

绿色财政政策促进还是抑制了就业^{*}

——来自“节能减排财政政策综合示范城市”的证据

朱颖¹ 左翔² 冯其昂³

摘要 实施有效的绿色财政政策是推动城市节能减排,实现绿色低碳转型的重要手段。同时,城市在绿色低碳转型过程中也会对经济体系的许多领域产生冲击。本文以“节能减排财政政策综合示范城市”试点作为切入点,运用双重差分法探究了绿色财政政策对就业的影响效应及机制。研究发现:(1)示范城市试点在降低城市碳排放的同时,也显著拉动了城市就业;(2)试点政策主要通过两种机制,“产出效应”和“要素互补效应”,增加企业的劳动力雇佣;(3)示范城市试点对就业的影响在不同产业、行业以及不同所有制类型的企业中,表现出明显的差异性。本文为我国未来实施更加有效的绿色财政政策,确保在低碳转型过程中稳定居民就业,推动经济高质量发展,提供了重要的经验证据和政策启示。

关键词 绿色财政政策;低碳转型;就业;节能减排

0 引言

改革开放以来,我国经济实现了飞速发展,也出现了高污染、高耗能的现象。英国石油公司BP发布的《世界能源统计年鉴2020》数据显示,中国在过去十年间的碳排放量显著增长,从2009年77.1亿吨增至2019年的98.3亿吨,位居世界首位。为此,中央政府出台并实施了一系列推动城市低碳转型的绿色政策,以实现节能减排目标。从长期来看,环境保护和经济发展必然是协同的,但在短期内,二者可能存在一定程度的矛盾和冲突。尤其是近年来,我国经济面临需求收缩、供给冲击和预期转弱的三重压力,就业形势日益严峻。因此,如何在实现节能减排的同时确保就业稳步增长,成为实现经济高质量发展,维护社会和谐稳定的重要议题。

环境规制主要分为行政命令型和市场型两种方式(刘金科和肖翊阳,2022)。在行政命令型规制下,政府制定明确的碳排放标准,强制企业采用某种规定的低碳技术,以实现节能减排目标。而市场型环境规制则通过改变企业治理环境的成本和收益来促使企业实

^{*} 本研究受上海市哲学社会科学规划青年课题“绿色低碳目标下财政政策对企业转型升级的影响研究”(项目编号:2023EJB007)和国家自然科学基金青年项目“中国高投资和供给结构失衡的微观机制研究:基于土地和信贷资源错配的视角”(项目编号:71803129)的资助。

1 朱颖,上海立信会计金融学院财税与公共管理学院副教授,E-mail:20180101@lixin.edu.cn。

2 左翔(通信作者),上海对外经贸大学国际经贸学院副教授,E-mail:zuoxiang@suibe.edu.cn。

3 冯其昂,湖南大学经济与贸易学院博士研究生,E-mail:f15890695698@163.com。

现绿色低碳转型(孙传旺和魏晓楠,2022)。绿色财政政策是市场型环境规制的重要手段之一,通过财政补贴和税收政策(包括激励性税收优惠、惩罚性环保税征收等)措施,推动企业进行节能减排。那么,作为市场型环境规制的绿色财政政策是否会影响就业呢?如果能,其作用机制又是什么?在推动绿色可持续发展的背景下,探究和评估绿色财政对就业的政策效应,具有重要的理论和现实意义,有助于实现节能减排和稳定就业“双赢”,推动我国经济实现高质量发展。

现有文献对绿色财政政策与就业关系的研究结论并不一致。一方面,不少研究认为,绿色财政政策存在就业的“双重红利效应”,既能改善环境质量,又能增加就业机会。另一方面,部分学者认为绿色财政政策对就业的影响并不明显,甚至会抑制就业。我国部分研究基于VAR模拟也支持这一结论(陆旸,2011),利用企业数据的实证研究发现,环境规制会通过“产出效应”和“要素替代效应”抑制就业增长(Yip,2018;崔广慧和姜英兵,2019;王勇等,2019;王锋等,2022)。

梳理现有文献可以发现,由于研究视角和方法的不同,这些文献的研究结果大相径庭。为此,本文以“节能减排财政政策示范城市”(以下简称“示范城市”)试点作为外生冲击,基于城市和上市公司数据,利用双重差分模型检验了绿色财政政策对就业的影响。研究表明,试点政策在促进城市和企业就业扩张方面取得了显著成效。进一步分析表明,该政策对不同产业、行业以及不同所有制形式的企业就业促进作用存在显著差异。

本文可能的贡献包括以下三点:首先,现有的文献多从“收入导向”探究绿色财政对就业的影响,围绕征收环保税、排污费等惩罚性税费对就业的影响进行探讨,忽略了绿色补贴等“支出导向”对就业的影响识别。本文从“支出”端展开了绿色财政对就业影响效应及作用机制的评估,丰富了绿色财政对就业影响的研究。

其次,在以“示范城市”试点为冲击的实证研究中,学者们多聚焦于评估该政策的污染治理效果和经济效应,极少有文献关注该政策的社会效应,尤其是对就业的影响。本文从城市和企业两个层面,深入探究了示范城市试点对就业的影响及作用机制,更加全面地评估了该政策的社会效应,在就业形势较为严峻的当前具有重要的政策意义。

最后,本文厘清了示范城市试点在促进就业方面的作用机制,验证了“产出效应”和“要素互补效应”这两个关键影响路径。同时,本文还进行了多项异质性检验,深入考察了该政策影响就业的逻辑机理,极大地丰富了绿色政策影响就业的相关文献。

1 文献综述

1.1 绿色财政政策的环保效应评估

现有文献认为,绿色财政政策会通过“收入导向”和“支出导向”实现环境治理,促进绿色发展。

首先,在“支出”端,政府会加大环保支出、财政补贴和绿色采购力度,鼓励和支持传统产业向绿色化、低碳化转型。唐大鹏和杨真真(2022)发现地方环境支出显著促进了重污染行业的绿色技术创新,进而推动了整个城市低碳转型。熊波等(2016)利用中国省级面板数据揭示,绿色财政政策在区域空气污染控制中展现出显著的阈值效应。

其次,在“收入”端,政府会通过开征环保税、排污费等方式,促使排污成本内部化,进

而降低企业的碳排放量。理论研究方面,利用 OECD 国家面板数据,何平林等(2019)实证研究表明,能源税的开征能够显著抑制能源部门二氧化碳、硫氧化物等气体的排放,并在短期内促进经济增长。基于国内数据的研究也有类似的结果,例如,刘金科和肖翊阳(2022)以我国的环境保护税改革为准自然实验,采用三重差分法,研究发现开征环保税提高了企业的能源使用效率,激发了企业在末端污染物排放方面的技术创新,减少了企业的碳排放量。

