

环境保护能否提高 中国生产性服务业比重

——基于低碳城市试点策略研究

陈启斐 钱非非*

摘要: 目前对环境政策的研究主要聚焦于评估政策效应,鲜有分析环保政策对生产性服务业的影响。鉴于此,本文将低碳城市试点政策视为“准自然实验”,基于2003—2016年285个地级市数据,采用双重差分法探究低碳试点政策能否提升生产性服务业占比。实证结果表明:低碳试点政策能显著提升我国生产性服务业比重,试点城市比非试点城市的生产性服务业比重提高约2.58%,经过一系列的稳健性检验,该结论仍然成立。此外,异质性检验结果显示,政策效果主要体现在一类大型城市;细分行业方面,低碳城市建设对信息传输、软件和信息技术服务业,批发和零售业,科学研究、技术服务业和地质勘查业均存在显著的促进作用。本文认为低碳政策的实施应因地制宜、因规模制宜,要继续加大环保技术投入,加速形成“结构”与“技术”的双重低碳保障。

关键词: 低碳城市;准自然实验;生产性服务业比重;环境保护政策

一、引言与文献综述

2013年中国第三产业增加值占比首次超越第二产业,服务业发展备受关注,且发展势头迅猛,成为吸纳就业的主阵地。一方面,国家统计局的最新数据显示,2019年,我国第三产业增加值在GDP中占比53.9%,吸纳就业3.67亿人^①。但是,中国的服务业发展仍然较为滞后,低于中等收入国家的均值水平(陈启斐、吴金龙,2018)。提高服务业尤其是生产性服务业占比是中国产业结构升级的重要方向和任务。另一方面,全球气候变暖如今成为全世界关注的热点问题。中国作为温室气体排放大国,环境问题亟待解决。为此,国家制定了一系列严苛的环境政策,以降低经济发展对环境的损害。2010年,《国家发展改革委关于开展低

* 陈启斐,南京财经大学国际经贸学院,邮政编码:210023,电子信箱:chenpl@126.com;钱非非,南京财经大学国际经贸学院,邮政编码:210023,电子信箱:qianfeifei96@163.com。

本文得到国家自然科学基金青年项目“全球价值链重构背景下双重外包对我国产业升级动能重塑的机制研究”(项目批准号:71703064)、中国博士后科学基金项目“对外直接投资与服务业高质量发展:理论机理和实证检验”(项目批准号:2019M650077)、江苏省研究生科研创新计划项目“发展服务经济能否降低环境污染”(项目批准号:KYCX19_1380)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。

① 资料来源:《中华人民共和国2019年国民经济和社会发展统计公报》。

碳省区和低碳城市试点工作的通知》(发改气候[2010]1587号)要求,各试点单位编制低碳发展规划、制定支持低碳绿色发展的配套政策、加快建立以低碳排放为特征的产业体系、建立温室气体排放数据统计和管理体系、积极倡导低碳绿色生活方式和消费模式。2011年,《国务院关于加强环境保护重点工作的意见》(国发[2011]35号)指出,严格执行环境影响评价制度,继续加强主要污染物总量减排,尤其要大力发展环保产业。2016年,《国务院关于印发“十三五”生态环境保护规划的通知》(国发[2016]65号)强调,要实施专项治理,全面推进达标排放与污染减排。随着环境法规逐步完善,高能耗高污染的第二产业,尤其是重工业短板日益显现。各地高度重视发展环境友好型服务业,尤其是生产性服务业。本文以2010年推行的低碳城市试点政策为切入点,研究该政策对我国生产性服务业扩张的作用。此外,减少环境污染,除了可进行产业结构调整外(Wang et al., 2018a),发展清洁技术也是一条重要途径(Jiao et al., 2018),因此,本文还构建了环境技术变量,在基准回归部分对这两条主要环保途径展开实证分析,探讨低碳城市建设对生产性服务业比重提升和环境技术发展两方面的政策效果。

与本文主题密切相关的文献主要涉及以下三个方面。一是研究环境规制等相关政策对产业结构升级的影响。李虹和邹庆(2018)认为环境规制对我国产业结构的合理化和高级化具有有力的驱动作用,环境规制政策可以作为倒逼机制来促进城市产业结构升级。童健等(2016)在研究政府的环境规制与工业行业结构升级中引入要素投入结构这一指标,发现要素投入结构不同,行业应对环境政策时的行为也会不同,他认为环境规制与产业升级的关系具有“J”型特征。Gu和Wang(2018)研究发现,中国能源密集型产业的限制投资政策能有效加速其产业结构调整,具有显著的碳减排效应。此外,也有不少学者对环境库兹涅茨曲线展开研究,验证环境库兹涅茨曲线在中国的实现,计算中国的理论拐点以及曲线形状的影响因素(林伯强、蒋竺均,2009)。二是有关生产性服务业的研究,主要有三个研究方向:第一,研究生产性服务业与制造业的关联性。顾乃华等(2006)较早在国内展开该方面的探讨,认为在经济转型时期,生产性服务业的良性发展能够促进制造业竞争力的提升,且该效应在东部地区最为显著。近期研究也肯定了该观点(孔令夷、邢宁宁,2019)。此外,随着我国步入后工业发展时期,生产性服务业在国民经济中的比重持续提升。李平等(2017)认为,生产性服务业完全可以作为新常态下中国经济可持续、高质量增长的新动能,其具有的较高技术水平和集聚能力能够提升我国总体的全要素生产率。姚战琪(2019)指出,生产性服务中间投入能较好地促进中国的制造业服务化,有利于提升中国在全球价值链上的位置。第二,研究地方经济增长约束、专业化分工、产权结构等一些外在因素对生产性服务业发展的影响。余泳泽和潘妍(2019)认为,我国的地方经济增长约束对生产性服务业发展具有抑制作用,因此提出要弱化经济增长目标考核。第三,研究生产性服务业集聚的成因及其对我国经济和环境等方面的影响。陈建军等(2009)认为,生产性服务业的集聚会受到知识密集度、信息技术水平、城市和政府规模等因素的影响。余泳泽和刘凤娟(2017)指出,生产性服务业集聚能够抑制环境污染,具有环境正外部性。三是有关低碳城市政策的研究。付允等(2008)认为,低碳城市建设是发展低碳经济的必经之路,中国出台的低碳城市试点政策是顺应时代发展的必然选择。耿世刚等(2019)强调,我国面临日益严峻的环境污染问题,加快推进低碳城市建设和产业结构升级对接是当前工作的重点之一。目前国内有关该政策效应评估的文献多侧重于低碳城市建设对环境治理的影响,鲜有文献分析低碳城市建设对服务业的影响。宋弘等

