

城市群扩容对区域绿色经济效率的影响研究

——以长三角城市群扩容为例

杨航英, 强永昌

(复旦大学经济学院, 上海200433)

摘要: 本文基于我国2006—2016年城市面板数据,以长三角城市群扩容为例,使用双重差分法实证研究了城市群扩容对绿色经济效率的影响。研究发现:城市群扩容对城市群原有城市的绿色经济效率有显著提升作用,对新进城市的绿色经济效率无显著作用,稳健性检验表明该结论是可靠的。机制检验表明:扩容未影响原有城市的技术效率,但通过提高市场一体化水平来促进原有城市技术进步,进而提升原有城市绿色经济效率;扩容通过降低功能专业化水平来提高新进城市技术效率,通过提高市场一体化水平来促进新进城市技术进步并降低其技术效率,由于技术进步效应和技术效率降低效应相互抵消,扩容未影响到新进城市的绿色经济效率。此外,扩容对原有城市中的大城市、高创新能力及高经济发展水平城市的绿色经济效率有更大提升作用。

关键词: 城市群扩容; 绿色经济效率; 双重差分; 功能专业化; 市场一体化

中图分类号: F127 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)2—0075—11

一、引言

党的十九大报告指出“以城市群为主体,构建大中小城市与小城镇协调发展的城镇格局”,说明城市群建设对我国未来城镇化战略格局的构建具有重要意义。2018年,我国19个重点城市群的GDP总量达全国的88.1%,且汇集全国75.3%的人口^①,城市群作为区域经济协调发展的空间载体,对我国经济社会发展产生了深刻影响。我国城市群的形成往往始于个别城市对区域合作发展的探索,由于区域内规模和范围经济的形成需建立在一定规模的人口、资本、消费之上(张学良和李培鑫,2014),且外围城市对参与区域合作发展的意愿增强,使我国城市群发展表现出显著的地域扩容特征(王全忠和彭长生,2018)。

目前,我国处于实现经济高质量发展的关键时期,这需要提高经济效率(蔡昉,2017;刘世锦,2017),习总书记曾强调“探索以生态优先、绿色发展为导向的高质量发展新路子”,故提高绿色经济效率是实现经济高质量发展目标的重要举措。因此,研究城市群扩容如何影响区域绿色经济效率这一问题具有一定的现实意义。长三角城市群是我国区域一体化水平最高、规模最大的城市群之一^②。它的发展可追溯到1982年成立的上海经济区,在政府和社会团体的长期推动下,长三角城市群地域范围逐步扩大到沪、苏、浙、皖全域,这种地域扩容有效促进了长三角城市群内部原有城市与新进城市之间的产业转移、要素流动和市场整合等经济活动,从而对两类城市的经济发展产生重要影响。因此,本文以长三角城市群扩容为例来研究并回答以下问题:城市群扩容如何影响原有城市与新进城市的绿色经济效率?该影响是如何产生的?扩容的绿色经济效率提升效应是否具有城市异质性?本文的研究既有利于理解两者之间的关系,也能为长三角乃至全国制定推动城市群发展,促进绿色经济效率提升,实现经济高质量发展的政策提供一定依据。

二、文献综述

有关绿色经济效率的研究主要分为指标测算和影响因素两大类。在指标测算方面,国外学者首先提出

收稿日期:2020-08-19

基金项目:国家教育部基地重大项目“外商直接投资与产业结构、收入分配的相关性研究”(14JJD790025)

作者简介:(通讯作者)杨航英,复旦大学经济学院博士研究生,研究方向:国际贸易、产业经济;强永昌,博士,复旦大学国际贸易研究中心主任,经济学院教授,博士研究生导师,研究方向:国际贸易、国际经营。

① 详见恒大研究院发布的《中国城市发展潜力排名:2019》。

② 详见中国发展研究基金会发布的《中国城市群一体化报告》。

测算方法并进行完善, Chung et al(1997)构造了方向距离函数,该函数将产出区分为期望产出和非期望产出,基于此函数构造出的曼奎斯特-龙伯格指数(Malmquist-Luenberger, ML)可测出绿色经济效率,并且能够分解为技术进步、技术效率两个部分;但是 Managi 和 Jena(2008)认为 ML 指数在规模报酬可变时存在线性规划无解的情况; Oh(2010)通过引入全域生产可能性集构造出全局曼奎斯特-龙伯格指数(Global Malmquist-Luenberger, GML),既克服了可能出现的线性无解问题,又使得所测指数满足循环累积性,从而能观察到绿色生产率的长期增长趋势,因而 GML 指数被学者广泛应用;国内学者齐亚伟和陶长琪(2012)利用方向距离函数和 GML 指数测算我国各省市的绿色经济效率,发现绿色经济效率提升取决于技术进步和技术规模扩大;易明等(2018)通过 GML 指数测算出长江经济带的绿色经济效率,发现绿色经济效率呈 W 型变动,这源于技术进步变动。在影响因素研究方面,环境规制和经济集聚是关注重点。钱争鸣和刘晓晨(2015)发现环境管制对绿色经济效率的影响不是线性的,长期来看具有促进作用;蔡乌赶和周小亮(2017)进一步研究发现市场激励型和自愿协议型环境规制对绿色经济效率的影响都呈现非线性型特征,命令控制型环境规制并未产生影响,杜龙政等(2019)也得出类似的结论。林伯强和谭睿鹏(2019)研究发现经济集聚通过交通设施、劳动力市场、环境规制等渠道对绿色经济效率产生 U 型影响,而且第二、三产业均表现出此特征;黄庆华等(2020)研究发现产业集聚能明显提升长江经济带的绿色经济效率,这是通过促进技术进步来实现的。

