

分类号 F20/95  
UDC \_\_\_\_\_

密级  
编号 10741

**兰州财经大学**

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

## 硕士学位论文

论文题目: 环境规制视角下城市绿色全要素生产率  
的空间效应分析

研究生姓名: 张学成

指导教师姓名、职称: 梁亚民 教授

学科、专业名称: 应用经济学 国民经济学

研究方向: 宏观经济管理

提交日期: 2021年6月6日

# 独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名：张学成

签字日期：2021.6.6

导师签名：梁斌

签字日期：2021.6.6

# 关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定，（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

- 1.学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；
- 2.学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名：张学成

签字日期：2021.6.6

导师签名：梁斌

签字日期：2021.6.6

# **Spatial effect analysis of urban green total factor productivity from the perspective of environmental regulation**

**Candidate: Zhang Xuecheng**

**Supervisor: Liang Yamin**

## 摘要

改革开放四十年以来我国经济发展造成了严重的环境污染、资源过度消耗等问题，党和政府提出必须贯彻绿色发展理念，实现可持续发展。因此，研究我国绿色全要素生产率具有一定的现实意义。

本文首先描述了研究背景、目的及意义，对已有的文献进行了综述，介绍了相关的理论模型。其次以 2003-2017 年十五年的数据为基础，对中国 285 个地级以上城市的绿色全要素生产率进行了测算，并利用 SFA 分析环境变量对绿色全要素生产率的影响，并对剔除环境变量的投入产出进行绿色全要素生产率测算，对比差异。最后以绿色全要素生产率为被解释变量，环境规制为解释变量，金融发展、外商直接投资和政府财政能力为控制变量进行了空间效应回归。

研究发现，大部分城市的绿色全要素生产率偏低，且东部地区城市效率整体低于中部和西部地区城市。各城市效率的失真主要受到了管理无效率的影响，在剔除环境变量的影响之后，部分城市由于消除了管理无效率的影响而使绿色全要素生产率上升，其中东部地区城市上升最大且超过了中部和西部地区城市；通过空间杜宾模型的分析发现，环境规制会促使企业重视生产过程中的环境保护，从而刺激企业进行技术创新和产业升级，最终促进本城市的绿色全要素生产率。同时本城市的环境规制水平提高后会逼迫技术低、污染大的企业向周边城市转移，从而对周边城市的绿色全要素生产率产生不利的负面影响。环境规制促进金融发展为市场和企业带来更多的资金支持，帮助企业进行技术创新和产业升级，从而对本城市和相邻城市绿色全要素生产率产生积极的正面影响；环境规制促进外商直接投资会促进本城市的绿色全要素生产率提升，但对周边城市具有负向作用，但结果不显著；政府财政能力会抑制本城市和相邻城市绿色全要素生产率，说明财政能力强的地区绿色全要素生产率反而更低。最后建议政府充分发挥作用，提高管理效率，积极鼓励企业进行绿色升级，对高污染企业进行整改关停。尽快完善绿色 GDP 的评价标准，建立环保政绩考核和追责制度。推动城市间协同发展，协同治理，实现环境质量的同步改善；积极管控和指导本城市的金融发展，充分发挥外商直接投资的正向作用，加大科研环保投入，并加强知识产权保护，创造良好的市场环境。

**关键词：**三阶段 DEA Undesirable-SBM 模型 空间计量模型 绿色全要素生产率

# Abstract

Since the reform and opening up 40 years ago, China's economic development has caused serious environmental pollution, excessive consumption of resources and other issues. The Party and the government put forward that we must implement the concept of green development and achieve sustainable development. Therefore, it is of practical significance to study China's green total factor productivity.

Firstly, this paper describes the research background, purpose and significance, summarizes the existing literature, and introduces relevant theoretical models. Secondly, based on the fifteen-year data from 2003 to 2017, this paper calculates the green total factor productivity of 285 cities above prefecture level in China, analyzes the influence of environmental variables on green total factor productivity by SFA, and calculates the green total factor productivity of input and output excluding environmental variables, and compares the differences. Finally, taking green total factor productivity as the explanatory variable, environmental regulation as the explanatory variable, and financial development, foreign direct investment and government financial ability as the control variables, the spatial effect regression is carried out.

It is found that the green total factor productivity of most cities is low, and the overall urban efficiency in the eastern region is lower than that in the central and western regions. The distortion of urban efficiency is mainly affected by management inefficiency. After removing the influence of environmental variables, some cities have eliminated the influence of management inefficiency

and made the green total factor productivity rise, among which the eastern cities have the largest increase and surpassed the central and western cities; Through the analysis of spatial Dubin model, it is found that environmental regulation will prompt enterprises to attach importance to environmental protection in the production process, thus stimulating enterprises to carry out technological innovation and industrial upgrading, and ultimately promoting the green total factor productivity of the city. At the same time, the improvement of the city's environmental regulation level will force the enterprises with low technology and heavy pollution to transfer to the surrounding cities, thus adversely affecting the green total factor productivity of the surrounding cities. Environmental regulation promotes financial development, brings more financial support to the market and enterprises, helps enterprises to carry out technological innovation and industrial upgrading, and thus has a positive impact on the green total factor productivity of this city and neighboring cities; The promotion of foreign direct investment by environmental regulation will promote the green total factor productivity of the city, but it has a negative effect on the surrounding cities, but the result is not significant; The government's financial ability will restrain the green total factor productivity of this city and its neighboring cities, which shows that the green total factor productivity of areas with strong financial ability is lower instead. Finally, it is suggested that the government should give full play to its role, improve management efficiency, actively encourage enterprises to carry out green upgrading, and rectify and shut down high-pollution enterprises. Improve the evaluation standard of green GDP as

soon as possible, and establish an environmental performance evaluation and accountability system. Promote coordinated development and coordinated governance among cities to achieve simultaneous improvement of environmental quality; Actively control and guide the financial development of the city, give full play to the positive role of foreign direct investment, increase investment in scientific research and environmental protection, strengthen the protection of intellectual property rights, and create a good market environment.

**Keywords:** Three-stage dea; Undesirable-sbm model; Spatial econometric model; Green total factor productivity;

# 目 录

<b>1 绪论</b>	<b>1</b>
1.1 选题背景、研究目的及意义	1
1.1.1 选题背景	1
1.1.2 研究目的及意义	2
1.2 文献综述	2
1.2.1 国外文献综述	2
1.2.2 国内文献综述	4
1.2.3 文献综述述评	5
1.3 主要研究内容和研究方法	5
1.3.1 研究内容	5
1.3.2 研究方法	7
<b>2 基本概念和理论基础</b>	<b>9</b>
2.1 绿色全要素生产率的基本概念	9
2.1.1 绿色全要素生产率的定义	9
2.1.2 绿色全要素生产率的测算	9
2.2 环境规制的基本概念	13
2.2.1 环境规制的定义	13
2.2.2 环境规制对绿色全要素生产率影响机制	13
2.2.3 环境规制对绿色全要素生产率的空间效应	16
2.3 空间效应分析的理论基础	17
2.3.1 空间计量模型	17
2.3.2 空间权重矩阵	18
<b>3 基于 Undesirable-SBM 模型的绿色全要素生产率测算</b>	<b>20</b>
3.1 指标体系构建与数据来源	20
3.1.1 指标体系构建	20
3.1.2 数据来源	21

3.2 绿色全要素生产率的测算及结果分析.....	23
3.2.1 第一阶段绿色全要素生产率测算.....	23
3.2.2 第二阶段环境变量剔除.....	27
3.2.3 第三阶段绿色全要素生产率测算.....	32
<b>4 绿色全要素生产率的空间效应分析.....</b>	<b>35</b>
4.1 空间自相关检验.....	35
4.2 空间计量模型的选择与设定.....	37
4.2.1 空间计量模型的选择.....	37
4.2.2 控制变量的选择.....	39
4.2.3 空间计量模型的设定.....	40
4.3 空间效应分析结果.....	40
4.4 稳健性检验.....	42
<b>5 结论及政策建议.....</b>	<b>44</b>
5.1 研究结论.....	44
5.2 政策建议.....	45
5.3 研究不足及展望.....	46
<b>参考文献.....</b>	<b>48</b>
<b>致谢.....</b>	<b>55</b>

## 1 绪论

1949年建国以来,我国在短短七十余年的时间里完成了从农业社会到工业社会再到信息化社会的转变,纵观历史长河,放眼全球,世界上没有任何一个国家曾经取得过如此伟大的成就。特别是改革开放以来的四十余年里,我国经济以年均经济增长率超过9%的速度发展,人民生活水平得到了极大的提高。但在发展经济的过程中忽略了环境和资源保护,对我国的生态环境造成了严重的破坏,阻碍了我国居民生产生活的进一步提高。因此近年来越来越多的学者将关注点从全要素生产率转向绿色全要素生产率,试图在保持经济发展的同时兼顾环境问题。本部分首先介绍了文章的研究背景、研究目的和研究意义,并对国内国外相关方面的文献资料进行整理和综述,以期对研究现状有一个充分的认识,为后续的研究奠定基础。

### 1.1 选题背景、研究目的及意义

#### 1.1.1 选题背景

在中国共产党的带领下,中华民族扭转了近代以来屈辱的历史,昂首挺胸的站立在了世界东方。经过不断地改革创新,我国经济总量排位世界第二,国内生产总值年均增长率超过9%,人均生产总值增长率超过8%。预计在中华人民共和国建国一百周年,中国经济总量将会超过美国,成为世界第一大经济体。每个中国人民都分享了经济发展的成果,生活质量得到了极大的提高。但这四十余年来的高速发展造成了严重的环境破坏,伴随着经济的不断发展,越来越多的环境问题使我们不得不对其采取措施,根据研究表明,中国的年均能源消费平均增长率超过7%,工业生产所产生的废水、废气、固体废物的年均增长率分别超过4%、12%和11%,环境污染每年会使我国的国内生产总值损失15% (李荣锦、杨阳, 2020)<sup>[1]</sup>,由此可见,这些环境问题极大的影响了中国人民生产生活的进一步提高。我国政府近年来出台了一系列环保政策和法律法规,如《大气污染防治法》《环境保护法》等,党的十八大后,习近平总书记更加强调环保的重要性,明确强调了经济发展绝对不能再以牺牲环境为代价,必须形成节能环保的产业结构和生产方式。《十三五规划纲要》提出要加大环保力度,提高环境质量。习近平总书记在十九大报告及各个公开场合中不断强调“绿水青山”就是“金山银山”,必须实施严

格的环保政策，将节约资源、保护环境作为长期坚持的国策推行。因此，如何有效的实现经济的高质量发展就成为了中国社会谋求进一步发展的重要问题。兼顾经济发展和环境保护，达到“金山银山”与“绿水青山”的平衡需要党和政府认真思考规划，也需要我们每一个人的积极配合。党的十九大以来，国家各级政府深入贯彻落实各种环保规章制度，一定程度上改善了环境污染状况，但环境污染仍然是中国实现高质量发展路上的拦路石（陈诗一、陈登科，2018）<sup>[2]</sup>。

### 1.1.2 研究目的及意义

绿色全要素生产率与全要素生产率相比，关键在于将环境污染考虑在内，反映了环境污染带来的效益损失，更能体现经济高质量发展的要求。因此，研究绿色全要素生产率有助于分析经济发展的净效应，具有较强的现实意义。目前对该方面的研究多从省级角度考虑，只有较少的文献从城市角度出发，本文便针对全国地级以上城市，研究 285 个城市绿色全要素生产率的情况，从更微观的视角探究我国绿色全要素生产率的情况。同时通过特定手段剔除环境变量对绿色全要素生产率的影响，分离管理无效率，分析环境变量对城市绿色全要素生产率的影响。最后对中国城市绿色全要素生产率进行了空间效应分析，以此分析中国城市的现状，分析各个城市对周边城市的影响，对政府的环境规制政策提出一定的建议，在制定政策时充分考虑各种效应的相互叠加、相互作用，充分发挥有利因素，规避不利因素，最大程度的提高绿色全要素生产率，提升城市经济的发展效率。

## 1.2 文献综述

绿色全要素生产率强调在产品产出、技术转换的过程中兼顾环境保护，将对生态环境的影响纳入衡量生产效率的评价体系。目前国内国外对绿色全要素生产率的研究渐趋于完善，有较多的文献资料可以参考，下面对目前的研究现状进行综述。

### 1.2.1 国外文献综述

国外从环境规制视角下对全要素生产率的研究分为两种观点，一种观点是环境规制对全要素生产率产生显著的促进作用。Boyd, McClelland（1999）<sup>[3]</sup>研究发现环境规制强度提高显著降低了污染排放，但全要素生产率却并没有降低；Berman, Bui（2001）<sup>[4]</sup>发

现环境规制水平高的地区与环境规制水平低的地区相比, 前者的全要素生产率出现了提高, 后者反而出现了下降现象。Alpay, Buccola et al. (2002)<sup>[5]</sup>对墨西哥的食品行业进行了研究, 发现随着环境规制水平的提高, 该行业的全要素生产率得到了提高; Franco, Marin (2013)<sup>[6]</sup>对欧洲七国制造业进行了研究, 发现环境规制显著的促进了全要素生产率的提高; Albrizio, Marin et al. (2017)<sup>[7]</sup>分析了经济合作与发展组织国家环境规制和全要素生产率的关系, 发现环境规制的提高能够促进企业的全要素生产率提高进而促进整个行业的全要素生产率提高。但也有另外一种意见认为环境规制会对全要素生产率产生不利的影响。Christainsen, Haveman (1981)<sup>[8]</sup>认为美国 1965 年至 1979 年十五年间的全要素生产率下降能够用环境规制水平的提高来解释; Barbera, McConnell (1990)<sup>[9]</sup>从理论上分析认为环境规制必然会为企业带来治理污染、较少碳排放的压力从而使全要素生产率降低, 并且作者利用美国二十年间五大制造行业的数据进行了实证研究, 认为环境规制对绿色全要素生产率的负面效应大于正面效应。Dufour, Lanoie et al. (1998)<sup>[10]</sup>研究加拿大环境规制对全要素生产率的影响, 发现两者呈现负向相关性。Simões, Marques (2012)<sup>[11]</sup>利用葡萄牙城市废弃物处理行业的数据分析得出了环境规制提高使行业全要素生产率出现了下降的趋势。Greenstone, List et al. (2012)<sup>[12]</sup>同样也得出了环境规制致使全要素生产率下降的结论。也有的学者认为环境规制与全要素生产率之间没有显著的相关关系, Becker (2011)<sup>[13]</sup>研究发现美国的制造业全要素生产率没有受到环境规制的显著影响。而 Sanchez, Mansilla et al. (2013)<sup>[14]</sup>发现两者呈现出的关系不是线性的, 并且通过数据进行了实证检验, 结果显示环境规制与全要素生产率处于制衡状态, 且对大型企业的制衡能力要强于小型企业。Johnstone, Managi et al. (2017)<sup>[15]</sup>研究发现环境规制对技术创新的全要素生产率具有门槛效应, 即随着环境规制水平的提高, 首先会对全要素生产率产生有利的影响, 但随着环境规制水平的进一步提高, 超过一定的门槛值时, 便会对全要素生产率产生不利的影响。与传统的全要素生产率比起来, 绿色全要素生产率主要考虑了对环境的破坏和污染排放。Yaisawarng, Klein (1994)<sup>[16]</sup>通过美国电力行业研究两者之间的差异后发现绿色全要素生产率比没有考虑环境破坏的全要素生产率略高。Färe, Grosskopf et al. (2001)<sup>[17]</sup>也得出了相同的结论。Aparicio, Barbero et al. (2017)<sup>[18]</sup>研究发达国家和发展中国家的绿色全要素生产率, 发现两者都受到了绿色技术效率的阻碍而导致了绿色全要素生产率的增长停滞。Domazlicky, Weber (2004)<sup>[19]</sup>研究了美国环境规制和绿色全要素生产率的关系, 发现在绿色全要素生产率的提高过程中, 环境规制并没有对其造成不利的影响。

## 1.2.2 国内文献综述

从企业角度来看,由于企业追逐的是利润,因此企业不可能主动将生产向维护生态环境、降低污染排放转型(宋马林、王舒鸿,2013)<sup>[20]</sup>,因此需要政府出台一定的环境规制政策以约束企业的行为。国内学者围绕环境规制对绿色全要素生产率的影响展开了研究。原毅军和谢荣辉(2015)<sup>[21]</sup>虽然验证了环境规制会对绿色全要素生产率产生影响,但没有进一步说明这种影响的具体线性特点,只说明了是一种具有“滞后性”的影响。但确定环境规制对绿色全要素生产率的影响规律才能为政策制定提供借鉴,为此,钱争鸣、刘晓晨(2015)<sup>[22]</sup>通过研究指出环境规制对绿色全要素生产率的影响的总体特点,即随着环境规制水平的提高,首先会抑制绿色全要素生产率的提高,到达一定强度后抑制趋势才会减弱并逐步转变为促进作用。刘和旺和左文婷(2016)<sup>[23]</sup>对该问题的研究则更加细化,文章将环境规制分为三种类型,分别是市场型、命令控制型和公众参与型,分别研究三种类型各自的特点,文章认为市场型环境规制对绿色全要素生产率的影响呈现出先下降后上升的特点,且影响力是三种类型中最强的;命令控制型环境规制的影响力次之,公众参与型的环境规制则没有表现出明显的影响力。有的学者则认为环境规制对绿色全要素生产率的影响不是直接的,而是通过某种因素产生作用的,关海玲、武祯妮(2019)<sup>[24]</sup>便认为是通过促进企业技术创新这一因素来实现的,这说明了“波特假说”(Porter, 1995)<sup>[25]</sup>在我国的环境之下也是成立的。同时我们都知道,企业的行为取决于利润,环境规制必然会要求企业减少污染排放,增加对污染治理,这会增加企业的污染治理成本,同时还会对违反规定的企业进行一定的惩罚,会增加企业的污染排放成本,因此如果当污染治理成本大于污染排放成本,那么企业会选择接受处罚继续排放污染,这就会导致绿色全要素生产率的下降;反之,若污染排放成本大于污染治理成本,那么会对绿色全要素生产率产生积极的影响,促使其上升(刘海英,谢建政等,2014)<sup>[26]</sup>。总的来看,对于环境规制对绿色全要素生产率的影响特点,有学者认为是先下降后上升的“U”型(王冉,孙涛,2019)<sup>[27]</sup>,而有的则认为是先上升后下降的倒“U”型(殷宝庆,2012;宋德勇,邓捷,弓媛媛,2017;张建华,李先枝,2017 李玲,陶锋,2012;)<sup>[28-31]</sup>除上述文章外,还有等学者认为环境规制对绿色全要素生产率的影响表现出先促进再抑制的“倒U型”特点。等学者认为随着环境规制水平的不断提高,绿色全要素生产率会呈现出先下降后上升的特点。

