

低碳城市试点政策能够降低碳排放吗？*

——来自准自然实验的证据

张 华

(南京审计大学商学院, 江苏 南京 211815)



内容提要:为应对气候变化和推进绿色低碳发展,中国政府自2010年开始实施低碳城市试点政策,并不断扩大试点范围。准确评估低碳城市建设的政策效果,对于进一步推广这一试点政策具有重要意义。本文利用2003—2016年中国285个城市的面板数据,借助于低碳试点政策在不同城市、不同试点时间上的变异,使用双重差分方法估计了低碳城市建设对碳排放的影响。研究发现,相比于非试点城市,试点城市的碳排放量相对于样本均值降低了约1.05个百分点,意味着低碳城市建设显著降低碳排放水平。同时,低碳城市建设对碳排放的影响存在异质性,碳减排效应在西部城市和低经济发展水平城市的子样本中更加显著。从动态效应上看,低碳城市建设的碳减排效应出现在试点后的第一年到第四年,而在试点后的第五年和第六年消失。机制分析表明,低碳城市建设通过降低电力消费量和提升技术创新水平等途径抑制碳排放量。本文研究为在全国范围内推广低碳城市建设的政策规划提供了经验支持。

关键词:低碳城市 碳排放 双重差分法

中图分类号:F205 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)06—0025—17

一、引言

温室气体浓度渐增导致的全球变暖问题备受全世界瞩目,迫使人类似同时暴露在经济发展阻滞、健康受损、食物和水资源短缺、极端天气频发、海平面上升等多重风险之下(段宏波和汪寿阳,2019)^[1],尤其对于中国这类气候更加易损的发展中国家而言更甚。为控制碳排放水平,中国政府在《巴黎协定》框架下提出了“双约束”的国家自主贡献目标:总量上,2030年碳排放达到峰值,且将努力早日达峰;强度上,2030年单位GDP碳排放比2005年下降60%~65%。为实现碳减排的双控目标,近年来中国政府不仅一如既往地推动国家合作控排行动,而且不遗余力地开展国家、地区和行业层面的碳减排实践,如建设全国碳排放权交易市场、推行低碳城市试点等。那么,一个亟需回答的问题是,政府这类“自上而下”的正式环境规制是否取得预期的减排效果?

本文以“低碳城市”试点政策为研究对象,聚焦于探讨低碳城市建设的碳排放效应。2010年国家发展和改革委员会(简称“国家发改委”)发布了《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》,开启了低碳省区和低碳城市的试点工作。随后,2012年和2017年又分别确定了第二批和第

收稿日期:2019-11-21

* 基金项目:国家自然科学基金青年项目“中国式分权下绿色悖论的形成机理、效应评估与疏解路径研究”(71703073);江苏省社会科学基金青年项目“环境规制视角下江苏碳排放的长效治理机制研究”(16GLC005);南京审计大学青年教师科研培育项目“雾霾污染对城乡收入差距影响的机理、效应与调控研究”(18QNPY009)。

作者简介:张华,男,副教授,管理学博士,研究领域是环境经济与政策,电子邮箱:nau_zhanghua@126.com。

三批低碳试点地区。在此背景下,本文试图回答以下问题:“低碳城市”试点政策是否有助于降低城市碳排放水平?如果答案是肯定的,那么这种影响是否存在时空差异?更进一步,“低碳城市”试点政策又通过什么途径影响碳排放?厘清上述问题,对于夯实低碳城市建设的前期发展成果以及拓展未来发展空间具有重要的实践价值,也为国家实现2030年碳总量达峰和碳强度下降的双控目标提供有益的政策启示。

本质上,“低碳城市”试点政策的有效性评估属于政府正式环境规制如何影响碳排放这一类议题。虽然既有文献(Zhang等,2017^[2];Pei等,2019^[3];Wang和Wei,2020^[4])关注了这类议题,但普遍面临环境规制的内生性问题。这一问题来源于三个方面:一是环境规制指标的测量误差问题。由于环境规制强度并不存在直接量化的指标,因此通过环境规制的代理变量进行分析的文献不可避免地面临指标测量误差导致的内生性问题。在“好”的工具变量可遇不可求的情况下,这类问题往往最为棘手。二是遗漏变量问题。可能存在某些不可观测的遗漏变量同时影响环境规制与碳排放,即使采取面板数据并控制随时间不变的固定效应亦不能解决环境规制的内生性问题,从而导致环境规制的碳排放效应的估计偏误。三是样本选择偏误问题。一些文献利用准自然实验的方法来避免前两类问题,但是由于处理组的选择并非随机,处理组和控制组本身就具有不同的属性特征,而这些不可观测的特征可能会对碳排放造成影响,从而导致估计结果存在偏差(宋弘等,2019)^[5]。

为了处理好文献中普遍面临的内生性问题,准确客观地识别出政府正式环境规制的政策效果,本文以2010年开始分地区逐步推行的低碳城市试点作为一次准自然实验,在控制城市固定效应、时间固定效应和省份时间趋势的基础上,利用渐进性的双重差分方法来缓解测量误差和遗漏变量对实证研究结果的不利影响。同时,在回归方程中控制某一城市是否为两控区城市、省会城市、经济特区城市、北方城市以及胡焕庸线右侧城市等城市属性变量与时间趋势多项式的交叉项,来缓解试点城市非随机选择造成的样本选择偏误问题。基于2003—2016年中国285个城市的面板数据,本文稳健地发现,低碳城市试点政策的确对城市碳排放水平具有显著的遏制作用,特别地,相比于非试点城市,低碳试点城市的碳排放量相对于样本均值降低了约1.05个百分点,表明低碳城市建设取得预期的碳减排效果。

与本文紧密关联的是关于低碳城市建设的政策效应评估的文献。宋弘等(2019)^[5]利用2005—2015年中国119个城市的面板数据,借助于双重差分方法,发现低碳城市建设显著降低PM10和API污染指数,提升了城市空气质量。类似地,王华星和石大千(2019)^[6]利用2003—2016年中国280个城市的面板数据,发现低碳城市建设显著降低PM2.5浓度。基于2007—2016年中国194个城市的面板数据,Cheng等(2019)^[7]利用第二批低碳城市试点,发现低碳城市建设显著提升绿色全要素生产率。周迪等(2019)^[8]同样利用第二批低碳城市试点,采用倾向得分匹配-双重差分法对2012—2016年中国202个城市的面板数据进行实证分析,发现低碳城市建设显著提升碳排放绩效。与上述文献聚焦于环境质量指标不同,龚梦琪等(2019)^[9]以外商直接投资为研究对象,利用2004—2015年中国197个城市的面板数据,发现低碳城市建设显著促进外商直接投资。既有关于低碳城市建设的政策效应评估的文献提供了重要思路和深刻洞见,但并没有直接关注低碳城市建设对碳排放的影响,而这为本文的研究提供了空间。

本文可能的边际贡献在于:第一,研究议题上,本文是国内较早从城市层面为低碳城市建设影响碳排放提供了实证证据的文献,拓展了碳排放的相关研究。虽然已有少数文献(Cheng等,2019^[7];龚梦琪等,2019^[9];王华星和石大千,2019^[6];宋弘等,2019^[5])关注了低碳城市建设的政策效果,但研究焦点并不直接聚焦于碳排放。根据国家发改委发布的文件可知,低碳城市试点政策的根本目的在于控制温室气体排放,而不是其他环境污染物等。同时,虽然周迪等(2019)^[8]关注了低碳城市建设对碳排放绩效的影响,但忽略了第一批低碳试点的政策效果。第二,识别策略上,基于低碳城市试点政策实施的外生冲击,本文利用这一次准自然实验所导致的不同城市、不同试点时

间上的变异,通过比较先实施低碳试点的城市与后试点的城市、非试点城市之间碳排放水平的差异,得到低碳城市试点政策对碳排放的“净效应”。相比于既有使用环境污染治理投资、污染物去除率等构造环境规制的代理变量的文献(张华,2014^[10];Zhang等,2017^[2];Pei等,2019^[3]),本文避免了测量误差导致的内生性问题。同时,本文还关注了低碳试点城市非随机选择导致的估计偏误问题。第三,实践意义上,为进一步扩大低碳城市的试点范围提供了实证证据,以及为国家完善碳减排的环境政策提供了科学依据。长期以来,对于“自上而下”、行政命令式的环境规制政策效果的质疑声不绝于耳,“阳奉阴违”“上有政策,下有对策”“有令不行,有禁不止”等环境政策执行偏差现象也屡见不鲜。本文的研究结论表明,低碳城市建设取得预期的碳减排效果,从而回应了这种质疑,未来碳减排的环境政策应更多关注政策效果的持续性。