1.2 绿色财政政策与就业

关于绿色财政政策与就业的内在关系,现有文献多从“收入”端,以开征庇古税为视角,围绕就业的“双重红利假说”展开了探讨。不少学者认为,政府通过开征庇古税,实施绿色财政政策,能够有效地改善环境质量,同时也增加了就业机会,存在“双重红利”。Yamazaki(2017)以加拿大某省征收碳税作为政策冲击,实证研究发现,开征碳税总体上促进了该省的就业增长,显著提高了清洁服务业的雇佣规模。赵振智等(2023)以我国的环保税实施为准自然实验,实证发现开征环保税会显著增加企业的劳动力雇佣规模。

另一些学者则认为,实施绿色财政政策并不总是促进就业,甚至会对就业产生负面冲击。Hafstead and Williams(2018)检验了美国征收污染税对就业的影响,结果发现,尽管开征污染税会增加非污染行业的劳动雇佣规模,但这种“正效应”会被污染行业的就业减少所抵消。通过构建 VAR 模型,陆旸(2011)研究了中国是否存在就业“双重红利”问题,结果表明,在短期内,我国开征碳税无法获得就业的“双重红利”。

1.3 “示范城市”试点评估的研究进展

财政部和国家发改委(以下简称“两部委”)于 2011 年启动了“示范城市”试点工作,这是我国绿色财政政策的又一重要举措。一些文献评估了该政策的环境效应和经济效应。环境效应方面,部分研究发现“示范城市”试点有效降低了碳排放,例如,薛飞和陈煦(2022)发现“示范城市”试点促使地方政府积极推动产业升级、加快技术创新,进而帮助企业实现节能减排目标。

经济效应方面,现有文献发现该政策能够促进企业创新。田淑英等(2022)运用多期 DID 等方法,评估了该政策试点对企业转型升级的影响及作用机制,实证结果显示,“示范城市”试点主要通过财政补贴所产生的“激励效应”和环境规制所产生的“创新补偿效应”两条途径推动企业创新和数字化转型。

2 制度背景与理论假说

2.1 制度背景

面对日益严峻的碳排放问题,在“十二五”规划期间,中央政府进一步提高了碳减排的约束性指标,“到 2015 年,全国的单位国内生产总值产生的二氧化碳排放量必须在 2010 年基础上下降 17%”。同时,中央政府决定“以奖代补”,通过财政资金奖励的方式来推动城市节能减排。在上述背景下,2011 年,“两部委”联合发布了《关于开展节能减排财政政策综合示范工作的通知》,标志着全国范围内节能减排示范城市试点项目的正式启动。“示范城市”试点分三批次进行,共包括 30 个城市(见表 1)。

表1 三批示范城市名单及试点时段

试点批次	试点城市	设立时间
第一批	吉林、新余、重庆、杭州、长沙、北京、深圳、贵阳	2011年
第二批	铜川、铁岭、齐齐哈尔、铜陵、南平、石家庄、唐山、荆门、韶关、东莞	2013年
第三批	兰州、海东、乌鲁木齐、聊城、鹤壁、梅州、南宁、天津、临汾、包头、徐州、德阳	2014年

资料来源：作者根据资料文件整理而得。

节能减排财政政策综合示范工作主要涵盖产业低碳化、主要污染物减排等六个方面。在具体实施过程中,示范城市将获得政策倾斜和中央政府根据节能减排成效提供的财政激励。此外,该政策还要求地方政府重组财政预算,确保将相应比例的资金用于支持这些措施。为实现节能减排的目标,各试点城市加大了财政资金的投入,依托企业开启了节能减排的经济发展模式。例如,“十二五”以来,试点城市之一的兰州市政府共投入资金7.2亿元,支持淘汰不符合标准的生产能力,并对电力厂的环保设备进行技术升级,如脱硫和脱硝设施。

2.2 绿色财政政策影响就业的理论分析

2.2.1 绿色财政政策对就业的“产出效应”

根据规定,示范城市的节能减排年度考核与下一年度奖励资金多少直接挂钩,若示范城市未完成目标,将失去示范资格,且须退还全部奖励资金。因此,在示范城市建设过程中,试点城市必然会加大碳排放整治力度。

根据波特假说,环境规制通过影响企业产出进而影响就业的效应具有不确定性,既存在消极的“成本效应”,也可能带来积极的“创新补偿效应”。“成本效应”主要体现为以下两个方面:首先,环境监管的强化导致生产成本上升,在非充分竞争的市场环境下,这往往促使企业提升产品定价,进而可能引致市场对该产品的需求量减少,企业产出也会随之减少,进而抑制了对劳动力的需求。其次,面对更加严格的环境规制,企业的污染治理成本上升,可能会导致研发支出减少,劳动边际生产率下降,从而减少对劳动力,尤其是技术劳动力的雇佣。

然而,部分文献认为,除了“成本效应”,环境规制也存在积极的“创新补偿效应”。更加严格的环境规制促使企业主动淘汰落后的生产设备,加大创新研发投入。根据“创新补偿说”,随着创新技术升级,企业的边际生产成本会下降,此时企业可能会降低产品的价格,从而刺激消费者需求增加,进而提升企业的产量,最终促进劳动力需求的增加(Ferris et al., 2014; Gray et al., 2014; 涂正革和谌仁俊, 2015)。由于本文探讨的绿色财政政策属于市场型环境规制,在加强环境规制的同时,示范城市会通过财政补贴、税收优惠等方式,鼓励辖区内企业进行创新研发,以实现节能减排目标。这些措施都极大地缓解了企业的融资约束,增加了企业研发资金,提高了企业技术创新的积极性(田淑英等, 2022)。进一步地,技术创新有助于拓展企业的生产可能性曲线(邵文波和盛丹, 2017)。企业在进行创新研发时,会产生更多的新产品,新产品的生产也将创造更多的就业机会(Harrison et al., 2014)。据此,本文提出如下竞争性假说:

假说 1a: 绿色财政政策在实施环境规制的同时,导致企业成本上升,降低企业产出,进而减少就业;

假说 1b: 绿色财政政策会促进企业创新,降低企业成本,提高企业产出,进而促进就业。

2.2.2 绿色财政政策对就业的“要素替代或互补效应”

在环境规制加强的情况下,企业会将部分的生产性投资转向减排治污的环境治理投资,这可能与企业生产经营过程中的其他要素投入形成“替代”或者“互补”关系。一方面,企业低碳转型时,会增加技术劳动力的投入,雇佣更多的技术人员来研发、安装和使用先进的治污设备,这将带来更多的就业机会,形成对就业的“要素互补效应”;另一方面,在较强的环境规制压力下,企业为了达到辖区的排污标准,会增加环境治理投资,使得企业生产成本增加,面临资源约束时,企业对劳动力的投入可能会被挤出。此时,环境治理与劳动力投入就形成“替代”关系(刘哲等,2023)。因此,“就业效应”受绿色财政政策影响的程度,与企业在环境治理方面的资本投入是否与劳动力投入形成互补性或替代性关系密切相关。前者可能增加企业对劳动力的需求,而后者则有可能减少企业对劳动力的雇佣。综上所述,本文提出如下竞争性研究假说:

假说 2a: 绿色财政政策会通过“要素互补效应”,增加治污技术人员,进而促进就业;

