

# 低碳试点城市政策对企业技术创新的影响

## ——基于 DID 双重差分模型的实证研究

李林红, 王娟, 徐彦峰

(昆明理工大学 管理与经济学院, 云南 昆明 650093)

**摘要:** 低碳试点城市政策旨在促进城市经济发展中的低碳生产和低碳消费, 低碳下的企业技术创新行为就是在企业技术产业转型升级过程中保持低能耗、低污染和低排放。论文从地级市企业技术创新层面展开研究, 以国家统计局划分的高技术产业(制造业)企业为例进行分析, 通过对迄今为止公布的 36 个低碳试点城市和随机选取的 85 个对照样本城市进行双重差分法(DID)实证分析。结果显示: 低碳试点城市政策有助于促进企业技术创新的发展, 并且这一结果在稳健性检验、反事实检验之后依然成立; 低碳试点城市政策扩大了试点城市和样本城市在企业技术创新值上的差距, 低碳试点城市政策对第一批试点城市的影响大于对第二批试点城市的影响; 低碳试点城市政策对企业技术创新的推动作用呈现边际效应递减的规律, 故低碳试点城市政策的实施不仅能提升企业的技术创新能力, 还能缩小不同等级城市间企业技术创新水平的差距, 为未来政府相关政策的制定与实施提供借鉴。

**关键词:** 低碳试点城市政策; 企业技术创新; 双重差分法

**中图分类号:** F062.2; F272 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-4407(2019)11-048-07

### The Influence of Pilot Policy of Low-Carbon City on Enterprise Technology Innovation: An Empirical Research Based on Difference-in-Different Model

LI Linhong, WANG Juan, XU Yanfeng

(Faculty of Management and Economics, Kunming University of Science and Technology, Kunming Yunnan 650093, China)

**Abstract:** The pilot policy of low-carbon city aims to promote the low-carbon production and low-carbon consumption in the economy development of city. The enterprise's technological innovation behavior in the background of low-carbon economy is to maintain low energy consumption, low pollution and low emissions in the process of transformation and upgrading of enterprise technology industry. This paper conducts research on the level of enterprise technological innovation in prefecture-level cities, and takes the high-tech industry (manufacturing) classified by the National Bureau of Statistics as an example, and uses the difference-in-different (DID) method to make an empirical analysis on 36 low-carbon pilot cities announced so far in 85 randomly selected sample cities. The results show that the pilot policy of low-carbon city helps to promote the development of enterprise technological innovation, and this result is still tenable after the robustness test and counter-fact test. The pilot policy of low-carbon city has widened the gap between the pilot cities and the sample cities in terms of the value of enterprise technological innovation and the influence of the pilot policy of low-carbon city on the first batch of pilot cities is greater than that of the second batch of pilot cities. The driving effect of the pilot policy of low-carbon city on enterprise technological innovation is marginal decrease. Therefore, the pilot policy of low-carbon city can not only promote enterprise technological innovation, but also reduce the gap in the level of enterprise technological innovation among cities of different grades, and which can help the government make and implement the relevant policy in the future.

**Key words:** pilot policy of low-carbon city; enterprise technological innovation; difference-in-different method

## 1 引言

当前社会经济快速发展, 工业化、城市化进程不断加快, 生态环境遭受严重冲击<sup>[1]</sup>, 人类生存的环境面临重大威胁。在 2018 年“年度全球环境绩效指数”(EPI)排名中, 中国在 132 个国家当中排名第 120 位<sup>[2]</sup>, 反映出我国当下发展阶段面临严重的环境污染和相对薄弱的低碳政策。我国提出“到 2020 年进入创新型国家行列”

的发展战略, 而西方国家一直对我国企业进行贸易和技术封锁, 在此背景下研究我国低碳试点城市政策对于企业技术创新的影响更加具有理论意义和现实意义。

一直以来, 低碳政策都是学者探讨的热点问题, 但是在低碳政策对企业技术创新影响方面的研究还较少。Fang<sup>[3]</sup>通过对低碳技术创新企业进行实证分析, 建立了环境保护政策与制造业低碳技术之间的关系, 利用结构

基金项目: 国家自然科学基金项目“基于超网络的云南山地农业可持续发展研究”(71463032)

第一作者简介: 李林红(1963—), 男, 云南昆明人, 硕士, 教授, 研究方向为可持续发展。E-mail: monashlee@163.com

方程模型和 WITT 数据处理,发现环境政策对低碳技术创新具有显著的正向影响。Yang 等<sup>[4]</sup>通过研究分析发现,可行的低碳政策有助于促进低碳能源替代、节能政策集约、能源效率提高和产业转型,从而提高能源技术创新水平。张成等<sup>[5]</sup>通过采集中国不同区域环境规制和企业技术创新数据并进行面板数据分析发现,环境规制对企业技术创新有显著性影响,呈现出先抑制后促进的倒“U”型关系。李玲和陶锋<sup>[6]</sup>从生产率的角度分别分析重度污染企业、中度污染企业和轻度污染企业实施环境规制的效果,研究结果表明,重度污染企业在实施环境规制的过程中更能促进企业技术创新。许红英<sup>[7]</sup>构建了包含知识、技术、制度、产业和服务等反映创新能力以及创新环境的 6 个一级指标、25 个二级指标在内的低碳城市创新能力评价体系,通过对天津、重庆、深圳、厦门 4 个低碳试点城市的实证分析发现,4 个城市在知识创新能力、制度创新能力、产业创新能力、技术创新能力、创新环境和服务创新能力上的得分各不相同,其中制度创新能力的得分普遍较低,政府应该引起重视。