二、政策背景与理论分析

1. 政策背景

根据BP统计资料的数据,中国碳排放总量在2006年达到6656百万吨,超过美国的6029百万吨,成为世界上碳排放量最大的国家。在国际碳减排的总体趋势下,中国政府最初在2009年哥本哈根气候大会上承诺,到2020年碳排放强度比2005年下降40%~45%。碳减排目标的提出既为中国未来的经济发展提出了挑战,也成为经济向绿色低碳转型的重要机遇和杠杆(邵帅等,2019)^[11],是推进生态文明建设和驱动可持续发展应有之义。实际上,中央政府早在“十一五”规划中,就将能源强度降低20%作为国民经济和社会发展的约束性指标,并在2007年成立了应对气候变化领导小组。

在此背景下,为了实现2020年控制温室气体排放的行动目标,2010年7月19日,国家发改委发布了《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》,对广东、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、保定八市开展首批低碳试点工作。随后,2012年11月26日,《关于开展第二批国家低碳省区和低碳城市试点工作的通知》出台,确定了北京市、上海市、海南省三个省市和石家庄市等26个地级市共29个低碳试点地区。2017年1月7日,第三批低碳试点名单公布,根据《关于开展第三批国家低碳城市试点工作的通知》文件,内蒙古自治区乌海市等45个城市(区、县)入选。梳理三批低碳试点名单,并结合本文的研究期限和样本发现,在285个样本城市中,低碳试点城市为96个,占34%;非试点城市为189个,占66%。从低碳试点城市的地理位置分布上看,东部、中部和西部的城市数量分别为52个、18个和26个,占全部试点城市的54%、19%和27%;从低碳试点城市与非试点城市的比例来看,东部、中部和西部的试点比例分别是51%、18%和31%。上述数据表明,东部地区试点城市的数量最多,占试点城市总数的一半以上。这可能是由于,相比于中西部地区,东部地区经济总量和人口密度更高,导致能源消费量和碳排放量也更高,这意味着高碳经济增长路径的锁定效应与惯性效应也更强,因此东部地区是低碳试点政策的重点和核心区域。

图1展示了2003—2016年低碳试点城市与非试点城市碳排放量和人均碳排放量的年平均(均取对数)的变化趋势。直观上,碳排放量与人均碳排放量的趋势图较为相似。从时间上看,2003年以来,无论是低碳试点城市,还是非试点城市,碳排放水平整体上呈现出不断上升的趋势。这一趋势符合经济直觉,说明中国碳排放依然在持续增长,在2030年实现碳排放达峰的目标任重道远。从处理组城市和控制组城市来看,试点城市的碳排放水平高于非试点城市的碳排放水平;2010年之前,两类城市具有较为类似的碳排放水平变化趋势;2010年之后,两类城市的碳排放水平向上的趋势相较之前更为平坦,说明碳排放的增长率要低于2010年之前的增长率。由于试点城市和非试点城市在2010年之后均出现了碳排放增长率的下降趋势,因此,图1尚不能证明低碳城市建设的碳减排效应,下文将从实证上进行严谨的识别。

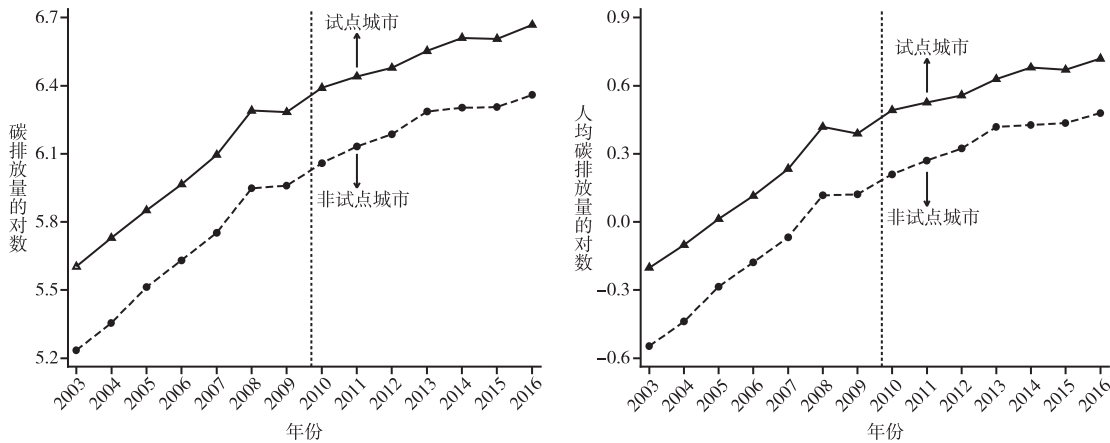


图 1 2003—2016 年低碳试点城市与非试点城市两类碳排放指标的变化趋势

资料来源:本文绘制

2. 理论分析

梳理低碳城市试点政策的相关文件可知,试点地区的具体任务主要包括五个方面:建立控制碳排放目标责任制、建立碳排放数据统计和管理体系、制定支持低碳发展的配套政策、建立低碳产业体系和倡导低碳绿色生活方式。根据上述要求,低碳试点地区应因地制宜,结合自身经济、资源、地理等条件,努力探寻适合自身的低碳发展模式与发展路径。同时,根据 Grossman 和 Krueger (1995)^[12]、Brock 和 Taylor(2005)^[13]、Auffhammer 等(2016)^[14]等文献的研究,碳排放等环境污染物影响途径主要包括规模效应、结构效应和技术效应三个方面。因此,本文认为低碳试点政策将通过降低能源消费(规模效应)、优化产业结构(结构效应)和提升技术创新水平(技术效应)等途径影响碳排放量。图 2 为低碳城市试点政策影响碳排放的理论分析框架。

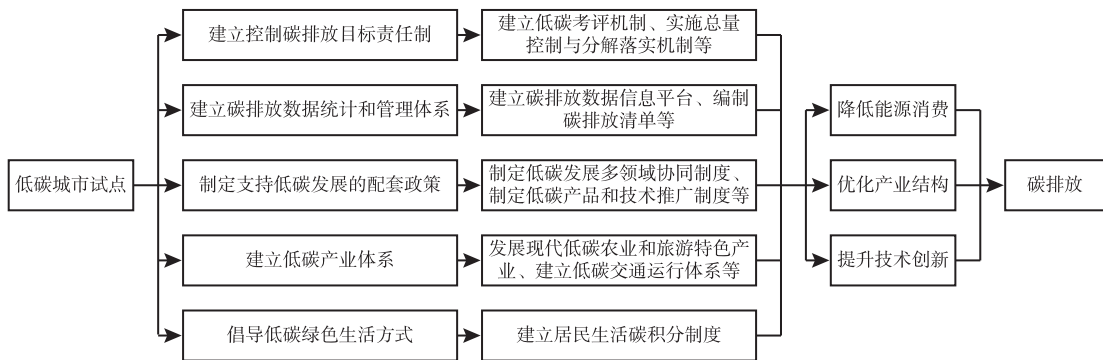


图 2 低碳城市试点政策对碳排放的影响机制

资料来源:本文绘制

第一,低碳城市试点政策能够降低能源消费量,通过规模效应降低碳排放量。规模效应指的是经济发展带来更大规模的经济活动与资源、能源需求量,从而产生更大的污染排放量,对环境产生负面效应(徐现祥和李书娟,2015)^[15]。低碳城市试点政策约束下,地方政府、生产企业和社会公众通过各种途径和手段降低能源消费量。具体而言:①在地方政府层面,低碳试点地区需要建立碳排放数据信息平台、编制碳排放清单等,建立完整的碳排放数据收集和核算系统,从而有助于地方政府官员更加了解本辖区的碳排放状况;在此基础上,地方政府建立低碳考评机制、实施总量控制与分解落实机制等,从而改变地方政府官员过往的“唯 GDP”的发展观,树立经济发展和环境保护的

协调发展观,加强本地区的环境规制执行力度。②在生产企业层面,迫于渐增的环境规制力度,企业认知自身不足,提高生产技术和环保技术,从而降低能源消费量。③在社会公众层面,低碳试点城市尝试建立居民生活碳积分制度,推动个人和家庭践行绿色低碳生活理念,积极使用低碳产品和选择低碳出行方式。总之,通过地方政府、生产企业和社会公众的努力,低碳试点政策能够降低能源消费量,从而有利于降低碳排放水平。