假说 2b: 绿色财政政策会通过“要素替代效应”,挤出劳动力要素投入,进而抑制就业。

3 “示范城市”政策与城市就业

节能减排财政政策试点对就业的影响渠道主要包括“产出效应”和“要素替代或互补效应”。这两种效应均有可能增加就业,也有可能减少就业,因此,本文将对其净效应进行实证检验。接下来,本文分别从城市层面和企业层面展开探讨。

3.1 模型的构建

本部分首先对前文的理论分析在城市层面展开实证检验。具体方法是以节能减排财政政策示范城市试点作为政策冲击,运用双重差分法估计其对碳减排和就业的影响。值得注意的是,由于该政策试点存在政策退出的情形,因此,不能简单粗暴地使用传统双向固定效应模型进行双重差分估计。本文借鉴了吴文值等(2022)、田淑英等(2022)的处理方法,在回归中剔除了政策退出后的样本。

3.1.1 “示范城市”试点的碳减排效应

无论是前文分析的哪一种机制,企业对劳动力需求变化的前提都是要加大环境治理的投入,因此,我们先检验节能减排财政政策试点的碳减排效应,构建如下模型

$$\text{CO}_{2ct} = \alpha_1 + \theta_1 \text{td}_{ct} + \lambda_1 Z_{ct} + \eta_c + \mu_t + \epsilon_{ct} \quad (1)$$

在上式中, CO_{2ct} 表示 c 城市在第 t 年的碳排放量,分别用碳排总量取对数 $\ln \text{co}_{2ct}$ 和人均碳排量 pco_{2ct} 来衡量。 td_{ct} 为关键解释变量,用以指示在年份 t 城市 c 是否实施了“示范城市”试点,通过变量赋值为 1(表示实施)和 0(表示未实施)来表示。同时, η_c 、 μ_t 分别代表城市和年份的固定效应, ϵ_{ct} 是随机扰动项。 Z_{ct} 包括了一系列可能会影响城市碳排放水平的因素,包括经济发展水平(人均 GDP 对数)、人口规模(年末人口数对数)和工业化水平(第二产业增加值占地区生产总值的比重)。

3.1.2 “示范城市”试点政策对城市就业的影响

本研究构建了以下模型,旨在从城市层面检验示范政策试点对就业的具体影响

$$\text{citylabor}_{ct} = \alpha_1 + \theta_1 \text{td}_{ct} + \lambda_1 Z_{ct} + \eta_c + \mu_t + \epsilon_{ct} \quad (2)$$

在上式中,citylabor_{ct} 代表城市 *c* 在年份 *t* 的就业状况,通过在岗职工的平均人数(百万人)来衡量。td_{ct} 含义与方程(1)相同。此外,我们还控制了影响城市就业的变量,用 *Z*_{ct} 表示,包括城市经济发展水平(人均 GDP 取对数)、人口密度(取对数)、城市工资水平(职工平均工资取对数)、城市消费水平(社会消费品零售总额取对数)、人口规模(年末总人口数取对数)、第二产业占比、城市金融化水平(年末金融机构存款余额取对数)、城市工业化水平(规模以上工业企业数取对数)和人口自然增长率,η_{*c*}、μ_{*t*} 分别表示城市和年份的固定效应。

3.1.3 “示范城市”试点对城市就业影响的动态效应

基于事件研究法,本节对式(2)进行了平行趋势检验,构建了如下的回归模型

$$\text{citylabor}_{ct} = \alpha_1 + \sum_{t=-8}^3 \delta_t D_{ct} + \lambda_1 Z_{ct} + \eta_c + \mu_t + \epsilon_{ct} \tag{3}$$

在上式中,若在第 *t* 年城市 *c* 实施了节能减排示范试点,*D*_{ct} 取值为 1,否则取值为 0。citylabor_{ct},*Z*_{ct},η_{*c*},μ_{*t*} 和 ε_{ct} 含义与式(2)相同。模型中以示范城市试点政策实施的前一年作为基准年份。本文在该式中重点关注系数 δ_{*t*},该系数比较的是城市就业人数在政策实施后(前)第 *t* 年与基准年份的差分在处理组和控制组之间的差别。

3.2 样本与数据来源

本节采用 2006—2017 年城市面板数据,变量数据来源于《中国城市年鉴》,城市层面的碳排放数据来自中国碳核算数据库。表 2 为城市层面回归中主要变量的描述性统计。

表 2 城市层面回归中主要变量的描述性统计

城市层面碳排放的主要变量					
变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
碳排放量(对数)	3109	2.991	0.778	0.613	5.441
人均碳排放量	3109	0.073	0.066	0.005	0.702
经济发展水平	3109	10.283	0.716	4.595	13.056
人口规模	3109	5.862	0.69	2.868	8.124
第二产业增加值占 GDP 比重	3109	49.411	10.716	14.95	90.97
城市层面就业的主要变量					
变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
在岗职工平均人数/百万人	2809	0.442	0.584	0.010	7.050
经济发展水平	2809	10.234	0.717	4.595	13.056
人口规模	2809	5.862	0.690	2.868	8.124
城市平均工资水平	2809	10.366	0.422	8.509	11.828
城市消费水平	2809	14.976	1.086	11.807	18.434
人口密度	2809	5.731	0.909	1.609	7.882
第二产业占比	2809	36.529	8.829	8.580	77.950
城市金融化水平	2809	16.215	1.115	13.136	20.760
规模以上企业数(取对数)	2809	6.515	1.122	2.944	9.841
人口增长率	2809	6.159	5.126	-8.900	39.180

3.3 实证结果分析

3.3.1 节能减排财政政策对城市碳排放的影响

表 3 汇报了示范城市试点政策对城市碳排放的影响。在表 3 的列(1)中,我们仅加入了核心解释变量以及城市和年份的固定效应。而在列(2)中,我们进一步纳入了城市层面的控制变量。结果显示,示范城市试点政策显著降低了城市碳排放总量 5%左右。这一结论与薛飞和陈煦(2022)基本一致。除了总量,我们还进一步考察了示范城市试点对人均碳排放量的影响,结果列于表 3 列(3)和(4)。回归结果显示,相比非试点城市,示范城市的人均碳排放量也显著下降。以上回归结果为下文进一步研究奠定了基础。

表 3 节能减排财政政策对城市碳排放量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnco _{2ct}		pco _{2ct}	
td	-0.0503 ** (0.0199)	-0.0489 ** (0.0196)	-0.00437 * (0.00253)	-0.00444 * (0.00238)
经济发展水平		0.0724 ** (0.0288)		0.00335 (0.00309)
人口规模		0.193 *** (0.0692)		-0.0729 *** (0.0240)
工业发展水平		0.00315 *** (0.00107)		-0.000557 ** (0.000236)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3386	3109	3379	3109
R ²	0.990	0.992	0.938	0.944

