doi: 10.11994/zgtdkx.20230802.111833

# 土地资源空间错配的绿色全要素生产率损失效应与作用机制

彭山桂[1]，王 健[2]，张 苗[1]，郭正宁[1]

（1.山东农业大学经济管理学院，山东 泰安 271018；2.南京农业大学公共管理学院，江苏 南京 210095）

**摘要：**研究目的：刻画、分析土地资源空间错配对绿色全要素生产率的影响及其作用机制，指出缓解土地资源空间错配促进绿色全要素生产率提升的路径。研究方法：面板中介效应模型。研究结果：（1）土地资源空间错配的绿色全要素生产率损失效应显著存在，土地供给相对短缺城市的损失效应明显大于土地供给相对过剩城市。（2）结构效应、技术效应、规模效应三个维度的作用机制都显著成立。（3）对于全部城市，结构效应、技术效应相当，规模效应相对次要；对于土地供给相对过剩城市，结构效应更为重要；对于土地供给相对短缺城市，技术效应更为重要。研究结论：减缓土地资源空间错配程度，并分别针对性地避免制造业低端锁定效应、创新能力削弱效应在中西部、东部城市的负面作用，有利于提升绿色全要素生产率。

**关键词：**土地资源；空间错配；绿色全要素生产率；损失；作用机制

**中图分类号：**F301.2 **文献标志码：**A **文章编号：**1001-8158（2023）08-0093-11

改革开放以来，中国经济实现了长期的高速增长，创造了“中国经济奇迹”。但是，长期以来采用的粗放型增长模式，也导致了严重的资源浪费与环境污染问题。对此，中共二十大报告明确提出“着力推进高质量发展”“加快发展方式绿色转型”。实现高质量发展，推动发展方式绿色转型的核心动力在于绿色全要素生产率的不断提升[1]。绿色全要素生产率脱胎于全要素生产率，其分析框架进一步将产出划分为期望产出（经济绩效）、非期望产出（环境污染）两类，反映的是在资源投入、环境污染约束下的投入产出效率变化[2-3]。在资源投入既定的情况下，期望产出的增加或非期望产出的减少，有利于绿色全要素生产率的提升。与此对应，期望产出的减少或非期望产出的增加，则不利于绿色全要素生产率的提升。作为资源环境共同约束下的全要素生产率，绿色全要素生产率同时兼顾了资源消耗、经济绩效与生态环境绩效，很好地契合了经济高质量发展所遵循的新发展理念，是推动中国经济实现高质量发展的重要抓手。因此，挖掘绿色全要素生产率的影响因素具有重要的政策价值。对此，现有文献从经济发展、对外开放、环境规制、人力资本、财政压力、经济增长压力等多个维度进行了分析[4]。

值得指出的是，绿色全要素生产率的提升表现为资源环境约束下要素投入产出效率的增长，主要源于资源配置效率的提高与绿色技术水平的进步。作为经济活动的基础资源，土地资源的配置效率及其与技术进步的联动，必然会对绿色全要素生产率产生重要影响：配置效率维度，土地要素与劳动力、资本、能源、技术等其他生产要素的组合，具有一个最优比例，偏离最优比例，配置效率就有改进空间，调整配置结构就能影响绿色全要素生产率的改进。技术进步维度，土地要素配置结构的演变会引起其他生产要素相对价格的变动，进而塑造产业发展与需求结构的演进路径，调整绿色技术的供给、需求与均衡水平，从而影响绿色全要素生产率的演化。然而，现有研究虽然从多个维度揭示了绿色全要素生产率的影响因素，但是

**收稿日期：**2023-05-19；**修稿日期：**2023-07-05

**基金项目：**国家自然科学基金青年项目（42101272，42001252）；山东省自然科学基金青年项目（ZR2021QD085）；教育部人文社会科学研究项目（22YJC630132）；江苏省自然科学基金青年项目（BK20221026）。

**第一作者：**彭山桂（1986-），男，四川蓬安人，博士，副教授，硕士生导师。主要研究方向为土地经济。E-mail: pengshangui@163.com

**通讯作者：**王健（1989-），男，河北玉田人，博士后。主要研究方向为土地经济。E-mail: tswj0119@163.com

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

考察土地资源错配对绿色全要素生产率影响的研究并不丰富，相关研究围绕两方面开展：一是聚焦于工业领域，探讨土地资源错配对工业绿色发展的影响，如邓楚雄等[5]、赵浩[6]的研究认为土地资源错配抑制了城市工业绿色全要素生产率的提升。二是聚焦于城市总体，探讨土地资源错配对城市绿色发展的影响，如GAO等[7]、HAN等[8]的研究认为土地资源错配不利于城市绿色技术创新、污染控制；李佳等[9]、王帅等[10]、HE等[11]的研究认为土地资源错配对城市绿色增长产生了消极影响；李勇刚[12]、周祎庆等[13]、XIE等[14]的研究认为土地资源错配不利于城市绿色经济效率的提升。需要指出的是，上述研究所讨论的土地资源错配本质上都是土地用途错配，即城市内部不同用途土地供给结构的扭曲与失衡。然而，用途错配只是土地资源错配的一个维度，城市之间土地资源的空间错配是另一个重要的维度。在中国，土地资源的空间错配普遍存在，中央在建设用地指标分配过程中偏向中西部地区，塑造了中西部地区土地供给相对过剩、东部地区土地供给相对短缺并存的格局[15]。在这一背景下，缺乏土地资源空间错配维度的考察，理论层面会导致研究体系不完整，现实层面无法为问题的破解提供依据。鉴于此，本文从环境—经济关系的经典理论分析框架入手，系统地提出研究假说。在此基础上，构建面板中介效应模型，从结果、机制两个维度，刻画、分析土地资源空间错配对绿色全要素生产率的影响与作用机制，并基于研究结论提出缓解土地资源空间错配，促进绿色全要素生产率提升的政策启示。

## 1 影响机制与研究假说

借鉴GROSSMAN等的理论分析框架[16]，从结构效应、技术效应、规模效应三个维度，分析土地资源空间错配通过抑制产业结构升级、技术进步、经济集聚，影响绿色全要素生产率的机制（图1）。

