

# 城市绿色转型的就业创造效应

——来自低碳城市试点的证据

王玉琴<sup>1</sup> 刘成奎<sup>1,2</sup> 王浩<sup>2</sup>

(1. 武汉大学 财政金融研究中心, 湖北 武汉 430072; 2. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

**摘要:**实现城市绿色转型是“双碳”战略目标的重要支撑之一,以中国低碳城市试点政策为准自然实验,运用多时点双重差分法研究了城市绿色转型政策对就业的影响。研究表明,相较于非试点地区,低碳城市试点政策显著提升了试点地区的就业水平,这表明低碳城市试点政策具有显著的就业创造效应。机制分析显示,城市绿色转型主要通过促进绿色技术创新、带动产业结构优化和提升居民绿色消费理念等渠道发挥就业创造效应。异质性分析显示,城市绿色转型的就业创造效应主要存在于服务型行业以及非资源型、新型基础设施较好、政府创新偏好较强和经济禀赋较好的地区。本文从就业角度丰富和拓展了低碳城市试点建设经济后果的相关研究,不仅为破解“低碳”与“发展”的悖论提供了经验证据,而且对新时期促进绿色低碳转型与就业的协调发展具有重要启示。

**关键词:**城市绿色转型;就业创造;绿色技术创新;产业结构优化;低碳城市试点

**中图分类号:**F24 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)01-0045-13

## 一、引言

推动经济向绿色低碳转型进而形成绿色发展的动力,是实现经济高质量发展的内在需要。城市是社会经济发展中心,解决城市能耗过高与环境污染问题一直是我国推进绿色低碳转型的一项重要议题。2010年7月19日,国家发展和改革委员会(以下简称“国家发改委”)颁布《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》,将广东、辽宁、湖北、陕西、云南5个省份和天津、重庆、深圳、厦门、杭州、南昌、贵阳、保定8个城市列为“低碳城市”试点地区,着力建设以低碳减排为特征的产业体系和消费模式。为进一步推广试点经验,提高低碳建设效益,2012年11月26日,国家又将北京、上海和海南等29个城市和省区确立为我国第二批低碳试点地区。2017年1月7日,内蒙古自治区的乌海市在内的45个城市被列入低碳试点地区名单,低碳城市试点范围再次扩容。

低碳城市试点建设的政策目标在于通过倡导低碳可持续发展理念来构建绿色低碳的经济发展模

收稿日期:2023-07-25

作者简介:王玉琴(1988—),女,湖北武汉人,武汉大学财政金融研究中心博士生;

刘成奎(1971—),男,安徽桐城人,武汉大学经济与管理学院/财政金融研究中心教授,博士生导师;

王浩(1994—),男,安徽安庆人,武汉大学经济与管理学院博士生。

式。现有文献关于环境规制的污染治理效应基本达成了共识,一般认为加强环境规制有助于减少碳排放和工业污染<sup>[1][2][3]</sup>。然而,环境规制对经济活动也产生了一定的负面影响。例如,加强环境规制将会提高企业生产成本,从而导致企业利润率和生产效率的下降<sup>[4]</sup>,过于严格的环境规制会对经济增长产生抑制作用<sup>[5]</sup>。低碳城市试点建设作为一项综合性的环境规制政策,提倡在改善环境质量的同时注重发展民生经济,这一政策能否兼顾环境治理与经济效益是亟待检验的议题。就业是经济的“晴雨表”与社会的“稳定器”,稳岗促就业对经济高质量发展具有重要的现实意义。因此,本文通过检验低碳城市试点建设对就业的影响来研究环境规制的就业效应。具体而言,本文以低碳城市试点作为城市绿色转型的外生冲击,选取中国 2007—2019 年城市面板数据,采用多时点双重差分模型,研究城市绿色转型对劳动就业的影响。相较于现有研究,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。

首先,从就业的角度丰富了低碳城市试点建设经济后果的相关研究。已有研究主要从企业层面和城市层面分别检验了低碳城市试点建设的经济后果。在企业层面,已有文献主要研究低碳城市试点建设对企业绿色创新<sup>[6]</sup>、企业全要素生产率以及企业高质量发展的影响<sup>[7][8]</sup>。在城市层面,已有研究主要从全要素能源效率<sup>[9]</sup>、产业结构升级以及绿色经济增长等方面进行了政策效果评估<sup>[10][11]</sup>。少有文献关注低碳城市试点建设对就业的影响。相较于对微观企业劳动力雇佣的影响<sup>[12]</sup>,基于城市宏观数据的研究有利于全面分析低碳试点政策对地区就业的整体影响。总体而言,本文从就业的角度丰富了低碳城市试点建设经济后果的文献,并对现有关于低碳城市政策的就业效应研究进行了有益补充。

其次,从城市绿色转型的角度拓展了就业的影响因素研究。已有文献主要集中于从地方政府债务融资<sup>[13]</sup>、税收激励<sup>[14]</sup>以及社会保险缴费<sup>[15]</sup>等方面探究对企业劳动就业的影响。另有部分研究从更微观的视角切入,探究了信息技术对企业就业吸纳的影响<sup>[16]</sup>,以及研究了制造业的就业乘数效应对服务业就业的影响<sup>[17]</sup>。然而,鲜有研究从环境规制的视角关注低碳城市试点建设对就业的影响。

最后,本文运用更加规范的方法有效识别低碳城市试点建设的就业效应,为促进绿色转型与就业的协调发展提供了政策建议。现有研究表明,限于经济发展方式与就业之间的内在联系,采用普通最小二乘法难以准确识别低碳发展对就业的实质性影响<sup>[18]</sup>。如有些文献采用指标体系构建的方法,探究地区层面绿色低碳发展对就业的影响<sup>[19]</sup>,这可能会产生测量误差以及互为因果等内生性问题。本文运用多时点双重差分方法进行政策效应评估,可在一定程度上缓解计量模型中内生性问题的干扰,为准确识别城市低碳发展的就业创造效应提供了经验证据。此外,通过对低碳城市试点政策就业效应及其机制进行探讨,有助于加深对城市低碳发展影响就业的理解,同时也对进一步推广与完善低碳城市试点政策具有重要的启示意义。