### 1.2.3 文献综述述评

通过整理回顾已有的环境规制视角下对绿色全要素生产率的研究，发现在不同地区、不同时间、不同指标体系以及不同社会发展条件下环境规制对绿色全要素生产率的影响效应是不同的，主要的争论点在于环境规制对绿色全要素生产率的影响特点是“U”型的还是倒“U”型的，随后本文会试图建立较为全面的指标体系，分析环境规制对于绿色全要素生产率的空间效应影响。

其中，对于绿色全要素生产率的测算，大部分学者采用的是纳入非期望产出的 SBM 模型或者超效率 SBM 模型；对于环境规制与绿色全要素生产率的关系研究，大多数学者采用了空间计量模型对其中存在的空间效应进行分析，还有一少部分学者采用了 Tobit 回归等方法。目前已有的文献大多从省级层面进行研究，采用我国除新疆和港澳台自治区的三十个省市的数据，采用中国城市数据的研究较少。因此本文从城市层面出发，选取了 285 个地级以上城市进行研究，利用基于非期望产出的 SBM 模型对绿色全要素生产率进行测算。并将测算得到的结果作为被解释变量，以环境规制为被解释变量，金融发展、外商直接投资和政府财政能力为控制变量，利用空间杜宾模型对其空间效应进行分析，最后根据实证结果提出一定的政策建议。

## 1.3 主要研究内容和研究方法

在对国内国外相关绿色全要素生产率研究的文献综述基础上，本文总结前人的研究经验并结合自身对该问题的认识进行了研究，下面介绍本文的主要研究内容和研究方法。

### 1.3.1 研究内容

本文首先介绍了绿色全要素生产率的相关理论知识，进行文献综述并述评，在此基础上对绿色全要素生产率利用基于非期望产出的非角度非径向的 SBM 模型进行测算，而后通过空间计量模型分析其影响因素和空间效应，最后对实证得出的结果进行总结并提出相应的政策建议，具体内容如下：

第一部分是绪论。主要介绍了文章的研究背景和研究意义，对目前已有的研究绿色全要素生产率的文献进行综述，比较分析不同学者对该问题研究的方向、视角的差异，

选用研究方法的区别及各自的优缺点，以期充分的了解绿色全要素生产率研究的现状，在本文的研究中扬长避短，并提出自己的思想和观点。最后说明本文的主要研究内容和研究方法。

第二部分是基本概念和理论基础。主要介绍了文章中所利用到的基本概念、理论和模型，对基本概念、理论和模型进行清晰的阐述，并以理论为指导进行实证研究，以期得出科学的结论并提出可行的建议。具体的介绍了绿色全要素生产率的概念定义及测算；环境规制的定义及对绿色全要素生产率的影响机制、空间效应机制。

第三部分是绿色全要素生产率的测算，首先介绍了选择指标体系的原因和依据，说明了数据来源。其次利用基于非期望产出的 **SBM** 模型进行了初步测算，然后根据相关理论和公式剔除了环境变量对绿色全要素生产率的影响，分离了管理无效率，对初始投入进行了调整，最后对调整后的投入产出数据再一次进行了测算，并对比两者之间的差异，从而的出相应的结论。

第四部分是空间计量模型的分析。首先对绿色全要素生产率进行了空间自相关检验，发现存在显著的空间相关性，进而利用一系列检验方法确定了采用空间杜宾模型进行回归并对回归结果进行解释。

第五部分是结论与政策建议，通过对中国 285 个省市绿色全要素生产率的测算、环境变量的剔除了解了城市绿色全要素生产率的基本情况，而后通过空间计量模型的估计，得到了空间效应情况，本部分即在上文实证研究的基础上得出相应的结论，并以此为依据为城市绿色经济发展，提高绿色全要素生产率提出一定的建议，以期产生一定的效果。本文研究的技术路线图如图 1.1。

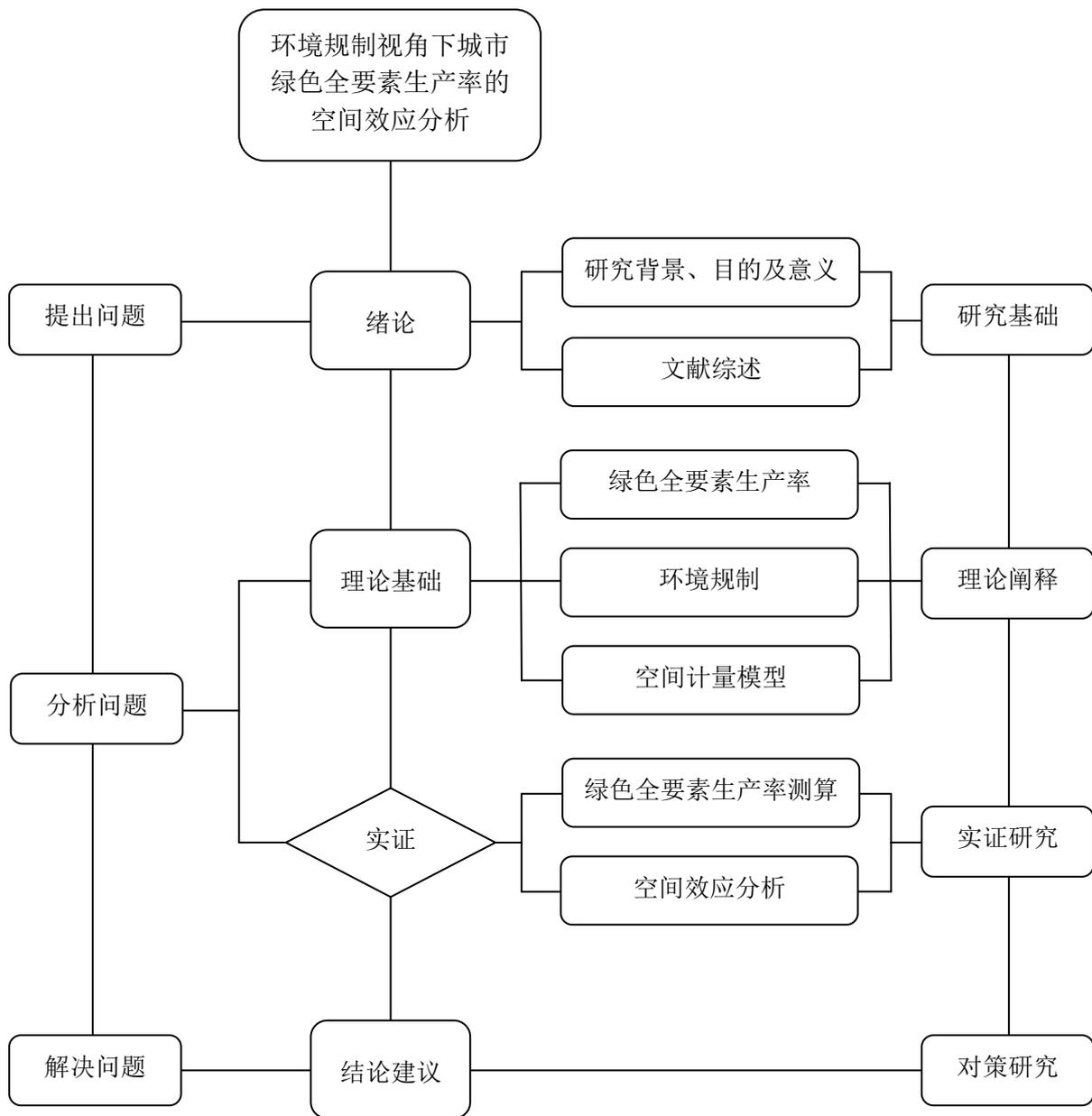


图 1.1 技术路线图

### 1.3.2 研究方法

#### (1) 文献与理论分析法

通过阅读并归纳总结大量的文献资料，了解目前相关问题的研究现状，试图首先站在宏观角度把握有关问题的研究进展，并结合相关理论及模型应用，为论文奠定理论基础，并为后续的实证分析创造依据。

#### (2) 数据包络分析法 (DEA)

与其他计算效率的模型相比,数据包络分析法不需要提前设定模型的形式,通过各个决策单元的投入产出数据构建一个效率前沿边界,在边界上的决策单元是有效率的,然后计算其余各个决策单元与边界的距离,距离越近的代表效率越高,距离越远的代表效率越低。能以更少的投入产生更多的产出即为高效率的决策单元,但传统 DEA 模型只考虑了期望产出,并没有考虑生产对环境带来的污染,没有将对资源的消耗纳入考虑体系,但实际生产生活中非期望产出也不能够被忽视,为了考察经济发展或企业生产的净的正效应,我们希望期望产出增加而非期望产出减少,并尽可能的减少投入从而不断提高效率,而基于非期望产出的 SBM 模型能够将非期望产出纳入,满足了我们的要求,因此本文主要采用该方法进行测算。

### (3) Moran's I 分析法

在进行空间效应分析时,通常的做法是利用 Moran's I 指数反映决策单元在空间上表现出的相关程度,若通过显著性检验,两个决策单元确实存在空间相关性,则继续利用空间计量模型进行分析。本文利用全局 Moran's I 指数进行了全局空间自相关检验。

### (4) 空间计量模型

随着经济的发展,各个地区尤其是相邻地区的经济联系越来越紧密,因此在分析某一地区某一因素的影响时,还应该考虑对周边地区的影响。在计量模型中引入空间信息衡量对周边地区的影响便产生了空间计量模型,因此本文利用空间杜宾模型对绿色全要素生产率的空间效应进行分析。

## 2 基本概念和理论基础

对问题的研究基于对基本概念和理论基础的掌握和理解，也基于模型方法的运用，因此本部分着重对绿色全要素生产率的基本概念、理论基础和本文采用的相关基本模型进行介绍。

### 2.1 绿色全要素生产率的基本概念

#### 2.1.1 绿色全要素生产率的定义

生产率用生产过程中投入要素数量与产出数量的比值表示，说明了资源的利用效率。投入要素通常包含了资本投入、劳动投入、土地投入、能源投入等。全要素生产率的概念最早由经济学家 Tinbergen (1942)<sup>[32]</sup>提出，在传统的投入函数中增加了时间维度，从而产生了全要素生产率的概念。而目前被学者广泛采用的全要素生产率概念则是由美国学者 R.Solow (1957)<sup>[33]</sup>提出的，因此又被称为索罗残值，他独创性地将技术进步引入到经济增长模型中，衡量了各个投入要素增长率与绿色全要素生产率的定量关系。反映的是经济增长中不能被传统投入要素的增加所解释的部分，代表了技术进步对经济增长的促进作用，是分析经济增长质量和源泉的重要指标，也是政府制定经济发展政策的重要理论依据。

然而全要素生产率并不能反映经济增长中对环境的破坏，忽略环境问题会导致地方政府过度关注生产总值，而不注重资源节约和环境保护。近些年来，经济发展所造成的生态环境破坏，伴随着全球气候变暖等一系列环境问题扑面而来，已经对人类的生产和生活产生了极大的影响，若不能将环境因素纳入经济增长的评价体系，会大大降低政府决策的有效性，甚至产生相反的效果，幸运的是各国政府和学者都注意到了环境保护的重要性。在此背景之下便有学者提出了绿色全要素生产率。这一指标在衡量资源利用效率时考虑到了环境和资源问题，综合考量期望产出和非期望产出。

#### 2.1.2 绿色全要素生产率的测算

全要素生产率的测度方法主要有三种，分别是为增长核算法、效率前沿边界法和指数法。增长核算法是通过构建数学模型进行推算绿色全要素生产率；效率前沿边界法是通过构造一个效率前沿边界来比较其与实际的投入产出的距离来衡量绿色全要素生产

率；指数法则是将绿色全要素生产率的增长看作效率提高和技术进步的综合反映（张帆,2017）<sup>[34]</sup>。

对于绿色全要素生产率的测算，国外不同学者对测算的指标体系有不同的看法，一些学者在测算绿色全要素生产率时将环境污染作为一种投入指标进行测算，如 Reinhard, Lovell et al. (2000)<sup>[35]</sup>、Hailu , Veeman (2001)<sup>[36]</sup>等。然而这种做法得到了许多学者的质疑，这些学者认为应当将环境污染作为非期望产出处理更加合理，如 Chung, Rolf et al. (1997)<sup>[37]</sup>、Fare, Grosskopf et al. (2001)<sup>[38]</sup>，这些学者认为环境污染不是强可处置性的资产，也有悖于实际的生产过程。对绿色全要素生产率的测算存在多种方法，有单一指标法，但因为其指标选取的局限性导致了不能够全面的反应绿色全要素生产率的真实情况，因而采用该方法的学者较少。谢泼德产出距离函数（SDF）也常用于生产效率的测算，并在 SDF 的基础上逐渐发展出了一种新的测算效率的方法，也就是姆奎斯特生产率指数（M）。再后来出现的 DDF（方向性距离函数）比 SDF 更加能够适应期望产出增加的同时非期望产出减少的问题。Chambers, Fare et al. (1996)<sup>[39]</sup>提出了卢恩伯格生产率指数（L），解决了考虑测度角度的问题。Chung, Rolf et al. (1997)<sup>[37]</sup>基于 SDF 提出了方向性距离函数（ML），通过 ML 指数法测算的绿色全要素生产率还可以将由技术进步和技术效率提升所引起的绿色全要素生产率增长分别呈现出来。除 ML 指数法外，还有一种将非期望产出引入的方法是将非期望产出取倒数或者取负数，将变换后的非期望产出等同于期望产出处理，这种方法虽在数学特征上符合要求，但只能适应小部分情况，且不符合现实逻辑，因此目前被学者采用的较少。随机前沿分析法（SFA）是一种参数方法，通过设定某种的模型形式，构建效率前沿边界，计算决策单元与效率前沿边界的距离表示效率。数据包络分析法（DEA）不需要设定模型形式，因此比随机前沿分析法运用更加简便，从而被众多专家学者所采用，如 Song M L,Wang S H (2014)<sup>[40,41]</sup>基于数据包络分析分解视角研究了中国环境效率；官永彬（2015）<sup>[42]</sup>利用数据包络分析方法分析了我国各省级政府的环境保护支出效率，并发现不同区域间的环境保护支出效率存在着较大的差距，政府应该根据不同的情况进行改进。王娜、申俊亚（2017）<sup>[43]</sup>运用三阶段 DEA 方法评价了我国各省市绿色投资的效率，认为各省市绿色投资的效率呈现出上升的趋势。Tone (2001,2003)<sup>[44,45]</sup>在数据包络分析的基础上提出了 SBM 模型，它是一种能够考虑非期望产出的非径向、非角度的方法，与实际的生产过程更加贴合。

接下来对数据包络分析模型进行介绍。DEA 理论由 Charnes、Cooper 和 Rhoes (1978)<sup>[46]</sup>首先提出，假设在有  $n$  个决策单元的模型中，每个决策单元利用  $m$  种投入并产出  $s$

种输出，用  $x_{ij}$  表示第  $j$  个决策单元对第  $i$  种输入的投入量， $y_{rj}$  为第  $j$  个决策单元对第  $r$  种输出的产出量，显然投入量和产出量都大于零； $v_i$ ， $u_r$  分别表示第  $i$  种投入和第  $r$  种产出的权重， $i=1,2,\dots,m$ ， $r=1,2,\dots,s$ ， $j=1,2,\dots,n$ ，并记：

$$\begin{aligned} x_j &= (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{mj}), j=1, 2, \dots, n, \\ y_j &= (y_{1j}, y_{2j}, \dots, y_{sj}), s=1, 2, \dots, n, \\ v &= (v_1, v_2, \dots, v_m), \\ u &= (u_1, u_2, \dots, u_s). \end{aligned} \tag{2.1}$$

对于权系数  $v \in E^m$  和  $u \in E^s$ ，决策单元  $j$  的效率评价指数为：

$$h_j = \frac{\sum_{r=1}^s u_r y_{rj}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{ij}} \tag{2.2}$$

通过调整权系数  $v$  和  $u$ ，使  $h_j \leq 1, j=1, 2, \dots, n$ ，当评价第  $j_0$  个决策单元的效率时，以权系数  $v$  和  $u$  为变量，以第  $j_0$  个决策单元的效率指数为目标，以所有决策单元的效率指数  $h_j \leq 1, j=1, 2, \dots, n$  为约束，使用 *Charnes-Cooper* 变换构成如下模型：

$$\begin{aligned} \max \mu^T y_{j_0} &= V_P \\ (P_{C^2R}) \begin{cases} \omega^T x_j - \mu^T y_j \geq 0, j=1, 2, \dots, n \\ \omega^T x_{j_0} = 1 \\ \omega \geq 0, \mu \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \tag{2.3}$$

将  $P_{C^2R}$  变成对偶线性规划，再通过引入松弛变量，通过整理可转化为线性规划：

$$\begin{aligned} \min \theta &= V_D \\ (\bar{D}_{C^2R}) \begin{cases} \sum_{j=1}^n X_j \lambda_j + S^- = \theta X_{j_0} \\ \sum_{j=1}^n Y_j \lambda_j - S^+ = Y_{j_0} \\ \lambda_j \geq 0, j=1, 2, \dots, n \\ S^- \geq 0, S^+ \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \tag{2.4}$$

$\bar{D}_{C^2R}$  中的  $\theta$  表示被评价决策单元  $j_0$  的效率评价价值； $\lambda_j$  为相对于决策单元  $j_0$  重新构造一个有效决策单元组合中第  $j$  个决策单元的组合比例； $S^-, S^+$  为松弛向量，其中  $S^- = (s_1^-, s_2^-, \dots, s_m^-)^T$ ； $S^+ = (s_1^+, s_2^+, \dots, s_s^+)^T$ 。此线性规划模型为 DEA 中常用的模型之一，其经济含义为：

