

财政支出结构与绿色高质量发展

——来自中国地级市的证据

祁 毓 赵韦翔*

摘要:绿色高质量发展是新时期宏观经济政策瞄准的重要目标,财政支出政策是否以及如何影响绿色高质量发展成为财政政策制定的重要依据。本文利用地级市层面数据,采用全局非角度、非径向DEA-SBM模型结合全局GML生产率指标测度了城市环境全要素生产率,在此基础上采用动态面板数据模型中系统GMM两步法,评估了财政支出规模和结构对绿色全要素生产率增长率的影响。研究发现,2007—2016年间,绿色全要素生产率增长率的提升,体现出技术效率改善与技术进步提升的“双轮驱动”特征,各地区增长的主要驱动因素存在差异,东部地区主要依靠技术进步驱动,中西部地区则是技术效率改善幅度较大,绿色全要素生产率增长率、技术效率增长率表现出显著的空间正相关关系;财政支出规模的上升在一定程度上有助于提高绿色全要素生产率增长率,而维持性支出和经济支出比重的上升不利于整体绿色全要素生产率增长率的提升。本文建议加大对创新要素的投入力度,调整和减少维持性支出并压缩经济支出的规模,这在一定程度上有助于推动绿色高质量发展转型。

关键词:财政支出规模;财政支出结构;绿色高质量发展;绿色全要素生产率

一、引言

环境保护与经济发展之间关系的调整是中国实现可持续发展目标的关键影响因素。改革开放以来,我国经济持续高速增长,经济总量从1978年仅占全球的1.8%到2018年的

*祁毓,中南财经政法大学财政税务学院,邮政编码:430073,电子信箱:qiyu1987918@126.com;赵韦翔(通讯作者),中南财经政法大学财政税务学院,邮政编号:430073,电子邮箱:zhaoweixiang@stu.zuel.edu.cn。

本文系教育部人文社会科学研究规划基金“区域环境规制的绿色增长效应研究——基于环境全要素生产率的视角”(19YJAZH062)、中南财经政法大学一流学科建设重点建设项目“生态文明建设与治理的多学科融合:理论、技术、制度与范式”(21123541811)的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。

14.8%,奠定了中国奇迹的经济基础。与此同时,生态环境却被依赖于生产要素投入的粗放式经济增长模式严重损耗,在2018年全球环境绩效指数(EPI)报告中,中国以50.74分在180个参评国中排列第120位;近二十年内,中国已成为全球最大能源消耗国(Chen & Fazilov, 2018),消耗量占全世界总量的20%。高能源消耗所伴生的污染排放导致环境健康损失持续增加,每天有将近4000人死于空气污染(Choi et al., 2016)。由此可见,环境与资源问题已成为制约中国经济高质量发展的重要因素,在高质量发展转型过程中,如何更好地嵌入绿色发展模式,也成为宏观政策调控的重要目标。

在封闭经济条件下,政府主要通过财政支出规模与结构、财政收入两个方面的财政政策实现对经济发展模式的宏观调控(梁伟健、张乐,2017)。自新中国成立以来,不同阶段和背景下的财政政策改革始终围绕着如何解决社会经济运行中的主要矛盾与问题、提升国家治理体系和治理能力现代化展开(王雄飞等,2018;李明等,2020)。当下,中国正面临环境问题与经济发展间矛盾亟待解决的困境,而各级政府合理利用基于税收融资的财政支出进行政府购买,以驱动产业技术变革、修正企业绿色生产行为外部性是达到解决矛盾、完成绿色高质量发展政策目标的重要途径。然而,在中国经济进入“新常态”、增长速度显著减缓背景下,财政支出占地区生产总值的比重却稳步上升(朱沛华、李军林,2019),意味着财政政策对于经济发展的宏观调控逐渐乏力。2020年初,新冠肺炎疫情暴发,税务部门于疫情期间积极优化纳税环境、出台优惠政策,各级财政紧急安排疫情防控补助资金1169亿元(截至3月13日数据),经济下行叠加新冠疫情给财政收支平衡造成了更大的阻力。因此,在当前严峻的财政压力背景下,更加注重评估财政支出的绿色发展绩效、合理控制支出规模并科学安排支出结构成为促进经济可持续高质量发展的重要途径。

二、文献综述

十九大报告明确指出,中国已由经济高速增长阶段转向经济高质量发展阶段。未来,我国经济将继续保持中高速增长的新常态,工业化和城市化的道路将不会停止。如此一来,环境问题与经济矛盾的矛盾,只能在发展的过程中解决(匡远凤、彭代彦,2012),绿色经济增长的重要性因此凸显。绿色增长模式是提高经济发展质量、推动资源节约型和环境友好型社会建设的重要动力(詹新宇、崔培培,2016)。

然而,研究者就如何衡量经济发展质量有着不同的见解:大部分学者指出,全要素生产率(TFP)是衡量经济发展质量的关键因素与重要方法。Krugman(1994)认为如果全要素生产率在一国的经济发展中起关键推动作用,那么该国的经济增长模式是集约以及可持续的,张治栋和廖常文(2019)的研究也支持了这一观点。王兵等(2010)进一步指出,绿色全要素生产率的持续上升是绿色高质量经济增长模式的本质,是研究一国经济发展是否绿色可持续的核心

指标;也有学者指出,分析一国经济发展的质量不能仅依赖于具有局限性的全要素生产率,还应该考虑其他影响经济发展的因素(李平等,2013)。郑玉歆(2007)认为只有在经济进入成熟、低速增长阶段之后,全要素生产率才会对经济发展有显著的贡献,加强对资本投入量衡量方式的研究可以改善全要素生产率的代表性。

但是,正如张军和施少华(2003)所说:“尽管存在着局限性,但对经济学家来说,没有比研究经济增长和生产率变动更让人着迷的了。”虽然利用全要素生产率评价经济增长质量有一定的缺陷,但是经过研究者的改善与探索,该领域内的研究已愈加丰富且硕果累累。从研究内容角度来看,学者们早期测量的是未考虑环境因素的全要素生产率,主要研究经济发展和TFP之间的联系(Krugman,1994;郑玉歆,1999;涂正革,2007)。之后,相关研究发现不包含环境污染项的投入产出指标测度出来的全要素生产率结果可能无法准确评价社会福利变化和经济增长效率(Hailu & Veeman,2000),正如陈诗一(2010)通过对比将能源消耗与CO₂排放置入或不置入TFP投入产出指标体系中的TFP测度结果,发现考虑环境因素的情况下,环境全要素生产率的数值明显比传统全要素生产率低,因此相关研究者(王兵等,2010;田银华等,2011;刘瑞翔、安同良,2012)开始将能源消耗与环境污染纳入全要素生产率的核算框架,以确保对经济发展质量度量的准确性,并称新的全要素生产率为环境全要素生产率或绿色全要素生产率(GTFP)。

关于绿色全要素生产率影响因素的分析,部分学者(王兵等,2010;刘瑞翔、安同良,2012;李兰冰、刘秉镰,2015)从投入产出各项指标入手,分析了各项投入、期望产出与非期望产出指标对绿色全要素生产率具体影响的异质性。另一部分学者,通过构建面板计量模型,着重研究了财政分权(李斌等,2016;杨志安、王佳莹,2018;Song & Wang,2018)、环境规制(He,2015;何爱平、安梦天,2019)对绿色全要素生产率的影响。然而,研究财政政策特别是财政支出政策与绿色全要素生产率间关系的文献较少,一部分与该命题相关的文献主要关注了财政政策与全要素生产率的关系,未将代表环境质量的指标纳入生产率测算体系。例如,郭庆旺和贾俊雪(2005)主要研究了财政支出总量与结构、财政投资对全要素生产率的影响,结论表明财政支出与财政投资均显著地促进了全国经济全要素生产率增长,以及科技研究支出对全国TFP水平具有很强的促进作用。梁伟健和张乐(2017)的研究表明财政支出与税收均有利于全要素生产率水平上升,但财政赤字对TFP的作用不明显。朱沛华和李军林(2019)的研究结论则表明2008年之前中国积极财政政策与生产率的相关性不显著,但在2008年后财政的持续扩张抑制了生产率的上升。而另一部分相关文献则主要聚焦于探讨财政支出规模、结构与环境污染之间的关系,未关注其对经济发展质量的影响。例如,Lopez等(2011)首次从理论和实证方面考察了财政支出水平与构成对环境质量的影响,他们认为当用于购买公共产品的财政支出比例上升时,BOD和SO₂等污染物的浓度将显著降低,若提高财政支出水平时等比例扩大购买公共物品和私