## 二、理论分析与研究假设

低碳城市试点政策是我国为实现经济结构转型和民生的协调发展而采取的一项综合性环境规制政策。根据已有文献,关于环境规制对就业的影响存在“就业破坏论”和“就业创造论”两种对立的观点。“就业破坏论”认为,加强外部环境监管将会提高企业生产成本,从而引致产品价格提升和市场需求减少,最终造成企业规模萎缩<sup>[20]</sup>。面对这种负向的规模效应,企业可能会通过解聘员工来缓解因增强环境规制而带来的生产成本增加<sup>[21]</sup>,受环境规制影响较大行业的就业吸纳能力下降会对劳动就业产生不利冲击<sup>[22]</sup>,比如刚性的环境规制带来的“硬约束”,可能会导致一些重污染企业和小企业很难在短期内进行成本内部化的调整,从而导致企业关停或者易地搬迁的现象<sup>[23]</sup>,进而对当地劳动力市场带来冲击。而环境规制的“就业创造论”主要基于“波特假说”与生产要素的“替代效应”。“波特假说”认为,适当的环境规制可以倒逼企业进行更多的创新性生产活动<sup>[24]</sup>,由技术升级所带来的创新补偿效应会抵消污染减排导致的企业运营成本的增加,进一步激发市场创新潜力,企业不仅会通过提升生产效率以增加总产出,而且生产中会创造更多新的就业岗位,政府充分发挥环境规制在就业方面的创新补偿效应。生产要素的“替代效应”认为,环境规制强度的增加,会直接提高资源类生产要素价

格,使得企业倾向选择具有相对价格优势的劳动力要素,从而对就业产生积极影响<sup>[25]</sup>。

合理有效的环境政策能够提高环境规制的正向效应<sup>[26]</sup>,促使环境规制、经济增长与就业创造之间呈现出互补和相容的良性关系<sup>[25][27]</sup>。例如,张彩云等(2017)基于2002年清洁生产标准的准自然实验,研究认为绿色低碳的生产过程对就业的正向促进作用更大<sup>[28]</sup>。同样,Berman和Bui(2001)研究发现,空气质量监管的加强不仅不会大幅减少就业,反而会增加企业对劳动力的需求<sup>[29]</sup>。但也有学者认为,实现就业红利在短期内很难完成<sup>[18]</sup>,就业红利也可能表现为先抑制后增强的“U型”特征<sup>[30]</sup>,只有环境规制强度跨越了一定的门槛值后方能带动就业的增长<sup>[31]</sup>。同时,环境规制实施标准的差异可能会造成劳动力供需在空间上的转移,这将对不同地区就业造成差异化影响<sup>[32]</sup>。低碳城市试点作为一项集促进经济发展、改善民生与环境治理于一体的环境规制,能否充分体现其综合性制度优势,在发挥其绿色转型发展对就业积极影响的同时,还能有效降低对就业的负面影响,从而促成“减排一就业”的双赢局面,还有待进一步的检验。综合上述分析,本文提出如下竞争性研究假设。

H1a:低碳城市试点建设提升了试点地区劳动力就业;

H1b:低碳城市试点建设抑制了试点地区劳动力就业。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

本文以2010年以来我国推行的低碳城市试点建设作为绿色发展的一项外生政策冲击,由于政策是分三批启动的,故本文采用多时点双重差分方法来评估低碳城市试点建设对地区劳动力就业的影响。借鉴现有研究<sup>[12]</sup>,本文将多时点双重差分模型(DID)设定如下:

$$\text{Labor}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DID}_{it} + \alpha_2 X_{it} + \omega_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,Labor是被解释变量,本文使用t年城市i的劳动力就业水平衡量。DID表示试点城市虚拟变量Treat和时间虚拟变量Post的交互项,如果城市i为低碳试点城市,Treat取值为1,否则为0;Post为政策实施前后的虚拟变量,在试点期间为1,否则为0。X<sub>it</sub>为t年影响城市i劳动力就业的一系列控制变量矩阵,如人口规模、工资水平、经济发展水平、工业化水平、社会居民消费、财政支持力度、金融发展规模、教育资源、基础设施建设以及城市化水平等。ω<sub>i</sub>为城市固定效应,φ<sub>t</sub>为年份固定效应,ε<sub>it</sub>为随机误差项。此外,本文实证部分均采用城市层面的聚类稳健标准误。

#### (二)变量说明

##### 1.被解释变量

本文的被解释变量(Labor)为城市劳动力就业水平。参考王贝贝等(2022)和夏海波等(2022)的研究<sup>[33][34]</sup>,劳动就业水平采用地区就业总人口占地区总人口的比值来衡量,其中地区就业总人口由单位就业人员、城镇私营以及个体从业人员组成。

##### 2.核心解释变量

本文的核心解释变量为低碳城市试点政策变量(DID)。2010—2017年,国家发改委前后共设立了三批低碳试点城市,为便于后续实证分析,若第二、三批试点的城市出现在第一批试点省份中,则定义首批试点年份作为该城市的政策发生时间。需要说明的是,由于第二批试点城市于2012年年底确定,故将2013年设定为该批试点城市政策开始实施的年份。因此,本文将三批低碳城市试点政策的时期分别确定为2010年、2013年以及2017年。

##### 3.控制变量

参考已有研究<sup>[12][35][36]</sup>,本文选取以下城市层面的控制变量:(1)人口规模(Pop);(2)工资水平(Wage);(3)经济发展水平(Lngdp);(4)工业化水平(Indus);(5)社会居民消费(RCL);(6)政府支持力度(Gov);(7)金融发展规模(Finance);(8)教育资源(Edu);(9)基础设施建设(Road);(10)城市化水平(Urban)。各变量的具体定义如表1所示。

变量名称	变量符号	变量定义
劳动就业	Labor	就业总人口占地区总人口的比值
单位就业	DLabor	单位就业人数占地区总人口的比值
城镇私营和个体从业	PLabor	城镇私营和个体从业人数占地区总人口的比值
人口规模	Pop	城市年末总人口的自然对数
工资水平	Wage	地区职员平均工资的自然对数
经济发展水平	Lngdp	实际人均 GDP 的自然对数
工业化水平	Indus	规模以上工业企业数的自然对数
社会居民消费	RCL	社会消费品零售总额的自然对数
政府支持力度	Gov	地方政府预算内支出与地区 GDP 之比
金融发展规模	Finance	年末金融机构贷款余额与地区 GDP 之比
教育资源	Edu	地区普通中学学校数的自然对数
基础设施建设	Road	人均拥有道路面积的自然对数
城市化水平	Urban	市辖区人口占城市年末总人口的比重

