

服务业制度型开放对区域绿色创新的影响研究

——基于服务外包示范城市建设的准自然实验

韩沈超, 李 森, 李晓钟

(杭州电子科技大学 经济学院, 杭州 310018)

摘 要: 基于中国2006—2020年281个样本城市的面板数据,在梳理服务业制度型开放促进绿色创新的理论机制基础上,运用多期双重差分方法实证检验了服务外包示范城市政策对区域绿色创新水平的影响。研究发现:第一,服务外包示范城市政策显著促进了示范城市绿色创新的量质齐升,通过一系列稳健性检验,该促进作用依旧显著。第二,机制检验结果表明服务外包示范城市政策主要通过提升人力资本质量、优化产业结构、扩大开放程度提高区域的绿色创新水平。第三,服务外包示范城市政策对绿色创新的影响存在显著的城市区位异质性与城市信息化程度异质性,该政策在沿海省份的城市与信息化程度较高的城市对绿色创新的促进作用更强。

关键词: 制度型开放; 绿色创新; 服务外包; 多期双重差分法; 三重差分法

中图分类号: F741 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)9—0012—12

一、引言

绿色发展是我国经济高质量发展、社会全面绿色转型的根本需要,人与自然和谐共生是实现中国式现代化的内在要求。当前,我国高质量发展所面临的最突出难题就是资源环境问题,而破解这一难题的关键在于贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念。创新驱动经济增长理论表明只有内生的自主创新才是驱动技术变革和经济增长的核心因素,才能更高效地推动我国经济的绿色转型,从根本上破解资源环境危机困境。绿色创新是以绿色技术创新和绿色管理创新为主要内容,以改变生产工艺,降低治理成本,开发绿色产品,以及提高管理效率等为方式,通过降低生产和消费对环境的影响,节约生产资源,以实现经济可持续、有弹性地发展。绿色创新将成为我国经济高质量发展的新引擎与提高人民福祉的重要举措(王彦杰和高启杰,2023;朱民等,2023)。为适应中国由高速度发展阶段转向高质量发展阶段的特征和需要,中国开始进入到新一轮高水平开放的新阶段,即由商品和要素流动型开放向规则等制度型开放转变(赵伟洪和张旭,2022),逐渐稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放。制度型开放是规则和标准的跨境融合,有学者将其形象的称之为规则的进出口,促进标准和规则的变革与制度设计的优化,形成与国际贸易活动中通行规则相衔接的制度体系,是具有引领作用的先进制度安排,同时也是构建新发展格局的内在要求(常娱和钱学锋,2022)。服务外包示范城市政策(后文简称该政策)作为服务业制度型开放的重要政策是畅通双循环、实现我国外贸转型和服务业高质量发展、构建新发展格局的重要举措。当前我国已进入服务经济时代,如何借助服务业制度型开放政策使得生产性服务业为制造业提供更加完善的保障服务,将日趋专业化的人力资本更多引进制造业,加速二三产业融合,实现地区经济高质量发展、提升区域绿色创新水平已成为关键性议题。

国内外学者已广泛基于环境经济学、创新经济学、战略管理和产业组织等视角研究规制工具、市场结构等对绿色创新行为的影响(Liu et al,2020),但现有研究多集中在环境规制对绿色创新的影响效应,并且主要形成三种不同观点:其一,认为环境规制政策能显著促进绿色创新的意愿和行为,通过正向激励“促进”和反向惩戒“倒逼”两种方式诱发企业的绿色创新行为(Popp,2019;Liu et al,2021;刘金科和肖翊阳,2022;刘冰等,2023;游家兴等,2023;邹伟勇,2023);其二,指出环境规制不仅无法对绿色创新产生积极影响,反而增加

收稿日期:2023-05-23

基金项目:国家社会科学基金青年项目“新发展理念下生产性服务业向价值链高端延伸的关键要素、效应评估与路径优化研究”(21CJY016)

作者简介:韩沈超,博士,杭州电子科技大学经济学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:服务业开放与国际投资;李森,杭州电子科技大学经济学院硕士研究生,研究方向:区域经济学;李晓钟,博士,杭州电子科技大学经济学院教授,博士研究生导师,研究方向:数字经济与国际贸易。

了企业的经营成本进而产生抑制作用(Fang and Shao, 2022),例如,环保补助等规制工具对企业绿色创新能力产生挤出作用(李青原和肖泽华, 2020);其三,部分学者发现上述影响实质上是非线性的,即环境规制对企业绿色创新具有先抑制后促进的特征,或环境规制对企业绿色创新具有先促进后抑制的特征(王珍愚等, 2021;孙金花等, 2021;Fan et al, 2021;Pan et al, 2021)。对于服务业开放的研究既包括检验服务业开放对创新的促进作用,且通过制度质量产生正向调节作用,其中,研发、运输、金融等服务业的开放显著促进了创新水平,服务业开放的创新效应在地理区位、出口密度等方面体现出异质性(李川川等, 2021;王世杰和黄启才, 2022);还包括研究服务业开放通过增加研发资本投入、增加研发劳动投入、推动对制造业进出口贸易、促进外商直接投资等机制进而促进创新水平(Philippe et al, 2009;姚战琪, 2020),以及服务业开放增加中间品进口,通过国外优质服务商进入市场产生竞争效应与示范效应从而提升区域创新水平(韩亚峰和付芸嘉, 2018)。

综上所述,关于服务业开放对创新的研究现有文献已经有较为系统的研究,但很少有学者提出其对绿色创新的影响,因此,本文在前人的研究基础之上提出从服务业制度型开放的视角研究对区域绿色创新的影响。选取区域绿色创新为研究对象,以服务业制度型开放的代理变量,即服务外包示范城市政策为视角,探究其因果关系,亦即尝试解答如下问题:该政策作为促进服务业高水平开放的重要制度设计,是否驱动了地区的绿色创新水平提升?其中的内在机理为何?该政策有无可能产生异质性结果?为探究上述问题的答案,本文通过构建理论机制并借助2006—2020年我国281个样本城市面板数据和多期双重差分法实证检验上述效应与传导机制,以期服务业制度型开放推动地区绿色创新水平提供理论支撑和经验证据。

据此,本文可能的边际贡献如下:①从制度视角丰富了绿色创新驱动因素的研究框架,基于因果识别方式研究服务外包示范城市建设对区域绿色创新质与量的影响,从扩大开放、优化产业结构、提升人力资本质量三个角度进行机制分析,拓展了影响绿色创新的理论机制。②采用城市面板数据对该命题进行研究,为理论研究提供经验支持。此外,为提升研究结果的可靠性,本文在多期双重差分模型基础上进一步通过剔除极值数据、排除其他政策干扰方法进行稳健性检验,并且从时间和城市两个维度进行安慰剂检验。③考虑到服务外包示范城市要素禀赋差异较大,为进一步考察服务外包示范城市建设对区域绿色创新异质性的影响,分别基于城市区位异质性和城市信息化程度异质性进行理论分析,并采用三重差分模型实证研究上述政策对区域绿色创新水平的差异化影响,该实证结论为各地区因地制宜、精准施策走绿色创新之路提供了经验证据。