人物品的规模,财政支出对污染的影响是呈中性的。陈思霞和卢洪友(2014)进一步指出在技术、消费偏好和收入管制效应压力下,政府增加教育、科技等非经济性公共支出可以减少污染排放、改善环境质量。相似地,卢洪友等(2015)发现中国财政支出结构对消费型环境污染的影响以环境规制效应为主,此时政府提高非经济性支出会降低消费型环境污染,另外,地区的廉政环境状况与环境规制效应强弱显著相关。Hua等(2018)进一步讨论了教育支出、科技支出两种非经济性公共支出对环境污染水平的影响,研究表明教育支出可以通过促进人力资本积累进而影响经济结构、环境法规来降低环境污染,而科技支出由于较少用于环保技术的研发,其对环境污染的改善效果不显著;仅有为数不多的文献同时关注了财政支出规模和结构对环境污染、经济发展质量两个方面的影响,比如Lin和Zhu(2019)探究了教育支出、研发支出与绿色全要素生产率间的关系,认为政府可以利用两种支出扩大人力资本密集行业从业人员规模、促进科技进步来推进中国经济绿色高质量发展。

党的十九大报告指出,全要素生产率是推动中国经济向高质量发展转型的重要引擎。而进一步将城市绿化覆盖面积、工业三废等彰显环境质量的指标融入生产率测度体系,能够评估传统经济增长与环境保护之间协同效应的绿色全要素生产率便成为判断经济绿色高质量发展水平的重要依据(蔡昉,2018;张治栋、廖常文,2019;Lin & Zhu,2019)。综上,随着研究者们对全要素生产率研究的深化与广化,该领域的研究内容已硕果累累。但不难看出,较少学者就财政支出规模、结构对能够同时体现环境水平与经济发展质量的绿色全要素生产率的影响做出深入研究。基于此,本文将绿色全要素生产率作为衡量绿色高质量发展水平的代理变量,分析我国财政支出与绿色高质量发展间的关系。下文结构如下:第三部分对财政支出与绿色高质量发展进行了理论分析并提出研究假设;第四部分以地级市及以上城市为空间尺度,根据建立的指标体系,利用全局非角度、非径向DEA-SBM模型结合GML(Global Malmquist-Luenberger)指数测度了城市环境全要素生产率及其分解项的平均增长率与累积增长率,并分析了其时空分布特征;第五部分为实证分析,构建了动态面板计量模型,使用两步法系统GMM模型着重探究了地方财政支出规模、结构对中国绿色全要素生产率增长率的影响;最后,简单总结全文并提出缩小城市之间绿色发展水平差距以促进城市高质量平衡发展,以及合理控制财政支出规模、优化财政支出结构以促进经济绿色高质量发展的政策建议。

三、理论分析与研究假设

(一)财政支出与绿色高质量发展间的逻辑关系

绿色高质量发展是“绿色发展”与“高质量发展”两概念的融合,象征着经济增长过程中需同时注意生态环境的“高颜值”与经济发达的“高素质”,其核心要义是在资源与环境的约

束下,实现经济效益、社会效益与生态效益的协调可持续发展,是实现中国经济增长模式转型的重要途径。其中,经济效益的实现意味着经济增长引擎从传统要素驱动转向创新驱动,注重经济发展效率与质量;社会效益的实现则要求人民群众可以共享发展成果,对经济增长具有“高获得感”;生态效益意味着以大量的“绿色动能”推动经济持续发展,即要求完成经济主要发展模式由“褐色”到“绿色”的转变,推动绿色生产技术创新、采取有效的环境治理及管理手段,切实降低生产污染排放与单位 GDP 能耗(任平、刘经纬,2019;张旭等,2020)。

然而,相较于传统的粗放式的发展模式,绿色高质量发展模式要求各行为主体承担较强的生产正外部性,在环境政策干预程度以及绿色行为补偿不足之时,市场上的各类行为主体很难表现出与绿色生产行为的激励相容。作为财政政策主要组成部分,财政支出政策便成为引导、激励企业等各类主体积极扩大绿色行为的重要途径。一方面,财政支出主要被用于正外部性较强的公共产品的供给,有助于促进企业对清洁生产、污染处理等具有较强正外部性的技术创新。另一方面,财政支出主要来源于税收融资,税收本身是一种对污染等具有较强负外部性行为的内部化方式。实行积极的财政政策是我国近年来拉动经济增长的重要手段,财政支出扩张具有较强的经济增长效应。当下,财政政策所起到的刺激经济作用愈发乏力,“大力保质增效,注重支出结构调整”是调整目前的财政政策以使其继续发挥较强经济增长驱动作用的重要方向。因此,设计科学合理的财政支出政策在促进中国经济绿色高质量发展方面有着至关重要的作用。

(二) 财政支出规模、结构对我国绿色高质量发展的影响

以一般公共预算支出为分析基准,根据各类支出项目的不同经济性质,本文将财政支出主要分为三大类支出:经济性支出、服务性支出以及维持性支出。在不同的支出结构下,财政支出总规模的扩张对绿色高质量发展具有差异化的影响:(1) 经济性支出主要包括农林水、交通运输支出。经济性支出是政府为了修正市场失灵现象、弥补私人投资不足与提高资源配置效率的支出,对社会经济稳定运行、增长具有重要支持作用,合理的经济性支出规模与占比有利于从保障经济效益层面促进绿色高质量发展。(2) 服务性支出主要包括科教文卫、社会保障支出和节能环保支出。服务性支出中的教育、卫生及文化传媒支出使得政府可以通过提高居民受教育程度与幸福感、保障人民生活水平等方面来促进人力资本水平积累。人力资本水平的提高意味着产业结构转变具有更强驱动力,企业将拥有更高的资源管理配置能力,从而可以获得更高的生产效率,也意味着人们将对绿色产品具有更高的需求,从而倒逼企业进行绿色生产行为。另外,科学技术支出是补贴、扶持企业生产技术革新的重要途径,技术进步意味着绿色全要素生产率的上升,而节能环保支出是政府治理环境污染、有效实施环境规制政策、弥补企业绿色生产正外部性行为的重要途径,故服务性支出是可以从经济效益、社会效

益与生态效益三个方面促进绿色高质量发展。(3)维持性支出是指一般公共服务支出和公共安全支出。政府维持性支出并不直接作用于绿色高质量发展,但其对于维持我国政府日常运行与职能的实现、保护我国主权及领土完整不受侵犯有着重要作用,国家机器的正常运行与社会的安全是经济高质量发展的基础。

综上,财政支出规模在支出结构较优的基础上合理扩张有利于经济绿色高质量发展水平的上升。然而,不合理的支出结构将显著降低财政支出的生态与经济增长效应。由于经济性支出对私人资本存在着一定的替代效应,其规模过大可能会造成市场扭曲,抬高私人经济行为的成本,不利于经济效率的提升。另外,经济性支出主要用于物质资本投资和产业投资,而资本密集型产业往往伴随着能源的高消耗与污染的高排放,不利于经济的绿色发展;服务性支出虽然可以从经济效益、社会效益与生态效益三个方面促进绿色高质量发展,由于消费型环境污染的存在,当消费融资效应占据主导地位时,服务性支出规模的扩大可能不利于绿色增长的实现(卢洪友等,2015);维持性支出是政府正常运行的基础,然而过高的维持性支出正是政府办事成本高、行政效率低的重要体现,故超出合理范围的维持性支出不利于经济的绿色高质量发展。另外,即使在财政支出结构合理的前提下,财政支出扩张也存在界限约束,一方面,过度的财政扩张很容易造成过度投资、产能过剩等“后遗症”(郭长林,2016;朱沛华、李军林,2019),另一方面,财政支出规模的扩大可能会增大公共债务风险(何华武、马国贤,2017)。因此,提高财政支出的经济效率应注重合理优化支出结构并科学控制支出规模。

四、绿色全要素生产率增长率及其分解项的测算

(一)测算方法

在全要素生产率计算过程中考虑经济发展过程中伴随的环境污染问题能得到更为准确的生产率测度结果,仅根据传统计算模式得出的全要素生产率对经济发展的贡献程度来确定经济发展质量的高低可能会得出有偏的结论(郑玉歆,2007)。Kaneko和Managi(2004)、陈诗一(2010)等学者通过对比环境全要素生产率(GTFP)与传统全要素生产率的数值后,都得出了前者明显小于后者,即环境管理存在无效率的结论,还有另外一些学者(王兵等,2010;匡远凤、彭代彦,2012)得出了截然相反的结论,这两种结果都说明了传统全要素生产率的计算结果可能有误,进而可能影响政策建议的准确性(Hailu & Veeman, 2000)。另外,投入产出比的上升将导致绿色全要素生产率的上升,同时意味着经济效益的提高,由于在计算体系中引入了环境质量因素,GTFP的改善也可以反映生态效益的提高,故绿色全要素生产率作为绿色高质量发展的代理变量是合适的。