当前我国处于经济结构转型的关键阶段,亟待推进技术创新和生态环境的协同发展。学者们从多个视角来研究环境政策与技术创新的关系,为本文研究提供了方法借鉴和思路指导,但是目前国内外研究较少分析低碳试点城市政策与企业技术创新之间的关系,故本文通过对迄今为止公布的 36 个低碳试点城市和随机选取的 85 个对照样本城市进行双重差分法实证研究,来分析低碳试点城市政策与企业技术创新的关系就更加具有理论价值和实践意义。

## 2 低碳试点城市政策对企业技术创新影响的机理分析

低碳试点城市政策的实施会以污染治理成本增加、通过补贴政策的方式对企业技术创新产生直接影响,同时还可能通过外商直接投资、企业规模等途径来间接影响企业技术创新,下面对各个影响途径的机理逐一进行分析。

(1)政府采取低碳试点城市政策,严格限制了企业生产中废气、废水等的排放,所以企业在实际生产中一方面会通过治污支出来保证低碳水平,另一方面会通过流程再造、流程优化来提高企业生产率。企业在流程再造、流程优化以及提高低碳生产能力的过程中,会抵消或者降低由于实施低碳试点城市政策而给企业带来的环境成本,同时企业技术创新能力必然会提升。

(2)政府采取低碳试点城市政策,首先会在产业支持政策和财政补贴政策上对企业技术创新予以支持,在

一定程度上缓解企业技术创新的政策和资金压力<sup>[8]</sup>。其次低碳试点城市政策实施以后,政府会充分考虑实施低碳试点城市政策带来的环境成本和社会成本,制定出合理的能源价格政策,同时在新材料、新能源和新技术的使用上提供一定优惠。

(3)低碳试点城市政策的实施也会给企业技术创新造成一定的负面影响。一方面企业技术创新伴随资金挤出效应(crowding out effect),企业进行技术创新必然需要大量资金支持,但由于企业支持政府提出的低碳试点城市政策,使得企业的污染治理成本大大提升,迫使企业将原有的部分资金转投到生产领域,进而减少了企业的研发资金;另一方面是投资挤出效应,严格的低碳试点城市政策会导致企业选择政策宽松的地区进行投资。根据新古典经济学理论,低碳试点城市政策会增加企业的运作资本和投资资本,使企业在市场竞争中失去原有的竞争优势,企业就会对生产和投资进行重新布置,减少在政策严格地区的投资和创新份额。

(4)低碳试点城市政策会改变政府的引资政策和外资企业的区位选择,从而使企业技术创新遭受重大冲击。在开放的经济环境下,外商直接投资已经成为我国经济发展的重要推力,外商直接投资不仅能引进先进技术,而且还能以示范、模仿、人员培训和竞争等溢出效应的形式影响投资地区和周边地区的企业技术创新发展<sup>[9]</sup>,低碳试点城市政策不仅影响了外商的投资区位选择,还挤占了外资企业的投资研发费用,弱化了外商企业的溢出效应。

(5)低碳试点城市政策会弱化企业规模优势和资金优势。一方面,高投入、高产出的企业为了达到低碳标准,需要加大对环保环节的投资,在一定程度上弱化了高投入、高产出企业的规模优势和资金优势;另一方面,大企业通常有更多的政治资源和物质资源,在实施低碳试点城市政策的过程中,往往会更具有向政府寻租的动机,从而有更多资金被占用,对企业技术创新水平产生显著性影响。

综上所述,实施低碳试点城市政策对企业技术创新具有双重作用,会从政策和资金等方面对企业技术创新直接产生影响,同时还会从企业规模和外商直接投资等方面对企业技术创新间接产生影响<sup>[10]</sup>,如图 1 所示。本文试图通过实证研究来分析实施低碳试点城市政策对企业技术创新的长期综合发展影响。

## 3 研究方法

国家发改委于 2010 年 8 月正式启动首批 5 个低碳省份和 8 个低碳城市试点工作,在 2012 年 11 月明确设立了 28 个城市为第二批低碳试点城市,2017 年年初新