第二,低碳城市试点政策能够优化产业结构,通过结构效应降低碳排放量。结构效应指的是生产活动的污染密集性,直接影响环境质量(陆铭和冯皓,2014)^[16],即产业结构由农业转向工业再转向服务业时,环境质量先降低再提升。低碳城市试点政策约束下,微观层面的生产企业需要转型升级,同时传统农业、工业和服务业积极向生态农业、低碳工业和现代化服务业升级。一方面,在低碳政策下,以高污染、高耗能、高排放为特征的“三高”企业生产成本增加,利润被蚕食,从而很难在该试点地区存活(Cheng等,2019)^[7]。因此,这类企业可能选择迁移出试点地区或者选择低碳转型。如此,低碳政策将优化资本结构,促使产业结构由高投入、高排放型向清洁型、低碳型转变。另一方面,相关政策文件要求,试点城市要根据本地区的产业特色打造符合自身优势的低碳产业。具体而言,农业方面,积极发展现代低碳农业,建立低碳扶贫模式和制度,并且因地制宜建立精准农业、生态农业和循环农业等发展模式;工业方面,对于钢铁、有色、煤炭、电力、石油、化工、建材、纺织、造纸九大重点耗能行业采取相应的节能技术和节能设备,通过技术改造实现低碳化升级(宋弘等,2019)^[5],从而有效降低工业能耗;服务业方面,积极发展低碳餐饮、低碳旅游、低碳金融、低碳交通、低碳建筑等行业,打造最小碳排放的现代服务业。总之,低碳试点政策能够通过优化产业结构而降低碳排放量。

第三,低碳城市试点政策能够提升技术创新水平,通过技术效应降低碳排放量。波特假说最早提出了环境规制对技术创新的促进效应。波特假说认为,合适的环境规制强度不仅可以弥补企业的“环境遵循成本”,还能提高企业的生产率和竞争力(Porter和Van,1995)^[17],带来生产技术进步和低碳环保技术升级,从而有利于减少碳排放。既有文献表明,低碳试点政策通过“波特假说效应”促进低碳技术发展(Cheng等,2019)^[7]。同时,低碳试点城市设立低碳发展专项资金,通过资金配套、投资补助、贷款贴息、直接奖励和项目管理费补助对生产企业进行补贴,提高企业低碳技术研发支出。另外,既有文献(龚梦琪等,2019)^[9]表明,低碳试点政策显著促进外商直接投资。由于技术创新存在外溢效应,承载先进技术的外资企业向东道国传播更为绿色低碳的生产技术,提升其生产的环保水平。总之,低碳试点政策能够通过提升技术创新水平而降低碳排放量。

因此,本文提出如下研究假设:

H₁:低碳城市试点政策有利于降低碳排放水平。

H₂:低碳城市试点政策通过降低能源消费、优化产业结构和提升技术创新水平等途径抑制碳排放量。

三、实证设计

1. 识别策略

本文使用渐进性的双重差分方法来识别低碳城市试点政策对碳排放的影响。其中,双重差异来自于城市层面和年份层面,比较的是试点城市和非试点城市的碳排放水平在试点前后的差异。研究设计上,本文遵循Wolff(2014)^[18]、Gehrsitz(2017)^[19]、Cheng等(2019)^[7]、宋弘等(2019)^[5]文献的思路,设定如下计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta LCC_{it} + X'_{it}\gamma + u_i + \lambda_t + \delta_c trend_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i, p 和 t 分别表示城市、省份和年份; Y_{it} 表示城市碳排放水平; LCC_{it} 表示低碳城市试点的状态; X_{it} 表示一组控制变量; u_i 和 λ_t 分别表示城市固定效应和年份固定效应; $trend_{pt}$ 表示省份时间

趋势,以控制不同省份具有不同的时间趋势; ε_{it} 表示随机误差项,并聚类到城市层面。 β 为双重差分统计量,是本文最为关注的核心系数,捕捉了低碳城市试点政策影响碳排放的净效应。如果 $\beta < 0$ 且显著,则意味着低碳城市试点政策显著降低碳排放水平,凸显出低碳城市试点政策的有效性;如果 β 不显著,则意味着低碳城市试点政策对碳排放的影响不明显。

2. 样本与变量

本文利用2003—2016年中国285个城市所组成的面板数据来估计低碳城市试点政策对碳排放的影响,所使用的数据来自于国家发展改革委相关政策文件,以及《中国城市年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国统计年鉴》等官方统计数据。对于名义指标,本文根据各省份各年的价格指数调整为2000年基期的不变价格。

(1)碳排放水平。本文遵循吴建新和郭智勇(2016)^[20]、刘习平等(2017)^[21]的思路,将城市碳排放的来源分为直接和间接两大类。直接碳排放来源包括天然气和液化石油气消耗产生的碳排放,间接碳排放来源包括电能和热能等消耗产生的碳排放。详细计算方法参见吴建新和郭智勇(2016)^[20]。

(2)低碳城市试点。这一核心解释变量定义为,某一城市实施低碳试点的当年及之后各年取值为1,否则为0。根据上文政策背景可知,低碳城市试点工作一共开展了三批,而本文样本截止到2016年,因此涉及前两批试点城市。2010年第一批试点范围为五省八市,2012年第二批试点为三省(市)和26个地级市。值得注意的是,两次试点名单存在交叉,即武汉市、广州市、昆明市和延安市虽然属于第二批试点城市,但是其所属省份出现在第一批试点名单中。本文参考宋弘等(2019)^[5]的做法,如果某一省份实施低碳试点,那么其所辖城市也同时进行试点,并且实施时间定为更早的那次。同时,第二批试点城市的官方文件下达时间为2012年11月26日,并要求2012年12月31日之前将修订后的试点方案再次上报国家发改委。由于该实施时间接近年底,因此文献中对第二批试点城市的实施时间存在争议。例如,宋弘等(2019)^[5]、周迪等(2019)^[8]将实施时间定义为2013年,而Cheng等(2019)^[7]、龚梦琪等(2019)^[9]、王华星和石大千(2019)^[6]则将实施时间定义为2012年。考虑到政策执行可能存在的滞后性,本文实证检验部分对实施时间的定义以2013年为主,并且以2012年作为稳健性检验的内容。

(3)其他变量。本文参照张克中等(2011)^[22]、Auffhammer等(2016)^[14]、严成樑等(2016)^[23]、Zhang等(2017)^[2]、韩峰和谢锐(2017)^[24]、Chen等(2018)^[25]、黄向岚等(2018)^[26]、邵帅等(2019)^[11]的工作,引入如下控制变量:人均收入的一次方项和平方项、产业结构、人口密度、FDI比重、财政分权、科技支出与金融发展。其中,财政分权以财政支出分权衡量,计算公式为:财政支出分权=人均地级市财政支出/(人均地级市财政支出+人均省份财政支出+人均中央财政支出);其他控制变量的定义如表1所示。此外,在后文拓展分析与机制分析部分,涉及到五类城市属性变量与七类机制变量,均列示在表1中。

表1 变量描述性统计

变量名称及单位	观测值	非试点城市		试点城市	
		均值	标准差	均值	标准差
碳排放总水平(碳排放量的对数,万吨)	3951	5.93	1.09	6.25	1.45
碳排放人均水平(人均碳排放量的对数,吨/人)	3948	0.09	1.21	0.36	1.37
低碳城市试点(某一城市实施低碳试点为1,否则为0)	3990	0.00	0.00	0.45	0.50
人均收入(实际人均GDP的对数,元/人)	3985	8.92	0.62	9.16	0.79
人均收入的平方(实际人均GDP平方的对数,元/人)	3985	79.88	11.27	84.43	14.85
第二产业比重(第二产业增加值占GDP的比重,%)	3985	49.21	11.35	47.60	10.30
人口密度(单位面积人口总数的对数,人/km ²)	3987	5.68	0.94	5.79	0.85

