

生态工业园区促进城市经济增长了吗?

——基于双重差分法的经验证据

蒲龙¹,丁建福¹,刘冲²

(1.浙江财经大学财政税务学院,浙江杭州 310018; 2.北京大学经济学院,北京 100871)

摘要:作为绿色发展理念在工业领域内的一种具体实践形式,生态工业园区是解决生态环境恶化和促进区域经济可持续发展的重要途径之一。生态工业园区强调绿色、低碳和循环的发展模式,在兼顾经济发展的基础上,更多强调对生态环境的保护,符合我国建设资源节约型和环境友好型社会的发展目标。利用全国范围内获批的生态工业园区这一准自然实验,运用全国283个城市经济社会统计数据,实证检验了生态工业园区对其所在城市经济增长的影响。实证研究发现:生态工业园区显著促进了所在城市的经济增长,在利用夜间灯光亮度以及改变实证策略等稳健性检验下该结论保持稳健。进一步研究表明,生态工业园区通过促进地区产业结构升级、加剧政府间竞争以及提高地区经济集聚水平等机制影响了城市经济发展。研究结论表明,生态工业园区对城市经济增长有显著的促进作用,绿水青山带来了金山银山。

关键词:绿色发展;生态工业园区;经济增长;高质量发展;双重差分

中图分类号:F427 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2021)01-0056-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.01.005

一、引言

改革开放40年来,工业园区一直是促进地区经济增长的重要引擎之一^①。不少工业园区成为区域发展的新焦点,甚至区域形象工程。从微观层面上看,工业园区的建设通过让企业更为便捷地获取自然资源、基础设施、技术以及劳动力等生产要素,进而影响企业的选址和生产决策^[1-3]。就宏观层面而言,工业园区的建立为产业集聚提供了有利空间,通过规模经济效应等机制促进地方经济发展^[4-6]。近年来,全球范围内的工业园区蓬勃发展。据世界银行估算,截止到2017年,全球大约共有4300多个工业园区。我国工业园区始建于1979年,自此后40多年间各种类型的工业园区得到快速发展,截至2018年,我国共拥有各类国家级开发区552家。工业园区对经济发展具有显著的推动作用。《中国国家级产业园区发展竞争力百强研究白皮书》显示,我国经济开发区和高新技术产业开发区的GDP增速均远高于同期全国增速。然而,工业的快速发展,加剧了生态环境的恶化。例如,大量企业聚集在工业园区内,易形成资源能源高消耗以及污染高排放等现象,对当地生态环境造成了一定程度的破坏。在部分地区,工业园区甚至成为高污染区和高能耗区的代名

收稿日期:2020-07-15;修回日期:2020-11-28

作者简介:蒲龙(1988—),男,甘肃陇南人,经济学博士,浙江财经大学财政税务学院讲师,研究方向为发展经济学、公共经济学;丁建福(1980—),江西抚州人,经济学博士,浙江财经大学财政税务学院副教授,研究方向为发展经济学、公共经济学;刘冲(1984—),山东菏泽人,经济学博士,北京大学经济学院助理教授,研究方向为公共经济学、发展经济学。

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(18JZD029);国家自然科学基金青年项目(71903008);北京大学经济学院种子基金

词^[7]。2019年4月2日,河北、内蒙古等10省(区)公布了中央环境保护督察“回头看”及专项督察整改方案,发现很多污染问题都是由工业园区环境管理不善造成的,其中江苏省化工生产企业环境达标率仅有20%~30%。

党的十九大报告明确指出,“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”。当前,如何权衡经济增长和生态环境保护两者间的关系成为社会各界关注的重点之一。在新时代的背景下,中国迫切需要实现绿色经济增长转型,在兼顾经济增长的同时尽可能实现资源节约和环境改善。进入21世纪以来,作为绿色发展理念在工业领域的新组织模式,生态工业园区(National Eco-industrial Park)成为实现生态环境保护和经济可持续性发展的重要途径。相对于传统园区,生态工业园区更多强调绿色、低碳、循环的发展模式,能够将经济增长和环境保护有机地结合起来,提高经济增长质量,实现绿色发展驱动。

生态工业园区的概念最早源于丹麦卡伦堡(Kalundborg)的“工业共生体”,其本质是企业之间可以相互利用副产品的合作关系,此后生态工业园区在发展中有意模仿自然生态系统,提高资源能源的使用效率,降低污染物排放,改善生态环境。包括丹麦、美国、英国、加拿大、日本、韩国以及澳大利亚等发达国家均设立有生态工业园区,其积极推动了当地生态环境保护以及经济发展。目前,生态工业园区已经成为发达国家工业园区改造和建设的方向。但相较于国外,我国生态工业园区的发展仍处于较低水平,地方政府在发展中更加重视国家级经济技术开发区以及高新技术产业开发区等传统工业园区,对生态工业园区重视不足。目前,仅有部分省份拥有通过验证被正式命名的生态工业园区,且在这些省份中大多有且仅有一家生态工业园区。实践的不足在一定程度上制约着经济高质量发展,也不利于地方树立绿色发展理念。

从学术研究来看,虽然已有大量文献研究工业园区的经济社会效应^[8-17],但研究对象大多集中在经济技术开发区或高新技术产业开发区,且主要从产业集聚、政策激励、进出口、企业行为、劳动力市场、溢出机制以及区域经济发展等方面进行研究。仅就笔者掌握的文献来看,很少有直接以生态工业园区为研究对象的文献,少数涉及该研究对象的文献也大多以定性分析为主,鲜有定量研究。作为第三代产业园区,生态工业园区以循环经济为理念,通过体制创新、机制创新,把不同的工厂、企业、产业联系起来,以物流或能流传递等方式构建工业共生体系,形成共享资源和互换副产品的产业共生组合,寻求物质闭环循环、能量多级利用以及信息反馈,旨在实现园区经济与资源环境的协调发展。可以看出,生态工业园区在兼顾经济发展的基础上,更多强调对生态环境的保护,符合我国建设资源节约型和环境友好型社会的发展目标。因此,通过定量研究揭示生态工业园区的经济效应,对构建社会主义生态文明、树立绿色发展观具有一定的参考价值。

鉴于此,本文实证研究生态工业园区对地区经济增长的影响。由于生态工业园区是逐年逐批次获得批复的,其成立兼具地区和时间上的差异,能够提供一个自然实验的环境,因此本文采用双重差分法(Difference-in-Differences)来识别因果关系。实证研究发现,生态工业园区显著促进了地区经济增长,绿水青山的确带来了金山银山。由于双重差分法要求处理组(拥有生态工业园区的地区)和控制组(尚未设立生态工业园区的地区)在事件发生前具有相同的时间趋势,我们运用了事件研究法(Event Study)来识别生态工业园区对地区经济增长的动态影响。结果显示,处理组和控制组的经济发展水平在生态工业园区命名前没有显著差异,在命名后才出现差异,满足双重差分法对事前平行时间趋势的要求。

进一步地,考虑到GDP数据质量问题^[18],本文利用DMSP/OLS夜间灯光数据作为地区经济增长的代理指标。研究发现,生态工业园区对地区夜间灯光亮度有显著的正向影响,变换经济增长度量指标不会改变基准结论。另外,我们也注意到生态工业园区的设立可能并不完全随机。为降低样本选择偏误,本文利用基于倾向得分匹配的双重差分法(PSM-DID)对基准模型重新进行回归,采用