其一，结构效应维度。产业结构升级是推动经济增长高质量转型的重要动力，可以协同促进期望产出的增加与非期望产出的减少，有利于提升绿色全要素生产率。而土地资源空间错配会通过制造业低端锁定效应、生产性服务业抑制效应阻碍产业结构升级。（1）对于集中在中西部地区的土地供给相对过剩城市，地方政府面对的资源禀赋结构为建设用地指标充足、资本不足。在这种资源禀赋约束下，地方政府缺乏推动土地出让市场化改革的积极性[17]，土地供给策略的显著特征是“以地引资”，通过协议、挂牌出让等竞争性程度较低的方式干预工业用地价格形成，压低工业用地价格，给予落户企业直接的土地购置补贴与间接的土地融资补贴[18]。直接与间接的土地补贴抑制了优胜劣汰的创造性破坏进程，会阻滞产业结构升级[19]。更为严重的是，大量低端制造业重复建设达到一定程度后会形成集群，与地方的经济增长、税收、就

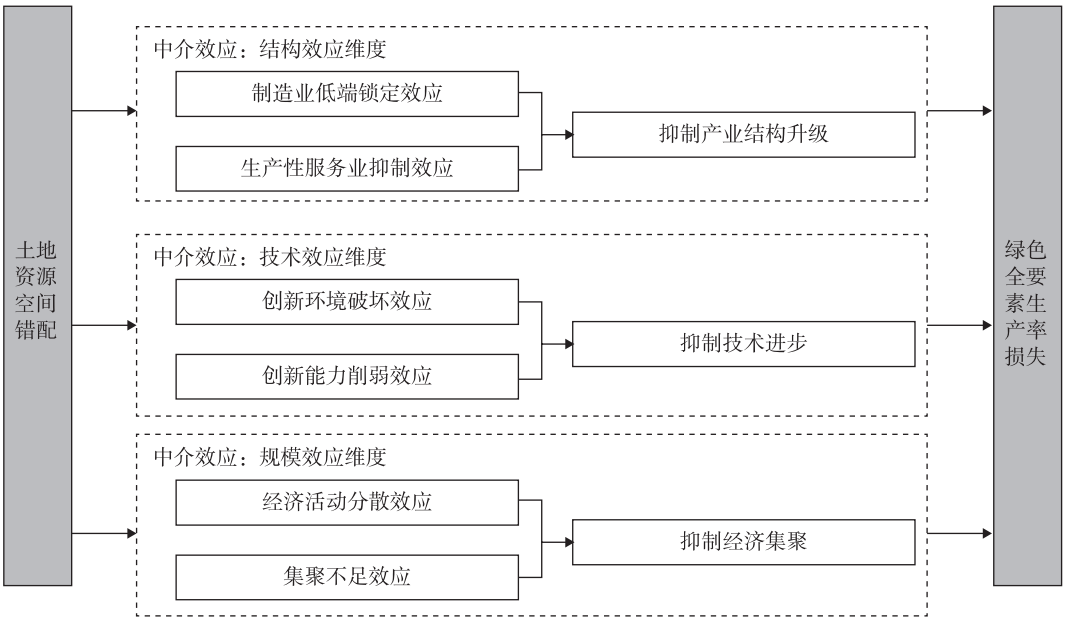


**图1 研究假说的理论框架**

**Fig.1 Theoretical framework for research hypotheses**

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

业深度绑定，进一步获得各种政策优惠与保护[20]，进而形成路径依赖，使得城市制造业被锁定在低端，引发制造业低端锁定效应，不利于产业结构升级。与此对应，这些城市生产性服务业发展相对滞后，用地需求有限，供需矛盾不明显，没有引发生产性服务业抑制效应的前提。(2)对于集中在东部地区的土地供给相对短缺城市，地方政府面对的资源禀赋结构为资本充足、建设用地指标不足。在这种资源禀赋约束下，地方政府土地出让市场化改革较为彻底[17]，工业用地价格扭曲程度低，工业用地低价补贴现象不明显，阻止了依靠土地补贴存活的低端制造业的落户与集聚，没有引发制造业低端锁定效应的前提。与此对应，这些城市产业结构升级动力强，生产性服务业快速发展，用地需求旺盛。由于土地供给相对短缺，供需矛盾严重，土地要素保障不到位增加了生产性服务业的经营困难，引发生产性服务业抑制效应，不利于产业结构升级[21]。综上，无论对于土地供给相对过剩城市，还是土地供给相对短缺城市，土地资源空间错配都会抑制产业结构升级，导致商品和服务附加值提升困难，资源投入、能源消耗降低困难，不利于期望产出的提升与非期望产出的降低，进而造成绿色全要素生产率的损失。

其二，技术效应维度。技术进步是推动经济体中生产前沿面不断前移的核心动力，可以在资源环境约束下，提高要素的产出效率，从而兼顾经济增长与环境保护，提升绿色全要素生产率。而土地资源空间错配会通过创新环境破坏效应、创新能力削弱效应抑制技术进步。(1)对于集中在中西部地区的土地供给相对过剩城市，土地使用成本并未与经济发展协同上升，而是维持了与经济发展水平不相匹配的低水平。这在很大程度上补贴了其他生产要素使用价格，压低了企业生产成本，使得成本上升的倒逼机制无法发挥作用，导致主观上企业的创新意愿不足[20]。与此同时，在财政收支长期紧张的状态下，地方政府财政支出的生产性偏向，导致人力资本、公共服务、营商环境等与创新紧密相关的客观条件投资不足[22]。主观意愿、客观条件的缺乏，引发创新环境破坏效应，对技术进步产生抑制作用。在这一阶段，这些城市面临的是如何有效培养创新主体的问题，而非防止创新主体创新能力弱化的问题，因此创新能力削弱效应不是主导因素。(2)对于集中在东部地区的土地供给相对短缺城市，其人力资本、公共服务、营商环境等条件较为良好，塑造了较为良好的创新环境，没有引发创新环境破坏效应的前提。与此对应，这些城市土地使用成本出现了与经济发展水平不相匹配的上涨，推升了生产、生活成本。对于制造业企业，生产成本的过快上涨，使得大量尚具有比较优势的制造业企业被迫转移甚至倒闭，导致制造业出现早熟型衰退[23]。由于制造业既是创新诱导型产业，也是诱导创新型产业，制造业早熟型衰退必然导致创新的供给不足[19]。对于居民，生活成本的不合理上涨，抑制了消费增长，需求端无法为创新提供有效的购买力支撑。供给端与需求端的双重不利影响，必然削弱创新能力，不利于技术进步。综上，无论对于土地供给相对过剩城市，还是土地供给相对短缺城市，土地资源空间错配都会抑制技术进步，导致要素的产出效率提升困难，难以摆脱资源、能源依赖，不利于期望产出的提升与非期望产出的降低，进而造成绿色全要素生产率的损失。

