,第 2 列是消费性服务业增长对空气质量的回归结果,第 3 列是公共服务业增长对空气质量的回归结果。对比三列可以发现:只有当低碳试点城市生产性服务业增长时,才能够降低 PM2.5 浓度,提高空气质量。由于存在多个承包商和分包,导致供应链延长,下游产业的货物更容易受到污染(La,2019)。因此,上游行业对解决空

气污染尤为重要。生产性服务品主要是为下游制造业提供柔性化的中间产品,低碳试点城市政策为生产性服务业指明环保的方向,因此低碳城市的生产性服务业具有环境友好的特征,通过产业关联效应显著地改善下游制造业生产工艺流程,优化空气质量。

表5 服务行业异质性的讨论

	(1)	(2)	(3)
	生产性服务业	消费性服务业	公共服务业
	lnpm	lnpm	lnpm
plcc	0.224 ^{***} (0.0587)	0.105 [*] (0.0578)	-0.00972 (0.0570)
lnservice	-0.0433 (0.368)	0.235 (0.180)	0.647 ^{***} (0.203)
plcc×lnservice	-1.494 ^{***} (0.372)	-0.965 (0.612)	0.109 (0.152)
lnedu	-0.190 ^{***} (0.0624)	-0.193 ^{***} (0.0628)	-0.200 ^{***} (0.0588)
lnwage	0.0355 (0.0310)	0.0323 (0.0313)	0.0419 (0.0293)
lnpcapital	0.0288 (0.0360)	0.0325 (0.0378)	-0.0399 (0.0449)
Province×Year FE	Y	Y	Y
City-FE	Y	Y	Y
Observations	3842	3842	3842
R-squared	0.965	0.964	0.965

说明:实证的结果均由 stata5 计算并整理得出。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,圆括号中的数字为聚类到城市层面的标准误。

3.4 生产性服务业与 PM2.5 强度

前文的分析表明,只有生产性服务业增长才能够改善空气质量。本小节进一步深入分析五种生产性服务业子行业增长对空气质量的影响。实证结果见表 6。

表 6 中的 5 个方程分别是交通运输、仓储和邮政业,信息传输、软件和信息技术服务业,金融业,租赁和商业服务业,科学研究和技术服务业等 5 个细分行业的回归结果。对比 5 个行业可以发现:在方程 1、2、4 和 5 中 plcc×lnservice 的回归系数显著为正,只有方程 3 的 plcc×lnservice 系数未能通过显著性检验。这意味着,低碳试点城市的交通运输、仓储和邮政业,信息传输、软件和信息技术

服务业,租赁和商业服务业,科学研究和技术服务业等4个行业的增长都可以改善空气质量。

表6 细分生产性服务业行业的分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	交通运输、仓储和 邮政业	信息传输、软件和 信息技术服务业	金融业	租赁和商业 服务业	科学研究和 技术服务业
	lnpm	lnpm	lnpm	lnpm	lnpm
plcc	0.144 *** (0.0502)	0.117 *** (0.0411)	0.0728 (0.0621)	0.109 ** (0.0426)	0.141 *** (0.0444)
lnservice	-0.107 (0.589)	0.783 (0.736)	-0.561 (1.044)	-0.597 (0.765)	2.934 ** (1.316)
plcc×lnservice	-2.579 *** (0.888)	-6.176 *** (1.458)	-1.030 (1.205)	-4.118 *** (1.280)	-6.388 *** (1.559)
lnedu	-0.193 *** (0.0626)	-0.191 *** (0.0625)	-0.191 *** (0.0632)	-0.192 *** (0.0622)	-0.191 *** (0.0619)
lnwage	0.0355 (0.0307)	0.0375 (0.0309)	0.0376 (0.0307)	0.0335 (0.0306)	0.0347 (0.0311)
lnpcaptial	0.0273 (0.0349)	0.0262 (0.0348)	0.0392 (0.0433)	0.0184 (0.0341)	0.0148 (0.0352)
Province * Year FE	Y	Y	Y	Y	Y
City-FE	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	3842	3842	3842	3842	3842
R-squared	0.964	0.964	0.964	0.964	0.965