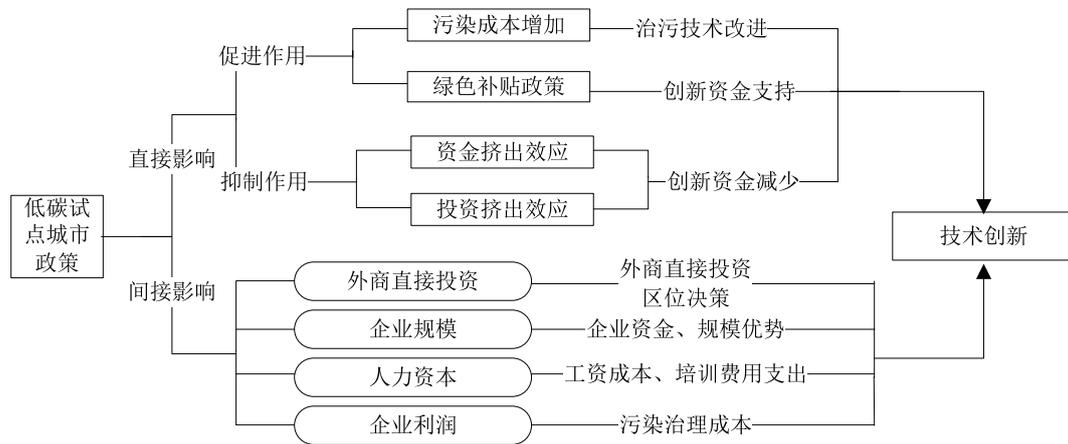


图1 低碳试点城市政策影响技术创新的途径

加入的 45 个城市成为第三批低碳试点城市。考虑到第三批低碳试点城市设立时间较短, 不便于政策前后的比较, 因此, 本文只选取有明确说明的第一批和第二批 36 个试点城市高技术产业(制造业)企业为实证研究对象, 随机选取 85 个非试点地级城市高技术产业(制造业)企业为参照对象, 选取的政策实施年份为首批的 2010—2017 年和第二批的 2013—2017 年。

### 3.1 模型设定

本文选取双重差分法(DID)来研究低碳试点城市政策对企业技术创新的影响。双重差分法可以克服样本城市的内生性问题, 双重差分估计量剔除了试点城市与参照城市“实验前差异”的影响, 能够找出企业技术创新在低碳试点城市政策实施前后的变化, 以此来判断低碳试点城市政策的效果, 即试点城市的平均变化与参照城市的平均变化之差。双重差分一般模型可表示为:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 u_{it} + \alpha_2 v_{it} + \beta z_{it} + \alpha_3 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: 各变量的下角标  $i$  表示城市,  $t$  表示年份,  $t$  的范围是从 2005 年至 2017 年;  $y$  表示企业技术创新值。  $u$  为时间虚拟变量, 当某一时间年份是政策实施年时,  $u=1$ ; 当某一时间年份不是政策实施年时,  $u=0$ 。  $v$  是实验虚拟变量,  $v=1$  时, 表示该城市为低碳试点政策城市;  $v=0$  时, 表示该城市为非低碳试点政策城市。式中  $z=u \cdot v$  为时间虚拟变量和城市虚拟变量的乘积, 其中, 变量  $z$  的系数  $\beta$  即为低碳试点城市的政策效应。  $x$  是一系列控制变量, 是除政策效应影响外其他因素对企业技术创新的影响,  $\varepsilon$  为随机扰动项。对于试点城市, 政策实施前后的差分估计为:  $y_{11} - y_{10} = \alpha_1 + \beta$ , 对于参照城市, 政策实施前后的差分估计为:  $y_{01} - y_{00} = \alpha_1$ 。因此, 低碳试点城市政策对企业技术创新的影响为:  $(y_{11} - y_{10}) - (y_{01} - y_{00}) = \beta$ 。

### 3.2 数据来源和变量描述

现有研究主要采取企业技术创新资源配置和企业创

新产出两个指标衡量企业技术创新水平。为了全面地反映企业技术创新的结果, 并考虑数据的可获得性, 本文选取企业知识产权数量来衡量企业技术创新能力, 即采用“现有专利数 + 正在申请专利数 + 软件著作权数 + 非专利技术数”来表示企业技术创新值。对于自变量的选择, 本文主要从以下几个角度展开。

(1)外商直接投资(FDI)。当前社会经济全球化进程不断推进, 招商引资的规模不断扩大, 外资企业成为企业技术创新的关键部分。同时, 外商直接投资已不再局限于单纯的资金流动, 更有技术、知识的整体转移, 因此, 在更具良好技术环境的条件下, 企业技术创新能力将会得到进一步提升。本文考虑到所选样本城市的差异性较大, 各城市的经济实力差距较大, 吸引 FDI 的能力也相差甚远, 因此本文把 FDI 变量做相对化处理, 即采用 FDI 占 GDP 比重来表示。

(2)企业规模。企业规模的大小是衡量市场结构的核心指标, 是对企业技术创新产生影响的主要因素之一。扩大企业的规模能强化企业的范围经济与规模经济, 充分发挥企业跨区域的资源优势, 同时子公司与母公司共享创新资源, 可以提升企业的创新水平。在企业技术创新的过程中, 高投入、高产出的企业进行大规模生产将对企业流程优化投资带来极大的补偿优势, 技术溢出对企业聚集产生主导性作用<sup>[11]</sup>。所以本文采用高技术产业(制造业)的生产总值和企业数量的比值来衡量企业规模大小。