二、理论分析与研究假设

(一)服务业制度型开放对区域绿色创新的影响

制度作为一种重要的生产力,同其他生产要素一样在经济社会发展中拥有举足轻重的地位,制度环境的改善促进社会分工更加合理,促进社会资源有效配置,深化各主体之间合作交流,有利于提高企业与个人的生产效率与创新能力。制度型开放的提出,对我国对接国际高标准市场规则体系提出了更高的要求,要更加积极地实行开放战略(王微等, 2020)。服务业制度型开放主要涉及的是开放领域和水平还相对滞后、对制度高度敏感和依赖的行业。在2020年经济合作与发展组织的服务贸易限制性指数所评价的22个服务行业中,我国有17个行业开放水平比2015年出现不同程度的提高,占比达到77%。上述领域的开放力度和效果得到了显著优化,其中多数为与服务外包产业密切相关的生产性服务行业。服务业制度型开放通过对接高水平服务贸易规则、加大服务业开放力度从而改善开放地区营商环境,进而提高企业生产效率,同时通过加强国际间交流合作使得服务业企业具备充足的创新能力;通过提高服务贸易开放水平和便利化程度进而全面深化服务贸易创新发展,深化本土企业与跨国企业交流,学习借鉴发达国家绿色环保意识,使其主动形成绿色创新的意愿。企业绿色创新行为的合力推动区域绿色创新的发展,因此,服务业制度型开放预期将提升区域绿色创新水平。

制度型开放也是逐步开放的过程,通过在部分地区试点,并将试点地区取得的经验教训加以总结再向广大地区进行推广,服务外包示范城市政策正是通过在试点地区实现渐进开放的过程,在试点地区实行与国际市场规则相适应的制度:通过为符合条件的先进型企业离岸服务外包收入提供税收优惠,降低企业成本提升竞争力进而为企业“走出去”提供助力;中央财政对示范城市公共服务平台开展相关活动给予一定的资金支持,为西部示范城市的服务外包基础设施建设项目贷款提供贴息政策促进服务外包产业高水平发展,进而增

强示范城市服务外包活动在国际的竞争力;鼓励当地政府与企业将非涉密业务以外包的方式转移给相关专业企业,发挥各自优势进而提高效率;以及特殊劳动工时、实用人才培养等一系列保障措施为发展服务外包创造良好的环境。因此,本文将服务外包示范城市政策作为服务业制度型开放的代理变量,研究服务业制度型开放对区域绿色创新水平的影响。2009年国务院同意将北京、天津、上海、重庆、大连等20个城市确定为服务外包示范城市,2010年又将厦门纳入示范城市,在2016年示范城市的数量已经达到31个,2021年又将徐州、佛山等6个城市纳入示范城市^①。其中,上述城市的绿色专利申请总数在入选示范城市之后大多呈现快速增长态势,以及更能体现绿色创新能力的绿色发明专利申请数量在该城市入选示范城市之后也实现显著提升,与非示范城市产生较大差异,并且在考虑城市规模影响后,使用每万人绿色专利数据进行比较,结果仍然成立,因此,可以初步判断服务外包示范城市建设可能对城市绿色创新产生正向影响。服务外包产业作为服务业新兴的一种发展方式,具有高附加值、低能源消耗、少环境污染的特质,大力承接国际服务外包业务,有利于我国外贸增长方式的转变,实现逐步从资源密集型到技术密集型的跨越。区域绿色创新的主体虽然是制造业企业,但近些年为了获取更多的竞争优势,制造业服务化趋势日益显现,制造业企业也开始逐渐将价值链中心向服务转移,投入服务化与产出服务化使得服务外包亦能对制造业企业产生深刻影响,进而激励本土企业在竞争中不断学习更先进的技术与管理理念,重新配置企业资源,投入更多的资本和人力用于开展研发活动,对区域的绿色创新水平产生正向溢出。

据此,本文提出假设1:

服务业制度型开放能够提高区域绿色创新水平(H1)。

(二)机制分析

1. 人力资本质量提升效应

服务外包示范城市建设通过探索便利化措施,降低了贸易壁垒,促进了要素的自由流动,通过构建可持续的服务外包人才供应链,集聚国内外资源,加强服务外包各类人才培养培训,重点培养专业化程度较高的中高端复合型人才;通过培育服务外包市场主体,深层次参与全球服务外包竞争与合作,着力改善基础劳动力数量庞大与适应行业需求的专业性人才紧缺的问题。人才是服务业的核心生产要素,通过吸引高端人才要素,进一步提升了当地的人力资本质量。人力资本是绿色发展的实施主体,人力资本质量是影响研发技术溢出的重要因素(梁圣蓉和罗良文,2019;何伟军等,2022),人力资本质量的提高使得企业获得更多高素质劳动者的机会,其通常拥有较强的学习与研发能力,有利于企业进行研发与创新活动,形成更多新型技术产出,从而提高了企业的创新能力。另外,要素双向流动通过合理化配置倒逼劳动者通过教育、培训等活动实现素质提升,高素质劳动者拥有更广阔的国际视野与更强的创新意识和环保意识,有更强的主观意愿进行绿色创新,更高素质的管理者也更加注重企业的绿色创新与可持续发展,投入更多的时间与成本进行研发活动,提高了企业的绿色创新水平,同时进一步带动当地其他企业进行绿色创新,从而提高整个区域的绿色创新水平。综上,该政策可以通过提升劳动者素质和人力资本质量进而提升区域的绿色创新水平。

据此,本文提出假设2a:

服务业制度型开放通过提升人力资本质量进而提高区域绿色创新水平(H2a)。

2. 产业结构优化效应

服务外包示范城市建设作为服务业开放的重要举措,通过在示范城市调整自身发展定位与产业布局,加快建设具有全球影响力的服务外包中心城市,通过促进全球产业分工进而有助于产业结构优化升级(陈明和魏作磊,2016)。一方面服务业开放直接带动第三产业快速发展,在示范城市的产业园区中逐渐形成产业集聚效应,使得服务业的“量”和“质”都得以提升;另一方面通过促进与制造业的融合,促进了两者的协同发展,最终实现产业结构的优化升级。围绕服务外包领域推行供给侧结构性改革,发展服务外包产业,进一步推动服务外包业务的数字化与智能化,进而促进产业结构向高附加值、低能耗、低污染方向调整。随着产业结构的升级,社会生产的产品逐渐从农业品、工业品转为各类服务产品(刘金全和魏阙,2020),合理的产业结构的竞争优势来源于先进的科技水平和产品的高附加值,进而产业将由资源密集型转化为技术密集型,逐步减少对能源的依赖,降低了对环境的污染。产业结构优化对绿色产品创新具有显著推进作用,实现产业结构优化

