

分类号 \_\_\_\_\_  
U D C \_\_\_\_\_

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 环境规制对工业就业的影响效应研究

研究生姓名: 郭蕊

指导教师姓名、职称: 王永瑜 教授

学科、专业名称: 应用经济学 数量经济学

研究方向: 计量经济学方法与应用

提交日期: 2022年5月30日

## 独创性声明

本人声明所提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： 李蕊 签字日期： 2022.5.30

导师签名： 张永瑞 签字日期： 2022.5.30

## 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， 同意（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： 李蕊 签字日期： 2022.5.30

导师签名： 张永瑞 签字日期： 2022.5.30

# **Study on the effect of environmental regulation on industrial employment**

**Candidate : Guo Rui**

**Supervisor: Wang Yongyu**

## 摘要

改革开放以来,我国国民经济实现了快速发展,工业经济在区域经济发展中发挥了重要作用,但与此同时,该部门也产生了大量的废弃物,对环境质量产生了严重影响。进入 21 世纪后,环境污染问题引起了国家的高度重视,先后出台了生态环境保护相关政策,对环境污染问题进行综合治理。因此,明确环境规制如何影响工业就业,保证环境保护和工业就业优化具有重要的现实意义。

本文归纳梳理了环境规制影响就业领域的相关文献;分析环境规制对工业就业的门槛效应与空间效应影响的机制作用;结合数据的可获得性对 2004 年到 2019 年的我国环境污染和治理投资进行现状分析,并测算环境规制指标;通过建立面板门槛和空间计量模型,分析环境规制对工业就业规模及结构的门槛和空间影响效应。研究发现:提高环境规制和技术创新强度,环境规制逐渐对工业就业规模产生先抑制后促进的影响;环境规制处于较高水平时,企业会改变短期策略从长期发展规划出发,考虑提高环境治理投资额和研发投入强度来建立竞争优势,进而实现工业就业结构的升级;工业就业的规模和结构在空间上具有较强的集聚效应,某一地区会根据其相邻地区的环境规制强度进行规制调整,实现工业就业结构的升级。最后基于以上结论提出当地政府以及工业企业应该综合考虑环境保护和就业情况实施环境规制,加强对工业高技术人才的培养和地区之间共同治理并加强监督环境规制的建议。

**关键词:** 环境规制; 工业就业; 熵值法; 门槛效应; 空间效应

## Abstract

Since the reform and opening up, my country's national economy has achieved rapid development, and the industrial economy has played an important role in regional economic development, but at the same time, this sector has also produced a large amount of waste, which has had a serious impact on environmental quality. After entering the 21st century, the problem of environmental pollution has attracted great attention from the state, and policies related to ecological and environmental protection have been issued successively to comprehensively control the problem of environmental pollution. Therefore, it is of great practical significance to clarify how environmental regulation affects industrial employment and to ensure environmental protection and optimization of industrial employment.

This paper summarizes and sorts out relevant literature on the impact of environmental regulation on employment; analyzes the mechanism of environmental regulation's impact on industrial employment threshold effect and spatial effect; combined with the availability of data, my country's environmental pollution and investment in governance from 2004 to 2019 were analyzed. Analyze the status quo, and calculate the environmental regulation indicators; through the establishment of panel thresholds and spatial measurement models, analyze the threshold and spatial impact of environmental regulation on the scale and structure of industrial employment. The study found that: by increasing the intensity of environmental regulation and technological innovation, environmental regulation will gradually have an impact on the scale of industrial employment that first inhibits and then promotes; when environmental regulation is at a high level, companies will change their short-term strategies and start from long-term development plans, and consider

increasing investment in environmental governance. The scale and structure of industrial employment have a strong agglomeration effect in space, and a certain area will be regulated according to the environmental regulation intensity of its adjacent areas, to realize the upgrading of the industrial employment structure. Finally, based on the above conclusions, it is proposed that the local government and industrial enterprises should comprehensively consider environmental protection and employment conditions to implement environmental regulations, strengthen the training of industrial high-tech talents and joint governance between regions and strengthen supervision of environmental regulations.

**Key words:** environmental regulation; industrial employment; entropy method; threshold effect; spatial effect

# 目录

<b>1 绪论</b>	<b>1</b>
1.1 研究背景及研究意义	1
1.1.1 研究背景	1
1.1.2 研究意义	1
1.2 文献综述	2
1.2.1 环境规制的测度方法	3
1.2.2 环境规制对就业规模影响的相关研究	4
1.2.3 环境规制对就业结构影响的相关研究	6
1.2.4 文献述评	7
1.3 研究内容与研究方法	8
1.3.1 研究内容	8
1.3.2 研究方法	8
1.3.3 技术路径	10
1.4 创新点	11
<b>2 相关理论概述</b>	<b>12</b>
2.1 环境规制内涵	12
2.2 环境规制影响就业的作用机制分析	13
2.2.1 环境规制影响就业的门槛效应机制分析	13
2.2.2 环境规制影响就业的空间效应机制分析	15
<b>3 环境规制与工业就业现状分析</b>	<b>18</b>
3.1 环境污染与治理现状	18
3.1.1 污染物排放情况	18
3.1.2 环境污染治理现状	20
3.2 环境规制的测度及分析	20
3.2.1 环境规制的测度	20
3.2.2 环境规制测度结果分析	22
3.3 工业就业现状分析	23