### (三)数据来源

考虑到受疫情影响,2020 年及之后的数据结构与之前年份可能存在较大差异,因而本文选取 2007—2019 年城市面板数据进行实证分析。数据的来源主要包括以下两个方面:一是依据国家发改委公布的低碳城市试点政策的相关文件进行手动整理,以确定本文处理组和控制组的城市样本;二是从历年《中国城市统计年鉴》以及 EPS 统计数据库中获取各地级及以上城市的宏观经济数据。表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Labor	3202	0.237	0.176	0.057	0.908
DLabor	3202	0.120	0.098	0.031	0.611
PLabor	3202	0.122	0.112	0.016	0.653
DID	3202	0.241	0.428	0.000	1.000
Pop	3202	5.876	0.672	3.844	7.195
Wage	3202	10.62	0.447	9.666	11.55
lngdp	3202	10.46	0.671	8.863	12.01
Indus	3202	6.542	1.089	3.714	9.002
RCL	3202	15.26	1.106	12.68	18.04
Finance	3202	0.877	0.519	0.278	3.098
Gov	3202	0.183	0.097	0.066	0.626
Edu	3202	5.192	0.645	3.045	6.466
Road	3202	1.433	0.645	0.314	3.356
Urban	3202	0.348	0.227	0.062	1.000

## 四、实证分析结果

### (一)基准回归结果

根据表 3 中的回归结果所示,在控制城市和年份固定效应的条件下,低碳城市试点政策的推行显著提高了地区劳动力就业水平。具体来看,第(1)(2)列中被解释变量为地区总的劳动力就业水平,未加入控制变量时,核心解释变量 DID 的估计系数为 0.0281,并通过了 1%显著性水平的检验。加入控制变量后,政策变量对劳动力就业依然具有显著正向影响,但回归系数有所减小,这表明控制变量中存在影响城市劳动力就业的外生因素。从估计结果来看,低碳城市试点政策使得当地劳动力就业水平总体提升了 2.13 个百分点。第(3)(4)列中被解释变量分别为单位就业人员和城镇私营与个体从业人员,通过比较估计系数可以发现,试点政策对城镇私营和个体从业人员就业的积极影响要高于单

位人员就业。以上结果表明,在控制相关影响因素的条件下,低碳城市试点建设显著提升了地区的劳动力就业水平,研究假 H1a 得到验证,研究假设 H1b 不成立。

表 3 低碳城市试点建设对劳动就业影响的估计结果

变量	(1) Labor	(2) Labor	(3) DLabor	(4) PLabor
DID	0.0281 *** (0.0088)	0.0213 *** (0.0081)	0.0100 ** (0.0043)	0.0185 *** (0.0065)
Pop		-0.1661 *** (0.0400)	-0.0819 *** (0.0259)	-0.0725 ** (0.0302)
Wage		-0.0743 *** (0.0235)	-0.0470 *** (0.0171)	-0.0439 ** (0.0180)
lnGDP		0.0089 (0.0199)	0.0253 ** (0.0128)	-0.0192 (0.0134)
Indus		0.0104 (0.0103)	0.0012 (0.0065)	0.0045 (0.0078)
RCL		-0.0191 (0.0120)	-0.0142 ** (0.0060)	-0.0072 (0.0084)
Finance		0.0226 ** (0.0107)	0.0187 *** (0.0069)	0.0039 (0.0073)
Gov		-0.1982 *** (0.0667)	-0.0653 ** (0.0296)	-0.1530 *** (0.0495)
Edu		0.1066 *** (0.0269)	0.0612 *** (0.0171)	0.0531 *** (0.0188)
Road		0.0254 ** (0.0105)	0.0082 (0.0100)	0.0112 * (0.0066)
Urban		0.0283 (0.0513)	0.0452 * (0.0239)	-0.0107 (0.0384)
Constant	0.2306 *** (0.0021)	1.5454 *** (0.4785)	0.6923 *** (0.2526)	1.0269 *** (0.3477)
控制变量	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
N	3202	3202	3202	3202
Adj-R <sup>2</sup>	0.896	0.902	0.901	0.834

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为聚类在城市层面的稳健标准误,下表同。

## (二)稳健性检验

### 1. 平行趋势检验

双重差分模型虽然在一定程度上缓解了模型中可能存在的内生性问题,但运用该方法的前提条件是处理组和对照组需要满足平行趋势,即在政策实施前,低碳试点城市和非试点城市劳动力就业水平的变化趋势应是相同的,在统计学上不存在显著性差异。基准回归结果反映的是试点政策对地区劳动力就业水平的平均处理效应,并没有精确反映出低碳试点城市与非试点城市的就业水平在不同时期的差异。本文借鉴 Beck 等(2010)的做法<sup>[35]</sup>,采用事件研究法对动态效应进行考察,构建如下模型:

$$Labor_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it}^{-6} + \beta_2 D_{it}^{-5} + \dots + \beta_{12} D_{it}^{+6} + \rho X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $D_{it}$ 为低碳城市试点前后的一系列年度虚拟变量,其中 $D_{it}^{-j}$ 表示城市*i*被纳入到低碳城市试点前*j*年为 1,否则为 0;与之相反, $D_{it}^{+j}$ 表示城市*i*被纳入到低碳城市试点后*j*年为 1,否则为 0;在端点处, $D_{it}^{-6}$ 表示城市*i*被纳入到低碳城市试点前第 6 年或大于 6 年为 1, $D_{it}^{+6}$ 表示城市*i*被纳入到低碳城市试点后 6 年或大于 6 年为 1,否则为 0。其他变量定义与基准回归模型(1)保持一致。 $\beta$ 为本文重点关注系数,其反映政策试点前后不同时期低碳城市试点建设对地区劳动力就业水平的影响,图 1 汇报