国内外有关地区扩容效应的研究主要集中在扩容对经济增长、环境污染、经济效率的影响方面。在经济增长研究方面,国外学者 Murphy(2006)研究发现 2004 年欧盟扩容后,新成员和旧成员的经济增长都有明显提高;国内学者刘乃全和吴友(2017)研究发现长三角城市群 2010 年扩容通过促进城市群产业分工、市场统一及经济联系来推动城市群经济增长,而且对城市群原有城市经济增长的影响要比新进城市大;邓文博等(2019)进一步研究得出扩容会带动欠发达地区经济的快速增长,但王全忠和彭长生(2018)认为加入长三角城市群的周边城市在经济增长上未被明显拉动;丁焕峰等(2020)研究发现 2008 年珠三角城市群扩容使一些新进城市的经济增长在短期内出现下降,但长期内对新进地区经济增长均有利。在环境污染研究方面;尤济红和陈喜强(2019)研究发现长三角城市群扩容使得三种污染物排放从原位城市转向外围的新进城市,对原位城市有减排效应,但赵领娣和徐乐(2019)发现此次扩容通过产业分工对原位城市产生较强水污染效应。在经济效率研究方面,国外学者 Halkos 和 Tzeremes(2009)研究发现欧盟扩容对旧成员国的经济效率带来不利影响;但会提升新成员国的经济效率;张学良等(2017)研究发现城市群扩容会给区域带来功能互补、市场整合和经济联系效应,加入长三角城市群后可以使地区劳动生产率显著提高,且该效应会逐渐变强;张跃(2020)发现长三角城市群扩容能提升城市群经济效率,并且邻近大城市和中心城市的城市获得更强的经济效率提升效应,表明城市群扩容对经济效率有明显促进作用。

综上所述,有关绿色经济效率的研究相对丰富,有关城市群扩容效应的研究侧重于扩容对经济增长、环境污染等单变量的影响,很少就扩容对经济增长和环境污染的综合效应进行研究。因此,本文利用同时考虑经济增长状况和环境污染状况的绿色经济效率来评估城市群扩容效应。相对来说,本文有以下两个边际贡献:视角上,从绿色经济效率视角对比分析城市群扩容对原有城市和新进城市的影响差异,是对现有文献的一个有益补充;内容上,在实证研究长三角城市群扩容对原有城市与新进城市绿色经济效率的影响的基础上,对作用机制进行了检验,并分析了城市异质性效应,从而为推动我国城市群建设及实现经济高质量发展提供一定的政策制定依据。

三、作用机制分析

国务院曾在 2010 年设定长三角城市群包括上海、江苏、浙江的 25 个城市,2016 年调整为 26 个城市,2019 年调整到沪、苏、浙、皖一市三省全部区域^③,但是按照这一界定来研究城市群的扩容效应时,会受到部分城市退出的影响。基于市场机制自发形成的长三角城市经济协调会(以下简称为协调会)能反映长三角城市群发展的本质特征,可作为长三角城市群的科学界定(张学良等,2017),其他学者在经验分析时多采用这一界定。因此本文将协调会覆盖的城市范围作为长三角城市群范围。

③ 详见 2010 年《长江三角洲城市区域规划》、2016 年《长江三角洲城市群发展规划》、2019 年《长江三角洲区域一体化发展纲要》。

1997年,协调会由15个城市自愿组成,并在2003年首次扩容吸纳了台州,形成了长三角城市群的16个核心城市,这与2010年的官方设定一致。2004年,长三角区域合作正式纳入城市最高决策层视野,每年召开的市长联席会议加强了政府间合作交流,由于各项制度的逐渐完善及协调会内外城市间合作发展需要,协调会在2010年3月扩容为22个城市,新增了合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州。随后,协调会相继于2013年、2018年及2019年进行三次扩容,地理上覆盖到一市三省全域。从区域层面看,扩容通过加强政府合作有力推动了区域产业转移、要素流动,可能会影响到区域间功能分工,同时,扩容对区域市场开放和整合也有着重要影响。本文主要从功能专业化、市场一体化两个渠道来分析长三角城市群扩容影响区域绿色经济效率的机制。从指标测算来看,绿色经济效率指标可进一步分解为技术进步变化与技术效率变动两部分之积(Chung et al, 1997; Grosskopf, 2003),任一部分的改善都能提高绿色经济效率;从经济意义看,技术进步在一定程度上反映城市创新水平,而技术效率反映的是城市对技术的利用水平,体现在规模经济、资源配置效率等方面,因而技术进步和技术效率提升正是提高经济效率的关键。因此,本文认为扩容可能通过功能专业化、市场一体化两个渠道对技术进步与技术效率产生影响,进而影响绿色经济效率。

(一)功能专业化

功能专业化反映的是某地区产业管理部门和生产部门的相对集中程度。空间分工理论认为企业内部功能分工会导致区域间的功能分工(Massey, 1978),这是因为当城市规模扩大给企业带来较高的地租和工资成本时,企业倾向将中低端生产环节向外围城市转移,最终在区域内形成中心城市主要承担管理功能、外围城市主要承担生产功能的分布格局(Duranton 和 Puga, 2005)。长三角城市群扩容能使城市群原有城市和新进城市间加强政府合作,加快实现区域间互联互通,会有效降低城市群原有城市的企业向新进城市转移生产环节所产生的协调成本,促进区域功能分工。一般来说,扩容会提升原有城市在区域中的功能专业化水平,降低新进城市的功能专业化水平,但是原有城市在向新进城市转移中低端生产环节的同时很可能加大对高端生产领域的投资,反而会提高原有城市的生产专业化程度,降低原有城市的功能专业化水平。功能专业化对绿色经济效率产生的影响是取决于其对技术进步和技术效率的净影响大小。

对原有城市而言,提升功能专业化水平会弱化城市因中低端制造业集聚而产生的拥挤成本,有利于企业开展技术研发,实现技术进步;需要注意的是,由于产业生产部门逐步向新进城市转移,若产业管理部门和新进城市生产部门协同程度较低,可能会降低企业研发意愿。提升功能专业化水平也需要城市内部各产业的协同发展,否则会降低资源配置效率,进而降低城市的技术效率。

对新进城市而言,降低功能专业化水平后有利于新进城市从承接产业转移中获取较为先进的生产技术、设备或人力资本,有助于城市技术进步;但也可能使新进城市锁定于中低端生产环节,不利于城市开展高水平创新,抑制技术进步,此外,由于产业管理部门面临相对缺失,当原有城市产业管理部门和新进城市生产部门协同程度低时,对城市技术创新的抑制作用更大,因而降低功能专业化水平可能会阻碍新进城市技术进步。功能专业化水平的降低会提高新进城市生产专业化程度,这有利于提升新进城市技术效率,但承接产业转移也可能会提高本地区污染物排放量和能源消耗,降低环境质量,进而降低城市的技术效率。