(1) 判断决策单元的有效性，实质上就是判断它是否位于效率的前沿边界上，如

果不在边界上，那么可以通过计算得到决策单元的调整量，使之经过调整后达到效率前沿边界，这个点便是原决策单元点在效率前沿边界上的投影，其公式可以表示为：

$$\begin{cases} \hat{X}_0 = \theta^0 X_0 - S^- \\ \hat{Y}_0 = Y_0 + S^+ \end{cases} \quad (2.5)$$

(2) 当  $\theta=1$  且松弛变量都为零即  $S^- = S^+ = 0$  时则称决策单元  $j_0$  为 DEA 有效率，也就是达到了帕累托最优状态；当  $\theta=1$  但松弛变量不等于零即  $S^- \neq 0$  或  $S^+ \neq 0$  时，则决策单元  $j_0$  是弱 DEA 有效，即弱帕累托最优；当  $\theta < 1$  时，则称决策单元  $j_0$  为非 DEA 有效，即非帕累托最优 (Charnes, Cooper, Rhodes, 1978) [46]。

经过国内外众多学者的不断探索研究，DEA 模型已经趋于成熟并由众多优秀的学者提出了很多更加贴合实际问题的衍生模型，经过对比研究，本文选择采用了 Tone (2003) [45] 提出的基于非期望产出的非角度、非径向的 SBM 模型进行测算。假设有  $n$  个决策单元，其投入变量、期望产出以及非期望产出分别为  $X = [x_1, x_2, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$ ， $Y_g = [y_1^g, y_2^g, \dots, y_n^g] \in R^{s_1 \times n}$  以及  $Y_b = [y_1^b, y_2^b, \dots, y_n^b] \in R^{s_2 \times n}$ ，则非期望产出的 SBM 模型可以表示为：

$$\begin{aligned} \rho^* = \min & \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left[ \sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{y_{r0}^b} \right]} \\ \text{s.t.} & \\ x_0 &= X \lambda + s^- \\ y_0^g &= Y^g \lambda - s^g \\ y_0^b &= Y^b \lambda + s^b \\ s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (2.6)$$

其中， $s^-$ 、 $s^g$ 、 $s^b$  分别表示投入、期望产出和非期望产出的松弛变量； $\lambda$  代表权重向量；且  $\rho^*$  是关于松弛变量的严格递减函数，且  $\rho^* \in [0, 1]$ 。当且仅当  $\rho^* = 1$  时，决策单元为有效 (刘习平、马丽君, 2020) [47]。

## 2.2 环境规制的基本概念

### 2.2.1 环境规制的定义

环境污染具有很强的负外部性，市场本身不存在激励企业解决环境问题的机制，因此要想降低企业对环境的污染需要政府制定一系列政策，对过度消耗环境资源、造成污染的企业进行规制，对无法达到规制要求的企业进行处罚，从而使企业在进行生产决策时充分考虑对资源环境的影响，从而促进经济 and 环境保护协调发展。（张红凤等，2012）<sup>[48]</sup>。

环境规制的手段一般分为命令控制型、市场激励型和公众参与型。命令控制型主要指政府通过行政命令要求企业必须达到某种要求，否则就会受到惩罚；市场激励型是通过特定的手段，将环境保护与企业的利润最大化目标结合起来，从而达到双赢的目的。公众参与型对企业的约束性不强，主要依靠企业的环保意识，企业可以根据自身意愿选择是否履行环境保护的承诺。随着环境问题越来越严重，公众的环保意识越来越强，公众参与型环境规制将会发挥越来越重要的作用（范红敏，2018）<sup>[49]</sup>。

### 2.2.2 环境规制对绿色全要素生产率影响机制

环境规制对绿色全要素生产率的影响机制主要有外商直接投资机制、金融发展机制以及其他机制，如产业结构升级和聚集机制、技术创新机制和要素结构升级机制。本文将研究的重点放在外商直接投资机制和金融发展机制。

（1）外商直接投资机制。环境规制强度的提高同样也提高了外商直接投资的门槛和标准，会使外资从环境规制强度高的区域向外转移，进入环境规制强度低的地区，而对于外资进入的区域来说，对区域的绿色全要素生产率产生何种影响目前仍然在争论当中，主要存在两种观点，一种是外商直接投资对绿色全要素生产率具有正向作用，Globerman（1979）<sup>[50]</sup>等学者以澳大利亚和加拿大制造业为研究对象，研究发现两国制造业中外商直接投资表现出明显的正向溢出效应。Kokko, Zejan（1996）<sup>[51]</sup>利用墨西哥的行业数据也发现了外商直接投资的显著正向溢出效用。Coe, Helpman et al.（1997）<sup>[52]</sup>对地区的经济发展程度进行了区分，发现低经济发展水平地区从高经济发展水平地区引入的外商直接投资具有显著的正向溢出效应。支持这一观点的学者认为外商直接投资除了带来丰富的资金外，更重要的是带来了先进的生产技术和管理经验，同时东道国还可

以通过模仿、研究、创新的过程进行优化升级。

另一种观点是外商直接投资不具有正向作用，甚至还会表现出负向的溢出效应。Harris, Robinson (2003)<sup>[53]</sup>以英国为研究对象，并没有发现外商直接投资的正向促进作用，Girma, Gong (2008)<sup>[54]</sup>也发现外商直接投资对中国企业的全要素生产率没有显著的正向效应。Djankov, Hoekman (2000)<sup>[55]</sup>分别基于摩洛哥、委内瑞拉和捷克在一定时间内的外商直接投资，发现其对该国的全要素生产率具有负向溢出效应。

赵明亮，刘芳毅等(2020)<sup>[56]</sup>在研究外商直接投资和绿色全要素生产率的关系时考虑了政策时期区分，将研究分为两个阶段进行，“十一五”、“十二五”期间作为第一阶段，“十三五”期间作为第二阶段，发现外商直接投资在第二阶段对绿色全要素生产率有正向作用，但第一阶段则呈现出负向作用。文章研究两者之间的直接关系，没有考虑黑箱中的传导机制，原毅军、谢荣辉(2015)<sup>[21]</sup>认为外商直接投资对绿色全要素生产率的直接作用不显著。胡锡琴、杨琴(2017)<sup>[57]</sup>验证了外商直接投资对本地自主创新的促进作用，并且对周边地区存在显著的空间溢出效应。汪莉、于佳鑫等(2019)<sup>[58]</sup>从外商直接投资对能源、劳动投入的影响间接分析其对绿色全要素生产率的影响，发现其通过提高能源投入和劳动投入的效率最终对绿色全要素生产率产生积极的影响。但在现实生活中，某一因素往往不是单一存在并产生作用的，经常与诸多因素交织在一起共同发挥作用，李光龙、范贤贤(2019)<sup>[59]</sup>便在文章中研究了贸易开放、外商直接投资和绿色全要素生产率的关系，发现外商直接投资会对绿色全要素生产率产生不利的影响，但其与贸易开放相结合则有利于绿色全要素生产率的提高。肖权、赵路(2020)<sup>[60]</sup>就研究了不同类型的环境规制对外商直接投资作用的影响，发现命令控制型和市场激励型环境规制对外商直接投资表现为抑制作用，而自主型环境规制的作用不显著。而刘斌斌、黄吉焱(2017)<sup>[61]</sup>对外商直接投资的进入方式进行了分类研究，发现合资方式的外商直接投资更倾向于进入高规制的地区，并对该地区的绿色全要素生产率产生不利的影响；而独资方式的外商直接投资更愿意进入低规制的地区并对绿色全要素生产率产生有利的影响。王竹君、魏婕等(2020)<sup>[62]</sup>研究了“走出去”和“引进来”的双向外商直接投资，发现在不同环境规制背景下产生的效果不同。在低环境规制下双向外商直接投资将会降低绿色全要素生产率，而在高环境规制下双向外商直接投资将会通过优化结构的方式提高绿色全要素生产率。

因此外商直接投资对东道国绿色全要素生产率的影响方向与东道国的自身情况有关，第一，东道国企业对外资进入时一并带来的先进的管理经验和技术的学习和模仿能

力, 这种能力同技术研发投入成正相关关系, 并受制于经济发展水平、人力资本水平、对外开放程度以及金融发展水平和基础设施建设水平的影响; 第二, 与外商直接投资进入的行业有关; 第三, 还与外资企业和东道国企业的股权结构、研发水平、出口导向、企业规模和所有制结构等方面有关。

(2) 金融发展机制。环境规制强度提高会使企业加大科研投入, 引进先进的生产线等, 这就需要更大的资金支持, 企业往往会通过金融手段进行融资。因此环境规制可以通过金融发展机制影响绿色全要素生产率。

关于金融发展对绿色全要素的影响, Romer (1986)<sup>[63]</sup>年提出内生增长理论, 认为金融发展为技术进步提供了支撑, 从而影响了全要素生产率的提高, 并开启了关注于技术进步途径的金融发展和全要素生产率的研究。Rioja, Neven (2004)<sup>[64]</sup>研究也发现在金融发展在中等收入和高等收入国家的作用机理不同, 前者主要是通过促进资本积累, 后者则是主要通过促进全要素生产率, 最终都产生了促进经济发展的效果, 并认为金融发展对全要素生产率具有促进作用, 并进一步研究指出对于发达国家的正向影响高于发展中国家, 即在经济发达地区的这种促进作用更为明显。然而这一结论也遭到了许多学者的质疑, Huang et al. (2009)<sup>[65]</sup>则认为在经济欠发达地区的促进作用更明显。Ezzahid, Elouaourti (2017)<sup>[66]</sup>也发现了金融发展没有对全要素生产率的提高产生积极的影响。张帆 (2017)<sup>[34]</sup>通过研究发现金融发展能够促进绿色全要素生产率的提高且具有递减的特点。如果在测算绿色全要素生产率时忽略非期望产出, 则会放大金融发展对绿色全要素生产率的作用。文章将金融发展作为整体研究, 而李诗琪、杨晨 (2018)<sup>[67]</sup>在研究中考虑了金融发展的规模扩张和结构调整, 发现两者都会对绿色全要素生产率产生促进作用。但葛鹏飞、黄秀路等 (2018)<sup>[68]</sup>研究了“一带一路”沿线国家金融发展与绿色全要素生产率的关系, 从金融规模、金融结构、金融效率和金融深化四个方面研究, 却发现四个方面均与绿色全要素生产率呈负相关的特点。徐璋勇, 朱睿 (2020)<sup>[69]</sup>从金融的规模、结构和效率三个维度研究了金融发展和绿色全要素生产率的关系, 发现均显著促进了绿色全要素生产率的提高。虽然上述文章考虑到了金融发展的不同要素, 但都是单独考虑金融发展和绿色全要素生产率的关系, 倪瑛、陈柏云等 (2020)<sup>[70]</sup>的研究恰恰发现单独考虑金融发展与综合考虑金融发展和环境规制时对绿色全要素生产率产生的作用相反, 将金融发展与环境规制综合考虑时则会对绿色全要素生产率产生一定的抑制作用, 而不与环境规制综合考量时则会产生一定的促进作用。与之结论相反的是王伟、孙芳城 (2018)<sup>[71]</sup>, 他们通过实证分析发现金融发展和环境规制协同促进了绿色全要素生

生产率，但这种促进作用有待加强。

### (3) 其它机制

产业结构升级和聚集机制。环境规制的提高会增大资源消耗型、污染密集型企业的成本，阻止该类型企业的进入。成本的提高也必然会加快企业的运行负担，迫使企业加大科研投入，开发新技术，引进环保设备，完善生产工艺，无法适时完成改进的企业必将面临淘汰，从而加快了资源消耗型、污染密集型企业的退出，最终优化产业结构，促进产业升级。环境规制强度的提高使企业处理污染的成本提高，企业为了节省成本，会选择相互联合，共同使用和维护污染处理设备，使污染处理产生规模报酬，从而促成产业聚集。产业结构升级使资源的配置更有效率，使低端的资源消耗型、污染密集型产业逐步向环保型企业转变，从而改善环境质量，促进企业的绿色全要素生产率。环境规制强度的提升还能够带动企业的上下游相关产业同步进行绿色升级，进而促使整个产业链的绿色全要素生产率提高。产业集聚促进了区域内以及区域之间的生产要素、管理经验的交流，从而促进绿色全要素生产率进一步提高。

技术创新机制。Porter (1995) [25]提出的“波特假说”说明，随着环境规制强度的提高，企业用于治理环境污染的成本增加使企业利润下降，为了补偿这部分利润，同时民众的环保意识增强，对环保产品的需求增加，使企业不得不加大科技研发投入进行技术创新，对通过先进的技术和提高生产效率，从而在市场中保持竞争力。同时政府也通过出台一系列政策鼓励企业进行创新，如给予补贴、税收优惠等。如此一来，在环境污染得到控制的情况下提高生产率，保持原有产出甚至超额产出，从而提高了绿色全要素生产率。

要素结构升级机制。环境规制强度的提高必然会提高如石油、煤炭等不可再生能源的价格，从而减少了对不可再生能源的消耗，迫使企业寻找更加清洁的生产要素，从依靠能源消耗向依靠高素质人才和科技创新发展转变（蔡乌赶等，2017）[72]。随着人力资本的提高，企业对绿色环保技术、前沿技术的创新和应用能力逐渐提高，从而不断促进绿色全要素生产率。

## 2.2.3 环境规制对绿色全要素生产率的空间效应

经济主体往往都不是独立存在的，随着经济全球化的深入，区域与区域之间、国际的相互联系也越来越紧密，一个地区的发展必然会带动或者抑制周边地区的发展。绿色全要素生产率也会如此，会产生空间依赖性和空间自相关性。一般而言，地理位置距离

越近的地区往往具有相似的地理环境，相似的风俗习惯和经济结构等，因此它们之间的相互影响也就越大，经济合作、信息交流、技术共享也就越频繁，从而令环境保护技术和理念在空间中扩散，使绿色全要素生产率产生空间效应（王鹏，尤济红，2016）<sup>[73]</sup>。这种空间效应的大小与两地区的地理距离、经济交往密切程度、基础设施建设、地理环境、风俗习惯以及国家之间的社会制度等有着密切的联系。从地理距离上来看，距离过近的两个地区往往会存在劳动力和资源的竞争，因此空间相关性较低；而距离太远的地区则会因为交流过少而导致较低的空间相关性；只有当两个地区的距离处于两者之间时，既能保证有足够的经济交流，又不会有较高的资源、劳动力竞争，从而环境规制对绿色全要素生产率的空间相关性更强。我国整体的经济发展呈现出东部地区高，西部地区低，沿海高，内陆低的特点，因此沿海地区和内陆地区环境规制的空间效应必然呈现出非对称性（范洪敏，2018）<sup>[49]</sup>。

一个地区的环境规制强度不仅会影响本地区的绿色全要素生产率，同样也会影响周边地区。提高某一地区环境规制强度会使企业污染治理的成本增加，会造成资源消耗型、污染密集型企业向环境规制强度较低的地区转移，从而会加大对转入地区的资源消耗和环境污染，而且不同地区的政府和民众的环保意识发展往往也有所差异，在没有中央政府的统一要求下，环保意识差的地区政府甚至可能欢迎该类型企业进入带动地区经济发展，造成转入地区的绿色全要素生产率下降。环境规制对周边地区的绿色全要素生产率影响也有积极的一面，如大气污染、水资源污染等具有较强的流动性，某一地区的环境规制强度加大，改善了环境污染，会使周边环境也得到相应的改善，从而提高周边地区的绿色全要素生产率。

## 2.3 空间效应分析的理论基础

### 2.3.1 空间计量模型

在信息化时代的今天，随着我国进一步扩大改革开放，国际以及国内城市地区之间的交流也越来越频繁，经典的计量模型没有将各地区之间的经济交流考虑在内，对目前的经济状况的适用性降低，在此基础上出现了加入空间因素的空间计量模型，能更好地分析各个研究对象之间的相互关系，使分析更加严谨，故本文采用空间计量模型分析绿色全要素生产率的空间效应。

### 2.3.2 空间权重矩阵

空间依赖性与空间异质性是空间计量经济学的两大核心，而将两者纳入计量经济学模型的关键便在于空间权重矩阵。空间位置的距离往往与事物之间的关联程度成正相关关系，空间距离越近，关联性越高。假设有  $n$  个区域，用  $w_{ij}$  表示  $i$  区域和  $j$  区域之间的距离，则空间权重矩阵可以表示为：

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{pmatrix} \quad (2.25)$$

显然，某一地区到自身的距离为零，两地区之间的距离相等，所以  $W$  为对称矩阵，且  $w_{ii}$  等于零。根据矩阵元素的设定不同，有以下两种常用的空间权重矩阵。

1. 邻接矩阵。邻接矩阵是由 0 和 1 两个元素组成的，因此又称为 0-1 矩阵，矩阵中的元素  $w_{ij}$  根据两个研究对象是否相邻决定的，若相邻，则元素设定为 1；不相邻则元素设定为 0。判断是否相邻又有三种方式，分别是车相邻，象相邻和后相邻，这是以国际象棋中车、象、后三种棋子的运子规则来规定的。

最简单的邻接矩阵仅考虑一阶邻接，还可以采用二阶邻接的权重矩阵，即考虑邻接对象的邻接，用  $w^2$  表示，此时，矩阵主对角线上的元素不再是 0，也就是说邻接对象的邻接对象也包括自己。

根据式 (2.26) 将空间权重矩阵经过行标准化后，行标准化后的空间权重矩阵不再是对称矩阵，此时  $Wx$  被称为  $x$  的空间滞后。

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (2.26)$$

2. 距离矩阵。地理距离矩阵的元素一般以两个研究对象之间距离的倒数进行设定，假设两个研究对象之间的距离为  $d_{ij}$ ，则空间权重矩阵可以表示为：

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (2.27)$$

两者之间距离越远，则关联程度越小。对于距离的衡量标准，可以使用直线距离或者运输距离等，这种类型被称之为地理距离空间权重矩阵；还可以采用经济距离，一般用两者之间的经济水平差异表示，称之为经济距离空间权重矩阵（陈强，2014）<sup>[74]</sup>。