现有研究主要运用四种方法测算绿色全要素生产率:第一,增长核算法。该种方法的计

算需要投入产出指标的价格信息,但衡量环境污染的相关指标较缺乏市场价格信息,故利用指数法测度包含环境污染为非期望产出的绿色全要素生产率不甚合适(王海兵、杨蕙馨,2015)。第二,生产函数法。陈诗一(2009)利用超越对数估算了中国工业全要素生产率的变化,结论表明中国大多数工业行业已经实现了集约式转变。易纲等(2003)指出,Solow(1957)虽然就全要素生产率的研究做出了开创性的贡献,但生产函数法存在着理论缺陷。第三,参数方法,主要是SFA方法。匡远凤和彭代彦(2012)在SFA方法框架中置入环境因素并结合广义Malmquist指数,对中国环境全要素生产率及其增长率进行了测度。但正如陈诗一(2010)所指出,SFA方法仅能考虑一种产出的情况,在测度全要素生产率时偏向于将环境污染作为一种投入变量,这似乎与现实情况不符。第四,非参数方法,以数据包络分析法(DEA)为代表。与前几种方法相比,DEA方法不需要设定具体的函数形式,从而避免了对投入产出函数形式的误判而导致的错误测度(官永彬,2015)。另外,DEA方法可以考虑决策单元不止一项的投入与产出,将环境污染视作不合意的“坏产出”便成为了可能。

目前,大部分研究者利用较为科学合理的DEA-SBM模型来测算绿色全要素生产率(冯杰、张世秋,2017)。但是,传统SBM模型对 t 时期的所有决策单元的 m 种投入, n 种期望产出与 j 种非期望产出所构建的生产可能性集 $P_T(x_T)$ 仅依据决策单元投入产出的当期观测值,这就导致在当期生产前沿面相较前期向外偏移时,即技术水平改善时,部分决策单元可能出现理论上不存在的“技术倒退”现象(齐亚伟,2013)。为了降低这种现象发生的可能性,本文利用Oh(2010)将生产可能性集确定为所有时期生产参考集并集的思想,构建 $P_G(x)=P_1(x_1) \cup P_2(x_2) \cup \dots \cup P_T(x_T)$,即全局生产技术集,作为所有决策单元全时期的标杆,更真实地反映各期不同决策单元的技术水平,并确保了各单元间绿色全要素生产率的可比性。在资源环境非期望产出约束下,全局非径向SBM方向距离函数的具体形式如下:

$$\begin{aligned} \overline{D}_0^G(x^t, y^t, b^t, -b^t) &= \max \beta \\ \text{s. t. } \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{km}^t &\leq (1-\beta)x_m^t, m=1, 2, \dots, M \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{kn}^t &\geq (1-\beta)y_n^t, n=1, 2, \dots, N \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t b_{kj}^t &= (1-\beta)b_j^t, j=1, 2, \dots, J \\ z_k^t &\geq 0, k=1, 2, \dots, K \end{aligned}$$

上式中 x 代表投入, y 和 b 分别代表期望产出与非期望产出, k 代表决策单元(DMU)的个数, β 的最优值用来反映决策单元投入和非期望产出规模缩减、期望产出规模提高的最大值。在非径向、非角度的全局方向性SBM距离函数的基础上,本文进一步利用GML(Global Malmquist-Luenberger)指数测算绿色全要素生产率的增长趋势。相较于原理为几何平均的ML指数,基于全局生产可能性集的GML指数拥有循环累加性,使得其不仅能够比较决策单

元相邻时期的全要素生产率变动,亦具有体现全要素生产率长期变动趋势的优点。GML指数的具体计算公式如下:

$$GML_t^{t+1} = \frac{1 + \overline{D}_0^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + \overline{D}_0^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}$$

GML指数反映了前期绿色全要素生产率与当期的比值, GML_t^{t+1} 大于1意味着生产率水平的提升,小于1则说明生产率的下降。进一步地,GML指数可以分解为全局技术效率变动指数($GEFFCH_t^{t+1}$)与全局技术进步变动指数($GTECH_t^{t+1}$),具体的分解公式如下:

$$GML_t^{t+1} = GEFFCH_t^{t+1} \times GTECH_t^{t+1}$$

$GEFFCH_t^{t+1}$ 衡量全局技术效率的变动,也就是当期决策单元与生产前沿面的距离相较于上期变化的程度,大于1表明当期决策单元相比上期更加靠近生产前沿面,小于1则意味着更加背离。 $GTECH_t^{t+1}$ 表明当期生产前沿面相较于上期靠近或远离全局技术前沿面的程度, $GTECH_t^{t+1} > 1$ 意味着当期技术水平提高,生产前沿面外移, $GTECH_t^{t+1} < 1$ 则表明技术退步,即当期技术前沿面远离全局前沿面,因为“掌握的技术不会被遗忘”,该种现象理论上不会出现,但是资本过度深化(匡远凤、彭代彦,2012)可能会导致技术退步的发生。

(二)数据选取

本文利用中国2007—2016年间270个地级市以上城市数据来测算绿色全要素生产率。为了确保测度指标的科学性、客观性、系统性与数据的可获取性,本文借鉴现有相关文献的指标体系以及自身研究目的,确定了一套投入产出指标体系(见表1)。

表1 投入产出指标一览表

指标种类	指标名称	衡量方式	数据来源
投入指标	劳动力	单位从业人员(万人)	《中国统计年鉴》 《中国城市统计年鉴》、 各省份统计年鉴等
	资本存量	全市(亿元)	
	供水总量	市辖区(万吨)	
	供电总量	市辖区(万千瓦时)	
期望产出	地区生产总值	全市(万元)	《中国城市统计年鉴》
	建成区绿化覆盖面积	市辖区(公顷)	
非期望产出	工业二氧化硫排放量	全市(吨)	《中国城市统计年鉴》
	工业废水排放量	全市(万吨)	
	工业烟(粉)尘排放量	全市(吨)	

其中,劳动力用城市单位期末人员就业人数表示,资本存量的计算利用张军和施少华(2003)的方法(永续盘存法),取折旧率为9.6%,并将所有价格数据平减到2000年不变价进

行计算。供水总量、供电总量、地区生产总值(平减到2000年不变价)、建成区绿化覆盖面积、工业二氧化硫排放量、工业废水排放量和工业烟(粉)尘排放量都来自于2008—2017年《中国城市统计年鉴》。

(三)测算结果及时空分布差异

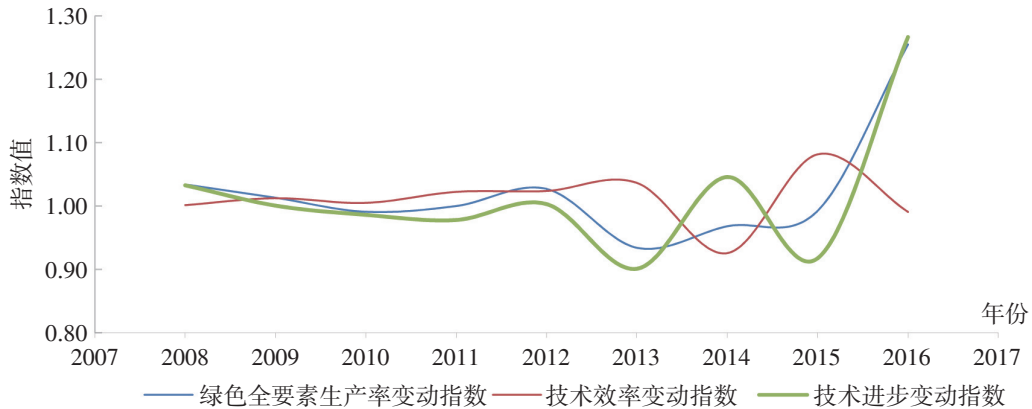


图1 全国层面绿色全要素生产率及分解项的年增长指数

据图1,可以看出全国层面的技术效率(GEFFCH)变动指数及技术进步(GTECH)变动指数自2012年呈现出相反的波动趋势,技术进步变动指数与绿色全要素生产率变动指数的变化趋势大致相同。从分区域角度而言,我国除东北地区外的三大地区的绿色全要素生产率增长率均显著提高,中西部与东部地区的GTFP增长推动力有明显不同,表现为东部地区在技术效率改善趋缓的态势下,绿色全要素生产率提升的主要引擎是技术水平进步(见表2)。东部地区的环境质量在十年间持续改善(Ma & Long, 2019),究其原因,东部地方政府积极鼓励企业通过绿色生产技术、污染物处理再利用技术创新实现绿色、高质量生产。另外,东部地区丰厚的人力资本推进产业结构进一步向高端、高质发展,也间接降低了单位GDP能源消耗,正如Färe等(2001)指出,改进生产技术与污染处理技术可以降低污染排放、能源消耗,最终提高绿色全要素生产率,东部地区从推进节能、减排两个方面的技术进步提高了绿色全要素生产率的水平。中西部地区自“西部大开发战略”“中部崛起战略”等区域平衡发展战略提出后,经济也得到了迅速的发展。与东部地区不同的是,中西部地区绿色全要素生产率的提升方式主要来自于技术效率的提升,2007—2016年中部地区GTFP累积增长了17.6%,技术效率的贡献率为94.3%。西部地区具有各区域最高水平绿色全要素生产率平均增长率与技术效率平均增长率,其中技术效率对于绿色全要素生产率的推动作用较中部低,但比例仍大于50%,这与刘瑞翔和安同良(2012)得出的结论类似。究其原因,可能是由于资本、技术密集型行业在东部地区逐渐兴起并蓬勃发展后,较为劣势的劳动密集型产业向中西部转移,显著提高了中西部地区的技术效率水平,但是这种技术效率推进的“单