(2019)运用城市数据研究低碳城市建设对空气质量的影响及其作用机制,发现低碳城市建设能够推动工业产业结构的升级和创新,达到清洁环境的效果。逯进等(2020)基于双重差分法,将财政分权、技术创新、绿色消费观念作为中间机制,发现低碳城市试点政策对产业结构升级具有显著的促进作用,正向空间溢出效应明显。周迪等(2019)的研究发现,低碳试点城市通过升级产业结构提升了碳排放绩效。

基于现有文献,本文发现当前有关环境政策的研究较多(Wang et al., 2018b; 朱平芳等, 2011),有关服务业或生产性服务业发展的研究也很多(高觉民、李晓慧, 2011; 余泳泽、刘凤娟, 2017),但较少有文献将两者结合起来,研究环境政策对生产性服务业发展的影响。李虹和邹庆(2018)研究环境规制对城市产业结构转型的影响,逯进等(2020)研究低碳城市政策与产业结构升级的关系。但是,此类文献集中在制造业领域,并未侧重于服务业。故本文以低碳城市建设为切入点,将环境政策与服务业结合,采用双重差分法,研究低碳城市建设对生产性服务业的影响,并进一步探讨该种效应是否会随着城市规模的不同而存在差异,以及在生产性服务业各细分行业中的效果。

本文余下部分结构安排如下:第二部分介绍变量选取、指标构建、数据来源和处理以及实证模型设定;第三部分展示和解释实证结果,并从六个方面展开稳健性检验;第四部分分析低碳城市试点政策的异质性,从不同城市规模 and 不同细分行业评估政策效果;最后总结全文并提出政策建议。

二、变量选取、数据说明与模型构建

(一) 变量选取与数据说明

1. 变量选取

低碳城市试点政策于2010年正式发布,首批共确立五省八市为试点单位^①,2012年第二批国家低碳试点范围为29城市和省区^②。本文将低碳城市试点政策视为“准自然实验”,采用双重差分法,探究该政策对中国生产服务业比重提升是否具有促进作用。基准回归部分主要针对2010年的首批试点展开政策评估,将试点城市作为实验组,非试点城市则为控制组。鉴于2012年又新增了第二批低碳试点城市,与石大千等(2018)的做法一致,将新增试点城市作为本文结果的稳健性检验。此外,为研究试点政策的净效应,本文在实际操作中剔除了2012年新出现的城市。差分变量的具体设定方法为:(1)实验组虚拟变量(dc)。将2010年确立的低碳试点城市定义为1,非试点城市则为0。(2)实验期虚拟变量(dt)。以2010年为时间节点,2010年及以后的年份定义为1,2010年之前的年份定义为0。

为研究低碳城市试点政策对我国生产性服务业发展的影响,本文构建了生产性服务业发展指标作为被解释变量(pro_ser)。参考国家统计局发布的《生产性服务业统计分类(2015)》分类标准,同时借鉴余泳泽和潘妍(2019)的做法,本文将国民经济行业分类中14

①五省八市为: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。由于数据缺失,本文实际分析中选取72个第一批试点城市样本。

②第二批国家低碳省区和低碳城市试点范围为1个省区(海南省)和28个城市。由于海南省儋州市和三沙市的数据大量缺失,本文仅选取了海南省三亚市和海口市的数据。而在28个城市中,由于大兴安岭地区、济源市数据缺失,未保留其数据。故本文的回归中,选取28个第二批试点城市样本。

类细分服务业中的6个行业作为生产性服务业,使用生产性服务业^①从业人员数占第三产业从业人员总数的比重来衡量其发展情况。但是,不少学者认为水利、环境和公共设施管理业以及公共管理和社会组织应另作一类为公共服务业。同时,也有学者认为房地产业应属生产性服务业。因此,对于存在争议的行业,本文在稳健性检验中进行探讨。此外,为考察低碳城市试点政策在环境技术方面的政策效果,本文还构建环境技术变量,探究低碳城市建设这一环境保护政策通过何种途径减少污染排放,达到环保效果。环境技术变量采用绿色全要素生产率表示,并使用专利数据进行检验(张伟等,2011;齐绍洲等,2018)^②。

基于现有文献,本文选取了以下几个控制变量,以控制城市特征差异对本文结果的影响:(1)经济增长速度(*rate*)。采用地区生产总值增长率衡量。(2)城市规模(*cs*)。采用地级市年末总人口表示。(3)科技教育支出(*eti*)。采用科学支出与教育支出占财政总支出的比重表示。科技教育支出反映一个城市对技术的重视程度,而技术水平影响产业结构(Copeland and Scott, 1994)。(4)投资规模(*is*)。用全社会固定资产投资衡量。吴梓境和张波(2019)认为投资规模可以驱动产业升级相对程度的提升,对产业结构的影响不容小觑。(5)政府干预度(*gpi*)。政府政策尤其是产业相关政策对城市服务业产业结构的影响较大,政府的政策干预度将直接影响政策实施效果。本文借鉴李虹和邹庆(2018)的度量方法,采用城镇私营和个体从业人员占就业人员比重衡量政府干预程度。(6)人均收入(*agdp*)。采用人均地区生产总值衡量。(7)财政支出(*fiscal*)。采用地方财政一般预算内支出表示。(8)人均资本存量(*capital*)。采用资本存量占年末户籍总人口数的比重衡量^③。表1为各变量的描述性统计结果。