<b>4 环境规制影响工业就业的面板门槛效应分析</b> .....	<b>25</b>
4.1 变量选取与数据来源.....	25
4.1.1 核心变量的选取.....	25
4.1.2 控制变量的选取.....	25
4.1.3 数据来源.....	28
4.2 面板门槛模型设定.....	28
4.3 环境规制对工业就业的面板门槛效应实证结果分析.....	29
4.3.1 工业就业规模的实证结果分析.....	29
4.3.2 工业就业结构的实证结果分析.....	32
<b>5 环境规制影响工业就业的空间效应分析</b> .....	<b>35</b>
5.1 空间计量模型设计.....	35
5.2 环境规制影响工业就业规模的空间效应实证分析.....	36
5.2.1 全局空间自相关检验.....	36
5.2.2 局域空间自相关检验.....	37
5.2.3 实证结果分析.....	39
5.3 环境规制影响工业就业结构的空间效应实证分析.....	42
5.3.1 全局空间自相关检验.....	42
5.3.2 局域空间自相关检验.....	43
5.3.3 实证结果分析.....	44
<b>6 结论与建议</b> .....	<b>48</b>
<b>参考文献</b> .....	<b>50</b>
<b>致谢</b> .....	<b>55</b>

# 1 绪论

## 1.1 研究背景及研究意义

### 1.1.1 研究背景

近几十年我国国民经济实现了快速增长，迅速成为世界第二大经济体，我国 GDP 从 2004 年的 161840.2 亿元增长到 2021 年的 1143669.7 亿元，其中工业行业的增加值从 2004 年的 65774.9 亿元到 2021 年的 372575.3 亿元，工业经济在我国区域经济发展中发挥了重要作用，将我国从一个农业大国转变为工业大国。但与此同时，工业行业在生产加工过程中产生了一系列污染物排放情况，造成污染严重的环境问题，进一步造成对健康和生态的危害。所以在进入 21 世纪后，环境污染问题引起了国家的高度重视，近些年来大力推进绿色环保发展理念，开展环保活动、研发环保清洁技术和颁布政策以及法律法规的一系列措施举动对环境污染问题进行综合治理，确保我国能够在环境良好的情况下可持续发展。十八大中，我国提出建设美丽中国、加强生态文明建设，十八届四中全会后，颁布了一系列严格的法律法规制度来加强保护国家生态环境，十九大报告中，肯定了生态文明建设的可持续发展规划高度，将建设美丽中国作为强国建设的重要目标。由此可知，环境资源对于一国经济发展的重要性，国家保持稳定持续的发展，就必须对工业行业的环境污染情况进行干预，逐步提高规制力度。

工业行业的发展推动了我国近十几年经济的发展，同时我国作为人口大国，工业的发展创造了较大规模的就业岗位，解决了我国很大一部分人口失业问题。在落实与监督国家先后出台的环保政策及法律法规制度时，工业企业面临破产倒闭或者升级改革的风险，因此在解决环境污染问题和面临环境规制力度逐渐加大的压力下，我们不能忽视环境规制对工业行业就业产生的影响。

### 1.1.2 研究意义

从经济学角度来看，环境作为一种公共资源，由于其产权的不明确界定导致环境持续遭到破坏，作为理性的经济人，出于自身利益考虑并不会对环境这

一公共资源进行投资，但是由于环境容量的有限性，必须人为地进行干预解决环境遭到破坏的问题，这就要求以政府为主导的主体对环境污染问题进行管理，改善环境质量。政府通过颁布与生态文明有关的政策及法律法规，对环境污染排放以及治理措施进行规制，但与此同时，政府对工业环境进行规制必定会影响地区工业的经济发展，工业企业依据政府颁布的环保指示加大对污染排放的治理力度，尽可能减少不必要的污染排放，由此增加了企业生产活动过程中的成本支出，影响企业生产要素的投入比例，工业的就业规模以及结构也随之受到影响。因此，本文以此为切入点，讨论环境规制对工业就业规模及结构的影响是否是消极的影响，并且由于不同地区的自然要素、地理条件和政策实施效果存在差异，地区政府依据当地实际污染情况采取不同环境规制措施和强度，不同程度地影响地区间的工业就业需求和配置情况，进而改变工业行业的就业情况和就业结构。

从现实意义来看，虽然已有不少研究环境规制影响就业领域的相关文献，并在其领域内取得丰硕的研究成果，但在工业行业内研究环境规制影响就业的实证研究较少。而工业经济作为推动我国经济发展的重要力量，工业行业的就业数量在整体就业结构中占有较大比重，因此在解决环境污染问题和工业面临环境规制力度逐渐加大的压力下，明确工业就业发展趋势，实现我国工业高质量就业具有重要的现实意义。

