

横向税收竞争、官员更替与城市绿色全要素生产率

——基于长三角 41 个城市的面板证据

田时中 胡福龙

安徽大学经济学院

摘要：文章基于 2008—2020 年长三角 41 个城市的面板数据，采用超效率 SBM 模型测度 41 个城市绿色全要素生产率，并从税收总量和税制结构双重视角，构建面板 Tobit 模型和门槛效应模型，实证检验横向税收竞争、官员更替对长三角城市绿色全要素生产率的多重影响。研究表明：从税收总量来看，横向税收竞争促进了长三角城市绿色全要素生产率的提升；从税制结构来看，增值税竞争和企业所得税竞争均显著促进了长三角城市绿色全要素生产率的提升。调节效应检验显示，官员更替能够显著增强横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的促进作用；而门槛效应实证结果表明，政府公共支出规模扩大弱化了横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的促进作用。

关键词：长三角；横向税收竞争；官员更替；绿色全要素生产率；高质量一体化

作者简介：田时中（1984—），男，安徽岳西人，副教授，博士生导师，研究方向：财税政策，绿色发展与绩效评价；胡福龙（1999—），男，安徽六安人，硕士研究生，研究方向：财税政策与绿色发展。

收稿日期：2023-02-03

基金：国家社会科学基金一般项目“‘双碳’目标下长三角生态绿色一体化的创新驱动机理及推进策略研究”（22BJY106）

一、引言及文献综述

党的二十大报告强调，“必须牢固树立和践行绿水青山就是金山银山的理念，站在人与自然和谐共生的高度谋划发展”，“坚持山水林田湖草沙一体化保护和系统治理，统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、应对气候变化，协同推进降碳、减污、扩绿、增长，推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展”。新发展阶段，各地需要切实贯彻上述要求，推进产业绿色升级，实现绿色低碳转型发展。近年来，长三角地区不断加强生态环境联防联控，提高资源节约集约利用水平和整体经济效率，打造和谐共生绿色发展样板，先行建设长三角生态绿色一体化发展示范区，为各区域发展提供样板。在长三角一体化发展进程中，横向税收竞争的双重影响长期存在。一方面，横向税收竞争会吸引税源流入本辖区，促进经济增长；另一方面，横向税收竞争在促进经济增长的同时可能会产生污染。受官员晋升机制激励，地方官员会不断优化横向税收竞争策略，以谋求更多的优质企业流入辖区，夯实本地高质量发展基础。因而，官员更替带来的横向税收竞争策略差异，可能会影响城市绿色全要素生产率水平。为此，探究横向税收竞争和官员更替对城市绿色全要素生产率的作用机理，对推动长三角生态绿色一体化建设具有重要意义。

福利经济学认为，政府能够通过对排污企业征收“庇古税”，弥补排污企业生产的私人成本与社会成本之差并使两者相等，

从而矫正环境资源配置上的低效率与不公平，这可以认为是税收政策对环境污染影响研究的开端[1]。大多数学者认为，无论是通过降低实际税率还是降低监管力度的方式进行税收竞争，都会导致地区生态环境恶化[2, 3, 4]。一些研究发现，地方政府通过降低本地实际税率的方式进行税收竞争，会吸引大量污染密集型企业入驻本地，而导致本地区环境恶化[5]，特别是当周边地区采取高税率时，这种恶化程度还会进一步加剧[6]；杨海生等（2008）[7]提出，通过降低环境规制力度的方式进行税收竞争，会导致地区间出现相互攀比式竞争，最终演变成“趋劣竞争”，导致环境污染加剧；崔亚飞和刘小川（2010）[8]在对污染物进行细分后，发现地方政府在通过降低环境规制方式进行税收竞争中，往往倾向于放宽工业二氧化硫排放监管力度，从而导致环境污染进一步加剧。但还有少部分学者持有不同观点，认为地方政府间税收竞争不仅不会加剧环境污染，还一定程度上可以抑制环境污染排放[9, 10]。

地方政府主要官员的行为与偏好不同，势必会导致其制定的政策有所差异，当地方主要官员变更时，必然会对本地区绿色全要素生产率产生影响。龙硕和胡军（2014）[11]研究发现，地方官员在任职期间可能会与企业达成某种关系，并认为这种“政企合谋”现象是导致环境污染的重要原因；郭峰和石庆玲（2017）[12]提出，城市主要官员发生变更形成的政治敏感期，有助于降低“政企合谋”的程度，从而可在短期内改善空气质量；梁平汉和高楠（2014）[13]通过进一步研究发现，官员变更确实能够在短期内减少企业污染物排放量，但随着时间推移，新任官员又会与企业建立合谋关系，依旧会加剧环境污染；还有部分学者认为，在以 GDP 为考核核心指标的情况下，地方官员受晋升激励影响，往往会选择牺牲环境以达到经济快速增长的目的，这也是导致环境污染的原因之一[14, 15]；吴培材和王忠（2016）[16]研究发现，这种由于晋升激励造成的环境污染只会发生在官员更替的初期，随着官员任期的增加，官员的激励效应将会逐渐下降，地方政府逐渐减少以破坏环境换取经济发展的行为，环境污染将会得到缓解。

综上所述，目前学界关于横向税收竞争、官员更替与城市绿色全要素生产率关系的理论与实践探索成果丰硕，但现有研究也存在不足：第一，横向税收竞争对城市绿色全要素生产率影响的研究大多从环境方面考量，鲜有研究将经济与环境因素纳入其中进行综合分析；第二，通过构建横向税收竞争、官员更替与城市绿色全要素生产率的理论模型进行实证研究的较少。基于此，本文以 2008—2020 年长三角 41 个城市面板数据为样本，构建面板 Tobit 模型和门槛效应模型，实证探讨横向税收竞争、官员更替对城市绿色全要素生产率的影响效应。本文可能的边际贡献包括：第一，探究横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的影响，且从税制结构角度，进一步分析增值税竞争和企业所得税竞争对长三角城市绿色全要素生产率的影响，丰富了同类问题研究视角；第二，在研究横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率影响的基础上，引入官员更替，考察了官员更替在横向税收竞争与长三角城市绿色全要素生产率之间的调节作用。研究结论可为地方政府推进城市绿色转型发展提供决策参考。