核匹配和最近邻匹配等方法得到的实证结果均支持基准回归结论。此外,我们也通过变换核心解释变量、缩小研究样本范围、剔除其他政策冲击影响、剔除其他国家级工业园区的干扰以及利用平衡面板数据等手段进行稳健性检验,结果均显示基准结论是稳健的。最后,本文尝试检验生态工业园区对地区经济增长的传导机制,实证研究表明,生态工业园区会通过促进地区产业结构升级、加剧政府间竞争以及提高地区经济集聚水平等机制影响地区经济增长。

相对于已有研究,本文的边际贡献主要体现在两个方面:一方面,本文利用严谨的实证方法,系统地评估生态工业园区对经济发展的影响。目前,大多研究工业园区的文献集中于国家级经济开发区或国家高新技术开发区,如刘瑞明和赵仁杰^[14]研究高新区对区域经济增长的影响,陈钊和熊瑞祥^[19]研究开发区的集聚效应, Lu *et al.*^[16]分析开发区对企业生产率以及产出效率的影响,张天华和邓宇铭^[20]研究开发区对企业资源配置效率的影响,邱洋冬^[21]关注了开发区设立对企业创新的影响。而研究生态工业园区的部分文献中,大多从定性的角度讨论生态工业园区自身发展的前景和挑战以及不同的发展模式,少部分定量分析则集中在利用数据包络法进行生态工业园区的环境绩效评价等方面^[7]。本文利用双重差分法实证评估生态工业园区对地区经济发展的影响,补充了现有研究对生态工业园区经济效益的定量分析不足。另一方面,本文从产业结构、政府间竞争和经济集聚三个角度丰富了有关作用机制的讨论。目前,我国正处于调整与优化经济结构、工业转型升级的重要时期,政府把经济结构调整、加快工业转型升级放在了重要位置。生态工业园区的建设和完善可以为企业创造良好的发展条件,能有效推进制造业特别是产业集群的发展,推动整个区域的工业化社会的转变,进而推动经济结构的调整和优化,最终推动区域经济工业化水平的整体升级。

本文余下部分安排如下:第二部分介绍相关制度背景并提出本文的理论框架;第三部分为研究设计,介绍本文的实证策略、变量及数据;第四部分报告实证分析结果,包括基准回归结果以及相应的稳健性检验结果;第五部分进一步研究分析传导机制;最后为结论。

二、制度背景及理论框架

(一) 制度背景

我国工业园区的主要类型包括经济技术开发区和高新技术产业开发区,其中经济技术开发区最早可追溯到1979年确立的深圳、珠海、汕头以及厦门四个“经济特区”,而高新技术产业开发区则在1988年后开始发展。工业园区的发展推动了我国城镇化和工业化的建设,为经济社会发展带来了显著的积极影响,但同时也存在数量过度、结构不合理以及带来地方政府间恶性竞争等现象。因此,自2003年起,国务院在全国范围内对开发区进行了清理整顿,撤销了部分工业园区,优化并规范了工业园区建设。截至2018年,全国共有2543家开发区,其中国家级开发区552家,省级开发区1991家^②。

传统工业园区重生产、轻环保的经营模式,对地区生态环境产生了较大的负面影响。随着改革不断深入,原有依靠资源能源高投入、高消耗的“粗放式”经济发展模式的弊端也不断凸显,产业结构单一、产能过剩等成为我国经济可持续发展的严重制约因素。因此,亟须改变传统工业园区发展模式,强调经济效益和环境保护并重的工业园区新模式。相对于其他类型的工业园区,生态工业园区强调绿色、低碳、循环的发展模式,兼顾经济发展和生态环境保护,对实现可持续发展具有重要意义。自生态工业理念传入中国后,原国家环保总局在2000年开始推动中国生态工业园区建设。截止到2016年底,全国共计48个生态工业园区,45个通过规划论证正在创建国家生态工业园区的其他园区,覆盖了除西藏、青海、甘肃和黑龙江之外的其余所有大陆省份。我国生态工业园区建设已有20年,起初由原国家环保总局推进,2007年发展为由原国家环保总局、商务部和科技部三部门联合协作,共同推进国家生态工业示范园区的建设和管理工作。

根据《生态工业园区建设规划编制指南》,生态工业园区的设立一般需要以下几个步骤:申报与创建、验收与命名、监督与管理。申报一般采用自愿申报、自主创建的原则,但《指南》也明确指出,鼓

励国家级开发区和部分发展水平较高的省级开发区申报生态工业园区。从现实情况来看,被正式命名的生态工业园区中80%以上原本就属于经济技术开发区或高新技术产业开发区。具体申报时,工业园区需要编制生态工业园区建设规划,并明确园区验收考核指标^③以及重点支撑项目,经省级相关部门同意后将规划上报至生态环境部备案,建设规划通过论证的工业园区可以开展建设。在完成建设后可以提出验收申请,通过的园区将正式予以命名,未通过的园区将进行进一步整改,若在五年之内仍然没有通过验收,则将其视为创建未完成,并不再列入生态工业园区建设名单。同时,对于正式获得命名的生态工业园区也将在一定期限内进行复查,而复查未通过的生态工业园区将限期进行整改。

虽然我国生态工业园区的建设时间不长,但国家和地方层面出台了一系列政策,直接或间接对生态工业园区的建设和发展起到了规范和指导作用,使其有序发展。其中,国家层面出台了与循环经济发展、生态工业、清洁生产、节能减排等方面相关的法律法规和政策规章,如《中华人民共和国循环经济促进法》《再生资源回收管理办法》《国务院关于加快发展循环经济的若干意见》等。此外,部分省市,如北京市、江苏省、山东省等,以国家层面的生态工业园区政策为依据,结合地区自身的发展特点,制定了更有针对性和可操作性的区域政策^④。

根据生态环境部网站公开的信息,截止到2016年,全国共有93家生态工业园区。值得注意的是该名单中包含两种类型的园区:第一类是通过规划论证并经验收合格予以正式命名的生态工业园区,共有48家,最早成立于2008年;第二类是已提交申请并通过规划论证正在展开生态工业园区建设的其他园区,共有45家,最早成立于2001年。由于第二类园区还未通过验收检查,没有被正式予以命名,因此,在后文实证研究中,我们以第一类园区即已经正式获得命名的生态工业园区为研究对象。

(二) 理论框架

历经二十年的发展,生态工业园区的建设日趋成熟。相对于其他类型的国家级园区,生态工业园区不仅享有类似的优惠政策,也具有更加贴近新时代下经济高质量发展内涵的特有发展模式。总体来看,生态工业园区主要通过以下几个方面对地区经济发展产生影响。

首先,和其他类型的国家级开发区类似,生态工业园区享受着一定的优惠政策,包括金融信贷支持、税收优惠、财政补贴甚至是土地划拨以及人才落户等。从理论上讲,加大金融信贷可以有效缓解企业融资约束,税收优惠以及财政补贴等则会进一步吸引资本等要素流入,对吸引外部投资具有显著的影响。此外,人才落户等政策也会吸引高素质人力资本流入,形成正外部性,从长期来看有利于地区人力资本积累。因此,拥有生态工业园区的城市会进一步通过加大财政投入、提高税收优惠和鼓励高素质人才流动等措施,实现增长创新驱动。