其三，规模效应维度。对于期望产出，在规模经济与拥挤成本的共同作用下，经济集聚与经济效率之间呈现为倒U型曲线关系，在倒U型曲线拐点左侧，经济集聚能通过成本节约、劳动力市场匹配、知识溢出等机制，产生明显的规模经济效应，提高要素的产出效率，增加期望产出[24]。对于非期望产出，经济集聚会通过环境要素的规模经济效应与负外部性，降低或增加污染物排放强度。正反两方面作用下，经济集聚与污染物排放强度之间呈现为倒U型或倒N型曲线关系[25]。在特定拐点右侧，经济集聚具有减排效应，有利于减少非期望产出[26]。中国的经验证据表明，在经济集聚与污染物排放强度曲线特定拐点右侧，在经济集聚与经济效率曲线特定拐点左侧，形成了有利的经济集聚区间。在这一区间推动经济集聚可以促进经济效率上升、污染物排放强度下降，从而推升绿色全要素生产率[26-27]。然而，土地资源空间错配会通过经济活动分散效应、集聚不足效应抑制有利的经济集聚。(1)对于集中在中西部地区的土地供给相对过剩城市，土地城镇化速度远高于人口城镇化速度，城市建成区扩展速度远超经济活动的正常需求，经济活动在空间上呈现出离散化分布。多数城市尚未达到有利经济集聚区间的下限，导致经济效率严重受损、环境污染难以控制。将这种尚未触及有利经济集聚区间下限引发的负面作用总结为经济活动分散效应，这导致规模经济效应无法实现。(2)对于集中在东部地区的土地供给相对短缺城市，由于土地供给

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

不足，限制了城市能容纳的企业与人口的数量，多数城市经济活动虽然出现了一定程度的集聚，达到有利经济集聚区间的下限，但远未触及上限，导致经济效率在一定程度上受损，环境污染无法更好地控制。将这种尚未触及有利经济集聚区间上限引发的负面作用总结为集聚不足效应，这导致规模经济效应无法充分实现。综上，无论对于土地供给相对过剩城市，还是土地供给相对短缺城市，土地资源空间错配都会抑制经济集聚，导致经济绩效与环境绩效双重受损，不利于期望产出的提升与非期望产出的降低，进而造成绿色全要素生产率的损失。基于上述理论分析，提出如下研究假说：

结果维度的假说1：土地资源空间错配会对绿色全要素生产率产生显著的负向影响，造成绿色全要素生产率的损失。

机制维度的假说2：土地资源空间错配会通过结构效应、技术效应、规模效应三个维度的作用机制，造成绿色全要素生产率的损失。

## 2 模型构建与数据收集

### 2.1 计量模型构建

本文计量分析的思路是，采用经典的逐步法策略，构建面板中介效应模型对两个假说进行验证。模型如下：

$$GTFP_{it}=\alpha_1+\beta_1 LSM_{it}+\lambda_1 Controls_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$M_{it}=\alpha_2+\beta_2 LSM_{it}+\lambda_2 Controls_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GTFP_{it}=\alpha_3+\beta_3 LSM_{it}+\theta M_{it}+\lambda_3 Controls_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(1)—式(3)中：$GTFP$为被解释变量，为绿色全要素生产率；$LSM$为核心解释变量，为土地资源空间错配指数；$M$为中介变量，与结构效应、技术效应、规模效应对应，分别为城市产业结构升级水平、创新水平、经济集聚水平；$Controls$为一组控制变量；$\mu$表示个体固定效应；$\varepsilon$为残差项；$\alpha_1$、$\alpha_2$、$\alpha_3$、$\beta_1$、$\beta_2$、$\beta_3$、$\lambda_1$、$\lambda_2$、$\lambda_3$、$\theta$为一系列待估系数；$i$、$t$分别为城市、年份。按照逐步检验法，本文的计量策略为：(1)分析式(1)中系数$\beta_1$的显著性，若$\beta_1$显著，则核心解释变量的总效应明确存在，可以从结果维度反映土地资源空间错配造成的绿色全要素生产率损失效应。(2)分析式(2)—式(3)中系数$\beta_2$、$\theta$的显著性，若两者均显著且其乘积与$\beta_3$同号，则中介效应明确存在。(3)分析式(3)中系数$\beta_3$的显著性，若$\beta_3$显著，则中介效应的类型为部分中介效应，中介变量的效应量为$\beta_2\theta/\beta_1$。

### 2.2 数据收集与整理

剔除地位特殊的直辖市并考虑数据完整性，采用274个地级市2007—2020年的数据作为研究样本。变量收集与整理过程如下：

(1)被解释变量：绿色全要素生产率。从测度模型、参比方式、指标体系三方面说明被解释变量的生成过程：①测度模型。采用TONE[3]提出的包含非期望产出的EBM超效率模型构建ML指数测度绿色全要素生产率，从而避免可能存在的松弛偏误、有效决策单元不可区分问题。②参比方式。为保证获得的ML指数具备可比性、可传递性，采用全局参比的方式，汇聚各期数据作为共同参考集，得到全局参比的GML指数。③指标体系。按照物质平衡原理并考虑数据可得性，参考相关研究[28-29]，选取城市GDP作为期望产出；二氧化碳、工业二氧化硫、工业废水排放量作为非期望产出；城市从业人员数、资本存量、能源消耗量作为投入。其中，资本存量参考张少辉等[30]关于城市层面资本存量测度的研究采用永续盘存法估算。能源消耗量、二氧化碳排放量的测算参考任晓松等[31]的技术处理，将天然气、液化石油气、全社会用电折算汇总获得能源消耗总量，并通过一系列的折算处理获得二氧化碳排放量。为尽量避免价格因素的影响，涉及价格因素的GDP、资产存量指标，调整成较远基期(1995年 = 100)的数据。按照上述流程，采用产出导向规模收益可变假设构建EBM-GML指数测度绿色全要素生产率，基于连乘法获得研究期内各城市绿色全要素生产率的累积变化(图2)，数值大于1、小于1，分别表明绿色全要素生产率累积出现了提升、降低。可见，出现绿色全要素生产率提升的城市在空间上缺少集中连片的分布，绿色全要素生产率的变化与经济发展水平之间没有必然的联系。