表1 变量含义和描述统计

指标名称	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
生产性服务业从业比重(%)	<i>pro_ser</i>	3 596	0.2944	0.8603	0.1000	0.7990
环境技术	<i>e</i>	3 544	-0.0002	0.2512	-0.4936	1.0484
	<i>gtfp</i>	3 598	1.0992	0.6788	0.0000	9.699
	<i>pgrow</i>	2 704	0.4114	0.6539	-1.000	12.7698
	<i>igrow</i>	2 704	0.4860	0.9306	-1.000	27.2021
经济增长速度(%)	<i>rate</i>	3 588	12.1429	4.8387	-19.38	109
城市规模(万人)	<i>cs</i>	3 596	422.9219	298.6421	16.37	3392
科技教育支出	<i>eti</i>	3 583	0.3018	0.1756	0.0014	0.1721
投资规模(万元)	<i>is</i>	3 582	6656298	8834378	165672	130477069
政府干预度	<i>gpi</i>	3 546	0.4375	0.1340	0.0299	0.9449
人均收入(元)	<i>agdp</i>	3 588	25643.63	22283.49	1892	362792.6
财政支出(万元)	<i>fiscal</i>	3 585	1383985	1936855	2821.197	30224718
人均资本存量(元/人)	<i>capital</i>	3 596	69338.82	704037.33	2647.798	769356.2

注:(1)环境技术变量中,*e*和*gtfp*分别表示采用索洛余值法和DEAP2.1(基于Malmquist指数)计算的绿色全要素生产率;*pgrow*和*igrow*为采用专利数据衡量的环境技术变量,分别表示专利申请总量增长率和发明专利申请增长率。(2)所有变量的描述性统计结果均为该变量的实际值,而非对数值。

①本文生产性服务业包括:交通运输、仓储和邮政业;信息传输、软件和信息技术服务业;批发和零售业;金融业;租赁和商业服务业;科学研究、技术服务和地质勘查业。

②感谢匿名评审专家提出的建议。绿色创新是在技术创新基础上发展起来的创新活动。技术创新意味着经济从外延式发展走向内涵式发展,从而摆脱以往高能耗高污染的发展方式,走创新驱动的绿色发展路径,是向低碳社会的一个迈进。专利申请量能较好地体现一个地区的创新水平,间接衡量该地区环境技术的发展。

③资本存量的计算方法详见模型构建部分。

2. 数据说明

本文使用中国 285 个地级市 2003—2016 年的面板数据进行分析。其中,低碳试点数据来源于国家发展和改革委员会官方网站;能源消费量数据由《中国能源统计年鉴》整理而得;专利数据由《中国城市和产业创新力报告》和《中国知识产权数据库》整理而得;其余数据均来自《中国城市统计年鉴》以及 EPS 统计数据检索与预测平台。所有涉及金额数量的数据,均以 2003 年为基期平减为可比序列。此外,由于部分城市专利数据缺失较多,结合已有城市数据,本文最终筛选的样本为 229 个地级市。

(二) 模型构建

为研究低碳城市试点政策能否有效提升我国生产性服务业在服务总行业中所占的比重,本文将低碳城市试点政策看作一项“准自然实验”,试点城市与非试点城市为第一层差异,政策实施年份前后作为第二层差异,采用双重差分法解决实证模型中普遍存在的内生性问题。在基准回归中主要针对首批试点城市展开政策评估,将 2010 年设立的五省八市作为实验组,剔除 2012 年新增城市,其余非试点城市则为控制组。基准回归模型建立如下:

$$\ln pro_ser_{ct} = \alpha + \beta_1 dc \times dt + \theta \ln CV_{ct} + \gamma_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

模型(1)中: $\ln pro_ser_{ct}$ 为生产性服务业从业比重,下标 c 和 t 分别表示城市和年份。 dc 即为城市虚拟变量,当城市 c 为试点城市时取 1,否则取 0; dt 为时间虚拟变量,当 $t \geq 2010$ 时 $dt = 1$,否则为 0; $dc \times dt = 1$ 即表示城市 c 在 t 年为低碳试点城市, $dc \times dt = 0$ 则表示城市 c 在 t 年为非试点城市。 CV 为一组控制变量, γ_c 和 μ_t 分别为表示城市固定效应和时间固定效应, ε_{ct} 为随机误差项。本文关注的核心系数为 β_1 ,若 $\beta_1 > 0$ 则说明低碳城市试点政策能够使生产性服务业占比得到提升。

保护环境、降低环境污染,除了进行产业结构的调整,创新环保科技、发展清洁技术也是一条重要的途径。因此,本文还进一步探讨了该项环保政策究竟通过何种途径减少污染排放,达到环保效果。建立如下计量模型:

$$e_{ct} = \alpha + \beta_2 dc \times dt + \theta \ln CV_{ct} + \gamma_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

$$\ln gtfp_{ct} = \alpha + \beta_3 dc \times dt + \theta \ln CV_{ct} + \gamma_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

$$\ln Y_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{ct} + \alpha_2 \ln K_{ct} + \alpha_3 \ln P_{ct} + e_{ct} \quad (4)$$

(2)—(4)式中: e_{ct} 和 $\ln gtfp_{ct}$ 为环境技术变量,采用绿色全要素生产率表示。与 Wang 等 (2018 b)、匡远凤和彭代彦 (2012) 的做法一致,本文将污染作为一种未支付的投入要素,与劳动和资本一样纳入生产函数中。 e_{ct} 为采用索洛余值法近似估计的结果,具体的估计方法见模型(4)。 Y 、 L 、 K 和 P 分别表示产出、劳动投入、资本投入和污染排放量。资本投入量 (K_{ct}) 由永续盘存法 (PIM) 计算得到,具体计算方法如下:

$$K_{ct} = (1 - \delta) K_{c,t-1} + I_{ct} \quad (5)$$

$$K_{c,0} = \frac{I_{c,2003}}{g_{c,2003} + \delta}$$

(5)式中: K_{ct} 表示城市 c 在 t 年的资本存量, $K_{c,0}$ 即为城市 c 基期的资本存量,以 2003 年的资本投入衡量; I_{ct} 表示平减后的固定资产投资额, $I_{c,2003}$ 即为城市 c 在 2003 年的固定资产投资