① 示范地区包括:北京、天津、上海、重庆、大连、深圳、广州、武汉等37个省市(区域)。因示范地区中包含北京、天津、上海等直辖市,所以在281个样本城市中同样包含北京、天津、上海等直辖市,为了说明的统一性将其均称之为城市。

的一种有效途径是通过充分发挥各种生产要素的协同效应,促进产业分工更加细致,使生产要素从低效率生产部门向高效率生产部门转移(赵庆,2018)。服务业结构优化将产生资源运用效率更高、对环境的污染更少的有利结果,降低生产成本、提高生产效率、同时减少对环境造成的负面影响,促进了区域绿色创新效率,提高区域整体的绿色创新水平。

据此,提出假设 2b:

服务业制度型开放通过优化产业结构进而提高区域绿色创新水平(H2b)。

3. 扩大开放效应

提升示范城市在全球市场的影响力与话语权是我国服务外包产业转型升级的必经之路,该政策在示范城市扩大服务业双向开放力度,通过服务贸易、服务业双向投资等方式实现服务业高质量“引进来”和高水平“走出去”,而我国旺盛的服务需求也为进一步扩大开放提供了需求端的保证,同时,通过环境规制和技术规制,促使外商直接投资在增强我国绿色创新能力方面发挥重要作用(张伟等,2011)。扩大开放可以通过强化示范效应和竞争效应进而影响区域绿色创新。一方面,扩大开放通过示范效应影响区域绿色创新,借助“外循环”吸引更多国外高端要素流入本国市场,并被企业消化吸收与扩散溢出,进而促进资源要素向优质企业优先配置,提高区域内企业研发与创新能力;同时,企业管理层在不断学习先进管理经验的基础上,亦能不断强化绿色生产意识,进而提高对绿色技术创新的重视程度,最终促进地区绿色创新的产出水平;跨国服务企业通常拥有更高的环保要求和先进的绿色生产工艺,通过行业内竞争体现发挥示范效应,通过技术溢出提升环境质量驱动绿色创新(Poelhekke and Van der Ploeg,2015)。另一方面,扩大开放通过竞争效应影响区域绿色创新。随着服务业开放水平提升,大量外商直接投资涌入将加剧当地的市场竞争,倒逼本地企业通过自主研发抑或是向跨国企业学习从而不断提升创新能力;此外,随着对外开放的范围扩大,本土企业要想在激烈的国际竞争中站稳脚跟并进一步扩大市场份额实现规模经济,必须在竞争中不断学习更先进的技术与管理理念,重新配置企业资源,投入更多的资本和人力用于开展研发活动(张艳等,2013),在与跨国企业的竞争中不断提高自身的竞争力,在激烈的竞争中立于不败之地。因而在这样的绿色主观意识和环保客观约束下,通过扩大开放能够促进企业所在城市的绿色创新水平。

据此,本文提出假设 2c:

服务业制度型开放通过扩大开放进而提高区域绿色创新水平(H2c)。

(三)基于异质性的机制分析

1. 城市区位异质性

内陆城市和沿海城市在对外开放程度上有着很大的差异,开放程度越高的城市往往服务贸易自由化程度越高,服务业开放政策能够发挥更大作用。作为开放程度较高的沿海城市亦是外商直接投资的主要目的地,而环保意识较强的外资企业将发挥其示范效应引领其他本土企业开展绿色创新活动;相对的,内陆城市因其地理区位,开展国际服务贸易的不便利性程度较高,因此试点政策发挥的效果或较为有限。另外,与沿海城市相比,内陆城市总体的经济发展水平较低,与服务业开放密切相关的基础设施建设不够完善,使得企业开展绿色创新活动的难度较大。与此同时,内陆城市的产业结构中服务业增加值的占比较低,从能耗角度亦不利于区域的绿色创新水平。此外,东部沿海省份的城市相对于中西部内陆城市拥有更集聚的高等教育资源,对人力资本的投入更多,对人才的吸引力也更大,因此高层次人才比重相对较高,人才“东南飞”效应显著,进而为区域绿色创新提供了关键的人才要素保障。

据此,本文提出假设 3a:

服务业制度型开放提高区域绿色创新水平存在城市区位异质性(H3a)。

2. 城市信息化程度异质性

信息化程度对于城市的发展至关重要。互联网、大数据等高新技术产业的发展都离不开网络作为载体,信息化程度越高的城市更容易通过广泛应用信息通信技术加深企业之间的交流与合作,加速各部门之间从研发到应用的扩散。根据新经济地理理论,较高的信息化程度通常以较低的交易成本和市场一体化将吸引生产要素向中心城市流动,因此,对人才的“蓄水池”效应也越强。创新活动正是需要在众多人才的共同努力下才能更好地进行,信息化程度较高的城市通常拥有数量多、规模大、科技水平高的优质创新型企业,而这些企业中高层次人才数量和比重通常远大于中小企业,因此城市的综合创新能力也越强。其次,规模较大的企

业经营往往更加合规,对于国家政策的执行力度也更强,加之受教育程度越高的群体环保意识普遍更强,因此在绿色创新意识下更有主观意愿开展绿色创新活动,进而提高区域绿色创新水平;另外,信息化程度较高的城市拥有集聚效应,能更好地拉动消费,通过本地市场效应带来贸易优势和吸引外商直接投资,而相较于本土企业,跨国服务业企业往往在内部执行更高的环保标准,能够更加灵活应用服务外包示范城市建设政策,作为行业标杆发挥外溢和辐射效应驱动其他本土企业推进高质量发展,从而促进区域绿色创新水平的提高。与之相对的,信息化程度较低的城市人才吸引力弱,无法通过发挥集聚效应吸引外资企业进入,当地的中小微企业对绿色创新的意识和对政策贯彻力度要弱于大企业,进而导致同为服务外包示范城市,通过信息化程度较低的城市绿色创新水平较低的异质性结果。

据此,本文提出假设 3b:

服务业制度型开放提高区域绿色创新水平存在城市信息化程度异质性(H3b)。

三、研究设计

(一)模型构建

为了研究服务业制度型开放对中国区域绿色创新的影响,将服务外包示范城市政策作为制度型开放的代理变量,通过比较示范城市与非示范城市在施行政策前后绿色创新水平的差异,进而得到服务外包示范城市政策的绿色创新效果。考虑到该政策具有多期渐进性特征,本文构建多期双重差分模型如下:

$$GIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Period_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$GIZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Period_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:GIS为绿色创新的数量;GIZ为绿色创新的质量;Treat为城市虚拟变量,服务外包示范城市Treat=1,否则Treat=0;Period为时间虚拟变量,当观测值发生在该城市纳入示范城市政策以后Period=1,否则Period=0; β 为各变量的系数,交互项的系数 β_1 为服务外包示范政策对区域绿色创新的净效应,也是本文所关注的重点; X 为一系列控制变量; μ_i 为个体固定效应; λ_t 为时间固定效应; ε 为误差项。

为了进一步检验该政策是否会通过提升人力资本质量、优化产业结构及扩大开放程度进而促进区域绿色创新,结合机制分析及相关文献的研究,采用三步法进行机制检验,构建模型如式(3)、式(4)所示。

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Period_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Period_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:M分别代表开放程度(OPEN)、产业结构(STR)及人力资本质量(HCQ);GI为绿色创新的质量和数量; γ 为各变量的系数。

为了进一步研究该政策对城市绿色创新影响的异质性,从城市区位和城市信息化程度两个角度分别构建如下三重差分模型来进行验证(姚战琪,2023)。

$$GI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Period_{it} \times LOC_{it} + \gamma_2 Treat_i \times Period_{it} + \gamma_3 Treat_i \times LOC_{it} + \gamma_4 Period_{it} \times LOC_{it} + \gamma_5 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$GI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Period_{it} \times INF_{it} + \gamma_2 Treat_i \times Period_{it} + \gamma_3 Treat_i \times INF_{it} + \gamma_4 Period_{it} \times INF_{it} + \gamma_5 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中:GI为绿色创新的质量与数量;LOC与INF分别为城市地理区位与信息化程度的虚拟变量。

(二)变量定义

1. 被解释变量

从绿色创新的质量和数量两个维度来衡量区域绿色创新水平。借鉴胡江峰等(2020)的研究,使用绿色专利申请总数来衡量绿色创新的数量,由于绿色发明专利更能体现绿色创新的能力,因此,借鉴刘督等(2016)的研究,使用绿色发明专利申请数量来衡量绿色创新的质量。为了消除城市规模的影响,借鉴金培振等(2019)的做法,分别采用每万人绿色专利申请总数与每万人绿色发明专利申请数量来表示区域绿色创新的数量(GIS)与质量(GIZ)。

2. 解释变量

解释变量为服务外包示范城市政策。根据国务院公布的示范城市的名单及政策在示范城市开始实施的时间,通过设置时间虚拟变量(Period)和城市虚拟变量(Treat)将样本区分为实验组和对照组。

3. 控制变量

基于石大千等(2018)、董直庆和王辉(2019)的研究,选取其他影响区域绿色创新水平的因素作为控制变量:环境规制强度(*GOV*)用政府工作报告中环保词汇百分比来衡量;经济发展水平(*GDP*)用人均地区生产总值的对数来衡量;基础设施投入(*BSI*)用地方一般公共预算支出的对数值来衡量;城镇化水平(*URB*)用城镇人口占总人口的比重即城镇化率来衡量;城市规模(*SIZE*)用城市年末总人口数对数值来衡量。

4. 机制变量

人力资本质量(*HCQ*)用普通本专科及以上人口数占全市常住人口的百分比来衡量;产业结构(*STR*)用第三产业产值占地区生产总值的比重来衡量(李艳军和华民,2014);开放程度(*OPEN*)用实际使用外商投资额的对数值来衡量。服务业制度型开放预期通过提升人力资本质量、优化产业结构、扩大开放程度进而影响区域绿色创新。

5. 交互变量

为了研究该政策对区域绿色创新影响的异质性,定义虚拟变量如下:城市区位(*LOC*):沿海省份城市取值为1,内陆省份城市取值为0;信息化程度(*INF*):使用每万人使用互联网用户数来衡量,对281个城市进行排名,排名前25取值为1,否则为0(宋德勇,2021)。

(三)样本选择与数据来源

为研究该政策对中国区域绿色创新的影响,选取2006—2020年281个城市作为研究对象。其中,绿色专利申请数量来自中国研究数据服务平台(CNRDS)绿色专利数据库,其余变量的数据均来自于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》。由于部分城市的部分年份的数据有缺失,遂利用平均增长率方法将数据补充完整,最终得到281个城市15年的平衡面板数据。

四、实证分析

(一)描述性统计与基准回归

各个变量的定义与描述性统计的分析结果见表1,其中,绿色创新数量的最小值为0,最大值为49.482,均值为1.069,表明绿色创新数量在各地区与各年份之间存在不均衡的现象,绿色创新质量的最大值与最小值也有较大的差距,表明绿色创新质量在各城市之间参差不齐,因此,绿色创新水平在不同城市存在显著的异质性。

为了检验服务外包示范城市政策对区域绿色创新的影响,从绿色创新的质量和数量两个维度进行验证,对式(1)、式(2)分别进行回归,结果见表2:列(1)、列(3)为未加入控制变量的结果,列(2)、列(4)为加入控制变量的结果。列(1)、列(2)的研究结果显示,无论是否加入控制变量,*Period*×*Treat*的系数均显著为正,且均通过了1%的显著性检验,因此,服务外包示范城市政策显著增加了区域绿色创新的数量;列(3)、列(4)的研究结果显示无论是否加入控制变量,*Period*×*Treat*的系数均在1%的显著性水平上为正,即服务外包示范城市政策显著提高了区域绿色创新的质量。因此,服务外包示范城市政策作为服务业开放的重要举措促进了区

表1 变量的定义及描述性统计

变量	符号	定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
绿色创新数量	<i>GIS</i>	每万人绿色专利申请总数	4215	1.069	2.678	0.000	49.482
绿色创新质量	<i>GIZ</i>	每万人绿色发明专利申请数	4215	0.517	1.429	0.000	27.127
时间虚拟变量	<i>Period</i>	纳入示范城市以后年份=1,否则=0	4215	0.071	0.258	0.000	1.000
城市虚拟变量	<i>Treat</i>	示范城市=1,否则=0	4215	0.110	0.313	0.000	1.000
环境规制强度	<i>GOV</i>	政府工作报告环保词汇百分比	4215	0.325	0.143	0.000	1.239
经济发展水平	<i>GDP</i>	ln(人均地区生产总值)	4215	10.444	0.719	4.595	12.579
基础设施投入	<i>BSI</i>	ln(地方一般公共预算支出)	4215	13.529	1.209	9.991	18.241
城镇化水平	<i>URB</i>	城镇化率	4215	52.102	15.909	15.279	100.000
城市规模	<i>SIZE</i>	ln(城市年末总人口数)	4215	5.874	0.686	2.964	8.074
人力资本质量	<i>HCQ</i>	普通本专科及以上人口数/全市常住人口	4215	1.635	1.948	0.004	12.764
产业结构	<i>STR</i>	第三产业产值/地区生产总值	4215	36.896	13.856	0.000	83.870
开放程度	<i>OPEN</i>	ln(实际使用外商投资额)	4215	9.081	3.339	0.000	14.941
城市区位	<i>LOC</i>	沿海省份城市=1,内陆省份城市=0	4215	0.402	0.490	0.000	1.000
信息化程度	<i>INF</i>	互联网用户数排名前25=1,否则=0	4215	0.089	0.285	0.000	1.000