表2 全国各地区绿色全要素生产率及分解项的增长率(2007-2016年)

地区	GTFP 平均增长率	GEFFCH 平均增长率	GTECH 平均增长率	GTFP 累积增长率	GEFFCH 累积增长率	GTECH 累积增长率
东部地区	2.4%	-0.1%	2.6%	24.2%	-1%	25.5%
北京	14.4%	0%	14.4%	236.2%	0%	236.2%
天津	12.3%	6.2%	5.7%	183.6%	71.8%	65.2%
河北	0.1%	-1.6%	1.7%	0.8%	-13.2%	16.1%
上海	8%	-7.9%	17.3%	100.1%	-52.5%	321.1%
江苏	2.1%	-0.1%	2.3%	20.8%	-1.2%	22.2%
浙江	5.1%	0.8%	4.3%	55.9%	7%	45.7%
福建	4.8%	3%	1.7%	52.1%	30.2%	16.8%
山东	0.2%	-1.4%	1.7%	2.2%	-12.1%	16.3%
广东	2.7%	0.5%	2.2%	26.7%	4.4%	21.3%
海南	0.4%	-2.1%	2.5%	3.7%	-17.1%	25%
中部地区	1.8%	1.7%	0.1%	17.6%	16.6%	0.8%
山西	-2.2%	-0.5%	-1.7%	-18.1%	-4.6%	-14.2%
安徽	0.5%	0.3%	0.2%	4.4%	2.8%	1.5%
江西	0.2%	0.5%	-0.3%	1.8%	4.3%	-2.4%
河南	2.7%	2.5%	0.2%	26.9%	24.4%	2%
湖北	4.8%	3.9%	0.9%	52.1%	40.7%	8.1%
湖南	4.3%	3.3%	1%	46.1%	34.2%	8.9%
西部地区	3.0%	2.2%	0.8%	30.5%	21.5%	7.4%
内蒙古	4%	1.3%	2.6%	41.8%	12.2%	26.3%
广西	2.4%	2.3%	0.1%	23.7%	22.9%	0.6%
重庆	25.8%	11.3%	13.1%	691.4%	162.1%	201.8%
四川	2.6%	0.9%	1.7%	26.1%	8%	16.7%
贵州	6.1%	5.8%	0.3%	70.7%	65.8%	3%
云南	0.9%	-0.4%	1.3%	8.4%	-3.1%	11.8%
陕西	5.8%	4.4%	1.4%	66.5%	47.4%	12.9%
甘肃	0.1%	1.4%	-1.3%	0.8%	13.5%	-11.1%
青海	3.3%	6.4%	-2.9%	34.4%	75.3%	-23.4%
宁夏	3.5%	7.2%	-3.5%	35.8%	87%	-27.3%
新疆	-0.8%	-4.4%	3.7%	-7.2%	-33.2%	39%
东北地区	-0.6%	-0.3%	-0.4%	-5.6%	-2.5%	-3.2%
辽宁	-2.4%	-3.3%	0.5%	-17.5%	-25.7%	4.2%
吉林	5.1%	4.9%	0.2%	56.7%	54.4%	1.5%
黑龙江	-1.5%	0%	-1.5%	-12.8%	0.2%	-13%
全国	2.1%	1%	1%	20.2%	9.7%	9.5%

轮驱动”方式并不能从本质上让中西部实现后发的经济发展优势(李兰冰、刘秉镰,2015)。东北地区绿色全要素生产率的平均增长率为-0.6%,累积增长率为-5.6%,虽然近些年来东北地区大力发展第三产业,不断优化以重工业为主导的产业结构,并积极促进工业生产技术革新(陈阳、唐晓华,2019;陈阳等,2019),但是除哈尔滨等极个别城市外,东北地区大部分城市第三产业规模增长率低于全国平均水平,同时环境质量水平也在不断下降,亟需加大产业转型及清洁技术引进与创新的力度。

另外,中国城市发展逐步进入高速聚集化阶段,区域内城市发展分化程度正在慢慢扩张,这使得分析城市层面的绿色全要素生产率及其分解项变化情况愈加必要。因此,接下来本部分将分析各地区城市技术效率累积增长率、技术进步率累积增长率的分布差异。中西部技术效率累积增长率较高的城市呈现出明显“高-高”聚集趋势,主要分布在长江中游城市群、甘肃南部与陕西南部的兰州-西安城市圈、成渝城市群、广西西部与北部等。虽然中西部城市的平均技术效率累积增长率大幅提高,但是城市间存在着一定的分化现象,例如内蒙古西部城市群(包头、呼和浩特、巴彦淖尔)以及云南东北部的曲靖、昆明等城市技术效率的累积增长值小于零,出现了效率倒退的现象。东部地区技术效率累积增长率小于1,仅有山东西南部、浙江南部、福建西部、广州东部等区域的城市技术效率改善较为明显。东北地区技术效率累积增长率全国最低,仅有牡丹江、七台河、松原、白城、白山、双鸭山、四平、通化等城市的技术效率增幅高于全国平均水平,辽宁省各城市的技术效率累积增长率全部低于平均水平。

技术进步累积增长率呈现出更为突出的城市聚集性与分化性,由上文可知,东部地区是绿色生产、节能减排技术创新的主要贡献者,平均技术进步累积增长率为25.5%。但是,东部地区城市技术进步水平出现了严重的分化,具有东部地区最强经济实力以及较优人力资本水平的上海十年间的技术累积进步率高达321.04%,长三角城市群平均技术累积进步率为187.14%,体现出明显的技术创新聚集态势。此外,京津冀城市群、环渤海城市群、长三角城市群及珠三角城市群也出现了类似的聚集化发展效应,除这些城市群之外的东部城市技术进步累积增长率普遍较低。不仅东部地区如此,平均技术进步累积增长率较低的中西部、东北部地区也存在聚集与分化现象,西部仅有成渝城市群、内蒙古西部城市圈等地区体现出较明显的技术改善,东北地区除哈尔滨、绥化、大庆等城市外,其余城市技术进步累积增长均小于0。

由上可知,中国各地区部分城市之间存在明显的绿色全要素生产率“聚集提升效应”,同时也存在着“高-低”“低-高”的明显分化,这种现象正如余永泽等(2019)指出的,每座城市并非孤岛,而是与其毗邻的城市有着密切的联系,这种联系可能是促进城市区域经济发展的动力,也可能是城市之间发展水平差异扩大的导火索。不难看出,进行城市空间相关性分析十分必要,接下来本文将利用全局、局部莫兰指数对中国城市绿色全要素生产率及其分解项的累积增长率的自相关效应进行分析。

(四)测算结果空间自相关分析

本部分借鉴 Ma 和 Long(2019)的做法,利用 GeoDa1.12 软件计算绿色全要素生产率及其分解项累积增长率的全局莫兰指数显著性以及莫兰指数散点图分别见表 3 及图 2。GTFP 累积增长率的全局莫兰指数通过了显著性水平为 0.05 的检验,意味着我国各城市的绿色全要素生产率的增长并非完全随机化,而是有正向的空间相关效应。从其莫兰指数散点图来看,有 69 座城市位于第一象限,即绿色全要素生产率累积增长率较高的城市聚集分布,有 93 座城市位于第三象限,显著多于第一象限的城市数,意味着我国绿色全要素生产率提升较少的城市聚集数量多于 GTFP 提升较大的城市的聚集数量。另外,有 78 座城市位于第二象限,30 座城市分布在第四象限,这说明 GTFP 提升较多的城市周边临近分布着更多的全要素生产率增长率相对较低的城市,形成一种“包围现象”,该种现象可以作为区域内城市绿色全要素生产率发展程度出现分化的证据。技术进步累积增长率的莫兰指数未通过显著性检验,说明城市技术进步更倾向于随机化。GEFFCH 累积提升率 P 值得分为 0.001,说明在 99.9% 的置信度下空间自相关是显著的,全局 Moran's I 数值为 0.080,超过半数的城市出现了“俱乐部趋同现象”(杜挺等,2014),有 63 座城市技术效率改善幅度大的城市倾向于与其他同样拥有较高 GEFFCH 累积增长率的城市聚集,小于技术效率累积增长率相对较低的城市聚集的数量(108 座)。

表 3 全局莫兰指数显著性

种类	GTFP 累积增长率	GEFFCH 累积增长率	GTECH 累积增长率
Moran's I	0.043	0.080	0.017
P 值	0.022	0.001	0.132