二、理论分析与假设提出

（一）横向税收竞争与城市绿色全要素生产率

地方政府间传统的横向税收竞争主要通过以下两种方式获得更多的税源：一是地方政府通过先征后返等途径直接降低本地区实际税率[17]，较低税负水平将使环境污染的边际外部成本得不到补偿，导致环境污染外部性无法达到帕累托最优，从而降低了税收效率[18]；二是地方政府通过放松环境政策的方法争夺生产性要素尤其是流动性要素，但弱环境政策会导致竞相模仿，最终演变成环境政策“趋劣竞争”[19]。可见，上述两种方式均不利于城市绿色发展。近年来，随着环保观念增强，地方政府意识到粗放式税收竞争所带来的效益是短暂的，营造创新与绿色的税收营商环境才是长久之计。因此，地方政府开始不断优化横向税收竞争策略，通过完善地区创新与绿色税收优惠政策体系来改善本地投资环境。地区税收营商环境不断优化，将有利于本地技术创新水平提升，进而减少对环境的污染，促进城市绿色全要素生产率提高[20]。从税制结构方面来看，地方政府间的横向税收竞争行为可以划分为间接税竞争和直接税竞争。其中，作为间接税代表的增值税，我国采用的分享原则是生产地原则。为获得更多税收收入，地方政府也会更乐于提高本地区产业集聚度，形成产业集聚效应[21]。产业集聚效应形成有利于企业间实现资源共享和优化配置，提高创新资源配置效率，加快绿色创新成果应用，进而促进城市绿色全要素生产率提升[22]。作为

直接税代表的企业所得税，地方政府通过税收优惠及所得税减免政策进行税收竞争，直接降低了企业生产成本，使得企业有充足资金从事环保研发活动，进而有利于城市绿色全要素生产率提高。基于此，本文提出假设 1、假设 2。

H1：从税收总量来看，地方政府间横向税收竞争对城市绿色全要素生产率具有促进作用；

H2：从税制结构来看，增值税竞争和企业所得税竞争均有利于城市绿色全要素生产率的提高。

（二）横向税收竞争、官员更替与城市绿色全要素生产率

随着绿色发展理念深入人心，生态环境被纳入官员绩效考核中且权重不断增大。为了在激烈竞争中胜出，新任官员不再盲目地追求经济增长，而是致力于实现经济与环境协同共进的绿色生态可持续发展。地方政府在利用税收政策引资时，开始注重对引入企业审查，从而使得大量拥有先进技术研发成果的企业入驻本地。同时，环境监管力度的加强也会倒逼本地企业从事生产技术与治污技术升级活动，通过技术进步收益抵消污染治理成本，加大对绿色低碳产品设计和研发资金投入，获得更多绿色产出，从而实现绿色可持续发展[23]。基于此，本文提出假设 3。

H3：官员更替可以显著增强政府间横向税收竞争对城市绿色全要素生产率的促进作用。

三、长三角城市绿色全要素生产率测度与分析

（一）测度方法

绿色发展是在考虑地区生态承载能力和资源禀赋条件的情况下，通过保护自然环境实现可持续发展的新型发展理念[24]，它强调经济、社会与自然三大系统的共生性和发展目标的多元化[25]。绿色全要素生产率作为衡量地区绿色发展水平的重要标准，既能体现经济发展水平，又能反映资源利用和生态环境保护程度[26]。为精准量化长三角城市绿色全要素生产率，借鉴黄建欢等（2014）[27]和王少剑等（2020）[28]的方法，采用包含非期望产出的 VRS 下的超效率 SBM 模型对长三角城市绿色全要素生产率进行测度，得到的综合指数越大，表明经济绿色化程度越高；反之，则越低。具体计算步骤如下：假设有 n 个决策单元，每一个决策单元都包含投入、期望产出和非期望产出三个要素，使用 m 单位投入产生 S_1 的期望产出和 S_2 的非期望产出，分别用以下三个向量表示： $x \in R_m$ 、 $y^g \in R^{S_1}$ 、 $y^b \in R^{S_2}$ 。其中，矩阵 X 、 Y^g 、 Y^b 的定义如下：

$$X = [x_1, \dots, x_n] \in R^{m \times n} > 0$$

$$Y^g = [y_1^g, \dots, y_n^g] \in R^{S_1 \times n} > 0$$

$$Y^b = [y_1^b, \dots, y_n^b] \in R^{S_2 \times n}$$

生产可能性集合定义如下：

$$P = \left\{ (x, y^g, y^b) \mid x \geq X\theta, y^g \leq Y^g\theta, y^b \geq Y^b\theta, \theta \geq 0 \right\} \quad (1)$$

其中，实际投入水平和实际非期望产出都会高于前沿水平，而实际期望产出水平也都会低于前沿水平。根据上述有效决策单元的定义，超效率 SBM 构建如下：

$$\rho = \min \frac{1 + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{S_i^-}{x_{i0}}}{1 - \frac{1}{S_1 + S_2} \left(\sum_{r=1}^{S_1} \frac{S_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{l=1}^{S_2} \frac{S_l^b}{y_{l0}^b} \right)} \quad (2)$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} x_{i0} \geq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j x_j - S_i^-, \forall i; \\ y_{r0}^g \leq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j y_j^g + S_r^g, \forall r; \\ y_{l0}^b \geq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j y_j^b - S_l^b, \forall l; \\ 1 - \frac{1}{S_1 + S_2} \left(\sum_{r=1}^{S_1} \frac{S_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{l=1}^{S_2} \frac{S_l^b}{y_{l0}^b} \right) > 0; \\ S_i^- \geq 0, S_r^g \geq 0, S_l^b \geq 0, \lambda_j \geq 0, \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j = 1, \forall i, r, l, j \end{cases} \quad (3)$$

其中： x_{i0} 、 y_{r0}^g 、 y_{l0}^b 分别为投入、期望产出和非期望产出； S_i^- 、 S_r^g 、 S_l^b 分别表示三类要素的松弛变量。

投入指标包括资本投入、劳动投入和能源投入，产出指标从期望产出和非期望产出两方面考虑，具体说明见表 1 所列。

表 1 长三角 41 城市绿色全要素生产率测度指标

目标层	准则层	指标层
投入	资本投入	选取城市市政公用设施建设固定资产投资额
	劳动力投入	各城市就业人员数
	能源投入	选取省级能源消耗总量为能源投入基础数据，以各城市占全省用电量的比重换算各城市能源投入数据
产出	期望产出	各城市 GDP
	非期望产出	使用熵值法将城市工业“三废（废水、SO ₂ 和烟（粉）尘）排放量合成一个非期望产出综合指标[29]

（二）长三角 41 个城市绿色全要素生产率测度结果分析

1. 整体分析

运用 MATLAB 2018a，按照包含非期望产出的超效率 SBM 公式，即可测度出 2008—2020 年长三角 41 个城市绿色全要素生产率（篇幅所限，结果省略，备索），依据测度结果绘制长三角绿色全要素生产率动态演变趋势图，如图 1 所示。