额; $g_{c,2003}$ 为2003年城市 c 的地区生产总值增长率。 δ 为折旧率,本文借鉴单豪杰(2008)的研究结果,将固定资产折旧率设定为10.96%。 $\ln gtfp_{ct}$ 则是使用DEAP2.1的Malmquist指数计算的结果。本文关注的核心系数是 β_2 和 β_3 ,若 β_2 和 β_3 不显著,则说明在短期内,低碳城市试点政策的环境保护效应主要由调整产业结构实现。

三、实证检验

(一) 基准回归分析

1. 平行趋势检验

平行趋势假设是使用双重差分法的前提,即如果政策未实施,试点城市与非试点城市的生产性服务业在整个服务业中的比重不存在系统性差异,整体变化趋势应该一致。平行趋势检验的方法有很多,通过绘制实验组与控制组生产性服务业占比的平均变化趋势,以检验双重差分法的适用性是一种常用的方法(任胜钢等,2019)。但是,由于低碳城市试点政策是分批次进行,城市所属组别会随政策的实施批次发生变化,故采用“事件分析法”检验本文的平行趋势将更加合理和准确(石大千等,2020)。以政策实施的2010年为时间点,本文分别将2010年的前三年和后三年设置为试点年份,以观察政策变量的显著性。若 $dc \times dt$ 的估计系数在政策实施前均不显著,而政策实施后均显著,则说明在低碳城市试点政策实施之前,实验组和控制组的生产性服务业占比不存在明显差异。表2结果显示,在政策实施前, $dc \times dt$ 的估计系数均不显著,实验组与控制组的生产性服务业比重平均变化趋势一致。政策实施后,差分项系数均显著不为0,试点城市的生产性服务业占比得到显著提升。故本文使用双重差分法是合理的。

表2 平行趋势检验(基于事件分析法)

试点时间	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Before3</i>	<i>Before2</i>	<i>Before1</i>	<i>After1</i>	<i>After2</i>	<i>After3</i>
$dc \times dt$	-0.0124 (0.0100)	-0.0027 (0.0095)	0.0078 (0.0093)	0.0462 *** (0.0092)	0.0608 *** (0.0096)	0.0818 *** (0.0102)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3 492	3 492	3 492	3 492	3 492	3 492
R^2	0.111	0.111	0.111	0.118	0.122	0.128

注:(1)本文采用Stata15进行统计分析,括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的统计水平上显著。下同。(2)*Before1*、*Before2*和*Before3*表示将试点年份依次设定为2009年、2008年和2007年;*After1*、*After2*、*After3*表示将试点年份依次设定为2011年、2012年和2013年。

2. 低碳城市建设对生产性服务业发展的影响

为削弱异方差问题对本文结果的影响,回归过程中所有变量均取对数处理。表3即为本文的基准回归结果,前两列为对方程(1)的估计结果。第(1)列为未加入控制变量的双向固定效应结果,可以看出,低碳城市试点政策能够显著提升生产性服务业占比,试点城市比非试点城市的生产性服务业比重提高约3.57%。表3的第(2)列为加入控制变量和双向固定效应后的回归结果,系数符号以及显著性仍然保持不变,低碳城市试点政策对生产性服务

业存在显著的正向影响。具体来讲,低碳城市试点政策显著提高了生产性服务业比重约 2.58%。对于该比重的提升,本文考虑为“组成效应”和“成本效应”在低碳政策实施中发挥了重要作用。规模、技术和组成效应被归纳为贸易政策对环境产生影响的三个主要路径 (Copeland and Scott, 1994; Grossman and Krueger, 1991), 这些路径在环境政策中同样存在, 本文在此主要探讨组成效应。低碳城市建设作为政府着力解决我国当前城市环境污染问题的一项环保政策, 大力倡导在城市空间内发展低碳产业, 最直接的政策效果便是制造业的转型升级 (Gu and Wang, 2018)。但是, 制造业与生产性服务业之间具有很强的联动性, 生产性服务业为制造业发展提供中间服务, 制造业结构发展改变, 中间服务品自然会随之变化, 进而将影响生产性服务业的发展。此外, 汪德华等 (2007) 曾指出, 由于服务业规模一般较小, 在拉动经济增长方面很难快速起到效果, 在以 GDP 为官员绩效考核的机制中, 政府对服务业的扶持是缺乏动力的。但是, 生产性服务业与一般服务业不同, 作为服务业中最具活力的部分, 其科技含量和附加值较高, 对资源消耗较低且产生的环境污染较少, 与制造业相比具有显著的低成本、高经济效益优势, 从而分担了污染密集型制造业转移过程对地方经济与就业的影响, 在促进工业发展、环境优化和经济增长中发挥着重要作用。故在环境保护与经济发展的双考核机制下, 政府更倾向于发展低消耗、低污染、高附加值、高科技含量的生产性服务业。

表 3 基准回归结果

变量	生产性服务业		环境技术			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnpro_ser	lnpro_ser	e	lngtfp	lnpgrow	lnigrow
dc×dt	0.0357 *** (0.0089)	0.0258 *** (0.0091)	0.0067 (0.0102)	-0.0276 (0.0213)	-0.0696 (0.0857)	-0.0318 (0.0913)
lnrate		-0.0606 *** (0.0059)				
lnes		0.0852 * (0.0474)				
lneti		-0.0825 *** (0.0116)	-0.163 *** (0.0177)	0.0730 ** (0.037)	-0.0127 (0.163)	-0.134 (0.179)
lnis		0.0182 *** (0.0042)				
lngpi		-0.135 *** (0.0090)				
lnagdp			0.347 *** (0.0218)	0.0072 (0.0454)	0.159 (0.2000)	-0.113 (0.2050)
lnfiscal			0.075 *** (0.0205)	-0.0016 (0.0426)	0.0604 (0.1880)	0.340 * (0.1980)
lncapital			-0.445 *** (0.0155)	0.0131 (0.0322)	0.417 *** (0.148)	0.0994 (0.158)
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3 596	3 492	3 527	3 569	2 219	2 136
R ²	0.186	0.113	0.319	0.279	0.262	0.175