说明:实证的结果均由 stata5 计算并整理得出。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,圆括号中的数字为聚类到城市层面的标准误。第 1 列是交通运输、仓储和邮政业的回归结果,第 2 列是信息传输、软件和信息技术服务业的回归结果,第 3 列是金融业的回归结果,第 4 列是租赁和商业服务业的回归结果,第 5 列是科学研究和技术服务业的回归结果。

4 稳健性检验

4.1 因果推断的稳健性检验

存在同时影响产业结构和空气质量的共同因素,导致估计偏误。本文对遗漏变量偏误的稳健性检验采用 Frank (2000) 提出的检验方法:对混淆变量与自变量和混淆变量与因变量的相关系数的乘积进行估计。Frank et al. (2013) 进一步采用从评价估计中使推论无效的偏差。偏差百分比被定义为能够被原假设替代从而使推论无效的观测样本比例。这些替代可能来自反事实数据。

该方法源于将一个估计值与一个阈值对比时，要多大偏差才能使推论转变。该方法的命令为 `konfound`，`konfound` 将计算出使变量列表中的每个变量的推理无效或维持推理所需的偏差百分比。为了计算 `plcc×lnservice` 变量使推断无效的偏差百分比，我们使用 `konfound` 命令的非线性模型，结果如表 7 所示。

表 7 因果推断

	dy/dx	Delta-method Std. Err.	z	p>z	[95% Conf. Interval]
<code>plcc×lnservice</code>	-.1377	0.0639	-2.16	0.031	-0.2629 -0.0125

说明：实证的结果均由 `stata5` 计算并整理得出。

表 7 表明，采用 `konfound` 重新估计之后，`plcc×lnservice` 和空气质量之间的负相关性依旧显著成立。该命令还将为具有统计意义的变量提供敏感性图，本文估计的灵敏度图如下：

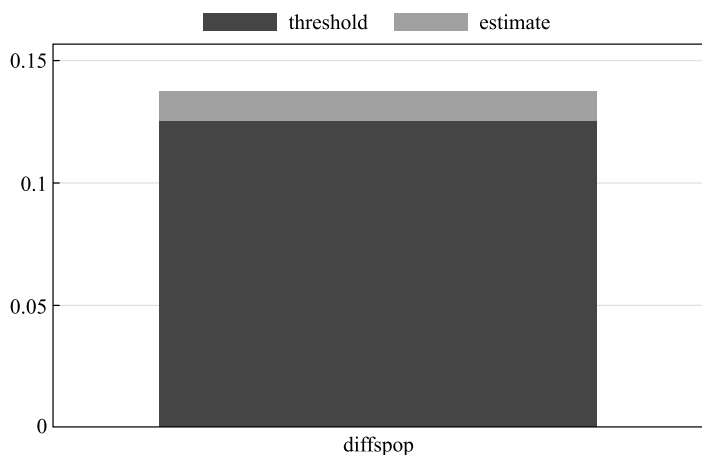


图 5 灵敏度图

4.2 伪造检验

本文还进行伪造检验，估计的原理是通过随机构造低碳试点城市进行稳健性检验，如果真的存在政策效应，那么伪造低碳试点城市之后 `plcc×lnservice` 的系数应当不显著。该方法通过随机模拟 n 次冲击，每个模拟冲击都可以得到一个估计系数，因此一共有 n 个模拟估计系数。这 n 个模拟估计系数服从一定分布，我们可以将实际估计系数与该分布进行比较。本文采用 `metareg` 命令，表 8 分别给出 500、1000、1500、2000、2500、3000、3500 和 4000 次模拟的回归结果。不同模拟结果表明，伪造检验之后，`plcc×lnservice` 的回归系数均不显著。这说

明,伪造检验会导致低碳试点城市服务业发展对PM2.5强度的影响不显著。因此,本文的回归结果是稳健的。

表8 置换检验的回归结果

	500	1000	1500	2000	2500	3000	3500	4000
plcc×lnservice	0.754	0.744	0.764	0.756	0.741	0.740	0.760	0.750
最大蒙特卡洛 p 值	0.0224	0.0158	0.0129	0.0112	0.0100	0.0091	0.0084	0.0079