(二)市场一体化

由于赶超战略的实施、个人晋升的需要,促使地方政府对本地市场和企业实施保护,从而导致区域间市场分割(林毅夫和刘培林, 2004; 陆铭和陈钊, 2009; 张宇, 2018)。协调会通过政府合作来带动推动区域统一大市场的建设,因而扩容会推进原有城市和新进城市间市场开放与整合,同时扩容会加快区域间交通基础设施的联通,而交通基础设施联通是打破市场分割的物质基础(范欣等, 2017),这将有效降低城市之间的市场边界效应,提高原有城市、新进城市在区域中的市场一体化程度。市场一体化对绿色经济效率的影响则取决于其对技术进步和技术效率的净影响大小。

对于原有城市而言,提高市场一体化水平对技术进步的影响主要表现在以下几个方面:第一:市场一体化可以通过加强市场竞争、扩大企业面临的市场规模来促进企业技术创新,同时部分地区对外地产品的环境标准要求较高,也会倒逼企业开展绿色创新,这都有利于原有城市实现技术进步;第二:市场一体化在促进技术扩散时可能会减少企业创新收益,这会降低企业创新动力;第三,市场一体化会虽能加强市场竞争,但也使本地企业面临外部性风险增强,可能会耗散企业本用于创新的资金(Corsetti et al, 2007);第四,尽管企业面临

的市场规模扩大,若企业面临的法制、金融等制度环境未改善,企业可能不会因需求增大而开展技术创新(徐保昌和谢建国,2016),尤其是那些具有技术优势的企业,其在区域大市场中更具竞争力,因而市场规模的扩大可能会使企业产生一定创新惰性,最终不能促进城市技术创新,不利于技术进步。市场一体化对技术效率的影响表现在本土市场效应的强化会激励企业进行规模扩张,获得规模经济效益,在一定程度上有利于城市技术效率提升,但是过度的规模扩张不利于资源有效利用,反而会降低城市的技术效率。

对于新进城市而言,提高市场一体化水平会降低本地的产品市场准入壁垒,有利于原有发达城市的高质量产品进入本地市场,便于本地企业获得外溢技术,也有利于本地企业与外地企业联合开展产品研发活动,故市场一体化有利于城市的技术进步。新进城市企业容易从短期利益来进行生产要素配置,市场规模扩大可能会诱使企业增加低技术部门或低效率型的生产投入,降低企业资源配置效率,从而降低城市的技术效率。

四、研究设计

(一)数据说明

考虑到部分城市的指标数据缺失较多,本文选取我国219个城市的数据作为样本。由于2016年以后城市固定资产投资数据严重缺失,且GDP、城市用电量统计口径变化,这会影响到绿色经济效率的测算效果,故本文选用的回归样本年限为2006—2016年。尽管样本未更新至最近年份,但扩容政策实施前后均保留了至少四年的观测数据,能够有效评估扩容政策对绿色经济效率带来的冲击文章所用数据主要来源于《中国城市统计年鉴》及地级市的统计年鉴,部分指标数据来源于《中国统计年鉴》。

(二)模型设定

1. 基本模型

双重差分法(DID)既能够分离绿色经济效率随时间而自然变动的部分(时间效应),又能分离因城市群扩容而变动的部分(政策处理效应)。因此本文选择DID作为基本的评估方法。本文将2010年长三角城市经济协调会扩容作为长三角城市群扩容的一项准自然实验,因为这次扩容在行政区域上首次覆盖到安徽省,以2010年为实验发生点也便于获取更多年份的观测数据。本文设置两个处理组,将2010年扩容前的16个协调会城市作为原有城市处理组,将扩容后新加入协调会的6个城市作为新进城市处理组^④,两个处理组均以197个非协调会城市作为控制组,以检验扩容后处理组和控制组之间是否具有明显差异。本文构建如下双重差分模型:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Exp_{it} \times Post_{it} + \varphi Controls_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中:下标*i*与*t*分别为城市和年份;*Y*为第*t*年城市*i*的绿色经济效率;*Exp*为城市分组变量,处理组城市取值为1,控制组城市取值为0;*Post*为时间分组变量,2010年及以后的年份取值为1,其他取值为0;*Exp_{it} × Post_{it}*为差分项,系数 α_1 能够反映长三角城市群扩容后处理组和对照组城市绿色经济效率的是否具有明显差异;*Controls*为一系列控制变量,下文将给予说明; ϵ_{it} 为随机误差项。

(三)变量说明

1. 被解释变量

绿色经济效率(*agtfp*)。本文采用基于方向性距离函数和GML指数测算绿色经济效率,测算工具为Max DEA。测算所需的产出指标有代表期望产出的城市实际GDP,代表非期望产出的城市工业废水排放总量、工业废气排放总量与工业烟尘排放总量。所需的投入指标有资本、劳动力和能源等三类要素,其中,资本采用资本存量表示,资本存量利用永续盘存法求得,所用折旧率为9.6%;劳动力指标选取城市的城镇单位从业和私营企业就业人数之和表示;由于缺乏城市层面的能源投入数据,故参考秦炳涛(2014)的方法,采用城市全年用电量来表示能源投入。所有价格指数的基期均为2003年。由于测算出的初始值为相对变化率,非真实绿色经济效率,也不具有可比性。因此,本文参考Managi和Jena(2008)的方法,假定2005年绿色经济效率为1,将测出的指数转为累积指数。

^④ 本文所指的长三角城市群原有城市为上海、南京、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南江、泰州、台州,新进城市为合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为差分项 $Exp \times Post$, 即城市分组变量与时间分组变量的交互项。中介变量包括功能专业化(fs)、市场一体化(mu)。

功能专业化(fs)。参考Bade et al (2004)、苏红键和赵坚(2011)的测算方法, 如式(2)所示:

$$fs_{it} = \frac{L_{ist}/L_{ipt}}{L_{st}/L_{pt}} \quad (2)$$

其中: L_{ist} 、 L_{ipt} 分别表示城市 i 在第 t 年的管理部门、生产部门的就业人数; L_{st} 、 L_{pt} 分别表示第 t 年其他城市的管理部门、生产部门的总就业人数^⑤。