表3第(3)列和第(4)列分别为对方程(2)和方程(3)的估计结果。结果显示无论采用方程(4)估计的索洛余值 e 还是DEAP2.1计算的绿色全要素生产率 $\ln gtfp$,估计系数均不显著。本文尚未发现低碳城市试点政策能够带来显著的环境技术效应。为进一步探讨低碳城市试点政策对环境技术的影响,本文还使用了专利数据进行检验。表3第(5)列和第(6)列分别为采用专利申请总量增长率和发明专利申请增长率衡量环境技术绝对增长指标的回归结果,可以看出,变量的估计系数仍均不显著。这说明在短期内,低碳城市试点政策产生环境保护效应的主要途径为调整产业结构,“波特效应”似乎尚未发挥作用,这也印证了涂正革和谌仁俊(2015)以及Wang等(2018b)的观点。考虑到技术创新周期较长,低碳城市建设这一环境政策对环境创新技术的影响具有一定的时滞性,短期内并不能发挥较好的作用^①。

(二) 稳健性检验

1. 考虑样本选择偏差的影响

准自然实验使用双重差分法最为理想的情况是政策中样本的选择是随机的,也即低碳试点城市与非试点城市的选择是随机的。然而,在实际生活中,由于地理位置、资源禀赋、经济发展水平和发展政策等基准因素的不同,不同城市间存在较大的差异性,政策的选择往往也并非随机,低碳试点城市的名单在选择上存在偏差,且随着时间的推移,不同的基准因素对城市生产性服务业发展的影响可能存在差异,使得估计存在偏误。针对该问题,本文借鉴Cheng(2018)交互效应的方法,在回归中加入城市基础特征虚拟变量与时间线性趋势的交互项,来控制城市基准因素对本文结果的影响。基准因素的选择参考宋弘等(2019)的做法,选取该城市是否为经济特区城市、是否为省会城市以及是否为“两控区”城市作为基准因素的代理变量^②。具体的估计方程如下:

$$\ln pro_ser_{ct} = \alpha + \beta dc \times dt + \xi A_c \times Time_t + \theta \ln CV_{ct} + \gamma_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (6)$$

(6)式中: A_c 为城市基准因素的代理变量, $Time_t$ 则为时间线性趋势。表4的第(1)列和第(2)列为考虑了基准因素影响后的回归结果,结果显示加入是否为经济特区城市($A1$)、是否为省会城市($A2$)以及是否为“两控区”城市($A3$)与年份的交互项后, $dc \times dt$ 的估计系数仍显著为正,与基准回归结果保持一致,即考虑城市基准因素后,结果依然稳健。此外,基础特征虚拟变量与时间线性趋势的交互项($A \times Time$)的估计系数均较小,说明是否为经济特区城市、省会城市或“两控区”城市对生产性服务业占比的影响较小,间接反映低碳城市政策对提升生产性服务业占比的重要性。

2. 考虑2012年第二批新增试点城市

为进一步检验低碳城市试点政策对产业结构影响的稳健性,本文在此部分将2012年新增的第二批低碳试点城市加入回归样本中,以体现政策的连续性。若结果与基准结果相同,则说明本文估计结果是相对稳健的。表4第(3)(4)列回归结果显示,加入2012年新增的第

①感谢匿名评审专家提出的宝贵建议,本文在稳健检验部分将进一步考虑环境技术的时滞性问题。

②“两控区”政策与低碳城市试点政策均致力于改善我国环境污染问题,在政策方向上有着一定的相似性。

二批试点城市后,与基准回归结果相似,生产性服务业比重显著提升,试点城市与非试点城市相比,生产性服务业占比平均高出 6.08%,再次表明结果具有稳健性。

3.调整生产性服务业样本

本部分重新调整回归样本,将房地产业划分到生产性服务业中。表 4 第(5)(6)列为更改服务业分类并调整生产性服务业样本后的回归结果。与基准结果相比,无论是加入控制变量还是未加入控制变量,估计系数的符号与显著性均未发生改变,再次证明了本文结果的稳健性。

表 4 三种稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	样本选择偏差		考虑新增城市		调整回归样本	
	lnpro_ser	lnpro_ser	lnpro_ser	lnpro_ser	lnpro	lnpro
$dc \times dt$	0.0375 *** (0.0124)	0.0346 *** (0.0108)	0.0844 *** (0.0087)	0.0608 *** (0.0095)	0.0814 *** (0.0087)	0.0357 *** (0.0093)
$A1 \times Time1$	0.0002 *** (1.69e-05)	0.0002 *** (1.50e-05)				
$A2 \times Time2$	0.0002 *** (7.97e-06)	0.0002 *** (6.90e-06)				
$A3 \times Time3$	3.58e-05 *** (4.22e-06)	1.18e-05 *** (3.62e-06)				
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3 596	3 492	3 987	3 878	3 596	3 492
R^2	0.233	0.503	0.027	0.122	0.026	0.141

4.安慰剂检验

安慰剂检验是当前评估政策效果普遍使用的一种稳健性检验方法。基准回归中本文采用“事件分析法”进行了平行趋势检验。在此部分,我们将借鉴范子英和赵仁杰(2019)的做法,调整试点的年份区间以及人为设置一个政策实施时间点,对低碳城市试点的政策效果进行安慰剂检验。本文分别设置了试点政策实施前的六个年份区间以及不同的政策实施时间点,检验结果如表 5 所示。结果显示,通过人为改变政策试点时间和区间, $dc \times dt$ 的估计系数均不显著,表明低碳城市试点政策能够有效提升我国服务产业比重。

表 5 调整政策实施时间后的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
试点时间	2003—2005 年 (2004 年)	2003—2006 年 (2005 年)	2003—2007 年 (2006 年)	2003—2008 年 (2007 年)	2003—2009 年 (2007 年)	2005—2009 年 (2008 年)
$dc \times dt$	-0.0156 (0.0129)	-0.0152 (0.0111)	-0.0092 (0.0102)	0.0102 (0.0099)	0.0065 (0.0097)	0.0066 (0.0094)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	758	1 014	1 269	1 524	1 777	1 273
R^2	0.254	0.281	0.276	0.267	0.238	0.091