说明:实证的结果均由 stata15 计算并整理得出。第二行为 plcc×lnservice 回归系数的 p 值,第三行给出最大蒙特卡洛 p 值。

5 微观机制分析

本文的企业数据选自 WIND 数据库中上市公司数据,该数据包括了涵盖农业、制造业和服务业在内的三次产业的企业数据。在 WIND 数据库中可以追溯到 1993 年的服务业企业数据,为了和城市层面数据保持统一,企业层面样本的时间区间为 2004—2016 年。本文将部分退市企业剔除之后,共整理出 3262 家企业数据。

5.1 生产率

面临较为严苛的环境法规时,企业可以提升绿色全要素生产率,减少污染的中间品使用,进而完成政府要求。因此,本小节将分析服务业发展、低碳试点城市政策对企业生产率的影响。计量方程如下:

$$\ln \text{tfp}_{ijct} = \alpha \times \text{plcc}_{ict} + \mu \times \ln \text{service}_{ict} + \xi \times \text{plcc}_{ict} \times \ln \text{service}_{ict} + \beta X_{ijct} + \delta_{jt} + \gamma_c + \varepsilon_{ijct} \quad (3)$$

本文采用 Akerberg et al. (2015) 的最新方法,按照 ACF 方法计算企业的全要素生产率。图 6 和图 7 分别给出制造业企业全要素生产率和服务业企业全要素生产率。从图 6 和图 7 中可以发现制造业企业生产率一直处在较高水平,服务业企业生产率在金融危机之后稳步上升。

为了分析服务业发展、低碳试点城市政策对企业生产率的影响,本文采用方程(3)进行实证分析,实证结果见表 9。

从表 9 中,我们没有发现服务业发展、低碳试点城市政策和全要素生产率之间的关系,无论是整体还是分行业,分企业性质 plcc×lnservice 的回归系数均不显著。这说明,低碳试点城市服务业的发展无法提升企业全要素生产率。