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。括号内表示聚类到城市层面的稳健标准误。

3.3.2 节能减排财政政策对城市就业的影响

表 3 的回归表明,“示范城市”试点确实降低了城市的碳排放量,在此基础上,我们通过估计式(2),来检验这一过程是否影响了城市就业,表 4 报告了估计结果。列(1)~(4)逐步加入了控制变量,结果表明,双重差分估计量的系数回归结果均显著为正,示范城市试点能够显著提高城市的就业水平。

表 4 节能减排财政政策对城市就业的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	citylabor	citylabor	citylabor	citylabor
td	0.178 * (0.0913)	0.213 ** (0.100)	0.208 ** (0.0987)	0.194 ** (0.0972)
经济发展水平	0.00517 (0.0433)	-0.0184 (0.0496)	0.0360 (0.0442)	0.0633 (0.0446)
人口规模	0.527 ** (0.210)	0.634 ** (0.301)	0.687 ** (0.309)	0.769 ** (0.313)

续表				
变量	(1) citylabor	(2) citylabor	(3) citylabor	(4) citylabor
城市平均工资	-0.237 ** (0.103)	-0.252 ** (0.114)	-0.221 ** (0.104)	-0.206 ** (0.101)
消费水平		-0.0634 (0.0466)	-0.0630 (0.0451)	-0.0445 (0.0364)
人口密度		0.200 (0.320)	0.123 (0.318)	0.109 (0.315)
第二产业占比			0.00731 *** (0.00262)	0.00545 ** (0.00223)
城市金融水平			-0.0659 (0.0662)	-0.0253 (0.0612)
规模以上企业数				-0.137 ** (0.0548)
人口增长率				0.000994 (0.000917)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3319	2829	2828	2809
R ²	0.929	0.930	0.931	0.933

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。括号内表示聚类到城市层面的稳健标准误。

3.3.3 节能减排财政政策影响城市就业的动态效应

图1是对式(3)的估计结果,既是对平行趋势的检验,也是对示范城市试点政策动态效应的估计。

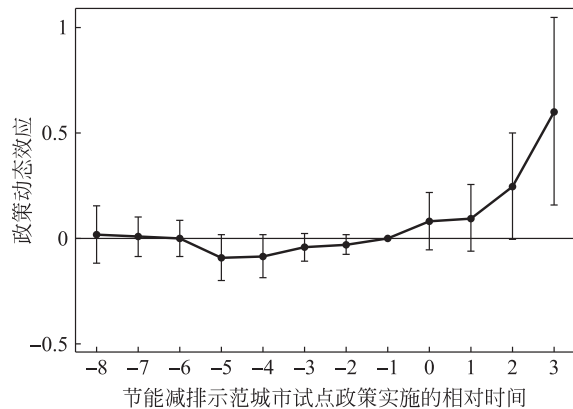


图1 城市样本平行趋势检验

图1中,在启动节能减排示范城市试点政策之前,δ_t估计系数不显著,符合平行趋势的预设条件。政策实行后,其促进就业的效果从第三年开始显现,可能是因为,节能减排示范项目从审批到最终的建设和落实,需要一定的时间,该试点政策对城市就业的影响存在一定的时滞。

4 “示范城市”政策与企业就业

4.1 模型构建

在“示范城市”试点政策框架下,就业受到“产出效应”以及“要素替代或互补效应”的双重影响。其机制涉及企业的生产经营决策,而这些机制的检验在城市层面并不可行,本节将基于上市公司数据对其进一步检验。模型设定如下

$$\ln laborm_{it} = \partial_1 + \theta_1 td_{it} + \lambda_1 X_{it} + \lambda_2 Z_{ct} + \varphi_i + \mu_t + \epsilon_{it} \tag{4}$$

在上式中, $\ln laborm_{it}$ 反映了企业 i 在年份 t 的劳动力雇佣水平,本文用员工的总人数取对数值来衡量。 td_{it} 为核心解释变量,含义与前文相同, θ_1 估计了“示范城市”试点对企业就业的影响。 φ_i 和 μ_t 分别是企业和年份固定效应。 ϵ_{it} 为随机误差项。 X_{it} 表示可能影响企业劳动力需求的一系列控制变量,包括企业年龄(用当年年份减去注册年份,再加 1 取对数值来衡量)、资本密集度(企业资本性支出与营业收入的比值)、固定资产比率(企业固定资产占总资产比例)、销售费用率(用销售费用与营业收入的比值)、股权集中度(前十大股东持股比例)和第一大股东持股比例。 Z_{ct} 将控制城市层面变量纳入模型分析中,这些变量包括城市的经济发展水平(人均 GDP 的自然对数)和人口密度(城市单位面积人口的自然对数)。

4.2 样本与数据来源

估计式(4)时,我们使用的样本是 2006—2017 年中国沪深两市 A 股上市公司,来自国泰安数据库。本文对原始数据作了如下处理:①剔除了上市以前的数据;②剔除了金融行业数据;③剔除当年 ST、* ST 或 PT 和简称中带有“ST”和“* ST”的上市企业样本,以及已退市的企业;④剔除了资产负债率大于 1 的样本。本研究对关键连续变量实施了 1%和 99%的分位数截尾处理。本文在所有回归中删除了第一批试点城市的企业在 2015—2017 年的样本,以及第二批试点城市的企业在 2017 年的样本。主要变量的描述性统计如表 5 所示。

表 5 企业层面主要变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
企业员工数(对数)	14182	7.584	1.186	4.443	11.077
示范城市试点政策	14182	0.14	0.347	0	1
企业年龄(对数)	14182	1.914	0.887	0	3.258
固定资产比率	14182	0.24	0.164	0.002	0.724
销售费用率	14182	0.063	0.069	0	0.442
股权集中度	14182	58.598	14.599	23.377	90.298
资本密集度	14182	2.227	1.65	0.39	13.041
第一股东持股比例	14182	36.59	14.231	8.81	74.98
人口密度	14182	6.507	0.644	4.304	7.73
经济发展水平	14182	11.021	0.563	9.45	12.201

4.3 基本结果分析

4.3.1 “示范城市”政策试点对企业劳动力雇佣的影响

式(4)估计结果如表 6 所示。本文采用了逐步回归法,在表 6 的列(1)和(2)中,分析未包含企业层面的控制变量,试点政策变量 td 的回归系数值分别为 0.0700 和 0.0683,且在 5%的水平上显著。进一步地,列(3)、(4)加入了企业层面的控制变量,试点政策虚拟变量 td 的回归系数仍然显著为正,且估计值和显著性与列(1)(2)差异不大。总体来说,相比非节能减排试点城市的企业,位于试点城市的企业劳动力雇佣平均上升了约 7%。可见,尽管理论上绿色财政政策的实施对企业劳动力雇佣存在正面和负面两种效应,但“节能减排财政政策示范城市”总体上显著促进了企业的劳动力雇佣。