(3)人力资本水平。人力资本水平是衡量企业技术创新能力的重要指标, 企业技术创新是企业技术人员科研成果的重要体现。在发展开放型经济的过程中, 国际分工体系需具有充分的成本优势和区位优势引进创新技术, 企业技术人员通过消化和吸收对创新技术进行再创新, 推动企业经济高速发展, 而技术创新的引进、消化、吸收及再创新的一个重要影响因素就是人力资本。考虑到收

表1 主要变量描述

变量	计算方式	名称	观测值	最大值	最小值	均值	标准差
技术创新	现有专利数 + 正在申请专利数 + 软件著作权数 + 非专利技术数	<i>Y</i>	1 202	387.915 5	0	19.425 4	0.145 4
政策效应变量	虚拟变量 (0, 1)	<i>E</i>	1 207	1	0	0.110 4	0.391 2
外商直接投资	$(FDI/GDP) \times 100$	<i>F</i>	1 208	62.014 6	0.014 0	2.211 0	4.501 2
企业规模	行业总产值 / 企业单位数	<i>S</i>	1 200	29.223 7	0.998 7	6.542 1	2.654 3
人力资本水平	$\ln(\text{分行业工资水平})$	$\ln W$	1 186	11.436 9	0.002 9	3.047 5	2.013 6
行业利润率	行业利润总额 / 固定资产净值	<i>P</i>	1 210	0.724 5	0.015 8	0.314 5	0.001 4
固定资产投资增长率	$[(\text{当年固定资产投资额} / \text{上年固定资产投资额}) - 1] \times 100$	<i>G</i>	1 190	120.682 6	-39.156 4	30.158 4	21.781 2
城市化水平	$(\text{地区非农业人口} / \text{总人口}) \times 100$	<i>U</i>	1 212	98.158 7	6.891 5	30.811 5	17.951 2

表2 单变量双重差分分析

变量	样本	低碳试点城市政策前			低碳试点城市政策后			双重差分
		试点城市	参照城市	差分值	试点城市	参照城市	差分值	DID
技术创新 <i>y</i>	两批 36 个试点城市	48.231 5	22.744 5	25.487 0	60.218 2	25.312 4	34.905 8	9.418 8
	第一批 8 个试点城市	23.421 8	14.218 4	9.203 4	32.415 4	15.984 5	16.430 9	7.227 5
	第二批 28 个试点城市	23.234 5	10.955 3	12.279 2	27.415 4	10.845 4	16.570 0	4.290 8

集各行业人力资本水平的难度较大，因此，本文用高技术产业(制造业)的工资水平来衡量人力资本水平的高低。

(4)行业利润率。企业技术创新需要大量的研发资金，但因为当前金融市场体制不健全，企业技术创新存在较高的风险，从而缩小了企业的外部融资渠道<sup>[12-13]</sup>，由此可见，企业技术创新离不开资金支持，高利润率能使企业获得大量的留存收益，可以加大对技术创新研发的资金投入。同时高利润率的企业往往对企业发展充满极大期望，更愿意增加对技术创新科研的资金投入。本文将行业利润率引入实证分析部分，通过高技术产业(制造业)的行业利润总额与固定资产净值的比值作为行业利润率水平的衡量指标。

在此基础上，在实证模型中还引入固定资产投资增长率和城市化水平作为控制变量，模型主要变量描述如表 1 所示。

表 2 给出了试点城市分别为两批 36 个试点城市、第一批 8 个试点城市、第二批 28 个试点城市时，被解释变量的单变量分析，以此来对低碳试点城市政策的效应情况进行初步了解。从表 2 中可以看出，无论是低碳试点城市政策实施前还是实施后，第一批低碳试点城市的企业技术创新值都大于第二批低碳试点城市的企业技术创新值。试点城市和参照城市在政策实施前后相差最大的变量是在两批 36 个试点城市上，分别相差了 25.487 0 和 34.905 8，试点城市的企业技术创新值在低碳试点城市政策实施后大于低碳试点城市政策实施前，尤其是两批 36 个试点城市的企业技术创新值在低碳试点城市政策实施前后相差

9.418 8。通过一阶差分值可以看出，低碳试点城市政策扩大了试点城市和参考城市在企业技术创新值的差距；通过双重差分值可以看出，低碳试点城市政策增加了企业技术创新能力，而且低碳试点城市政策对第一批试点城市的影响要大于对第二批试点城市的影响。

### 4 实证研究

根据上述选取的变量，在面板数据回归模型中分析各个变量与企业技术创新之间的关系，深入分析每个变量对企业技术创新的影响，得到下列回归方程：

$$Y_{it} = \alpha + \alpha_1 E_{it} + \alpha_2 F_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 \ln W_{it} + \alpha_5 P_{it} + \alpha_6 G_{it} + \alpha_7 U_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中： $Y_{it}$  为被解释变量，表示企业技术创新值，本文选取知识产权数指标来衡量。根据各个城市实施低碳试点城市政策的时间，设置虚拟变量  $E_{it}$ ，当各地区成为低碳试点城市之前，