了 95% 置信水平下的平行趋势检验结果。可以看出,  $\beta$  估计系数在试点政策发生的前 6 期均不显著, 意味着低碳试点城市与非低碳试点城市的就业水平在政策发生之前的变化趋势基本保持一致, 平行趋势假设得以验证。此外, 试点政策的动态效应估计值在改革实施后第 1 年开始显著为正, 表明低碳城市试点政策对城市劳动力就业水平具有积极影响。

## 2. 安慰剂检验

为了进一步缓解遗漏变量问题对估计结果造成的干扰, 以及验证基准回归结果是否由一些不可观测因素驱动, 本文通过非参数置换方法进行安慰剂检验。理论上而言, 如果随机选取试点城市作为“伪处理组”, 那么预期将不会检验到政策的处理效应。本文选取 2007—2019 年城市面板数据, 随机抽取城市作为处理组并随机赋予相应政策年份进行重新估计。为进一步增强检验效果, 将以上过程重复 500 次, 相应的估计系数分布情况如图 2 所示。可以发现, 处理效应的绝对值都远离基准回归的估计结果(0.0213), 且集中分布在 0 的两侧。同时, 大部分回归系数的 p 值都大于 0.1。以上结果表明, 本文观测到的城市就业水平提升确实是由低碳试点政策带来的经济效应, 而非某些不可观测的随机性因素引起的。安慰剂检验结果验证了本文基准结论的稳健性。

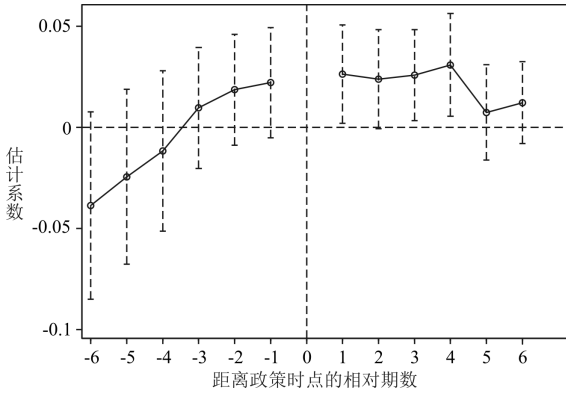


图 1 平行趋势与动态效应检验

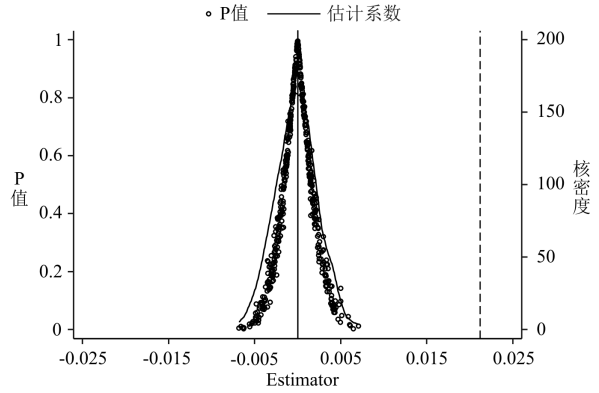


图 2 安慰剂检验

## 3. 排除其他相关政策的干扰

本文采用多期双重差分模型探究低碳城市试点政策对地区就业的影响, 但同时期的其他政策也有可能影响到地区的劳动力就业水平, 故本文尝试排除同期其他相关政策对就业的影响。(1) 节能减排示范城市。在节能政策方面, 通过文件梳理并结合政策实际, 本文将节能减排财政政策纳入模型中以排除其对就业水平带来的影响。我国于 2011—2014 年先后公布了第三批节能减排政策综合示范城市名单, 总共包含 30 个节能减排试点城市。为排除节能减排政策对就业可能产生的影响, 结合政策试点城市和相应政策年份构造节能减排政策虚拟变量(Policy1), 并将其作为控制变量引入基准回归模型。根据表 4 第(1)列的结果所示, 可以发现核心解释变量 DID 的估计系数依然显著为正, 表明基准检验结果是稳健的。(2) 国家智慧城市。智慧城市建设作为推动新型城镇化和信息化深度融合以及实现可持续创新发展的重要战略决策, 不仅能通过数字信息技术的应用提升劳动者和就业岗位的匹配度, 还能催生城市新业态的形成, 进一步扩大了就业规模和就业机会<sup>[36]</sup>。我国于 2012 年开始启动智慧城市试点, 2012—2014 年先后批复了三批试点城市。为排除智慧城市试点政策对结果造成的影响, 本文结合试点城市名单和相应试点年份构造国家智慧城市政策虚拟变量(Policy2), 并将其纳入基准回归模型。表 4 第(2)列的结果显示, 在排除智慧城市试点政策干扰后, 低碳城市试点政策对就业的促进作用依然成立。(3) “宽带中国”战略。我国在 2014—2016 年分三批次推进了“宽带中国”战略示范城市试点, “宽带中国”战略部署旨在强化网络基础设施建设, 为企业开展创新活动提供了良好的基础条件和环境<sup>[37]</sup>。“宽带中国”影响就业的直接效应表现为地区信息技术产业发展会带来新岗位和新的就业机会, 间接效应表现为创新活动的提升会增加地区对科技人才的需求。考虑到“宽带中国”战略的就业效应, 结合政策试点城市和相应政策年份构造宽带中国城市政策虚拟变

量(Policy3),并将其作为控制变量纳入基准模型,以排除“宽带中国”战略的影响。表4第(3)列的结果表明,本文结论并没有受到影响。进一步地,本文在表4第(4)列同时加入上述三项政策的虚拟变量,根据结果显示,在排除同时期的其他政策影响后,本文的基准结论依旧成立。

表4 排除同期其他政策的检验结果

变量	(1) 节能减排政策	(2) 国家示范城市	(3) “宽带中国”	(4) 三项政策综合
DID	0.0215 *** (0.0081)	0.0214 *** (0.0081)	0.0209 *** (0.0080)	0.0213 *** (0.0080)
Policy1	-0.0119 (0.0102)			-0.0136 (0.0098)
Policy2		0.0172 ** (0.0087)		0.0152 * (0.0084)
Policy3			0.0297 *** (0.0093)	0.0280 *** (0.0091)
控制变量	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
N	3202	3202	3202	3202
Adj-R <sup>2</sup>	0.902	0.903	0.904	0.904