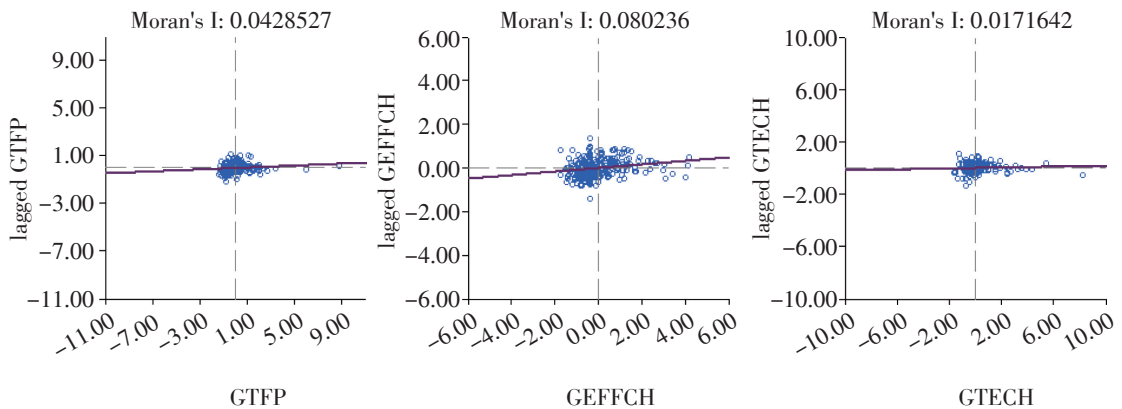


图 2 莫兰指数散点图

全局莫兰指数仅能反映各城市与其相邻城市间相关关系的平均程度,并不能显示出具有不同关联关系的城市的区域分布。因此,本文利用基于 GeoDa1.12 软件,在显著性水平为 0.05 的条件下利用局部空间自相关分析方法分析了不同区域城市间绿色全要素生产率累积增长

率、技术效率累积增长率、技术进步累积增长率的空间相关关系。结果显示,大部分城市与其邻近城市之间不存在显著的空间相关关系,然而部分城市呈现出较强的聚集化特征。重庆市周围城市,宁夏、甘肃东南部的庆阳市与陕西中部的铜川市表现出绿色全要素生产率累积增长率“高-高”聚集的特征,山东的济南与泰安、青岛与烟台的GTFP累积增长率较高,但是其周围城市GTFP进步相对不明显,呈现出“高-低”态势,这四座城市与其周围城市呈现出明显的“包围现象”;有较多城市的技术效率累积增长率有显著的空间相关关系。具有“高-高”聚集关系的城市与“低-低”聚集关系的城市交错分布,主要分布在中西部地区,体现出中西部城市技术效率改善程度明显分化的特征。“高-高”聚集分布的城市主要分布在甘肃东南部、宁夏中部与陕西西南部的“兰州-银川-汉中”三角城市群、长江中游城市群、广西北部,这与结果分析第三部分高度相符。东部的天津、衡水、太原、菏泽、濮阳、济南、镇江等城市技术效率累积增长率亦处于全国较高水平,但由于该部分城市的周围城市技术效率提升较低,呈现出一种具有“低-高”聚集特征的城市围绕具有“高-低”聚集模式的城市分布的特点;城市技术进步累积增长率的全局空间相关性较弱,从局部层面来看,长三角城市群形成“技术腾飞”聚集圈,呈现明显的城市技术进步“高-高”聚集趋势,虽然京津冀、珠三角等城市群也存在着高技术进步累积增长率城市“扎堆”现象,但是其局部莫兰指数数值没有通过显著性检验。

五、实证分析

(一) 财政支出规模、结构的回归模型设定及变量说明

考虑到绿色全要素生产率的长期积累性导致其前后期之间存在一定程度的相互影响(Lin & Zhu, 2019),本文在分析财政支出规模、结构的两个回归方程中都引入了GTFP的一阶滞后项。一阶滞后项可能与模型的随机扰动项相关,这意味着回归方程中可能存在内生性问题。如果采用OLS模型或固定效应模型对动态面板模型进行分析,得到的参数估计结果将是具有偏且非一致的。本文采取两步法系统GMM模型来估计回归方程,该模型通过有效地利用与内生变量高度相关且与随机扰动项不相关的工具变量来替代内生变量以解决内生性问题,且相较于差分GMM模型和系统GMM模型可以利用更多信息以及具有更高准确率(Blundell & Bond, 1998)。

两步法系统GMM估计能否获得具有一致性的估计系数的关键在于工具变量的选择是否有效以及残差项是否存在二阶自相关。另外,由于两步法系统GMM估计标准差在理论上稳健但具有向下的偏误,我们在利用该模型估计回归方程时加上了异方差稳健标准误。相应地,我们利用适用于稳健标准误的Hansen检验来检验工具变量是否过度识别,并利用AR(1)、AR(2)检验值来判断残差项是否存在自相关,以此来确保估计结果的准确性与合理性。本文所设定的财政支出规模、财政支出结构回归方程分别如下:

$$GTFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GTFP_{i,t-1} + \beta_2 \ln FES_{it} + \sum_i^9 w_i X_i + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$GTFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GTFP_{i,t-1} + \alpha_2 EE_{it} + \alpha_3 SE_{it} + \alpha_4 ME_{it} + \sum_i^9 \theta_i X_i + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$GTFP_{i,t} = \sigma_0 + \sigma_1 GTFP_{i,t-1} + \sigma_2 EE_{it} + \sigma_3 EE_{it}^2 + \sum_i^9 \vartheta_i X_i + \gamma_i + \delta_t + \tau_{it} \quad (3)$$

$$GTFP_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 GTFP_{i,t-1} + \rho_2 ME_{it} + \rho_3 ME_{it}^2 + \sum_i^9 \mu_i X_i + \gamma_i + \delta_t + \varphi_{it} \quad (4)$$

其中, i 表示各地级市; t 为时间变量; $GTFP_{i,t}$ 、 $GTFP_{i,t-1}$ 分别表示绿色全要素生产率累积增长率及其滞后项; 式(1)中的 $\ln FES$ 代表政府财政支出规模; 式(2)中的 EE 、 SE 、 ME 分别表示经济性支出、服务性支出、维持性支出占总支出规模的比例; 式(3)、(4)中 EE^2 、 ME^2 代表经济性支出比例、维持性支出比例的平方项; X_i 则表示除了核心解释变量外的其他控制变量; ε 、 ϵ 、 τ 、 φ 分别表示各个回归模型的误差项, γ 、 δ 分别代表地区固定效应和时间固定效应。本文借鉴现有文献并根据自身研究目的从经济环境、社会与制度环境两个方面选取了9个控制变量, 各个变量的具体符号以及衡量方式见表4。所有涉及价格的变量全部调整为2000年不变价格为基期。其中除财政支出数据来自各省份的统计年鉴决算数据或经济社会发展报告, 其他所有变量的数据来自《中国城市统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》以及EPS数据库。

表4 变量度量

变量	符号	含义
核心解释变量		
财政支出规模	$\ln FES$	地方财政支出总规模取对数
经济性支出水平	EE	地方政府经济性支出占财政总支出的比例
	EE^2	地方政府经济性支出占财政总支出比例的平方项
服务性支出水平	SE	地方政府服务性支出占财政总支出的比例
维持性支出水平	ME	地方政府维持性支出占财政总支出的比例
	ME^2	地方政府维持性支出占财政总支出比例的平方项
经济环境		
经济发展水平	$\ln PGDP$	人均GDP原始数据平减至2000年后取对数
金融深化程度	MON	金融机构贷款总额占GDP的比例
金融宽化程度	$PFPE$	金融业从业人数占总从业人数的比例
产业结构	IS	第二产业产值占GDP的比重
城市化水平	UL	地级市建成区面积占地级市行政区域总面积的比例
基础建设水平	$\ln IL$	人均年末实有铺装道路面积取对数
对外开放程度	FDI	FDI历年值乘以年度美元汇率后占GDP的比例
社会与制度环境		
财政分权	FD	地级市一般公共预算内财政收入占一般公共预算内财政总支出的比例
技术创新	$\ln PA$	各地级市专利申请授权量取对数

(二) 财政支出规模、结构的模型回归结果分析

本文首先对包含财政支出规模、结构的回归方程进行了估计。进行回归分析之前,本文先利用 Fisher-ADF 检验以及 Fisher-PP 检验测算了解释变量与被解释变量的平稳性,选择这两种检验的原因是本文所选控制变量部分存在缺失值。检验结果表明所有变量具有较好的平稳性且不需要差分处理。回归方程(1)、(2)、(3)、(4)的估计结果见表5模型(1)一(4)所示,可以发现 $GTFP$ 的一阶滞后项的回归系数均在1%的水平上显著为正,这印证了 $GTFP$ 具有明显的动态连续性的同时也说明了建立动态面板模型的必要性。Hansen 检验结果说明了两个模型工具变量的有效性,不存在过度识别的问题。两模型 AR(1)检验 P 值接近于 0, AR(2)检验则拒绝了原假设,认为扰动项的差分不存在二阶的自相关性。综上,可以说明本文构建的财政支出规模、结构的模型是合理的。