市场一体化(mu)。参考盛斌和毛其淋(2011), 本文基于8大类商品的消费者价格指数, 利用价格指数法测城市市场一体化水平^⑥, 如式(3)所示:

$$mu_{it} = \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{j=n-1}^8 \sum_{k=1}^8 (|\Delta q_{ijt}^k| - |\overline{\Delta q_t^k}|)}$$
(3)

其中: n 为参与测算的城市个数; $\Delta q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{i,t-1}^k/P_{j,t-1}^k)$ 表示第 t 年第 k 类商品在城市 i 与 j 间的相对价格变动; P_{it}^k 、 $P_{i,t-1}^k$ 分别表示第 t 年、第 $t-1$ 年时, 第 k 类商品在城市 i 的消费者价格指数; P_{jt}^k 、 $P_{j,t-1}^k$ 分别表示第 t 年、第 $t-1$ 年时, 第 k 类商品在城市 j 的消费者价格指数; $\overline{\Delta q_t^k}$ 表示第 t 年第 k 类商品在所有城市的平均价格变动; $|\Delta q_{ijt}^k| - |\overline{\Delta q_t^k}|$ 表示第 t 年第 k 类商品在城市 i 与 j 之间的相对价格变动方差。市场一体化可表示为市场分割指数的倒数。

3. 控制变量

根据以往研究, 本文将对以下变量进行控制: 劳均资本存量(kl), 采用地区每单位劳动力所拥有的万元资本存量来表示; 外商直接投资(fdi), 采用地区实际利用外资占固定资产投资的比例来表示; 金融发展水平(fin), 采用地区年末存、贷款余额之和与GDP之比来表示; 产业结构($indu$), 采用地区第三产业与第二产业的就业人员之比来表示; 人均道路面积($road$), 采用人均道路铺装的万平方米数来表示; 人口密度($popden$), 采用每平方公里的万人数量来表示; 财政支出(gov), 采用地区人均一般财政支出万元数来表示。在回归估计中, 非比值控制变量均取对数。主要变量的描述性统计见表1。

表1 主要变量的描述性统计

变量	原有城市处理组			新进城市处理组			控制组		
	样本量	均值	方差	样本量	均值	方差	样本量	均值	方差
$agtfp$	176	1.185	0.429	66	1.059	0.217	2167	0.991	0.427
kl	176	40.068	9.516	66	43.740	19.309	2167	38.077	21.346
fdi	176	0.795	0.051	66	0.040	0.027	2167	0.036	0.040
fin	176	2.800	1.012	66	2.233	0.856	2167	2.122	1.047
$indu$	176	1.222	0.316	66	1.379	0.409	2167	1.477	0.727
$road$	176	15.020	5.207	66	13.117	4.965	2167	11.266	6.848
$popden$	176	0.089	0.049	66	0.067	0.515	2167	0.072	0.199
gov	176	0.834	0.523	66	0.590	0.341	2167	0.591	1.193

五、实证检验与分析

(一) 基本估计结果与分析

本文回归估计均采用稳健标准误, 且对每次回归估计进行豪斯曼(Hausman)检验, 若检验结果拒绝原假设, 则使用固定效应模型, 否则使用随机效应模型。长三角城市群扩容影响绿色经济效率的基本估计结果见表2。表2的列(1)、列(2)中 $Exp \times Post$ 系数在1%的水平上均显著为正, 表明长三角城市群扩容对城市群原有城市的绿色经济效率有显著提升作用; 列(3)、列(4)中该系数均未显著为正, 表明长三角城市群扩容对新进城市的绿色经济效率无显著影响。

⑤ 管理部门就业人数用租赁和商务服务就业人数表示; 生产部门包括采矿业、制造业, 电力、热力、燃气及水生产和供应业。

⑥ 8类商品指食品烟酒、衣着、交通和通信、教育文化和娱乐、医疗保健、居住、生活用品及服务、其他用品与服务。

表 2 长三角城市群扩容影响绿色经济效率的基本估计结果

变量	原有城市		新进城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Exp</i> × <i>Post</i>	0.140 ^c (4.08)	0.155 ^c (3.74)	0.030(1.12)	0.012(0.26)
<i>lnkl</i>		0.215 ^c (8.45)		0.217 ^c (8.36)
<i>fdi</i>		0.289(0.61)		0.190(0.51)
<i>fin</i>		0.018(0.75)		0.013(0.55)
<i>Indu</i>		0.030(1.16)		0.032(1.24)
<i>lnroad</i>		-0.112 ^c (-4.34)		-0.115 ^c (-4.22)
<i>lnpopden</i>		0.021(1.46)		0.023(1.54)
<i>lngov</i>		-0.048 ^c (-3.41)		-0.049 ^c (-3.42)
常数项	-0.094 ^c (-3.99)	-0.656 ^c (-5.60)	-0.101 ^c (-4.13)	-0.654 ^c (-5.46)
Hausman 检验	2.62	88.85 ^c	0.77	82.68 ^c
<i>R</i> ²	0.010	0.192	0.001	0.188
<i>N</i>	2343	2343	2233	2233

注:a、b、c 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 *t* 值。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势假设和动态效应检验

DID 的首要假定是处理组和控制组需满足平行趋势假设,即政策实施前的两组变动趋势无显著差异,本文通过将处理组虚拟变量与年份的交互项引入回归模型以进行检验,检验结果见表 3。由表 3 可知,2010 年以前原有城市、新进城市的各交互项系数均未显著,表明在 2010 年长三角城市群扩容前,处理组和控制组绿色经济效率的变动趋势均未有显著差异,即满足平行趋势假设。动态效应能反映扩容对绿色技术效率的长期影响,从表 3 可以看出,原有城市的交互项系数在 2010 年以后均能在 10% 的水平上显著,而新进城市不显著,这表明扩容未影响新进城市绿色经济效率,但对原有城市绿色经济效率有长期提升效应。