选择不同的空间权重矩阵会导致不同的估计结果，因此需要慎重选择空间权重矩阵（Leenders,2002; McMillen,2012）<sup>[75,76]</sup>，目前主流的选择方法有两种，第一种是基于拟

合优度进行选择，第二种是基于贝叶斯时候概率。第一种方法是根据对数似然函数值进行选择，能够减小犯第二类错误的概率（Harris et al,2011）<sup>[77]</sup>，缺点是在进行似然比检验时需要将模型限定为嵌套模型，而第二种方法则不需要这个限制，因此应用更加广泛（胡安俊、孙久文，2014）<sup>[78]</sup>。

### 3 基于 Undesirable-SBM 模型的绿色全要素生产率测算

本节将首先介绍指标体系的构建以及数据来源，紧接着对绿色全要素生产率进行测算，并利用 SFA 回归剔除环境变量的影响，分离管理无效率，并对调整后的投入产出进行新一轮的测算，得到相关结果并归纳总结。

#### 3.1 指标体系构建与数据来源

指标体系是否能够全面的反映社会中绿色生产的各项关键投入与产出要素，是保证测算准确性的关键，为此本文通过归纳整理现有文献的指标体系，结合作者本人的理解构建指标体系。

##### 3.1.1 指标体系构建

本文共选取了十一个指标用于绿色全要素生产率的测算，其中投入要素为资本投入、劳动投入、土地投入、能源投入和水资源投入，这五个方面是与国家经济发展息息相关的基础指标，资本投入用固定资产投资（万元）表示；劳动投入用城镇单位就业人员数（万人）表示；土地投入用区域建成区面积（平方公里）表示；能源投入用区域全社会用电量（万千瓦时）表示；水资源投入用区域供水总量（万立方米）表示。期望产出指标三个，分别是区域生产总值（亿元）、区域建成区绿化覆盖率（%）和公共汽车客运总量（万人次），区域生产总值是最基本的产出指标，为广大学者所接受；区域建成区绿化覆盖率反映了区域环境情况，绿化覆盖率越大，则说明区域环境保护效果越好；区域公共汽车客运总量体现了区域人民的环保意识以及节能减排的强度。非期望产出本文选择了工业二氧化硫排放量（吨）、工业废水排放量（万吨）和工业烟粉尘排放量（吨），这三个指标衡量了工业生产排放的废水、废气和固体废物，追求工业产出的同时希望它们越少越好，因此选为非期望产出。具体如表 3.1 所示。

表 3.1 投入产出指标

变量类型	变量含义
投入指标：	资本投入：固定资产投资（万元） 劳动投入：城镇单位就业人员数（万人） 土地投入：区域建成区面积（平方公里） 能源投入：区域全社会用电量（万千瓦时） 水资源投入：区域供水总量（万立方米）

期望产出:	区域生产总值(亿元)
	区域建成区绿化覆盖率(%)
	年末公共汽(电)车客运总量(万人次)
非期望产出:	工业二氧化硫排放量(吨)
	工业废水排放量(万吨)
	工业烟(粉)尘排放量(吨)

### 3.1.2 数据来源

由于西藏自治区,港澳台地区统计数据缺失严重,本文选取了除四者之外的30个省、市、自治区的285个城市2003年至2017年的数据进行分析。其中东部地区共计101个城市,分别是北京、天津、上海、河北省共11个城市,辽宁省共14个城市,江苏省共13个城市,浙江省共11个城市,福建省共9个城市,山东省共17个城市,广东省共21个城市,海南有海口、三亚共2个城市;

中部地区共计100个城市,分别是山西省共11个城市,吉林省共8个城市,黑龙江省共12个城市,安徽省共16个城市,江西省共11个城市,河南省共17个城市,湖北省共12个城市,湖南省共13个城市;

西部地区共计84个城市,分别是重庆、内蒙古自治区共9个城市,广西自治区共14个城市,四川省共18个城市,贵州省共8个城市,陕西省共10个城市,甘肃省共12个城市,青海西宁,宁夏自治区共5个城市、新疆乌鲁木齐、克拉玛依共2个城市。

数据来源于2003年至2017年历年《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴、国家统计局网站以及中经统计数据库和万德数据库。对于部分城市的某些指标的缺失,本文采用了多重插补法进行填补。对投入与产出指标进行描述性统计,结果如表3.2所示,重点观察非期望产出可以发现,各个省份排放量差距较大,非期望产出的最小值都来源于海南省三亚市,最大值分别来源于重庆市、东莞市和临汾市,最小值与最大值相差数万甚至数十万倍。

表 3.2 投入与期望产出描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
资本投入:固定资产投资(万元)	5997559	1.13E+07	302	1.74E+08
劳动投入:城镇单位就业人员数(万人)	31.54045	69.19042	0.81	986.87
土地投入:区域建成区面积(平方公里)	115.5561	158.7606	5	1446
能源投入:区域全社会用电量(万千瓦时)	815954.3	1386292	2248	1.53E+07
水资源投入:区域供水总量(万立方米)	15548.58	30348.74	127.244	349481
区域生产总值(亿元)	1595.389	2483.379	31.77	30632.99
区域建成区绿化覆盖率(%)	36.95112	14.27313	0.36	386.64

年末公共汽(电)车客运总量(万人次)	19727.02	44277.33	6	525606
工业二氧化硫(吨)	55751.19	58199.89	2	683162
工业废水(万吨)	7250.028	9394.634	7	91260
工业烟(粉)尘(吨)	32772.6	119942.8	34	5168812

图 3.1 展示了东部、中部、西部以及全国三种非期望产出的均值变化趋势，从图中可以看出，从整体角度来说，工业二氧化硫排放量呈现下降趋势，且最近三年下降幅度较大，由此可以看出我国对环境保护越来越重视，并且所做的努力显现出了效果；工业废水排放量总体呈现出平稳态势，近十五年来变化不大；工业烟粉尘排放量情况稍显复杂，从全国角度来看，2010 年出现了一个较大幅度的跃升，且后续呈现出“M”型的变化特点；东部地区则呈现出阶跃的特点，到 2015 年达到最大值，而后开始逐年下降，且下降速度较快；中部地区呈现出与全国地区类似的特点，但“M”型的第二个上升幅度较小；西部地区在 2011 年出现了一个较大幅度的上升，但随后 2012 年便恢复到了与 2011 年以前差不多的水平。

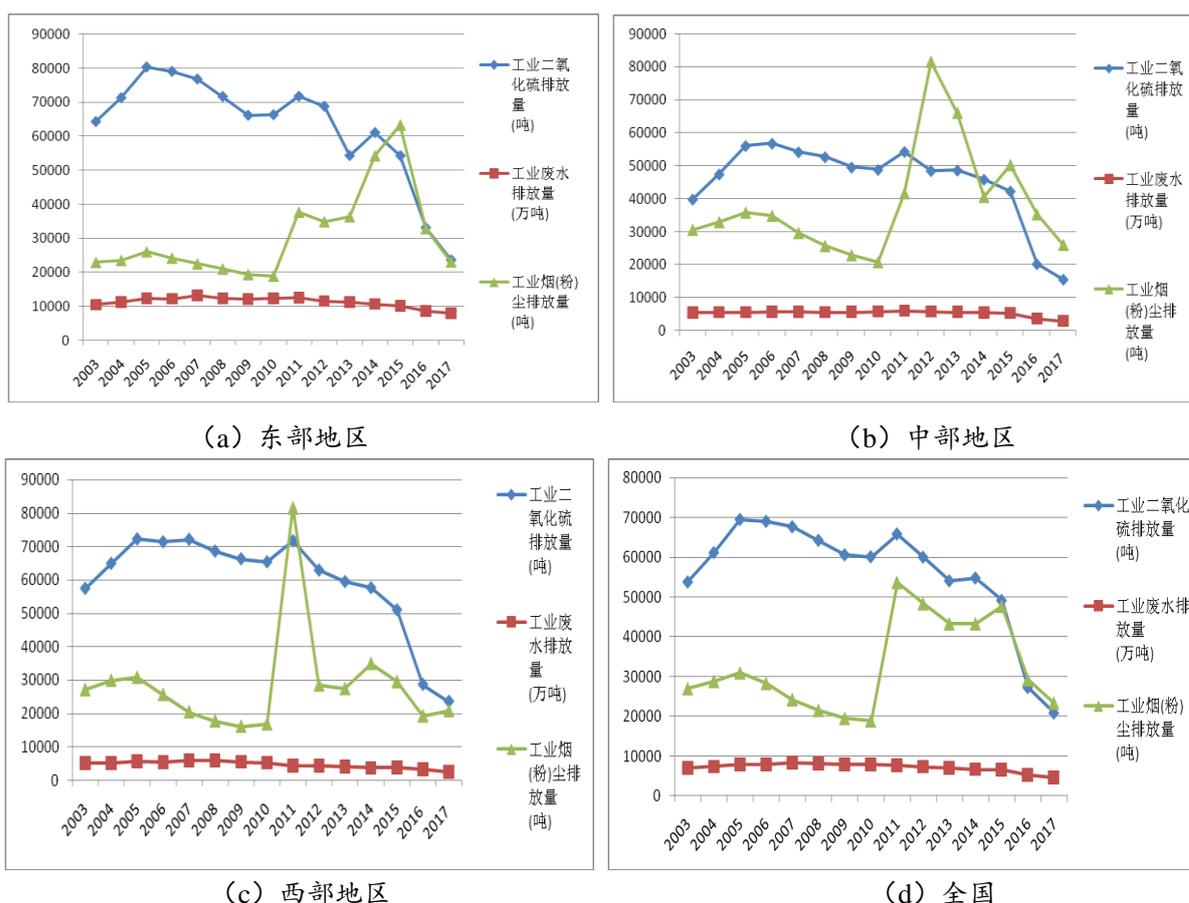


图 3.1 非期望产出变化趋势图

## 3.2 绿色全要素生产率的测算及结果分析

接下来根据上文中提到的公式，利用 Matlab 软件编程对绿色全要素生产率进行测算，并剔除环境变量的影响，对比分析剔除前后的差异。

### 3.2.1 第一阶段绿色全要素生产率测算

由于篇幅所限，表 3.3 中仅展示了我国 35 个主要城市的测算值，对我国 285 个城市的绿色全要素生产率进行测算后，通过观察可以看到，近十五年来，绝大部分的城市的绿色全要素生产率偏低，没有达到效率前沿边界，且部分城市的差距较大，绿色全要素生产率最低值仅为 0.02。

表 3.3 我国部分主要城市绿色全要素生产率

ID	DMU	2003	2004	2005	2006	2006	2008	2009	2010
1	北京	1.00	0.16	0.18	1.00	1.00	1.00	0.16	1.00
2	天津	0.06	0.09	0.14	0.02	0.17	0.12	0.15	0.13
3	石家庄	0.17	0.12	0.26	0.27	0.25	0.26	0.32	0.35
4	太原	0.20	0.11	0.34	0.31	0.24	0.33	0.30	0.34
5	呼和浩特	0.31	0.13	0.37	0.42	0.58	0.44	0.37	1.00
6	沈阳	1.00	0.29	0.30	0.32	0.29	0.24	0.26	0.40
7	大连	1.00	0.31	0.28	1.00	1.00	0.31	0.30	0.42
8	长春	1.00	0.26	0.38	0.37	0.35	0.30	0.27	0.26
9	哈尔滨	0.20	0.14	0.27	0.31	0.67	0.33	0.28	1.00
10	上海	1.00	0.10	0.08	1.00	1.00	0.15	0.15	0.25
11	南京	0.23	0.27	0.20	0.19	0.30	0.19	0.20	0.19
12	杭州	0.21	0.16	0.21	0.28	0.36	0.20	0.24	0.31
13	宁波	0.29	0.24	0.33	0.32	0.44	0.31	0.27	0.29
14	合肥	0.38	0.22	0.37	1.00	1.00	0.46	0.32	0.36
15	福州	0.30	0.19	0.36	0.43	0.65	0.45	0.34	0.57
16	厦门	0.78	0.27	0.39	1.00	0.75	0.49	0.32	0.73
17	南昌	0.48	0.17	0.41	1.00	1.00	0.50	0.35	0.46
18	济南	0.32	0.18	0.34	0.38	0.41	0.31	0.27	0.42
19	青岛	0.44	0.25	0.34	1.00	1.00	0.40	0.30	1.00
20	郑州	0.19	0.17	0.30	0.28	0.20	0.16	0.27	0.25
21	武汉	1.00	0.18	0.24	0.18	0.36	0.17	0.23	0.37
22	长沙	0.32	0.35	0.40	1.00	1.00	0.38	0.31	0.51
23	广州	1.00	0.18	0.16	1.00	1.00	0.24	0.18	1.00
24	深圳	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
25	南宁	0.45	0.34	0.38	0.41	0.37	0.27	0.37	0.40
26	海口	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

27	重庆	0.06	0.08	0.08	0.09	0.10	0.14	0.15	0.11
28	成都	0.19	0.10	0.19	0.26	1.00	0.19	0.24	0.36
29	贵阳	0.35	0.32	0.41	0.51	0.64	0.42	0.36	0.67
30	昆明	0.40	0.31	0.34	0.57	1.00	0.36	0.33	0.55
31	西安	0.16	0.28	0.21	0.64	1.00	0.25	0.30	1.00
32	兰州	0.22	0.39	0.39	0.54	0.53	0.29	0.35	1.00
33	西宁	1.00	0.36	0.48	1.00	1.00	0.49	0.50	1.00
34	银川	0.29	0.13	0.38	0.54	0.58	0.42	0.38	0.41
35	乌鲁木齐	0.52	0.31	0.39	1.00	1.00	0.21	0.34	1.00

续表 3.3 我国部分主要城市绿色全要素生产率

ID	DMU	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	AVG
1	北京	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.83
2	天津	0.16	0.17	0.20	0.25	0.17	0.08	0.23	0.14
3	石家庄	0.43	0.46	0.45	0.36	0.37	0.46	0.40	0.33
4	太原	0.58	0.42	0.44	0.39	0.44	0.55	0.66	0.38
5	呼和浩特	1.00	1.00	1.00	0.46	0.60	0.47	0.48	0.58
6	沈阳	0.46	0.44	0.39	0.37	0.33	1.00	1.00	0.47
7	大连	0.44	0.48	0.59	0.48	0.48	1.00	1.00	0.60
8	长春	0.38	0.42	0.33	0.39	0.32	0.55	0.54	0.41
9	哈尔滨	1.00	0.62	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.65
10	上海	0.27	0.31	1.00	0.30	0.44	0.35	1.00	0.49
11	南京	0.23	0.28	0.32	0.24	0.25	0.32	0.37	0.25
12	杭州	0.37	0.31	0.39	0.41	0.45	0.45	0.51	0.32
13	宁波	0.32	0.37	0.46	0.46	0.40	0.44	0.51	0.36
14	合肥	0.44	0.42	0.46	0.39	0.37	0.53	0.44	0.48
15	福州	0.61	1.00	1.00	0.47	0.54	0.49	0.40	0.52
16	厦门	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.78
17	南昌	0.47	0.57	0.53	0.59	0.40	0.44	0.35	0.51
18	济南	0.47	0.42	0.48	0.36	0.36	0.49	0.42	0.38
19	青岛	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.78
20	郑州	0.41	0.38	0.43	0.38	0.34	0.43	0.39	0.31
21	武汉	0.28	0.57	1.00	1.00	1.00	1.00	0.45	0.53
22	长沙	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.75
23	广州	1.00	0.58	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.76
24	深圳	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
25	南宁	0.34	0.59	0.57	0.59	0.45	0.59	0.46	0.44
26	海口	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
27	重庆	0.16	0.12	0.13	0.12	0.10	0.17	0.14	0.12
28	成都	0.44	0.64	0.62	1.00	1.00	0.42	0.48	0.48
29	贵阳	0.62	0.64	0.61	0.61	0.54	0.59	0.42	0.51
30	昆明	1.00	0.77	1.00	1.00	0.52	0.41	0.31	0.59
31	西安	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.72
32	兰州	0.58	0.31	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.64

33	西宁	1.00	1.00	1.00	0.83	1.00	0.60	0.52	0.78
34	银川	0.57	1.00	0.61	0.60	0.51	0.68	0.47	0.51
35	乌鲁木齐	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.78

图 3.2 展示了我国东部、中部、西部和全国绿色全要素生产率十五年来的趋势图，从图中可以看到，2004 年各个城市的绿色全要素生产率普遍出现了一个较大幅度的下降，在接下来的几年稳步回升并伴随着一定的波动。2004 年的普遍下降，本文推测是由于 2003 年爆发的非典疫情为企业运行管理带来了不小的压力，全国范围内都受到了疫情影响，从而导致绿色全要素生产率明显下降。同样的，2008 年至 2009 年间也发生了类似的状况，可以观察到这两年的绿色全要素生产率也出现了明显的下降推测是受到了 2008 年金融危机的影响，冲击了我国的各个行业，导致了绿色全要素生产率的下降。2009 年后呈现出上升趋势，2011 年后呈平稳态势，伴随小范围波动。285 个城市中有 123 个城市的绿色全要素生产率不足 0.5，而在超过 0.5 的城市中，仅有 28 个城市的绿色全要素生产率超过 0.8，其中仅有 9 个城市达到了效率前沿边界，由此可见我国城市绿色全要素生产率普遍较低，都具有较大的改进空间。同时，从地理分布来看，西部地区城市的绿色全要素生产率均值最高为 0.60，东部地区城市最低为 0.54，中部地区城市稍好于东部地区城市为 0.55。在绿色全要素生产率超过 0.5 的城市中，西部地区城市占比最高，东部地区城市占比最低。