表5 财政支出规模、结构回归结果以及稳健性回归

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
$GTFP_{i,t-1}$	0.8898*** (1.79)	0.8180*** (7.23)	0.8326*** (9.58)	0.8293*** (9.43)	0.3528*** (6.54)	0.3263*** (7.60)
$\ln FES$	0.2401*** (2.72)				0.1014*** (4.78)	
EE		-1.6281*** (-2.84)	2.1845** (2.02)			-0.0964** (-2.05)
EE^2			-7.8125*** (-2.62)			
SE		-0.0521 (-0.15)				0.0015 (0.67)
ME		-0.3793* (-1.88)		9.0574** (2.11)		-0.3693** (-2.52)
ME^2				-26.9636** (-2.26)		
$\ln PGDP$	-0.0553 (-0.83)	-0.0072 (-0.22)	0.0130 (1.06)	0.0071 (0.62)	-0.0126 (-1.10)	-0.0095 (-0.79)
MON	-0.0309** (-2.24)	0.0014 (0.11)	0.0171 (0.99)	-0.0144* (-1.68)	-0.0094 (-0.38)	-0.0088 (-0.30)
$PFPE$	1.6134** (2.29)	0.6429* (1.66)	0.6834** (2.08)	2.0757** (2.54)	1.3955*** (3.09)	1.1639** (2.59)
IS	-0.0006* (-1.82)	-0.0006** (-1.97)	-0.0041** (-2.55)	-0.0005* (-1.89)	-0.0006** (-2.50)	-0.0006*** (-2.65)
FDI	0.0049** (2.13)	0.0018 (0.56)	0.0004 (0.17)	0.0013 (0.51)	0.0007 (0.39)	-0.0002 (-0.13)

续表 5

财政支出规模、结构回归结果以及稳健性回归

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
$\ln PA$	0.2693** (2.41)	0.0784* (1.77)	0.0437 (0.67)	-0.0086 (-0.71)	-0.0289 (-1.28)	-0.0077 (-0.31)
FD	0.2596 (1.31)	-0.1764 (-1.3)	-0.0604 (-0.99)	-0.0044 (-0.22)	0.0700*** (4.55)	0.0645*** (3.30)
UL	0.0055 (0.22)	0.0019 (0.08)	0.0063 (0.28)	0.0125 (0.57)	0.0092 (0.61)	0.0087 (0.58)
$\ln IL$	-1.0294 (-0.66)	1.9336 (1.52)	-0.4863 (-0.28)	1.3358* (1.76)	7.4471** (2.27)	9.2302*** (2.75)
Constant	-2.1136* (-1.88)	1.2232** (2.25)	0.3891* (1.74)	-0.4841 (-1.43)	-0.2743 (-0.72)	1.2622*** (7.09)
观测值数	1,637	1,583	1,616	1,583	1,637	1,574
P(Hansen)	0.285	0.180	0.837	0.294	—	—
AR(1)	0.000	0.076	0.000	0.000	—	—
AR(2)	0.176	0.308	0.131	0.166	—	—

注:括号中表示的是回归系数t检验数值,***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

模型(1)中,财政支出规模的系数显著为正。在控制其他变量的前提下,财政支出规模上升1%,绿色全要素生产率水平总体上升0.24%,与理论机制分析得到的结果相符。这说明我国2007—2016年间,财政支出规模的上升能够显著提高绿色全要素生产率,这说明近年来中国实行的积极财政政策所引起的财政扩张未对社会资源进行过度的挤占,支出规模未达到理论上存在的最优点。相反,财政支出规模的持续扩大不仅保障了经济增速的平稳,也在一定程度上促进了经济的绿色高质量发展。根据前文理论分析,当财政支出结构较为合理时,财政支出规模的扩大才可能在提升公共、私人部门生产效率的同时注重生态效益,因此接下来将重点分析财政支出结构回归模型的回归结果。

根据模型(2),在控制其他变量不变的前提下,经济性支出占总财政支出的比重(EE)每上升1%,绿色全要素生产率累积增长率将下降1.63%。之后,我们将经济性支出占比及其平方项同时放入回归方程(3),进一步验证经济性支出占比与绿色全要素生产率增长率间的具体关系。方程(3)估计结果显示,经济性支出占比的回归系数显著为正,其平方项的回归系数显著为负,说明经济性支出占比与绿色全要素生产率间存在显著的倒U型关系。且模型(2)中经济性支出占比的回归系数估计结果表明,我国当前的经济性支出占比已迈过倒U型曲线的拐点。

经济性支出主要是针对市场失灵领域而安排用于提高资源配置效率和保证经济稳定等方面的支出,生产性支出规模适当的扩张可以显著地提高地区经济发展水平(蒋含明、李非, 2013)、影响产业结构并增加固定资产总量。但是,过高的经济性支出占比容易对私人投资及

消费行为产生挤出效应,不利于私人生产等经济活动的进行,进而影响经济效率的总体提升。另一方面,其主要通过要素投入达到物质资本积累的经济建设方式并不利于技术的创新,且往往会造成高要素投入、高污染排放的生产模式,该种生产模式所带来的规模污染效应不利于环境质量的上升(袁晓玲等,2019)。另外,由于公共支出规模的有限性,生产性支出占比的上升势必会挤出其他例如科技支出、教育支出、社会保障支出等非生产性支出,而这些服务性支出的创新、促进人力资本积累属性更有利于经济可持续、高质量发展。上述原因都说明了经济性支出的持续扩张不利于绿色全要素生产率增长率的提升,从而不利于“绿色经济”发展模式的贯彻落实,模型(2)、(3)中的估计结果很好地证明了这一点。因此,合理控制经济性支出占财政总支出的比例显得尤为重要。

政府服务性支出占总支出的比例(SE)回归系数为负,但其数值较小且显著性较差。毋庸置疑,科研、教育等服务性支出的扩张会促进一个经济体的技术创新以及人力资本水平的上升;文化传媒、医疗卫生等支出将改善人民生活、缩小贫富差距,进而提高一个经济体的整体福利水平;社会保障类支出则有助于维护社会的繁荣与稳定,普及经济发展所带来的社会效益;节能环保支出能够在改善环境监管程度、增加环境治理力度等方面优化环境质量,有利于经济绿色发展。然而,政府服务性支出所带来的经济、社会、生态效益并非是一蹴而就的,相较于经济性支出有一定的滞后性。其次,中国的生产型环境污染已接近临界状态,消费型环境污染正成为中国环境质量全面提升的关键性阻碍与风险(亚洲开发银行,2012),而服务性支出能够通过环境规制效应、消费融资效应两个方面来影响消费型环境污染(卢洪友等,2015)。在消费融资效应主导下,服务性支出占比的提高将在一定程度上不利于我国绿色高质量发展。根据回归结果,服务性支出回归系数不显著且符号为负(-0.0521),说明服务性支出对于 $GTFP$ 的增长存在着一定的限制作用。这可能是由于服务性支出占比的扩大提高了居民的教育投资水平,进而促进了社会人力资本水平与居民整体收入水平的提升,最终为个体消费融资,导致消费型环境污染的严重化,使得服务性支出对绿色高质量发展的促进效应被中和。因此,地区政府应重点扩张环保领域的财政支出,注重地区廉政环境建设以限制、改善服务性支出的消费融资作用,使环境规制效应占据主导地位,最大化服务性支出的绿色高质量发展效应。

政府维持性支出占总财政支出比例(ME)的提升显著不利于绿色全要素生产率增长率的上升。我们同样分析了政府维持性支出占比与 $GTFP$ 之间的具体关系,模型(4)表明,维持性支出占比与 $GTFP$ 之间也具有显著的非线性倒U型关系,且现在我国的维持性支出占比似乎已跃过倒U型曲线的拐点,即其占比的继续扩大不利于 $GTFP$ 的提高。然而,不可否认的是,公共安全、国防支出等支出是非常重要的,它们能够满足人们对于国家、社会安全的需要,这是经济高质量发展的基础。一般公共服务支出则是政府履行其行政管理职能所必需的,该

项支出的充足一方面有助于政府实施相关财政政策、有效配置社会资源,另一方面有助于提高不同部门人员的工作创造性与积极性(马万里,2014)。但是,维持性支出对绿色高质量发展没有直接的参与,其规模过大会挤占科技支出、教育支出,不利于我国技术创新,进而不利于绿色全要素生产率的提高(詹新宇、王素丽,2017)。另一方面,过高的维持性支出比例可能意味着政府成本较高、运行效率较低,进而造成社会资源在回报率较低的领域过度浪费,不利于经济发展质量的提升。因此,为了经济的可持续发展,维持现有的政府消费性支出规模在合理的范围内是十分必要的。