表3 低碳试点政策对企业技术创新的影响

试点城市	两批 36 个试点城市		第一批 8 个试点城市	第二批 28 个试点城市		
变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>E</i>	3.424 5 (6.843 1)	12.514 5** (5.121 4)	14.515 8 (18.215 4)	7.512 4* (11.548 4)	9.124 1 (7.248 7)	4.384 5** (3.754 1)
<i>F</i>		0.912 4 (20.145 4)		0.871 4 (21.221 4)		0.935 4 (17.541 6)
<i>S</i>		0.145 2** (3.192 4)		0.174 2*** (4.914 6)		0.135 5*** (6.731 5)
$\ln W$		1.412 8*** (4.918 5)		2.512 4*** (1.924 8)		1.974 3** (2.816 7)
<i>P</i>		3.842 1*** (40.813 7)		5.945 7*** (37.194 3)		3.288 1 (57.194 8)
<i>G</i>		5.124 8* (10.245 8)		7.142 7*** (13.221 4)		6.145 1*** (12.537 3)
<i>U</i>		1.812 9* (5.159 7)		2.440 5* (6.745 3)		1.637 2* (8.456 3)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	20.413 5	-144.918 5	20.413 5	-152.144 4	20.413 5	-121.224 7
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.091 1	0.514 0	0.247 3	0.391 2	0.072 4	0.516 8

注：上角标\*\*\*、\*\*和\*分别表示系数的 *t* 统计量在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。括号中的数值为 *t* 值，表示变量的显著性。

$E_{it}=0$ ; 成为低碳试点城市之后,  $E_{it}=1$ 。下角标  $i$  和  $t$  分别表示第  $i$  个市和第  $t$  年,  $\gamma_i$  表示时间固定效应,  $\mu_i$  表示城市固定效应, 最后引入其他控制变量。本文选取 2005—2017 年的数据, 数据来源于中国国家统计局、《中国高技术产业统计年鉴》和各个城市的统计年鉴。

在表 3 中, 模型 1、模型 3、模型 5 是没有加控制变量的结果, 模型 2、模型 4、模型 6 是加入其他控制变量的结果, 可以看出, 无论是否加入控制变量, 核心变量低碳试点城市政策对于企业技术创新的影响都显著为正, 表示低碳试点城市政策对企业技术创新具有显著的推动作用。其中, 在第一批 8 个试点城市的回归分析中, 低碳试点城市政策效应变量的系数为 7.512 4; 第二批 28 个试点城市的回归分析中, 低碳试点城市政策效应变量的系数为 4.384 5, 支持前文低碳试点城市政策对第一批试点城市的影响大于对第二批试点城市的影响的结论。

#### 4.1 稳健性检验

在采用双重差分法评估低碳试点城市政策对于企业技术创新的影响时, 认为试点城市和参照城市在没有实施低碳试点城市政策时发展趋势是一致的, 回归分析不会随时间产生系统性差异。然而国家在选择低碳试点城市时, 会对城市的城市质量、发展程度等各个因素进行综合考虑, 所以低碳试点城市与非低碳试点城市本身可能就会存在发展上的差异, 需要在实证分析的同时检验不同城市之间是否存在系统性差异。

通过分析前人的研究发现, 城市生态质量与城市等级有关系, 城市等级越高, 城市工业越发达, 城市生态越容易受到冲击, 就越有可能优先成为低碳试点城市。同时, 城市等级越高, 其技术创新能力往往会越好, 所以, 在本文实证分析中, 等级较高的城市最有可能违背共同趋势的假设。故本文在稳健性检验中选择等级较高的省会城市(SH)、副省级城市(FS)以及国务院批准的较大的市(BC)进行回归分析<sup>[14]</sup>, 如果城市等级显著影响了企业技术创新, 说明在上述分析中存在系统性差异, 反之则证明城市等级不会导致系统性差异。

在表 4 中, 模型 1、模型 2、模型 3 表示在二批 36 个试点城市回归分析中分别引入省会城市(SH)、副省级城市(FS)以及较大的市(BC)的稳健性检验结果, 同理, 模型 4、模型 5、模型 6 表示在第一批 8 个试点城市的回归分析中分别引入三个等级城市的稳健性检验结果, 模型 7、模型 8、模型 9 表示在第二批 28 个试点城市的回归分析中分别引入三个等级城市的稳健性检验结果, 通过模型 1~模型 9 稳健性检验结果可以看出, 省会城市、副省级城市、较大的市三个等级的城市中, 低碳试点城市政策对企业技术创新的影响结果高度类似, 且三类城市的等级指标均不显著, 表示在试点城市和参照城市的实证分析当中不存在系统性差异。