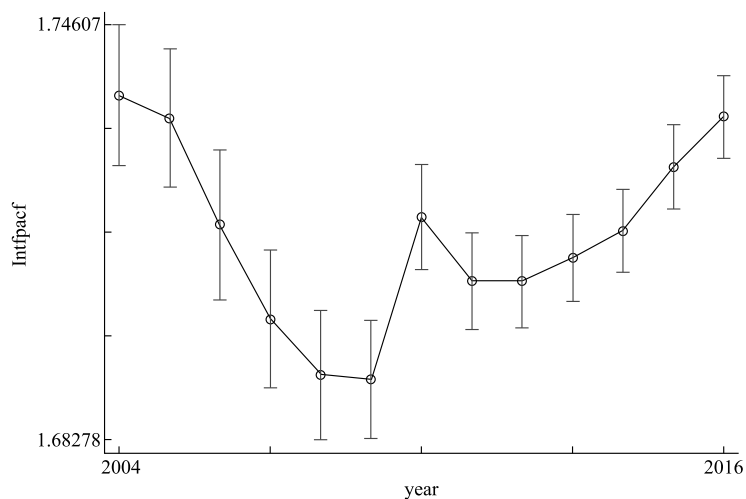


图 6 制造业企业要素生产率

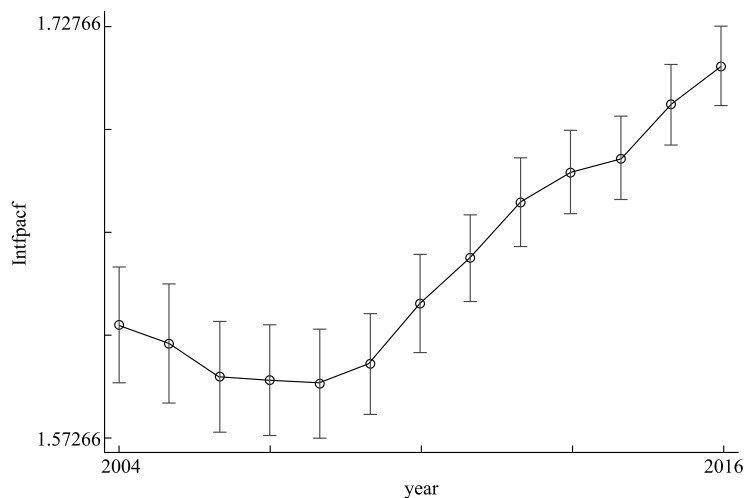


图 7 服务业企业全要素生产率

表 9 服务业发展、低碳试点城市政策与企业全要素生产率

	(1)	(2)	(3)	(4) 国有企业		(6) 非国有企业	
	全样本	制造业	服务业	制造业	服务业	制造业	服务业
	plcc	0.0166 (0.0500)	-0.00189 (0.0522)	0.103 (0.110)	-0.127 (0.0963)	0.175 (0.182)	-0.0361 (0.0602)
lnservice	-0.00123 (0.0121)	-0.0121 (0.0117)	0.0292 (0.0344)	-0.00674 (0.0201)	0.00737 (0.0492)	-0.00187 (0.0135)	0.0441 (0.0488)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	制造业	服务业	国有企业		非国有企业	
				制造业	服务业	制造业	服务业
plcc×lnservice	0.00174 (0.0128)	0.00717 (0.0136)	-0.0232 (0.0275)	0.0347 (0.0244)	-0.0407 (0.0460)	0.0175 (0.0160)	-0.0106 (0.0388)
managment	-0.0503 *** (0.00430)	-0.0718 *** (0.00432)	-0.0131 (0.00829)	-0.0554 *** (0.00662)	-0.00990 (0.0131)	-0.0684 *** (0.00482)	-0.0113 (0.0100)
lnadver	0.00769 *** (0.00116)	0.00644 *** (0.00113)	0.0112 *** (0.00365)	0.00727 *** (0.00219)	0.00998 (0.00659)	0.00787 *** (0.00121)	0.0129 *** (0.00425)
age	0.00483 *** (0.000633)	0.00616 *** (0.000643)	0.00302 * (0.00165)	-0.00103 (0.00153)	-0.00115 (0.00255)	0.00543 *** (0.000709)	0.00342 * (0.00206)
Industry×Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
City-FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	29498	19385	7714	5618	3366	13759	4339
R-squared	0.213	0.236	0.215	0.303	0.250	0.250	0.288

说明:实证的结果均由 stata5 计算并整理得出。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,圆括号中的数字为聚类到城市层面的标准误。

5.2 创新

接下来,本文分析服务业发展、低碳城市试点政策对企业创新的影响。采用如下回归方程:

$$\ln R\&D_{ijct} = \alpha \times plcc_{ict} + \mu \times ln service_{ict} + \xi \times plcc_{ict} \times ln service_{ict} + \beta X_{ijct} + \delta_{jt} + \gamma_c + \varepsilon_{ijct} \quad (4)$$