域绿色创新的“量质齐升”,假设H1得到验证。控制变量的回归结果显示:基础设施投入(*BSI*)的系数显著为正,表明政府对于基础设施建设的投入在一定程度上会促进区域的绿色创新;城镇化水平(*URB*)的系数显著为负,表明过度城市化可能会造成污染的集中排放与资源的过度利用,对区域绿色创新水平产生一定抑制作用。

(二)平行趋势检验

基准回归结果是否可信依赖双重差分(DID)估计的有效性,双重差分的重要前提是要关注在政策发生前实验组和对照组的特征是否有显著差异,以及在受到政策冲击前变化趋势是否保持一致,否则不能判断被解释变量的变化是否是由于政策冲击导致的。为了确保在政策实施前,试点城市和非试点城市的绿色创新变化趋势应该是平行的,采用事件研究方法观察实验组和对照组之间的差异。服务外包基地城市政策作为服务外包示范城市政策的前身,包括上海、成都、西安、深圳、大连、北京、杭州、天津、南京、武汉、济南和广州 12 个城市曾入选服务外包基地城市,考虑到基地城市与后续的服务外包示范城市政策在内容方面具有较高的相似程度,并且服务外包基地城市与首批服务外包示范城市的名单重合度超过 50%,此外服务外包基地城市政策在一定程度上也会影响区域绿色创新,因此,在进行平行趋势检验需剔除由于服务外包基地城市政策所带来的影响。其中,大部分服务外包基地城市入选时间分别为 2006 年底和 2007 年底,故将 2007 年的数据从样本中剔除后进行平行趋势检验,以削弱由于服务外包基地城市政策所产生的影响,检验结果如图 1 所示:*pre* 代表政策实施前的年份,*post* 代表政策发生之后的年份,可以看出在该政策实施之前政策效应的置信区间包含 0 点,说明实验组与对照组之间没有较大的差异,满足 DID 方法的前提条件。在该政策提出之后,实验组与对照组之间的差别显著为正,更进一步证明该政策对绿色创新影响的有效性,样本通过了平行趋势检验。

(三)稳健性检验

1. 安慰剂检验

安慰剂检验的核心思想是通过虚构实验组或虚构政策时间进行估计,如果不同虚构方式下的估计量的回归结果依然显著,即表明原来的估计结果很有可能出现了偏差,本文通过城市和时间两个维度来进行安慰剂检验,从而让结果更稳健。

(1)城市安慰剂检验。将原样本的实验组和对照组互换,回归结果见表 3:列(1)、列(3)为不含控制变量的回归结果,列(2)、列(4)为包含控制变量的回归结果,回归系数均不显著,表明虚拟的服务外包示范城市政策对区域绿色创新水平没有促进作用,降低了回归结果的偶然性,回归结果通过了城市安慰剂检验。

(2)时间安慰剂检验。为了避免实验组和对照组绿色创新水平的差异是由时间变化引起的,本文假定提前两年实施政策,回归结果见表 3:列(5)、列(7)为不含控制变量的回归结果,列(6)、列(8)为包含控制变量的回归结果,回归系数均不显著,说明该政策对绿色创新的影响未受到时间变化的影响,结果通过了时间安慰剂检验,因此,基本可以排除基准回归结果由未观测因素导致的可能。

表 2 服务外包示范城市政策对区域绿色创新的影响

被解释变量	<i>GIS</i>		<i>GIZ</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Period</i> × <i>Treat</i>	3.549*** (11.35)	2.751*** (9.72)	1.994*** (11.31)	1.581*** (9.75)
<i>GOV</i>		-1.051*** (-5.50)		-0.522*** (-5.02)
<i>GDP</i>		-0.335** (-2.56)		-0.069 (-1.23)
<i>BSI</i>		0.189*** (3.42)		0.091*** (3.25)
<i>URB</i>		-0.044*** (-5.57)		-0.025*** (-5.79)
<i>SIZE</i>		5.731*** (9.68)		3.041*** (9.32)
常数项	0.816*** (26.85)	-29.203*** (-7.81)	0.375*** (22.58)	-16.528*** (-8.08)
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.729	0.759	0.719	0.748
样本量	4215	4215	4215	4215

注:括号中为 *t* 值;*,**、***分别表示显著性水平为 10%、5%、1%。

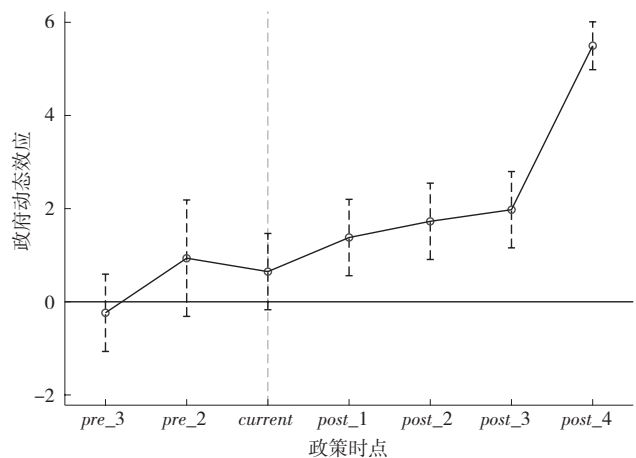


图 1 平行趋势检验

表3 安慰剂检验

被解释变量	GIS		GIZ		GIS		GIZ	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Period</i> × <i>Treat</i>	-3.754(-0.96)	-2.870(-1.54)	-2.119(-0.82)	-1.664(-0.74)	2.589(0.31)	1.811(0.29)	1.492(0.18)	1.085(0.17)
常数项	0.147*(1.75)	-30.374***(-3.53)	0.068(1.60)	-17.004***(-3.73)	0.846*** (24.05)	-32.482***(-8.15)	0.389*** (20.02)	-18.370***(-8.46)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.304	0.381	0.282	0.354	0.251	0.422	0.284	0.411
样本量	4215	4215	4215	4215	4215	4215	4215	4215