从理论意义来看，本文在学者相关研究结论的基础上对环境规制影响工业就业的门槛以及空间溢出效应路径机制进行了详细的分析，并选取工业污染排放量和治理投入等相关指标，利用熵值法测度了综合的环境规制指标，然后根据测算指标和其他因素对其影响工业就业情况的门槛和空间溢出效应进行实证分析，最后根据结论提出相对建议，为实现环境质量改善、工业就业规模增长和结构升级提供理论参考。

## 1.2 文献综述

本文搜集整理了目前学术界有关环境规制和就业领域的研究文献，发现现有文献对环境规制的衡量方法存在两种情况，即简单的量化指标和综合指数指标。环境规制对就业影响的相关文献研究内容有两个层面，即环境规制对就业规模的影响和对就业结构的影响研究。

### 1.2.1 环境规制的测度方法

目前由于环境规制没有相关规制工具及统一的测算指标，所以不同国家以及不同学者对环境规制指标的衡量方法存在些许偏差。国内外学者对环境规制指标的衡量大致分为两种情况，一种是用简单的量化指标，比如选取环保投入资金、污染物排放量等简单的指标代理环境规制指标；另一种是综合指数指标，即选取不同角度考察环境排放程度和治理程度的指标进行综合计算来衡量环境规制指标。简单的量化指标可以划分为两个不同维度的指标，即投入型和绩效型指标，投入型指标反映付出的成本，是指生产者在面临国家管理环境污染排放的压力下需要遵守环境保护政策的成本和政府实施环境保护政策所付出的成本，生产者所付出的成本主要包括购买控制污染排放的机器设备和维护其正常运行的投入资金；绩效型指标反映环境保护政策的实施效果，是指生产者在实施环境保护政策措施的情况下企业不同污染物排放的程度，包括一些主要污染物的排放量和政府按照排放情况征收的费用。

Lanoie (2011)<sup>[2]</sup>选取了控制污染的投资量和行业的生产成本来衡量环境规制，选择不同行业不同时间点的控制污染设备的购买和运行的总投入资金和其生产总成本的比值测度环境规制指标；Leiter (2011)<sup>[3]</sup>选取了不同行业降低污染所增加的成本衡量不同行业的环境规制指标。国内一些学者使用企业控制污染及治理的设施投资额、治理资金、污染控制工程运营维护成本、遵守和执行的环境保护政策法规的数量等一些指标代理环境规制指标；比如杨涛 (2003)<sup>[4]</sup>就利用我国各个省份所投资的工业污染治理项目的完成金额进行平均计算，以其计算的结果反映各省的环境规制强度；张成 (2011)<sup>[5]</sup>将我国工业行业所投资的人均废水、废气污染治理项目的设施运行费用加总得到衡量环境规制的指标，并将其用就业数量的指标对其进行修正，进一步研究了环境规制为我国工业行业创新发展产生良好的成本补偿效应。赵红 (2007)<sup>[6]</sup>根据《中国环境年鉴》中公布的行业环境指标，采用污染治理设施的运行费用衡量行业环境规制程度。李永友 (2008)<sup>[7]</sup>以地方颁布的标准和法规数量衡量环境规制程度。

另一种方法是用综合型指数指标来衡量环境规制，由于环境规制的复杂性，相比较上述简单的量化指标，综合型指数指标能更全面的反映环境规制程度，因此大多数学者在利用环境规制指标进行实证研究过程中，通常选择综合型指

标来度量环境规制指标。比如傅京燕（2010）<sup>[8]</sup>基于废水排放达标率、SO<sub>2</sub>、烟尘、粉尘去除率和固体废物综合利用率等各项污染物达标排放率构建综合指数指标，以此结果衡量环境规制性水平；李胜文等（2010）<sup>[9]</sup>用单位污染物排放量缴纳的排污费、排污费与工业总成本之比、排污费与工业利润之比三个变量综合计算来衡量环境规制；张蕴萍（2013）<sup>[10]</sup>根据工业主要污染物排放量分别对环境质量所造成的污染影响程度不同，将工业废物排放量按照一定的比例加权计算，并取其倒数作为衡量环境规制强度的指标；张华（2016）<sup>[11]</sup>综合了简单量化指标下投入型和绩效型两组不同维度的指标来代表环境规制程度；安孟（2020）<sup>[14]</sup>等选取工业废水、废气、SO<sub>2</sub>、烟粉尘和固体废物排放量，利用熵值法综合计算环境污染指数，并利用工业污染治理投资额在 GDP 中的比重对其进行修正，得到环境规制指标；蒯鹏（2021）<sup>[12]</sup>、秦楠（2018）<sup>[13]</sup>等选取废水、废气的运行处理费用与排放量比值、废气处理运行费用与烟粉尘排放量比值、固体废物利用率这 4 个指标利用熵值法综合计算得到环境规制强度指标。