本文用企业的研发投入金额来衡量企业的创新行为,实证结果见表 10。

表 10 服务业发展、低碳试点城市政策与创新

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	制造业	服务业	国有企业		非国有企业	
				制造业	服务业	制造业	服务业
plcc	-0.0418 (0.0294)	-0.0542 * (0.0297)	0.161 ** (0.0754)	-0.0152 (0.0251)	-0.00626 (0.0119)	-0.0611 * (0.0335)	0.261 *** (0.0959)
lnservice	0.0128 (0.00827)	0.00803 (0.00813)	0.0202 (0.0269)	-0.000827 (0.00435)	-0.00754 (0.00620)	0.00330 (0.00882)	0.0535 (0.0350)
plcc×lnservice	0.0122 (0.00756)	0.0157 ** (0.00780)	-0.0368 * (0.0188)	0.00472 (0.00648)	0.00160 (0.00310)	0.0183 ** (0.00891)	-0.0632 *** (0.0238)
managment	-0.148 *** (0.00109)	-0.159 *** (0.000869)	-0.113 *** (0.00340)	0.00870 *** (0.00137)	0.00205 * (0.00106)	-0.160 *** (0.000916)	-0.121 *** (0.00344)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	制造业	服务业	国有企业		非国有企业	
				制造业	服务业	制造业	服务业
lnadver	0.00617 *** (0.000879)	0.00576 *** (0.000912)	0.00856 *** (0.00213)	0.000637 (0.000520)	0.000303 (0.000917)	0.00515 *** (0.000989)	0.0102 *** (0.00263)
age	-0.00376 *** (0.000342)	-0.00369 *** (0.000384)	-0.00378 *** (0.000727)	-0.00105 *** (0.000296)	-8.13e-05 (0.000175)	-0.00276 *** (0.000399)	-0.00303 *** (0.000862)
Industry× Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
City-FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	41436	28633	9764	5949	3613	22682	6144
R-squared	0.895	0.932	0.792	0.357	0.213	0.946	0.840

说明：实证的结果均由 stata5 计算并整理得出。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，圆括号中的数字为聚类到城市层面的标准误。

在全样本中，没有发现服务业发展改善空气质量的证据。对比表 9 第(2)列和第(3)列可以发现，低碳试点城市对不同行业的创新存在异质性影响，低碳试点城市的制造业创新会显著下降，服务创新能力会显著提高。低碳试点城市的制造业企业创新能力下降 0.054%，服务企业的创新能力上升 0.161%。 $plcc \times lnservice$ 则显示完全相反的结果，随着低碳试点城市服务业占比的提高，制造业的创新能力会逐步提高，服务业的创新能力会下降。这意味着，环境政策导致的结构变迁效应会提高制造业的创新能力。

细分企业性质之后发现，低碳试点城市服务业发展对企业创新能力的影 响主要体现在非国有企业中，该结果和前文的回归保持一致。即低碳试点政策对国有企业的创新不显著。

5.3 对外投资

最后，我们针对“污染天堂”假说，分析国内环保政策是否会影响产业链的布局。下面将考察低碳试点城市政策、服务业发展对企业 OFDI 的影响。回归方程如下：

$$OFDI_{ict} = \alpha \times plcc_{ict} + \mu \times lnservice_{ict} + \xi \times plcc_{ict} \times lnservice_{ict} + \beta X_{ict} + \delta_{jt} + \gamma_c + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

对于企业对外投资数据，本文利用历年商务部提供的《境外投资企业(机构)备案结果公开名录》进行匹配。中华人民共和国商务部对外投资和经济合作司从 1983 年开始公布《境外投资企业(机构)备案结果公开名录》。本文将 2004—2016 年的《境外投资企业(机构)备案结果公开名录》和 WIND 数据中的

服务业企业数据进行匹配,获取对外投资的服务业企业。实证结果见表 11。

表 11 服务业发展、低碳试点城市政策与对外直接投资

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	制造业	服务业	国有企业		非国有企业	
				制造业	服务业	制造业	服务业
plcc	0.0479 (0.0393)	0.0702 (0.0493)	-0.0356 (0.0718)	-0.0821 (0.172)	0.0618 (0.123)	0.0824 (0.0513)	-0.0707 (0.0901)
lnservice	0.0125 (0.00978)	0.0150 (0.0115)	0.00958 (0.0213)	0.0168 (0.0309)	0.0804* (0.0420)	0.0123 (0.0122)	-0.0176 (0.0242)
plcc×lnservice	-0.0109 (0.0101)	-0.0168 (0.0128)	0.00829 (0.0180)	0.0174 (0.0429)	-0.0151 (0.0307)	-0.0188 (0.0134)	0.0163 (0.0228)
managment	0.00352*** (0.000401)	0.00433*** (0.000505)	0.000729 (0.000741)	-0.0148*** (0.00449)	-0.0110*** (0.00374)	0.00450*** (0.000561)	0.00170** (0.000745)
lnadver	0.00256** (0.001000)	0.00114 (0.00113)	0.00753*** (0.00229)	-0.000767 (0.00266)	0.00392 (0.00408)	0.00194 (0.00123)	0.00954*** (0.00289)
age	0.000524** (0.000260)	0.00112*** (0.000331)	-0.000249 (0.000482)	-0.00154 (0.00137)	-0.00156 (0.00112)	0.00114*** (0.000340)	0.000184 (0.000514)
Industry×Year FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
City-FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	41436	28633	9764	5949	3613	22682	6144
R-squared	0.066	0.065	0.077	0.093	0.097	0.071	0.100