(2)核心解释变量：土地资源空间错配指数。借鉴陈永伟等[32]基于HK模型构建的相对扭曲系数测度土地资源空间错配程度。测度公式如下：

$$LSM_i=\frac{LD_i}{LD}\Big/\frac{s_i\alpha_i}{\overline{\alpha}} \quad (4)$$

式(4)中：$LSM_i$为城市$i$土地资源空间错配指数；$\frac{LD_i}{LD}$表示城市$i$建设用地供应面积占样本城市建设用地供应面积总量的实际比例；$s_i$为城市$i$二三产GDP占样本城市二三产GDP总量的比重；$\alpha_i$为城市土地要素的产出弹性；$\overline{\alpha}$为经济产出加权的土地要素平均产出弹

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

性，即$\overline{\alpha}=\sum_{i}^{n}s_i\alpha_i$。测度公式中$\frac{s_i\alpha_i}{\overline{\alpha}}$的经济含义是在土地资源有效配置的状态下，城市$i$建设用地供应面积占样本城市总量的理论比例。本质上，$LSM$反映的是土地资源配置实际比例与理论比例的偏离程度，即土地资源的错配程度。$LSM$大于1与小于1，分别表明土地供给相对过剩与相对短缺，偏离1越远，程度越严重。测度过程中，建设用地供应面积基于中国土地市场网1 044 017条有效记录，以城市为单位整理而得；土地要素产出弹性按照经济区域分别取值，东部、中部、西部、东北分别为0.392、0.155、0.223、0.318[33]。测度结果（图3）显示：平均水平上，274个城市中土地供给相对过剩、相对短缺的城市分别为201个、73个。空间格局上，土地供给相对过剩城市，东部34个、中西部167个，主要集中于中西部地区；土地供给相对短缺城市，东部62个、中西部11个，主要集中于东部地区。这一结果与现有研究的认识一致[15,20]。进一步，对比图3与图2，可见很多受到政策限制而出现土地供给相对短缺的城市都经历了绿色全要素生产率的降低。与此同时，多数受到政策倾斜而出现土地供给相对过剩的城市并未表现出绿色全要素生产率的提升。这一现象提示土地资源空间错配与绿色全要素生产率可能存在某种负向联系。此外，需要进一步指出的是，上述测度出的土地资源空间错配指数属于典型的中间型指标，为便于计量分析，对原始的中间型指标数据作一致化、标准化处理获得计量分析使用的代理变量。

（3）中介变量。结构效应维度，参考彭山桂等[18]的研究，采用结构层次系数法构建产业结构高级化指数，衡量城市产业结构高级化水平。技术效应维度，参考张意翔等[34]的研究，采用城市新增发明专利、实用新型专利、外观设计专利数量之和作为代理变量，衡量城市创新水平。规模效应维度，参考韩峰等[35]的研究，采用制造业区位熵作为代理变量，衡量城市经济集聚水平。

（4）控制变量。考虑到经济发展、对外开放、环境规制、人力资本、财政压力、经济增长压力等因素对绿色全要素生产率具有重要影响[4]。因此，将上述几个维度的控制变量加入模型。

除已专门交待外，上述变量的数据都来源于《中国城市统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、北京大学企业大数据研究中心编制的中国区域创新创业指数（IRIEC）数据库以及相关省市的统计年鉴。表1报告