其次,生态工业园区独特的发展模式也会对地区产业结构升级带来显著影响。中国经济在经历四十年的高速发展后,原有依靠要素资源投入驱动经济增长的边际作用逐渐下滑,新时代下我国亟须改变经济增长模式,优化产业结构,由原有的投资驱动、要素驱动转换为创新驱动。而生态工业园区强调绿色可循环的发展模式,可以倒逼地方政府将原有的传统型产业向高新技术产业转变,通过以部分龙头企业为核心,带动上下游企业发展,形成完整的产业链,发挥规模经济效应。此外,随着产业结构的不断高度化和合理化,企业整体创新能力会得到显著提升,进而拉动地区经济增长。

再次,生态工业园区形成的产业集聚会影响要素的跨地区流动。同其他类型园区类似,生态工业园区也会形成一定的集聚效应。为了进一步吸引要素流动,地级市政府间会出现竞争行为,如降低企业实际税负或加大生产性支出等方式。一方面,实际税负的降低会激发企业活力,对企业生产经营带来积极影响。另一方面,生产性支出(如基础设施投资)的提高会通过乘数效应直接拉动经济增长。完善的基础设施还会降低企业交易成本,吸引更多优质企业入驻,通过分工细化、知识外溢等方式进一步加快产业集聚,形成规模经济,进而对地区经济带来正向影响。

最后,国家对生态环保的重视不断提升,会从根本上改变地方政府官员激励效应,进而有利于环境的良好发展。长期以来,在中国式的分权激励体制下,地方政府官员为获得政治上的晋升激励,往往重视短期的经济增长而忽视长期发展,通过大量的物质资本投资获得短期内经济快速增长。然而,这在一定程度上也会挤出了科技创新以及人力资本积累,不利于经济长期发展,甚至容易诱发“荷兰病”和“资源诅咒”等现象。当前,国家对生态环保日益重视,借助将地方环境保护与官员政绩挂钩等措施,从根本上改变了官员的激励效应。这使得地方政府对生态工业园区的发展更为重视,通过大量的优惠政策和财政投入,提升如教育、科技以及制度规章等软环境,从而有利于经济的长期可持续性发展。

基于上述理论分析,本文提出以下有待检验的研究假设:生态工业园区会促进地区经济增长。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文使用双重差分模型(DID)来研究生态工业园区对地区经济增长的影响,实证模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Ecopark_{it} + \theta X_{it} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 表示城市*i*在第*t*年的人均实际GDP对数值。 $Ecopark_{it}$ 是核心解释变量,具体而言,如果城市*i*在第*t*年拥有生态工业园区,那么第*t*年及以后的 $Ecopark_{it}$ 赋值为1,否则为0。值得注意的是,目前共有两种类型的生态工业园区,我们主要关注的是已通过验收被正式予以命名的生态工业园区,该类园区最早在2008年设立,截至2016年全国共有48家,构成了本文实证研究中的处理组,但是这48家生态工业园区并非都分布在不同的城市,即有的城市会拥有多家生态工业园区。因此,在具体定义核心解释变量时,我们将仅有一家生态工业园区的城市按照设立生态工业园区的年份进行定义,即设立前取值为0,设立后取值为1,对于拥有多家生态工业园区的城市,我们仅关注最早设立生态工业园区的年份,即最早设立生态工业园区年份之前取值为0,之后取值为1。在稳健性检验部分,本文也会考虑变换不同的定义方式,即以城市拥有的生态工业园区数量作为核心解释变量。对于剩余所有的未设立生态工业园区的城市,本文将它们视为控制组。

X_{it} 为一系列可能影响地级市经济增长的控制变量。参考已有文献的处理,本文控制了政府规模、固定资产投资占比、外商直接投资占比、产业结构、人力资本水平以及储蓄率水平等,具体的变量定义见下文。 γ_i 和 γ_t 分别表示地级市固定效应和年份固定效应,分别用于剔除不随时间变化的城市特征以及面临的外部冲击影响, ε_{it} 为随机扰动项。此外,模型采用聚类到地级市层面的稳健标准误。

(二) 数据、变量及描述性统计

2008年,苏州工业园区、苏州高新技术产业开发区和天津经济技术开发区被原环保部正式命名为国家级生态工业示范园区,这是全国范围内首批获得正式命名的生态工业园区。图1给出了截止到2016年我国每年新增的生态工业园区数量。

从图1中可以看出,生态工业园区正式获命名最早在2008年,此后年份的新增园区数量不定,例如2009年没有新增数量,2016年新增数量最多,达到12个。截止到2016年底,全国共批准命名48个生态工业园区,分布在30个地级市范围内,构成了实证研究中的处理组。

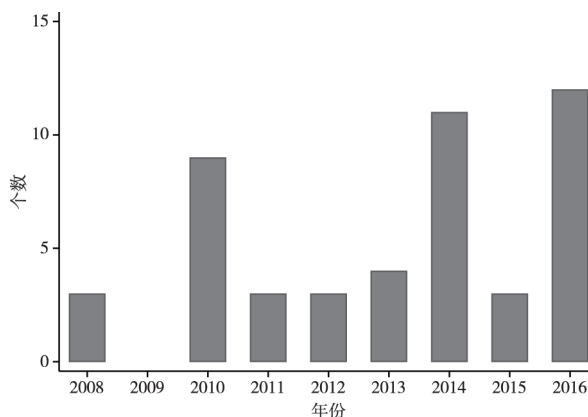


图1 历年来新增的生态工业园区(正式命名)数量

本文的实证研究为地级市层面,因此数据主要来源于《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。借鉴已有文献的标准做法,我们利用人均实际 GDP 对数值来表示地级市经济发展水平,同时为了消除价格因素带来的干扰,对人均 GDP 进行了相应的平减,将其转换为以 2000 年为不变价的指标。

影响地区经济增长的因素众多,基于数据的可获得性,本文分别选择了以下控制变量:(1)政府规模。本文利用财政一般预算支出占 GDP 比重来衡量政府规模,一般而言,财政支出占比越高,说明政府规模越大。由于政府财政活动对经济发展的影响增大,则相应的市场化程度会降低,因此我们预计政府规模扩大对经济增长具有负向影响。(2)外商直接投资占比。本文利用地区实际利用外资直接投资占 GDP 比重表示该变量,其中外商直接投资的度量单位为美元,我们根据历年中间汇率水平进行核算,并将其度量单位转换为人民币。从理论上讲,外商直接投资会对经济发展带来显著的促进作用:一方面,外商直接投资会通过投资等途径直接影响地区经济发展;另一方面,外资的引入会带来先进的技术及管理水平,具有一定的正外部性,长期来看也会显著促进经济增长。(3)第二产业占比。我们利用地区第二产业增加值占 GDP 比重来衡量该指标。一般而言,第二产业占比提高,说明地区产业结构发展势头良好,更多依靠于制造业行业,因此我们预计第二产业占比与经济增长呈正向关系。(4)固定资产投资占比。本文利用全社会固定资产投资占 GDP 比重来衡量该变量。投资是拉动经济增长的重要部分,会通过乘数效应影响地区经济发展,但固定资产尤其是城市层面固定资产的衡量是研究的难点。从理论上讲,测算固定资产投资水平需要考虑资产类型、折旧率、使用年限以及对价格指数的处理等,在应用中,参考大多数文献的处理方法,我们直接利用地区全社会固定资产投资总额来替代。(5)人力资本水平。本文利用每万人中在校大学生人数来衡量人力资本水平。该水平的积累有利于城市创新水平的提升,进而对长期经济增长带来一定的促进作用,导致不同城市为吸引高素质人才展开激烈竞争,因此本文预计每万人中在校大学生人数与城市经济增长间具有正向关系。(6)人均储蓄率水平。本文利用城市年末人均储蓄的对数值来衡量该变量。储蓄率水平越高,在一定程度上也能反映可供企业贷款的资金越多,从理论上讲,这会有效缓解企业面临的融资约束问题,因而本文预计人均储蓄率水平提升也对经济增长具有正向的影响。