#### 4.2 反事实检验

在本文的实证分析中, 考虑到除了低碳试点城市政策外, 其他随机因素也可能导致不同城市企业技术创新

表4 稳健性检验分析

变量	两批 36 个试点城市			第一批 8 个试点城市			第二批 28 个试点城市		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
SH	0.006 8 (0.004 1)			0.007 1 (0.012 0)			0.007 2 (0.002 2)		
FS		0.008 0 (0.067 3)			0.007 9 (0.049 1)			0.008 4 (0.019 4)	
BC			0.012 1 (0.011 0)			0.011 8 (0.001 4)			0.012 4 (0.010 4)
E	11.158 4 (5.121 4)	10.925 8 (2.168 5)	11.248 2 (-9.154 4)	7.841 4 (11.548 4)	7.914 5 (15.165 3)	7.811 2 (-3.184 2)	3.915 4** (3.186 4)	4.011 7** (12.265 1)	3.824 0** (-1.156 1)
F	0.891 1 (19.168 0)	0.914 4 (43.169 1)	1.002 4 (10.481 2)	0.912 4 (20.184 3)	0.874 7 (13.648 4)	0.901 9 (29.174 4)	0.902 2 (17.488 2)	0.8114 (32.159 0)	0.948 7 (6.154 7)
S	0.137 5* (3.165 1)	0.097 1** (-9.168 0)	0.124 4** (12.165 1)	0.204 4** (4.684 6)	0.231 1** (30.481 1)	0.199 4** (15.168 2)	0.129 7 (-5.264 3)	0.110 1* (12.184 4)	0.145 0 (6.731 5)
lnW	1.617 2** (4.126 8)	1.541 0** (17.168 4)	1.493 2 (21.165 2)	2.087 4 (1.418 6)	2.061 4** (12.489 3)	2.155 4** (1.924 4)	1.832 2** (3.218 5)	2.144 5 (9.187 4)	1.517 6** (12.227 0)
P	3.247 1** (40.165 0)	3.514 1 (9.165 1)	3.015 4** (38.151 2)	6.174 4** (37.194 2)	6.348 9** (6.458 7)	5.948 4** (3.121 2)	3.331 5 (57.194 1)	2.944 1 (30.111 0)	3.519 5 (7.142 3)
G	6.216 6** (10.151 0)	6.001 4** (3.156 1)	6.351 4 (22.185 4)	7.903 1** (9.165 4)	8.012 7** (40.516 2)	7.911 1** (50.065 1)	5.124 7** (11.265 0)	5.009 7 (-5.154 4)	4.811 3** (0.012 3)
U	1.241 1 (5.198 4)	1.171 1* (3.187 4)	1.094 7* (19.165 1)	3.647 5 (6.684 4)	3.214 5* (-3.286 0)	2.811 4* (-1.165 0)	1.324 9 (8.456 3)	1.318 9* (8.112 4)	1.148 4* (11.128 4)
时间效应	控制								
地区效应	控制								
_cons	-144.918 0	-150.411 0	-120.185 4	-131.264 2	-155.354 1	-131.594 2	-150.921 0	-160.185 0	-151.154 1
R <sup>2</sup>	0.514 3	0.600 1	0.414 0	0.326 4	0.611 4	0.321 2	0.501 1	0.429 0	0.514 2

注: 上角标 \*\* 和 \* 分别表示系数的 t 统计量在 5% 和 10% 的显著性水平上显著。括号中为 t 值, 表示变量的显著性。

表5 反事实实验分析

变量	两批 36 个试点城市	第一批 8 个试点城市	第二批 28 个试点城市
	模型 1	模型 2	模型 3
<i>E</i> (提前 3 年)	0.004 7 (0.001 4)	0.002 4 (0.002 7)	0.004 5 (0.001 9)
<i>F</i>	1.002 5 (20.117 8)	0.971 1 (21.212 5)	0.914 4 (17.256 7)
<i>S</i>	-0.195 4 (3.645 8)	0.184 5* (4.157 8)	0.135 5** (6.354 8)
ln <i>W</i>	1.412 8*** (4.954 7)	2.500 1** (1.824 4)	1.974 3 (2.617 8)
<i>P</i>	4.179 9** (40.285 7)	6.024 8*** (37.354 4)	3.154 4 (57.205 8)
<i>G</i>	5.244 5*** (10.615 4)	6.991 8*** (13.255 8)	5.997 4 (12.495 8)
<i>U</i>	1.889 7* (5.268 9)	2.537 8 (6.651 8)	1.994 4* (8.328 4)
时间效应	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制
_cons	-149.354 2	-155.107 7	-121.224 7
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.529 0	0.394 4	0.511 2

注：上角标\*\*\*、\*\*和\*分别表示系数的*t*统计量在1%、5%和10%的显著性水平上显著。括号中为*t*值，表示变量的显著性。

的差异，而这种差异与低碳试点城市政策的设立没有关系，这就推翻了前文实证结论。为了排除这种随机因素的影响，假设各个低碳试点城市政策的设立时间提前3年，如果低碳试点城市政策虚拟变量的系数依然显著为正，说明低碳试点城市技术创新的进步很大程度是来源于其他随机性因素。反之，如果低碳试点城市政策虚拟变量并不显著为正，说明试点城市企业技术创新的发展是来自低碳试点城市政策的贡献。