2. 基于 PSM-DID 的稳健性检验

为消除处理组和控制组划分带来的样本偏差问题,本文采取基于核匹配的双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)进行再评估。由于控制变量的差异检验均未显著,满足共同支撑假设;此外,匹配前处理组和控制组的概率密度分布存在明显差异,匹配后明显趋于一致,表明匹配后两组城市各方面特征已非常接近,样本偏差问题消除,以上两点 PSM-DID 的适用性检验限于篇幅未能展示。基于 PSM-DID 的检验结果见表 4。由表 4 可知,原有城市的双重差分检验结果显著为正,新进城市的双重差分检验结果未显著,表明扩容只对原有城市的绿色经济效率有明显影响,而且该影响是正向的,这说明上文的基本结论是稳健的。

表 4 基于 PSM-DID 方法的稳健性检验结果

城市分类	扩容前控制组	扩容前处理组	扩容前处理组和控制组差异	扩容后控制组	扩容后处理组	扩容后处理组和控制组差异	双重差分检验结果
原有城市	0.112	0.012	-0.100 ^c (-3.14)	0.134	0.174	0.040 ^c (1.75)	0.139 ^c (3.57)
新进城市	-0.040	0.032	0.072 ^c (2.78)	0.019	0.046	0.027(1.39)	-0.045(-1.38)

注:a、b、c 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 *t* 值。

3. 其他稳健性检验

本文将 2013 年协调会扩容作为一项政策冲击,按同样方法划分处理组和控制组,若检验结果和上文基本结果一致,则表明本文基本结论是稳健的,检验结果见表 5 的列(1)、列(2),结果表明 2013 年扩容只对原有城市的绿色经济效率有明显影响,且该影响为正向,这与上文基本结论一致。

表 3 平行趋势假设与动态效应检验结果

变量	原有城市	新进城市
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₀₇	-0.045(-1.53)	0.003(0.15)
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₀₈	-0.020(-0.82)	0.012(0.57)
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₀₉	0.031(1.58)	0.031(1.58)
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₁₀	0.057 ^b (2.36)	-0.003(-0.09)
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₁₁	0.103 ^c (3.46)	0.000(0.01)
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₁₂	0.163 ^c (4.91)	0.062(0.75)
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₁₃	0.113 ^c (3.26)	-0.017(-0.26)
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₁₄	0.138 ^c (3.14)	-0.005(-0.08)
<i>Exp</i> × <i>year</i> ₂₀₁₅	0.250 ^c (5.41)	0.072(0.83)
控制变量与常数项	控制	控制
Hausman 检验	93.71 ^c	97.93 ^c
<i>R</i> ²	0.193	0.178
<i>N</i>	2343	2233

注:a、b、c 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 *t* 值。

表5 其他稳健性检验结果

变量	按照2013年扩容进行分组		删除2010年样本		删除非长三角城市	
	原有城市	新进城市	原有城市	新进城市	原有城市	新进城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Exp×Post</i>	0.110 ^c (3.06)	-0.043(-0.92)	0.159 ^c (3.85)	0.013(0.25)	0.120 ^c (4.40)	0.018(0.56)
控制变量与常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Hausman 检验	87.10 ^c	75.37 ^c	77.77 ^c	74.67 ^c	38.36 ^c	19.45 ^c
<i>R</i> ²	0.187	0.191	0.198	0.192	0.339	0.343
<i>N</i>	2321	2156	2130	2030	385	275

注：a、b、c分别表示系数在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为*t*值。

为了减少扩容当年各城市其他特殊因素的影响，本文删除了2010年样本，检验结果见表5的列(3)、列(4)，结果表明扩容只对原有城市的绿色经济效率有显著提升作用。此外，为了进一步排除地区间的发展差异，本文仅保留长三角三省一市的41个城市样本，检验结果见表5的列(5)、列(6)，结果仍旧表明扩容只对原有城市的绿色经济效率有显著提升作用。以上检验表明本文基本结论是可靠的。

六、作用机制检验

机制分析提到扩容会影响技术进步与技术效率，并进一步影响绿色经济效率，因而本文首先检验扩容对技术进步与技术效率的影响，结果见表6。表6列(1)中*Exp×Post*的系数显著为正，列(2)中该系数未显著，表明扩容仅会对原有城市的技术进步产生显著正影响，这使得扩容对原有城市绿色经济效率有显著促进作用；列(3)、列(4)中*Exp×Post*的系数分别显著为正、负，表明扩容对新进城市的技术进步、技术效率产生了相反作用，由于两种作用相互抵消，导致扩容对新进城市的绿色经济效率没有明显作用。

表6 长三角城市群扩容影响技术进步与技术效率的检验结果

变量	原有城市		新进城市	
	<i>lnagtc</i>	<i>lnagec</i>	<i>lnagtc</i>	<i>lnagec</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Exp×Post</i>	0.169 ^c (3.88)	-0.014(-0.38)	0.207 ^c (4.47)	-0.194 ^c (-3.68)
控制变量与常数项	控制	控制	控制	控制
Husman 检验	89.38 ^c	49.01 ^c	54.71 ^c	27.42 ^c
<i>R</i> ²	0.248	0.129	0.238	0.135
<i>N</i>	2343	2343	2233	2233

注：a、b、c分别表示系数在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为*t*值。

那么，扩容是如何影响技术进步和技术效率？本文根据上文的作用机制分析，从功能专业化、市场一体化两个渠道做进一步的中介效应检验，以回答这一问题。考虑到城市间功能转换和市场整合是在一定地理范围内进行，本文将中介变量的测算样本限定在长三角三省一市的41个城市间，以增强有效性。因此，该部分实证所用的处理组仍为2010年长三角城市群扩容后的22个城市，控制组为长三角其他19个城市。本文构建如下中介效应检验模型：

$$\ln Z_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Exp_{it} \times Post_{it} + \varphi Controls_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln M_{it} = \beta_0 + \beta_1 Exp_{it} \times Post_{it} + \theta Controls_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

$$\ln Z_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Exp_{it} \times Post_{it} + \gamma_2 \ln M_{it} + \vartheta Controls_{it} + \tau_{it} \quad (6)$$