最后,为防止异常值造成的干扰,本文对主要指标在 1% 和 99% 的分位数水平上进行了去尾处理。经过上述处理,最终得到 283 个地级市 2000—2016 年的非平衡面板数据^⑤,变量的描述性统计结果见表 1。

四、实证结果

(一) 基准回归

根据模型(1)设定,本文首先评估生态工业园区对地级市经济增长的影响,回归结果如表 2 所示。

其中前两列的被解释变量为人均实际 GDP 对数值,第(1)列没有添加任何的控制变量和固定效应,第(2)列则添加了所有控制变量以及地区、时间固定效应。从实证结果可以看出,生态工业园区显著促进了其所在地区人均实际 GDP 的增长,以第(2)列为例,生态工业园区在 5% 的显著性水平上显著促进地区人均实际 GDP 对数值的提高。这说明相比于尚未设立生态工业园区的城市而言,设立生态工业园区能够有效地促进城市经济发展,直接验证了前文提出的研究假设。各控制变量的回归结果,也基本符合我们的预期。政府规模扩大对地区经济增长有显著的负向影响,正如变量定义部分所述,财政占比越高说明当地政府在经济发展中起到的作用越大,因此当地市场化程度可能相对较低,进而对经济增长具有一定的负面影响。而外商直接投资占比、第二产业占比、每万人中在校

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
人均实际 GDP 对数值	4 761	9.570	0.814	7.924	11.70
生态工业园区	4 811	0.025	0.157	0	1
政府规模	4 761	0.143	0.077	0.047	0.471
外商直接投资占比	4 627	0.021	0.024	0	0.118
第二产业占比	4 761	0.479	0.110	0.208	0.793
固定资产投资占比	4 760	0.569	0.282	0.123	1.469
每万人中在校大学生数	4 666	137.5	196.3	0	1 053
人均储蓄率对数值	4 783	9.153	0.816	7.412	11.35

大学生数和人均储蓄率对数值的提高均对地区经济增长产生显著的促进作用。这可能是因为:外商投资会带来正外部性,提高当地技术水平;第二产业占比提高则说明当地的产业结构合理,制造业行业发展良好;每万人中在校大学生数量增多,有利于当地人力资本水平的积累;人均储蓄率对数值越高,提供给企业的贷款规模就越大。值得注意的是,固定资产投资占比的提高对地区经济增长也有正向作用,但在统计上并不显著,这说明选择全社会固定资产投资作为衡量地区投资的代理指标可能存在一定的改进空间,即需要进一步考虑资产折旧以及使用年限等特征。

表2 基准回归结果

解释变量	人均实际 GDP 对数值		实际 GDP 对数值	人均实际 GDP 增速
	(1)	(2)	(3)	(4)
生态工业园区	1.418 7*** (0.113 2)	0.053 9** (0.023 1)	0.035 9*** (0.012 9)	0.024 3*** (0.008 4)
政府规模		-1.557 9*** (0.221 7)	-1.646 5*** (0.116 1)	0.103 2** (0.050 1)
外商直接投资占比		0.660 4** (0.291 6)	0.316 6** (0.152 8)	-0.150 3 (0.095 4)
第二产业占比		1.199 9*** (0.108 3)	1.270 6*** (0.051 8)	0.326 0*** (0.035 5)
固定资产投资占比		0.007 4 (0.035 6)	-0.001 9 (0.018 6)	0.060 4*** (0.011 9)
每万人中在校大学生数		0.000 2** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 0)	0.000 0 (0.000 0)
人均储蓄率对数值		0.401 6*** (0.065 3)	0.245 8*** (0.034 0)	-0.021 0* (0.012 2)
常数项	9.534 4*** (0.037 6)	5.063 9*** (0.529 0)	2.954 3*** (0.274 9)	0.029 0 (0.114 8)
地区效应	No	Yes	Yes	Yes
时间效应	No	Yes	Yes	Yes
N	4 761	4 537	4 537	4 258
adj. R ²	0.073	0.982	0.988	0.287

注:***、**、* 是指在 1%、5% 以及 10% 的置信水平上显著,括号内为聚类到地级市层面的稳健标准误。

表 2 后两列则通过改变被解释变量的度量方法对基准回归进行了稳健性检验。其中,第(3)列用实际 GDP 对数值来衡量,而第(4)列利用人均实际 GDP 的增长率来衡量。表 2 后两列的实证结果显示,当变换对经济增长的度量方法后,实证结果依然显示生态工业园区对地区经济增长具有显著的正向作用,变换被解释变量的度量方法不会改变基准结论。总之,表 2 中的回归结果显示,生态工业园区对地区经济增长有显著的促进作用,绿水青山带来了金山银山。

(二) 事件研究法

基准回归采用双重差分法识别因果关系,但该方法有一个前提条件,即处理组(拥有生态工业园区的地级市)和控制组(尚未设立生态工业园区的地级市)在生态工业园区命名前具有相同的时间趋势。如果两组样本在生态工业园区设立前存在系统性差异,就可能存在不可观测且随时间变化的因素的影响,进而引入内生性的问题。借鉴 Jacobson *et al.* [22] 的处理方法,本文采用了事件研究法,实证检验生态工业园区被命名前后地级市人均实际 GDP 的动态变化。估计模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_k \sum_{k \geq -5}^k D_{t_{i0}+k} + \theta X_{it} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $D_{t_{i0}+k}$ 代表生态工业园区设立前后的事件窗口虚拟变量, t_{i0} 是地级市 i 拥有生态工业园区的年份, $t_{i0} + k$ 是指生态工业园区设立前后的各个年份,其中 k 取值分别是 -5、-4、-3、-2、-1、0、1、2、3、4, 缺省组是 $t \leq -6$ 。其余控制变量和基准模型类似。回归结果如表 3 所示。

由表 3 可知,在生态工业园区设立前,处理组和控制组的人均实际 GDP 没有显著的差异。在设立当年,生态工业园区在 10% 的显著性水平上使地区人均实际 GDP 对数值增长了 4.89%,此后促进作用逐年增强,在生态工业园区设立后的第 4 年,生态工业园区使地区人均实际 GDP 对数值增长 11.72%。这说明生态工业园区对地区经济发展具有显著的时滞性,随着时间推移,园区对地区经济增长的影响逐渐增强。总体来看,事件研究法的回归结果表明,处理组和控制组在事件发生前具有平行的时间趋势,在生态工业园区被命名后,处理组和控制组的人均实际 GDP 才开始出现显著的差异,满足了双重差分法的要求。