#### 4.其他稳健性检验

首先,本文进行PSM-DID检验。考虑到低碳试点城市与非低碳试点城市存在的系统性差异可能对实证结果造成干扰,本文运用倾向得分匹配方法以缓解样本选择偏差的影响。为使匹配结果更为精准,本文以基准模型中的控制变量作为匹配因素,并采用不放回的1:1最近邻匹配方法筛选出与处理组城市特征最为相似的对照组进行重新估计。估计结果如表5的第(1)列所示,核心解释变量DID的估计系数依旧显著为正,表明低碳城市试点政策促进地区就业的结论稳健。其次,本文将控制变量滞后一期进行检验。为进一步缓解内生性问题,本文将控制变量全部滞后一期,以缓解被解释变量对解释变量同期反向因果的影响。表5第(2)列的结果显示,考虑变量影响的滞后性问题后,低碳城市试点建设对城市劳动力就业水平的正向影响依然显著,表明本文基准结论稳健。第三,剔除直辖市数据进行检验。由于直辖市在经济、政治、科技等方面占据重要地位,有明显的区位优势,为了进一步减小城市间样本差异,本文将样本城市中的北京、天津、上海、重庆四个直辖市剔除后进行重新估计。表5的第(3)列为剔除直辖市后的回归结果,结果显示,低碳城市试点对地区就业的积极影响依然显著。最后是缩短样本期进行检验。在样本期间内,考虑到2008年发生的金融危机以及我国政府为此推出的“四万亿投资”计划可能会对地区就业水平产生影响,为了剔除这部分因素的干扰,本文选取2010年以后的样本重新回归。估计结果如表5的列(4)所示,核心解释变量的估计系数依然显著,表明研究结论稳健。

表5 其他稳健性检验结果

变量	(1) PSM-DID	(2) 变量滞后一期	(3) 删除直辖市	(4) 缩短样本期
DID	0.0258 *** (0.0078)	0.0204 ** (0.0082)	0.0189 ** (0.0081)	0.0397 *** (0.0115)
控制变量	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
N	2580	2772	3163	2169
Adj-R <sup>2</sup>	0.876	0.908	0.896	0.925



### (三)影响机制分析

为进一步探讨低碳城市试点政策的就业创造效应的内在机制,本文构建以下模型进行机制检验:

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 DID_{it} + \delta_2 X_{it} + \mu_i + \theta_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$Labor_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DID_{it} + \lambda_2 DID_{it} \times M_{it} + \lambda_3 M_{it} + \lambda_4 X_{it} + \mu_i + \theta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)(4)中M代表机制变量。本文分别从绿色技术创新、产业结构优化以及绿色消费理念三条路径来考察低碳城市试点建设影响地区劳动力就业水平的作用机制。

#### 1.绿色技术创新

绿色技术创新带来的生产规模扩张和低碳新兴产业发展,将对就业产生积极影响。低碳城市试点建设发展规划通过明确低碳绿色发展模式目标,向市场传递出地区绿色转型的积极信号,在政府激励与市场创新环境的双重推动下,市场主体有动力向环保高效的生产方式进行转型,在一定程度上能够引导企业进行绿色技术创新<sup>[6]</sup>,且能有效促进地区内绿色技术扩散<sup>[38]</sup>。环境规制政策下企业通过绿色技术创新改进生产工艺,不仅可以降低碳排放水平,而且能提高企业的生产效率,由此促进企业扩大生产规模,进而提升吸纳就业能力<sup>[27]</sup>。因此,低碳城市试点建设可以通过绿色技术创新提升地区劳动力就业水平。

为了检验绿色技术创新这一影响机制是否成立,本文采用绿色发明专利申请数量(GI)衡量城市绿色技术创新水平进行检验。表6第(1)(2)列汇报了该机制检验结果,列(1)中核心解释变量DID的估计系数显著为正,表明低碳城市试点政策能够有效提升城市绿色技术创新水平。列(2)中政策变量与绿色技术创新交互项(DID×GI)的系数显著为正,这表明绿色技术创新的提升能够增强绿色转型发展的就业创造效应。因此,结合第(1)(2)列的结果可知,低碳城市试点建设通过促进地区绿色技术创新从而提升当地就业水平。

#### 2.产业结构优化

产业结构优化会提升服务业比重,因此产业结构的服务化转型在吸纳劳动力就业方面将发挥主导作用。城市绿色转型对产业结构优化的驱动效应较为明显,可以推动本地区产业结构向绿色低碳型和服务型经济模式的转变<sup>[39][40]</sup>。已有研究表明,低碳城市试点建设成为促进产业结构升级的有效政策,城市绿色转型促进了第三产业的发展<sup>[10]</sup>。此外,第三产业附加值较高,能吸纳其他产业中过剩的资本与劳动力等生产要素,第三产业就业吸纳能力的增强可以带动整个地区就业水平的提升。因此,低碳城市试点建设可以通过产业结构优化来提升地区劳动力就业水平。

为了验证产业结构优化这一影响机制,本文采用第三产业与第二产业增加值的比值衡量产业结构优化(IS)进行检验,检验结果如表6列(3)(4)所示。列(3)的估计结果表明,实施低碳城市试点建设能够带动产业服务化转型,从而实现产业结构的优化。列(4)中政策变量与产业结构优化变量的交互项(DID×IS)系数在1%水平下显著为正,说明产业结构的优化进一步增强了城市绿色转型的就业创造效应,从而验证了低碳城市试点建设通过优化地区产业结构以促进就业的机制。

#### 3.绿色消费理念

绿色消费理念是绿色经济发展的内在驱动力,具有明显的就业创造效应。《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》中明确强调要形成绿色低碳的生活方式和消费模式,这一政策目标不仅是为了适应减排要求的需要,而且与当前人们对绿色美好生活的向往相契合。低碳试点城市在推进绿色转型的过程中,应通过政策宣传和社会公共舆论的方式来引导个人进行节能减排,将低碳转型和绿色发展理念融入居民的生活环境,提高公众节能的认可程度,让居民自发参与到低碳城市试点建设中来。此外,绿色消费的需求规模效应会对产品结构调整形成一种外在的倒逼机制,即加快推进供给端的产业转型和带动新兴产业的发展,来填补绿色经济下的“供给缺口”,促进城市的就业增长<sup>[41]</sup>。因此,低碳城市试点建设可以通过绿色消费理念提升地区劳动力就业水平。