说明:实证的结果均由 stata5 计算并整理得出。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,圆括号中的数字为聚类到城市层面的标准误。

从表中可以发现,无论是全样本、分行业还是分不同性质的企业,均没有发现低碳试点政策、服务业发展可以影响企业的对外投资。这说明,国内的环境政策引发的结构变迁效应不会改变企业生产链的布局。这可能是因为发达国家的法规更为严苛,而发展中国家产业配套设施落后,无法吸引中国的产业转移。

6 结论

中国劳动密集型产业的快速增长对环境造成一定的压力,尤其是空气污染问题较为严重。经济发展将“低垂果实”摘完,结构效应的拐点迟迟没有来临。如何进一步优化环境、改善空气质量成为制约高质量发展的瓶颈。为了解决空气污染问题,中国政府分别在 2010、2012 和 2017 年设定三批低碳城市,大力发展低碳产业。服务业作为技术密集和知识密集的产业,在国民经济中占比提升

能否改善空气质量?针对该问题,本文利用2003—2016年中国285个地级市的数据,以低碳城市试点政策为切入点,分析服务业发展对空气质量的影响。同时,还利用WIND数据库中企业数据,探讨低碳城市服务业发展改善空气质量的微观机制,得到以下结论。

第一,采用多维固定效应之后发现,服务业比重提高1%,PM2.5强度上升0.17%。本文的研究表明服务业占比上升依旧会对空气造成污染。第二,低碳城市服务业占比提高1%,PM2.5强度下降0.123%。这意味着需要将环保政策和产业发展结合,才能有效改善空气质量。第三,低碳城市服务业发展可以提高制造业企业的创新能力;但是不会影响企业的生产率和产业链布局;并且低碳城市服务业发展的影响主要体现在非国有企业,对国有企业的影响不显著。

本文研究的启示在于以下三方面。首先,结构效应无法发挥作用是因为未能和环保政策相结合,服务业改善空气质量的关键在于和环保政策相结合。国家在制定环保政策时,需要将产业结构调整纳入到政策目录中,协调环保政策和产业政策才能够有效改善空气质量。其次,服务业的发展可以提高服务企业的创新能力,这说明服务业存在“自增强机制”;但是,低碳城市服务业的发展会抑制服务企业的创新能力。相关部门在制定环保政策时,需要激活服务企业的创新激励,避免服务业陷入粗放式发展的陷阱。最后,低碳城市服务业发展主要影响非国有企业,对国有企业的影响不显著。这可能和国企的环保“软约束”有关,未来需要重点加强对国有企业的监督和复查,避免可能存在的腐败和低效率问题。

参考文献

- 陈诗一. 2010. 中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. 经济研究, 45(11): 21-34, 58.
- Chen S Y. 2010. Green industrial revolution in china: A perspective from the change of environmental total factor productivity (1980—2008) [J]. *Economic Research Journal*, 45(11): 21-34, 58. (in Chinese)
- 孙伟增, 张晓楠, 郑思齐. 2019. 空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究[J]. 经济研究, 54(11): 102-117.
- Sun W Z, Zhang X N, Zheng S Q. 2019. Air pollution and spatial mobility of labor force: Study on the migrants' job location choice [J]. *Economic Research Journal*, 54(11): 102-117. (in Chinese)
- 王恕立, 滕泽伟, 刘军. 2015. 中国服务业生产率变动的差异分析——基于区域及行业视角[J]. 经济研究, 50(8): 73-84.