(三) 变换地区经济增长度量指标

本文主要研究生态工业园区对地区经济增长的影响,在基准回归中,地区经济增长利用人均实际 GDP 对数值来表示。为消除直接利用 GDP 数据衡量经济增长可能存在的干扰,本文也尝试变换经济增长的代理指标。参考已有研究的做法^[23-26],本文利用地级市夜间灯光亮度来衡量地区经济发展水平,并利用中国研究数据服务平台(CNRDS)中公布的校准后的地级市灯光卫星数据重新进行实证回归。值得注意的是,CNRDS 公布的校准后的地级市灯光卫星数据只更新至 2013 年,因此,我们只就 2000 年至 2013 年的样本进行检验,回归结果如表 4 所示。

从表 4 中可以看出,生态工业园区对其所在地区夜间灯光亮度有显著的正向作用。以第(2)列为例,生态工业园区的设立在 5% 的显著性水平上显著提高了其所在地区夜间灯光亮度,说明变换地区经济增长水平的度量方法不会改变基准结论,即生态工业园区显著促进了地区经济发展。

(四) PSM-DID 回归结果

生态工业园区逐年逐批次命名的特征为本文提供了自然实验的条件,但考虑到生态工业园区一般设立在一些重点城市,如省会城市或其他经济发展水平较高的地级市,因此生态工业园区的命名可能并不是完全随机的,直接利用双重差分法处理会造成一定的样本选择偏误问题。鉴于此,我们进一步采用 PSM-DID 进行识别分析。基本思路是,首先根据生态工业园区命名的影响因素,采用倾向得分匹配法尽可能找到与处理组相似的控制组,然后在匹配样本的基础上进一步使用双重差分法估计生态工业园区对地区经济发展的影响。参考王小龙和许敬轩^[27]的做法,我们以最早命名生态工业园区年份的前一年即 2007 年作为匹配的基准期,计算每个地级市拥有生态工业园区的预测概率^⑥。通过对拥有生态工业园区的城市进行 Logit 回归,我们确定如下匹配变量:政府规模、固定资产投资占比、外商直接投资占比、产业结构、每万人中在校大学生数以及人均储蓄率对数值。匹配结果显示,政府规模、固定资产投资占比、外商直接投资占比以及人均储蓄率对数值对被解释变量有显著的影响,政府规模越小,或固定资产投资占比、外商直接投资占比以及人均储蓄率对数值越大,对城市设立生态工业园区越有利^⑦。

表 3 事件研究法的回归结果

	人均实际 GDP 对数值		人均实际 GDP 对数值
生态工业园区设立前 5 年	0.019 7 (0.020 5)	生态工业园区设立后 2 年	0.050 3 (0.036 0)
生态工业园区设立前 4 年	0.020 6 (0.022 7)	生态工业园区设立后 3 年	0.068 0** (0.036 8)
生态工业园区设立前 3 年	0.033 3 (0.023 3)	生态工业园区设立后 4 年	0.117 2** (0.048 2)
生态工业园区设立前 2 年	0.029 5 (0.023 0)	常数项	5.218 6*** (0.568 3)
生态工业园区设立前 1 年	0.037 6 (0.024 5)	控制变量	Yes
生态工业园区设立当年	0.048 9* (0.025 3)	地区效应	Yes
生态工业园区设立后 1 年	0.052 2* (0.029 1)	时间效应	Yes
		N	4 536
		adj. R ²	0.982

注:***、**、* 是指在 1%、5% 以及 10% 的置信水平上显著,括号内为聚类到地级市层面的稳健标准误,表中未汇报控制变量的影响系数。

表 4 灯光数据的回归结果

解释变量	被解释变量: 夜间灯光亮度	
	(1)	(2)
生态工业园区	3.305 9*** (1.218 2)	2.545 0** (1.104 8)
政府规模		-7.299 3*** (1.563 7)
外商直接投资占比		-7.250 1* (3.843 6)
第二产业占比		-3.060 8*** (0.979 3)
固定资产投资占比		-0.041 9 (0.251 5)
每万人中在校大学生数		0.003 7*** (0.000 8)
人均储蓄率对数值		0.691 8** (0.322 0)
常数项	4.385 2*** (0.111 1)	0.645 2 (2.513 9)
地区效应	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
N	3 850	3 651
adj. R ²	0.981	0.984

注:***、**、* 是指在 1%、5% 以及 10% 的置信水平上显著;括号内为聚类到地级市层面的稳健标准误;观测值小于基准回归是因为 DMSP/OLS 数据只更新至 2013 年,实证回归样本期间为 2000—2013 年。

倾向得分匹配的可靠性需要样本满足“条件独立假设”,即要求匹配后处理组和控制组的可测量量不具有显著的差异,因此在采用倾向得分匹配的双重差分法前需要进行平衡性检验。平衡性检验结果如表5所示,可以看出,除每万人中在校大学生数外,其余所有变量在匹配后的标准偏差的绝对值都小于20,这说明匹配结果可靠。另外,T检验结果表明匹配后的变量均未通过显著性检验,这也说明了匹配后处理组和控制组具有较好的可比性^④。

表5 倾向得分匹配平衡性检验(核匹配)

匹配变量	匹配前 U 匹配后 M	均值		标准偏差		T 检验	
		处理组	控制组	偏差	减少	t	P > t
政府规模	U	0.096	0.130	-80.6	96.3	-3.29	0.001
	M	0.096	0.097	-3.0		-0.16	0.872
外商直接投资占比	U	0.045	0.019	121.6	94.5	6.24	0.000
	M	0.045	0.043	6.7		0.21	0.833
第二产业占比	U	0.514	0.486	28.8	97.7	1.24	0.215
	M	0.514	0.524	-0.6		-0.03	0.979
固定资产投资占比	U	0.536	0.510	16.1	65.5	0.81	0.419
	M	0.536	0.546	-5.6		-0.19	0.846
每万人中在校大学生数	U	331.33	122.45	91.8	65.1	5.60	0.000
	M	331.33	258.5	32.0		0.99	0.325
人均储蓄率对数值	U	9.624	8.893	-105.8	84.7	5.53	0.000
	M	9.624	9.512	16.2		0.59	0.561

根据计算得到的倾向得分匹配,本文分别采用核匹配、1:1最近邻匹配、1:3最近邻匹配和1:5最近邻匹配等方法为处理组找到相近的控制组,其中对于核匹配方法,我们选择的核函数类型为 uniform 型。在获得匹配样本后,本文使用模型(1)重新进行估计,回归结果如表6所示。

如表6所示,其中第(1)列采用核匹配,第(2)列采用1:1最近邻匹配方法,第(3)列采用1:3最近邻匹配方法,第(4)列采用1:5最近邻匹配方法。可以看出,除第(2)列外,其余三列中生态工业园区对地区经济增长的影响均在5%的显著性水平上显著为正,第(2)列的系数虽不显著,但影响方向依然为正。控制变量的回归结果也与基准回归结果类似。PSM-DID 回归结果显示,基准回归结论保持稳健。