对于绿色消费理念这一影响机制的检验,本文采用人均地区公共汽(电)车拥有量衡量低碳出行,用居民用电占地区总用电的比重来衡量低碳生活,在此基础上运用熵权法来构建绿色消费理念(GC)



指标,以此反映人们低碳绿色生活的践行程度。检验结果如表6第(5)列和第(6)列所示。可以发现,列(5)中核心解释变量 DID 的系数显著为正,说明在低碳试点政策的推进过程中,政府也将公众纳入到了低碳经济的建设主体,通过加大绿色生活方式和消费方式宣传力度,增强了居民的绿色消费理念。列(6)中政策变量与绿色消费理念交互项(DID×GC)的回归系数显著为正,说明绿色消费理念的进一步提升增强了城市绿色转型对就业的积极影响。因此,绿色消费理念这一传导路径也得到了证实。

表 6 影响机制检验结果

变量	(1) GI	(2) Labor	(3) IS	(4) Labor	(5) GC	(6) Labor
DID	0.1312 ** (0.0648)	0.0089 (0.0076)	0.0579 ** (0.0283)	0.0173 ** (0.0074)	0.0029 ** (0.0012)	0.0121 * (0.0067)
DID×GI		0.0127 ** (0.0054)				
GI		0.0271 *** (0.0057)				
DID×IS				0.0376 *** (0.0140)		
IS				-0.0005 (0.0066)		
DID×GC						0.5881 ** (0.2778)
GC						0.9632 *** (0.3643)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3202	3202	3202	3202	3202	3202
Adj-R <sup>2</sup>	0.883	0.909	0.806	0.904	0.916	0.906

#### (四)异质性分析

##### 1.行业异质性

考虑到低碳试点城市建设主要影响制造业和服务业的就业水平,因而本文分别对这两个行业的就业影响进行了分析。根据国际标准行业分类(ISIC)第三版的行业标准,将服务业分为生产性服务业、消费性服务业和公共服务业三个部分。各行业就业水平分别用其就业人数占年末总人口数的比重来衡量,核心解释变量的估计系数表示各行业受低碳城市试点政策影响下就业水平的变动。本文根据基准回归模型,分别对制造业、生产性服务业、消费性服务业以及公共服务业进行回归,表7汇报了检验结果。结果显示,制造业组中核心解释变量 DID 的系数估计值为正,但并未通过显著性检验,表明低碳城市试点建设并未对制造业的劳动就业造成不利影响。第(2)列和第(3)列反映的是低碳试点政策对生产性服务业以及消费性服务业就业影响的回归结果,政策变量的估计系数均显著为正,且低碳政策对生产性服务业的就业影响更为明显。其可能的原因在于,生产性服务业多属于资本与技术密集型的产业,注重劳动力所掌握的特有知识和技能。低碳城市试点建设发展促进了相关创新体系的构建以及科技人才的需求,使得政策的驱动效应更为明显。根据第(4)列的估计结果,对于公共服务业而言,低碳试点可能促进了水利环境领域的人员需求,故而对公共服务业就业具有显著的促进作用。

##### 2.地区异质性

(1)资源禀赋。相比非资源型城市,资源型城市在经济发展过程中对资源的依赖性更强,而对人才、资金等生产要素的集聚能力较弱。依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,本文识别出126个资源型城市,再对样本进行分组回归,回归结果见表8中的第(1)(2)列。结果显示,

变量	(1) 制造业	(2) 生产性服务业	(3) 消费性服务业	(4) 公共服务业
DID	0.0023 (0.0022)	0.0032 *** (0.0011)	0.0028 ** (0.0014)	0.0017 *** (0.0005)
控制变量	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
N	3202	3202	3202	3202
Adj-R <sup>2</sup>	0.930	0.935	0.735	0.943

非资源型城市的政策变量估计系数为正,但政策的就业创造效应在资源型城市不显著,这说明资源型城市就业对发展低碳经济的政策敏感度较低。其原因在于,试点政策引入后,资源开采成本的上升导致企业利润空间被压缩,资源型城市的创新动机受到阻碍。此外,相较于非资源型城市,资源型城市在要素的竞争力和营商环境方面处于劣势,从而导致资源型城市的政策效应不显著,而非资源型城市完善的产业结构和良好的创新基础,使得低碳试点政策的就业效应更加显著。

(2)新型基础设施建设水平。与传统基础设施相比,新型基础设施具备智能化与数字化的特征,对促进消费升级和产业结构优化具有重要意义。如物联网平台可以有效刺激公众消费、激活市场的内需潜能,区块链技术的应用可以促进产业结构服务化的转型等。新型基础设施建设为改善民生和推动经济高质量发展打下了坚实的基础,对当地就业也产生了深远影响。鉴于以上分析,本文采用每万人互联网宽带接入用户数来衡量新型基础设施建设水平,如果城市的新型基础设施建设水平高于样本年度中位数,则划入高组,否则划入低组。分组回归结果见表 8 中的第(3)(4)列。结果显示,新型基础设施建设水平较高城市组的低碳城市试点对就业的促进作用表现得更为明显。其原因在于,新型基础设施较好的城市可以通过信息传递和政策宣传等手段促进城市绿色创新,进而更有效地提升低碳城市试点政策的实施效果。另外,通过构建更好的创新平台和更为全面的创新体系,有利于推动社会就业的增长。

(3)政府创新偏好。企业开展创新活动离不开政府的支持,比如在低碳减排方面,政府可以拓宽企业的融资渠道,直接或间接强化其信贷支持,充分发挥地方政府在创新活动中的引导作用。根据前文分析,绿色技术创新是低碳政策影响城市就业的重要渠道,政府在支持绿色创新方面的政策可能会影响当地就业水平。因此,本文采用地方政府创新偏好来表征地方政府对企业绿色创新的参与程度,并采用地方政府财政科技支出占财政支出比重予以衡量。如果地方政府创新偏好高于样本年度中位数,则划入高偏好组,否则划入低偏好组。根据表 8 第(5)(6)列的分组回归结果显示,当地方政府创新偏好较强时,低碳城市试点政策的就业效应更加明显,而政府创新偏好较低的地区并未受到显著影响。