表 6 示范城市试点政策对企业劳动雇佣的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnlaborm	lnlaborm	lnlaborm	lnlaborm
td	0.0700 ** (0.0348)	0.0683 ** (0.0344)	0.0697 ** (0.0299)	0.0678 ** (0.0302)
企业年龄			0.181 *** (0.0208)	0.225 *** (0.0252)
固定资产比率			0.346 ** (0.135)	0.271 ** (0.131)
销售费用率			0.310 (0.384)	0.608 * (0.347)
股权集中度				0.00528 *** (0.00143)
资本密集度				-0.0410 *** (0.0106)
第一大股东持股比例				0.000429 (0.00236)
人口密度	-0.333 ** (0.137)	-0.346 ** (0.140)	-0.413 *** (0.139)	-0.258 ** (0.111)
经济发展水平		0.0238 (0.0501)	0.0663 (0.0516)	0.0722 (0.0508)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	15648	15207	14797	13962
R ²	0.897	0.899	0.902	0.904

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。括号中的数值为城市层面的聚类稳健标准误。

4.3.2 平行趋势检验

本节采用事件研究法对式(4)的双重差分进行了平行趋势检验。模型构建如下

$$\lnlaborm_{it} = \alpha_1 + \sum_{t=-5}^3 \delta_k D_{it} + \lambda_1 X_{it} + \varphi_i + \mu_t + \epsilon_{it}$$

(5)

在上式中,若企业 i 所在的城市在第 t 年为节能减排财政政策的示范城市, D_{it} 取值为

1, 否则, 取值为 0。考虑到政策实施前 5 年的数据较少, 本文将前 5 年的数据汇总到第一 5 期。另外, 本模型选择的基准年份是节能减排示范城市试点政策实施的前一年。

如图 2 所示, 节能减排示范城市试点政策实施前各期的 δ_k 估计值均不显著, 这表明, 在示范城市试点政策实施前, 处理组和控制组的企业劳动雇佣变化趋势没有显著的差异。在示范城市试点政策实施后, 该政策对就业的促进作用逐渐显现。

4.3.3 安慰剂检验

本文采取了随机抽取处理组的方式来进行地区安慰剂检验, 在该安慰剂检验下, 若政策虚拟变量 td 的估计系数值分布在 0 值附近, 则表示本文的模型设定并没有漏掉重要的影响因素。具体地, 我们随机抽样了 500 次, 将企业的劳动力雇佣规模(员工人数的对数值 $\ln laborm$)作为被解释变量进行回归, 提取了安慰剂结果的估计系数, 并将其绘制在图 3 中。结果表明, 虚假的估计系数值 td 集中分布在 0 值附近, 而在本文的基准回归中, 政策虚拟变量 td 的估计系数为 0.0678, 位于该系数分布的边缘位置。这一结果表明, 示范城市政策的实际效应与安慰剂测试的结果存在显著差异, 排除了其他随机因素对企业雇佣规模影响的可能性, 从而进一步验证了本文研究结果的可靠性。

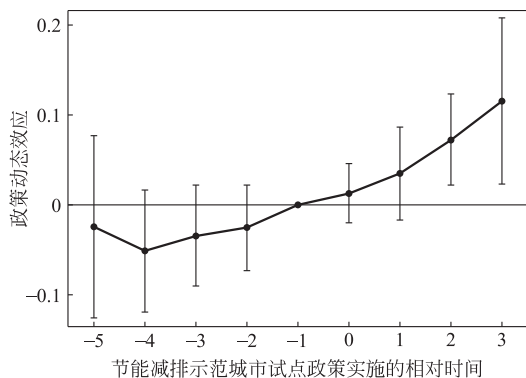


图 2 企业样本平行趋势检验

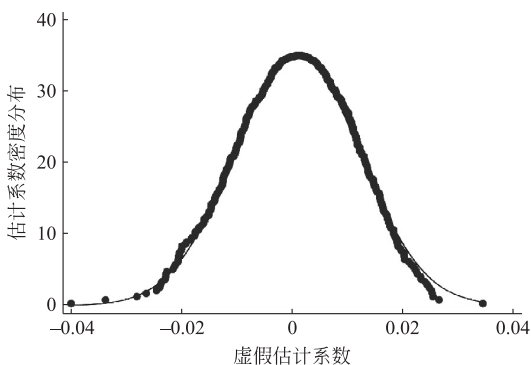


图 3 地区安慰剂检验

4.3.4 稳健性检验

本文研究的节能减排财政政策试点存在政策退出的情形, 因此, 在基准回归和后续实证分析中, 本文剔除了第一批示范城市 2015—2017 年的样本和第二批示范城市 2017 年的样本。为检验回归结果是否稳健, 表 7 的列(1)不删除退出试点城市的企业样本, td 的系数估计值依然显著, 回归结果与基准估计结果基本相同。

同时, 为了降低极端值对回归分析结果的影响, 本研究对主要连续性变量进行了 2% 的截尾处理, 回归结果如表 7 列(2)所示, td 的系数估计值依然显著, 该结果与基准估计结果相似。

在样本期内, 国家还出台了低碳城市和创新型城市两项试点政策。为避免这两项政策的干扰, 我们分别在回归中控制住低碳城市虚拟变量($td2$)和创新型城市虚拟变量($td3$)。回归结果分别列于表 7 列(3)和(4)。可以发现 td 的估计结果没有显著变化, 说明这两项政策并未干扰基准回归的结果。

表 7 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	不删除退出样本 lnlaborm	截尾 2% lnlaborm	考虑低碳城市试点的影响 lnlaborm	考虑创新型城市试点的影响 lnlaborm
td	0.0715 ** (0.0311)	0.0559 * (0.0318)	0.0559 * (0.0293)	0.0678 ** (0.0314)
td2			0.0799 *** (0.0251)	
td3				0.000646 (0.0302)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	14489	12064	13962	13962
R ²	0.903	0.905	0.905	0.904

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。括号中的数值为城市层面的聚类稳健标准误。

4.3.5 异质性处理效应检验

多时点双重差分的本质是对所有可能的两期 DID 估计量进行加权平均。由于不同企业接受政策冲击的时间点存在差异,处理效应在组别和时间维度上会表现出异质性,即使平行趋势假设通过,处理效应的估计结果仍可能存在偏误。因此,本文采用 Goodman-Bacon(2021)分解法,检验双向固定效应模型下多期 DID 估计结果可能存在的偏误程度。

表 8 报告了 Goodman-Bacon 分解结果。结果显示,本文双重差分估计结果的主要来源是从未接受政策冲击的企业样本作为对照组的权重贡献,该权重占比高达 93.8%。在这一组别中,时变性引起的异质性处理效应一般不会出现,确保了估计结果的有效性。而不合适的处理效应,即以较晚接受政策冲击的企业为处理组、较早接受政策冲击的企业样本为对照组的权重占比仅为 1.2%,对整体估计结果的干扰极小。因此,本文基于多时点双重差分的估计结果具有较高的稳健性与可靠性。

表 8 Goodman-Bacon 分解结果

控制组类型	权重	估计值
处理组 vs 从未受政策处理组	0.938	0.054
较早受政策处理组 vs 较晚受政策处理组	0.016	0.133
较晚受政策处理组 vs 较早受政策处理个体	0.012	-0.064
处理组 vs 已经受政策处理组	0.034	0.298
DID 加权估计结果		0.062