续表 1

变量名称及单位	观测值	非试点城市		试点城市	
		均值	标准差	均值	标准差
FDI 比重(FDI 占 GDP 的比重,%)	3795	1.82	1.79	2.77	3.05
财政分权(财政支出分权)	3987	0.37	0.09	0.40	0.13
科技支出(科技支出占财政支出的比重,%)	3985	1.03	1.15	1.32	1.47
金融发展(金融机构贷款余额占 GDP 的比重)	3985	0.77	0.46	0.89	0.52
两控区城市(是否为两控区城市,是为 1,否为 0)	3990	0.51	0.50	0.65	0.48
省会城市(是否为省会城市,是为 1,否为 0)	3990	0.08	0.27	0.12	0.32
经济特区城市(是否为经济特区城市,是为 1,否为 0)	3990	0.03	0.18	0.15	0.35
北方城市(是否为北方城市,是为 1,否为 0)	3990	0.54	0.50	0.33	0.47
胡焕庸线右侧城市(是否为胡焕庸线右侧城市,是为 1,否为 0)	3976	0.87	0.33	0.96	0.20
人均电力消费量(人均电力消费量的对数,千瓦时/人)	3905	12.59	1.12	12.97	1.43
电力消费总量(电力消费总量的对数,万千瓦时)	3905	6.75	1.19	7.08	1.35
第一产业比重(第一产业增加值占 GDP 的比重,%)	3984	15.30	9.11	13.04	8.78
第三产业比重(第三产业增加值占 GDP 的比重,%)	3984	35.49	7.94	39.36	9.64
资本劳动比(资本存量与劳动力比值的对数,元/人)	3987	13.00	0.88	12.97	0.74
创新指数(城市综合创新指数的对数)	3990	0.75	0.87	1.15	1.32

资料来源:本文整理

四、实证结果与分析

1. 基准回归

表 2 列示了低碳城市试点对碳排放影响的基准回归结果。其中,第(1)和(2)列、第(3)和(4)列、第(5)和(6)列分别是全部城市、排除直辖市、普通地级城市(排除直辖市、省会城市和计划单列市)的估计结果。不难发现,在控制了城市固定效应、时间固定效应以及省份时间趋势之后,不论模型是否包含控制变量,低碳城市试点的估计系数均显著为负,表明低碳城市试点政策总体上有助于降低碳排放水平,意味着低碳城市试点政策发挥了预期的碳减排效应,证实了假设 H₁。这一结论与既有文献的观点较为一致,均肯定了低碳城市试点政策的积极作用。例如,低碳城市试点政策不仅有利于降低 PM_{2.5}(王华星和石大千,2019)^[6]、PM₁₀ 和 API(宋弘等,2019)^[5]、碳排放绩效(周迪等,2019)^[8]以及城市绿色全要素生产率(Cheng 等,2019)^[7]等环境质量指标,而且有利于增加外商直接投资(龚梦琪等,2019)^[9]。

表 2 低碳城市试点对碳排放影响的基准回归结果

变量	碳排放水平					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
低碳城市试点	-0.0643* (0.0348)	-0.0633* (0.0346)	-0.0656* (0.0358)	-0.0635* (0.0356)	-0.0768** (0.0380)	-0.0822** (0.0374)
人均收入		3.1313** (1.2452)		3.1185** (1.2501)		3.1948** (1.3222)
人均收入的平方		-0.1529** (0.0668)		-0.1521** (0.0671)		-0.1549** (0.0717)
第二产业占比		0.0040 (0.0033)		0.0040 (0.0033)		0.0027 (0.0036)

续表 2

变量	碳排放水平					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人口密度		0.5186 ** (0.2446)		0.5209 ** (0.2447)		0.7015 ** (0.2811)
FDI 比重		0.0037 (0.0047)		0.0038 (0.0047)		0.0054 (0.0051)
财政分权		0.7417 ** (0.3597)		0.7455 ** (0.3635)		0.6572 * (0.3921)
科技支出		-0.0015 (0.0078)		-0.0017 (0.0079)		-0.0019 (0.0088)
金融发展		0.0185 (0.0295)		0.0184 (0.0300)		0.0313 (0.0412)
常数项	6.0457 *** (0.0051)	-13.1530 ** (5.7865)	6.0020 *** (0.0051)	-13.1475 ** (5.8033)	5.8103 *** (0.0051)	-14.6686 ** (6.0634)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份时间趋势	是	是	是	是	是	是
观测值	3951	3763	3895	3707	3464	3282
R ²	0.9557	0.9614	0.9514	0.9574	0.9401	0.9464

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平

资料来源:本文整理

关于低碳城市试点估计系数的经济意义,在给定其他条件不变的情况下,相比于非试点城市,低碳试点城市的碳排放量平均降低 6.33%。由于低碳城市试点政策始于 2010 年,因此基准模型的估计系数一共捕捉了七年的平均处理效应,这意味着低碳城市试点政策每年促使碳排放量降低 0.90% (6.33%/7)。同时,本文还从样本均值的角度解读估计系数的经济意义。根据数据统计,样本城市的碳排放量(取对数)的均值为 6.04,因此上述估计系数表明低碳试点城市的碳排放量相对于样本均值降低了约 1.05 个百分点(6.33%/6.04)。

关于控制变量的估计结果,本文以表 2 第(2)列全部城市样本的估计值进行解释。人均收入一次方项的估计系数显著为正,且平方项的估计系数显著为负,说明中国城市间存在碳排放的库兹涅茨倒 U 型曲线效应,即随着人均收入的提升,碳排放水平先上升后下降,一至于 Zhang 等(2017)^[2]的研究结论。根据两类系数的估计值,可以计算出,倒 U 型曲线的拐点为 27993 元(2000 年不变价格)。同时,本文样本期间人均收入的平均值为 8074 元(2000 年不变价格),这说明中国城市整体上处于倒 U 型曲线的爬坡阶段,碳排放量将随着人均收入的提升而增加。人口密度的估计系数显著为正,表明人口集聚度的提升显著加剧碳排放水平,这与韩峰和谢锐(2017)^[24]、Zhou 和 Wang(2018)^[27]的研究结论相同。财政分权的估计系数显著为正,表明财政分权显著促进了碳排放水平,一至于张克中等(2011)^[22]的研究结论。

2. 异质性

城市在地理位置、经济规模、环保意识以及政策实施等方面具有较大差异,这些差异可能会导致不同城市对低碳试点政策产生不同反应。鉴于此,本文进一步检验低碳城市试点政策影响碳排放的地区差异。本文按照三种不同的思路进行考察:第一,将样本城市按照地理位置分为东部城市、中部城市和西部城市三个子样本;第二,根据实际人均 GDP 水平将样本城市分为三等分;第三,参考胡艺等(2019)^[28]的做法,在方程中纳入“低碳城市试点 × 经度”这一交叉项,其中经度为各个

城市政府驻地的经度。

由表 3 可知,低碳城市试点的碳减排效应在西部城市和低经济发展水平城市的子样本中更加显著;同时,交叉项的估计系数显著为正,说明经度越大,越会削弱低碳城市试点的碳减排效应。上述结论可能的原因在于,在地理位置上位于东部的城市,经度越大,其经济水平也越高,而这类城市经济总量和人口密度往往较高,能源消费量也越大,导致较高的碳排放水平,因此这类城市形成强烈的碳排放依赖性与碳锁定效应;相比之下,西部城市碳排放水平较低,碳锁定效应更弱,对低碳试点政策的反应速度更为灵敏和迅速,因此西部城市能够更加快速地发挥低碳试点政策的减排效应,政策更为有效。

表 3 低碳城市试点对碳排放影响的异质性回归结果

变量	不同地理位置			不同经济发展水平			交叉项
	东部	中部	西部	低	中	高	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
低碳城市试点	-0.0399 (0.0390)	0.0360 (0.0541)	-0.1843* (0.0979)	-0.1610* (0.0893)	-0.0621 (0.0517)	0.0080 (0.0392)	-1.3642*** (0.5248)
低碳城市试点 × 经度							0.0113** (0.0044)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份时间趋势	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1399	1385	979	1195	1295	1259	3763
R ²	0.9732	0.9541	0.9406	0.9094	0.9474	0.9743	0.9615

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平

资料来源:本文整理

3. 稳健性检验

第一,使用人均碳排放量衡量碳排放指标,结果见表 4 第(1)列。第二,遵循 Cheng 等(2019)^[7]、龚梦琪等(2019)^[9]、王华星和石大千(2019)^[6]的做法,将低碳城市试点政策实施时间定义为 2012 年并重新回归,结果见表 4 第(2)列。第三,为排除异常值的干扰,本文对被解释变量和控制变量最高和最低的 5% 样本进行缩尾法处理,结果见表 4 第(3)列。第四,考虑到低碳城市试点政策可能并非立即产生影响,本文对低碳城市试点这一核心解释变量进行滞后一期处理;同时,本文对所有控制变量也滞后一期以避免联立方程偏误,结果见表 4 第(4)列。第五,考虑到碳排放权交易的影响,本文在基准回归模型中纳入这一虚拟变量(某一城市启动碳排放权交易的当年及之后各年取值 1,否则为 0),结果见表 4 第(5)列。上述结果表明,低碳城市试点的估计系数显著为负,表明低碳城市试点政策有助于降低碳排放水平,支持前文结论。