注:括号中为*t*值;*,**、***分别表示显著性水平为10%、5%、1%。

2. 基于剔除极值数据影响的稳健性检验

为了防止极端值对回归结果的影响,对被解释变量的样本数据分别进行双向截尾1%、5%的处理,使用截尾后的样本数据重新对式(1)、式(2)回归,结果见表4,列(1)、列(3)为截尾1%的结果,列(2)、列(4)为截尾5%的结果。在剔除不同数量的极端值后系数的估计值依然显著,即服务业制度型开放促进了区域绿色创新的量质齐升,说明基准回归结果未受到极值的影响,与基准回归结果一致,提高了基准回归的稳健性。

3. 排除其他政策干扰的稳健性检验

由于2016年实施了服务贸易创新发展试点政策,可能会对绿色创新造成一定影响,因此,为了排除该政策对区域绿色创新的干扰,将2016年的数据从样本中剔除,对剩余样本进行回归,结果见表4,列(5)、列(7)为未加入控制变量的结果,列(6)、列(8)为加入控制变量的结果。回归结果显示,无论是否加入控制变量交互项系数都仍然显著,与基准回归结果无较大差异,表明基准回归的结果未受到其他政策的干扰,提高了基准回归的稳健性。

表4 稳健性检验

被解释变量	GIS		GIZ		GIS		GIZ	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Period</i> × <i>Treat</i>	2.407*** (14.42)	1.235*** (15.96)	1.326*** (13.81)	0.678*** (15.49)	3.554*** (11.04)	2.705*** (9.28)	1.973*** (10.88)	1.535*** (9.20)
<i>GOV</i>	-0.556*** (-4.63)	-0.167** (-2.42)	-0.318*** (-4.88)	-0.122*** (-3.47)		-1.048*** (-5.14)		-0.517*** (-4.67)
<i>GDP</i>	-0.218** (-2.57)	0.009 (0.22)	-0.064* (-1.68)	0.032 (1.49)		-0.334** (-2.47)		-0.068 (-1.19)
<i>BSI</i>	0.044 (1.27)	-0.026 (-1.12)	0.019 (1.07)	-0.007 (-0.60)		0.187*** (3.13)		0.091*** (3.03)
<i>URB</i>	-0.010** (-2.48)	0.001 (0.64)	-0.007*** (-3.41)	-0.001 (-1.52)		-0.044*** (-5.32)		-0.024*** (-5.47)
<i>SIZE</i>	3.804*** (11.06)	2.029*** (10.39)	1.985*** (10.44)	0.981*** (10.17)		5.881*** (9.42)		3.112*** (9.07)
常数项	-19.223*** (-8.82)	-11.049*** (-9.14)	-10.428*** (-8.98)	-5.615*** (-9.27)	0.777*** (25.69)	-30.112*** (-7.67)	0.354*** (21.55)	-16.999*** (-7.94)
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.772	0.772	0.753	0.740	0.712	0.745	0.703	0.734
样本量	4131	3795	4173	3795	3934	3934	3934	3934

注:括号中为*t*值;*,**、***分别表示显著性水平为10%、5%、1%。

(四) 机制检验

为了检验该政策对城市绿色创新的影响的机制路径,对式(3)、式(4)分别进行回归,结果见表5:列(1)~列(3)中*Treat*×*Period*的系数均在1%的水平上显著为正,列(2)、列(3)中*HCQ*的系数在10%的水平上显著为正,表明人力资本质量在该政策与区域绿色创新之间起到部分中介的作用,该政策通过提升人力资本的质量进而促进了区域绿色创新的质量与数量,即服务业制度型开放通过提升人力资本质量进而提高区域绿色创新水平,假设H2a得到验证;列(4)~列(6)中*Treat*×*Period*的系数与列(5)、列(6)中*STR*的系数均显著为正,表明产业结构在该政策与区域绿色创新之间起到部分中介的作用,该政策通过优化城市的产业结构进而促进了区域绿色创新的质量与数量,即服务业制度型开放通过优化城市产业结构进而提高区域绿色创新水平,假设H2b得到验证^②;列(7)~列(9)中*Treat*×*Period*的系数与列(8)、列(9)中*OPEN*的系数均显著为正,表明开放程度在该政策与区域绿色创新之间起到部分中介作用,该政策通过扩大示范城市的开放程度进而促进了区

② 本文进一步基于耦合协调度模型构建了制造业与服务业融合指数作为产业结构优化的另一代理变量,并且开展机制检验,结果表明产业结构在服务外包示范城市建设政策与区域绿色创新之间起到部分中介的作用,该政策通过提高制造业与服务业的融合程度和促进第三产业发展的方式优化城市的产业结构进而促进了区域绿色创新。

表 5 机制检验结果

被解释变量	人力资本质量提升效应			产业结构优化效应			扩大开放效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>HCQ</i>	<i>GIS</i>	<i>GIZ</i>	<i>STR</i>	<i>GIS</i>	<i>GIZ</i>	<i>OPEN</i>	<i>GIS</i>	<i>GIZ</i>
<i>Treat</i> × <i>Period</i>	0.224*** (3.92)	2.749*** (9.59)	1.572*** (9.72)	0.741* (1.95)	2.660*** (9.60)	1.567*** (9.67)	0.093** (2.10)	2.746*** (9.73)	1.577*** (9.76)
<i>HCQ</i>		0.009* (1.94)	0.040* (1.92)						
<i>STR</i>					0.123*** (5.69)	0.019* (1.86)			
<i>OPEN</i>								0.054*** (2.94)	0.040*** (3.90)
<i>GOV</i>	-0.072 (-1.33)	-1.049*** (-5.50)	-0.525*** (-5.05)	0.985 (1.55)	-1.007*** (-5.33)	-0.501 (-0.87)	-0.003 (-0.02)	-1.050*** (-5.50)	-0.522** (-2.20)
<i>GDP</i>	-0.066** (-2.10)	-0.348*** (-2.62)	-0.073 (-1.29)	-5.742*** (-5.83)	-0.599*** (-3.57)	-0.202** (-1.98)	-0.925** (-2.18)	-0.397*** (-2.83)	-0.113* (-1.88)
<i>BSI</i>	0.006 (0.27)	0.188*** (3.39)	0.091*** (3.23)	0.530* (1.95)	0.165*** (2.92)	0.079*** (2.81)	0.152** (2.35)	0.180*** (3.26)	0.085*** (3.03)
<i>URB</i>	-0.001 (-0.42)	-0.043*** (-5.49)	-0.024*** (-5.69)	-0.063** (-2.52)	-0.040*** (-5.25)	-0.022** (-2.51)	-0.023** (-2.50)	-0.044*** (-5.58)	-0.025** (-2.42)
<i>SIZE</i>	0.708*** (4.51)	5.727*** (9.85)	3.007*** (9.42)	-0.848 (-0.73)	5.681*** (9.69)	3.015*** (9.31)	0.825*** (3.55)	5.674*** (9.67)	3.001*** (9.30)
常数项	-5.080*** (-4.80)	-0.196*** (-7.95)	-16.251*** (-8.15)	0.047 (0.70)	-0.194*** (-6.69)	1.413*** (6.91)	0.004 (0.27)	-0.197*** (-6.79)	-1.610** (-2.38)
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.962	0.759	0.748	0.920	0.763	0.751	0.951	0.759	0.748
样本量	4215	4215	4215	4215	4215	4215	4215	4215	4215