(4)经济发展水平。各地区的经济发展水平是影响当地就业的重要宏观因素,因而低碳政策在不同经济发展水平的地区对就业的影响可能会存在差异。因此,本文按照经济发展水平将样本划分为高、低两组,其中东中部地区划入高组,西部地区划入低组。估计结果如表 8 第(7)(8)列所示。从分组回归的结果来看,经济发展水平较高地区的政策效应估计值在 5%的水平上显著,而在经济发展水平较低的地区政策变量的估计系数为正,但并未通过统计上的显著性检验。对此可能的解释是,经济发达地区的产业结构更具有高级化以及合理化的特征,在进行环境规制的背景下,技术成果的转化效率更高,在人才集聚方面具有明显优势。同时,通过改善环境质量,经济发达地区可以进一步提升地区市场竞争优势以拓展产品和服务市场,从而提升了低碳城市试点建设的就业效应。而经济欠发达地区可能受经济发展目标的制约,倾向于选择降低环境规制门槛,允许一些污染企业的迁入,这给投资驱动向创新驱动的发展模式转变带来一定的阻力,弱化了环境规制对就业的积极影响。

表 8

不同类型城市异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	地区资源禀赋		新型基础设施水平	
	资源型	非资源型	高组	低组
DID	-0.0052 (0.0084)	0.0239 ** (0.0099)	0.0243 ** (0.0113)	0.0022 (0.0066)
P-value	0.000 ***		0.000 ***	
N	1278	1924	1597	1605
Adj-R <sup>2</sup>	0.839	0.915	0.898	0.715

变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	政府创新偏好程度		经济发展水平	
	高偏好组	低偏好组	高组	低组
DID	0.0272 ** (0.0110)	-0.0013 (0.0063)	0.0268 ** (0.0108)	0.0102 (0.0093)
P-value	0.000 ***		0.021 **	
N	1597	1605	2002	1200
Adj-R <sup>2</sup>	0.908	0.858	0.911	0.884

注：P-value 采用费舍尔组合检验方法(抽样 1000 次)估计得到，表中各列均已加入全部控制变量与各项固定效应。

## 五、结论与政策启示

本文基于 2007—2019 年的城市面板数据，利用低碳城市试点政策并构建多时点双重差分模型研究了城市绿色转型对就业的影响。研究发现，第一，低碳城市试点政策显著促进了城市劳动力就业水平的提升。在经过一系列稳健性检验后，该结论依然成立。第二，低碳城市试点建设通过促进绿色技术创新、产业结构优化以及推动居民绿色消费理念升级三条路径提高当地劳动力就业水平。第三，异质性分析表明，低碳城市试点政策对制造业就业的创造效应并不明显，但在服务业中则存在显著就业创造效应。另外，低碳城市试点政策的就业创造效应在非资源型、新型基础设施较好、政府创新偏好较强以及经济发展水平更高的城市中表现更为明显。为更好实现低碳发展和就业增长的“双赢”目标，本文提出以下政策建议。

第一，逐步扩大低碳城市试点范围，充分发挥地方政府的引导和激励作用。为进一步发挥低碳城市试点政策在城市绿色转型与就业方面的双重红利政策效应，地方政府应加强引导企业在生产和服务过程中对低碳技术的研发与应用，提升企业治污减排的积极性；同时，应配套出台相应的绿色金融政策，为企业提供更为便利的融资渠道与优惠的融资利率，缓解企业绿色转型资金压力，激励企业主动进行绿色创新；此外，考虑到不同城市的政策效应差异性，低碳城市试点建设的推行需结合当地经济社会条件，因地制宜地实行差异化政策。

第二，优化产业结构，进一步加大绿色技术创新的要素投入。基于环境友好型、资源节约型发展理念，低碳城市建设是我国高质量发展理念下未来城市发展的必然选择。为实现创新驱动的低碳发展目标，地方政府应加大人才创新要素的投入，积极推动第二产业向内涵式的经济发展模式转变。在人才要素投入方面，地方政府可通过优化当地的人才服务体系，建设完善的人才服务平台，充分发挥引才效应。鼓励企业加大对员工职业教育培训，提升广大劳动者适应高技能岗位的能力，进一步发挥城市绿色低碳转型对就业的积极效应，提高就业质量。

第三，倡导绿色消费理念，切实满足公众对绿色产品和服务的需求，促进传统消费模式向现代绿色消费模式转变。大力宣传降低生活碳排放强度的重要性，提高居民对绿色消费理念的认识，鼓励并支持居民选择绿色节能型产品以及环保的出行方式。鼓励污染型企业主动进行生产工艺和生产方式的升级改造。充分发挥产学研合作平台在技术成果转化方面所起的积极作用，避免研发成果脱离市场需求，以保障环保型企业发展拥有较好的市场环境。