总体来看，长三角 41 个城市在研究期 13 年内（2008—2020 年）的绿色全要素生产率呈“波浪式”上升趋势。绿色全要素生产率最低值出现在 2009 年，其值为 0.327 9；最高值出现在 2020 年，其值为 0.888 2。2009—2019 年绿色全要素生产率一直处于稳步上升阶段，年均增长 6.47 个百分点，增速明显。2020 年绿色全要素生产率由 2019 年的 0.561 5 陡升至 0.888 2，这可能是由于受到 2020 年新冠疫情影响，部分企业劳动力和原材料短缺，企业实际投入生产日期被延后，使得企业污染物排放量大幅度下降，进而促使 2020 年长三角城市绿色全要素生产率大幅度提升。

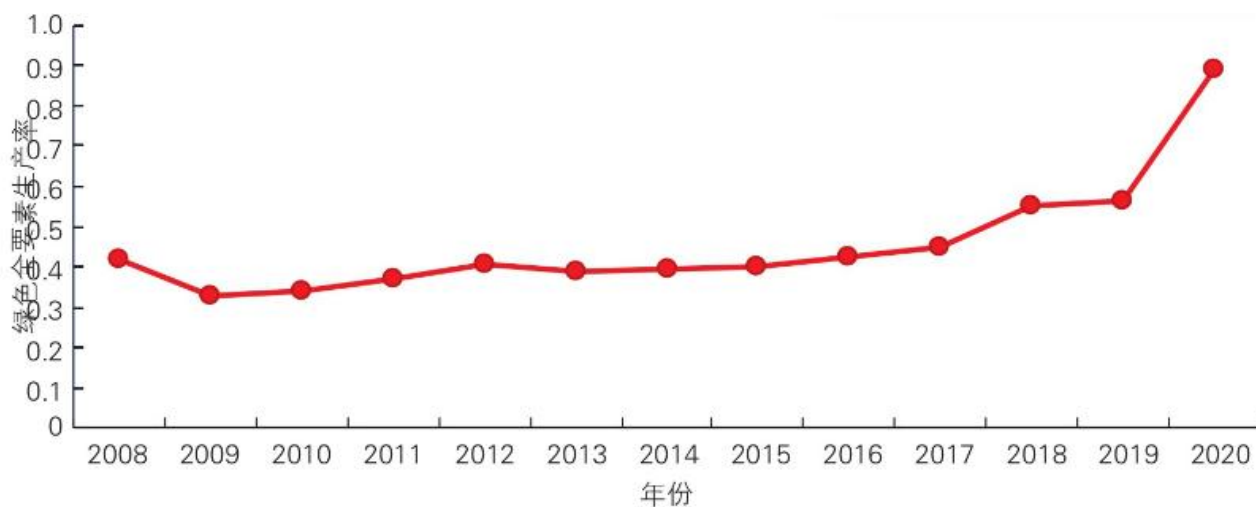


图 1 长三角整体绿色全要素生产率时序演变特征

2. 分地区分析

根据超效率 SBM 模型测度的长三角 41 个城市绿色全要素生产率指数，绘制三省一市绿色全要素生产率动态演变折线图，如图 2 所示。

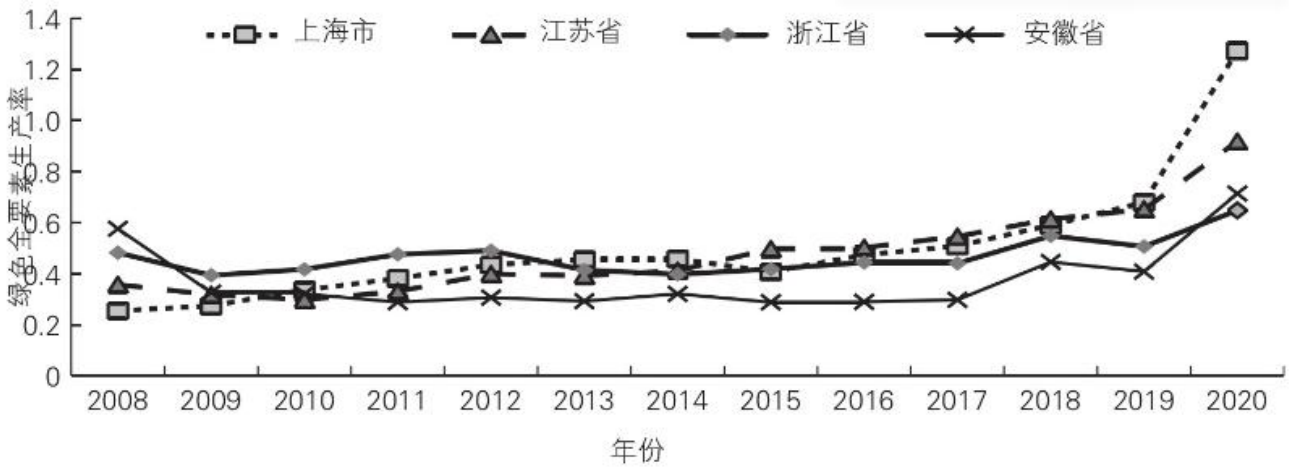


图 2 三省一市绿色全要素生产率时序演变特征

由图 2 可知，2008—2020 年，上海绿色全要素生产率整体呈现上升态势，年均增速高达 30.74%；江苏绿色全要素生产率呈现逐年上升态势，年均增速为 12.07%；浙江绿色全要素生产率呈现波动上升态势，增长较为缓慢，年均增速仅为 2.64%；安徽绿色全要素生产率则近似呈现“U”型变动趋势，且总体水平低于上海、江苏和浙江。究其原因：第一，上海绿色全要素生产率不断提升主要得益于其产业结构优化升级，上海一直将金融业、软件信息服务业和现代商贸业等第三产业作为经济增长主要动力，在兼顾环境保护的情况下快速发展经济，使得绿色全要素生产率逐年提高；第二，苏浙两省都以先进制造业为主导产业，但两者侧重点有所不同，江苏侧重于机械装备制造、轨道交通以及电子信息等战略性新兴产业，浙江则侧重于与“互联网+”相关的数字经济产业，因此，随着产业结构趋于高级化，两省的绿色全要素生产率呈现不断向好的发展态势；第三，安徽城市经济发展大多依托工业，倾向于以资源和环境换取经济快速发展，因此，安徽绿色全要素生产率从 2008 年就一直呈现下降趋势，2015 年之后，安徽通过加快产业结构调整，逐步淘汰高污染、高耗能、低效率企业，其绿色全要素生产率水平有所提升。

四、实证研究设计

（一）模型构建

由于包含非期望产出的超效率 SBM 模型测度城市绿色全要素生产率指数均大于 0，采用普通最小二乘法进行估计会造成结果有偏且不一致。为了避免 OLS 估计带来的偏误，故采用受限因变量模型中的面板 Tobit 模型进行估计[30]。因此，为研究税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争对城市绿色全要素生产率产生的影响，构建以下回归模型：

$$GTEP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 COM_{itj} + \sum_{k=2}^6 \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