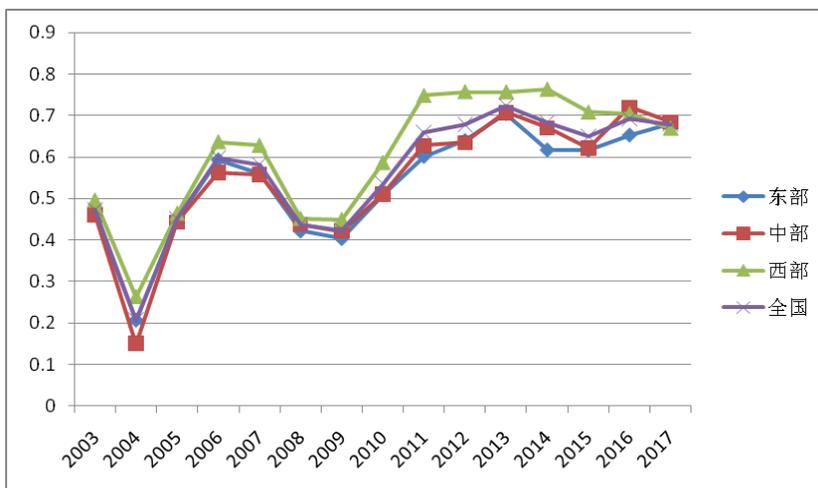


图 3.2 我国绿色全要素生产率变动趋势图

通常认为经济发达的地区往往拥有更高的效率，但本文实证的结果显示情况恰恰相反，东部地区城市绿色全要素生产率均值普遍低于中部地区和西部地区城市，反而是经济欠发达的西部地区城市绿色全要素生产率最高，这说明了东部地区城市的各种资源浪

费严重，不能够将投入转化为有效的绿色产出。

图 3.3 展示了东、中、西部地区主要城市的绿色全要素生产率柱状图，从各个城市十五年来绿色全要素生产率的变动趋势来看，东部地区 16 个主要城市中，深圳、海口的绿色全要素生产率较为稳定且都到达了有效状态，而北京、厦门、青岛、广州虽然在 2003 年至 2006 年间有所波动，但最近十年的绿色全要素生产率都稳定的达到了效率前沿边界；其余城市总体绿色全要素生产率较低，但都呈现出了上升趋势。中部地区的哈尔滨、武汉、长沙，西部地区的西安、兰州、西宁和乌鲁木齐等地近年来绿色全要素生产率呈现出较为稳定的有效状态，但南昌、成都和银川等地近年来出现了逐年下降的趋势，当地政府应当引起注意，寻找原因，遏制下降的趋势。其余城市处在波动上升状态，一定程度上展现了各地环境保护的效果。

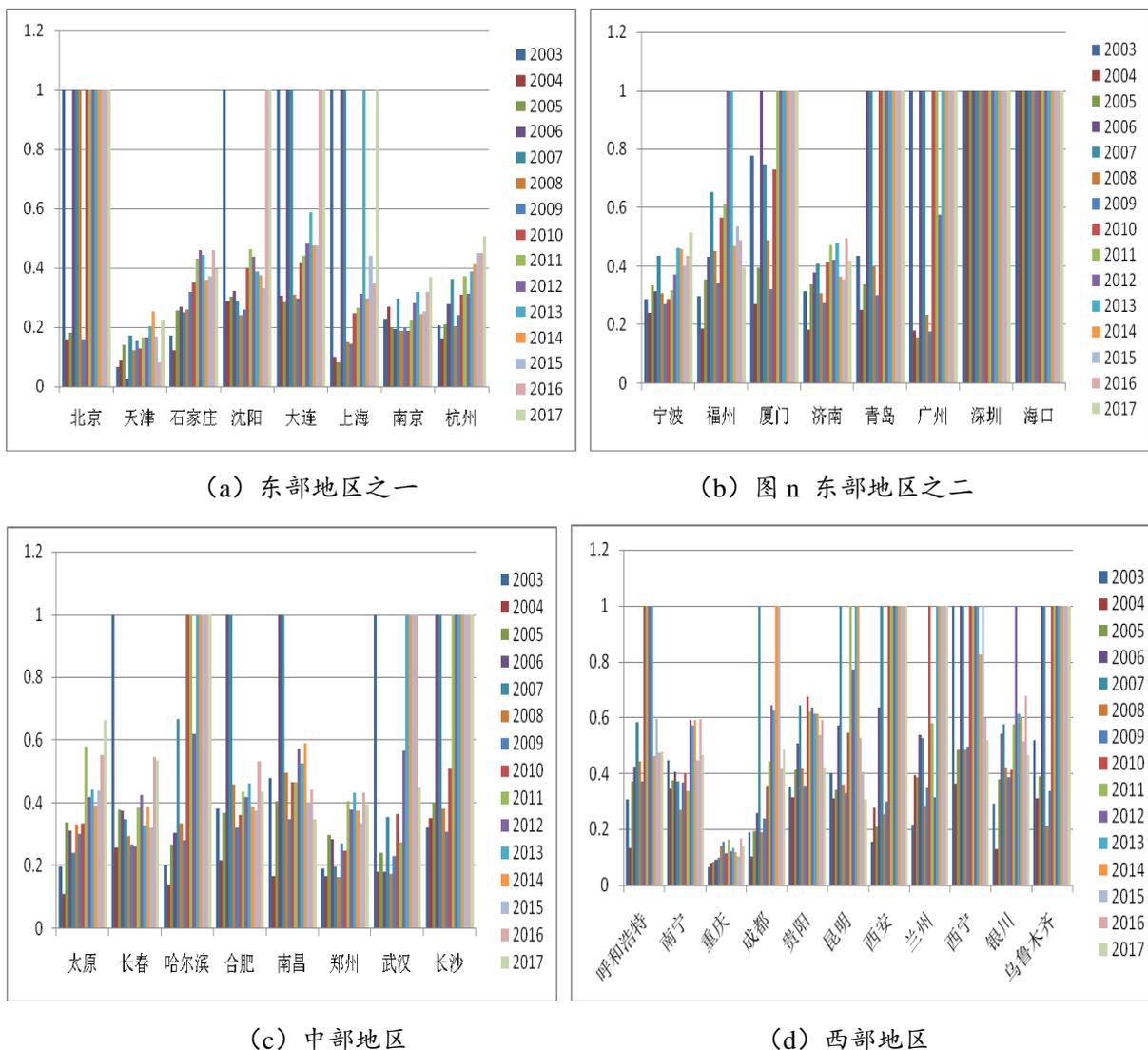


图 3.3 我国主要城市绿色全要素生产率柱状图

从城市角度提升至省级角度看, 各省份的总体变化趋势与城市趋势类似, 图 3.4 展示了东、中、西部地区部分省市的绿色全要素生产率变动趋势。在除港、澳、台及西藏地区外的 30 个省市中, 仅有海南省达到了效率前沿边界, 其余各省市均未达到且有较大的差距。本文笔者推测, 这是因为海南岛不与任何省市直接相邻, 因此受其他省市污染的影响较小, 同时海南省主要发展的产业是旅游、服务业等第三产业, 对环境污染的影响就较小, 因此其绿色全要素生产率才能一直保持在一个较高的水平。

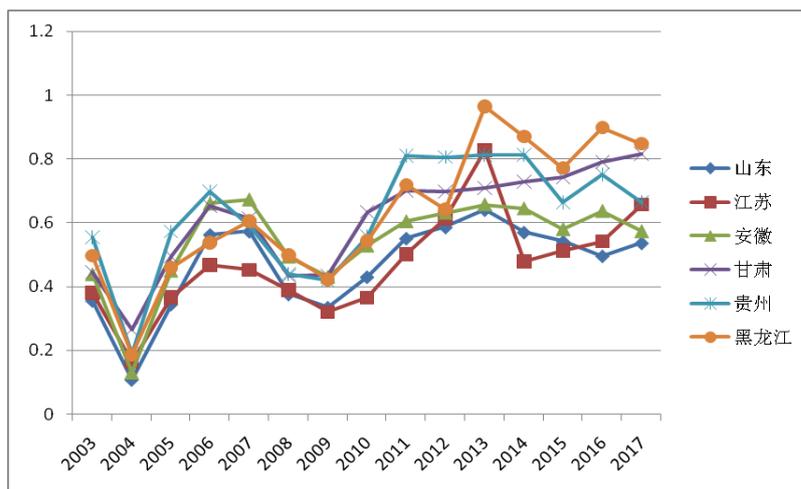


图 3.4 我国部分省市绿色全要素生产率变动趋势

### 3.2.2 第二阶段环境变量剔除

Fried (1999,2002) [79,80]认为决策单元的效率值会受到环境变量的影响, 这种影响主要分为三个方面, 分别是管理无效率、环境效应和随机干扰, 为了更加科学的反应效率的真实情况, 有必要对环境变量的影响进行剔除。剔除环境变量采用的是随机前沿分析 (SFA) 方法进行回归, 其中解释变量为首次计算效率值时得到的松弛变量, 被解释变量为外部环境变量, 并根据调整公式对决策单元的投入产出进行调整。经过调整后, 所有决策单元都具有相同的外部环境和统计误差, 此时再进行效率的测算便避免了各个决策单元处于不同的环境条件下而导致的效率失真与不可比, 从而对决策单元的效率进行更加科学的对比, 这便是三阶段 DEA 模型, 下面介绍模型的基本设定。

假设有  $n$  个决策单元, 每个决策单元有  $m$  项投入和  $s$  项产出, 投入矩阵为  $X = [x_1, x_2, \dots, x_n] \in R^{m \times n}$ ,  $\lambda = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n]^T$  为列向量。以投入角度为例, 第  $i$  个决策单元的第  $j$  项投入的松弛变量为:

$$s_{ji} = x_{ji} - X_j \lambda \geq 0; j = 1, 2, \dots, m; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.7)$$

其中既包括了径向松弛变量 $(1-\theta)x_{ij}$ ，又包括了非径向松弛变量 $(\theta x_{ij} - X_j\lambda)$ ， $\theta$ 为第一阶段计算得到的效率值，并以其为被解释变量，环境变量为解释变量建立如下 SFA 回归方程：

$$s_{ji} = f^j(z_i; \beta^j) + v_{ji} + u_{ji}, j = 1, 2, \dots, m; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.8)$$

需要注意的是有几个投入变量就要建立几个方程。假设决策单元的效率受到  $k$  个环境变量的影响。令  $\beta^j$  为待估计的参数， $z_i = [z_{1i}, z_{2i}, \dots, z_{ki}]$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$  表示环境变量， $v_{ji}$  和  $u_{ji}$  分别代表统计误差和管理无效率，两者都服从于从零处截断的非负正态分布，即  $v_{ji} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ ， $u_{ji} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$ ，且  $v_{ji}$ ， $u_{ji}$  与  $s_{ji}$  相互独立。 $v_{ji} + u_{ji}$  即为综合误差项， $f^j(z_i; \beta^j)$  和  $f^j(z_i; \beta^j) + v_{ji}$  分别代表确定的可行松弛前沿和随机的可行松弛前沿，利用极大似然估计法对未知参数进行估计。然后对初始的投入要素进行调整，调整公式如下：

$$x_{ji}^A = x_{ji} + [\max_i \{z_i \hat{\beta}^j\} - z_i \hat{\beta}^j] + [\max_i \{\hat{v}_{ji}\} - \hat{v}_{ji}], j = 1, 2, \dots, m; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.9)$$

其中  $\max_i \{z_i \hat{\beta}^j\} - z_i \hat{\beta}^j$  是为了将决策单元调整到相同的环境条件下，而  $\max_i \{\hat{v}_{ji}\} - \hat{v}_{ji}$  是为了将决策单元调整到相同的统计误差下。但在根据上述公式进行调整之前，还需要将统计误差和管理无效率分离，Fried et al.(2002)<sup>[80]</sup>在文章中指出 Jondrow et al.(1982)<sup>[81]</sup>在文章中提出的 JLMS 方法可以对管理无效率和统计误差进行估计，但 Fried 在文中只给出了统计误差的估计公式：

$$\hat{E}[v_{ji} | v_{ji} + u_{ji}] = s_{ji} - z_i \hat{\beta}^j - \hat{E}[u_{ji} | v_{ji} + u_{ji}], j = 1, 2, \dots, m; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

却没有给出具体的管理无效率 ( $\hat{E}[u_{ji} | v_{ji} + u_{ji}]$ ) 的估计公式，因此接下来对 Jondrow et al.(1982)<sup>[84]</sup>的分离公式进行介绍，公式设定如下：

$$E(u | \varepsilon) = \mu_* + \sigma_* \frac{f(-\mu_* / \sigma_*)}{1 - F(-\mu_* / \sigma_*)} \quad (2.11)$$

其中， $\mu_* = -\sigma_u^2 \varepsilon / \sigma^2$ ， $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$ ， $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ ， $f(\cdot)$  为标准正态分布的密度函数， $F(\cdot)$  为标准正态分布的分布函数。令  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ ，则  $-\mu_* / \sigma_* = \varepsilon \lambda / \sigma$ ，再令  $z = \varepsilon \lambda / \sigma$ ，则上式可以改写为：

$$E(u | \varepsilon) = \frac{\sigma \lambda}{1 + \lambda^2} \left[ \frac{f(z)}{1 - F(z)} - z \right] \quad (2.12)$$

需要特别说明的是，Jondrow, Materov et al. (1982)<sup>[81]</sup>文中指出公式中的  $\varepsilon = v - u$ ，其中  $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ ， $u \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ ， $v$ 、 $u$ 、自变量相互独立，这说明该公式是针对生产函数

的，而 Fried et al. (2002)<sup>[82]</sup>提出的三阶段 DEA 模型则是基于成本函数的，所以它的综合误差项为  $v_{ji}+u_{ji}$ 。此时  $E(u|\varepsilon)$ 的公式便出现了变化，下面介绍利用 JLMS 方法推导出的管理无效率估计的正确公式，并且该公式是基于统一分布假设（李双杰、王林等，2007）<sup>[82]</sup>下的。

上文中提到，有多少投入变量就需要建立多少调整方程，也就是需要建立多少个基于各自松弛变量的 SFA 方程，所以为了表述更加间接，方便理解，在下文中省略代表投入变量的下标  $j$ ，如此得到模型：

$$s_i = f^j(z_i; \beta^j) + v_i + u_i, j=1,2,\dots,m; i=1,2,\dots,n \tag{2.13}$$

$v_i+u_i$  为综合误差项，其中  $v_i \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ 反映了统计噪音， $u_i \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$ 反映了管理无效率，且  $u_i \geq 0$ 。同时假设  $v_i$ 、 $u_i$  与环境变量  $z_i$  相互独立。设  $u_i$  是独立同分布的，其密度函数为：

$$f_u(u) = Au^n \exp(a_1u^2 + b_1u + c_1) \quad (u \geq 0, A > 0, a_1 \leq 0, n > -1) \tag{2.14}$$

$$A = \frac{1}{\int_0^\infty u^n \exp(a_1u^2 + b_1u + c_1) du} \tag{2.15}$$

$v_i$  的密度函数为：

$$f_v(v) = B \exp(a_2v^2 + b_2v + c_2) \quad (u \geq 0, B > 0, a_2 < 0, n > -1) \tag{2.16}$$

由此便可得到联合密度函数：

$$f(u, v) = ABu^n \exp(a_1u^2 + b_1u + c_1 + a_2v^2 + b_2v + c_2), u \geq 0 \tag{2.17}$$

又因为  $\varepsilon=v+u$ ，可得知联合密度函数为：

$$f(u, \varepsilon) = ABCu^n \exp[-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma^2}], u \geq 0 \tag{2.18}$$

其中， $\mu = -\frac{b_1 - b_2 - 2a_2\varepsilon}{2(a_1 + a_2)}$ ， $\sigma^2 = -\frac{1}{2(a_1 + a_2)}$ ， $C = \exp(a_2\varepsilon^2 + b_2\varepsilon + c_1 + c_2 + \frac{\mu^2}{2\sigma^2})$

$$f(\varepsilon) = \int_0^\infty f(u, \varepsilon) du = ABC \int_0^\infty u^n \exp[-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma^2}] du \tag{2.19}$$

$$f(u|\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)} = \frac{u^n \exp[-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma^2}]}{\int_0^\infty u^n \exp[-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma^2}] du} \tag{2.20}$$

由此可以得到管理无效率的估计公式为：

$$E(u|\varepsilon) = \int_0^{\infty} uf(u|\varepsilon)du = \frac{E(X^{n+1})}{E(X^n)} \quad (2.21)$$

其中  $X$  服从在零处截断的非负正态分布, 即  $X \sim N^+(\mu, \sigma^2)$  (罗登跃, 2012) [83]。

除上述之外, Kumbhakar 等 (2000) [84] 也给出了估计管理无效率的公式:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \frac{\lambda\sigma}{1+\lambda^2} \left[ \frac{\varphi(\varepsilon_i\lambda/\sigma)}{j(\varepsilon_i\lambda/\sigma)} + \frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma} \right] \quad (2.22)$$

其中  $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$ ,  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ 。  $\varphi(\cdot)$  是标准正态分布的密度函数,  $\phi(\cdot)$  是标准正态分布的分布函数。对比式 (2.21) 和式 (2.22) 可以发现, 式 (2.22) 是式 (2.21) 的特殊情况。

将环境规制作为环境变量进行剔除, 观察当各个城市置于相同的环境规制水平时绿色全要素生产率差异, 对于环境规制的表示, 不同的学者建立了不同的指标体系, 倪瑛、陈柏云等 (2020) [70] 采用工业污染治理投资额与工业增加值之比来表示环境规制强度, 刘习平、马丽君 (2020) [46] 用工业废水、二氧化硫和烟粉尘排放量的相对数表示环境规制, 两者环境变量的选取都具有一定的科学性和合理性, 但倪瑛等选取的指标比较单一, 后者指标不能体现政府在其中的参与。而在前文中提到, 企业不会自主进行环境治理, 需要政府进行一定的规制, 因此环境规制应当能够体现政府的作用。因此本文选取了三个指标对环境规制进行衡量, 分别是生活垃圾无害化处理率 (%)、污水处理厂集中处理率 (%) 和一般工业固体废物综合利用率 (%), 由于垃圾处理厂、污水处理厂和固体废物处理厂一般都由政府部门直接管辖, 因此能在这三个指标中看到政府在其中的作用。垃圾、废水和固体废物的处理率越高, 越能说明该地区政府对环境规制的重视和环保措施实施强度。

表 3.4 环境规制指标

变量类型	变量含义
环境规制:	生活垃圾无害化处理率(%)
	污水处理厂集中处理率(%)
	一般工业固体废物综合利用率(%)