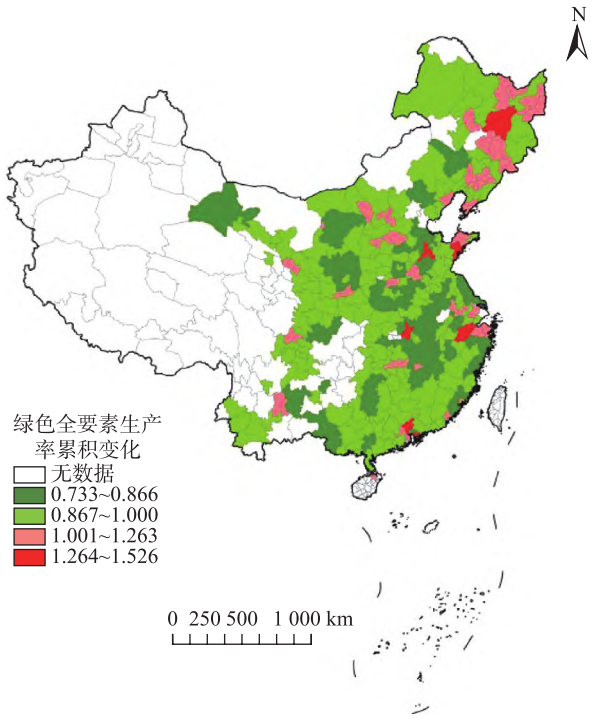


**图2 各城市绿色全要素生产率累积变化**

**Fig.2 Cumulative changes of GTFP in cities**

注：该图基于自然资源部标准地图服务网站GS（2020）4619号标准地图制作，底图无修改。下同。

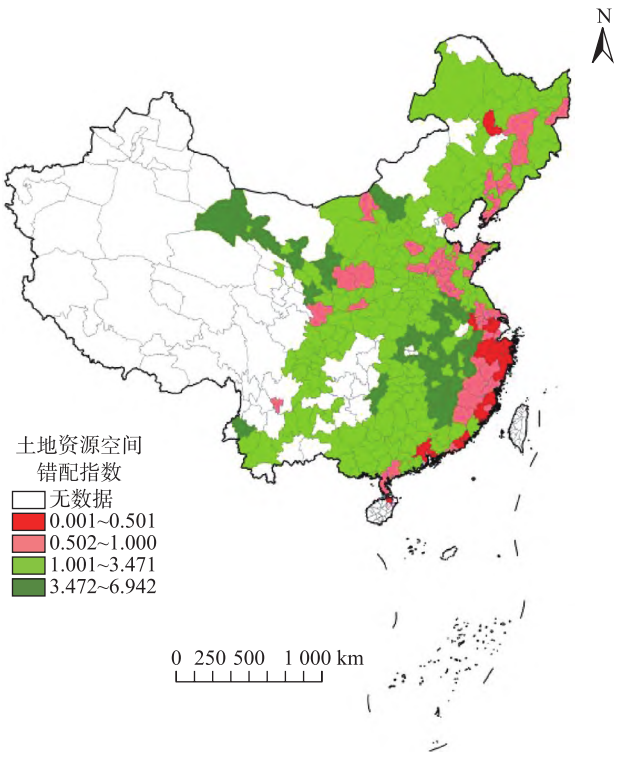


**图3 各城市土地资源空间错配指数的平均水平**

**Fig.3 Average level of LSM in cities**

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表1 变量描述性统计分析

Tab.1 Descriptive statistics of variables

| 变量类型 | 变量名称 | 平均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | 构造过程 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 被解释变量 | 绿色全要素生产率(*GTFP*) | 0.995 | 0.027 | 1.296 | 0.803 | 数据源于测度结果,无量纲 |
| 核心解释变量 | 土地资源空间错配指数(*LSM*) | 0.107 | 0.131 | 1.000 | 0.000 | 数据源于测度结果,无量纲 |
| 中介变量 | 产业结构高级化指数(*IS*) | 2.259 | 0.138 | 2.747 | 1.761 | 数据源于测度结果,无量纲 |
| | 新增专利数量(*PC*) | 6.765 | 1.712 | 12.020 | 1.609 | 单位:件,取自然对数 |
| | 制造业区位熵(*LQ*) | 0.994 | 0.391 | 2.105 | 0.042 | 基于就业数据的区位熵指数,无量纲 |
| 控制变量 | 经济发展水平(*PGDP*) | 10.459 | 0.672 | 12.241 | 8.131 | 人均GDP,单位:元,取自然对数 |
| | 对外开放(*OL*) | 0.026 | 0.030 | 0.257 | 0.002 | 外商直接投资额占固定资产投资额的比重,无量纲 |
| | 环境规制强度(*ER*) | 0.001 | 0.001 | 0.012 | 0.000 | 污染治理投资完成额占地区GDP的比重,无量纲,采用城市工业产值占本省工业产值的比重为权重[36],将省级数据分解至城市层面 |
| | 人力资本水平(*HC*) | 0.135 | 0.119 | 0.768 | 0.001 | 高校在校学生数占从业人员数的比重,无量纲 |
| | 财政压力(*FP*) | 0.538 | 0.226 | 0.960 | 0.000 | (1-地方财政一般预算内收入/地方财政一般预算内支出),无量纲 |
| | 经济增长压力(*GP*) | 1.488 | 0.439 | 3.000 | 0.000 | 从GDP增长率、财政盈余、失业率3个维度构建相对绩效指标来衡量[33],无量纲 |

了上述变量的描述性统计分析结果。

## 3 计量结果分析

### 3.1 影响结果分析

为分析土地资源空间错配对绿色全要素生产率的总体性、异质性影响,将研究样本分为三组:全部城市、土地供给相对过剩城市、土地供给相对短缺城市,分别进行计量分析。对于模型形式设定,根据Hausman检验结果,选择个体固定效应模型;对于参数估计方法,根据残差检验结果选择以Cross-section weights方式设置权重并以White(diagonal)方法获得系数标准误的稳健估计,结果如表2所示。可见,对于三组城市,加入控制变量的过程中,参数估计结果都具备较好的稳健性。此外,本文分别通过两种方法替换被解释变量与核心解释变量的代理变量,进一步检验了计量分析结果的稳健性。其中,对于被解释变量,采用另外两种包含非期望产出的ML指数测度模型——SBM模型与DDF模型,构建全局参比的GML指数作为代理变量。对于核心解释变量,参考相关研究[20],基于要素适配的思路从资本—土地、人口—土地协调关系的视角定义土地资源空间错配指数作为代理变量。替换代理变量后的计量分析结果具有稳健性,限于篇幅未报告结果,留存备索。根据表2的计量分析结果,可以得出以下两方面的结论:

其一,聚焦到核心解释变量土地资源空间错配指数(*LSM*),从影响显著性与影响程度两方面加以考察。(1)在影响显著性方面,对于三组城市,*LSM*的系数均在1%的水平上显著为负。清楚地表明,无论对于全部城市,还是对于土地供给相对过剩城市、土地供给相对短缺城市两类子样本,在控制了城市绿色全要素生产率的主要影响因素的情况下,土地资源空间错配对城市绿色全要素生产率仍产生了显著的负向影响。这说明,土地资源空间错配的绿色全要素生产率损失效应是明确存在的。(2)在影响程度方面,对于三组城市,*LSM*的系数分别为-0.021、-0.016、-0.060,土地供给相对短缺城市的系数绝对值更大。这表明,损失效应的大小在不同组的城市间表现出一定的异质性,损失效应在土地供给相对短缺城市表现得更为明显。可能的原因是,土地供给相对短缺城市无法为经济增长提供有效的土地要素保障,导致了直接的产出损失,同时通过结构、技术、规模效应产生了间接损失。与此对应,土地供给相对过剩城市没有明显的直接产出损失,主要体现为间接损失。对比之下,土地供给相对短缺城市的损失效应更大。综上,计量分析结果支持研究假说1:土地资源空间错配对绿色全要素生产率产生了显著的负向影响,造成了明显的绿色全要素生产率损失。同时,计量分析结果进一步发现,损失效应的大小在不同组的城市间表现出