注:括号中为 *t* 值;*,**、***分别表示显著性水平为 10%、5%、1%。

域绿色创新的质量与数量,即服务业制度型开放通过扩大城市开放程度进而提高区域绿色创新水平,假设 H2c 得到验证。由于 *Treat*×*Period* 与机制变量的系数均显著,因此未进行 Sobel 检验。

(五) 异质性检验

为了检验该政策对城市绿色创新的影响是否具有异质性,对式(5)、式(6)分别进行回归,回归结果见表 6:三重差分项 *Period*×*Treat*×*LOC* 系数估计值显著为正,可见服务外包示范政策确实促进了区域绿色创新且其对沿海省份城市绿色创新的促进作用大于其对内陆省份城市绿色创新,因此,服务业制度型开放提高区域绿色创新水平存在城市区位异质性,假设 H3a 得到验证。三重差分项 *Period*×*Treat*×*INF* 的系数估计值在 1% 的水平上显著为正,表示服务外包示范城市政策在信息化程度较高的城市对区域绿色创新的促进作用更加显著,即服务业制度型开放提高区域绿色创新水平存在城市信息化程度异质性,假设 H3b 得到验证。

表 6 异质性检验结果

被解释变量	城市区位				信息化程度			
	<i>GIS</i>	<i>GIS</i>	<i>GIZ</i>	<i>GIZ</i>	<i>GIS</i>	<i>GIS</i>	<i>GIZ</i>	<i>GIZ</i>
<i>Period</i> × <i>Treat</i> × <i>LOC</i>	3.767*** (5.97)	2.324*** (3.51)	1.665*** (4.56)	0.951** (2.45)				
<i>Treat</i> × <i>LOC</i>	-0.583*** (-3.23)	1.343*** (9.27)	-0.165 (-1.55)	0.770*** (8.72)				
<i>Period</i> × <i>Treat</i>	1.311*** (4.17)	3.265*** (8.94)	1.057*** (5.10)	2.023*** (8.15)	0.719** (2.49)	2.291*** (8.05)	0.484*** (2.97)	1.237*** (8.03)
<i>Period</i> × <i>Treat</i> × <i>INF</i>					4.030*** (7.53)	2.706*** (5.00)	2.248*** (7.37)	1.611*** (5.32)
<i>Treat</i> × <i>INF</i>					-0.932*** (-4.99)	1.215*** (8.37)	-0.389*** (-3.79)	0.660*** (7.72)
常数项	-10.89*** (-14.8)	0.66*** (27.2)	-5.23*** (-13.2)	0.29*** (25.1)	-11.43*** (-15.8)	0.66*** (27.3)	-5.48*** (-14.5)	0.29*** (25.3)
控制变量	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.477	0.378	0.466	0.387	0.471	0.371	0.469	0.392
样本量	4215	4215	4215	4215	4215	4215	4215	4215

注:括号中为 *t* 值;*,**、***分别表示显著性水平为 10%、5%、1%。

五、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本文梳理了服务业制度型开放促进绿色创新的理论机制,基于中国2006—2020年281个城市的面板数据,运用多期双重差分方法实证检验了服务外包示范城市政策对区域绿色创新的影响,在此基础上通过理论传导机制和异质性效应机制分析,实证检验了上述政策对绿色创新水平的影响机制和基于城市区位与信息化程度的异质性效应,通过一系列稳健性检验,证明服务外包示范城市政策作为服务业制度型开放的重要举措的确提高了区域绿色创新水平。本文得到以下结论:第一,服务外包示范城市政策显著提高了示范城市的绿色创新水平,在基于安慰剂检验、筛选样本数据、排除其他政策干扰的稳健性检验之后,结果依旧显著。第二,城市区位异质性检验的结果表明,该政策在沿海省份的城市对绿色创新水平的正向影响更加明显;信息化程度异质性的结果表明该政策对信息化程度高的城市的绿色创新促进作用更强。第三,机制检验结果表明,服务外包示范城市政策主要通过优化产业结构、扩大开放和提升人力资本质量三种渠道显著提高区域绿色创新水平。

(二)政策建议

本文的研究结论为从服务外包示范城市政策视角探究服务业制度型开放对绿色创新的影响提供了更大样本范围的经验证据支持,政策建议如下:

第一,继续深化服务外包示范城市政策,挖掘服务业开放的深度,根据城市的特点“因地施策”。沿海省份及信息化程度较高的城市应该充分发挥自身优势,继续提升开放质量,持续改善营商环境,以增加对外资的吸引力,同时进一步深化服务外包的发展,“以点带面”发挥辐射效应带动周边城市进行绿色创新。对于内陆省份及信息化程度较低的城市,一方面通过不断优化产业结构,提升服务业增加值占比,降低对环境的污染同时促进绿色创新;另一方面应注重人力资本投资,服务业竞争更是高素质人才的竞争,是知识、技术的竞争,只有提升人力资本质量才能使得企业拥有更强的绿色创新能力与潜力,才能更有效地促进当地绿色创新。

第二,服务业对于地区发展的重要性日益提高,因此加大服务业开放力度,提高产业结构的合理化程度十分重要。扩大开放仍是现阶段促进绿色创新实现绿色发展的最有效路径之一,因此要继续坚持扩大高水平开放,多举措并举稳定外贸,保障产业链、供应链的稳定,不断拓展对外经贸合作,以高水平开放促进深层次改革。其次,在发展服务业的同时应加强产业之间的关联性,构建服务业与制造业的互联互通平台,促进产业融合,使得不同产业之间协同发展,共促绿色创新。