利用随机前沿分析对投入松弛变量和环境变量进行了回归, 回归结果如表 3.5 所示, 显示投入松弛变量受到了环境变量的显著影响, 因此对环境变量剥离能够在一定程度上看到环境规制对绿色全要素生产率的影响, 并且模型显示管理无效率是绿色全要素生产率不足的主要原因, 在东部地区最为严重, 说明了东部经济发达的城市拥有充足的资金,

因此采用“钱海战术”，对每一笔投资的效益关注较少，对地区生产总值等传统经济评价指标关注较多，从而导致了其绿色全要素生产率反而不如经济欠发达的西部地区城市。这一结论与陈诗一、张军（2008）<sup>[85]</sup>和王金秀、于井远（2018）<sup>[86]</sup>的结论也相一致。在调整投入时，显然建成区面积无法进行随意调整，也不会受到环境变量的影响，但为了验证调整公式，我们仍然将建成区面积进行了回归，回归结果通过了显著性检验，根据得到的相关参数代入到调整公式中去后，发现调整后的建成区面积几乎没有调整，变动幅度小到可以忽略，这与一般的认知吻合，也从侧面验证了回归结果及本文选用的调整公式的可信性，因此不对土地投入进行调整。

表 3.5 第二阶段检验的  $\gamma$  及 LR 单边误差值

年份	项目	固定资产投资	建成区面积	城镇单位就业人数	供水总量	全社会用电量
2003	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	135.07***	178.75***	283.97***	207.46***	130.52***
2004	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	162.20***	194.17***	281.54***	173.67***	139.56***
2005	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	130.52***	185.01***	214.62***	217.06***	135.07***
2006	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	135.07***	230.75***	204.02***	194.29***	130.52***
2007	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	130.52***	205.85***	223.08***	221.24***	130.52***
2008	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	168.44***	151.09***	268.13***	175.80***	173.16***
2009	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	135.07***	221.71***	244.62***	233.00***	130.52***
2010	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	135.07***	210.48***	252.55***	245.17***	205.44***
2011	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	166.21***	199.10***	260.02***	217.25***	154.07***
2012	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	130.52***	217.75***	311.60***	271.00***	215.60***
2013	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	130.52***	219.83***	294.96***	242.31***	239.09***
2014	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	130.52***	252.01***	287.44***	276.61***	237.17***
2015	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	135.07***	262.75***	285.38***	281.92***	219.67***
2016	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***
	LR 单边误差	130.52***	252.97***	272.78***	248.24***	130.52***
2017	$\gamma$	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***	0.99***

LR 单边误差	130.52***	260.19***	311.12***	265.62***	130.52***
---------	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------

\*表示 10% 水平上显著,\*\*表示 5% 水平上显著,\*\*\*表示 1% 水平上显著

### 3.2.3 第三阶段绿色全要素生产率测算

对投入变量进行调整后,再次采用相同的模型进行了测算,同样因为篇幅所限,仅展示全国 35 个主要城市的测算结果,如表 3.6 所示,可以看到,剔除环境变量的影响后,285 个城市中有 139 个城市的绿色全要素生产率要高于调整前,其中将近百分之五十的城市属于东部地区,由此可以看到东部地区城市受到环境变量的影响更大。

表 3.6 调整后我国部分主要城市绿色全要素生产率

ID	DMU	2003	2004	2005	2006	2006	2008	2009	2010
1	北京	1.00	0.25	1.00	1.00	1.00	1.00	0.14	1.00
2	天津	0.12	0.21	0.14	0.03	0.18	0.18	0.09	0.11
3	石家庄	0.27	0.38	0.23	0.41	0.29	0.36	0.23	0.45
4	太原	0.21	0.44	0.26	0.40	0.31	0.34	0.26	0.30
5	呼和浩特	0.28	0.29	0.29	0.48	0.63	0.38	0.22	1.00
6	沈阳	1.00	0.39	0.29	0.35	0.30	0.48	0.15	0.47
7	大连	1.00	0.46	0.26	1.00	1.00	0.36	0.30	0.37
8	长春	1.00	0.50	0.36	0.45	0.43	0.33	0.13	0.25
9	哈尔滨	0.15	0.37	0.24	0.32	0.64	0.32	0.19	1.00
10	上海	1.00	0.18	0.13	1.00	1.00	0.27	0.09	0.25
11	南京	0.25	0.26	0.18	0.22	0.33	0.29	0.10	0.19
12	杭州	0.24	0.29	0.14	0.30	0.45	0.30	0.14	0.35
13	宁波	0.29	0.49	1.00	0.35	0.48	0.30	0.29	0.29
14	合肥	0.36	0.46	0.38	1.00	1.00	0.41	0.24	0.34
15	福州	0.27	0.43	0.28	0.49	0.72	0.48	0.28	0.55
16	厦门	0.70	0.46	0.38	1.00	0.76	1.00	0.31	0.72
17	南昌	0.42	0.55	0.46	1.00	1.00	0.64	0.30	0.49
18	济南	0.23	0.41	0.32	0.39	0.52	0.34	0.15	0.51
19	青岛	0.41	0.52	0.33	1.00	1.00	0.42	0.20	1.00
20	郑州	0.20	0.36	0.21	0.37	0.30	0.32	0.13	0.30
21	武汉	1.00	0.37	0.25	0.19	0.38	0.22	0.12	0.36
22	长沙	0.29	0.52	0.40	1.00	1.00	1.00	0.21	0.44
23	广州	1.00	0.27	0.16	1.00	1.00	0.64	0.16	1.00
24	深圳	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
25	南宁	0.34	0.52	0.27	0.45	0.46	0.39	0.19	0.49
26	海口	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
27	重庆	0.07	0.23	0.08	0.11	0.13	0.27	0.12	0.13
28	成都	0.16	0.38	0.18	0.33	1.00	0.28	0.13	0.39
29	贵阳	0.29	0.45	0.25	0.51	0.64	0.40	0.31	0.68

30	昆明	0.20	0.41	0.25	0.46	0.65	0.37	0.21	1.00
31	西安	0.16	0.39	0.22	0.63	1.00	0.34	0.20	1.00
32	兰州	0.18	1.00	0.30	0.53	0.62	0.36	0.15	1.00
33	西宁	1.00	0.53	0.31	1.00	1.00	0.51	0.36	1.00
34	银川	0.29	0.38	0.39	0.57	0.63	0.45	0.20	0.41
35	乌鲁木齐	0.27	0.47	0.23	1.00	1.00	0.34	0.09	1.00

续表 3.6 调整后我国部分主要城市绿色全要素生产率

ID	DMU	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	AVG
1	北京	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.89
2	天津	0.20	0.19	0.25	0.41	0.22	0.22	0.24	0.19
3	石家庄	0.54	0.52	1.00	1.00	0.65	0.44	0.41	0.48
4	太原	0.62	0.45	0.49	0.54	0.47	0.57	0.63	0.42
5	呼和浩特	1.00	1.00	0.82	0.64	0.71	0.54	0.48	0.58
6	沈阳	0.67	0.49	0.51	0.55	0.47	1.00	1.00	0.54
7	大连	0.59	0.50	1.00	0.68	0.58	1.00	1.00	0.67
8	长春	0.54	0.46	0.40	1.00	0.57	0.60	0.75	0.52
9	哈尔滨	1.00	0.66	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.66
10	上海	0.38	0.33	1.00	0.39	0.46	1.00	1.00	0.57
11	南京	0.28	0.29	0.33	0.33	0.28	0.36	0.37	0.27
12	杭州	0.42	0.33	0.41	0.48	0.50	0.53	0.54	0.36
13	宁波	0.41	0.39	0.52	0.61	0.44	0.50	0.52	0.46
14	合肥	0.68	0.43	0.52	0.61	0.55	0.54	0.50	0.53
15	福州	1.00	1.00	1.00	0.77	0.63	0.53	0.43	0.59
16	厦门	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.82
17	南昌	0.61	0.58	0.58	0.67	0.52	0.50	0.38	0.58
18	济南	0.53	0.48	0.57	0.64	0.53	0.56	0.46	0.44
19	青岛	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.79
20	郑州	0.46	0.43	0.49	0.60	0.40	0.47	0.40	0.36
21	武汉	0.44	0.57	1.00	1.00	1.00	1.00	0.50	0.56
22	长沙	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.79
23	广州	1.00	0.56	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.79
24	深圳	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
25	南宁	0.50	0.60	0.62	0.62	0.52	0.59	0.46	0.47
26	海口	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
27	重庆	0.19	0.13	0.14	0.21	0.14	0.19	0.14	0.15
28	成都	1.00	0.67	0.72	1.00	1.00	0.44	0.52	0.55
29	贵阳	0.62	0.63	0.62	0.65	0.61	0.59	0.42	0.51
30	昆明	1.00	0.80	0.72	0.82	0.58	0.43	0.31	0.55
31	西安	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.73
32	兰州	0.67	0.32	1.00	1.00	0.80	1.00	1.00	0.66
33	西宁	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.56	0.82
34	银川	0.69	1.00	0.71	0.64	0.56	0.76	0.46	0.54
35	乌鲁木齐	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.76

图 3.5 展示了调整后我国绿色全要素生产率趋势，从图中可以直观的看到，绿色全要素生产率最高的是东部地区城市，均值为 0.56，其次是西部地区城市，均值为 0.54，中部地区城市绿色全要素生产率均值最低，为 0.52，这说明了东部地区受到的环境变量影响最为严重，而其中最主要的就是管理无效率，调整后的绿色全要素生产率值再次反映了东部地区管理无效率带来的影响。调整后的绿色全要素生产率的最低点要高于调整前，并且注意到 2008 年至 2009 年两年间的绿色全要素生产率下降更明显，幅度更大，说明金融危机带来的真实影响将会更加严重，出现了十五年来的第二个低点，这在一定程度上说明了 2008 年金融危机后我国政府采取的应对措施取得了一定的成效，抑制了绿色全要素生产率的下降，保证了我国经济的稳定运行和发展。

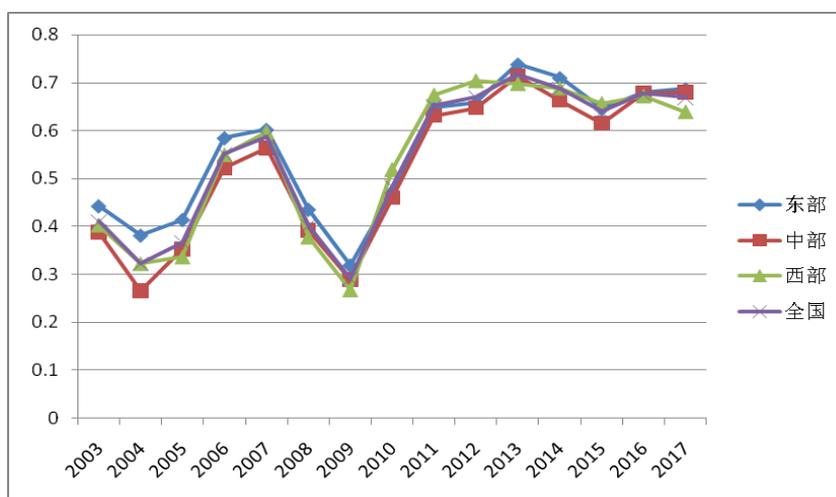


图 3.5 调整后我国绿色全要素生产率变动趋势图

## 4 绿色全要素生产率的空间效应分析

考虑到环境污染具有较强的负外部性，相邻城市之间很有可能产生相互影响，因此本节主要对绿色全要素生产率的空间效应进行分析。

### 4.1 空间自相关检验

首先要进行空间自相关检验，利用 Moran' s I 指数初步判断所研究的问题是否存在空间相关性，Moran' s I 指数的计算公式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (2.23)$$

其中，样本方差为  $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ ，将空间权重矩阵标准化后的 Moran' s I 指数的计算公式变为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2.24)$$

Moran' s I 指数的取值介于-1 到 1 之间，大于 0 表示正相关，小于 0 表示负相关，绝对值越大表示空间相关性越强。

本文通过 285 个城市的拾取坐标计算了地理距离矩阵，然后计算 Moran' s I 指数进行全局自相关检验分析是否存在空间效应，若通过全局自相关检验，显示存在显著的空间相关性，则说明采用空间计量模型回归是合理的，才需进一步对空间计量模型进行选择。若全局自相关检验显示不显著，则建立普通的回归模型即可。全局自相关检验结果如表 4.1 所示：

表 4.1 Moran's I 指数

Time	Moran's I	Z 值	P 值
2003	0.012	2.359	0.009
2004	0.023	3.966	0.000
2005	0.019	3.437	0.000

2006	0.026	4.330	0.000
2007	0.013	2.422	0.008
2008	0.001	0.608	0.272
2009	0.007	1.602	0.055
2010	0.019	3.400	0.000
2011	0.035	5.768	0.000
2012	0.035	5.667	0.000
2013	0.030	4.997	0.000
2014	0.039	6.263	0.000
2015	0.026	4.461	0.000
2016	0.039	6.364	0.000
2017	0.026	4.461	0.000

可以看到, 2003 年到 2017 年这十五年间, 只有 2008 年的 Moran's I 不显著, 2009 年在 10% 的显著性水平下显著, 其余十三年均在 1% 的显著性水平下显著, 这说明了我国城市绿色全要素生产率表现出了显著的空间相关性, 有必要对其进行空间计量模型的回归。

为了进一步探究各个城市绿色全要素生产率的空间分布格局, 我们采用局部 Moran's I 指数和 Moran's I 散点图展示空间相关性的局部特征。Moran's I 散点图分为四个象限, 第一象限为“高-高”集聚, 表示绿色全要素生产率高的城市的周边城市绿色全要素生产率也是高的; 第二象限为“低-高”集聚, 表示绿色全要素生产率低的城市的周边城市的绿色全要素生产率是高的; 第三象限为“低-低”集聚, 表示绿色全要素生产率低的城市的周边城市的绿色全要素生产率也是低的; 第四象限为“高-低”集聚, 表示绿色全要素生产率高的城市的周边城市的绿色全要素生产率是低的。图 4.1 展示了 2006、2011、2014、2016 年城市绿色全要素生产率的 Moran's I 散点图, 可以看到处于第二、第三象限的城市居多, 位于第一、第四象限的城市较少。

以 2016 年为例, 位于第一象限的城市如鞍山、广元等城市的绿色全要素生产率较高, 其周边城市的绿色全要素生产率也较高, 呈现出“高-高”集聚的特点; 位于第二象限的城市如重庆、成都等城市的绿色全要素生产率较低, 但周边城市的绿色全要素生产率较高, 呈现出“低-高”集聚的特点; 位于第三象限的济南、苏州等城市的绿色全要素生产率较低, 周边城市的绿色全要素生产率也较低, 呈现出“低-低”集聚的特点; 位于第四象限的珠海、蚌埠等城市的绿色全要素生产率较高, 但周边城市的绿色全要素生产率较低, 呈现出“高-低”集聚的特点。

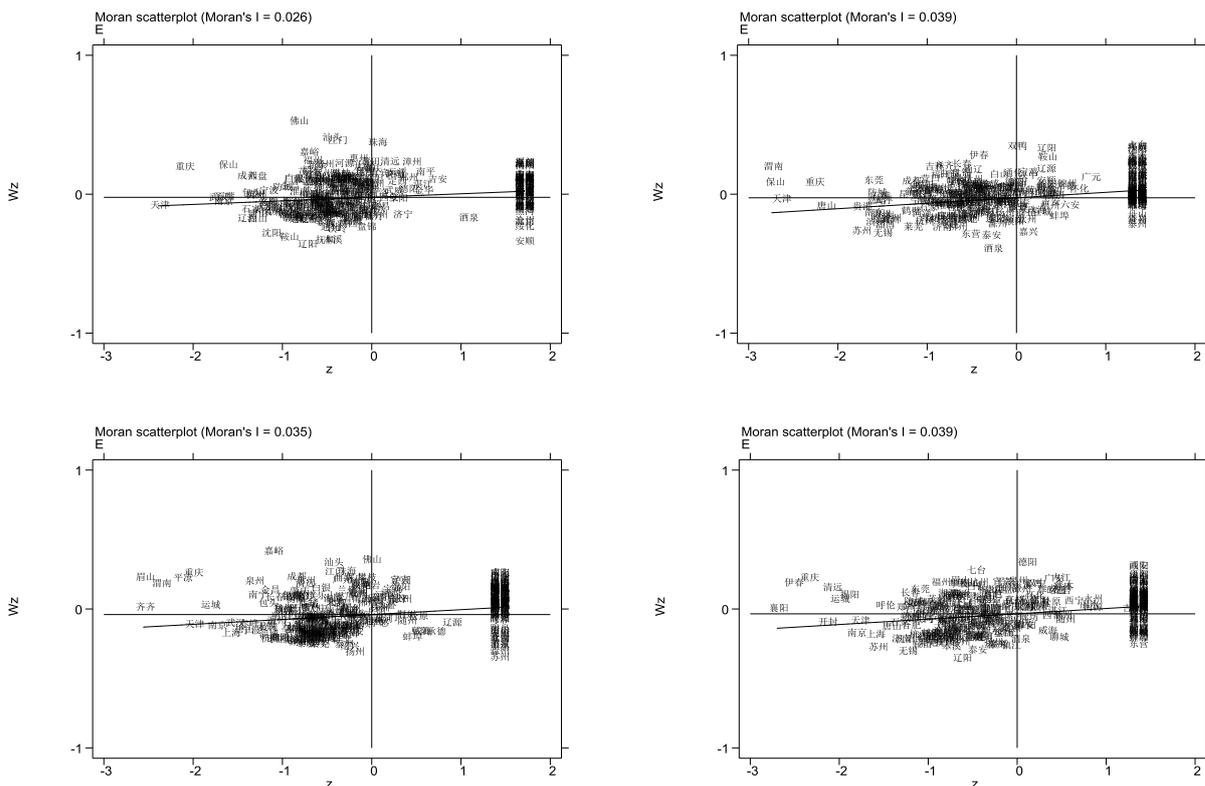


图 4.1 2006、2011、2014、2016 年城市绿色全要素生产率 Moran's I 散点图

## 4.2 空间计量模型的选择与设定

### 4.2.1 空间计量模型的选择

目前应用较多的空间计量模型有空间滞后模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM) 和空间杜宾面板数据模型 (SDM)。