其中： Z_{it} 表示技术进步(*agtc_{it}*)、技术效率(*agec_{it}*)； M_{it} 表示功能专业化(*fs_{it}*)、市场一体化(*mu_{it}*)； $Controls_{it}$ 与上文相同； α_0 、 β_0 、 γ_0 表示企业个体差异不可观测效应； α_1 、 γ_1 表示城市群扩容对技术进步、技术效率的影响系数； α_1 、 γ_1 表示城市群扩容对技术进步、技术效率的影响系数； φ 、 θ 分别表示控制变量对技术进步、技术效率的影响系数； β_1 、 θ 分别表示城市群扩容、控制变量对中介变量的影响系数； γ_2 表示中介变量对技术进步、技术效率的影响系数； ϵ 、 μ 、 τ 表示各模型的随机误差项。。

原有城市的中介效应检验结果见表7。表7列(1)中*Exp×Post*的系数显著为负，表明长三角城市群扩容会降低原有城市在区域分工中的功能专业化水平，原因可能是扩容在促进原有城市向新进城市转移中低端制造环节的同时，也增加了高端制造领域的投资，使得原有城市的生产专业化程度变得更高，反而降低了自身在区域间的管理功能作用。列(2)中*Exp×Post*的系数显著为正，表明扩容会提升原有城市在区域间的市场一体化水平，这是扩容带动原有城市与新进城市间的市场开放、整合所致。列(3)~列(5)中*Exp×Post*的系数显著为正，再次说明扩容对原有城市的技术进步有明显促进作用；*lnfs*的系数不显著，对该机制进行Sobel检验发现*P*值为0.69，表明对于技术进步来说，功能专业化未起到中介的作用；*lnmu*的系数显著为正，这说明提高市场一体化水平给技术进步带来的负面作用小于正面作用，使得扩容显著促进了原有城市技术进步。列

(6)~列(8)中 $Exp \times Post$ 、 $lnfs$ 、 $lnmu$ 的系数均不显著,说明扩容本身对原有城市的技术效率没有影响,且功能专业化和市场一体化的中介效应更不存在。综上所述,长三角城市群扩容是通过提高市场一体化水平来促进原有城市技术进步,进而提升原有城市的绿色经济效率。

新进城市的中介效应检验结果见表 8。表 8 列(1)中 $Exp \times Post$ 的系数显著为负,表明长三角城市群扩容会降低新进城市在区域分工中的功能专业化水平,主要原因是扩容激励了原有城市的企业向新进城市进行中低端制造环节转移或再投资。列(2)中 $Exp \times Post$ 的系数显著为正,表明扩容也会提升新进城市在区域间的市场一体化水平。列(3)~列(5)中 $Exp \times Post$ 的系数显著为正,再次说明扩容会促进新进城市技术进步; $lnfs$ 的系数不显著,对该机制进行 Sobel 检验发现 P 值为 0.77,表明对于新进城市技术进步来说,功能专业化未起到中介的作用; $lnmu$ 的系数显著为正,说明扩容通过提高市场一体化水平来促进新进城市技术进步。列(6)~列(8)中 $Exp \times Post$ 的系数显著为正,再次说明扩容会降低新进城市技术效率; $lnfs$ 的系数显著为负,说明扩容通过降低功能专业化水平来提升新进城市技术效率,可能因为扩容降低功能专业化使得新进城市生产更加专业化; $lnmu$ 的系数显著为正,说明扩容通过提高市场一体化水平来降低新进城市技术效率,因而两个渠道对新进城市的技术效率也有相反作用。综上所述,扩容通过降低功能专业化水平来提高新进城市技术效率;扩容虽通过提高市场一体化水平来促进新进城市技术进步,但会降低其技术效率,最终使得扩容既促进了新进城市技术进步,又抑制了新进城市技术效率的提升,因而未明显影响到新进城市的绿色经济效率。

表 7 原有城市的中介效应检验结果

变量	$lnfs$	$lnmu$	$lnagtc$			$lnagec$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$lnfs$				0.008 (0.46)			-0.012 (-0.58)	
$lnmu$					0.078 ^a (1.73)			-0.035 (-0.65)
$Exp \times Post$	-0.293 ^c (-2.67)	0.085 ^a (1.91)	0.071 ^b (2.08)	0.080 ^b (2.37)	0.070 ^b (2.04)	0.048 (1.09)	0.044 (1.00)	0.050 (1.15)
控制变量与常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Hausman 检验	55.52 ^c	26.22 ^c	21.67 ^c	22.52 ^c	33.53 ^c	38.47 ^c	39.29 ^c	50.88 ^c
R^2	0.121	0.146	0.361	0.391	0.367	0.249	0.616	0.250
N	385	385	385	385	385	385	385	385

注: a、b、c 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 t 值。

表 8 新进城市的中介效应检验结果

变量	$lnfs$	$lnmu$	$lnagtc$			$lnagec$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$lnfs$				0.026 (1.48)			-0.042 ^a (-1.69)	
$lnmu$					0.102 ^b (2.00)			-0.140 ^b (-2.16)
$Exp \times Post$	-0.356 ^c (-2.27)	0.099 ^a (1.67)	0.148 ^c (3.39)	0.150 ^c (3.49)	0.143 ^c (3.08)	-0.130 ^b (-2.16)	-0.145 ^b (-2.39)	-0.116 ^c (-1.93)
控制变量与常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Hausman 检验	42.66 ^c	17.54 ^b	19.77 ^c	18.84 ^b	20.07 ^c	24.83 ^c	27.48 ^c	25.31 ^c
R^2	0.163	0.180	0.358	0.402	0.369	0.305	0.616	0.319
N	275	275	275	275	275	275	275	275

注: a、b、c 分别表示系数在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 t 值。

七、异质性分析

(一)城市规模异质性

城市群扩容需要重视大城市和中小城市的协调发展,大城市在财政实力、基础设施建设方面更具优势,有利于产业集聚、发展。本文将城市人口超过 100 万的归为大城市,其他归为中小城市,以分析扩容对两者的差异性影响,结果见表 9。表 9 列(1)、列(2)中 $Exp \times Post$ 系数均显著为正,且大城市的估计系数要大于中小城市的估计系数,表明扩容对城市群原有城市中的大城市具有更强的绿色经济效率提升效应。表 9 列(3)、列(4)中 $Exp \times Post$ 系数未显著,与基本估计结果一致。