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表2 分组回归分析结果

Tab.2 Group regression analysis results

| 变量类型 | 变量名称 | 全部城市 | | 土地供给相对过剩城市 | | 土地供给相对短缺城市 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(5) | 模型(6) |
| 核心解释变量 | *LSM* | −0.023*** | −0.021*** | −0.017*** | −0.016*** | −0.063*** | −0.060*** |
| | | (−5.116) | (−4.867) | (−4.964) | (−4.526) | (−3.235) | (−2.821) |
| 控制变量 | *PGDP* | | 0.078*** | | 0.070*** | | 0.164*** |
| | | | (9.712) | | (7.556) | | (5.224) |
| | *OL* | | 0.064*** | | 0.047*** | | 0.087*** |
| | | | (5.635) | | (3.671) | | (2.973) |
| | *ER* | | 0.418** | | 0.538*** | | 0.518*** |
| | | | (2.489) | | (3.452) | | (4.405) |
| | *HC* | | 0.011*** | | 0.008*** | | 0.072*** |
| | | | (5.315) | | (3.603) | | (3.694) |
| | *FP* | | −0.007*** | | −0.006*** | | −0.018** |
| | | | (−4.103) | | (−3.363) | | (−2.230) |
| | *GP* | | −0.001*** | | −0.001* | | −0.007*** |
| | | | (−2.745) | | (−1.907) | | (−3.831) |
| 常数项 | | 0.996*** | 1.356*** | 0.994*** | 1.318*** | 0.999*** | 1.828*** |
| | | (95.125) | (33.159) | (75.066) | (28.303) | (25.222) | (10.893) |
| 个体效应 | | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $R^2$ | | 0.184 | 0.271 | 0.192 | 0.285 | 0.163 | 0.246 |
| $F$ | | 2.716 | 4.333 | 2.868 | 4.593 | 2.330 | 3.498 |
| $P(F)$ | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 观察值数 | | 3 836 | | 2 814 | | 1 022 | |

注：*、**、*** 表示10%、5%、1%的水平上显著；括号内数值为$t$统计量。下表同。

一定的异质性。

其二，聚焦到控制变量，可以发现：(1)经济发展、对外开放、环境规制、人力资本对城市绿色全要素生产率产生了显著的正向影响，有利于绿色全要素生产率的提升。(2)财政压力、经济增长压力对城市绿色全要素生产率产生了显著的负向影响，不利于绿色全要素生产率的提升。

### 3.2 作用机制检验

将研究样本划分为全部城市、土地供给相对过剩城市、土地供给相对短缺城市三组，考察土地资源空间错配造成绿色全要素生产率损失效应的作用机制(表3)，结论如下：

其一，聚焦到模型(1)—模型(6)，分析总体层面的作用机制，从中介效应显著性与效应量两方面加以考察。中介效应显著性方面：(1)对于结构效应，模型(1)与模型(2)的参数估计结果表明在1%的显著性水平上，土地资源空间错配对产业结构高级化产生了负面影响，而产业结构高级化有利于提升绿色全要素生产率。在控制了产业结构高级化的中介效应后，土地资源空间错配指数的总效应由表2中的−0.021降为表3模型(2)中的直接效应−0.017。可以确定结构效应的作用机制是显著存在的，具体表现为土地资源空间错配通过阻碍产业结构高级化，抑制了城市绿色全要素生产率的提升。(2)对于技术效应，模型(3)与模型(4)的参数估计结果表明在1%的显著性水平上，土地资源空间错配对技术进步产生了负面影响，而技术进步有利于提升绿色全要素生产率。在控制新增专利数量的中介效应后，土地资源空间错配指数的总效应由−0.021降为直接效应−0.018。可以确定技术效应的作用机制是显著存在的，具体表现为土地资源空间错配通过阻滞技术进步，抑制了城市绿色全要素生产率的提升。(3)对于规模效应，模型(5)与模型(6)的参数估计结果表明在1%的显著性水平上，土地资源空间错配对经济集聚产生了负面影响；而在

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表3 分组中介效应检验结果

Tab.3 Group mediating effect test results

| 城市分组 | 变量名称 | 结构效应 | | 技术效应 | | 规模效应 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | *IS* | *GTFP* | *PC* | *GTFP* | *LQ* | *GTFP* |
| 全部城市 | *LSM* | −0.413*** | −0.017*** | −4.892*** | −0.018*** | −0.269*** | −0.020*** |
| | | (−13.871) | (−4.060) | (−9.056) | (−4.796) | (−5.592) | (−4.971) |
| | *IS* | | 0.014*** | | | | |
| | | | (6.637) | | | | |
| | *PC* | | | | 0.001*** | | |
| | | | | | (7.091) | | |
| | *LQ* | | | | | | 0.006** |
| | | | | | | | (1.961) |
| | 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| | 个体效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| | 模型编号 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(5) | 模型(6) |
| | 观察值数 | 3 836 | | 3 836 | | 3 836 | |
| 土地供给相对过剩城市 | *LSM* | −0.246*** | −0.012*** | −2.188*** | −0.015*** | −0.183*** | −0.015*** |
| | | (−5.475) | (−4.938) | (−4.231) | (−5.355) | (−5.997) | (−5.058) |
| | *IS* | | 0.022*** | | | | |
| | | | (5.310) | | | | |
| | *PC* | | | | 0.001*** | | |
| | | | | | (7.658) | | |
| | *LQ* | | | | | | 0.011*** |
| | | | | | | | (2.754) |
| | 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| | 个体效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| | 模型编号 | 模型(7) | 模型(8) | 模型(9) | 模型(10) | 模型(11) | 模型(12) |
| | 观察值数 | 2 814 | | 2 814 | | 2 814 | |
| 土地供给相对短缺城市 | *LSM* | −0.109** | −0.057*** | −14.806*** | −0.039*** | −0.168*** | −0.056*** |
| | | (−2.309) | (−3.552) | (−2.886) | (−3.543) | (−3.186) | (−3.135) |
| | *IS* | | 0.037** | | | | |
| | | | (2.363) | | | | |
| | *PC* | | | | 0.002*** | | |
| | | | | | (3.596) | | |
| | *LQ* | | | | | | 0.038** |
| | | | | | | | (2.367) |
| | 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| | 个体效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| | 模型编号 | 模型(13) | 模型(14) | 模型(15) | 模型(16) | 模型(17) | 模型(18) |
| | 观察值数 | 1 022 | | 1 022 | | 1 022 | |

5%的显著性水平上，经济集聚有利于提升绿色全要素生产率。在控制了制造业区位熵的中介效应后，土地资源空间错配指数的总效应由−0.021降为直接效应−0.020。可以确定规模效应的作用机制是显著存在的，具体表现为土地资源空间错配通过减缓经济集聚，抑制了城市绿色全要素生产率的提升。中介效应量方面：对于结构效应、技术效应、规模效应三个维度的作用机制，按照部分中介效应方式报告其效应量分别为：27.53%、23.29%、7.68%。可见，总体层面上三个维度作用机制中，结构效应、技术效应相当，规模