从表5可以看出,其他控制变量也对 *GTFP* 有一定的影响。根据模型(1)、(2),金融宽化(*PFPE*)指标的回归系数均显著为正,这说明金融业凭借其环境友好性、经济高效性等特点对 *GTFP* 的提升有积极作用。但是,模型(1)表明金融深化(*MON*)回归系数为负,这似乎暗示了中国金融行业的成熟性。中国金融市场发展仍处于初期阶段,相关的法律法规仍不完善,我国需要正确利用金融市场的正向经济效应,减少其不稳定性对经济的冲击。第二产业占GDP比例(*IS*)显著不利于 *GTFP* 的提升。虽然我国工业绿色生产技术不断创新,工业企业的环境准入标准也越来越严格,但是相对于更去污染化的第三产业来说,第二产业所带来的经济增长效率相对较低,因此第二产业占GDP的比重越大, *GTFP* 越低。对外开放水平(*FDI*)的回归系数显著为正,这证明了技术外溢效应有利于我国经济质量的提升;更清洁、投入产出比更高的生产技术是经济绿色高质量发展的重要基础,故技术创新(*lnPA*)水平的上升可以显著改善 *GTFP* 总体水平。

(三)回归结果稳健性分析

为了保证前文所得的估计结果具有较强的稳健性,本文对财政支出规模、结构两回归模型进行了稳健性检验。根据钱学锋和陈勇兵(2009)的研究,利用固定效应模型面板数据估计法可以检测系统GMM方法回归结果的可靠性与稳健性,本文利用固定效应面板数据估计法对财政支出规模与结构两个回归模型进行检验。根据回归结果,见表5模型(5)、(6)可知,从解释变量回归系数的正负与显著性上来看,固定效应模型所得到的回归结果与系统GMM模型得到的估计结果具有极强的相似性,因此,可以证实财政支出规模、结构的系统GMM估计结果是稳健可靠的。

六、结论与政策建议

(一)结论

绿色全要素生产率是经济高质量发展的核心引擎,是绿色增长的关键保障。本文选用全局非径向、非角度DEA-SBM模型结合GML指数测算了中国2007—2016年的绿色全要素生产率其分解项,分析了绿色全要素生产率及其分解项的变动特点:(1)中国十年间全要素生产率

累积提升 20.2%，体现出技术效率改善(9.7%)与技术进步提升(9.5%)的“双轮驱动”增长局面。(2)中国除东北地区外三大地区的绿色全要素生产率均得到显著提高，体现了“西部大开发”“中部崛起战略”等区域平衡发展战略的初步成效，但是各地区增长的主要动力有所不同，东部主要依靠技术进步驱动，中西部则是技术效率改善幅度较大。(3)中国技术效率改善幅度较大的城市主要分布在中西部地区，且出现了明显的集聚化效应；技术进步累积增长率较高的城市则主要分布在东部地区的极少部分城市，这极个别城市技术进步累积增长率较高的城市拉升了整个东部地区及全国层面的技术进步平均水平，体现出显著的城市分化现象。(4)利用全局莫兰指数对各城市绿色全要素生产率及分解项累积增长率进行分析后，发现绿色全要素生产率增长率、技术效率增长率都具有显著的空间正相关关系，且大部分城市呈现“高-高”“低-低”两种“俱乐部趋同”聚集效应。两种聚集模式于空间上交叉分布，体现出区域内城市技术效率改善程度的分化现象。

财政政策对中国绿色全要素生产率的提升、经济持续高质量发展具有重要的引导作用，本文利用两步法系统 GMM 模型分析了 2007—2016 年财政支出规模和结构对绿色全要素生产率增长率的影响，主要发现如下：(1)我国财政支出规模的进一步扩大有利于 *GTFP* 的上升，进而有利于我国经济的高质量发展。(2)政府经济性支出占财政总支出的比重越大越不利于我国 *GTFP* 的提升，这可能是由于经济性支出的挤出效应、环境污染效应造成的。(3)政府服务性支出占比的回归系数为负，但并不显著。这可能说明当下服务性支出对消费型环境污染的影响以消费融资效应为主，消费水平上升所引致的环境污染抑制了 *GTFP* 的提高。此外，服务性支出经济发展效应的滞后性导致其对 *GTFP* 也具有一定的负面影响。(4)政府维持性支出占比显著不利于 *GTFP* 的提升。维持性支出是不可或缺的，但是其对经济增长的促进效应较弱，且会挤占服务性支出，不利于 *GTFP* 的提升，从而不利于城市经济高质量发展。

(二)政策建议

中国全面推行经济可持续、高质量发展的方针政策已得到了初步的成果，部分城市纷纷迈入绿色转型增长阶段。但是，各省市内部城市之间差距却呈现出了愈加扩大的差异。因此，应该增强中心城市和城市群的引领作用与辐射作用，重点建设中心城市与其他城市间城际铁路等基础交通设施建设密度，促进各类要素在城市间的合理流动与高效聚集，减少绿色全要素生产率“低-低”聚集的“城市俱乐部”现象，进而加快高质量发展核心动力系统的建设。

财政支出政策是政府进行宏观调控的重要手段，合理安排财政支出结构、优化财政支出规模、提高财政支出绩效是实现经济绿色高质量发展的重要途径。根据本文实证研究，虽然当下继续进行财政扩张仍有利于我国经济的高质量、可持续发展，但由于财政支出占 GDP 比重逐年上升，注重财政支出的科学安排与合理利用以贯彻“大力提质增效、注重调整支出结构”积极财政政策导向是优先级更高的关注点；从支出结构角度来看，优化廉政环境是服务性

支出发挥消费效应与环境效应的必然选择,政府应强化地区营商环境改善,将财政支出对消费型环境污染的消费融资效应转变为环境规制效应,切实发挥服务性支出经济效益、社会效益及生态效益三个方面的绿色高质量发展作用。此外,经济性支出及维持性支出的扩张不利于经济发展的质量提升。压缩这两种支出则要求政府转变经济发展与治理理念,但其潜力与难度并存。因此,政府应正确处理好与市场的关系,逐步退出竞争性领域,加强内部监督与约束,推进支出结构向服务性支出的继续扩张倾斜,以科学标准的财政政策推动绿色全要素生产率的提高。

参考文献:

- [1] 卞元超,吴利华,白俊红. 市场分割与经济高质量发展:基于绿色增长的视角[J]. 环境经济研究,2019,4(04):96-114.
- [2] 蔡昉. 中国经济增长的必要条件与改革路径[J]. China Economist,2018,13(01):2-21.
- [3] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究,2009,44(04):41-55.
- [4] 陈诗一. 中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. 经济研究,2010,45(11):21-34+58.
- [5] 陈思霞,卢洪友. 公共支出结构与环境质量:中国的经验分析[J]. 经济评论,2014,(01):70-80.
- [6] 陈阳,唐晓华. 制造业集聚和城市规模对城市绿色全要素生产率的协同效应研究[J]. 南方经济,2019,(03):71-89.
- [7] 陈阳,逯进,于平. 技术创新减少环境污染了吗?——来自中国285个城市的经验证据[J]. 西安交通大学学报(社科版),2019,39(01):73-84.
- [8] 杜挺,谢贤健,梁海艳,黄安,韩全芳. 基于熵权TOPSIS和GIS的重庆市县域经济综合评价及空间分析[J]. 经济地理,2014,34(06):40-47.
- [9] 冯杰,张世秋. 基于DEA方法的我国省际绿色全要素生产率评估——不同模型选择的差异性探析[J]. 北京大学学报(自然科学版),2017,53(01):151-159.
- [10] 官永彬. 基于DEA模型的我国地方政府环境保护支出效率评价[J]. 重庆师范大学学报(哲学社会科学版),2015(04):73-80.
- [11] 郭长林. 财政政策扩张、纵向产业结构与中国产能利用率[J]. 管理世界,2016,(10):13-33+187.
- [12] 郭庆旺,贾俊雪. 积极财政政策对区域经济增长与差异的影响[J]. 中国软科学,2005,(07):46-53.
- [13] 何爱平,安梦天. 地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(03):21-30.
- [14] 何华武,马国贤. 财政政策、产能过剩与通货膨胀动态[J]. 财政研究,2017,(07):35-48.
- [15] 蒋含明,李非. 企业家精神、生产性公共支出与经济增长[J]. 经济管理,2013,35(01):153-161.
- [16] 匡远凤,彭代彦. 中国环境生产效率与环境全要素生产率分析[J]. 经济研究,2012,47(07):62-74.
- [17] 李明,张璿璿,赵剑治. 疫情后我国积极财政政策的走向和财税体制改革任务[J]. 管理世界,2020,36(04):26-34.
- [18] 李平,钟学义,王宏伟,郑世林. 中国生产率变化与经济增长源泉:1978—2010年[J]. 数量经济技术经济研,2013,30(01):3-21.
- [19] 李斌,祁源,李倩. 财政分权、FDI与绿色全要素生产率——基于面板数据动态GMM方法的实证检验[J]. 国际贸易问题,2016,(07):119-129.