(二)城市创新能力异质性

不同创新能力的城市具有不同的创新动力和创新资源,创新能力不足的城市可能难以在城市群扩容中获得较大技术进步。本文从复旦大学发布的 2017 年《中国城市和产业创新力报告》中获取每个城市的历年创新能力数据,根据均值将样本划分为高、低创新能力两组,以进行差异性分析,结果见表 9。表 9 列(5)、列(6)中 $Exp \times Post$ 系数均显著为正,且高创新能力城市的估计系数远大于低创新能力城市的估计系数,表明扩容对城市群原有城市中创新能力高的城市具有更强的绿色经济效率提升效应。表 9 列(7)、列(8)中 $Exp \times Post$ 系数未显著,与基本估计结果一致。

(三)城市经济发展水平异质性

本文根据各城市实际人均GDP均值,将样本划分为高、低经济发展水平两组,以进行差异性分析,结果见表9。表9列(9)、列(10)中 $Exp \times Post$ 系数均显著为正,且高经济发展水平的估计系数远大于低经济发展水平的,表明扩容对原有经济发展水平高的城市具有更强的绿色经济效率提升效应。表9列(11)中 $Exp \times Post$ 的系数显著为负,列(12)中该系数显著为正,表明对新进城市而言,扩容虽会抑制高经济发展水平城市的绿色经济效率,但会提升低经济发展水平城市的绿色经济效率,可能因为经济发展水平越接近的城市需求结构越相似,使得经济发展水平高的新进城市在扩容后更易承接产业转移或开放市场,这可能提高污染物排放,且新进城市企业以往相对处于地方保护下,市场开放对企业生存挑战也较大,降低企业资源配置效率,从而降低绿色经济效率;经济发展水平低的新进城市偏向于提供原料等初级产品,与原有城市互补性较强,规模效应会较大程度地提升技术效率,从而提升绿色经济效率。

表9 异质性分析结果

变量	城市规模				创新能力				经济发展水平			
	原有城市		新进城市		原有城市		新进城市		原有城市		新进城市	
	大	中小	大	中小	高	低	高	低	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$Exp \times Post$	0.129 ^b (2.48)	0.116 ^b (2.07)	-0.013 (-0.37)	0.020 (0.23)	0.131 ^b (2.52)	0.078 ^b (2.59)	-0.067 (-0.87)	0.013 (0.23)	0.118 ^a (1.81)	0.063 ^a (1.88)	-0.217 ^c (-3.13)	0.090 ^b (2.22)
控制变量与常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Hausman 检验	73.12 ^c	14.90 ^a	70.69 ^c	17.41 ^b	20.26 ^c	49.38 ^c	16.47 ^b	50.21 ^c	25.28 ^c	44.72 ^c	24.81 ^c	35.91 ^c
R^2	0.286	0.157	0.288	0.152	0.526	0.181	0.547	0.179	0.302	0.197	0.300	0.199
N	1188	1155	1067	1166	464	1879	360	1873	462	1881	440	1793

注:a、b、c分别表示系数在10%、5%、1%的水平上显著;括号内为t值。

八、结论与政策建议

本文基于我国2006—2016年219个城市的面板数据,采用方向距离函数和GML指数测得各城市的绿色经济效率,以长三角城市群扩容为例评估了城市群扩容对绿色经济效率的影响,并对具体作用机制、城市异质性效应进行了探讨,得到以下结论:第一,城市群扩容只对城市群原有城市绿色经济效率有显著提升作用。第二,就原有城市而言,扩容对技术进步产生了显著促进作用,且该作用是通过提高市场一体化水平而产生,功能专业化的中介作用不存在;就新进城市而言,扩容对技术进步的正向作用与其对技术效率的负向作用基本抵消,具体是扩容通过降低功能专业化水平来提高其技术效率,通过提高市场一体化水平来促进新进城市技术进步并降低其技术效率;以上结果导致扩容只能显著提升原有城市绿色经济效率,而对新进城市无影响。第三,扩容会更大程度提升原有城市中大城市、高创新能力、高经济发展水平城市的绿色经济效率。本文根据以上研究结论提出以下三个方面的政策建议:

第一,适度推动城市群扩容以加快实现区域经济高质量发展。扩容能提升城市群原有城市的绿色经济效率,因而应适度推动我国中西部城市群所覆盖的地域范围,使城市群原有城市能够在更大行政范围内开展产业转移、市场整合等经济活动,加快实现经济高质量发展。

第二,城市群市场一体化建设要重视新进城市的技术效率下降问题。区域市场一体化虽能提升新进城市的技术水平,但也会降低其技术效率,这不利于扩容对后进城市绿色经济效率发挥正向作用。一方面,后进城市在市场开放时应注意健全市场退出机制,稳步推进企业优胜劣汰,以提高城市竞争力;另一方面,后进城市通过完善营商环境助力企业内涵式发展,避免因盲目扩张而导致的资源配置效率下降问题。

第三,逐步明确城市群功能分工并发挥中心城市的溢出带动作用。扩容使原有、新进城市的功能专业化水平都下降,表明区域功能分工不明确,此外,功能分工未提升原有城市技术效率,也未促进后进城市技术进步。一方面,通过健全城市群原有城市和新进城市政策规划沟通、项目对接的长效机制,建立一个具有差异的竞争合作格局,逐步明确城市群功能分工;另一方面,城市群原有中心城市要在管理、科技方面放大对后进城市的溢出效应,既有利于提升原有城市的技术效率,又有利于后进城市技术进步。