为了检验官员更替在横向税收竞争与城市绿色全要素生产率之间的调节作用，构建以下模型：

$$GTEP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 COM_{itj} + \beta_2 CHANGE_{it} + \beta_3 COM_{itj} \times CHANGE_{it} + \sum_{k=4}^8 \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中：i 表示城市；t 表示年份；GTEP_{it} 表示城市绿色全要素生产率；COM_{itj} 表示横向税收竞争程度，j=1、2、3，分别代表总税收、增值税和企业所得税；CHANGE_{it} 表示官员更替；X_{kit} 表示系列控制变量； ε_{it} 表示随机扰动项。

（二）变量定义

1. 核心解释变量：横向税收竞争（COM）

参考傅勇和张晏（2007）[31]的做法，采用公式（6）计算横向税收竞争程度。

$$COM_{itj} = \frac{Tax_{tj}/GDP_t}{Tax_{itj}/GDP_{it}} \quad (6)$$

其中：Tax_{tj}/GDP_t 表示第 t 年 j 种税收所有样本城市的平均实际税率；Tax_{itj}/GDP_{it} 表示第 i 个城市 t 年的 j 种税收的实际税率。COM_{itj} 值越大，说明地方横向税收竞争程度越高；反之，则越低。

2. 调节变量：官员更替（CHANGE）

参照陈秋平等（2019）[32]的方法，采用虚拟变量表示地方官员更替。如果市委书记变更发生在 1—6 月，则把当年定义为变更年；如果变更发生在 7—12 月，则把下一年定义为变更年。当市委书记发生变更时，CHANGE 赋值为 1，否则为 0。

3. 门槛变量：公共支出规模（PUBEXP）

参考雷明和虞晓雯（2013）[33]的方法，采用地方一般公共预算支出额与本地区生产总值之比来衡量公共支出规模。其值越大，说明当地政府公共支出规模越大；反之，则越小。

4. 控制变量

本文选取的控制变量具体说明如下：①经济发展水平（ECO），用人均 GDP 的对数表示。一个地区的经济发展水平高低，会影响其环境治理资金投入。②对外开放程度（FDI），用外商直接投资实际使用额的对数表示。发达国家环境监管力度普遍强于发展中国家，发达国家污染密集型产业会选择从本土转移至发展中国家，因此，对外开放程度高低势必会影响本地环境质量[34]。

③技术创新水平（TECH），用各城市专利授权数来衡量。技术创新与技术进步是城市绿色发展的核心驱动力，有利于提高资源利用率，减少污染排放[35]。④环境保护水平（INV），用地方公共一般预算支出中的环保支出额表示。环保资金投入多少，反映了地方政府对本地区环境保护工作的重视程度。⑤城镇化率（URB），用城镇人口数与城市总人口数之比表示。随着城镇化不断推进，公共服务质量得到明显提升，进而推动社会治理和环境污染的改善[36]。

（三）样本选择和数据来源

考虑数据可得性，选取 2008—2020 年长三角 41 个城市面板数据作为研究样本。相关数据来源于《上海统计年鉴》《江苏统计年鉴》《浙江统计年鉴》《安徽统计年鉴》以及各地方城市统计年鉴和统计公报等，其中部分缺失数据通过插值法补齐。

五、实证结果分析

（一）基准回归

表 2 中的模型（1）—（3）分别是税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争对长三角城市绿色全要素生产率影响的回归结果。

表 2 基准回归结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
税收总量竞争 (COM1)	0.177 3*** (0.031 3)		
增值税竞争 (COM2)		0.100 3*** (0.031 3)	
企业所得税竞争 (COM3)			0.038 2*** (0.007 8)
经济发展水平 (ECO)	0.193 2*** (0.044 9)	0.183 5*** (0.0408)	0.242 3*** (0.045 0)
对外开放程度 (FD)	-0.076 3*** (0.0186)	-0.076 0*** (0.0186)	-0.081 3*** (0.017 5)
技术创新水平	0.023 9* (0.0118)	0.022 3 (0.0118)	0.024 0* (0.0118)

(TECH)	(0.013 4)	(0.0137)	(0.012 8)
	0.001 4**	0.001 3*	0.001 0
环境保护水平 (INV)	(0.000 7)	(0.000 7)	(0.000 7)
城镇化率	0.183 6	0.1378	0.035 2
(URB)	(0.323 4)	(0.2948)	(0.320 9)
常数项	-1.771 3***	-1.536 2***	-2.043 1***
	(0.379 0)	(0.365 7)	(0.402 2)

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著；括号内为稳健标准误。下同 10

从税收总量来看，横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的影响在 1%的水平下显著为正，这说明政府间横向税收竞争能够提升长三角城市绿色全要素生产率，H1 得到验证。基于前文分析，上述结果表明政府间横向税收竞争处于“趋优竞争”状态，这可能是由于随着地区税收营商环境不断优化，减少了企业税收遵从成本，增强了企业创新意愿，进而促进了长三角城市绿色全要素生产率提高。一方面，行政审批流程简化有效减少了基层税务部门在“经济人”诉求下对企业的寻租行为，降低了企业隐性成本[37]，同时随着税收信息化建设不断推进，大大节约了企业办税时间，有效降低了企业纳税成本，提高了企业办税效率；另一方面，公平透明的税收营商环境能够抑制“政企合谋”现象出现，使得更多科技创新类税收优惠流向更具效率的创新型企业而非政府关联企业，提高了税收政策的实际效率。由于此类税收优惠政策的流入，企业也会更愿意将因享受优惠而节省的资金投入到科技研发活动中，有利于企业技术创新和科技成果转化，进而促进长三角城市绿色全要素生产率提升[38]。

从税制结构来看，增值税竞争对长三角城市绿色全要素生产率的影响在 1%的水平下显著为正，即增值税竞争程度提高会促进长三角城市绿色全要素生产率提高。一方面，鉴于增值税采用的分享原则有利于产业集聚效应形成，在产业集聚内，由于地理位置较为接近，企业之间的分工协作也会变多，有利于新工艺、新知识、新技术在企业间扩散，提高企业生产效率。同时，处于产业集聚内的企业生产成本和交易费用都会有所降低，更易获得产品价格优势，大幅度提升处于产业集聚内企业的市场竞争力，从而获得更好的盈利，支持企业污染治理活动开展[39]。另一方面，随着集聚规模扩大，企业之间竞争压力也会随之增加。面临竞争压力，企业将会积极进行产品创新、管理制度创新以及工艺创新，以满足瞬息万变的市场需求。优胜劣汰的市场机制也能够淘汰高能耗、高污染、低效率企业，使更多生产要素流入高效率企业，进而促进长三角城市绿色全要素生产率提高[40]。