(五) 稳健性检验

1. 考虑生态工业园区“强度”的影响

在前文回归中,核心解释变量是地级市是否拥有生态工业园区,在本文研究的样本期间内,共有

表6 PSM-DID 的回归结果

解释变量	被解释变量: 人均实际 GDP 对数值			
	kernel 匹配	最近邻匹配 (1:1)	最近邻匹配 (1:3)	最近邻匹配 (1:5)
生态工业园区	0.042 7 ** (0.017 2)	0.045 6 (0.027 5)	0.029 1 ** (0.012 9)	0.072 2 ** (0.027 7)
政府规模	-1.367 4 *** (0.608 2)	-1.411 3 * (0.771 6)	-0.027 2 (0.196 5)	-1.319 4 * (0.680 4)
外商直接投资占比	0.437 5 * (0.240 9)	0.628 1 (0.453 7)	-0.184 6 (0.230 8)	-0.058 3 (0.316 2)
第二产业占比	1.125 8 *** (0.126 3)	1.187 7 *** (0.271 0)	1.463 0 *** (0.159 4)	1.672 2 *** (0.268 5)
固定资产投资占比	-0.028 9 (0.043 9)	-0.029 9 (0.071 5)	-0.104 6 * (0.057 0)	-0.052 9 (0.069 5)
每万人中在校大学生数	0.000 3 *** (0.000 1)	0.000 2 (0.000 1)	0.000 3 *** (0.000 1)	0.000 0 (0.000 1)
人均储蓄率对数值	0.476 8 *** (0.072 4)	0.530 1 *** (0.102 3)	0.279 6 *** (0.070 0)	0.372 3 *** (0.095 6)
常数项	4.198 1 *** (0.523 3)	4.231 5 *** (0.888 9)	6.268 4 *** (0.615 7)	5.399 7 *** (0.835 2)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4 342	909	455	920
adj. R ²	0.981	0.982	0.989	0.986

注:***、**、* 是指在1%、5%以及10%的置信水平上显著,括号内为聚类到地级市层面的稳健标准误。

48 个生态工业园区分布在 30 个地市中,因此有的地级市很可能拥有一个以上的生态工业园区^⑨。在稳健性检验部分,为了体现生态工业园区的“强度”,我们变换核心解释变量,借鉴刘瑞明等^[28]的做法,将其定义为生态工业园区数量指标,即某一年该地级市拥有的生态工业园区数量。回归结果如表 7 第(1)列所示,可以看出,变换解释变量不会对研究结论产生显著影响,一个地区拥有的生态工业园区越多,越会促进当地经济发展。

2. 缩小样本范围

基准回归样本是全国 283 个地级市,但是生态工业园区主要分布在 30 个地级市,且大多在东部沿海地区,因此本文进一步尝试缩小样本范围,仅保留最终拥有生态工业园区的地级市所在的省份^⑩。拥有生态工业园区的地级市可能拥有更好的经济发展基础以及工业基础,因此仅保留拥有生态工业园区的地级市所在的省份,在一定程度上可以提高处理组和控制组之间的可比性。回归结果如表 7 第(2)列所示,可以看出,缩小样本范围后并不会改变基准回归结论。

3. 剔除其他政策冲击的影响

本文的样本区间是 2000 年至 2016 年,在此期间内也发生了其他影响到区域经济发展的政策冲击,最具代表性的就是 2002 年中国加入 WTO。

已有大量文献研究发现,由于加入了 WTO,关税等贸易壁垒降低,大量外资涌入中国市场,对区域经济带显著的促进作用。尤其是本文的研究样本中处理组大多位于东部沿海地区,享受加入 WTO 的红利显著高于其他地级市,因此,实证回归中捕捉到的生态工业园区对地区经济增长的正向作用可能是由于这些沿海发达城市在我国加入 WTO 后所获得的政策红利,这会对本文的结论产生重大影响。为了控制中国加入 WTO 这一外生政策冲击带来的影响,我们重新设置一个 WTO 虚拟变量,对于 2002 年之后取值为 1,否则取值为 0,并重新进行回归。回归结果如表 7 第(3)列所示,控制中国加入 WTO 这一政策冲击后,生态工业园区对区域经济增长的影响依然显著为正。

4. 删除其他国家级工业园区的干扰

根据前文分析可知,生态工业园区在创建过程中,鼓励国家级开发区和高水平的省级开发区进行申报,从样本来看,80% 以上的生态工业园区本身就属于经济技术开发区或高新技术产业开发区。考虑到生态工业园区对地区经济增长的促进作用可能属于国家级开发区的影响,因此本文进一步在基准回归中设置两个虚拟变量,具体而言,若某一地级市在第 t 年拥有了国家级经济技术开发区或

表 7 稳健性检验

解释变量	被解释变量: 人均实际 GDP 对数值				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
生态工业园区数量	0.030 2** (0.012 2)				
生态工业园区		0.083 9*** (0.023 1)	0.053 9** (0.023 1)	0.055 6** (0.022 3)	0.057 7** (0.022 8)
加入 WTO			0.850 9*** (0.095 3)		
国家级经济技术开发区				-0.027 4* (0.014 7)	
国家级高新技术产业开发区				0.006 0 (0.018 3)	
政府规模	-1.564 7*** (0.220 2)	-2.025 3*** (0.377 6)	-1.557 9*** (0.221 7)	-1.573 6*** (0.222 7)	-1.369 8*** (0.233 0)
外商直接投资占比	0.660 6** (0.289 9)	0.795 0*** (0.296 8)	0.660 4** (0.291 6)	0.707 5** (0.290 2)	0.527 5* (0.270 6)
第二产业占比	1.203 3*** (0.108 2)	1.368 9*** (0.126 3)	1.199 9*** (0.108 3)	1.194 8*** (0.109 4)	1.147 4*** (0.119 2)
固定资产投资占比	0.009 2 (0.035 6)	0.035 7 (0.039 9)	0.007 4 (0.035 6)	0.008 8 (0.035 7)	0.042 9 (0.031 1)
每万人中在校大学生数	0.000 2** (0.000 1)	0.000 2 (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 3*** (0.000 1)
人均储蓄率对数值	0.403 3*** (0.065 1)	0.295 9*** (0.066 0)	0.401 6*** (0.065 3)	0.405 4*** (0.065 8)	0.283 5*** (0.057 1)
常数项	5.048 0*** (0.528 5)	6.007 5*** (0.554 8)	5.063 9*** (0.529 0)	5.036 7*** (0.533 2)	6.061 2*** (0.460 2)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4 537	2 394	4 537	4 537	3 723
adj. R ²	0.982	0.986	0.982	0.982	0.983

注:***、**、* 是指在 1%、5% 以及 10% 的置信水平上显著,括号内为聚类到地级市层面的稳健标准误。

国家级高新技术产业开发区,那么在第*t*年及以后虚拟变量取值为1,否则为0。实证结果如表7中第(4)列所示,可以看出,在控制了国家级开发区的影响后,基准回归结论依然成立。

5. 平衡性面板

在前文基准回归分析中,由于部分城市控制变量有缺失值,因此数据结构为非平衡面板数据。从理论上讲,如果样本出现空缺值与不可观测的其他因素相关,则可能引入内生性问题使得样本不再具有代表性,进而造成模型的估计偏差。因此,本文进一步将空缺的样本删除,仅保留在样本期内始终存在的样本,形成平衡性面板数据结构,重新对模型进行检验。经过上述处理,我们最终保留了219个地级市2000年至2016年的样本数据。实证结果如表7第(5)列所示,可以看出,生态工业园区依然在5%的显著性水平上对城市经济增长具有正向作用,控制变量的系数大小和方向也与基准回归类似,进一步说明了基准回归结论的稳健性。

五、进一步讨论

上文结果表明,设立生态工业园区会对城市经济发展带来显著的促进作用。进一步地,本文试图找出生态工业园区促进城市经济增长的机制路径。根据前文理论框架内容,基于数据的可获得性,我们从产业结构调整、政府间竞争以及集聚经济等方面进行实证检验。