参考文献

- [1] 蔡昉, 2017. 如何认识和提高经济增长质量[J]. 科学发展, 10(3): 5-10.
- [2] 蔡乌赶, 周小亮, 2017. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J]. 经济学家, 29(9): 27-35.
- [3] 邓文博, 宋宇, 陈晓雪, 2019. 区域一体化带动长三角欠发达地区经济增长效应评估——基于 DID 模型的实证研究[J]. 华东经济管理, 34(7): 14-20.
- [4] 丁焕峰, 孙小哲, 刘小勇, 2020. 区域扩容能促进新进地区的经济增长吗? ——以珠三角城市群为例的合成控制法分析[J]. 南方经济, 38(6): 53-69.
- [5] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 等, 2019. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究, 54(10): 106-120.
- [6] 范欣, 宋冬林, 赵新宇, 2017. 基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J]. 经济研究, 52(2): 20-34.
- [7] 黄庆华, 时培豪, 胡江峰, 2020. 产业集聚与经济高质量发展: 长江经济带 107 个地级市例证[J]. 改革, 33(1): 87-99.
- [8] 林伯强, 谭睿鹏, 2019. 中国经济集聚与绿色经济效率[J]. 经济研究, 54(2): 119-132.
- [9] 林毅夫, 刘培林, 2004. 地方保护和市场分割: 从发展战略的角度考察[R]. 北京: 北京大学中国经济研究中心.
- [10] 刘乃全, 吴友, 2017. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, 34(6): 79-97.
- [11] 刘世锦, 2017. 推动绿色经济效率变革、效率变革、动力变革[J]. 中国发展观察, 13(21): 5-9.
- [12] 陆铭, 陈钊, 2009. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J]. 经济研究, 44(3): 42-52.
- [13] 齐亚伟, 陶长琪, 2012. 我国区域环境全要素生产率增长的测度与分解——基于 Global Malmquist-Luenberger 指数[J]. 上海经济研究, 24(10): 3-13, 36.
- [14] 钱争鸣, 刘晓晨, 2015. 环境管制与绿色经济效率[J]. 统计研究, 32(7): 12-18.
- [15] 秦炳涛, 2014. 中国区域能源效率研究——地级市的视角[J]. 世界经济文汇, 58(1): 95-104.
- [16] 盛斌, 毛其淋, 2011. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长: 1985—2008 年[J]. 世界经济, 34(11): 44-66.
- [17] 苏红键, 赵坚, 2011. 产业专业化、职能专业化与城市经济增长——基于中国地级单位面板数据的研究[J]. 中国工业经济, 24(4): 25-34.
- [18] 王全忠, 彭长生, 2018. 城市群扩容与经济增长——来自长三角的经验证据[J]. 经济经纬, 35(5): 51-57.
- [19] 徐保昌, 谢建国, 2016. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济, 39(1): 95-122.
- [20] 易明, 李纲, 彭甲超, 等, 2018. 长江经济带绿色全要素生产率的时空分异特征研究[J]. 管理世界, 34(11): 178-179.
- [21] 尤济红, 陈喜强, 2019. 区域一体化合作是否导致污染转移——来自长三角城市群扩容的证据[J]. 中国人口·资源与环境, 29(6): 118-129.
- [22] 张学良, 李培鑫, 2014. 城市群经济机理与中国城市群竞争格局[J]. 探索与争鸣, 30(9): 59-63.
- [23] 张学良, 李培鑫, 李丽霞, 2017. 政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验[J]. 经济学(季刊), 17(4): 1563-1582.
- [24] 张宇, 2018. 地方保护与经济增长的囚徒困境[J]. 世界经济, 41(3): 147-169.
- [25] 张跃, 2020. 政府合作与城市群全要素生产率——基于长三角城市经济协调会的准自然实验[J]. 财政研究, 41(4): 83-98.
- [26] 赵领娣, 徐乐, 2019. 基于长三角扩容准自然实验的区域一体化水污染效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 29(3): 50-61.
- [27] BADE F J, LAASER C F, SOLTWEDEL R, 2004. Urban specialization in the internet age-empirical findings for germany [R]. Kiel: Kiel Working Paper 1215, Kiel Institute for the World Economy.
- [28] CHUNG Y H, FARE R, GROSSKOPF S, 1997. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management, 51(2): 229-240.
- [29] CORSETTI G, MANIN P, PESENTI P, 2007. Productivity, terms of trade and the “home market effect”[J]. Journal of International Economics, 73(1): 99-127.
- [30] DURANTON G, PUGA D, 2005. From sectoral to functional urban specialisation[J]. Journal of Urban Economics, 57(9): 343-370.
- [31] GROSSKOPFS, 2003. Some remarks on productivity and its decompositions[J]. Journal of Productivity Analysis, 20(3): 459-474.
- [32] HALKOS G E, TZEREMES N G, 2009. Economic efficiency and growth in the EU enlargement[J]. Journal of Policy Modeling, 31(6): 847-862.
- [33] MANAGI S, JENA P R, 2008. Environmental productivity and Kuznets curve in India[J]. Ecological economics, 65(2): 432-440.
- [34] MASSEY D, 1978. In what sense a regional problem?[J]. Regional Studies, 13(2): 233-243.
- [35] MURPHY A B, 2006. The may 2004 enlargement of the European union: View from two years out[J]. Eurasian Geography

and Economics, 47(6): 635-646.

[36] OH D H, 2010. A global Malmquist-Luenberger productivity index[J]. Journal of Productivity Analysis, 34(6): 183-197.

Research on the Impact of Enlargement of Urban Cluster on Regional Green Economic Efficiency: A Case Study of Enlargement of Urban Cluster in the Yangtze River Delta

Yang Hangying, Qiang Yongchang

(School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Based on the panel data of Chinese cities from 2006 to 2016 and taking the enlargement of Urban Cluster of Yangtze River Delta as an example, the impact of enlargement of urban cluster on green economic efficiency was studied by using the differences-in-differences method. The results show that enlargement of the Yangtze River Delta urban cluster has a significant effect on the green economic efficiency of the original cities in the urban cluster, but has no significant effect on the green economic efficiency of the new cities. The robustness test shows that the conclusion is reliable. Mechanism test shows that enlargement of urban cluster does not affect the technical efficiency of the original cities, but promotes the technological progress of the original cities by improving the level of market integration, and then improves the green economic efficiency of the original cities. Enlargement of urban cluster improve the technical efficiency of new cities by reducing the level of functional specialization. Enlargement of urban cluster promote the technological progress and reduce the technical efficiency of new cities by improving the level of market integration. Because the effect of technological progress and technological efficiency reduction cancel each other, enlargement of urban cluster does not affect the green economic efficiency of new cities in urban cluster. In addition, the enlargement has a greater effect on the green economy efficiency of the original cities with large scale, high innovation capacity and high economic development level.

Keywords: enlargement of urban cluster; green economic efficiency; differences-in-differences; functional specialization; market integration