4.3.6 影响机制检验

本节对绿色财政政策的“产出效应”和“要素替代或互补效应”进行实证检验。

在“示范城市”建设过程中,试点城市可能会通过财政补贴、税收优惠的方式,鼓励企业进行创新研发。这些措施减轻了企业融资约束,提高了企业技术创新的积极性。根据“创新补偿说”,企业创新研发新产品不仅会创造更多的就业机会,还能够降低生产成本,

使产品价格下降,刺激市场对产品的需求。企业产出的扩大也就伴随着雇佣更多的员工。

下文将通过“创新补偿”和“产出效应”来考察示范城市试点对就业的作用机制。具体地,我们用政府补贴(加 1 取对数)和税收返还分别衡量企业获得的财政补助与税收优惠。借鉴周亚虹等(2023)的做法,本文用企业的全要素生产率(LP 方法估计)来衡量环境规制产生的“创新补偿效应”,用与企业产出直接相关的营业收入取对数值来衡量企业产出。将上述指标作为被解释变量,再次对式(4)进行估计,以验证“示范城市”试点是否通过“产出效应”对企业就业产生影响。

表 9 汇报了这一系列估计结果。首先,我们检验了“创新补偿效应”。列(1)、(2)分别报告了“示范城市”政策试点对企业财政补助、税收优惠的影响,结果发现,相比税收优惠,试点政策显著地提高了企业获取的财政补贴。列(3)则表明,示范城市试点显著提升了企业全要素生产率。列(4)的回归系数在 5%水平上显著为正,这两列的结果表明“示范城市”建设确实通过“创新补偿效应”,提高企业全要素生产率,最终增加了企业的产出。

表 9 示范城市试点政策通过“产出效应”影响就业

变量	创新补偿效应			产出效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
	财政补助	税收优惠	全要素生产率	企业产出
td	0.131 [*] (0.0664)	0.0741 (0.330)	0.0387 [*] (0.0196)	0.0531 ^{**} (0.0252)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	10313	11567	12880	14255
R ²	0.732	0.740	0.946	0.950

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。括号中的数值为城市层面的聚类稳健标准误。

当面临更加严格的环境规制时,企业就可能加大创新研发投入,并借助人工智能、区块链等先进技术进行数字化转型,运用更多的数字技术。在这个过程中,企业会雇佣技术人员来使用和维护这些数字化治污设备,增加技术劳动力的投入,带来更多的就业机会,形成要素“互补”效应(陈玥卓等,2021;田淑英等,2022)。

为验证上述机制,本文首先用企业研发投入(取对数值)来衡量企业创新研发水平,进一步地,借鉴吴非等(2021)和赵宸宇等(2021)的文本分析法,将公司年报中出现的人工智能、区块链、大数据技术、云技术和数字技术应用的频次加总(取对数值)来度量企业数字化转型,并用数字技术应用在年报中出现的频次(加 1 取对数)来衡量企业的数字技术应用程度。表 10 列(1)展示了示范城市政策对企业研究与开发资金投入的作用,回归分析的数据说明,这一试点政策对提高企业研发支出有着明显的推动效果,提高了企业的创新水平。列(2)、(3)报告了“示范城市”试点对企业数字化转型和数字技术应用程度的影响,回归结果显示 td 的系数均显著为正,说明示范城市建设能够促使企业借助人工智能、区块链等先进技术进行数字化转型,提高企业数字技术应用程度,实现精准控污、治污。综上,假说 1b 得到验证,绿色财政政策通过促进企业创新,扩大了企业产出,最终增加了就业。

进一步地,为检验企业在数字化转型、数字精准治污过程中,企业劳动力要素是“替代”还是“互补”关系,本文分别用技术人员、生产人员、财务人员、销售人员和行政人员占企业总人数的比例来度量企业不同岗位的就业情况。表 11 列(1)~(5)分别展示了示范城市试点政策对不同职位就业影响的回归分析结果。从结果上看,“示范城市”试点在推动数字化治污的过程中,拉动了技术人员、财务人员的就业,对其他岗位的就业并未产生影响,形成了劳动力要素的“互补”效应。假说 2a 得到验证,绿色财政政策在环境规制的同时,也增加了治污技术人员投入,促进了就业。

表 10 示范城市试点政策对企业数字化转型的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	研发投入	企业数字化转型	数字技术应用
td	0.0882** (0.0445)	0.114** (0.0519)	0.0799* (0.0431)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	9115	14255	14255
R ²	0.827	0.707	0.658

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。括号中的数值为城市层面的聚类稳健标准误。

表 11 示范城市试点政策对不同岗位就业的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	技术人员	生产人员	财务人员	销售人员	行政人员
td	0.00723* (0.00392)	-0.0331 (0.0217)	0.00159* (0.000934)	0.00203 (0.00516)	-0.000684 (0.00222)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	14046	14137	14162	14164	14165
R ²	0.696	0.794	0.656	0.591	0.681

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。括号中的数值为城市层面的聚类稳健标准误。

4.4 异质性分析

4.4.1 行业差异

任何政策要达到预期效果,实施过程都需要有一定的针对性,以环境规制为例,其效果的大小取决于对污染较为严重的企业是否有较强的规制措施。为此,我们对能耗和排污强度不同的产业进行分样本回归,进一步检验绿色财政政策的实施效果。

首先,我们考察了示范城市试点政策对三大产业上市公司的不同影响。数据显示,2011—2018 年,我国第二产业的碳排放量占全国碳排放总量的 70%^①,是排污的主要产

① 资料来源:《各产业碳排放现状及科技支撑碳中和实现路径》。

业。因此,如果制造业是节能减排财政政策治理的主要对象,制造业企业对劳动力需求的调整也会更大。表 12 报告了分三大产业样本对式(4)的估计结果,可以发现,试点政策实施后,第二产业的就业机会明显增加,而在第一产业和第三产业的就业影响方面,该政策的效果并未表现出显著的正面效应。

表 12 示范城市试点政策对不同产业就业的影响

变量	第一产业	第二产业	第三产业
	lnlaborm	lnlaborm	lnlaborm
td	0.104	0.107***	-0.0780
	(0.0941)	(0.0350)	(0.0666)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	212	10,298	3,182
R ²	0.967	0.918	0.909

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。括号中的数值为城市层面的聚类稳健标准误。

我们将第二产业中高污染和高能耗的行业与其他行业区分出来,进一步检验了节能减排财政政策影响的差异性,结果列于表 13。其中,列(1)、(2)汇报了示范城市试点政策分别在高耗能行业 and 低耗能行业^①样本中的回归结果,可以发现,示范城市试点显著地增加了高耗能行业的企业劳动力雇佣,对低耗能行业企业的就业影响并不显著。列(3)、(4)则分别汇报了“示范城市”试点对重污染行业和轻污染行业^②就业的影响。从结果上看,示范城市试点政策显著增加了重污染行业的企业雇用人数,对轻污染行业的企业就业影响并不显著。