(一) 生态工业园区对产业结构调整的影响

产业结构调整是近年来各级政府针对经济发展速度下滑而采取的政策措施。生态工业园区强调绿色循环发展,会对地方产业结构产生一定的影响,具体而言,我们利用如下模型进行计量检验:

$$Structure_{it} = \alpha + \beta Ecopark_{it} + \theta X_{it} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,被解释变量 $Structure_{it}$ 表示产业结构升级,借鉴于春晖等^[29]、王立勇和高玉胭^[30]的做法,我们采用第三产业与第二产业之比来度量。其余变量和基准回归一致,回归结果如表8第(1)列所示。可以看出,生态工业园区有利于促进地区产业结构升级。

(二) 生态工业园区对政府间竞争的影响

对于生态工业园区,地级市政府有相对应的配套政策措施,如税收优惠、土地划拨、人才落户、融资以及财政补贴等。这些配套措施能够显著吸引地区间要素流动,因而我们预计生态工业园区的设立在一定程度上会加剧政府间在吸引要素上的竞争。具体而言,我们采用如下计量模型进行估计:

$$Competition_{it} = \alpha + \beta Ecopark_{it} + \theta X_{it} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,被解释变量 $Competition_{it}$ 代表政府间竞争,政府间竞争主要包括税收竞争和支出竞争,由于税收竞争没有形成统一的度量方法,而且数据难以获得,因此我们主要考虑对支出竞争的影响。但由于《中国区域经济统计年鉴》在2006年后就没有报告地级市生产建设支出数据,因此本文利用城市道路面积作为地级市生产性支出偏向的代理指标^①,其余变量和基准模型一致。实证结果如表8第(2)列所示,可以看出,生态

表8 进一步分析

解释变量	产业结构	人均道路面积对数值	经济集聚
	(1)	(2)	(3)
生态工业园区	0.1756*** (0.0415)	0.0201* (0.0103)	0.2959*** (0.1097)
政府规模	0.4838 (0.2941)	-0.2214*** (0.0498)	-0.7429*** (0.1809)
外商直接投资占比	-0.5379 (0.4829)	-0.4495*** (0.1215)	-1.8135** (0.8169)
固定资产投资占比	-0.2809*** (0.0528)	-0.0102 (0.0084)	-0.1671** (0.0774)
每万人中在校大学生数	0.0006*** (0.0002)	0.0002*** (0.0000)	0.0003* (0.0002)
人均储蓄率对数值	-0.1297*** (0.0481)	0.0216 (0.0160)	-0.3532 (0.2186)
第二产业占比		-0.0956*** (0.0344)	-0.5058*** (0.1917)
常数项	1.9802*** (0.4114)	0.0523 (0.1295)	3.3482* (1.9148)
地区效应	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes
N	4536	3995	4536
adj. R ²	0.816	0.960	0.795

注:***、**、* 是指在1%、5%以及10%的置信水平上显著;括号内为聚类到地级市层面的稳健标准误;第(1)列检验生态工业园区对产业结构影响中,控制变量没有包括第二产业占比。

工业园区对城市道路面积有显著的正向作用,这符合我们的预期,即生态工业园区的设立需要地方政府提供相应的基础设施配套,进而形成“产业新城”。生产性支出的偏向也说明了生态工业园区在一定程度上加剧了地方政府间的竞争。

(三) 生态工业园区对地区经济集聚的影响

生态工业园区的设立推动经济集聚自然形成,同时生态工业园区的发展模式也是以园区龙头企业为核心,带动上下游企业集聚发展^[7]。因而可以预见生态工业园区的设立会吸引企业集聚发展,发挥规模经济优势,进而提高地区经济集聚程度。为此,本文检验如下的计量模型:

$$Agglomeration_{it} = \alpha + \beta Ecopark_{it} + \theta X_{it} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中 $Agglomeration_{it}$ 表示经济集聚度,借鉴邵帅等^[31]的做法,我们利用产出密度作为衡量地级市经济集聚程度的指标,具体利用各地级市非农产出总额(即第二、三产业增加值之和)与地级市行政辖区面积之比来度量。其余变量和基准回归一致,回归结果如表8中第(3)列所示。可以看出,生态工业园区显著提高了所在地区的经济集聚程度,实证结论支持我们关于生态工业园区促进地区经济集聚的预期。

六、结论及政策启示

从20世纪60年代以来,人类日益关注经济发展所造成的能源危机、资源枯竭、环境破坏和污染问题,重视环境保护和生态文明建设的可持续发展观念越来越深入人心。欧美国家对生态工业园的实践起步较早,也为我国生态工业园区的建设和发展提供了重要借鉴。

作为继国家级经济开发区和国家高新技术产业开发区后的第三代工业园区,生态工业园区强调绿色、低碳、循环的发展模式,既契合我国建设资源节约型和环境友好型社会的背景,也是工业领域实践绿色发展理念的重要手段之一,因此准确评估生态工业园区对地区经济增长的影响是社会各界关注的重点问题。本文利用2000年至2016年我国地级市层面数据,构建双重差分法评估生态工业园区对地区经济增长的影响,研究结果发现,生态工业园区的设立显著提升了园区所在地级市的人均实际GDP水平,绿水青山的确带来了金山银山。该结论在利用灯光数据、采用PSM-DID等一系列稳健性检验下保持稳健。从作用机制来看,生态工业园区的设立显著促进了地区产业结构升级,加剧了地方政府间竞争以及提高了地区经济集聚水平。

由本文结论衍生出的政策含义也比较直观。在供给侧结构性改革的背景下,如何促进新旧动能转换,实现经济的高质量发展,已成为社会各界关注的重点。生态工业园区建设不仅能保护地区生态环境,实现绿色增长,而且能促进地方产业结构升级,为地区经济发展带来显著的正向影响,从而实现生态环保和经济可持续发展的双重目标。但从现实情况来看,国内目前设立生态工业园区的城市数量较少,生态工业园区建设并未得到应有的重视,因此在未来的政策设计中,我国应该进一步加大对生态工业园区建设的扶持和宣传力度,鼓励符合条件的其他工业园区积极申报并转型为生态工业园区。要进一步提高对生态工业园区的相应政策扶持力度,如财税、工商以及配套基础设施建设等,让生态工业园区覆盖到更多的城市。此外,还需要进一步优化生态工业园区建设管理办法,保护地区生态环境,建立严格的监管机制,对不符合绿色环保要求的生态工业园区予以淘汰。通过大力推广生态工业园区建设并完善生态工业园区监管制度,为我国绿色发展打下坚实的基础。

注释:

①一般而言,工业园区包括经济特区、自贸区、出口加工区、高新技术产业开发区以及生态园区等^[1]。

②详见 http://www.gov.cn/xinwen/2018-03/03/content_5270330.htm。

③根据《国家生态工业示范园区标准》,评价指标体系主要包括经济发展、产业共生、资源节约、环境保护以及信息公开等五个方面,具体有必选和可选指标共32项,并要求园区至少满足其中的23项指标。