### 1.2.2 环境规制对就业规模影响的相关研究

不同国家不同行业不同时间点下，学者在研究环境规制与就业之间的关系时呈现不同研究结论，国内外研究结论主要有以下三种观点：

第一种观点认为环境规制会抑制就业。Goodstein（1996）<sup>[15]</sup>在对环境政策影响就业的研究中提到商业圆桌会议发布的一个研究报告，研究报告预测《预测清洁空气法案》修正法案如果通过并在地区实施，该项法案就可能会对地区的就业情况产生消极的影响，认为随着大范围地区的工厂陆续关闭与消失，就业岗位会随之大量减少。早期研究环境规制的学者比较关注其成本增长效应，Gray（1987）、Henderson（1997）和 Greenstone（2002）<sup>[16-18]</sup>认为，国家意识到环境的重要性将实施环境规制政策，而其政策的有效实施往往会迫使许多企业将其环境治理设施成本内化为生产成本，增加了该企业整体的生产成本，削弱了相对竞争优势，导致生产企业内部对劳动力的直接需求明显减少，直接降低劳动生产规模，因此认为这是因环境规制给企业自身带来了成本增长效应从而导致行业整体就业规模急剧缩减。Dissou（2013）<sup>[19]</sup>等使用一般均衡模型进行碳减排政策对劳动力就业产生的直接影响的实证分析，结果研究表明，碳减排政策对就业产生显著负面性影响；陆旸（2011）<sup>[20]</sup>使用 VAR 模型实证分析国

家在开征高额碳税后会对社会就业产生的冲击影响，研究数据表明，我国难以在短期内实现环境保护和高质量就业。

随后，一些学者经研究分析发现，环境规制对就业所产生的负面效应不显著，反而最终会创造许多就业岗位，增加就业规模。有些学者认为真正因环境规制影响造成的就业规模缩减都非常小，实施环境保护措施导致产生失业现象的结论是不成立的。Goodstein（1996）<sup>[15]</sup>研究发现1995年之前，影响失业率的最主要因素是宏观经济政策及效应，环境政策对失业率的影响微乎其微。Bovenberg（1996）<sup>[21]</sup>、Schneider（1997）<sup>[22]</sup>等通过研究征收污染环境的税费对就业水平产生的影响，研究结果发现，对环境污染进行税费征收会改善环境质量，提高就业总体水平，并确实在很大一定的程度上刺激增了经济需求。有些学者通过实证研究证实，环境规制导致的就业规模缩减并不明显，反而表现出更为明显的积极影响（Morgenstern等，2002；Gray，2014）<sup>[23-24]</sup>；Bezdek等（2008）<sup>[25]</sup>指出，环境规制将大幅度增加社会资源类的生产要素价格，企业出于自身利益考虑更倾向于大量使用劳动力生产要素以替代其资源类的生产要素，因此环境规制对就业的影响具有较为积极正面的替代效应。闫文娟等（2012）<sup>[26]</sup>实证分析发现在不同环境规制强度的地区对就业产生不同的影响，较低程度的环境规制并不会对就业产生消极影响；MiShra等（2012）<sup>[27]</sup>认为当环境规制作用于当前劳动力需求比重较高的某些行业，比如环境保护行业及其相关现代服务业时，对其就业规模水平可以产生较积极明显的正向影响。同时一些国内学者对此进行实证研究，研究结果也能够支持这一观点，我国可以在实施环境规制的情况下，改善环境质量的同时增加就业水平（陈媛媛，2011；王柱焱，2021）<sup>[28-29]</sup>；赵连阁（2014）<sup>[30]</sup>通过建立联立方程模型估计工业污染治理投资强度对各地区就业增长的主要影响，实证结果表明，污染排放治理工程投资能够有效促进区域就业稳定增长；孙文远（2020）<sup>[31]</sup>在研究环境规制对地区就业结构的影响时，发现环境规制的实施会促进地区就业结构升级，对其有积极的影响作用，并且某一地区的环境规制强度提高有助于推动其他地区的就业结构转型升级。

近年来有学者研究发现，环境规制的实施对就业产生的主要影响并不仅仅是简单的促进或抑制关系，而更多的是呈现出不确定的非线性关系。Kahn等（2013）<sup>[32]</sup>认为不同地区的环境规制往往存在差异，这种差异容易造成不同地

区之间的就业人员空间的流动与转移，最终对不同地区的总体就业产生不确定的直接影响作用；王勇等（2013）<sup>[33]</sup>在 Morgenstern 的理论框架的基础上，引入行业特征参数，研究结果表示出不同行业间的环境规制与就业水平存在不确定的非线性关系。随后有学者对存在差异的环境规制力度对地区就业的影响进行实证研究，结果发现随着环境规制力度的加大，环境规制起着先抑制后促进就业的作用，即环境规制与就业之间存在动态“U”型关系（李珊珊，2015；李梦洁，2016；王芳，2021）<sup>[34-36]</sup>。有些学者通过面板门槛模型进行实证分析，以环境规制、技术创新和产业结构分别作为门槛变量，研究结果表明这三种情况下环境规制对就业的影响都存在非线性关系，并且提出适当加大环境规制力度能够刺激企业进行技术创新，进而实现环境保护与增加就业的互补局面（崔立志，2018；叶昱圻，2019）<sup>[37][38]</sup>；仲伟周（2019）<sup>[39]</sup>从企业异质性角度考察环境规制影响企业就业的作用机制，环境规制与企业就业的关系都呈现先抑制后促进就业的作用或者先促进后抑制的动态关系，存在不确定的非线性关系；陈平（2021）<sup>[40]</sup>从经济结构角度考察环境规制对资源型城市劳动力就业的影响，发现环境规制对就业的影响效应都存在明显的门槛特征。