企业所得税竞争对长三角城市绿色全要素生产率的影响在 1%的水平下显著为正，即企业所得税竞争程度提高会导致长三角城市绿色全要素生产率上升，H2 得到验证。一方面，企业所得税是企业所负担的第二大税种，企业所得税是对企业所得额进行征税，与企业生产经营活动直接挂钩，在国税、地税合并前，企业所得税主要由地方税务局进行征管，因此地方政府在企业所得税的税收优惠政策与征收管理细则上，有着较大的自主权，能够更加灵活地制定本地区税收竞争策略，实现本地区绿色低碳循环发展；另一方面，随着企业所得税竞争策略不断优化，如对购买环保设备的企业允许其抵免应纳税所得额、对从事研发活动的企业产生的研发费用允许其加计扣除等绿色税收优惠政策逐步出现，激励了本地企业从事科技研发和环保活动，有利于提高企业生产效率，减少污染物排放量，进而促进长三角城市绿色全要素生产率提升。

系列控制变量中，经济发展水平对长三角城市绿色全要素生产率的影响显著为正，这是因为一个地区的经济发展水平越高，

就会更有财力来进行环境治理，从而促进长三角城市绿色全要素生产率提高；技术创新水平对长三角城市绿色全要素生产率的影响显著为正，技术创新水平的提高能够提高企业生产效率，减少企业污染物排放量，进而促进长三角城市绿色全要素生产率提升；环境保护水平对长三角城市绿色全要素生产率的影响显著为正，环保资金的直接投入将会使得生态环境得到改善，促进长三角城市绿色全要素生产率提高；城镇化率对长三角城市绿色全要素生产率具有正向影响，但不显著，这可能是因为城镇化虽然能够提高集约化程度，但也会增加城市环境压力，使其对长三角城市绿色全要素生产率具有正向影响但不够显著。

（二）调节效应

为了检验官员更替在税收竞争与城市绿色全要素生产率关系中的调节作用，在基准模型基础上，引入官员更替与横向税收竞争的交互项，表 3 中的模型（4）—（6）分别检验了考虑官员更替的税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争对城市绿色全要素生产率的影响。从回归结果可以看出，税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争的系数分别在 1%、5%和 1%的水平下显著为正，且税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争与官员更替的交互项，也分别在 1%、10%和 1%的水平下显著为正，这说明官员更替能够显著增强横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的促进作用，H3 得到验证。这可能是因为随着绿色发展被纳入政府绩效考核中，现任官员为了取得更好政绩，在追求经济增长时也会更加注重环境保护，横向税收竞争的重点由原来的“为经济增长而竞争”向“为提高质量而竞争”转变[41]。一方面，由于地方政府发展理念转变，使得大量优质企业流入长三角，这类低污染、低能耗的高新技术企业流入带来先进技术，提高了长三角整体技术水平，进而有利于长三角城市绿色全要素生产率提升；另一方面，优质企业流入也给本地企业带来危机感，在政府环境管制和竞争压力双重作用下，迫使原本技术落后、效率低下的本地企业积极寻求技术进步和效率提升，减少环境污染，政府间的横向税收竞争逐渐演变成“择优竞争”，进一步促进了长三角城市绿色全要素生产率提高[42]。

表 3 调节效应回归结果

变量	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
税收总量竞争 (COM1)	0.132 1*** (0.036 6)		
增值税竞争 (COM2)		0.072 9** (0.030 2)	
企业所得税竞争 (COM3)			0.026 2*** (0.008 8)
官员更替 (CHANGE)	-0.174 8*** (0.058 9)	-0.128 3* (0.065 9)	-0.066 1*** (0.022 9)
税收总量竞争 x 官员更替	0.1236***		

(COM1XCHANGE)	(0.045 9)		
增值税竞争 x 官员更替		0.089 7*	
(COM2XCHANGE)		(0.047 4)	
企业所得税竞争 x 官员更替 (COM3XCHANGE)			0.024 6*** (0.008 9)

续表 3

变量	模型(4)	模型(5)	模型(6)
经济发展水平(ECO)	0.199 8*** (0.044 8)	0.186 0*** (0.040 1)	0.243 3*** (0.044 5)
对外开放程度(FDI)	-0.076 0*** (0.0186)	-0.075 8*** (0.018 6)	-0.081 4*** (0.017 7)
技术创新水平(TECH)	0.022 7* (0.013 2)	0.022 3* (0.013 3)	0.023 3* (0.012 6)
环境保护水平(INV)	0.001 4** (0.000 7)	0.001 2* (0.000 7)	0.001 0 (0.000 6)
城镇化率(URB)	0.151 8 (0.331 7)	0.124 6 (0.299 3)	0.008 1 (0.327 1)
常数项	-1.759 8*** (0.375 0)	-1.516 4*** (0.363 5)	-2.005 5*** (0.396 2)

(三) 内生性问题处理

本文采用工具变量法处理内生性问题。具体而言，选取税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争的滞后一期分别作为总税收竞争、增值税竞争和企业所得税竞争的工具变量，然后通过IV-Tobit 模型进行两步法估计，其中第一步只展示工具变量的回归系数及整个方程的F 值。结果见表4 所列。

表4 IV-Tobit 两步法估计及相关检验结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)
税收总量竞争 (COM1)	0.162 7*** (0.029 7)		
增值税竞争 (COM2)		0.110 8*** (0.026 1)	
企业所得税竞争 (COM3)			0.040 7*** (0.008 8)
经济发展水平 (ECO)	0.252 9*** (0.028 0)	0.249 3*** (0.028 7)	0.303 2*** (0.028 9)
对外开放程度 (FDI)	-0.069 9*** (0.009 4)	-0.068 0*** (0.009 6)	-0.076 0*** (0.009 5)
技术创新水平 (TECH)	0.019 1** (0.007 6)	0.017 1** (0.007 7)	0.020 5*** (0.007 7)
环境保护水平 (INV)	0.001 5*** (0.000 6)	0.001 4** (0.000 6)	0.001 2** (0.000 6)
城镇化率 (URB)	-0.023 8 (0.152 1)	-0.031 5 (0.158 8)	-0.137 8 (0.149 3)
常数项	-2.310 0***	-2.206 7***	-2.641 5***

	(0.237 6)	(0.239 4)	(0.263 9)
第二步 Wald 检验结果	4.95**	7.34***	7.04***
第一步工具变量的回归系数	0.845 2*** (0.017 2)	0.824 3*** (0.021 8)	0.704 6*** (0.019 0)
第一步 F 值	674.49	419.24	513.07