考虑残差项的空间相关性。风向等自然因素能够导致碳排放的扩散现象和空间外溢效应,这促使某一城市的碳排放水平受到相邻城市的影响,从而导致残差项潜在的空间相关性。虽然前文基准回归对标准误进行了聚类处理,但不能处理这类空间相关性。既有文献一般使用空间计量模型来处理变量间的空间相关性(Zhang 等,2017^[2];Zhou 和 Wang,2018^[27]),而碳排放等空气污染物的复杂性可能导致基于空间计量模型对政策处理效应的有偏估计(赵琳等,2019)^[29]。为此,本文参考 Nunn 和 Wantchekon(2011)^[30]、沈坤荣和金刚(2018)^[31]的做法,采用 Conley(1999)^[32]提出的空间 HAC 标准误。表 4 第(6)列模型设定标准误在 2° 范围内存在空间相关性,可以发现,低碳城市试点政策依然具有显著的碳减排效应,支持前文结论。同时,为了避免估计结果受到先验设定的干扰,本文还设定标准误在 1°、3°、4° 和 5° 范围内存在空间相关性,发现相关结论依然成立。

表 4 稳健性检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均碳排放量	更换第二批低碳城市的试点年份	考虑观测值的异常值	所有解释变量滞后一期	考虑碳排放权交易的影响	考虑残差项的空间相关性
低碳城市试点	-0.0599* (0.0345)	-0.0677* (0.0365)	-0.0555* (0.0299)	-0.0639* (0.0336)	-0.0621* (0.0347)	-0.0633* (0.0357)
碳排放权交易					0.0277 (0.0298)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份时间趋势	是	是	是	是	是	是
观测值	3763	3763	3763	3501	3763	3767
R ²	0.9623	0.9614	0.9606	0.9624	0.9614	0.9614

注:第(6)列采用 Conley (1999)^[32] 提出的空间 HAC 标准误,并设定标准误在 2° 范围内存在空间相关性;为了避免估计结果受到先验设定的干扰,本文还设定标准误在 1°、3°、4° 和 5° 范围内存在空间相关性,发现相关结论依然成立;限于篇幅,未报告相关结果,备索;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平

资料来源:本文整理

4. 基于 PSM-DID 方法的估计结果

为了进一步提升本文核心结论的说服力,本文使用 PSM-DID 方法进行估计,结果见表 5。其中,第(1)~(9)列分别使用的匹配数据是 2003—2009 年各个年份截面数据、2003—2009 年的平均值和低碳城市试点前的平均值。由表 5 可知,低碳城市试点的估计系数介于 -0.0573 ~ -0.0736 之间,并且除了第(3)列,其余模型的估计结果至少通过 10% 的显著性水平检验,特别是第(8)和(9)列的估计结果一致于基准模型,再次证明低碳城市试点政策具有显著的碳减排效应。

表 5 基于 PSM-DID 方法的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2003—2009 年 平均值	试点前 平均值
低碳城市试点	-0.0711* (0.0373)	-0.0686* (0.0354)	-0.0573 (0.0358)	-0.0652* (0.0332)	-0.0677* (0.0361)	-0.0736** (0.0371)	-0.0668* (0.0366)	-0.0633* (0.0346)	-0.0633* (0.0346)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份时间趋势	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3566	3610	3577	3625	3559	3557	3567	3763	3763
R ²	0.9565	0.9567	0.9568	0.9578	0.9596	0.9562	0.9572	0.9614	0.9614

注:本文使用的匹配变量是计量方程(1)的控制变量,匹配方法是卡尺内二阶近邻匹配;括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平

资料来源:本文整理

5. 安慰剂检验

本文参考 Li 等(2016)^[33]、宋弘等(2019)^[5] 的做法,通过随机选择低碳试点城市进行安慰剂检验。根据研究样本,2010—2012 年共有 72 个低碳试点城市,2013—2016 年又增至 96 个,本文随机产生一个低碳试点城市名单,从而构造“人为”的处理变量 LCC_{it}^{false} ,基于方程(1)的设定,对两类

碳排放指标分别重复进行 1000 次和 2000 次回归。图 3 绘制了四次模拟中“人为”处理变量 LCC_{it}^{false} 的回归系数和 P 值的分布图。可以发现,随机分配的估计值集中分布在零附近。进一步计算得到,在碳排放、人均碳排放方程中,1000 次、2000 次模拟的回归结果分别在 94.4%、95.4%、94.3% 和 95.0% 的概率上是正确的。因此,可以认为低碳城市试点政策的碳减排效应至少在 90% 的概率上并未受到遗漏变量的干扰。

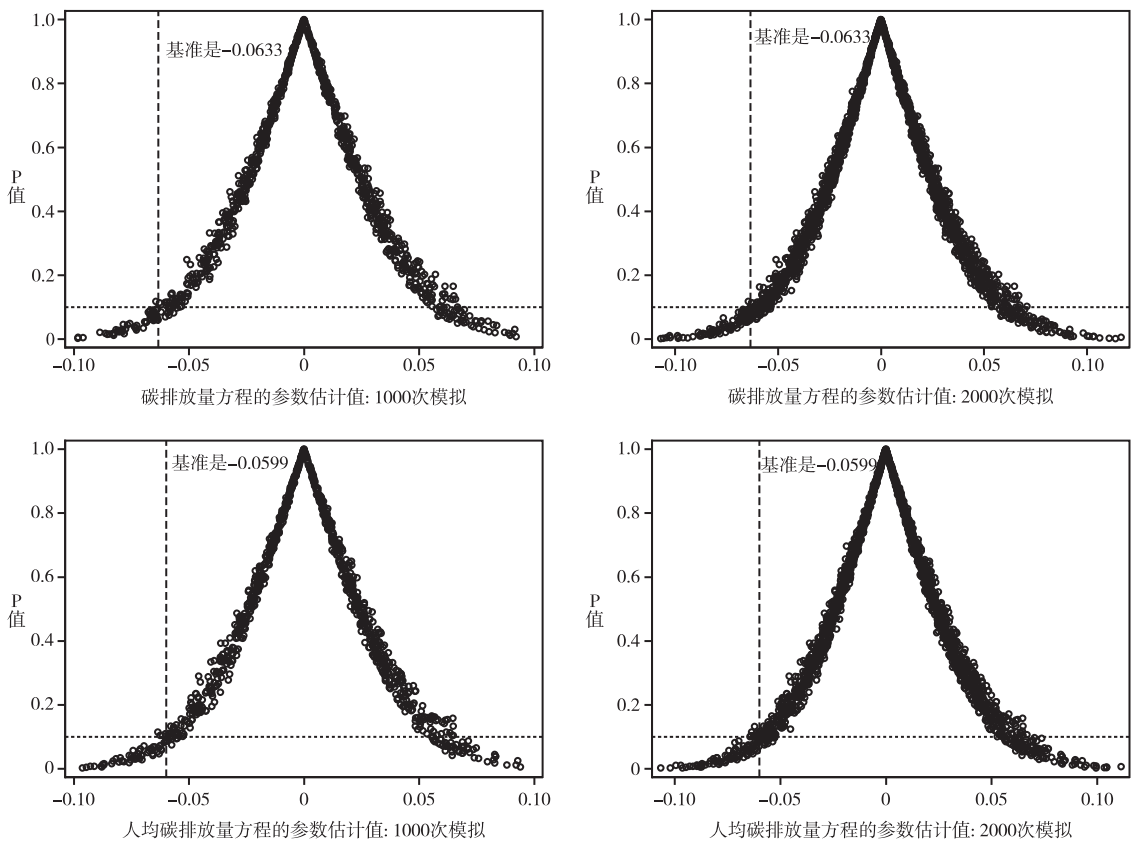


图 3 随机分配低碳城市试点的模拟结果

资料来源:本文绘制

五、拓展分析

1. 共同趋势检验

双重差分法有效的的基本前提是,先实施低碳试点的城市与后试点的城市、非试点城市在试点之前碳排放的趋势不存在系统性差异,或者即使存在差异,差异也是固定的。这意味着试点城市与非试点城市在碳排放水平上具备共同趋势。为检验这一共同趋势假设,本文参考 Li 等(2016)^[33]、Gehrsitz(2017)^[19]、宋弘等(2019)^[5]等文献的做法,构建如下计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k \geq -6}^6 \beta_k D_{it}^k + X'_{it} \gamma + u_i + \lambda_t + \delta_c trend_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i, p 和 t 分别表示城市、省份和年份。 Y_{it} 包括碳排放量和人均碳排放量两类指标。 D_{it}^k 表示低碳城市试点这一事件,是一个虚拟变量。 D_{it}^k 的赋值如下: s_i 为城市实施低碳试点政策的年份,如果 $t - s_i \leq -6$,则定义 $D_{it}^{-6} = 1$,否则 $D_{it}^{-6} = 0$;如果 $t - s_i = k$,则定义 $D_{it}^k = 1$,否则 $D_{it}^k = 0$ ($k \in [-5, 6]$ 且 $k \neq 0$)。关于前后 6 期的设置,是因为试点当年设置为第 0 期,而第一批试点时间是 2010 年,