### 1.2.3 环境规制对就业结构影响的相关研究

目前关于环境规制对区域就业结构的影响效应的相关文献，其影响理论基础来自于 Walter 等（1979）<sup>[41]</sup>提出的“污染避难所”假说，即区域环境规制导致部分环境污染严重区域的低端产业逐步转移到规制相对较宽松的地区，从而影响整个地区就业结构。

近年来，一些研究学者从环境规制与就业规模的关系研究逐渐转向研究环境规制与劳动力就业结构之间的动态关系。由于环境规制相关指标测度的有效性和就业结构相关指标数据的可获得性存在一定局限性，目前环境规制对就业结构影响的相关研究主要集中在就业技能结构上。Wagner 等（2009）<sup>[42]</sup>认为环境规制要求企业进行生产技术创新，采用绿色环保生产技术将推动高技能劳动力就业替代低技能劳动力就业。与此同时，国内一些学者也证实了环境规制对就业结构的变动影响呈一种非线性发展趋势，马骥涛（2018）<sup>[43]</sup>、宋丽颖（2021）<sup>[44]</sup>等研究时发现低技能劳动力的就业规模变化相比较高技能劳动力就业对环境规制影响的反应更加灵敏，环境规制的效应推动了高技能劳动者对低

技能劳动力的替代作用，对就业结构有积极的正向促进作用。张先锋等（2015）<sup>[45]</sup>实证分析环境规制对我国就业结构的影响程度及其方向。李珊珊（2015）<sup>[46]</sup>发现高污染工业环境规制与我国当前就业结构及变化趋势性之间呈现非线性动态关系。江永红（2020）<sup>[47]</sup>选取我国省级面板数据进行实证研究分析，结果表明环境规制对就业结构升级的影响存在产业结构的门槛效应。

#### 1.2.4 文献述评

综上所述，国内外学术界虽在有关环境规制对劳动力就业影响方面展开了大量研究，并已经取得了丰硕的成果，但是具体针对影响工业行业就业的文献较少，并且大部分文献都集中于考察环境规制对特定区域的就业规模的影响，较少从就业结构视角进行实证分析。当前研究环境规制对我国工业就业创造的空间溢出效应的相关文献并不多，由于不同地区开展的环境规制措施对工业领域就业的影响作用各不相同，劳动力要素会进行持续的跨区域流动，因此环境规制对我国工业就业造成的空间溢出效应也是值得关注解决的重点问题。

因此，针对国内外现有相关文献提出的上述不足，本文试图主要从以下两方面入手进行拓展分析：一是研究内容上，工业经济作为现阶段我国就业岗位资源提供的重要经济主体，仍是吸纳各类劳动力就业的主力军，所以本文首先从工业行业领域入手进行实证探索研究；同时关注工业就业规模变化和就业结构优化两个层面，验证环境规制强度与工业就业规模及结构变动的非线性关系，并着力分析环境规制强度对我国工业就业规模及结构的具体影响。二是研究方法上，现有相关研究大多都假设各个地区环境规制对劳动力就业水平的综合影响是互相独立的，忽略考虑了环境规制的效果对劳动力就业水平及其结构影响中的空间相关性变化和其空间就业溢出的效应，因此本文运用空间计量研究方法和模型研究工业环境规制对工业就业的空间溢出效应。

## 1.3 研究内容与研究方法

### 1.3.1 研究内容

本文基于环境规制与就业的相关理论，从非线性关系和空间溢出影响效应两个方面实证分析环境规制对工业就业规模以及就业结构的影响，并提出相关建议，主要内容分为六章，具体分布如下：

第一章，绪论。主要阐述了研究的背景、意义以及国内外相关研究综述。首先指出研究这一问题的现实意义，然后通过梳理国内外相关文献，介绍本文的研究内容、方法和可能的创新点。

第二章，相关基本理论概述。首先介绍本文的研究对象，即环境规制的相关概念，随后分析环境规制影响工业就业的作用机制。

第三章，环境规制与工业就业的现状分析。首先对我国工业行业污染物排放情况、环境污染治理投资和工业就业现状进行基本描述分析，然后进行环境规制指标测算，并对其及进行基本描述。

第四章，环境规制影响工业就业的面板门槛效应实证分析。通过建立面板门槛模型，检验环境规制与就业规模及结构之间的内在关系，并借此了解在样本期间内环境规制目前影响工业就业目前所处的阶段。

第五章，环境规制影响工业就业的空间溢出效应实证分析。环境规制对地区工业就业的影响不仅是表现在本地就业，同时还体现在地区工业劳动力空间内流动方向与强度变化的影响上。基于此，本文采用空间计量模型探究区域内环境规制影响工业就业情况的空间效应。