表 4 第二阶段外生性 Wald 检验结果表明，均可在 1%的水平下认为税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争为内生解释变量。在第一步回归中，税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争的系数均显著为正，整个方程的 F 值分别为 674.49、419.24 和 513.07，故可认为所选取的工具变量均不是弱工具变量。

从第二阶段的回归结果来看，税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争的系数均在 1%的水平下显著为正，说明在通过有效的工具变量缓解内生性后，税收总量竞争、增值税竞争和企业所得税竞争仍然与长三角城市绿色全要素生产率显著正相关，这与前文研究结果保持一致。

（四）稳健性分析

（1）删除特殊样本。由于所选择的样本城市包括上海市，上海市作为直辖市无论是经济发展水平、政策扶持力度，还是教育、科技、交通、医疗卫生等基础设施水平，都与本区域其他城市有较大差距，因此，其在促进城市绿色全要素生产率提高方面会比普通城市更具优势[43]。如果在回归中包含上海市可能会影响结果的准确性，为此删除上海市的数据。对其余 40 个城市重新运用面板 Tobit 模型进行回归，结果见表 5 所列。由表 5 的稳健性检验结果可知，核心解释变量符号和显著性均未改变，验证了前文实证结果的稳健性。

表 5 删除特殊样本上海市后的稳健性检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
税收总量竞争 (COM)	-0.174 1*** (0.031 4)			0.126 1*** (0.037 1)		
增值税竞争 (COM?)		-0.096 6*** (0.031 3)			0.069 0** (0.030 6)	
企业所得税竞争 (COM3)			0.037 0***			0.024 9***

			(0.007 9)			(0.008 9)
官员更替 (CHANGE)				-0.184 1*** (0.062 8)	-0.127 3* (0.072 4)	-0.064 4*** (0.024 0)
税收总量竞争 x 官员更替 (COM1XCHANGE)				0.130 9*** (0.048 2)		
增值税竞争 x 官员更替 (COM2xCHANGE)					0.0902* (0.0510)	
企业所得税竞争 x 官员更替 (COM3xCHANGE)						0.024 8*** (0.009 1)
经济发展水平 (ECO)	0.194 1*** (0.052 3)	0.176 7*** (0.048 0)	0.238 5*** (0.051 9)	0.200 3*** (0.052 0)	0.179 1*** (0.047 1)	0.239 1*** (0.051 3)
对外开放程度 (FDI)	-0.078 1*** (0.0184)	-0.077 2*** (0.0183)	-0.082 3*** (0.017 3)	-0.077 9*** (0.018 4)	-0.076 9*** (0.018 3)	-0.082 3*** (0.017 5)
技术创新水平 (TECH)	0.015 1 (0.013 7)	0.0124 (0.014 1)	0.015 4 (0.012 9)	0.014 4 (0.013 6)	0.013 0 (0.013 9)	0.014 9 (0.012 7)
环境保护水平 (INV)	0.002 7 (0.001 8)	0.003 0* (0.001 8)	0.002 3 (0.001 8)	0.002 8 (0.001 8)	0.002 9 (0.001 8)	0.002 3 (0.001 7)
城镇化率 (URB)	0.174 0 (0.357 0)	0.161 6 (0.334 3)	0.043 6 (0.357 1)	0.139 8 (0.366 6)	0.146 6 (0.339 6)	0.016 5 (0.363 4)
常数项	-1.769 6*** (0.430 9)	-1.474 2*** (0.409 0)	-2.005 7*** (0.447 7)	-1.749 7*** (0.426 5)	-1.452 8*** (0.405 9)	-1.963 2*** (0.440 6)

(2) 删除控制变量。剔除环境保护水平和城镇化率后进行稳健性检验，结果见表 6 所列。检验结果中，核心解释变量符号和显著性均未发生明显变化，进一步说明了前文实证结果的稳健性。

表 6 删除部分控制变量的稳健性检验

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
税收总量竞争 (COM)	0.164 7*** (0.031 4)			0.119 5*** (0.032 5)		
增值税竞争 (COM2)		0.091 3** (0.036 2)			0.063 4* (0.034 2)	
企业所得税竞争 (COM3)			0.038 6*** (0.007 6)			0.026 7*** (0.008 1)
官员更替 (CHANGE)				-0.183 9*** (0.057 6)	-0.136 6** (0.066 0)	-0.069 2*** (0.022 6)
税收总量竞争 x 官员更替 (COM1xCHANGE)				0.128 6*** (0.044 2)		
增值税竞争 x 官员更替 (COM2xCHANGE)					0.093 8** (0.047 1)	

续表 6

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
企业所得税竞争 X 官员更替 (COM3xCHANGE)						0.024 9*** (0.008 3)
经济发展水平 (ECO)	-0.213 3***	-0.198 2***	-0.245 2***	0.215 9***	0.199 3***	0.242 9***

	(0.038 5)	(0.036 0)	(0.038 9)	(0.038 0)	(0.035 3)	(0.038 9)
对外开放程度 (FDI)	-0.071 *** (0.0185)	-0.072 2*** (0.018 8)	-0.078 1*** (0.0168)	-0.071 7*** (0.018 4)	-0.072 2*** (0.018 7)	-0.078 4*** (0.016 9)
技术创新水平 (TECH)	-0.036 7*** (0.011 3)	0.033 9*** (0.010 9)	-0.032 8*** (0.0103)	0.035 1*** (0.010 9)	0.033 4*** (0.010 5)	0.031 7*** (0.010 1)
常数项	-1.877 5*** (0.375 2)	-1.612 4*** (0.349 2)	-2.064 4*** (0.396 8)	-1.840 5*** (0.375 1)	-1.582 5*** (0.349 1)	-2.004 9*** (0.398 0)

(五) 进一步分析：门槛效应

公共支出规模对城市绿色全要素生产率的影响与公共支出规模大小相关联。一方面，适当的公共支出可以有效解决市场失灵造成的资源浪费，同时为企业生产经营活动提供必要的基础设施，促进城市绿色全要素生产率提升；另一方面，地方政府过度支出会扭曲制度，造成资源错配，进而抑制城市绿色全要素生产率提升[44]。鉴于各地政府公共支出规模不尽相同，核心解释变量横向税收竞争对城市绿色全要素生产率的影响可能存在由“门槛效应”导致的非线性关系，为验证此猜想，采用面板门槛模型并以公共支出规模为门槛变量，进一步探讨横向税收竞争在门槛变量下对城市绿色全要素生产率的影响，构建如下模型进行实证分析。