- [20] 李兰冰,刘秉镰. 中国区域经济增长绩效、源泉与演化:基于要素分解视角[J]. 经济研究, 2015, 50(08):58-72.
- [21] 刘瑞翔,安同良. 资源环境约束下中国经济增长绩效变化趋势与因素分析——基于一种新型生产率指数构建与分解方法的研究[J]. 经济研究, 2012, 47(11):34-47.
- [22] 卢洪友,杜亦譔,祁毓. 中国财政支出结构与消费型环境污染:理论模型与实证检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(10):61-70.
- [23] 梁伟健,张乐. 财政政策有助于全要素生产率增长吗?——基于1999—2015年省级面板数据的实证分析[J]. 经济经纬, 2017, 34(06):159-164.
- [24] 马万里. 经济社会非均衡发展:中国式财政分权下的“集体行动困境”及其破解[J]. 经济学家, 2014(11):37-46.
- [25] 齐亚伟. 碳排放约束下我国全要素生产率增长的测度与分解——基于SBM方向性距离函数和GML指数[J]. 工业技术经济, 2013, 32(05):137-146.
- [26] 钱学锋,陈勇兵. 国际分散化生产导致了集聚吗:基于中国省级动态面板数据GMM方法[J]. 世界经济, 2009, 32(12):27-39.
- [27] 任平,刘经纬. 高质量绿色发展的理论内涵、评价标准与实现路径[J]. 内蒙古社会科学(汉文版), 2019, 40(06):123-131+213.
- [28] 田银华,贺胜兵,胡石其. 环境约束下地区全要素生产率增长的再估算:1998—2008[J]. 中国工业经济, 2011, (01):47-57.
- [29] 涂正革. 全要素生产率与区域经济增长的动力——基于对1995—2004年28个省市大中型工业的非参数生产前沿分析[J]. 南开经济研究, 2007, (04):14-36.
- [30] 王兵,吴延瑞,颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010, 45(05):95-109.
- [31] 王海兵,杨蕙馨. 创新驱动及其影响因素的实证分析:1979—2012[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2015, (01):23-34.
- [32] 王雄飞,李香菊,杨欢. 中国经济高质量发展下财政模式创新与政策选择[J]. 当代财经, 2018, (11):25-34.
- [33] 亚洲开发银行. 迈向环境可持续的未来:中华人民共和国国家环境分析[R]. 北京:中国财政经济出版社, 2012.
- [34] 杨志安,王佳莹. 财政分权与绿色全要素生产率——基于系统GMM及门槛效应的检验[J]. 生态经济, 2018, 34(11):132-139.
- [35] 余泳泽,杨晓章,张少辉. 中国经济由高速增长向高质量发展的时空转换特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(006):3-21.
- [36] 易纲,樊纲,李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考[J]. 经济研究, 2003, (08):13-20+90.
- [37] 袁晓玲,吴琪,李朝鹏. 中国地方财政支出变化对环境污染影响的研究[J]. 北京工业大学学报(社会科学), 2019, 19(05):72-83.
- [38] 詹新宇,崔培培. 中国省际经济增长质量的测度与评价——基于“五大发展理念”的实证分析[J]. 财政研究, 2016, (08):40-53+39.
- [39] 詹新宇,王素丽. 财政支出结构的经济增长质量效应研究——基于“五大发展理念”的视角[J]. 当代财经, 2017, (04):25-37.
- [40] 张军,施少华. 中国经济全要素生产率变动:1952—1998[J]. 世界经济文汇, 2003, (02):17-24.
- [41] 张旭,魏福丽,袁旭梅. 中国省域高质量绿色发展水平评价与演化[J]. 经济地理, 2020, 40(02):

108-116.

[42] 张治栋, 廖常文. 全要素生产率与经济高质量发展——基于政府干预视角[J]. 软科学, 2019, 33(12): 29-35.

[43] 郑玉歆. 全要素生产率的测度及经济增长方式的“阶段性”规律——由东亚经济增长方式的争论谈起[J]. 经济研究, 1999, (05): 57-62.

[44] 郑玉歆. 全要素生产率的再认识——用TFP分析经济增长质量存在的若干局限[J]. 数量经济技术经济研究, 2007, (09): 3-11.

[45] 朱沛华, 李军林. 财政政策如何影响全要素生产率: 异质性与市场化的视角[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2019, (01): 85-95.

[46] Alwyn, Y. The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience[J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 60(3): 641-680.

[47] Bank, A. D. and A. D. B. Institute. Low-carbon Green Growth in Asia: Policies and Practices[R]. 2013.

[48] Blundell, R. and S. Bond. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115-143.

[49] Chen, X and F. Fazilov. Re-centering Central Asia: China's "New Great Game" in the Old Eurasian Heartland[J]. Palgrave Communications, 2018, 4: 1-12.

[50] Choi, Y., C. Bone, and N. Zhang. Sustainable Policies and Strategies in Asia: Challenges for Green Growth[J]. Technological Forecasting & Social Change, 2016, 112: 134-137.

[51] Colby, M. E. The Evolution of Paradigms of Environmental Management in Development[R]. 1989.

[52] Easterly, W. and R. Levine. It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models[J]. World Bank Economic Review, 2001, 15(2): 177-219.

[53] Färe, R., S. Grosskopf, and C. A. Pasurka. Accounting for Air Pollution Emissions in Measures of State Manufacturing Productivity Growth[J]. Journal of Regional Science, 2001, 41(3): 381-409.

[54] Hailu, A. and T. S. Veeman. Environmental Sensitive Productivity Analysis of the Canadian Pulp and Paper Industry, 1959-1994: An Input Distance Function Approach[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2000, 40: 251-274.

[55] Hua, Y., R. Xie, and Y. Su. Fiscal Spending and Air Pollution in Chinese Cities: Identifying Composition and Technique Effects[J]. China Economic Review, 2018, 47: 156-169.

[56] He, Q. Fiscal Decentralization and Environmental Pollution: Evidence from Chinese Panel Data[J]. China Economic Review, 2015, 36: 86-100.

[57] Hwang, C. L. and K. Yoon. Multiple Attributes Decision Making Methods and Applications[M]. Berlin: Springer, 1981.

[58] Kaneko, S. and S. Managi. Environmental Productivity in China[J]. Economics Bulletin, 2004, 17(2): 1-10.

[59] Krugman, P. The Myth of Asia's Miracle[R]. 1994.

[60] Lin, B. and J. Zhu. Fiscal Spending and Green Economic Growth: Evidence from China[J]. Energy Economics, 2019, 83.

[61] Lopez, R., G. I. Galinato, and A. Islam. Fiscal Spending and the Environment: Theory and Empirics[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2011, 62(2): 180-198.

[62] Ma, L. and H. L. Long. Green Growth Efficiency of Chinese Cities and Its Spatio-temporal Pattern[J]. Resources, Conservation & Recycling, 2019, 146: 441-451.

[63] Oh, D. H. A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index[J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34(3): 183-197.

- [64] Solow, R. M. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1957, 39: 31–320.
- [65] Song, M. and S. Wang. Market Competition, Green Technology Progress and Comparative Advantages in China[J]. *Emerald Insight*, 2018, 56: 188–203.
- [66] Song, M., J. Du and K. H. Tan. Impact of Fiscal Decentralization on Green Total Factor Productivity[J]. *International Journal of Production Economics*, 2018, 205: 359–367.
- [67] Talen, E., L. Anselin, S. Lee, and J. Koschinsky. Looking for Logic: the Zoning–I and Use Mismatch[J]. *Landscape and Urban Planning*, 2016, 152: 27–38.

Fiscal Expenditure Structure and Green High Quality Development: Evidence from Chinese Cities

Qi Yu and Zhao Weixiang

(School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: In China, green and high-quality development is an important target of macroeconomic policy in the new era. Whether and how the fiscal expenditure policy affects green and high-quality development has become an important basis for fiscal policy making. Based on the data of prefecture city in China, this paper used global non-angle and non-radial DEA-SBM model and global Malmquist-Luenberger productivity index to measure the green total factor productivity. Then, the SYS-GMM method was applied to evaluate the impact of the scale and structure of fiscal expenditure on green total factor productivity. It is found that the cumulative increase of GTFP in China from 2007 to 2016, reflecting the "two wheel drive" characteristics of technical efficiency improvement together with technical progress. The increase of the scale of fiscal expenditure helped to improve the GTFP to some extent, while the increase of the proportion of maintenance expenditure and economic expenditure was not conducive to the improvement of the overall GTFP. Increasing investment in innovation factors, adjusting and reducing the scale of maintenance expenditure and economic expenditure would contribute to the transformation of green and high-quality development.

Keywords: Fiscal Expenditure Scale; Fiscal Expenditure Structure; Green High Quality Development; Green Total Factor Productivity; Spatial Autocorrelation

JEL Classification: E62, Q56

(责任编辑:卢玲)