第六章，结论和建议。根据门槛效应分析和空间效应分析的相关实证及分析检验结果，得到本文主要的研究分析结果，最后根据得出的结论提出相关建议。

### 1.3.2 研究方法

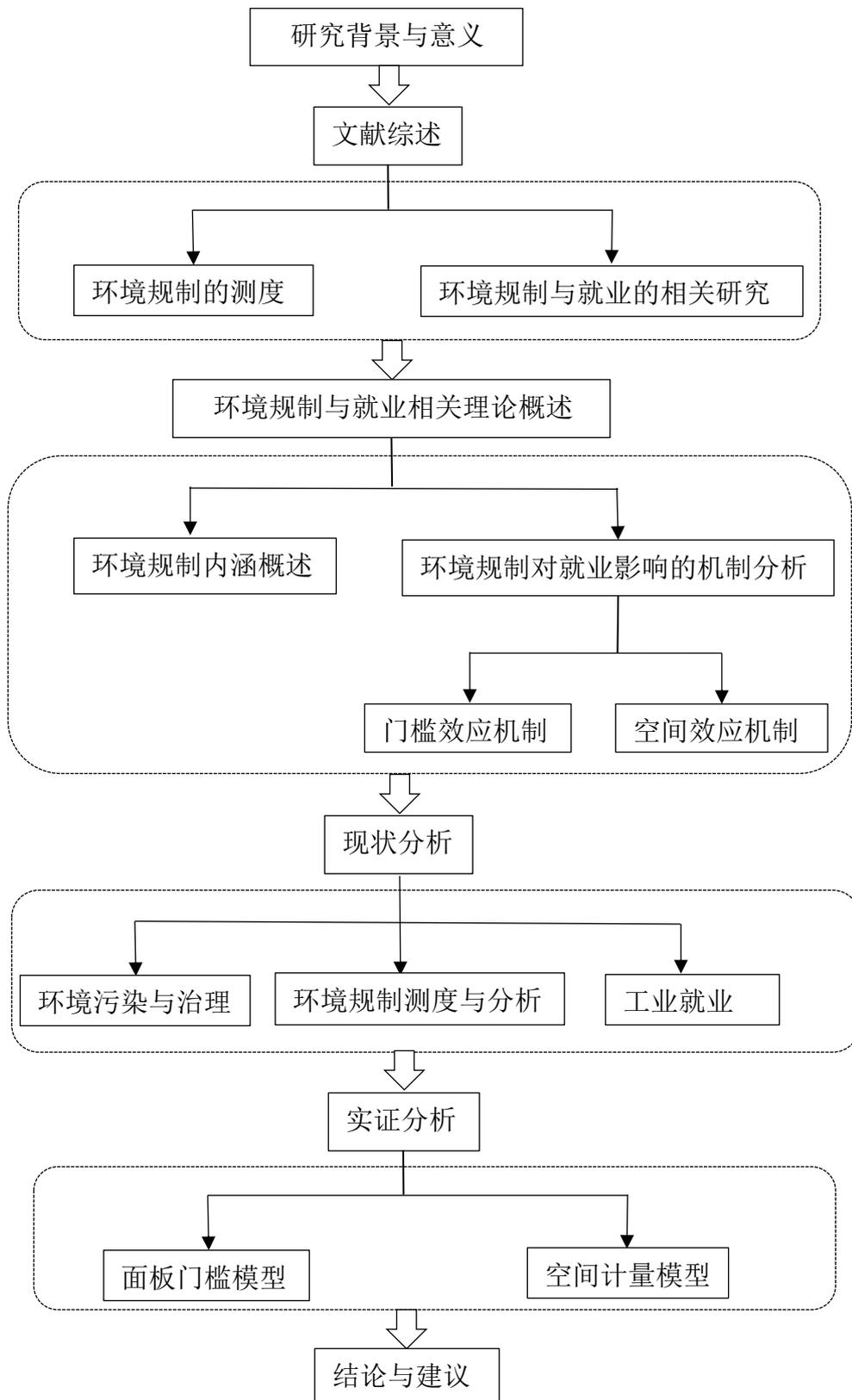
(1) 文献研究法。通过查阅环境规制与就业研究领域的相关文献，了解环境规制影响就业的研究现状以及相关研究成果，同时也发现了已有研究的不足之处，从而为自己的研究设计提供了一定的思路。本文从相关文献的研究方法

和角度出发，并结合我国近十几年来在环境规制和工业就业方面的数据可获得性，分析研究我国环境规制与工业就业之间的关系。

（2）面板门槛面板模型。环境规制对工业就业规模和结构的影响存在两种影响方向相反的作用力，这就使得总体影响不是表现为线性过程。基于此，本文采用门槛面板模型，通过将环境规制、技术创新作为门槛变量进行分析，从而验证环境规制与工业就业的非线性关系。

（3）空间计量模型。由于各地区之间的生产要素和政策制度等多方面存在差异，导致环境规制和工业就业在地区之间也存在一定的差异，并且劳动力要素会进行持续的跨区域流动，因此环境规制的效果对劳动力就业水平及其结构影响存在空间相关性变化和空间就业溢出效应。本文利用空间计量的方法，分析我国环境规制影响工业就业的空间溢出效应。