其中：PUBEXP 为门槛变量公共支出规模； λ 为待估的门槛值； $I(\cdot)$ 为示性函数；其余变量与模型（4）中定义相同。

以公共支出规模作为门槛变量依次对模型（7）—（9）进行单一门槛和双重门槛检验，检验结果见表 7 所列。结果显示，模型（7）—（9）均只存在单一门槛效应，门槛估计值为 0.164 2。据此，对模型进行单一门槛回归，回归结果见表 8 所列。

表 7 门槛效应检验结果

模型	单一门槛		双重门槛	
	门槛值	F 统计量	门槛值	F 统计量
(7)	0.164 2	20.84*	0.118 4	9.92
			0.164 2	
(8)	0.164 2	34.33**	0.164 2	13.52

			0.246 5	
(9)	0.164 2	30.43**	0.118 4	12.88
			0.164 2	

表 8 门槛效应模型回归结果

模型	门槛变量	解释变量	系数	控制 变量
(7)	公共支出规模 (PUBEXP)	税收总量竞争 (公共支出规模 ≤ 0.1642)	0.213 7*** (0.034 4)	控制
		税收总量竞争 (公共支出规模 $> 0.164 2$)	0.149 0*** (0.040 1)	控制
(8)	公共支出规模 (PUBEXP)	增值税竞争 (公共支出规模 $\leq 0.164 2$)	0.037 7 (0.031 1)	控制
		增值税竞争 (公共支出规模 $> 0.164 2$)	-0.055 2* (0.029 5)	控制
(9)	公共支出规模 (PUBEXP)	企业所得税竞争 (公共支出规模 $\leq 0.164 2$)	0.042 8*** (0.008 4)	控制
		企业所得税竞争 (公共支出规模 $> 0.164 2$)	0.009 2 (0.009 8)	控制

从总税收竞争来看，当公共支出规模小于或等于 0.164 2 时，税收总量竞争对长三角城市绿色全要素生产率具有显著促进作用；当公共支出规模大于 0.164 2 时，税收总量竞争依然保持显著促进作用，但系数却由原来的 0.213 7 下降为 0.149 0。这说明公共支出规模增大会削弱横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的促进作用。从增值税竞争来看，当公共支出规模小于或等于 0.164 2 时，增值税竞争对长三角城市绿色全要素生产率具有促进作用但不显著；当公共支出规模大于 0.164 2 时，增值税竞争的促进作用转为抑制。从企业所得税竞争来看，当公共支出规模小于或等于 0.164 2 时，企业所得税竞争对长三角

城市绿色全要素生产率具有显著促进作用；当公共支出规模大于 0.164 2 时，企业所得税竞争的正向促进作用不显著，且系数也有明显降低。

由此可见，无论是税收总量竞争、增值税竞争，还是企业所得税竞争，随着公共支出规模的扩大，三者都会削弱横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的促进作用，甚至还会导致税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率产生抑制作用。究其原因，地方政府为了引入更多资本，容易对市场过度投资，导致区域经济失衡，不利于资源有效配置，使得横向税收竞争逐渐演变为“趋劣竞争”，进而不利于长三角城市绿色全要素生产率提高。

六、结论与建议

（一）结论

本文以长三角城市群为研究对象，选取 2008—2020 年相关统计数据，利用包含非期望产出的超效率 SBM 模型，对长三角 41 个城市绿色全要素生产率进行测度，并从税收总量和税制结构双重视角构建面板 Tobit 模型和门槛效应模型，得出以下结论：

第一，从趋势上看，长三角整体绿色全要素生产率呈现上升趋势。其中，上海、江苏和浙江的绿色全要素生产率均呈现上升趋势，而安徽的绿色全要素生产率则呈近似“U”型变动趋势。

第二，从税收总量来看，地方政府间横向税收竞争不属于“趋劣竞争”，而是一种“趋优竞争”，地方政府间税收竞争促进了长三角城市绿色全要素生产率提升；从税制结构来看，增值税竞争和企业所得税竞争均促进城市绿色全要素生产率提高。

第三，官员更替能够显著增强横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的促进作用。基于公共支出规模视角的进一步分析显示，地方政府间横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率存在单一门槛效应。政府公共支出规模越大，横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率提升的促进作用就会越弱，甚至出现横向税收竞争抑制长三角城市绿色全要素生产率的情况。

（二）建议

基于上述结论，为推动长三角生态绿色一体化高质量发展，本文提出以下建议：

第一，制定差异化绿色发展策略。由于各城市资源环境承载力和主体功能定位不同，地方政府在进行规划和建设时，应当在考虑本地区资源环境承载力的前提下，依据本地区主体功能定位，确定本地区发展方向和开发强度，充分发挥比较优势，构建区域联动、结构合理、集约高效、绿色低碳的长三角一体化发展新格局。具体来说，对于环境问题较严重的外围城市，首先应尽快转换粗放型增长方式，减少对污染密集型产业依赖，将更多高级生产要素投入高新技术产业和新兴服务业等绿色产业；其次，通过承接产业转移方式，引进更多优质企业，加快本地区产业结构优化升级，推动本地区绿色发展。对于以技术为主导的中心城市，应依托本地区教育、科技、人才优势，率先进行原创性、引领性科技攻关，加快突破技术壁垒，提升创新要素利用率和成果转化率，通过知识溢出效应为长三角一体化高质量发展提供技术支持。

第二，进一步规范地方政府税收竞争行为。研究显示，政府间的横向税收竞争有利于长三角城市绿色全要素生产率提升。因此应充分考虑地区间差异，适当给予地方政府在一定范围内制定税收政策和征管办法的裁量权，从而更好地激发地方政府活力，发挥税收竞争对绿色发展的激励作用。同时，健全监督制约机制，强化执法过错追究，对不合规、不合法的政府税收竞争行为，应严格按照统一制定的标准进行惩处，以责任追究来制约政府税收竞争行为，避免“恶性竞争”出现。此外，合理界定中央、地方事权和支出责任，完善事权与支出责任相适应的财政分权制度，拓宽地方财政收入来源，健全转移支付制度，使地方政府能有更充足的财政资金从事污染治理活动。

第三,构建“绿色”导向的官员考核体系。从研究结果来看,绿色发展理念下的官员更替能够增强横向税收竞争对长三角城市绿色全要素生产率的促进作用。因此,地方政府应深入贯彻绿水青山就是金山银山理念,注重地方政府经济绩效与生态绩效协调统一,避免片面追求GDP现象再度出现。适当提高政绩考核中低碳循环、绿色建设和生态修复等的权重,激励地方官员围绕高质量发展展开竞争。鉴于环境治理存在明显滞后性,有必要进一步完善领导干部离任环境审计评价指标体系,防范环境保护和环境治理中的机会主义倾向。