在上述的反事实检验中，假设各试点城市的低碳政

策设立年份统一提前3年，根据回归结果表5可以看出，此时低碳试点城市政策这一变量的回归系数在模型1、模型2、模型3中分别为0.0047、0.0024、0.0045，且*t*值分别为0.0014、0.0027、0.0019，并不显著，说明在本文的模型中其他政策或随机性因素对企业技术创新产生影响的可能性较小，而主要是来自于低碳试点城市政策的贡献。

### 4.3 边际效应规律

根据上文所述，在不同城市发展程度下，低碳试点城市政策对于企业技术创新的作用也不同，为了分析低碳试点城市政策在不同城市中的边际效应状况，本文选取省会城市、副省级城市、较大的市三类不同等级的低碳试点城市构建如下的回归模型：

$$Y_{it} = \alpha + \alpha_1 E_{it} L_{it} + \alpha_2 F_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 \ln W_{it} + \alpha_5 P_{it} + \alpha_6 G_{it} + \alpha_7 U_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：*L*为虚拟变量，表示不同的城市等级；*E*·*L*表示政策效应虚拟变量与城市等级虚拟变量的交互项；其他符号含义与上文相同；交互项系数 $\alpha_1$ 表示在省会城市、副省级城市、较大的市三种不同等级的城市中，低碳试点城市政策对于企业技术创新的影响。

在表6中，模型1、模型2、模型3表示在两批36个试点城市的回归分析中分别引入省会城市交互项、副省级城市交互项、较大的市交互项的边际效应规律研究结果，同理，模型4、模型5、模型6表示在第一批8个试点城市的回归分析中分别引入三个等级城市的边际

表6 边际效应规律分析

变量	两批 36 个试点城市			第一批 8 个试点城市			第二批 28 个试点城市		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
<i>E</i> · <i>SH</i>	4.374 2 (3.154 2)			4.814 5 (9.212 1)			4.244 2 (3.125 4)		
<i>E</i> · <i>FS</i>		7.914 5* (2.215 4)			7.720 1 (3.551 2)			8.611 2* (6.456 1)	
<i>E</i> · <i>BC</i>			9.724 5 (8.324 5)			9.001 4 (7.125 4)			10.545 4 (3.951 3)
<i>E</i>	11.184 4 (5.105 4)	10.184 1 (2.164 5)	12.156 4 (-9.914 1)	7.711 5 (11.526 1)	7.921 4 (15.165 0)	7.814 1 (-3.258 3)	3.895 4 (3.165 4)	3.991 1** (12.358 2)	4.024 0** (-1.122 0)
<i>F</i>	0.912 4 (19.654 2)	1.023 3 (43.248 4)	0.881 1 (10.154 2)	0.921 6 (20.165 1)	0.899 7 (13.622 2)	0.901 1 (29.112 3)	0.978 8 (17.344 0)	0.811 4 (32.150 0)	1.022 3 (6.155 7)
<i>S</i>	0.129 7* (3.418 4)	0.099 2 (-9.254 1)	0.113 3* (12.265 1)	0.217 7** (4.626 5)	0.231 1** (30.421 2)	0.188 9** (15.161 4)	0.099 8 (-5.652 2)	0.110 1* (12.224 3)	0.132 4 (6.771 1)
ln <i>W</i>	1.591 8** (4.161 5)	1.671 1 (17.874 3)	1.300 9** (21.258 2)	2.071 9** (1.411 7)	2.061 4 (12.481 2)	2.322 6** (1.910 0)	1.936 5** (3.212 2)	2.044 7** (9.182 8)	2.166 9** (12.220 1)
<i>P</i>	3.001 9 (40.156 1)	2.988 7** (9.151 8)	3.015 4 (38.126 0)	6.222 2** (37.146 0)	6.834 9** (6.453 6)	5.998 4** (3.225 9)	3.214 4 (57.164 0)	3.192 2 (30.355 1)	2.999 8 (7.122 3)
<i>G</i>	6.117 7** (10.185 2)	6.001 4 (3.125 2)	6.406 5** (22.145 0)	7.903 1 (9.154 2)	8.100 1** (40.254 1)	7.997 1 (50.924 1)	5.097 5 (11.193 3)	5.122 3 (-5.129 2)	4.811 3** (0.012 3)
<i>U</i>	1.009 7 (5.125 6)	1.173 2* (3.125 4)	1.095 5 (19.165 2)	3.647 5* (6.600 2)	3.512 0* (-3.316 2)	2.911 2* (-1.332 3)	1.300 1 (8.449 3)	1.298 4* (8.103 4)	1.177 4 (11.008 4)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
_cons	-144.165 2	-150.178 2	-120.495 1	-131.951 0	-155.157 4	-131.665 4	-150.664 3	-160.945 2	-151.234 3
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.513 2	0.611 2	0.412 0	0.379 0	0.602 3	0.333 4	0.519 3	0.429 2	0.522 3