表 13 示范城市试点政策对不同耗能强度、污染强度行业就业的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高耗能行业	低耗能行业	重污染行业	轻污染行业
td	lnlaborm	lnlaborm	lnlaborm	lnlaborm
	0.155**	0.0368	0.118**	0.0108
	(0.0626)	(0.0329)	(0.0497)	(0.0356)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2376	11561	4205	9718
R ²	0.933	0.904	0.934	0.900

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。括号中的数值为城市层面的聚类稳健标准误。

① 本文将化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、电力、热力生产和供应业定义为高耗能行业。

② 本文将非金属矿物制品业、非金属矿采选业、纺织业、酒、饮料和精制茶制造业、电力、热力生产和供应业、金属制品业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、有色金属冶炼及压延加工业、化学原料及化学制品制造业、橡胶和塑料制品业、化学纤维制造业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、造纸及纸制品业、煤炭开采和洗选业、黑色金属冶炼及压延加工业、纺织服装、服饰业、皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业定义为高污染行业。

4.4.2 所有制差异

由于与地方政府存在天然的“血缘”关系，国有企业在银行信贷及其他政策扶持等方面具有先天“优势”，财政资金对其激励作用可能不大，绿色财政政策可能对其就业影响也有限。因此，我们将样本区分为国有企业和非国有企业，表 14 报告了式(4)在不同所有制企业样本下的估计结果。可以看出，示范城市试点政策对国有企业就业和研发投入的影响均不显著，但显著推动了非国有企业的就业增长和研发投入。说明在地方政府节能减排的约束和激励下，非国有企业会通过增加研发投入，进行技术改造，进而达到节能减排的目的。

表 14 对不同所有制企业就业的影响

变量	国有企业		非国有企业	
	企业就业	研发投入	企业就业	研发投入
td	0.0390	0.0522	0.0865 *	0.123 *
	(0.0327)	(0.0803)	(0.0514)	(0.0663)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	6731	3490	7194	5605
R ²	0.910	0.828	0.894	0.833

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。括号中的数值为城市层面的聚类稳健标准误。

5 研究结论和政策启示

绿色财政政策的实施是实现城市低碳转型的重要举措。本文以“节能减排财政政策示范城市”试点作为政策冲击，采用我国 2006—2017 年的城市面板数据，运用双重差分法识别了示范城市试点对城市碳排放、城市就业的影响。进一步地，基于 2006—2017 年中国沪深上市公司数据，本研究详细分析了示范城市政策试点如何影响企业的就业情况，并对此进行了一系列的稳健性和异质性检验。

研究结果发现：第一，示范城市试点显著地减少了城市的碳排放并促进了城市就业增长；第二，该政策导致了企业劳动力雇佣的显著扩张，与非试点城市相比，试点城市中的企业员工数量平均增加约 7%；第三，试点政策主要通过“产出效应”和“要素互补效应”两个途径影响企业的就业情况。一方面，该政策提高了企业创新研发的积极性，显著增加了企业产出，进而扩大了企业的劳动力雇佣规模；另一方面，该政策也促进了企业数字化治污转型，增加了技术人员和财务人员的就业；第四，试点政策对企业就业的影响在不同的产业、行业间具有明显的差异性。该政策主要对第二产业和高能耗、高污染行业作用明显。第五，在所有制类型的比较中，非国有企业在试点政策的影响下，就业增长明显高于国有企业。

上述结果具有重要的政策含义：第一，示范城市试点政策显著减少了试点城市的碳排放，且未对城市就业产生负面影响，实现了减排和就业的“双赢”。因此，中央政府应及时总结试点经验，建立可推广的管理模式。

第二，绿色财政政策通过“产出效应”和“要素互补效应”促进了企业就业，在这两个作

用渠道中,“创新补偿效应”均发挥着至关重要的作用。因此,政府在开展示范工作时,应加大对企业创新的财政补贴和税收优惠力度,鼓励并支持企业的绿色低碳创新项目。

第三,节能减排财政政策试点具有明显的行业针对性的特征,更为关注高耗能、重污染行业的碳减排。因此,在全国范围内推广示范城市试点模式时,需要协调各级政府的节能减排财政支持力度,制定更加具有针对性的行业低碳转型策略,以提高绿色财政政策的实施效率。

参考文献

陈玥卓,刘冲,侯思捷. 2021. 税收红利如何赋能“中国智造”? [J]. 经济评论, (4): 42-58.

Chen Y Z, Liu C, Hou S J. 2021. How does tax incentive energize “Intelligent Manufacturing in China”? [J]. *Economic Review*, (4): 42-58. (in Chinese)

崔广慧,姜英兵. 2019. 环保产业政策支持对劳动力需求的影响研究——基于重污染上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究, (1): 99-112.

Cui G H, Jiang Y B. 2019. A study of the impact of environmental industry policy support on labor demand: based on empirical evidence of heavy polluting listed companies[J]. *Industrial Economics Research*, (1): 99-112. (in Chinese)

何平林,乔雅,宁静,等. 2019. 环境税双重红利效应研究——基于 OECD 国家能源和交通税的实证分析[J]. 中国软科学, (4): 33-49.

He P L, Qiao Y, Ning J, et al. 2019. An empirical study on the double dividend effect of environmental tax—Based on the energy tax and vehicle traffic tax in OECD countries[J]. *China Soft Science*, (4): 33-49. (in Chinese)

刘金科,肖翊阳. 2022. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究, 57(1): 72-88.

Liu J K, Xiao Y Y. 2022. China's environmental protection tax and green innovation: Incentive effect or crowding-out effect? [J]. *Economic Research Journal*, 57(1): 72-88. (in Chinese)

刘哲,毛宁,秦奋. 2023. 环境规制对私营企业雇佣结构的影响研究[J]. 当代经济科学, 45(3): 89-100.

Liu Z, Mao N, Qin F. 2023. Research on the influence of environmental regulation on the employment structure of private enterprises[J]. *Modern Economic Science*, 45(3): 89-100. (in Chinese)

陆畅. 2011. 中国的绿色政策与就业: 存在双重红利吗? [J]. 经济研究, 46(7): 42-54.

Lu Y. 2011. Green policies and jobs in China: A double dividend? [J]. *Economic Research Journal*, 46(7): 42-54. (in Chinese)

邵文波,盛丹. 2017. 信息化与中国企业就业吸纳下降之谜[J]. 经济研究, 52(6): 120-136.

Shao W B, Sheng D. 2017. Information technology and the puzzle of firms' declining labor demands in China[J]. *Economic Research Journal*, 52(6): 120-136. (in Chinese)

孙传旺,魏晓楠. 2022. 市场激励型环境规制、政府补贴与企业绩效[J]. 财政研究, (7): 97-112.