### 1.3.3 技术路径



## 1.4 创新点

本文可能存在的创新点：

(1) 研究内容具有创新性。通过对现有文献的收集和整理，发现现有文献大多是从整体就业水平角度展开分析环境规制对就业的影响效应，较少有文献从工业行业就业规模和就业结构两个层面出发研究，本文将利用面板数据对环境规制影响工业就业规模和结构的效应进行实证研究和分析。

(2) 研究方法具有创新性。通过整理环境测算的相关方法，发现国内学者在实证研究过程中多数采用污染治理投资额、污染治理运营成本和污染排放变量计算环境规制指标，此基础上本文做出部分创新。现有研究大多忽略了环境规制影响劳动力就业规模及结构的空间溢出效应，因此本文选择空间计量模型方法对环境规制影响工业就业规模及结构的空间溢出效应进行分析。

## 2 相关理论概述

### 2.1 环境规制内涵

环境规制作为国家性环境保护规制的一项重要内容，是指国家以保护环境为目的、个体活动或群体组织活动为主要对象、有形规范制度或社会无形约束意识等为具体存在表现形式下的一种环境约束性管理力量<sup>[31]</sup>。以此意义来看进行环境规制主要的目的是改善环境质量问题，相关主体应当包括有关政府、企业集团或法人团体等有关组织和一般社会公众，有效手段主要包括社会性环境行为规制和经济性环境规制手段，环境规制的作用是对个人或者企业污染环境行为的约束，这种约束并不一定是强制性的。

从经济学资源角度出发来说，由于自然资源环境要素的相对稀缺性、负外部性和资源产权边界不明晰等问题导致资源环境被作为公共资源而一直未能受到市场保护，甚至遭受到实质性破坏，也就是说由于环境能够承载资源的空间容量极为有限，私人对自然资源环境物品应该合理承担的使用成本也被人为的部分或者几近全部地无偿转嫁了给社会公众主体或全社会。因此这就需要以政府为主导进行环境规制，改善环境质量。在许多工业行业领域内，造成环境污染的主要工业污染来源于各工业企业内的废气、废水污染物和固体废物等污染物的排放，由于工业污染废物的排放量高的地区不一定会采取环境污染治理措施，所以污染排放量不能代表一个地区的环境规制程度，因此对于工业环境规制需要综合考虑污染排放量和治理投资情况对环境规制指标进行测度，本文测度方法和结果将在下文进行分析。

由此来看，环境综合规制至少需要从两个层面着手予以加强或约束：一方面需要通过政府、企业主体以及广大公众三方共同参与实施并遵守综合性环境规制政策，以尽可能减少各类污染物源的过量排放；另一方面，要加强对环境污染项目的开发治理建设投资，改善生态环境质量。

## 2.2 环境规制影响就业的作用机制分析

### 2.2.1 环境规制影响就业的门槛效应机制分析

(1) 环境规制影响就业规模的门槛效应机制

环境规制既能够抑制工业企业对环境的污染，但同时也会改变企业原本存在的资源配置方式，进而对其经济以及就业产生影响。借鉴 Cole 等 (2007) [48] 对环境规制的研究模型，在柯布-道格拉斯生产函数中引入环境作为一种生产要素，环境规制强度表现为要素价格，则企业的生产函数为：

$$Y_{it} = A_{it}f(K_{it}, L_{it}, ER_{it}) = A_{it}K_{it}^{\alpha}L_{it}^{\beta}ER_{it}^{\gamma} \quad (\alpha, \beta, \gamma) \in (0, 1) \quad (2-1)$$

$i$ 代表不同行业， $Y_{it}$ 代表 $t$ 年份行业 $i$ 的产出， $K_{it}$ 、 $L_{it}$ 、 $A_{it}$ 、 $ER_{it}$ 分别是资本要素、劳动力要素、技术要素、环境要素， $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 分别为资产、劳动、环境要素的产出弹性系数。假设 $P_{it}$ 代表 $i$ 行业第 $t$ 年代表性企业产品价格， $r_{it}$ 、 $w_{it}$ 、 $z_{it}$ 分别代表资本利息、劳动力工资和环境规制强度。

利润函数为：

$$\pi_{it} = P_{it}A_{it}K_{it}^{\alpha}L_{it}^{\beta}ER_{it}^{\gamma} - r_{it}K_{it} - w_{it}L_{it} - z_{it}ER_{it} \quad (2-2)$$

利润最大化，需满足以下条件：

$$P_{it}A_{it}\beta K_{it}^{\alpha}L_{it}^{\beta-1}ER_{it}^{\gamma} - w_{it} = 0 \quad (2-3)$$

$$P_{it}A_{it}\gamma K_{it}^{\alpha}L_{it}^{\beta}ER_{it}^{\gamma-1} - z_{it} = 0 \quad (2-4)$$

(2-3) 与 (2-6) 式相比得：

$$\frac{\beta ER_{it}}{\gamma L_{it}} = \frac{w}{z} \rightarrow L_{it} = \frac{\beta z}{\gamma w} ER_{it} \quad (2-5)$$