参考文献

- [1] 李子豪,毛军.地方政府税收竞争、产业结构调整与中国区域绿色发展[J].财贸经济,2018,39(12):142-157.
- [2] WILSON J D. Theories of Tax Competition[J]. National Tax Journal,1999,52(2):269-304.
- [3] RAUSCHER M. Economic Growth and Tax-Competing Leviathans[J]. International Tax and Public Finance,2005,12(4):457-474.
- [4] 李涛,刘思玥.分权体制下辖区竞争、策略性财政政策对雾霾污染治理的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(6):120-129.
- [5] 周林意,朱德米.地方政府税收竞争、邻近效应与环境污染[J].中国人口·资源与环境,2018,28(6):140-148.
- [6] 张华.税收竞争与环境污染:影响机制与实证检验[J].财经问题研究,2019(3):34-42.
- [7] 杨海生,陈少凌,周永章.地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据[J].南方经济,2008(6):15-30.
- [8] 崔亚飞,刘小川.中国省级税收竞争与环境污染——基于1998—2006年面板数据的分析[J].财经研究,2010,36(4):46-55.
- [9] 田时中,张浩天,李雨晴.税收竞争对中国环境污染的影响的实证检验[J].经济地理,2019,39(7):194-204.
- [10] 秦琳贵,沈体雁.地方政府竞争、环境规制与全要素生产率[J].经济经纬,2020,37(5):1-8.
- [11] 龙硕,胡军.政企合谋视角下的环境污染:理论与实证研究[J].财经研究,2014,40(10):131-144.
- [12] 郭峰,石庆玲.官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善[J].经济研究,2017,52(7):155-168.
- [13] 梁平汉,高楠.人事变更、法制环境和地方环境污染[J].管理世界,2014(6):65-78.
- [14] 周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J].经济研究,2004(6):33-40.
- [15] 郑周胜,黄慧婷.地方政府行为与环境污染的空间面板分析[J].统计与信息论坛,2011,26(10):52-57.
- [16] 吴培材,王忠.官员更替对城市环境污染的影响——基于地级市面板数据的分析[J].城市问题,2016(5):74-81.

-
- [17] 龙小宁, 朱艳丽, 蔡伟贤, 等. 基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析[J]. 经济研究, 2014, 49(8):41-53.
- [18] 刘洁, 李文. 中国环境污染与地方政府税收竞争——基于空间面板数据模型的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(4):81-88.
- [19] FREDRIKSSON P G, MILLIMET D L. Strategic Interaction and the Determination of Environmental Policy Across U. S. States[J]. Journal of Urban Economics, 2002, 51(1):101-122.
- [20] 徐建斌, 朱芸. 税收营商环境对企业技术创新的影响[J]. 税务研究, 2020(2):99-105.
- [21] 田时中, 汪瑾池, 周晓星. 产业集聚、横向税收竞争与工业污染排放[J]. 经济问题探索, 2020(3):155-168.
- [22] 宋晓玲, 李金叶. 产业协同集聚、制度环境与工业绿色创新效率[J]. 科技进步与对策, 2023, 40(4):56-65.
- [23] 张治栋, 秦淑悦. 环境规制、产业结构调整对绿色发展的空间效应——基于长江经济带城市的实证研究[J]. 现代经济探讨, 2018(11):79-86.
- [24] 王玲玲, 张艳国. “绿色发展”内涵探微[J]. 社会主义研究, 2012(5):143-146.
- [25] 胡鞍钢, 周绍杰. 绿色发展: 功能界定、机制分析与发展战略[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(1):14-20.
- [26] 聂长飞, 卢建新, 冯苑, 等. 创新型城市建设对绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(3):117-127.
- [27] 黄建欢, 吕海龙, 王良健. 金融发展影响区域绿色发展的机理——基于生态效率和空间计量的研究[J]. 地理研究, 2014, 33(3):532-545.
- [28] 王少剑, 高爽, 黄永源, 等. 基于超效率 SBM 模型的中国城市碳排放绩效时空演变格局及预测[J]. 地理学报, 2020, 75(6):1316-1330.
- [29] 蔡玲, 汪萍. 数字经济与城市绿色全要素生产率: 影响机制与经验证据[J]. 统计与决策, 2022, 38(9):11-16.
- [30] 韩华为, 苗艳青. 地方政府卫生支出效率核算及影响因素实证研究——以中国 31 个省份面板数据为依据的 DEA-Tobit 分析[J]. 财经研究, 2010, 36(5):4-15, 39.
- [31] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价[J]. 管理世界, 2007(3):4-12, 22.
- [32] 陈秋平, 潘越, 肖金利. 晋升激励、地域偏爱与企业环境表现: 来自 A 股上市公司的经验证据[J]. 中国管理科学, 2019, 27(8):47-56.
- [33] 雷明, 虞晓雯. 地方财政支出、环境规制与我国低碳经济转型[J]. 经济科学, 2013(5):47-61.

-
- [34] 綦建红,鞠磊. 环境管制与外资区位分布的实证分析——基于中国 1985—2004 年数据的协整分析与格兰杰因果检验[J]. 财贸研究, 2007(3):10-15, 31.
- [35] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 统计研究, 2016, 33(3):53-62.
- [36] 田时中, 丁雨洁. 长三角城市群绿色化测量及影响因素分析——基于 26 城市面板数据熵值—Tobit 模型实证[J]. 经济地理, 2019, 39(9):94-103.
- [37] 徐浩, 祝志勇, 李珂. 营商环境优化、同群偏向性与技术创新[J]. 经济评论, 2019(6):17-30.
- [38] 宋清, 杨雪. 税收优惠、营商环境与企业创新绩效[J]. 中国科技论坛, 2021(5):99-107.
- [39] 肖叶, 刘小兵. 税收竞争促进了产业结构转型升级吗? ——基于总量与结构双重视角[J]. 财政研究, 2018(5):60-74, 45.
- [40] 孔海涛, 于庆瑞, 张小鹿. 环境规制、经济集聚与城市生产率[J]. 经济问题探索, 2019(1):75-87.
- [41] 卞元超, 白俊红. “为增长而竞争”与“为创新而竞争”——财政分权对技术创新影响的一种新解释[J]. 财政研究, 2017(10):43-53.
- [42] 成力为, 孙玮, 王九云. 引资动机、外资特征与我国高技术产业自主创新效率[J]. 中国软科学, 2010(7):45-57, 164.
- [43] 刘运材, 罗能生. 互联网发展对城市绿色全要素生产率的影响——基于全要素生产率分解视角[J]. 软科学, 2022, 36(7):46-52, 61.
- [44] 冯海波, 方元子. 地方财政支出的环境效应分析——来自中国城市的经验考察[J]. 财贸经济, 2014(2):30-43, 74.