Sun C W, Wei X N. 2022. Market-incentive environmental regulations, government subsidies, and firm performance[J]. *Public Finance Research*, (7): 97-112. (in Chinese)

唐大鹏,杨真真. 2022. 地方环境支出、财政环保补助与企业绿色技术创新[J]. 财政研究, (1): 79-93.

Tang D P, Yang Z Z. 2022. Local environmental expenditures, fiscal subsidies on environmental protection and corporate green technology innovation[J]. *Public Finance Research*, (1): 79-93. (in Chinese)

田淑英,孙磊,许文立,等. 2022. 绿色低碳发展目标下财政政策促进企业转型升级研究——来自“节能减排财政政策综合示范城市”试点的证据[J]. 财政研究, (8): 79-96.

Tian S Y, Sun L, Xu W L, et al. 2022. Research on the promoting function of fiscal policy for enterprise transformation and upgrading under green and low carbon development goal—Evidence from the pilot project of

- “comprehensive demonstration city implementing fiscal policies of energy conservation and emission reduction”[J]. *Public Finance Research*, (8): 79-96. (in Chinese)
- 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? [J]. *经济研究*, 50(7): 160-173.
- Tu Z G, Shen R J. 2015. Can emissions trading scheme achieve the porter effect in China? [J]. *Economic Research Journal*, 50(7): 160-173. (in Chinese)
- 王勇, 谢婷婷, 郝翠红. 2019. 环境成本上升如何影响企业就业增长? ——基于排污费修订政策的实证研究[J]. *南开经济研究*, (4): 12-36.
- Wang Y, Xie T T, Hao C H. 2019. How do rising environmental costs affect employment growth: An empirical study based on the revision policy of pollution discharge fees[J]. *Nankai Economic Studies*, (4): 12-36. (in Chinese)
- 王锋, 葛星. 2022. 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*, (5): 81-99.
- Wang F, Ge X. 2022. Impact of low-carbon transition on employment: Empirical evidence from pilot low-carbon cities[J]. *Chinese Industrial Economy*, (5): 81-99. (in Chinese)
- 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 2021. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. *管理世界*, 37(7): 10, 130-144.
- Wu F, Hu H Z, Lin H Y, et al. 2021. Enterprise digital transformation and capital market performance: Empirical evidence from stock liquidity[J]. *Journal of Management World*, 37(7): 10, 130-144. (in Chinese)
- 吴文值, 王帅, 陈能军. 2022. 财政激励能否降低二氧化碳排放? ——基于节能减排财政综合示范城市的证据[J]. *江苏社会科学*, (1): 159-169.
- Wu W Z, Wang S, Chen N J. 2022. Can fiscal incentives reduce carbon dioxide emissions? —Evidence from comprehensive fiscal demonstration cities for energy conservation and emission reduction[J]. *Jiangsu Social Sciences*, (1): 159-169. (in Chinese)
- 熊波, 陈文静, 刘潘, 等. 2016. 财税政策、地方政府竞争与空气污染治理质量[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 16(1): 20-33, 170.
- Xiong B, Chen W J, Liu P, et al. 2016. Fiscal policy, local governments competition and air pollution control quality[J]. *Journal of China University of Geosciences (Social Sciences Edition)*, 16(1): 20-33, 170. (in Chinese)
- 薛飞, 陈照. 2022. 绿色财政政策的碳减排效应——来自“节能减排财政政策综合示范城市”的证据[J]. *财经研究*, 48(7): 79-93.
- Xue F, Chen X. 2022. The Carbon emission reduction effect of green fiscal policy: Evidence from the “national comprehensive demonstration city of energy saving and emission reduction fiscal policy”[J]. *Journal of Finance and Economics*, 48(7): 79-93. (in Chinese)
- 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 2021. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. *财贸经济*, 42(7): 114-129.
- Zhao C Y, Wang W C, Li X S. 2021. How does digital transformation affect the total factor productivity of enterprises? [J]. *Finance & Trade Economics*, 42(7): 114-129. (in Chinese)
- 赵振智, 程振, 吴飞, 等. 2023. 中国环境保护税法对企业劳动雇佣的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 33(1): 61-73.
- Zhao Z Z, Cheng Z, Wu F, et al. 2023. Impact of China's Environmental Protection Tax Law on corporate employment[J]. *China Population, Resources and Environment*, 33(1): 61-73. (in Chinese)
- 周亚虹, 杨岚, 姜帅帅. 2023. 约束性碳减排与就业——基于企业和地区劳动力变化的考察[J]. *经济研究*, 58(7): 104-120.
- Zhou Y H, Yang L, Jiang S S. 2023. Binding carbon reduction policy and employment: Based on the investigation of labor force changes in enterprises and regions[J]. *Economic Research Journal*, 58(7): 104-120. (in Chinese)
- Ferris A E, Shadbegian R J, Wolverton A. 2014. The effect of environmental regulation on power sector employment:

- Phase I of the title IV SO₂ trading program[J]. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 1(4): 521-553.
- Goodman-Bacon A. 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- Gray W B, Shadbegian R J, Wang C B, et al. 2014. Do EPA regulations affect labor demand? Evidence from the pulp and paper industry[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 68(1): 188-202.
- Hafstead M A C, Williams III R C. 2018. Unemployment and environmental regulation in general equilibrium[J]. *Journal of Public Economics*, 160: 50-65.
- Harrison R, Jaumandreu J, Mairesse J, et al. 2014. Does innovation stimulate employment? A firm-level analysis using comparable micro-data from four European countries[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 35: 29-43.
- Yamazaki A. 2017. Jobs and climate policy: Evidence from British Columbia's revenue-neutral carbon tax[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 83: 197-216.
- Yip C M. 2018. On the labor market consequences of environmental taxes[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 89: 136-152.

Has Green Fiscal Policy Promoted or Suppressed Employment: Evidence from “Comprehensive Demonstration Cities of Fiscal Policies for Energy Conservation and Emission Reduction”

Ying Zhu¹ Xiang Zuo² Qi'ang Feng³

- (1. School of Taxation and Public Administration, Shanghai Lixin University of
Accounting and Finance;
2. School of International Business, Shanghai University of
International Business and Economics;
3. School of Economics & Trade, Hunan University)

Abstract Implementing effective green fiscal policies is a crucial means to promote urban energy conservation and emission reduction, facilitating a green and low-carbon transition. However, such transitions can also impact various sectors of the economic system. This paper takes the “Comprehensive Demonstration Cities of Fiscal Policies for Energy Conservation and Emission Reduction” pilot program as a case study and employs a difference-in-differences (DID) approach to explore the effects and mechanisms of green fiscal policies on employment. The main findings are as follows: (1) While reducing urban carbon emissions, the demonstration city pilot program has significantly boosted urban employment; (2) The policy primarily increases enterprise labor hiring through two mechanisms: the “output effect” and the “factor complementarity effect.” (3) The employment effects of the pilot program vary significantly across industries, sectors, and ownership types of enterprises. This study provides important empirical evidence and policy insights for designing more effective green fiscal policies in China, ensuring stable employment during the low-carbon transition, and achieving high-quality economic development.

JEL Classification F812.4