- Wang S L, Teng Z W, Liu J. 2015. The disparity and convergence of TFP change in China's service industry: Based on regional and industry perspectives[J]. *Economic Research Journal*, 50(8): 73-84. (in Chinese)
- 余泳泽, 潘妍. 2019. 中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J]. *经济研究*, 54(3): 150-165.
- Yu Y Z, Pan Y. 2019. The mysterious coexistence of rapid economic growth and a lag in the service industry's upgrade in China: An interpretation based on the economic growth target constraints perspective [J]. *Economic Research Journal*, 54(3): 150-165. (in Chinese)
- Akerberg D A, Caves K, Frazer G. 2015. Identification properties of recent production function estimators[J]. *Econometrica*, 83(6): 2411-2451.
- Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is free trade good for the environment? [J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 877-908.
- Arnold J M, Javorcik B, Lipscomb M, et al. 2016. Services reform and manufacturing performance: Evidence from India[J]. *The Economic Journal*, 126(590): 1-39.
- Baccini L, Impullitti G, Malesky E J. 2019. Globalization and state capitalism: Assessing Vietnam's Accession to the WTO[J]. *Journal of International Economics*, 119: 75-92.
- Baumol W. Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis [J]. *American Economic Review*, 1967, 57(3): 415-426.
- Becker R, Henderson V. 2000. Effects of air quality regulations on polluting industries [J]. *Journal of Political Economy*, 108(2): 379-421.
- Brucal A, Javorcik B, Love I. 2019. Good for the environment, good for business: Foreign acquisitions and energy intensity[J]. *Journal of International Economics*, 121: 103247.
- Chang T Y, Graff Zivin J, Gross T, et al. 2019. The effect of pollution on worker productivity: Evidence from call center workers in China [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(1): 151-172.
- Chen S Y, Jin H, Lu Y L. 2019. Impact of urbanization on CO₂ emissions and energy consumption structure: A panel data analysis for Chinese prefecture-level cities[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 49: 107-119.
- Chen Z, Kahn M E, Liu Y, et al. 2018. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 88: 468-485.
- Cole M A, Elliott R J R, Shimamoto K. 2005. Industrial characteristics, environmental regulations and air pollution: An analysis of the UK manufacturing sector [J].

- Journal of Environmental Economics & Management*, 50(1): 121-143.
- Cole M A, Elliott R J R, Okubo T. 2014. International environmental outsourcing[J]. *Review of World Economics*, 150(4): 639-664.
- Copeland B, Taylor M S. North-South Trade and the Environment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(3): 755-787.
- Ebenstein A, Fan M Y, Greenstone M, et al. 2015. Growth, pollution, and life expectancy: China from 1991—2012[J]. *American Economic Review*, 105(5): 226-231.
- Faber B, Gaubert C. Tourism and economic development: Evidence from Mexico's coastline[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(6): 2245-2293.
- Frank K A. 2000. Impact of a confounding variable on a regression coefficient [J]. *Sociological Methods and Research*, 29(2): 147-194.
- Freeman R, Liang W Q, Song R, et al. 2019. Willingness to pay for clean air in China [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 94: 188-216.
- Fu S H, Gu Y Z. 2017. Highway toll and air pollution: Evidence from Chinese cities [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 83: 32-49.
- Gollop F M, Roberts M J. 1983. Environmental regulations and productivity growth: The case of fossil-fueled electric power generation [J]. *Journal of Political Economy*, 91(4): 654-674.
- Gozgor G. 2018. Does the structure of employment affect the external imbalances? Theory and Evidence[J]. *Structural Change & Economic Dynamics*, 45: 77-83.
- Greenstone M. 2002. The impacts of environmental regulations on industrial activity: Evidence from the 1970 and 1977 clean air act amendments and the census of manufactures[J]. *Journal of Political Economy*, 110(6): 1175-1219.
- Grossman G M, Krueger A B. 1995. Economic growth and the environment [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2): 353-377.
- Hao Y, Guo Y, Guo Y, Wu H, Ren S. Does outward foreign direct investment (OFDI) affect the homecountry's environmental quality? The case of China [J]. *Structural Change & Economic Dynamics*, 2020, 52: 109-119.
- He J X, Liu H M, Salvo A. 2019. Severe air pollution and labor productivity: evidence from industrial towns in China[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(1): 173-201.
- Heyes A, Zhu M Y. 2019. Air pollution as a cause of sleeplessness: Social media evidence from a panel of Chinese cities[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 98: 102247.
- La J J. 2019. Effects of the preference for environmental quality on the export competition