参考文献

- [1] 常娱,钱学锋,2022.制度型开放的内涵、现状与路径[J].世界经济研究,(5):92-101,137.
- [2] 陈明,魏作磊,2016.中国服务业开放对产业结构升级的影响[J].经济学家,(4):24-32.
- [3] 董直庆,王辉,2019.环境规制的“本地-邻地”绿色技术进步效应[J].中国工业经济,(1):100-118.
- [4] 韩亚峰,付芸嘉,2018.自主研发、中间品进口与制造业出口技术复杂度[J].经济经纬,35(6):73-79.
- [5] 何伟军,李闻钦,邓明亮,2022.人力资本、绿色科技创新与长江经济带全要素碳排放效率[J].科技进步与对策,39(9):23-32.
- [6] 胡江峰,黄庆华,潘欣欣,2020.碳排放交易制度与企业创新质量:抑制还是促进[J].中国人口·资源与环境,30(2):49-59.
- [7] 金培振,殷德生,金桩,2019.城市异质性、制度供给与创新质量[J].世界经济,42(11):99-123.
- [8] 李川川,李磊,唐浩丹,2021.服务业开放、制度质量与企业创新[J].云南财经大学学报,37(10):69-83.
- [9] 李青原,肖泽华,2020.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,55(9):192-208.
- [10] 李艳军,华民,2014.中国城市经济的绿色效率及其影响因素研究[J].城市与环境研究,(2):36-52.
- [11] 梁圣蓉,罗良文,2019.国际研发资本技术溢出对绿色技术创新效率影响的门槛效应——基于人力资本视角[J].技术经济,38(4):23-32.
- [12] 刘冰,贾明杰,张莹,等,2023.市场型环境规制与企业绿色创新——来自碳排放交易试点的证据[J].技术经济,42(2):53-63.
- [13] 刘督,万迪昉,吴祖光,2016.我国创业板市场能够识别创新质量吗?[J].科研管理,37(12):46-54.
- [14] 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.

- [15] 刘金全, 魏阙, 2020. 创新、产业结构升级与绿色经济发展的关联效应研究[J]. 工业技术经济, 39(11): 28-34.
- [16] 石大千, 丁海, 卫平, 等, 2018. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济, (6): 117-135.
- [17] 宋德勇, 李超, 李项佑, 2021. 新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 31(11): 155-164.
- [18] 孙金花, 徐琳霖, 胡健, 2021. 环境责任视角下非正式环境规制对企业绿色技术创新的影响——一个有中介的调节模型[J]. 技术经济, 40(10): 10-22.
- [19] 王世杰, 黄启才, 2022. 金融服务开放对企业自主创新的影响与效应研究[J]. 亚太经济, 231(2): 29-38.
- [20] 王微, 刘涛, 刘馨, 等, 2020. 以制度型开放促进服务业改革深化的思路和建议[J]. 中国经济报告, (5): 35-57.
- [21] 王彦杰, 高启杰, 2023. 数字经济产业集聚对绿色技术创新的影响——基于环境规制的调节效应分析[J]. 技术经济, 42(2): 20-30.
- [22] 王珍愚, 曹瑜, 林善浪, 2021. 环境规制对企业绿色技术创新的影响特征与异质性——基于中国上市公司绿色专利数据[J]. 科学学研究, 39(5): 909-919, 929.
- [23] 姚战琪, 2020. 中国服务业开放对区域创新的影响[J]. 改革, (1): 48-58.
- [24] 姚战琪, 2023. 服务贸易创新发展试点对城市绿色创新水平的影响[J]. 改革, (3): 1-17.
- [25] 游家兴, 吕可夫, 于明洋, 2023. 市场型政策工具下的绿色创新效果研究——基于政府绿色采购清单的视角[J]. 经济管理, 45(3): 148-169.
- [26] 张伟, 李虎林, 安学兵, 2011. 利用 FDI 增强我国绿色创新能力的理论模型与思路探讨[J]. 管理世界, 28(12): 170-171.
- [27] 张艳, 唐宜红, 周默涵, 2013. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率[J]. 世界经济, 36(11): 51-71.
- [28] 赵庆, 2018. 产业结构优化升级能否促进技术创新效率?[J]. 科学学研究, 36(2): 239-248.
- [29] 赵伟洪, 张旭, 2022. 中国制度型开放的时代背景、历史逻辑与实践基础[J]. 经济学家, (4): 17-27.
- [30] 朱民, STERN N, STIGLITZ J E, 等, 2023. 拥抱绿色发展新范式: 中国碳中和政策框架研究[J]. 世界经济, 46(3): 3-30.
- [31] 邹伟勇, 2023. 环境规制能否促进城市绿色创新?[J]. 经济经纬, 40(2): 24-33.
- [32] FAN F, LIAN H, LIU X, et al, 2021. Can environmental regulation promote urban green innovation efficiency? An empirical study based on Chinese cities[J]. Journal of Cleaner Production, 287: 125060.
- [33] FANG Y, SHAO Z, 2022. Whether green finance can effectively moderate the green technology innovation effect of heterogeneous environmental regulation[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 19(6): 3646.
- [34] LIU C, GAO X, MA W, et al, 2020. Research on regional differences and influencing factors of green technology innovation efficiency of China's high-tech industry[J]. Journal of Computational and Applied Mathematics, 369(1): 112597.
- [35] LIU Y, WANG A, WU Y, 2021. Environmental regulation and green innovation: Evidence from China's new environmental protection law[J]. Journal of Cleaner Production, 297: 126698.
- [36] PAN X, CHENG W, GAO Y, et al, 2021. Is environmental regulation effective in promoting the quantity and quality of green innovation?[J]. Environmental Science and Pollution Research, 28: 6232-6241.
- [37] PHILIPPE A, RICHARD B, RACHEL G, et al, 2009. The effects of entry on incumbent innovation and productivity[J]. Review of Economics and Statistics, 91(1): 20-32.
- [38] POELHEKKE S, VAN DER PLOEG F, 2015. Green havens and pollution havens[J]. The World Economy, 38(7): 1159-1178.
- [39] POPP D, 2019. Environmental policy and Innovation: A decade of research[J]. International Review of Environmental and Resource Economics, (3): 1-44.

**Research on the Impact of Institutional Opening in the Service Industry
on Regional Green Innovation—A Quasi Natural Experiment Based
on the Construction of Service Outsourcing Model Cities**

Han Shenchao, Li Miao, Li Xiaozhong

(School of Economics, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Based on the panel data of 281 cities in China from 2006 to 2020, and the theoretical mechanism of institutional opening of the service industry to promote city-level green innovation, the impact of the service outsourcing model cities on regional green innovation was empirically tested by using the multi-period Differences-in-Differences method. The findings demonstrate that the service outsourcing model cities has significantly improved the quantity and quality of green innovation in model cities. Through a series of robustness tests, the above effect is still significant. The mechanism test results prove that the policy improved urban green innovation through optimizing the industrial structure, expanding openness, and improving the quality of human capital. The impact of the policy on green innovation presented significant heterogeneity in the geographic location and informationalized level, and the policy promoted greater green innovations in cities in coastal provinces and with high information level.

Keywords: institutional opening; green innovation; service outsourcing; multiperiod difference-in-differences method; difference-in-differences-in-differences