因此 2016 年是试点后的第 6 年,即本文的样本范围中, k 的最大取值为 6;同时,试点前一共有 10 期,超过 6 期则设置为一个虚拟变量。此外,本文参考 Beck 等(2010)^[34] 的做法,将低碳城市试点的当年作为基准年份,即方程(2)中不包括 $k=0$ 的虚拟变量。方程(2)中其他变量的设定一致于基准模型(1)。本文主要关注参数 β_k ,其反映了低碳城市试点前与试点后对城市碳排放水平的影响。根据共同趋势的假设条件,如果 $k < 0$ 时,参数 β_k 不显著异于零,那么本文满足共同趋势假设。

为了更加直观地检验共同趋势的假设条件以及观察低碳城市建设对碳排放水平的动态影响,分别绘制了图 4 和图 5 碳排放量和人均碳排放量两类方程中参数 β_k 的估计值及其 95% 的置信区间。两幅图中,横轴表示低碳城市试点前与试点后的年份数,纵轴表示两类碳排放指标的变化差异。由图 4 和图 5 可知,无论是碳排放量方程,还是人均碳排放方程,参数 β_k 的估计值均不能拒绝为零的原假设,这表明处理组城市和控制组城市在低碳城市试点之前两类碳排放指标并不存在差异,证明了本文双重差分法满足共同趋势假设。

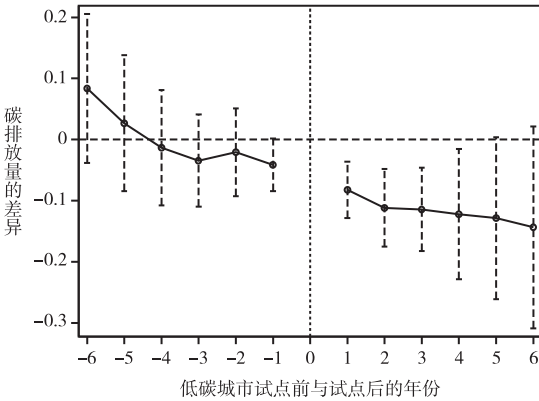


图 4 碳排放量在低碳城市试点前后的差异

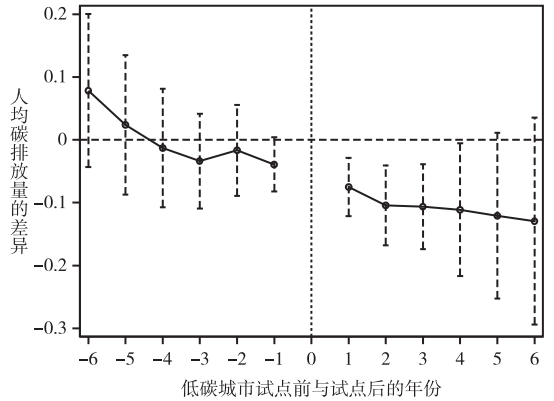


图 5 人均碳排放量在低碳城市试点前后的差异

注:图中小圆圈表示由方程(2)得到的估计系数 β_k ,虚线为 β_k 的 95% 上下置信区间

资料来源:本文绘制

从动态效应上看,在低碳城市试点后的第一年到第四年,两类碳排放方程中参数 β_k 的估计值始终为负,并且通过 5% 的显著性水平检验,这说明低碳城市建设的碳减排效应出现在试点后的第一年到第四年,并且从数值大小上看,碳减排效应是逐年增大的;相形之下,在低碳城市试点后的第五年和第六年,两类碳排放方程中参数 β_k 的估计值并不显著,这说明低碳城市试点政策的碳减排效应在试点后的第五年和第六年消失。整体而言,低碳城市试点政策对碳排放的抑制效应在短期内是显著的,而随着时间推移,这种抑制效应可能消失,意味着未来政府需要强化低碳城市试点政策的碳减排效应的持续性。

2. 低碳试点城市非随机选择的讨论

准确识别低碳城市试点的政策效应前提是,计量模型中“低碳城市试点”这一核心解释变量满足外生性要求。因此,最理想的情况是,低碳试点城市和非试点城市是随机选择的。然而,根据国家发改委三次印发的相关政策文件,低碳试点城市的选择是基于“申报城市的工作基础、示范性和试点布局的代表性等因素”。也就是说,试点城市名单的确定并非随机,而是与城市的地理位置、经济发展、人口密度、环境约束和开放程度等固有属性密切相关。这些属性所导致城市之间的差异,可能随着时间推移对城市的碳排放水平具有不同的影响,从而导致估计偏误。为了控制上述城市属性对低碳城市试点政策造成的影响,本文遵循 Li 等(2016)^[33]、Chen 等(2018)^[35]、宋弘等(2019)^[5] 的思路,在基准回归模型中加入城市属性与时间趋势多项式的交叉项。具体构建如下计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta LCC_{it} + X'_{it}\gamma + S_c \cdot f(t) + u_i + \lambda_t + \delta_c trend_{\mu} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, S_c 表示城市属性。本文选取了五类变量作为城市属性这些先决因素的代理变量, 即该城市是否为 1998 年两控区城市、是否为省会城市、是否为经济特区城市、是否为北方城市以及是否为胡焕庸我右侧城市。 $f(t)$ 表示时间趋势多项式, 包括时间趋势的一次性、二次项和三次项。因此, $S_c \cdot f(t)$ 控制了城市之间固有的属性差异随着时间推移对碳排放的影响, 在一定程度上缓解了低碳试点城市和非试点城市非随机选择而造成的估计偏误。方程(3)中其他变量的设定一致于基准模型(1)。

表 6 列示了低碳试点城市非随机选择的回归结果。其中, 第(1) ~ (3)列分别是在基准回归模型的基础上加入五类城市属性的虚拟变量与时间趋势的一次方、二次方及三次方的交乘项。由表 6 可知, “低碳城市试点”这一核心解释变量的估计系数介于 $-0.0591 \sim -0.0607$ 之间, 并且都在 10% 的水平上显著。虽然系数大小略有差异, 但系数的符号方向与显著性水平都与前文保持一致, 再次证明低碳城市试点政策有助于降低碳排放水平。

表 6 低碳试点城市非随机选择的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
低碳城市试点	-0.0607* (0.0357)	-0.0604* (0.0351)	-0.0591* (0.0356)
城市属性 × 时间趋势	是	是	是
城市属性 × 时间趋势的二次方	否	是	是
城市属性 × 时间趋势的三次方	否	否	是
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份时间趋势	是	是	是
观测值	3749	3749	3749
R ²	0.9631	0.9633	0.9634

注: 城市属性变量包括是否为两控区城市、是否为省会城市、是否为经济特区城市、是否为北方城市以及是否为胡焕庸线右侧城市共五类虚拟变量, 其中, 北方城市定义为秦岭—淮环线以北; 胡焕庸线指的是, 地理学家胡焕庸 1935 年提出的黑河(瑛珲)一腾冲线将中国分为面积大体相当、人口疏密悬殊的东南(右侧)和西北(左侧)两部分; 括号内为聚类到城市层面的稳健标准误; *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平

资料来源: 本文整理

3. 机制分析

为了考察低碳城市试点政策对碳排放的影响机制, 本文参照宋弘等(2019)^[5]的做法, 设定如下计量模型:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 LCC_{it} + Z_{it}\xi + u_i + \lambda_t + \delta_c trend_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, i, p 和 t 分别表示城市、省份和年份; M_{it} 表示机制变量, 即低碳城市试点政策通过这些变量而影响碳排放; Z_{it} 表示一组控制变量, 包括人均收入、人口密度、FDI 比重、财政分权、科技支出和金融发展。关于机制变量的选取, 本文根据前文理论机制的分析, 选取了七类变量来衡量机制变量 M_{it} 。这七类变量具体如下: ①能源消费, 由于城市层面缺乏能源消费的数据, 并且考虑到电力消费与能源消费存在很高的相关性, 本文参考李江龙和徐斌(2018)^[36]的做法, 立足于城市电力消费视角, 以人均电力消费量和电力消费总量(均取对数)来衡量。②结构效应, 本文将结构效应分为产业结构和要素禀赋结构两类: 前者以一产比重、二产比重和三产比重来衡量; 后者以资本存量与劳动力的比值(取对数)来衡量。③技术创新, 技术创新以城市综合创新指数来衡量, 数据来源于《中国城市和产业创新力报告》(寇宗来和刘学悦, 2017)^[37]。