5.调整生产性服务业发展的测度方法

前文的分析采用生产性服务业从业人员数占服务业从业人员总数的比重衡量生产性服务业发展。本部分将直接采用生产性服务业的从业人员数($\lnpro_ser_p$)作为被解释变量,进一步检验本文结果的稳健性,具体的回归结果见表6。表6的第(1)列为对基准回归结果的再检验,可以看出,政策的估计系数显著为正,试点城市比非试点城市的生产性服务业就业人数多出10.2%。第(2)—(4)列为对已有稳健性检验结果的再检验,依次为考虑样本选择偏差、考虑2012年第二批新增试点城市、调整生产性服务业样本后的回归结果。不难发现,主要估计系数的显著性和符号仍与前文一致,较好地验证了本文结果的稳健性。

表 6 改变被解释变量的测度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准模型	样本选择偏差	考虑新增城市	调整回归样本
	$\lnpro_ser_p$	$\lnpro_ser_p$	$\lnpro_ser_p$	$\lnpro_p$
$dc \times dt$	0.102*** (0.0177)	0.0660*** (0.0177)	0.165*** (0.0185)	0.112*** (0.0179)
$A1 \times Time1$		0.0437*** (0.0097)		
$A2 \times Time2$		0.0290*** (0.0038)		
$A3 \times Time3$		0.0163*** (0.0020)		
控制变量	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	3 492	3 492	3 492	3 485
R^2	0.327	0.361	0.337	0.366

6.考虑低碳政策的滞后影响

在基准回归部分,本文研究了低碳城市试点政策对我国生产性服务业比重和环境技术提升两方面的政策效果,探讨了低碳城市建设产生环保效应的主要途径,得出如下结论:低碳城市试点政策能够显著提升生产性服务业比重,但尚未发现该政策能够带来显著的环境技术效应。考虑技术创新周期较长,低碳政策对环境创新技术的影响存在一定的时滞性,短期内无法发挥较好的作用,故本文在此部分逐一加入政策变量的前四期滞后项,以检验低碳政策对环境技术影响的时滞问题。

表7为考虑时滞问题后的回归结果。Panel A的环境技术变量采用绿色全要素生产率表示,Panel B采用专利数据衡量。Panel A回归结果显示:采用索洛余值近似估计的绿色全要素生产率(e)前四期滞后项的估计系数均显著为正,表明在此指标体系下,低碳城市试点政策的环境技术效应存在一定的滞后性。采用DEAP2.1估计的绿色全要素生产率($gtfp$)滞后项的估计系数均不显著,表明在以此方法计算的指标体系下,并没有发现明显的滞后效应。Panel B采用专利数据衡量环境技术的回归结果显示:滞后项的估计系数均为正,但并不显著,表明低碳城市试点政策的环境技术效应可能存在一定的滞后性,但该滞后效应在以专利数据衡量的环境技术指标体系中并不明显。整体上,低碳政策对环

境技术存在一定的滞后影响,但该影响并不具备普遍性。就本文的研究结果而言,低碳城市建设的环境保护效应主要体现为结构效应。

表 7 考虑时滞性问题后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Panel A	被解释变量: e				被解释变量: $\ln gtfp$			
$dc \times L1.dt$	0.0365*** (0.0089)				-0.0100 (0.0391)			
$dc \times L2.dt$		0.0337*** (0.0091)				-0.0069 (0.0396)		
$dc \times L3.dt$			0.0297*** (0.0095)				-0.0214 (0.0404)	
$dc \times L4.dt$				0.0381*** (0.0104)				-0.0344 (0.0430)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	2 655	2 450	2 242	2 036	2 654	2 451	2 250	2 044
R^2	0.351	0.331	0.312	0.299	0.138	0.152	0.133	0.108
Panel B	被解释变量: $\ln pgrow$				被解释变量: $\ln igrow$			
$dc \times L1.dt$	0.0014 (0.0940)				0.0384 (0.101)			
$dc \times L2.dt$		0.116 (0.0999)				0.0483 (0.107)		
$dc \times L3.dt$			0.107 (0.111)				0.0568 (0.122)	
$dc \times L4.dt$				0.0250 (0.129)				0.100 (0.150)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	2 011	1 885	1 722	1 552	1 928	1 811	1 653	1 491
R^2	0.162	0.169	0.182	0.196	0.102	0.110	0.112	0.112

四、低碳城市建设对生产性服务业影响的异质性分析

(一) 城市规模对政策效果的影响

不同规模的城市在经济发展程度、基建水平、资源配置效率以及对各类行业的需求等方面均存在差异,规模较大的城市经济发展水平较高,资源配置效率较高,基础设施比较完善,对环保政策的反应较快,能够较好地调整产业结构。本文参考杨曦(2017)和石大千等(2018)的做法,采用城市总人口衡量城市规模^①。表 8 结果显示,低碳城市试点政策对生产性服务业比重提升的政策效果主要体现在人口规模在 300 万到 500 万之间的一类大型城

^①根据 2014 年国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》,人口 50 万以下城市为小城市;人口 50 万以上 100 万以下城市为中等城市;人口 100 万以上 500 万以下城市为大城市,其中 300 万以上 500 万以下的城市为一类大城市,100 万以上 300 万以下的城市为二类大城市;人口 500 万以上 1000 万以下的城市为特大城市;人口 1000 万以上的城市为超大城市(以上包括本数,以下不包括本数)。由于样本所限,小城市和超大城市样本较少,故将小城市与中等城市合并为中小城市,特大城市和超大城市合并为特大型及以上城市。

市,对人口规模小于 100 万的中小型企业无显著影响。考虑到规模较小的城市经济基础较差,产业结构调整能力较弱,故低碳城市建设对其生产性服务业占比的影响很小。当城市规模达到特大型及以上时,此类城市的经济发展处于全国领先水平,信息技术、科研水平均较高,生产性服务业已进入“成熟期”,而且其自身发展就十分活跃,比较注重环境治理与保护,产业结构良好,故低碳试点政策对其生产性服务业的比重未产生显著影响。