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

效应相对次要。

其二，聚焦到模型(7)—模型(12)、模型(13)—模型(18)，分别检验土地供给相对过剩城市、土地供给相对短缺城市的作用机制。可见，在中介效应显著性方面，结构效应、技术效应、规模效应三个维度的作用机制都显著成立，但在中介效应量方面存在明显差异。具体而言，对于土地供给相对过剩城市，结构效应、技术效应、规模效应三个维度的作用机制，其效应量分别为：33.82%、13.67%、12.58%，三个维度作用机制中结构效应更为重要，技术效应、规模效应相对次要。可能的原因是，土地供给相对过剩城市主要为中西部城市，正处于工业化进程中，产业结构调整主导了宏观层面发展模式与微观层面生产方式的变迁，从而导致作用机制中结构效应更为明显。对于土地供给相对短缺城市，结构效应、技术效应、规模效应三个维度的作用机制，其效应量分别为：6.72%、49.35%、10.64%，三个维度作用机制中技术效应更为重要，结构效应、规模效应相对次要。可能的原因是，土地供给相对短缺城市主要为东部城市，已经处于工业化后期或后工业化阶段，很多产业部门已经接近或达到国内、国际的技术前沿。宏观层面发展模式与微观层面生产方式的演进主要源于新技术、新业态、新模式的驱动，创新推动技术进步并进一步提升生产力水平是其典型特征，从而导致作用机制中技术效应更为明显。

综上，计量分析结果支持研究假说2：土地资源空间错配通过结构效应、技术效应、规模效应三个维度的作用机制，造成了绿色全要素生产率的损失。计量分析结果进一步发现，三个维度的作用机制在三组城市之间表现出异质性，作用机制的相对重要性存在明显差别。

## 4 研究结论与启示

### 4.1 研究结论

本文在理论分析的基础上，构建计量分析模型，考察土地资源空间错配对城市绿色全要素生产率的影响结果与作用机制，主要研究结论如下。

其一，在影响结果维度，土地资源空间错配的绿色全要素生产率损失效应是明确存在的。但具有一定的异质性，土地供给相对短缺城市由于土地资源空间错配造成的绿色全要素生产率损失效应明显大于土地供给相对过剩城市。

其二，在作用机制维度，结构效应、技术效应、规模效应三个维度的作用机制都显著成立，但相对重要性存在明显差异。对于土地供给相对过剩城市，结构效应更为重要，技术效应、规模效应相对次要。对于土地供给相对短缺城市，技术效应更为重要，结构效应、规模效应相对次要。

### 4.2 政策启示

基于上述研究结论，以调整土地资源空间配置，提升城市绿色全要素生产率为出发点，从影响结果与作用机制两方面针对性地提出相应的政策启示。

其一，考虑到无论对于土地供给相对过剩城市，还是对于土地供给相对短缺城市，土地资源空间错配都造成了显著的绿色全要素生产率损失效应。对此，需要推进建设用地供应空间格局的调整，减缓土地资源空间错配程度。具体而言，在制度安排层面，与要素市场化配置的顶层政策导向相呼应，加快推进城乡建设用地增减挂钩节余指标、补充耕地指标跨区域交易机制的构建，为土地资源在相对过剩与相对短缺城市之间的跨区域配置提供制度基础。在措施设计层面，应加快落实城镇新增建设用地规模与农业转移人口市民化挂钩的政策，在建设用地供应空间格局中，适当增加东部地区的比重，相应地减少中西部地区的比重。上述举措既与促进各类生产要素向优势地区集中，提高资源配置效率的顶层制度安排相契合，也有利于提升城市绿色全要素生产率。

其二，考虑到对于土地供给相对过剩城市、土地供给相对短缺城市，结构效应、技术效应、规模效应三个维度作用机制相对重要性的差异，需要针对性地化解相应的机制障碍。对于土地供给相对过剩的中西部地区，结构效应的作用机制更为重要。对此，需要重点防范地方政府“以地引资”，通过低价充足的土地供给，换取短缺的资本，获取短期经济增长，使得地区低端制造业形成集群，并与地方的GDP增长、税收、就业深度绑定，导致地区制造业低端锁定。鉴于此，应采用“标准地”出让等方式，提高工业用地资源配置效率。通过在供地条件中设定固定资产投资强度、容积率、亩均税收、研发经费投入强度、就业贡献、能耗、排放等指标，借助合同履约责任管理，防止土地资源配置僵化，避免产业结构低端锁定，推升商品和服务附加值，降低资源投入、能源消耗，提升绿色全要素生产率。对于土地供给相对短缺的东部地区，技术效应的作用机制更为重要。对此，需要着力防范东部地

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

区土地使用成本出现与经济发展水平不相匹配的上涨，进而推升生产、生活成本，导致制造业早熟型衰退与居民需求不振，削弱创新能力。鉴于此，对于产业用地，应支持企业通过长期租赁、先租后让、弹性年期出让等适宜的方式满足用地需求，降低用地成本，有效支持实体经济发展；对于住宅用地，应推动调控手段从需求侧向供给侧转移，适当增加供给以满足居民合理的住房需求，避免过高的居住成本抑制实体行业的产品需求。通过产业用地与住宅用地配置方式的共同调整，有力推动实体行业发展，诱导创新不断产生、发展，提高经济效率，摆脱资源、能源依赖，提升绿色全要素生产率。

**参考文献（References）：**


[1] 史代敏，施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展：机理、特征与实证研究[J]. 统计研究，2022，39(1)：31－48.

[2] CHUNG Y H, FÄRE R, GROSSKOPF S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach [J]. Microeconomics, 1997, 51(3): 229－240.

[3] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130(3): 498－509.

[4] 刘鸿燕，姚倩文. 绿色全要素生产率的测度与应用：一个文献综述[J]. 产业组织评论，2020，14(3)：174－195.

[5] 邓楚雄，赵浩，谢炳庚，等. 土地资源错配对中国城市工业绿色全要素生产率的影响[J]. 地理学报，2021，76(8)：1865－1881.

[6] 赵浩. 土地资源错配对中国城市工业绿色全要素生产率的影响及其时空变化[D]. 长沙：湖南师范大学，2021：31－33.