低碳城市试点政策对碳排放的影响机制的回归结果在表 7 中呈现。其中, 由第(1)和(2)列可知, 低碳城市试点政策对人均电力消费量和电力消费总量的影响为负, 并且通过 5% 的显著性水平

检验,这说明低碳城市试点政策能够显著降低电力消费量。由第(3)~(6)列可知,低碳城市试点政策对一产比重、二产比重、三产比重和资本劳动比并无显著影响,这说明低碳城市试点政策尚不能通过优化产业结构和要素禀赋结构而影响碳排放水平。由第(7)列可知,低碳城市试点显著提升城市创新指数约19.8%,与宋弘等(2019)^[5]的研究结论一致。进一步,城市创新水平越高,越有利于促进环保技术和低碳技术的进步,从而有利于抑制碳排放。总之,以上结果表明低碳城市建设通过降低电力消费量和提升技术创新水平等途径抑制碳排放量,而产业结构这一条传导途径尚未发挥作用,证实了假设H₂的部分内容。

表7 机制分析的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	人均电力消费量	电力消费总量	一产比重	二产比重	三产比重	资本存量/劳动力	创新指数
低碳城市试点	-0.0748** (0.0348)	-0.0780** (0.0351)	0.4168 (0.2612)	-0.0963 (0.4607)	-0.3182 (0.4290)	-0.0348 (0.0362)	0.1983*** (0.0456)
人均收入	0.5775*** (0.1078)	0.5104*** (0.1126)	-7.0975*** (1.0611)	15.5903*** (1.8316)	-8.4937*** (1.4089)	0.4524*** (0.0975)	-0.2117* (0.1164)
人口密度	0.4355 (0.2819)	0.7532*** (0.2571)	-4.6967** (1.9322)	-2.7051 (3.0402)	7.4150*** (2.6538)	-0.6462** (0.2826)	0.9816** (0.4330)
FDI比重	0.0054 (0.0050)	0.0053 (0.0051)	-0.0206 (0.0728)	0.1441* (0.0830)	-0.1234* (0.0684)	0.0142*** (0.0052)	-0.0207*** (0.0073)
财政分权	0.9326*** (0.3551)	0.6483* (0.3739)	-12.5135*** (3.6889)	14.4527*** (4.9889)	-1.9432 (4.0256)	0.8695*** (0.2826)	-3.0894*** (0.4968)
科技支出	-0.0147** (0.0072)	-0.0073 (0.0080)	0.3779*** (0.1205)	-0.4693** (0.1884)	0.0911 (0.1071)	-0.0136 (0.0089)	0.1044*** (0.0296)
金融发展	0.0096 (0.0297)	0.0048 (0.0291)	0.0097 (0.1754)	-0.5492 (0.4760)	0.5395 (0.4680)	-0.0198 (0.0222)	0.0621* (0.0372)
常数项	-1.2134 (1.7910)	3.5629* (1.8792)	109.8383*** (15.4768)	-81.0363*** (25.3855)	71.1302*** (20.8432)	12.3194*** (1.7925)	-1.8231 (2.5363)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份时间趋势	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3724	3724	3788	3789	3788	3789	3789
R ²	0.9556	0.9559	0.9609	0.9237	0.9185	0.9437	0.9512

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平

资料来源:本文整理

六、结论与政策建议

为了推动绿色低碳发展,确保实现碳排放“总量”和“强度”的双控目标,中国政府分别于2010年、2012年和2017年组织开展了三批低碳城市试点。准确客观地评估低碳城市试点政策效果,对于试点城市更好地开展低碳工作,以及进一步在全国范围内推广低碳城市建设具有重要的实践意义。为此,本文将低碳城市试点政策的实施视为一次准自然实验,利用2003—2016年中国285个城市的面板数据,借助于双重差分方法估计了低碳城市试点政策对碳排放的影响及其作用机制。

本文主要结论如下:(1)整体上,相比于非试点城市,试点城市的碳排放量相对于样本均值降低了约1.05个百分点,意味着低碳城市试点政策显著降低碳排放量,证实了低碳城市试点政策的有效性;(2)低碳城市试点政策对碳排放的影响存在异质性,碳减排效应在西部城市和低经济发展水平城市的子样本中更加显著;(3)试点城市与非试点城市的碳排放水平在试点之前满足共同趋势假设;同时,低碳城市试点政策的碳减排效应出现在试点后的第一年到第四年,而在试点后的第五年和第六年消失;(4)机制分析表明,低碳城市试点政策通过降低电力消费量和提升技术创新水平等途径抑制碳排放量。此外,本文讨论了低碳城市非随机选择的问题,并且利用PSM-DID方法、安慰剂检验等方式确保研究结论的稳健性。

从学术价值上看,本文补充了低碳城市试点政策评估的文献,拓展了碳排放的相关研究。国家发改委分别于2010年、2012年和2017年确定了第三批低碳试点省份和城市,至于该试点政策是否有效实现政策制定的目标,既有文献的论述并不充分。关于低碳城市试点政策评估的文献绝大多数的研究对象并不直接指向碳排放,从而无法回答该试点政策能否有效控制温室气体排放。从实践意义上看,本文研究结论表明,低碳城市试点政策发挥了预期的碳减排效应,即低碳城市建设是有效的,这对于进一步扩大低碳城市的试点范围提供了实证证据,为国家完善碳减排的环境政策提供了有益参考。

本文的研究结论具有以下三方面的政策含义:第一,扩大低碳城市的试点范围,进一步推进低碳城市的建设工作。本文结论显示,低碳城市建设显著减少碳排放水平。这表明地方政府较好地执行低碳城市这一基于城市层面的环境政策,改变了过往环境政策执行存在偏差的现象。未来应进一步扩大低碳城市的试点范围,尤其是碳锁定效应较强的东部和中部地区,这将有利于碳减排工作,也是完善碳减排政策的重要组成部分。第二,建立低碳产业体系,因地制宜打造绿色低碳产业链。本文机制分析表明,低碳城市建设的碳减排效应主要来自于电力消费量的降低和技术创新水平的提升,而通过优化产业结构这一条传导路径的作用有限。因此,地方政府应根据本地区的产业特色打造符合自身优势的低碳产业,积极打造低碳农业、发展节能工业和培育低碳服务业,使得优化产业结构成为遏制碳排放的重要途径之一。第三,完善低碳城市建设考评机制,切实保障低碳政策减排效应的可持续性。本文动态效应表明,低碳城市建设的碳减排效应持续到试点后的第四年,此后消失,这意味着低碳城市建设的长期效果可能大打折扣。因此,应着力构建低碳城市建设碳减排效应的长效机制,对试点城市执行情况进行中期评估和终期考核,以时间区间内的平均碳减排绩效代替时点上的数据进行动态综合评价,并且推进督查工作的常态化,从而保证低碳城市建设效果的持续性。

参考文献

- [1]段宏波,汪寿阳.中国的挑战:全球温控目标从2℃到1.5℃的战略调整[J].北京:管理世界,2019,(10):50-63.
- [2]Zhang,K.,Zhang,Z.Y.,and Liang,Q.M.An Empirical Analysis of the Green Paradox in China:From the Perspective of Fiscal Decentralization[J].Energy Policy,2017,103,(4):203-211.
- [3]Pei,Y.,Zhu,Y.,Liu,S.,Wang,X.C.,and Cao,J.J.Environmental Regulation and Carbon Emission:The Mediation Effect of Technical Efficiency[J].Journal of Cleaner Production,2019,236,(9):1-13,No.117599.
- [4]Wang,H.,and Wei,W.Coordinating Technological Progress and Environmental Regulation in CO₂ Mitigation:The Optimal Levels for OECD Countries & Emerging Economies[J].Energy Economics,2020,87,(5):1-11,No.104510.
- [5]宋弘,孙雅洁,陈登科.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[J].北京:管理世界,2019,(6):95-108.
- [6]王华星,石大千.新型城镇化有助于缓解雾霾污染吗——来自低碳城市建设的经验证据[J].太原:山西财经大学学报,2019,(10):15-27.
- [7]Cheng,J.,Yi,J.,Dai,S.,and Xiong,Y.Can Low-carbon City Construction Facilitate Green Growth? Evidence from China's Pilot

Low-carbon City Initiative[J]. *Journal of Cleaner Production*,2019,231,(9):1158-1170.