空间滞后模型 (SAR) 主要用于研究空间系统内某地区的行为对相邻地区的影响, 这一影响主要体现在因变量的滞后项中, 主要侧重于分析因变量的空间溢出效应。基本模型如下:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \beta x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \tag{2.28}$$

在空间面板滞后模型中,  $\rho$  表示空间自回归系数,  $\beta$  表示解释变量的回归系数,  $\mu_i$  表示个体效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。选择固定效应模型表示  $\mu_i$  与解释变量相关; 选择随机效应模型则表示  $\mu_i$  与解释变量不相关。对相邻地区的影响主要从被解释变量的空间滞后项  $\rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$  中体现出来。在进行建模过程中, 选取与被解释变量相关的解释变量进行

回归分析,但也存在遗漏的可能,而这些遗漏的解释变量与被解释变量存在的空间相关性便会体现在随机误差项中,空间误差模型便是用来研究存在随机误差项导致各区域间的空间相关性的情况。

空间误差模型的一般方程为:

$$y_{it} = \beta x_{it} + \varepsilon_{it}, (\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_{it}) \quad (2.29)$$

其中,  $\mu_i$  表示空间误差系数,  $\mu_i, \varepsilon_i$  是随机误差项,且都服从于正态分布,  $\lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{it}$  表示了与  $i$  区域相邻的周边区域的随机扰动项,  $\lambda$  是误差项的空间自相关系数。

空间杜宾模型是空间滞后模型和空间误差模型的综合,它既考虑了空间滞后模型中着重研究的交互效应,又考虑了随机误差项的影响,空间杜宾模型的一般方程为:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{it} + \beta x_{it} + \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{it} \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2.30)$$

其中,  $\gamma$  为空间滞后解释变量的系数(鞠方等, 2016)<sup>[87]</sup>。

在进行空间模型选择时,需要依据多种方法对其进行科学合理的判断,采用拉格朗日乘数检验,则首先需要用 OLS 进行回归,然后进行 LM-Lag、LM-Error、Robust LM-Lag 和 Robust LM-Error 检验,根据四者的显著性进行模型的选择。首先对比 LM-Lag 和 LM-Error,若有一个显著,则选择显著的模型;若两者都显著,则对比 Robust LM-Lag 和 Robust LM-Error,同样的,应选择显著的模型进行回归,若此两者依旧都显著,则应选用空间杜宾模型。利用 LR 检验,观察时间固定效应和空间固定效应的显著性,若都显著,则选用时间和空间双固定效应模型,若只有一个效应显著则选择对应的效应。

本文建立了混合估计模型(模型一)、空间固定效应模型(模型二)、时间固定效应模型(模型三)以及空间和时间双固定效应模型(模型四)进行了估计,并计算了 LM 统计量检验和 LR 检验,估计结果如表 4.2 所示,时间固定效应和空间固定效应都通过了 LR 检验,因此应当选用时间和空间双固定效应模型;LM 检验结果显示 LM-Lag、LM-Error、Robust LM-Lag 和 Robust LM-Error 四者都通过了显著性检验,因此本文最终选择空间杜宾模型进行估计。

表 4.2 LM 和 LR 检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
LM-Lag	12214.61***	7857.42***	92.48***	32.1548***

<i>Robust LM-Lag</i>	8233.22***	594.83***	29.85***	9.8783***
<i>LM-Error</i>	9689.09***	13142.34***	80.74***	30.5826***
<i>Robust LM-Lag</i>	5707.70***	5879.75***	18.11***	8.3061***
$R^2$	0.0475	0.1529	0.0220	0.0034
<i>LogL</i>	-429.7313	897.8531	134.4272	1704.2
空间固定效应	3139.5294		时间固定效应	1612.6774
<i>LR 检验</i>	(0.000)		<i>LR 检验</i>	(0.000)

\*表示 10% 水平上显著,\*\*表示 5% 水平上显著,\*\*\*表示 1% 水平上显著

Wald 检验判定空间杜宾模型是否会发生退化; 该检验的原假设为  $H_0: \theta=0$  和  $H_0: \theta+\rho\beta=0$ , 代表的含义分别为空间杜宾模型可以退化为空间滞后模型或退化为空间误差模型。如果采用拉格朗日乘数检验和 Wald 检验或似然比检验得到的结果不一致, 则应采用空间杜宾模型 (Elhorst, 2010) [88]。

最后还需采用 Hausman 检验判断选用固定效应还是随机效应, 若显著则表示应当选用固定效应, 不显著则表示应当选用随机效应。Wald 检验与 Hausman 检验如表 4.3 所示, Wald 检验显示采用空间杜宾模型是合理的, Hausman 检验也通过显著性检验, 所以最终选择采用时间和空间双固定效应的空间杜宾模型。

表 4.3 Wald 检验与 Hausman 检验

检验	固定效应模型 数值	P 值	随效应模型 数值	P 值
<i>Wald spatial lag</i>	21.7804	0.000	18.8989	0.002
<i>Wald spatial error</i>	22.5464	0.000	35.7869	0.000
<i>Hausman test</i>	17.31	0.001		

#### 4.2.2 控制变量的选择

在本文第二部分论述的环境规制与绿色全要素生产率影响中可以看到, 目前与绿色全要素生产率联系比较紧密的因素主要有金融发展和和外商直接投资, 也是国内外学者集中研究的因素, 因此本文借鉴已有的文献, 也将金融发展和外商直接投资作为控制变量。另外, 在分析绿色全要素生产率测算结果时发现经济发展好的东部沿海城市绿色全要素生产率普遍低于中部和西部地区, 分析是由于经济发达地区的政府在其强大的财政能力支撑下, 用更大的投入追求更大的产出, 而忽略了效率的管理, 为进一步验证这个分析, 本文选用政府财政能力作为控制变量进行接下来的分析。具体空间计量模型指标如表 4.4 所示。

表 4.4 空间计量模型指标

变量类型	变量符号	变量含义
被解释变量:	GTFP	绿色全要素生产率
解释变量:	ER	环境规制
控制变量:	FIN	金融机构人民币各项存款余额 (万元)
	FDI	实际利用外资金额 (万美元)
	GOV	政府财政能力 (万元)

### 4.2.3 空间计量模型的设定

本文在实证中以 SBM 模型计算得出的绿色全要素生产率为被解释变量，建立如下空间计量模型：

$$GTFP_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} GTFP_{jt} + \beta ER_{it} + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} ER_{jt} + \kappa Z_{it} + \gamma \sum_{j=1}^N W_{ij} Z_{jt} + \alpha + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

其中， $i$  表示各省市， $t$  表示时间，被解释变量  $GTFP$  表示绿色全要素生产率，解释变量  $ER$  表示地区环境规制水平， $W_{ij}$  为空间权重矩阵，本文采用的是地理距离矩阵， $Z_{it}$  为控制变量，如金融机构人民币存款余额 ( $FIN$ )、实际利用外资金额 ( $FDI$ ) 以及政府规制 ( $GOV$ ) 为解释变量，政府财政能力用一般公共预算收支总额表示。

## 4.3 空间效应分析结果

本文首先分别将金融发展和外商直接投资作为被解释变量，环境规制作为解释变量进行回归探究环境规制对金融发展和外商直接投资的影响，结果发现环境规制与金融发展和外商直接投资具有正向相关关系，结果都在 1% 的水平下显著。

通过空间杜宾模型的回归，表 4.5 展示的是调整前的回归结果，表 4.6 展示的是调整后的回归结果，观察可以发现如下情况：

(1) 环境规制与金融发展成正向相关关系，说明环境规制的提高会通过促进金融发展进而促进本城市和相邻城市的绿色全要素生产率，金融市场的发展会使城市经济充满活力，企业能够获得充足的资金进行产业升级和技术创新，并且通过与相邻城市的经济往来，企业和企业之间的相互交流、相互借鉴，会带动相邻城市的绿色全要素生产率提高。但金融发展对本城市的绿色全要素生产率的影响并没有通过显著性检验，那么这种不显著的影响究竟是因为金融发展不足而导致的还是金融过度发展导致的？该问题

值得进一步探讨，但本文不再展开分析。经过调整后金融发展对本城市绿色全要素生产率产生了负向影响，但没有通过显著性检验。

(2) 环境规制会促进外商直接投资进而促进本城市绿色全要素生产率的提高，这一结果支持了目前学术界关于外商直接投资影响的“污染光环”假说，说明外商资本进入会刺激本城市企业进行技术创新，从而提高绿色全要素生产率。本城市外商资本进入对相邻城市的影响显示为负向，但并不显著，因此外商直接投资的空间溢出效应还需要进一步的讨论。但调整后的外商直接投资却对本城市和周边城市都显示出了显著的负向影响，支持了“污染天堂”假说，前后对比中也可以从侧面反映出我国各城市环境氛围有利于引导外商直接投资对地区的环境保护、资源节约和绿色全要素生产率提高发挥积极的作用。

(3) 总体来看，环境规制会显著的促进本城市绿色全要素生产率，但会对相邻城市的绿色全要素生产率产生不利的影晌。这可能是由于本城市的环境规制水平提高后，环境污染较高的企业会规避该城市而改为向周边城市投资建设，从而加大了周边城市的资源消耗和环境污染，从而对周边城市的绿色全要素生产率产生了不利的影晌。且从系数上可以看到，环境规制对周边地区的影响程度远远大于对本地区的影响程度，这是因为环保意识的加强，生产向绿色导向的转变需要较长的时间，并不会立即发生明显的变化，而是逐步推进的过程，相比之下，企业向周边城市的投资和转移对资源的消耗和环境污染更为显著。将环境变量的影响剔除后，对本城市的影响方向和强度与调整前大致相同，但对周边城市的影响没有通过显著性检验。

从作用机制方面分析，环境规制会通过促进金融发展进而促进本城市和周边城市绿色全要素生产率的提升，也会通过促进外商直接投资进而促进本城市绿色全要素生产率的提高并对周边城市的绿色全要素生产率产生不利的影晌，但由于环境规制提高对外商直接投资的促进作用更大，因为外商直接投资对绿色全要素生产率的抑制效果比金融发展的促进效果更大，使得环境规制对周边城市绿色全要素生产率表现出负向作用。

(4) 另外政府财政能力对本城市和周边城市绿色全要素生产率都表现出了显著的负向影晌，说明随着政府财政能力的提高，反而抑制了绿色全要素生产率。但经过调整后发现政府财政能力的提高有助于绿色全要素生产率的提高，是正向相关关系，且通过了显著性检验，由此可以看出在没有环境因素干扰的情况下政府应当发挥更加积极的作用，但在实际情况中却产生了相反的作用，应当引起相关部门的重视，积极改善现状。

表 4.5 空间杜宾模型估计结果

	Main	Wx	Direct	Indirect	Total
ER	0.023* (1.856)	-0.237* (-1.822)	0.021* (1.731)	-0.606* (-1.732)	-0.586* (-1.672)
FIN	0.008 (0.991)	0.194*** (2.651)	0.010 (1.262)	0.533** (2.419)	0.544** (2.469)
FDI	0.006* (1.908)	-0.014 (-0.782)	0.006** (2.064)	-0.03 (-0.631)	-0.024 (-0.515)
GOV	-0.052*** (-5.907)	-0.163** (-2.022)	-0.054*** (-6.124)	-0.515** (-2.205)	-0.569** (-2.439)
rho	0.609*** (8.286)				

\*表示 10% 水平上显著,\*\*表示 5% 水平上显著,\*\*\*表示 1% 水平上显著

表 4.6 调整后空间杜宾模型估计结果

	Main	Wx	Direct	Indirect	Total
ER	0.024* (1.723)	0.107 (0.756)	0.028* (2.056)	1.168 (0.886)	1.196 (0.905)
FIN	-0.007 (-0.804)	0.069 (0.868)	-0.004 (-0.487)	0.592 (0.742)	0.587 (0.734)
FDI	-0.729** (-2.186)	-0.719** (-2.159)	-0.010*** (-3.217)	-0.068*** (-3.570)	-0.008** (-2.344)
GOV	0.016* (1.704)	-0.056 (-0.648)	0.014 (1.464)	-0.366 (-0.439)	-0.352 (-0.421)
rho	0.883*** (31.472)				

\*表示 10% 水平上显著,\*\*表示 5% 水平上显著,\*\*\*表示 1% 水平上显著

#### 4.4 稳健性检验

为验证模型的稳健性,证明城市之间空间相关性的可信性,本文将采用的空间权重矩阵进行变更加以验证,将原来采用的地理距离矩阵变更为经济地理距离矩阵再次进行了回归,回归结果如表 4.7 所示,可以看到回归结果与表 4.5 展示的结果在大小、方向和显著性上基本相同,从而证实了结论的稳健性和可信性。

表 4.7 稳健性检验

	Main	Wx	Direct	Indirect	Total
ER	0.016 (1.310)	-0.071** (-2.474)	0.014 (1.175)	-0.083*** (-2.652)	-0.069** (-1.984)
FIN	0.012 (1.562)	0.068*** (3.813)	0.015* (1.815)	0.083*** (4.222)	0.097*** (4.768)
FDI	0.005* (1.955)	-0.033*** (-5.602)	0.004* (1.782)	-0.038*** (-5.453)	-0.034*** (-4.772)
GOV	-0.056*** (-6.593)	-0.022 (-1.098)	-0.057*** (-6.667)	-0.036 (-1.614)	-0.093*** (-3.945)
rho	0.170*** (6.751)				

\*表示 10% 水平上显著,\*\*表示 5% 水平上显著,\*\*\*表示 1% 水平上显著

## 5 结论及政策建议

### 5.1 研究结论

本文以我国 285 个地级以上城市为研究对象，以 2003 年至 2017 年十五年的数据为基础，利用基于非期望产出的 SBM 模型进行绿色全要素生产率测算，采用三阶段 DEA 模型对环境变量的影响进行了剔除调整，最后运用空间杜宾模型进行空间效应分析，由此发现：

(1) 在 285 个研究对象中，仅有 9 个城市的绿色全要素生产率达到了效率前沿边界，其余绝大部分城市都具有较大的提升空间。各城市必须了解自身情况，改善绿色全要素生产率低下的问题，加快生态文明建设的步伐。

(2) 东部地区城市的绿色全要素生产率情况最差，均值最低，在经过调整后，绿色全要素生产率上升的城市数量最多，并且总体情况也超过了中部和西部地区城市成为均值最高的区域，由此可以看出东部地区城市受到环境变量的负面影响最深。30 个省市中仅有海南省效率值为 1，推测这是因为海南岛不与任何省市直接相邻，因此受其他省市污染的影响较小，同时海南省主要发展的产业是旅游、服务业等第三产业，对环境污染的影响就较小，因此其绿色全要素生产率才能一直保持在一个较高的水平。

(3) 除绿色全要素生产率为 1 的城市，其余城市都受到了环境变量的影响，当将环境变量的影响剔除后，置于同样的外部环境条件下，部分城市由于消除了管理无效率的影响，出现了绿色全要素生产率上升的情况，这应当引起相关政府部门的注意，必须重视提高管理效率，减少其对绿色全要素生产率的损害；

(4) 环境规制的存在会促使企业重视生产过程中的环境保护，从而刺激企业进行技术创新和产业升级，同时本城市的环境规制水平提高后会逼迫技术低、污染大的企业向周边城市转移，从而对周边城市的绿色全要素生产率产生不利的影响。

(5) 环境规制促进金融发展和外商直接投资。金融发展对本城市和相邻城市绿色全要素生产率产生积极的正面影响，原因是金融发展为市场和企业带来更多的资金支持，从而帮助企业进行技术创新和产业升级。外商直接投资会促进本城市的绿色全要素生产率提升，但对周边城市具有负向作用，但结果不显著；政府财政能力会抑制本城市和相邻城市绿色全要素生产率，说明财政能力强的地区绿色全要素生产率反而更低，这与本文在上一节的分析不谋而合，说明政府财政能力的提高会使管理者更加盲目，疏于

对绿色投资的管理，不断以更多的投入来追求一定的绿色产出，但不具备效率，因此导致了绿色全要素生产率的抑制，且财政能力越高，这种抑制越严重。

## 5.2 政策建议

本文根据绿色全要素生产率的测算结果以及空间计量模型分析的结果提出以下政策建议：

(1) 提高政府效率，建立追责制度。政府财政能力对本城市和周边城市绿色全要素生产率都具有显著的负向影响，政府仍然应当充分发挥作用，提高或者监督相关部门提高管理效率，避免因管理无效率而导致绿色全要素生产率的降低，对此，东部地区经济发达城市更应该引起重视。并积极鼓励企业进行绿色升级，降低污染排放，并对高污染企业进行整改关停。继续推进反腐倡廉，减少徇私舞弊，官商勾结，使每一分财政支出用在刀刃上。尽快完善绿色 GDP 的评价标准，建立环保政绩考核，以加大政府官员对绿色全要素生产率的关注，并建立追责制度，对后期发现造成环境污染的项目，追责其立项时的主要负责人。

(2) 城市之间协同发展，注重整体提升。环境规制水平的提高要求企业在生产活动中更加注重环保要求，从而促进绿色全要素生产率，但迫使环境污染较高的企业向周边城市转移，从而降低了周边城市的绿色全要素生产率。政府应当深入调研，多地政府统筹计划，从整体角度制定合理的政策，使环境规制水平维持在合适的范围内，充分发挥其对绿色全要素生产率的促进作用，更要使其不对周边地区产生较大的影响，找到促进本城市与抑制相邻城市的平衡点，推动城市间协同发展，协同治理，实现环境质量的同步改善。首先，要建立整体环境质量改善的思想观念，应当制定标准和规范，在宏观层面统一协调各个城市的环境规制情况，实现资源共享，同时对某一城市对另一城市的负面作用进行评估，并由责任城市向受影响城市进行一定的赔偿，补偿受影响城市的治理成本。鼓励大城市将环保技术向中小城市转移，加大中小城市与大城市的交流，互相学习。进一步强化市场在资源配置中的决定性作用，使各城市按照市场需求分享资源，避免发达城市由于行政等级或经济上的优势占用过多资源。