- ④例如,江苏省出台了《江苏省省级生态工业园区管理办法(试行)》(苏环科〔2008〕11号),山东省出台了《关于开展省级生态工业园区创建工作的通知》(鲁环发〔2009〕83号)以及《关于印发〈山东省省级生态工业园区管理办法(试行)〉的通知》(鲁环发〔2010〕69号)。
- ⑤由于《中国城市统计年鉴》没有汇报地区及自治州数据,因此本文样本没有包含地区及自治州。另外由于西藏地区数据缺失严重,因此本文的样本中删除了西藏地区样本。
- ⑥我们也考虑了以2006、2005、2004等年份作为匹配的基准年份,发现实证结果没有发生显著变化。
- ⑦Logit回归检验以及协变量检验结果均未展示,可向作者索取。
- ⑧本文也进一步考虑了在1:1最近邻匹配方法、1:3最近邻匹配方法和1:5最近邻匹配方法下处理组和控制组可测量间的均值差异,发现基本能满足平衡性条件。
- ⑨例如,上海市拥有上海莘庄工业区、上海金桥加工出口区、上海漕河泾新兴技术开发区、上海化学工业经济技术开发区、上海张江高科技园区、上海闵行经济技术开发区、上海市市北高新技术服务业园区等7个生态工业园区。
- ⑩删除的省份包括:河北、山西、内蒙古、黑龙江、江西、湖北、广西、海南、重庆、贵州、云南、四川、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆。
- ⑪城市道路面积指标来源于《中国城市建设统计年鉴》,该年鉴自2003年起报告地级市市辖区内道路面积指标。

参考文献:

- [1] ZHENG G, BARBIERI E, DI TOMMASO M R, et al. Development zones and local economic growth: zooming in on the Chinese case [J]. *China economic review* 2016, 38: 238 – 249.
- [2] BARBIERI E, DI TOMMASO M, RUBINI L. Industrial development policies in southern China: the specialised towns program [J]. *Economia E political industrial* 2009, 36(3): 179 – 198.
- [3] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L. The identification of agglomeration economies [J]. *Journal of economic geography* 2011, 11(2): 253 – 266.
- [4] GREENSTONE M, HORNBECK R, MORETTI E. Identifying agglomeration spillovers: evidence from winners and losers of large plant openings [J]. *Journal of political economy* 2010, 118(3): 536 – 598.
- [5] RUBINI L, DI TOMMASO M R, BARBIERI E. Special economic zones and cluster dynamics [R]. Working paper 2013.
- [6] KLINE P, MORETTI E. Local economic development, agglomeration economies, and the big push: 100 years of evidence from the Tennessee Valley Authority [J]. *The quarterly journal of economics* 2014, 129(1): 275 – 331.
- [7] 田金平, 刘巍, 臧娜, 等. 中国生态工业园区发展现状与展望 [J]. *生态学报* 2016(22): 7323 – 7334.
- [8] MUTTI J, GRUBERT H. Empirical asymmetries in foreign direct investment and taxation [J]. *Journal of international economics* 2004, 62(2): 337 – 358.
- [9] SARIF S M, ISMAIL Y. Technology parks, knowledge transfer and innovation: the case of Malaysia's information and communication technology (ICT) small and medium enterprises [J]. *International journal of information systems for logistics and management* 2006, 1(2): 133 – 142.
- [10] ZHANG J. Interjurisdictional competition for FDI: the case of China's development zone fever? [J]. *Regional science and urban economics* 2011, 41(2): 145 – 159.
- [11] ALDER S, SHAO L, ZILIBOTTI F. The effect of economic reform and industrial policy in a panel of Chinese cities [R]. Working paper, University of Zurich 2012.
- [12] 崔晓露. 我国高新技术产业园区创新绩效评价研究 [J]. *财经问题研究* 2013(8): 35 – 40.
- [13] WANG J. The economic impact of special economic zones: evidence from Chinese municipalities [J]. *Journal of development economics* 2013, 101: 133 – 147.
- [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.
- [15] 李贲, 吴利华. 开发区设立与企业成长: 异质性与机制研究 [J]. *中国工业经济* 2018(4): 79 – 97.
- [16] LU Y, WANG J, ZHU L. Place-based policies, creation, and agglomeration economies: evidence from China's economic zone program [J]. *American economic journal: economic policy* 2019, 11(3): 325 – 360.

- [17]包群 唐诗. 开发区建设与周边地区的企业成长: 窗口辐射还是挤出效应[J]. 产业经济研究 2016(5):26-36+99.
- [18]RAWSKI T G. What is happening to China's GDP statistics? [J]. China economic review 2001 ,12(4):347-354.
- [19]陈钊 熊瑞祥. 比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据[J]. 管理世界 2015(8):67-80.
- [20]张天华 邓宇铭. 开发区、资源配置与宏观经济效率——基于中国工业企业的实证研究[J]. 经济学(季刊) 2020(4):1237-1266.
- [21]邱洋冬. 开发区设立、区域偏向与企业创新提质[J]. 产业经济研究 2020(4):61-73.
- [22]JACOBSON L S ,LALONDE R J ,SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers [J]. American economic review , 1993 83(4):685-709.
- [23]HODLER R ,RASCHKY P A. Regional favoritism [J]. The quarterly journal of economics 2014 ,129(2):995-1033.
- [24]HENDERSON J V ,STOREYGARD A ,WEIL D N. Measuring economic growth from outer space [J]. American economic review 2012 ,102(2):994-1028.
- [25]范子英 彭飞 刘冲. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究 2016(1):114-126.
- [26]唐为. 分权、外部性与边界效应[J]. 经济研究 2019(3):103-118.
- [27]王小龙 许敬轩. 财政“省直管县”能够约束基层公职人员在消费吗[J]. 财贸经济 2017(6):17-32.
- [28]刘瑞明 李林 亢延锬 等. 景点评选、政府公共服务供给与地区旅游经济发展[J]. 中国工业经济 2018(2):118-136.
- [29]干春晖 郑若谷 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究 2011(5):4-16+31.
- [30]王立勇 高玉胭. 财政分权与产业结构升级——来自“省直管县”准自然实验的经验证据[J]. 财贸经济 2018(11):145-159.
- [31]邵帅 张可 豆建民. 经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验[J]. 管理世界 2019(1):36-60+226.

(责任编辑:戴芬园)

Does national eco-industrial park boost urban economic growth? Empirical evidence based on DID

PU Long¹ , DING Jianfu¹ , LIU Chong²

(1. School of Public Finance and Taxation , Zhejiang University of Finance & Economics , Hangzhou 310018 , China;

2. School of Economics , Peking University , Beijing 100871 , China)

Abstract: As a concrete practice form of the green development concept in the industrial field , the national eco-industrial parks are one of the important ways to cure the deterioration of the ecological environment and promote the sustainable development of the regional economy. EIP encourages a green , low-carbon and circular development model. It gives consideration to economic growth; more importantly , it places more emphasis on protecting the ecological environment , which is in line with China's development goal of building a resource-saving and environment-friendly society. Adopting a quasi-natural experiment of approved national eco-industrial parks across the country , and then using economic and social statistics from 283 cities nationwide , this paper empirically examines the impact of national eco-industrial parks on urban economic growth. The empirical study finds that the national eco-industrial parks significantly play a significant role in urban economic growth. The conclusion remains robust under robustness tests such as using night-time lighting brightness and changing the empirical strategy. Further research shows that the national eco-industrial parks have affected urban economic development by promoting the upgrading of regional industrial structures , increasing inter-governmental competition and raising the level of regional economic agglomeration. The conclusions of this paper indicate that the national eco-industrial parks make a great contribution to urban economic growth , and lucid water and lush mountains indeed bring invaluable assets.

Key words: green development; national eco-industrial parks; economic growth; high-quality development; difference-in-differences