[7] GAO X C, WANG S, AHMAD F, et al. The nexus between misallocation of land resources and green technological innovation: a novel investigation of Chinese cities[J]. Clean Technologies and Environmental Policy, 2021, 23(7): 2101－2115.

[8] HAN F, HUANG M. Land misallocation and carbon emissions: evidence from China[J]. Land, 2022, 11(8). doi: 10.3390/land11081189.

[9] 李佳，卢新海，匡兵，等. 工业用地错配如何影响区域绿色发展[J]. 中国土地科学，2021，35(7)：43－50.

[10] 王帅，马杰华，李正辉. 政府环境关注度对城市土地资源配置效率的影响[J]. 经济地理，2022，42(12)：186－193.

[11] HE Q, DU J T. The impact of urban land misallocation on inclusive green growth efficiency: evidence from China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2022, 29(3): 3575－3586.

[12] 李勇刚. 中国土地资源错配对绿色经济发展影响机制研究[J]. 南京社会科学，2021(3)：30－37.

[13] 周祎庆，顾帆. 土地资源错配对城市绿色经济效率的影响研究[J]. 学术探索，2022(2)：104－115.

[14] XIE R, YAO S L, HAN F, et al. Does misallocation of land resources reduce urban green growth efficiency?: an analysis of city-level panel data in China[J]. Land Use Policy, 2022, 122. doi: 10.1016/j.landusepol.2022.106353.

[15] 陆铭，张航，梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J]. 中国社会科学，2015(5)：59－83.

[16] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2): 353－377.

[17] 杨其静，吴海军，杨继东. 土地用途、市场化改革与地方政府反应[J]. 经济学动态，2021(6)：31－48.

[18] 彭山桂，李敏，郭正宁，等. 地方政府“两手”供地策略对产业结构优化的非线性影响——基于合理化与高级化双重视角的考察[J]. 中国土地科学，2023，37(3)：48－58.

[19] 蔡昉. 生产率、新动能与制造业：中国经济如何提高资源重新配置效率[J]. 中国工业经济，2021(5)：5－18.

[20] 彭山桂，孙昊，郭正宁，等. 土地资源空间错配对城市产业转型升级的影响及作用机制[J]. 资源科学，2022，44(5)：871－885.

[21] 陈强远，江飞涛，李晓萍. 服务业空间集聚的生产率溢价：机制与分解[J]. 经济学(季刊)，2021，21(1)：23－50.

[22] 安勇，赵丽霞. 土地资源错配、空间策略互动与城市创新能力[J]. 中国土地科学，2021，35(4)：17－25.

[23] 黄群慧，杨虎涛. 中国制造业比重“内外差”现象及其“去工业化”涵义[J]. 中国工业经济，2022(3)：20－37.

[24] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocation and aggregate industrial productivity[J]. Econometrica, 2003(6): 1695－1725.

[25] GLASER E L, KAHN M E. The greenness of cites: carbon dioxide emissions and urban development[J]. Journal of Urban Economics, 2010, 67(3): 404－418.


(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

[26] 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.
[27] 程开明，刘书成. 城市经济密度与全要素生产率——兼论城市规模的调节效应[J]. 中国人口科学，2022(6)：39－54.
[28] 李华，董艳玲. 中国经济高质量发展水平及差异探源：基于包容性绿色全要素生产率视角的考察[J]. 财经研究，2021，47(8)：4－18.
[29] 何凌云，祁晓凤. 环境规制与绿色全要素生产率：来自中国工业企业的证据[J]. 经济学动态，2022(6)：97－114.
[30] 张少辉，余泳泽，杨晓章. 中国城市固定资本存量估算与生产率收敛分析：1988—2015[J]. 中国软科学，2021(7)：74－86.
[31] 任晓松，刘宇佳，赵国浩. 经济集聚对碳排放强度的影响及传导机制[J]. 中国人口·资源与环境，2020，30(4)：95－106.
[32] 陈永伟，胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失：理论和应用[J]. 经济学(季刊)，2011，10(4)：1401－1422.
[33] 彭山桂，李敏，王健，等. 土地资源错配的全要素生产率损失效应与形成机制[J]. 中国土地科学，2022，36(8)：55－65.
[34] 张意翔，成金华，徐卓程，等. 绿色创新是否适应气候变化：中国专利和GHG排放数据的实证[J]. 中国人口·资源与环境，2021，31(1)：48－56.
[35] 韩峰，余泳泽，谢锐. 土地资源错配如何影响雾霾污染?：基于土地市场交易价格和PM 2.5数据的空间计量分析[J]. 经济科学，2021(4)：68－83.
[36] 范子英，赵仁杰. 法治强化能够促进污染治理吗?：来自环保法庭设立的证据[J]. 经济研究，2019(3)：21－37.

# Green Total Factor Productivity Loss Effect of Spatial Mismatch of Land Resources and Its Mechanism

PENG Shangui[1], WANG Jian[2], ZHANG Miao[1], GUO Zhengning[1]
(1. School of Economics and Management, Shandong Agricultural University, Taian 271018, China;
2. College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

**Abstract:** The purposes of this study are to characterize the impact of spatial mismatch of land resources on green total factor productivity and to analyze its mechanism, to propose the paths to alleviate spatial mismatch of land resource and improve green total factor productivity. The research method is panel mediating effect model. The results indicate that: 1) the green total factor productivity loss effect of spatial mismatch of land resources is clearly existed, the loss effect of cities with relative shortage of land supply is significantly larger than that of cities with relatively excessive land supply. 2) For all cities, cities with relatively excessive land supply, and cities with relative shortage of land supply, the mechanisms of the three dimensions of structure effect, technology effect and scale effect are significantly figured out. 3) For all cities, structure effect and technology effect are equivalent, while scale effect is relatively minor; for cities with relatively excessive land supply, structure effect is more important; for cities with relative shortage of land supply, technology effect is more important. In conclusion, it is suggested to mitigate the degree of spatial mismatch of land resources, and to purposefully avoid the negative and lock-in effects of low-end manufacturing and the weakening effect of innovation capacity in midwestern cities and eastern cities respectively, which are conducive to enhancing green total factor productivity.

**Key words:** land resources; spatial mismatch; green total factor productivity; loss; mechanism

(本文责编：仲济香)

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net