表 8 城市规模异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
城市类型	中小型企业	大型城市	二类大型城市	一类大型城市	特大型及以上城市
城市人口规模	小于 100 万	大于等于 100 万	[100 万, 300 万)	[300 万, 500 万)	大于等于 500 万
$dc \times dt$	0.0036 (0.0820)	0.0230 ** (0.00923)	0.0140 (0.0161)	0.0533 *** (0.0141)	-0.0133 (0.0167)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	134	3 358	1 194	1 043	1 121
R^2	0.124	0.117	0.209	0.090	0.206

(二) 行业异质性分析

由前文分析可知,低碳城市试点政策能显著提升生产性服务业比重及其从业人数。那么,该政策对生产性服务业各细分行业的影响又将如何? 本文在此部分将分别对 6 个细分行业进行回归,探讨各细分行业的政策效果。结合稳健性检验的第五点分析,表 9 运用生产性服务业发展的两种测度方法展开行业异质性讨论。

表 9 行业异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnservice1	lnservice2	lnservice3	lnservice4	lnservice5	lnservice6
Panel A 被解释变量: lnpro_ser						
$dc \times dt$	-0.0116 (0.0226)	0.132 *** (0.0227)	0.176 *** (0.0233)	-0.0840 *** (0.0160)	0.0620 (0.0407)	0.0668 ** (0.0295)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3 492	3 489	3 492	3 492	3 488	3 491
R^2	0.117	0.177	0.240	0.191	0.245	0.164
Panel B 被解释变量: lnpro_ser_p						
$dc \times dt$	-0.0391 *** (0.0102)	0.107 *** (0.0254)	0.271 *** (0.0298)	0.0358 *** (0.0118)	-0.0304 (0.0397)	0.0700 *** (0.0202)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	3 492	3 489	3 492	3 492	3 488	3 491
R^2	0.153	0.362	0.183	0.473	0.210	0.376

注: service1—service6 分别表示: 交通运输、仓储和邮政业; 信息传输、软件和信息技术服务业; 批发和零售业; 金融业; 租赁和商业服务业; 科学研究、技术服务和地质勘查业。

表 9 中, Panel A 和 Panel B 分别为对生产性服务业从业人员占比以及直接采用生产性服务业从业人数进行回归的结果。结果显示: 低碳城市建设对信息传输、软件和信息技术服

务业,批发和零售业以及科学研究、技术服务和地质勘查业的占比提升和从业人数增加均具有显著的正向促进作用,但对租赁和商业服务业的影响均不显著。交通运输、仓储和邮政业在政策的影响下,从业人数显著减少,但整体的占比情况并没有明显改变。对金融业而言,低碳政策显著增加了金融业的就业人数,但其从业人数在服务总行业中的比重有一定程度的降低。考虑到政策对每个行业的影响程度存在差异,低碳城市建设虽然显著增加了金融业的从业人数,但对其他行业的就业促进作用更为明显,金融业的就业增加量远不及服务业就业增加总量,故在比重提升方面的表现较差。总体上,低碳城市试点政策能较好地促进以信息传输、软件和信息技术服务业以及科学研究、技术服务和地质勘查业为代表的高端生产性服务业发展,符合我国积极倡导信息技术产业发展的政策背景。

五、结论与政策建议

本文基于2003—2016年285个地级市数据,将2010年逐步推行的低碳城市试点政策视为一项“准自然实验”,通过控制城市层面和时间层面的固定效应,采用双重差分法,探究低碳城市试点政策能否促进我国生产性服务业发展。实证结果表明:低碳试点政策能够显著提升我国生产性服务业在服务总行业中的比重。低碳城市试点政策对生产性服务业存在显著的正向影响,显著提高了生产性服务业比重约2.58%;对环境技术的四个度量指标则不存在显著影响。考虑到样本选择的偏差、政策连续性、行业分类存在争议、生产性服务业发展的指标测度以及政策时滞性等因素对基准结果的影响,本文还进行了包括安慰剂检验在内的一系列稳健性检验,结果均与基准结论保持一致。低碳城市建设具有显著的结构效应,但尚未发现该政策能够带来显著的技术效应。此外,为探讨本文结果是否会在不同的城市规模和行业中存在差异,本文进行了异质性检验。结果显示:在城市规模方面,政策效果在大型城市显著,在一类大型城市最为明显;细分行业方面,低碳城市建设对生产性服务业中的信息传输、软件和信息技术服务业,批发和零售业以及科学研究、技术服务和地质勘查业的正向影响最为显著,对租赁和商业服务业不存在显著的影响。

本文结论对我国进一步开展低碳城市试点等相关环境保护政策具有一定的指导意义。首先,根据本文结果可知,低碳城市建设对我国的生产性服务业发展具有显著的促进作用,能够显著提升生产性服务业比重。而生产性服务业与制造业具有良好的互动关系,能够促进我国产业结构的优化升级,提高产业竞争力。故可将低碳城市试点政策作为促进我国产业结构优化升级、减少环境污染的有效手段继续推广。其次,低碳城市试点政策对环境技术变量的回归结果不显著,表明我国在发展环境技术方面的投入尚有欠缺,低碳城市建设虽涵盖发展清洁技术等方面的政策,但政策效果并未体现出来,故在今后的低碳城市建设中还应继续加大技术方面的投入,积极促进环境技术的发展,加速形成“结构”与“技术”的双重低碳保障。最后,异质性检验结果显示,该项政策促进服务业产业结构向生产性服务业转型,并非是在规模最大的城市发挥出最好的效果,而是在一类大型城市中政策效果最为明显,中小型、二类大型、特大型及以上城市则不存在显著效果,这表明在实施低碳政策时,应根据城市规模采取相应的低碳政策,低碳政策的具体实施内容要因地制宜、因规模制宜,使每个城市在自身特点下更好地发展低碳经济。

参考文献:

- 1.陈建军、陈国亮、黄洁,2009:《新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国222个城市的经验证据》,《管理世界》第4期。
- 2.陈启斐、吴金龙,2018:《需求引致还是供给支撑:中国服务业发展战略研究》,《经济科学》第5期。
- 3.范子英、赵仁杰,2019:《法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的证据》,《经济研究》第3期。
- 4.付允、汪云林、李丁,2008:《低碳城市的发展路径研究》,《科学对社会的影响》第2期。
- 5.高觉民、李晓慧,2011:《生产性服务业与制造业的互动机理:理论与实证》,《中国工业经济》第6期。
- 6.耿世刚、孟卫东、尹凡,2019:《低碳城市建设与产业转型升级的对接研究》,《云南社会科学》第4期。
- 7.顾乃华、毕斗斗、任旺兵,2006:《中国转型期生产性服务业发展与制造业竞争力关系研究——基于面板数据的实证分析》,《中国工业经济》第9期。
- 8.孔令夷、邢宁宁,2019:《生产性服务业与制造业互动影响的比较研究》,《软科学》第6期。
- 9.匡远凤、彭代彦,2012:《中国环境生产效率与环境全要素生产率分析》,《经济研究》第7期。
- 10.李虹、邹庆,2018:《环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析》,《经济研究》第11期。
- 11.李平、付一夫、张艳芳,2017:《生产性服务业能成为中国经济高质量增长新动能吗》,《中国工业经济》第12期。
- 12.林伯强、蒋竺均,2009:《中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析》,《管理世界》第4期。
- 13.逯进、王晓飞、刘璐,2020:《低碳城市政策的产业结构升级效应——基于低碳城市试点的准自然实验》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第2期。
- 14.齐绍洲、林岫、崔静波,2018:《环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据》,《经济研究》第12期。
- 15.任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红,2019:《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》,《中国工业经济》第5期。
- 16.单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估算:1952—2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 17.石大千、丁海、卫平、刘建江,2018:《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》第6期。
- 18.石大千、李格、刘建江,2020:《信息化冲击、交易成本与企业TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验》,《财贸经济》第3期。
- 19.宋弘、孙雅洁、陈登科,2019:《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》,《管理世界》第6期。
- 20.童健、刘伟、薛景,2016:《环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级》,《经济研究》第7期。
- 21.涂正革、谌仁俊,2015:《排污权交易机制在中国能否实现波特效应?》,《经济研究》第7期。
- 22.汪德华、张再金、白重恩,2007:《政府规模、法治水平与服务业发展》,《经济研究》第6期。
- 23.吴梓境、张波,2019:《产业基金对产业升级的启动与加速机制研究——基于省际面板数据PVAR模型的异质性分析》,《软科学》第9期。
- 24.杨曦,2017:《城市规模与城镇化、农民工市民化的经济效应——基于城市生产率与宜居度差异的定量分析》,《经济学(季刊)》第16卷第4期。
- 25.姚战琪,2019:《生产性服务中间投入、制造业服务化对中国制造业出口的影响——基于全球价值链视角的研究》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第4期。
- 26.余泳泽、刘凤娟,2017:《生产性服务业空间集聚对环境污染的影响》,《财经问题研究》第8期。
- 27.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》,《经济研究》第3期。
- 28.张伟、李虎林、安学兵,2011:《利用FDI增强我国绿色创新能力的理论模型与思路探讨》,《管理世界》第12期。
- 29.周迪、周丰年、王雪芹,2019:《低碳试点政策对城市碳排放绩效的影响评估及机制分析》,《资源科学》第3期。

- 30.朱平芳、张征宇、姜国麟,2011:《FDI与环境规制:基于地方分权视角的实证研究》,《经济研究》第6期。
- 31.Cheng, Hsiao.2018.“Panel Models with Interactive Effects.” *Journal of Econometrics* 206(10):645–673.
- 32.Copeland, B.R., and T. M. Scott. 1994. “North–South Trade and the Environment.” *The Quarterly Journal of Economics* 109(8):755–787.
- 33.Grossman, G.M., and A.B.Krueger.1991.“Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement.” NBER Working Paper 3914.
- 34.Gu, Gaoxiang, and Zheng Wang.2018.“China’s Carbon Emissions Abatement under Industrial Restructuring by Investment Restriction.” *Structural Change and Economic Dynamics* 47(12):133–144.
- 35.Jiao, Jianling, Guili Jiang, and Ranran Yang.2018.“Impact of R&D Technology Spillovers on Carbon Emissions between China’s Regions.” *Structural Change and Economic Dynamics* 47(12):35–45.
- 36.Wang, Shaojian, Jieyu Wang, and Yuquan Zhou.2018a.“Estimating the Effects of Socioeconomic Structure on CO₂, Emissions in China Using an Econometric Analysis Framework.” *Structural Change and Economic Dynamics* 47(12):18–27.
- 37.Wang, Chunhua, Junjie Wu, and Bing Zhang.2018b.“Environmental Regulation, Emissions and Productivity: Evidence from Chinese COD–emitting Manufacturers.” *Journal of Environmental Economics and Management* 92(11):54–73.

Can Environmental Protection Increase the Proportion of Producer Services in China: Research on Pilot Strategy of Low-carbon City

Chen Qifei and Qian Feifei

(School of International Economics and Trade, Nanjing University of Finance and Economics)

Abstract: At present, the research on environmental policy mainly focuses on the evaluation of policy effect, and seldom analyzes the impact of environmental policy on producer services. This paper regards the low-carbon city pilot policy as a “quasi-natural experiment”, based on the data of 285 prefecture level cities in 2003–2016, and uses the double difference method to explore whether the low-carbon pilot policy can improve the proportion of producer services. The empirical results show that low-carbon pilot policy can significantly increase the proportion of producer services in China, the proportion of producer services in pilot cities is increased by about 2.58% compared with that in non-pilot cities; after a series of robustness checks, the conclusion is still valid. In addition, the heterogeneity test results show that the policy effect is mainly reflected in a class of large cities. In terms of industry segmentation, the construction of low-carbon cities has a significant role in promoting information transmission, software and information technology services, wholesale and retail industries, as well as scientific research, technical services and geological exploration. This paper argues that the implementation of low-carbon policy should be adapted to local conditions and scale, continue to increase the investment in environmental protection technology, and accelerate the formation of “structure” and “technology” dual low-carbon protection.

Keywords: Low-carbon City, Quasi-natural Experiment, Proportion of Producer Services, Environmental Protection Policy

JEL Classification: O14, P28, R11

(责任编辑:彭爽)