- between China and OECD countries[J]. *The World Economy*, 42(4): 1180-1199.
- Lalive R, Luechinger S, Schmutzler A. 2018. Does expanding regional train service reduce air pollution? [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 92: 744-764.
- Levinsohn J, Petrin A. 2003. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- Li S J, Liu Y Y, Purevjav A O, et al. 2019. Does subway expansion improve air quality? [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 96: 213-235.
- Lodefalk M. 2014. The role of services for manufacturing firm exports[J]. *Review of World Economics*, 150(1): 59-82.
- Marin G, Vona F. 2019. Climate policies and skill-biased employment dynamics: Evidence from EU countries[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 98: 102253.
- Maroto-Sánchez S, Cuadrado-Roura J R. 2009. Is growth of services an obstacle to productivity growth? A comparative analysis [J]. *Structural Change & Economic Dynamics*, 20(4): 254-265.
- Oliva P. 2015. Environmental regulations and corruption: automobile emissions in Mexico city[J]. *Journal of Political Economy*, 123(3): 686-724.
- Olley G S, Pakes A. 1996. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- Shapiro J S, Walker R. 2018. Why is pollution from US manufacturing declining? The roles of environmental regulation, productivity, and trade[J]. *American Economic Review*, 108(12): 3814-3854.
- Stucki T. 2019. Which firms benefit from investments in green energy technologies? The effect of energy costs[J]. *Research Policy*, 48(3): 546-555.
- Van Donkelaar A, Martin R V, Li C, et al. 2019. Regional estimates of chemical composition of fine particulate matter using a combined geoscience-statistical method with information from satellites, models, and monitors[J]. *Environmental Science & Technology*, 53(5): 2595-2611.
- vanNeuss L. 2018. Globalization and deindustrialization in advanced countries [J]. *Structural Change & Economic Dynamics*, 45: 49-63.
- Wang C H, Wu J J, Zhang B. 2018. Environmental regulation, emissions and productivity: Evidence from Chinese COD-emitting manufacturers [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 92: 54-73.

Does Developing Service Industries Improve Air Quality? Evidence from Low-Carbon Pilot Cities

Qifei Chen¹ Shuangxu Wang²

(1. *School of International Economics and Business, Nanjing University of Finance and Economics;*

2. *School of Education, Hainan Normal University*)

Abstract This paper expanded the analysis framework of Grossman & Krueger (1995) on structural transformation and environmental quality, and analyzed the relationship between the proportion of the service industry and the intensity of PM_{2.5} by using the data of 285 prefecture-level cities in China from 2003 to 2016 and the micro-enterprise data of WIND database. The research results showed that: first, the proportion of the service industry increased by 1% and the intensity of PM_{2.5} increased by 0.17%. This means that the production of services still pollutes the air. Second, this paper takes the pilot policy of low-carbon cities as a quasi-natural experiment to analyze the relationship between service growth and air quality in pilot cities. The study found that the proportion of services in low-carbon cities increased by 1% and the intensity of PM_{2.5} decreased by 0.123%. Thirdly, this paper also makes use of the micro data of manufacturing industry and service industry in the WIND database to investigate the micro mechanism that the pilot policies of low-carbon cities affect the development of service industry. The empirical results show that the development of low-carbon urban service industry can improve the innovation ability of manufacturing enterprises. But will not affect the productivity of enterprises and industrial chain layout. The influence of low-carbon urban service industry development is mainly reflected in non-state-owned enterprises, and the influence on state-owned enterprises is not significant. The research in this paper provides theoretical support for air governance in China. Only by combining structural effects with environmental protection policies can air quality be effectively improved.

JEL Classification L88, Q53