[8]周迪,周丰年,王雪芹.低碳试点政策对城市碳排放绩效的影响评估及机制分析[J].北京:资源科学,2019,(3):546-556.

[9]龚梦琪,刘海云,姜旭.中国低碳试点政策对外商直接投资的影响研究[J].济南:中国人口·资源与环境,2019,(6):50-57.

[10]张华.环境规制提升了碳排放绩效吗?——空间溢出视角下的解答[J].北京:经济管理,2014,(12):166-175.

[11]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[J].北京:管理世界,2019,(1):36-60.

[12]Grossman,G. M. ,and Krueger,A. B. Economic Growth and the Environment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*,1995,110,(2):353-377.

[13]Brock,W. A. ,and Taylor,M. S. Economic Growth and the Environment:A Review of Theory and Empirics[A]. *Handbook of Economic Growth*,2005,(1):1749-1821.

[14]Auffhammer,M. ,Sun,W. ,Wu,J. ,and Zheng,S. Q. The Decomposition and Dynamics of Industrial Carbon Dioxide Emissions for 287 Chinese Cities in 1998-2009[J]. *Journal of Economic Surveys*,2016,30,(3):460-481.

[15]徐现祥,李书娟.政治资源与环境污染[J].北京:经济学报,2015,(1):1-24.

[16]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[J].北京:世界经济,2014,(7):86-114.

[17]Porter,M. E. ,and Van der Linde,C. Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*,1995,9,(4):97-118.

[18]Wolff,H. Keep Your Clunker in the Suburb:Low-emission Zones and Adoption of Green Vehicles[J]. *The Economic Journal*,2014,124,(578):481-512.

[19]Gehrsitz,M. The Effect of Low Emission Zones on Air Pollution and Infant Health[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*,2017,83,(5):121-144.

[20]吴建新,郭智勇.基于连续性动态分布方法的中国碳排放收敛分析[J].北京:统计研究,2016,(1):54-60.

[21]刘习平,盛三化,王珂英.经济空间集聚能提高碳生产率吗?[J].武汉:经济评论,2017,(6):107-121.

[22]张克中,王娟,崔小勇.财政分权与环境污染:碳排放的视角[J].北京:中国工业经济,2011,(10):65-75.

[23]严成禄,李涛,兰伟.金融发展、创新与二氧化碳排放[J].北京:金融研究,2016,(1):14-30.

[24]韩峰,谢锐.生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J].北京:数量经济技术经济研究,2017,(3):40-58.

[25]Chen,D. ,Chen,S. ,and Jin,H. Industrial Agglomeration and CO₂ Emissions:Evidence from 187 Chinese Prefecture-level Cities over 2005-2013[J]. *Journal of Cleaner Production*,2018,172,(1):993-1003.

[26]黄向岚,张训常,刘晔.我国碳交易政策实现环境红利了吗?[J].武汉:经济评论,2018,(6):86-99.

[27]Zhou,C. ,and Wang,S. Examining the Determinants and the Spatial Nexus of City-level CO₂ Emissions in China:A Dynamic Spatial Panel Analysis of China's Cities[J]. *Journal of Cleaner Production*,2018,171,(1):917-926.

[28]胡艺,张晓卫,李静.出口贸易、地理特征与空气污染[J].北京:中国工业经济,2019,(9):98-116.

[29]赵琳,唐珏,陈诗一.环保管理体制垂直化改革的环境治理效应[J].上海:世界经济文汇,2019,(2):100-120.

[30]Nunn,N. ,and Wantchekon,L. The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa[J]. *American Economic Review*,2011,101,(7):3221-3252.

[31]沈坤荣,金刚.中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J].北京:中国社会科学,2018,(5):92-115.

[32]Conley,T. G. GMM Estimation with Cross Sectional Dependence[J]. *Journal of econometrics*,1999,92,(1):1-45.

[33]Li,P. ,Lu,Y. ,and Wang,J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*,2016,123,(9):18-37.

[34]Beck,T. ,Levine,R. ,and Levkov,A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*,2010,65,(5):1637-1667.

[35]Chen,Y. J. ,Li,P. ,and Lu,Y. Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats:Evidence of a Target-based Performance Evaluation System in China[J]. *Journal of Development Economics*,2018,133,(7):84-101.

[36]李江龙,徐斌.“诅咒”还是“福音”:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J].北京:经济研究,2018,(9):151-167.

[37]寇宗来,刘学悦.中国城市和产业创新力报告2017[R].上海:复旦大学产业发展研究中心,2017.

Can Low-carbon City Construction Reduce Carbon Emissions? Evidence from a Quasi-natural Experiment

ZHANG Hua

(School of Business Administration, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu, 211815, China)

Abstract: According to BP statistics, China's total carbon emissions reached 6,656 million tons in 2006, surpassing the United States' 6,029 million tons, making it to be the world's largest carbon emitter. Facing the increasing international pressure to reduce emissions, and to achieve the goal of green and low-carbon development, the Chinese government has implemented pilot policy for low-carbon city since 2010, and has continuously expanded the scope of the pilot projects. Therefore, accurately evaluating the policy effect of low-carbon city construction is of great significance for further promoting this pilot policy. The existing literatures pay more and more attention to the policy effect of low-carbon city construction, and evaluate it from the perspectives of $PM_{2.5}$, PM_{10} , API, green total factor productivity, foreign direct investment, etc. However, they pay less attention to the effect of low-carbon city construction on carbon emissions, which provides space for this study.

Using the pilot policy for low-carbon city as a quasi-natural experiment, this paper investigates the causal impact of low-carbon city construction on carbon emissions, based on the panel dataset of 285 cities in China from 2003 to 2016 and the method of the difference-in-differences (DID) model. The empirical results show that compared with non-pilot cities, the carbon emissions in pilot cities decreased by about 1.05 percentage points relative to the sample average, suggesting that low-carbon city construction significantly inhibits carbon emissions. After a series of robustness tests such as common trends test, PSM-DID, controlling urban attribute variables, and placebo test, this conclusion still holds. Moreover, the impact of low-carbon city construction on carbon emissions is heterogeneous. Specifically, the carbon emission reduction effect is more significant in the samples of western cities and cities with low economic development level. From the perspective of dynamic effects, the carbon emission reduction effect of low-carbon city construction appears in the first year to the fourth year after implementation, and disappears in the fifth and sixth years after implementation. Furthermore, mechanism analysis shows that low-carbon city construction reduces carbon emissions by reducing electricity consumption and improving technological innovation.

Compared with the existing literature, the marginal contributions of this paper mainly reflect in the following three aspects. (1) In terms of research topics, this paper is an earlier domestic literature that provides empirical evidence for the impact of low-carbon city construction on carbon emissions at the city level, and expands the relevant research on carbon emissions. Although a few literatures have focused on the policy effect of low-carbon city construction from the perspective of general environmental pollutants, they do not focus directly on carbon emissions. However, according to the documents issued by the National Development and Reform Commission, the basic purpose of pilot policy for low-carbon city is to control greenhouse gas emissions, rather than other environmental pollutants. (2) In terms of identification strategy, based on the exogenous shock of the implementation of the pilot policy, this paper uses the variation in different cities and different pilot time, and compares the differences in carbon emission levels between pilot cities and non-pilot cities, so as to obtain the causal effect of low-carbon city construction on carbon emissions. In contrast to the existing literature that uses proxy variables for constructing environmental regulations such as environmental pollution control investment and pollutant removal rates, this paper avoids the endogenous problems caused by measurement error. At the same time, this paper also focuses on the estimation bias caused by the non-random selection of low-carbon pilot cities. (3) In terms of practical significance, it provides empirical evidence for further expanding the scope of the pilot projects, as well as scientific basis for making environmental policies for carbon reduction. For a long time, for administrative environmental regulations, deviations in policy implementation are very common, so the effectiveness of policy has been questioned. However, this paper's finding that low-carbon urban construction achieves the expected carbon reduction effect counters this questioning, so future environmental policy on carbon reduction should focus more on the sustainability of policy effects.

Key Words: low-carbon city; carbon emissions; difference-in-differences

JEL Classification: O13, Q54, Q58

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.06.002

(责任编辑:李先军)