## 参考文献:

- [1] 张华,冯烽.非正式环境规制能否降低碳排放?——来自环境信息公开的准自然实验[J].经济与管理研究,2020(8):62—80.
- [2] 杨冕,晏兴红,李强谊.环境规制对中国工业污染治理效率的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2020(9):54—61.
- [3] 陈诗一,张建鹏,刘朝良.环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J].金融研究,2021(9):51—71.
- [4] Morgenstern, R.D., Pizer, W.A., Shih, J.S. Jobs Versus the Environment: An Industry-Level Perspective [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2002, 43(3): 412—436.
- [5] 何凌云,祁晓凤.环境规制与绿色全要素生产率——来自中国工业企业的证据[J].经济学动态,2022(6):97—114.
- [6] 徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2022(12):178—196.
- [7] 赵振智,程振,吕德胜.国家低碳战略提高了企业全要素生产率吗?——基于低碳城市试点的准自然实验[J].产业经济研究,2021(6):101—115.
- [8] 王贞洁,王惠.低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益双重视角的检验[J].经济管理,2022(6):43—62.
- [9] 张兵兵,周君婷,闫志俊.低碳城市试点政策与全要素能源效率提升——来自三批次试点政策实施的准自然实验[J].经济评论,2021(5):32—49.
- [10] 逯进,王晓飞,刘璐.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[J].西安交通大学学报(社会科学版),2020(2):104—115.
- [11] 王亚飞,陶文清.低碳城市试点对城市绿色全要素生产率增长的影响及效应[J].中国人口·资源与环境,2021(6):78—89.
- [12] 王锋,葛星.低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J].中国工业经济,2022(5):81—99.
- [13] 余明桂,王空.地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J].经济研究,2022(2):58—72.
- [14] 潘凌云,董竹.税收激励与企业劳动雇佣——来自薪酬抵税政策的“准自然实验”[J].统计研究,2021(7):100—111.
- [15] 刘贯春,叶永卫,张军.社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于《社会保险法》实施的准自然实验[J].中国工业经济,2021(5):152—169.
- [16] 邵文波,盛丹.信息化与中国企业就业吸纳下降之谜[J].经济研究,2017(6):120—136.
- [17] 张川川.地区就业乘数:制造业就业对服务业就业的影响[J].世界经济,2015(6):70—87.
- [18] 陆旸.中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗? [J].经济研究,2011(7):42—54.
- [19] 郭庆.绿色低碳发展与农民工高质量就业[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023(6):38—49.
- [20] Johnstone, N. et al. Environmental Policy Stringency and Technological Innovation: Evidence from Survey Data and Patent Counts [J]. *Applied Economics*, 2012, 44(17): 2157—2170.
- [21] 王勇,施美程,李建民.环境规制对就业的影响——基于中国工业行业面板数据的分析[J].中国人口科学,2013(3):54—64+127.
- [22] Walker, W. R. Environmental Regulation and Labor Reallocation: Evidence from the Clean Air Act [J]. *The American Economic Review*, 2011, 101(3): 442—447.
- [23] 陶锋,赵锦瑜,周浩.环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J].中国工业经济,2021(2):136—154.
- [24] Porter, M.E., Linde, C.V.D. Towards a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97—118.
- [25] Bezdek, R.H., Wendling, R.M., Diperna, P. Environmental Protection, the Economy, and Jobs: National and Regional analyses [J]. *Journal of Environmental Management*, 2008, 86(1): 63—79.
- [26] 祁毓,卢洪友,张宁川.环境规制能实现“降污”和“增效”的双赢吗——来自环保重点城市“达标”与“非达标”准实验的证据[J].财贸经济,2016(9):126—143.
- [27] Gagliardi, L., Marin, G., Miriello, C. The Greener the Better? Job Creation Effects of Environmentally-Friendly Technological Change [J]. *Industrial and Corporate Change*, 2016, 25(5): 779—807.
- [28] 张彩云,王勇,李雅楠.生产过程绿色化能促进就业吗——来自清洁生产标准的证据[J].财贸经济,2017(3):

[29] Berman, E., Bui, L.T. Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Air Basin[J]. *Journal of Public Economics*, 2001, 79(2): 265—295.

[30] 宋德勇, 毕道俊. 技术创新能否实现环保与就业的“双重红利”——基于 285 个地级市面板数据的实证检验[J]. *经济问题探索*, 2021(9): 55—66.

[31] 李珊珊. 环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015(8): 135—143.

[32] Kahn, M.E., Mansur, E.T. Do Local Energy Prices and Regulation Affect the Geographic Concentration of Employment? [J]. *Journal of Public Economics*, 2013, 101(5): 105—114.

[33] 王贝贝, 陈勇兵, 李震. 减税的稳就业效应: 基于区域劳动力市场的视角[J]. *世界经济*, 2022(7): 98—125.

[34] 夏海波, 刘耀彬, 沈正兰. 网络基础设施建设对劳动力就业的影响——基于“本地—邻地”的视角[J]. *中国人口科学*, 2021(6): 96—109.

[35] Beck, T., Levine, R., 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.

[36] 郑威. 智慧城市对高质量就业的促进效应研究——基于多期 DID 的经验证据[J]. *贵州社会科学*, 2023(7): 128—136.

[37] 谢文栋. “新基建”与城市创新——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. *经济评论*, 2022(5): 18—3.

[38] 许东彦, 林婷, 张国建. 环境规制对绿色技术扩散的影响[J]. *中南财经政法大学学报*, 2022(5): 147—160.

[39] 李眺. 环境规制、服务业发展与我国的产业结构调整[J]. *经济管理*, 2013(8): 1—10.

[40] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. *中国工业经济*, 2014(8): 57—69.

[41] Acemoglu, D., Restrepo, P. The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment[J]. *American Economic Review*, 2018, 108(6): 1488—1542.

## On the Employment Creation Effect of Urban Green Transformation: Evidence from Low-carbon City Pilots

WANG Yuqin<sup>1</sup> LIU Chengkui<sup>1,2</sup> WANG Hao<sup>2</sup>

(1. *The Centre of Finance Research, Wuhan University, Wuhan 430072, China*;

2. *School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China*)

**Abstract:** Urban green transformation constitutes a crucial pillar in achieving the objectives of the "dual carbon" strategy. This paper takes the low-carbon city pilot policy in China as a quasi-natural experiment and employs the multi-temporal difference-in-differences (DID) model to investigate the impact of urban green transformation on employment. The findings reveal a significant improvement in employment levels in pilot areas compared to non-pilot regions, underscoring the employment-creating effect of low-carbon city construction. Mechanism analysis results demonstrate that the employment creation effects of urban green low-carbon transformation primarily stem from the promotion of green technological innovation, the impetus for optimizing industrial structures, and the enhancement of residents' green consumption concepts. Heterogeneity analysis indicates that the employment creation effect of urban green transformation is predominantly observed in service-oriented industries and regions characterized by superior non-resource-based development, advanced new infrastructure, stronger government innovation preferences, and enhanced economic endowments. This paper enriches and expands research on the economic consequences of low-carbon city construction from the vantage point of employment. Beyond providing empirical evidence to resolve the paradox between "low-carbon" and "development", it offers crucial insights for fostering the synchronized development of green low-carbon transition and employment in the contemporary era.

**Key words:** Urban Green Transformation; Employment Creation; Green Technological Innovation; Industrial Structure Optimization; Low-carbon City Pilots

(责任编辑:肖加元)