(3) 降低门槛，进一步调控金融发展。金融发展会为社会经济发展提供更多的支持，并通过经济交流对周边城市产生影响，从而促使本城市和周边城市绿色全要素生产率的提高。但值得注意的是，高度的金融发展可能会导致与实体经济脱节，从而也可能产生不利的影响。政府近年来出台和推行了诸多保证金融发展服务于实体经济的政策就说明

了这个问题，因此政府应当积极管控和指导本城市的金融发展，使金融发展维持在一个合理的水平，既能够为经济发展贡献该有的力量，又不对实体经济产生挤出。促进绿色金融发展，降低融资约束，对企业用于环境保护和技术升级的资金贷款提供优惠政策，鼓励企业向节能环保转型。

(4) 加强管控，合理引用外资。外商直接投资为区域带来了丰富的资金和先进的技术，对本城市和周边城市的绿色全要素生产率有显著的正向促进作用，因此各城市政府应当积极引进先进外商资本，充分发挥外商直接投资的正向作用，但对外商直接投资企业的引入必须严格控制，加大高新技术企业、节能环保企业的引入，对高污染、高能耗的企业严格限制。同时加大科研环保投入，鼓励本土企业学习外商直接投资企业的经验和技术，并在其基础上加之以创新。还需要加强知识产权保护，创造良好的市场环境，科学合理的利用外商直接投资，充分发挥其对绿色全要素生产率的促进作用，不可再为了单纯的经济发展牺牲环境。

(5) 不断提高全民环保意识，因地制宜推进各项政策。高污染高能耗的粗放型经济发展模式的改变不是一蹴而就的，要实现经济的高质量发展，必须综合各方面因素制定合乎地区的、合乎时宜的环境规制政策，并且要具有长远眼光，注重政策的可持续性，不断根据实际情况完善和修正环境规制政策，拓展新型的手段进行环境规制。必须清晰的认识到我国经济发展的许多要素还与发达国家有差距，相比之下，我国的国民环保意识稍差，因此目前难以用鼓励型环境规制政策约束国民和企业，还需要进一步建立健全命令型的环境保护政策，因地制宜的推进政策。

### 5.3 研究不足及展望

限于本文作者目前的知识水平，客观条件以及发现问题、理解问题、解决问题的能力，文中还有诸多不足：

(1) 本文志在分析全国地级以上城市的绿色全要素生产率情况，但在收集数据的过程中发现，个别地区公布的统计数据缺失较为严重，2003年以前的数据缺失更多，因此最终只选取了285个城市2003年至2017年的数据，比如新疆仅收纳了两个城市，青海仅有一个城市，港澳台地区也未在样本内，因此对新疆、青海地区的分析不尽完善，也影响到了对全国整体情况的判断，本文分析得到的结论与真实情况可能存在出入。

(2) 影响绿色全要素生产率的因素有很多，本文依据作者阅读文献的总结以及自身的判断选取指标进行了绿色全要素生产率的测算及三阶段分析，指标涵盖了经济发展的

五大基本要素，产出指标直接反映了经济发展的效果和绿色环保情况，因此得出的结论有一定的科学性，但指标体系依旧不够完善。

## 参考文献

- [1] 李荣锦,杨阳.环境规制、金融资源配置与绿色发展效率[J]. 生态经济, 2020(05): 147-152.
- [2] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018(02): 20-33.
- [3] Boyd G A, McClelland J D. The Impact of Environmental Constraints on Productivity Improvement in Integrated Paper Plants[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 1999, 38(2): 121-142.
- [4] Berman E, Bui L T M. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries[J]. Review of Economics & Statistics, 2001, 83(3): 498-510.
- [5] Alpay E, Buccola S, Kerkvliet J. Productivity Growth and Environmental Regulation in Mexican and U.S. Food Manufacturing[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2002, 84(4): 887-901.
- [6] Franco C, Marin G. The Effect of Within-Sector, Upstream and Downstream Environmental Taxes on Innovation and Productivity[J]. Environmental & Resource Economics, 2013, 97(9): 1-31.
- [7] Albrizio S, Kozluk T, Zipperer V. Environmental policies and productivity growth: Evidence across industries and firms[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, 81: 209-226.
- [8] Christainsen G B, Haveman R H. The contribution of environmental regulations to the slowdown in productivity growth[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 1981, 8(4): 381-390.
- [9] Barbera A J, McConnell V D. The impact of environmental regulations on industry productivity: Direct and indirect effects [J]. Journal of Environmental Economics & Management, 1990, 18(1):50-65.
- [10] Dufour C, Lanoie P, Patry M. Regulation and Productivity[J]. Journal of Productivity Analysis, 1998,9(3): 233-247.

- [11] Simões P, Marques R C. Influence of regulation on the productivity of waste utilities. What can we learn with the Portuguese experience?[J]. Waste Management, 2012,32(6): 1266.
- [12] Greenstone M, List J A, Syverson C. The Effects of Environmental Regulation on the Competitiveness of U.S. Manufacturing[J]. American Economic Review, 2012,93(2): 431-435.
- [13] Becker R A. Local environmental regulation and plant-level productivity[J]. Ecological Economics, 2011,70(12): 2516-2522.
- [14] Sanchez-Vargas A, Mansilla-Sanchez R, Aguilar-Ibarra A. An empirical analysis of the nonlinear relationship between environmental regulation and manufacturing productivity[J]. Journal of Applied Economics, 2013,16(2): 357-372.
- [15] Johnstone N, Managi S, Rodríguez M C, et al. Environmental policy design, innovation and efficiency gains in electricity generation[J]. Energy Economics, 2017, 63:106-115.
- [16] Yaisawarng S, Klein J D. The Effects of Sulfur Dioxide Controls on Productivity Change in the U.S. Electric Power Industry[J]. Review of Economics & Statistics, 1994,76(3): 447-460.
- [17] Färe R, Grosskopf S, Carl A Pasurka Jr. Accounting for Air Pollution Emissions in Measures of State Manufacturing Productivity Growth[J]. Journal of Regional Science, 2001,41(3): 381-409.
- [18] Aparicio J, Barbero J, Kapelko M, et al. Testing the consistency and feasibility of the standard Malmquist-Luenberger index: Environmental productivity in world air emissions[J]. Journal of Environmental Management, 2017(03): 148-196.
- [19] Domazlicky B R, Weber W L. Does Environmental Protection Lead to Slower Productivity Growth in the Chemical Industry?[J]. Environmental & Resource Economics, 2004,28(3): 301-324.
- [20] 宋马林,王舒鸿. 环境规制、技术进步与经济增长[J].经济研究,2013(3):122-134.
- [21] 原毅军,谢荣辉. FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长—基于 Luenberger 指数的实证研究[J].国际贸易问题,2015(08):84-93.
- [22] 钱争鸣,刘晓晨.环境管制与绿色经济效率[J].统计研究,2015(07):12-18.

- [23] 刘和旺,左文婷.环境规制对我国省际绿色全要素生产率的影响[J].统计与决策.2016(09):141-145.
- [24] 关海玲,武祯妮.地方环境规制与绿色全要素生产率提升—是技术进步还是技术效率变动[J].经济问题.2020(02):118-129.
- [25] Porter M E, Linde C V D. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):97-118.
- [26] 刘海英,谢建政,张纯洪.绿色全要素生产率下的环境规制选择问题研究[J].管理现代化,2014(05):60-62
- [27] 王冉,孙涛.基于超效率 DEA 模型的环境规制对中国区域绿色经济效率影响研究[J].生态经济,2019(11):131-136.
- [28] 殷宝庆.环境规制与我国制造业绿色全要素生产率—基于国际垂直专业化视角的实证[J].中国人口·资源与环境,2012(12):60-66.
- [29] 宋德勇,邓捷,弓媛媛.我国环境规制对绿色经济效率的影响分析[J].学习与实践,2017(03):12-18.
- [30] 张建华,李先枝.政府干预、环境规制与绿色全要素生产率—来自中国 30 个省、市、自治区的经验证据[J].商业研究,2017(10):162-170.
- [31] 李玲,陶锋.环境规制对工业技术进步的影响研究——基于各省 2005—2009 年工业面板数据的实证检验[J].科技管理研究,2012(4):41-45.
- [32] Tinbergen J. Zur Theorie Der Langfristigen Wirtschaftsentwicklung[J]. Weltwirtschaftliches Archiv, 1942,55(1): 511-549.
- [33] Robert M. Solow. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3):312-320.
- [34] 张帆.金融发展影响绿色全要素生产率的理论和实证研究[J].中国软科学,2017(09):154-167.
- [35] Reinhard S, Lovell C.A.K, Thijssen G. Environmental Efficiency with Multiple Environmentally Detrimental Variables: Estimated with SFA and DEA[J]. European Journal of Operational Research, 2000,121(2): 287-303.
- [36] Hailu A, Veeman TS. Environmentally Sensitive Productivity Analysis of the Canadian Pulp and Paper Industry,1959-1994:An Input Distance Function Approach[J]. Journal of Environmental Economics &Management, 2001,40(3): 251-274.

- [37] Chung Y, Rolf F, Shawna G. Productivity and Undesirable Outputs: a Directional Distance Function Approach[J]. *Journal of Environmental Management*, 1997(51): 229-240.
- [38] Fare R., Grosskopf S., Pasurkajr C.A. Accounting for Air Pollution Emissions in Measures of State Manufacturing Productivity Growth[J]. *Journal of Regional Science*, 2001,41(3): 381-409.
- [39] Chambers R.G., Fare R., Grosskopf. Productivity Growth in APEC Countries[J]. *Pacific Economic Review*, 1996,1(3): 181-190.
- [40] Song M L, Wang S H. DEA Decomposition of china's environmental efficiency based on se-arch algorithm[J]. *Applied Mathematics&Computation*,2014,247(C):562-572.
- [41] Song M L, Wang S H, Liu W. A two-stage DEA approach for environmental efficiency measurement[J]. *Environmental Monitoring&Assessment*,2014,186(5):3041-3051.
- [42] 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(4):73-80.
- [43] 王娜,申俊亚.基于三阶段 DEA 方法的绿色投资效率研究[J].*财经理论与实践*,2017(2):42-47.
- [44] Tone K. A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis[J]. *European Journal of Operational Research*, 2001,130(3): 498-509.
- [45] Tone K. Dealing with Undesirable Output in DEA: a Slacks-based Measure(SBM) Approach[J]. *G.RIPS Research Report Series*, 2003(05): 44-45.
- [46] Charnes A, W.W.Cooper, E.Rhodes. Measuring the Efficiency of Decision Making Units[J]. *E-uropcan Journal of Operational Research*,1978,42(6):429-444.
- [47] 刘习平,马丽君.金融发展、投资水平与城市绿色创新效率[J].*财会月刊*,2020(10): 137-144.
- [48] 张红凤. 环境规制理论研究[M].北京:北京大学出版社,2012:13.
- [49] 范洪敏. 环境规制对绿色全要素生产率影响研究[D].辽宁大学,2018.

- [50] Globerman S. Foreign Direct Investment and ‘Spillover’ Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries [J]. The Canadian Journal of Economics, 1979, 12(1): 42-56.
- [51] Kokko A, Zejan J. Local Technological Capability and Productivity Spillovers from FDI in the Uruguayan Manufacturing Sector[J]. Journal of Development Studies, 1996(04): 602-611.
- [52] Coe D.T, Helpman E, Hoffmaister A.W. North-South R&D Spillover[J]. The Economic Journal, 1997,107(440): 134-149.
- [53] Harris R, Robinson C. Foreign Ownership and Productivity in the United Kingdom: Estimates for UK Manufacturing Using the ARD[J]. Review of Industrial Organization, 2003,22(3): 207-223.
- [54] Girma S, Gong Y. FDI, Linkages and the Efficiency of State-Owned Enterprises in China[J]. Journal of Development Studies, 2008,44(5): 728-749.
- [55] Djankov S., Hoekman B. Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises[J]. The World Bank Economic Review, 2000,14(1): 49-64.
- [56] 赵明亮,刘芳毅,王欢,孙威.FDI、环境规制与黄河流域城市绿色全要素生产率[J]. 经济地理,2020(04):38-47.
- [57] 胡锡琴,杨琴.FDI、能源效率与自主创新的空间外溢效应[J].财经论丛.2017(09):105-112.
- [58] 汪莉,于佳鑫,邵雨卉.外商直接投资与区域绿色全要素效率[J].财贸研究,2019(10):17-30.
- [59] 李光龙,范贤贤.贸易开放、外商直接投资与绿色全要素生产率[J].南京审计大学学报,2019(04):103-111.
- [60] 肖权,赵路.异质性环境规制、FDI与中国绿色技术创新效率[J].现代经济探讨,2020(04):29-40
- [61] 刘斌斌,黄吉焱.FDI进入方式对地区绿色技术创新效率影响研究—基于环境规制强度差异视角[J].当代财经,2017(04):89-98.
- [62] 王竹君,魏婕,任保平.异质型环境规制背景下双向 FDI 对绿色经济效率的影响[J]. 财贸研究,2020(03):1-16.

- [63] PAUL M Romer. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of Political Economy, 1986,94(5): 1002-1037.
- [64] F. Rioja, Neven Valev. Finance and the sources of growth at various stages of economic development[J]. Economic Inquiry, 2004,42(1): 127-140.
- [65] Huang H., S. Lin. Non — linear Finance — Growth Nexus[J].The Economics of Transition, 2009(3): 439-466.
- [66] Ezzahid E., Elouaourti Z. Financial Development and Total Factors Productivity Channel: Evidence from Africa[J]Munich Personal Re PEc Archive,2017.
- [67] 李诗琪,杨晨.金融发展对绿色创新效率的影响研究[J].江西师范大学学报(哲学社会科学版),2018(06):84-92.
- [68] 葛鹏飞,黄秀路,徐璋勇.金融发展、创新异质性与绿色全要素生产率提升——来自“一带一路”的经验证据[J].财经科学,2018(01):1-14.
- [69] 徐璋勇,朱睿.金融发展对绿色全要素生产率的影响分析——来自中国西部地区的实证研究[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2020(01):117-129.
- [70] 倪瑛,陈柏云,王忆雯.金融发展、环境规制与绿色全要素生产率——基于空间杜宾模型的实证分析[J].贵州财经大学学报,2020(03):12-21.
- [71] 王伟,孙芳城.金融发展、环境规制与长江经济带绿色全要素生产率增长[J].西南民族大学学报(人文社科版),2018(01):129-137.
- [72] 蔡乌赶,周小亮.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,2017(9):27-35.
- [73] 王鹏,尤济红.中国环境管制效果的评价研究--基于工业绿色发展的一个空间视角[J].经济社会体制比较,2016(5):25-42.
- [74] 陈强, 高级计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2014: 575-598.
- [75] Leenders, R.Th.AJ. Modeling Social Influence through Network Autocorrelation: Constructing the Weight Matrix[J]. Social Networks, 2002,24(1): 21-47.
- [76] McMillen, D. P., Perspective on Spatial Econometrics: Linear Smoothing with Structured Models[J]. Journal of Regional Science, 2012,52(2): 192-209.
- [77] Harris R, J Moffat, V Kravtsova. In Search of W[J]. Spatial Economic Analysis, 2011,6(3): 249-270.

- [78] 胡安俊、孙久文, 空间计量—模型、方法与趋势[J]. 世界经济文汇, 2014 (06): 111-120.
- [79] Harold O.Fried, Shelton S. Schmidt, Suthathip Yaisawarng. Incorporating the Operating Environment Into a Nonparametric Measure of Technical Efficiency[J]. Journal of Productivity Analysis,1999,12(3):249-267.
- [80] Fried H. O., Lovell C. A. K., Schmidt S.S., Yaisawarng, S. Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2002(17): 157-174.
- [81] Jondrow J., I. Materov, C.A.K.Lovell, P. Schmidt. On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model[J]. Journal of Econometrics, 1982(19): 233-238.
- [82] 李双杰、王林、范超. 统一分布假设的随机前沿分析模型[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(4): 84-91.
- [83] 罗登跃.三阶段 DEA 模型管理无效率估计注记[J].统计研究,2012,29(4):104-107.
- [84] Kumbhakar S. C. and Lovell C. A. Knox. Stochastic Frontier Analysis[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000: 136.
- [85] 陈诗一,张军.中国地方政府财政支出效率研究:1978-2005[J].中国社会科学,2008(4):65-78.
- [86] 王金秀,于井远.我国地方财政支出效率评价—基于三阶段 DEA 方法[J].中南财经政法大学学报,2018(5):79-87.
- [87] 鞠方,雷雨亮,周建军. 经济开放度、房地产价格及其空间溢出[J].中国软科学.2016(10):147-158.
- [88] Elhorst J. P., Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar[J]. Spatial Economic Analysis, 2010,5(1): 9-28.

## 致谢

逝者如斯夫，不舍昼夜！

转眼间，三年的研究生生活即将结束，我们即将要与兰州财经大学告别，与昨天稚嫩的自己告别。告别是结束，也是开始，有不舍，更有希望。在这个告别的时刻，回望来路，需要铭记的人，感谢的人有太多太多。

衷心的感谢我的导师梁亚民老师，感谢您在我论文写作过程中的指导，从论文选题、框架搭建、模型运用到最后一遍又一遍地修改，您做任何事都严谨认真的态度在这三年中深深的影响着我，也必将影响我的一生。在学业任务之外，您带我们出去调研走访，带我们深入社会，开阔眼界，让我们更加了解到了这个世界的精彩。在生活中，您如慈父一般关心着我，指引着我，让我在迷茫的路上看到了指引方向的灯塔。

衷心的感谢三年来所有任课老师，每一位老师的谆谆教导都是十数年甚至数十年经验的凝聚，你们都无私的将它们分享给我们，我们必将铭记在心，让自己在正确的道路上奔跑、成长。

衷心的感谢我的同学们，感谢与我相遇的所有人，你们为我的生活画上了色彩，很幸运与你们相遇，让我明白了人生的每一次相遇，都有它的意义。

最后，衷心的感谢我的父母，你们是最坚强的后盾，是我最大的动力，感谢你们的支持和鼓励，帮我解决了路上的困难，让我能专心投入学习之中，我一定会成为最好的自己，绝不辜负你们的期望！

盛夏不重来，一日难再晨。及时当勉励，岁月不待人！希望我们每个人都能抓住当下，抓住时光，拼尽全力，让我们成长的速度，超过父母变老的速度。