注：上角标\*\*\*、\*\*和\*分别表示系数的*t*统计量在1%、5%和10%的显著性水平上显著。括号中为*t*值，表示变量的显著性。

效应规律研究结果, 模型 7、模型 8、模型 9 表示在第二批 28 个试点城市回归分析中分别引入三个等级城市的边际效应规律研究结果, 通过模型 1~模型 9 边际效应规律实证分析可以看出, 省会城市交互项、副省级城市交互项、较大的市交互项的系数依次增大, 表示低碳试点城市政策的设立对企业技术创新的推动作用随城市等级下降而上升, 即低碳试点城市政策的设立对企业技术创新呈现效应递减的规律。这一回归结果也说明低碳试点城市政策的实施, 不仅可以促进企业技术创新的发展, 还有助于缩小不同城市企业技术创新的差距。

## 5 结论

低碳试点城市政策的实施是国家为了降低二氧化碳排放、提高环境质量而采取的重要举措, 自 2010 年以来先后 3 批 87 个城市成为低碳试点城市, 低碳试点城市政策对于企业技术创新的影响已经受到越来越多的人关注。本文利用第一批和第二批的 36 个试点城市与 85 个参照城市 2005—2017 年的数据, 通过双重差分法分析了低碳试点城市政策对于企业技术创新的影响, 结果显示: 低碳试点城市政策有助于推动企业技术创新的发展, 并且这一结果在稳健性检验、反事实检验之后依然成立; 低碳试点城市政策扩大了试点城市和参照城市在企业技术创新上的差距, 而且低碳试点城市政策对第一批试点城市的影响大于对第二批试点城市的影响, 即低碳试点城市政策对企业技术创新的推动作用具有时间积累效应, 越早实施低碳试点城市政策越有利于城市企业技术创新发展; 低碳试点城市政策对企业技术创新的推动作用呈现边际效用递减的规律, 低碳试点城市政策对较低等级城市企业技术创新的推动作用更加明显, 故低碳试点城市政策的实施不仅可以有效推动企业技术创新的发展, 还可以减小不同等级城市之间企业技术创新水平的差距。

我国提出了“到 2020 年进入创新型国家行列”的发展战略, 但是当前我国仍处于技术创新能力发展不平衡阶段, 较高等级城市企业技术创新发展迅猛, 较低等级城市企业技术创新发展落后。此外, 发达国家对我国技术进步设置层层壁垒, 使得企业内部技术产业的升级调整面临着严峻的挑战, 在此背景下实施低碳试点城市政策无疑成为解决这些问题的一剂良方。鉴于低碳试点城

市政策对于企业技术创新的推动作用, 首先, 我们应该努力推进“政策试验田”的建设, 鼓励相关政策的深入推进; 其次, 不同试点城市都可以从低碳试点城市政策中获得更快的技术创新进步, 因此, 国家应该把握整体的发展规律, 合理布局, 在提高环境质量的同时加速企业技术创新的进步。■

## 参考文献:

- [1] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013 (7): 44-55.
- [2] 王竹君. 环境规制对技术创新影响的双重效应[D]. 南京: 南京师范大学, 2014.
- [3] Fang Q. The impact of environmental policy on low-carbon technology innovation performance of Chinese manufacturing industry [C]// 2015 International conference on humanities and social science research (ICHSSR 2015). Paris: Atlantis Press, 2015.
- [4] Yang D W, Liu B, Ma W J, et al. Sectoral energy-carbon nexus and low-carbon policy alternatives: A case study of Ningbo, China [J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 156: 480-490.
- [5] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011 (2): 113-124.
- [6] 李玲, 陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济, 2012 (5): 70-82.
- [7] 许红英. 低碳城市创新能力评价体系研究[D]. 济南: 济南大学, 2012.
- [8] 余英, 张丹丹. 财政补贴、金融发展对技术创新两阶段影响——基于高新技术企业的研究[J]. 地方财政研究, 2018 (7): 65-73.
- [9] 江小涓. 吸引外资对中国产业技术进步和研发能力提升的影响[J]. 国际经济评论, 2004 (2): 13-18.
- [10] 王志艳. 创新驱动发展视角下高新技术企业税收优惠政策的实证研究[D]. 大连: 东北财经大学, 2017.
- [11] 张杰, 刘志彪, 郑江淮. 中国制造业企业创新活动的关键影响因素研究——基于江苏省制造业企业问卷的分析[J]. 管理世界, 2007 (6): 64-74.
- [12] 徐莉. 创新补贴影响企业出口二元边际研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2017.
- [13] 许和连, 徐莉, 王海成. 创新补贴影响企业出口二元边际研究[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2017 (2): 61-68.
- [14] 刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证[J]. 管理世界, 2015 (8): 30-38.

(责任编辑: 保文秀)