由此得到劳动投入 $L_{it}$ 与环境要素投入 $ER_{it}$ 之间的关系，对式 (2-5) 中的规制强度求导得：

$$\frac{\partial L_{it}}{\partial z} = \frac{\beta}{\gamma w} ER_{it} + \frac{\beta z}{\gamma w} \frac{\partial ER_{it}}{\partial z} = \frac{\beta}{\gamma w} ER_{it} (1 - \theta_{ER}) \quad (2-6)$$

$\theta_{ER}$ 代表环境要素的弹性， $\beta$ 、 $\gamma$ 取值范围在 0 到 1 之间， $w$ 是工资水平。

将公式 (2-6) 中环境要素 $ER$ 对就业 $L$ 的影响效应分为两部分，第一部分为 $\beta ER_{it}/\gamma w$ ，代表环境要素 $ER$ 与劳动力工资水平 $w$ 的变动对就业 $L$ 产生的影响效应，即替代效应。环境规制对社会劳动力就业规模的“替代效应”，从以下两个方面直接或间接影响就业规模：一方面是因为环境规制的实施使得企业污染排放成本逐渐变高，影响了要素成本的市场价格，企业可能为能够实现经济利

润最大化，会通过调整其他生产活动要素的投入和比例，即增加成本相对便宜些的生产劳动力要素；另一方面企业为遵守环境规制的实施政策需要进行污染排放治理活动，增加绿色环保的就业人数。

第二部分为 $\beta ER_{it} \theta_{ER} / \gamma w$ ，表示环境要素的价格弹性 $\theta_{ER}$ 对就业 $L$ 的影响效应，即规模效应。环境规制的实施增加了企业自身污染与治理工程投资的相关成本，面对这部分成本投入的大幅度增加，企业一方面必然会通过提高部分产品价格水平来获得企业更高的利润空间来间接弥补企业成本开支的急剧增加；另一方面企业为了维持消费者对其生产产品的市场需求，保证需求市场份额而自行承担这部分成本。这两种的情况的存在最终都会迫使企业逐渐缩小生产规模，削减就业。

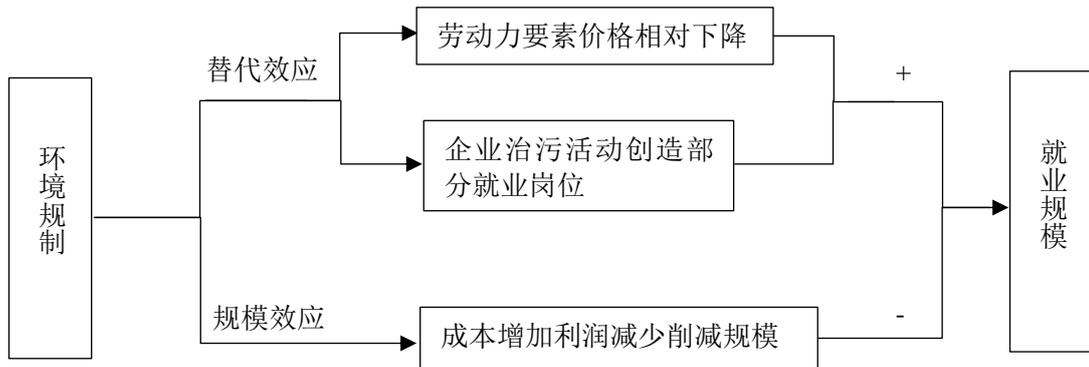


图 2.1 环境规制影响劳动力就业规模的作用机理

如图 2.1 所示，当  $1 - \theta_{ER} > 0$  时，替代效应大于规模效应，环境规制影响就业规模的总效应为正；当  $1 - \theta_{ER} < 0$  时，替代效应小于规模效应，环境规制影响就业的总效应为负。

综上所述，环境规制强度不同，起主导作用的影响效用不同。环境规制强度较低时，企业直接或者间接选择交纳企业排污环节税费，将其相关环境治理成本直接内化为相关生产成本，导致生产规模逐渐减小，在这种情况下，企业不会选择购买控制污染排放的运行设备参与复杂治理污染的活动过程中，负向的“规模效应”占据了主导地位。环境规制强度较高时，企业应该向国家缴纳的排污税费逐渐增加，企业为了控制生产成本开支实现利润最大化，不再采取

将环境治理成本直接内化为相关生产成本的措施，而是开展控制环境污染物的排放量，优化生产要素投入与资源配置，增加对劳动力要素的需求。

### （2）环境规制影响就业结构的门槛效应机制

根据 Morgenstern 等（2002）<sup>[49]</sup>的研究思路，环境规制对就业结构既产生积极的要素替代效应，也产生不确定的成本效应。“要素替代效应”是指企业在实施环境规制时，需要在其生产活动过程中进行环境污染的清洁治理与改造，增加相应技术匹配的劳动力需求。

“成本效应”是指在短期内由于环境规制力度较弱，企业采取将环境规制压力成本直接转化为生产成本的策略，影响企业利润和规模，从而降低对技术劳动力的需求；从长期来看，环境规制的压力迫使企业放弃直接转化生产成本的策略，促进企业进行技术创新，从而增加与研发活动相匹配的劳动力需求。

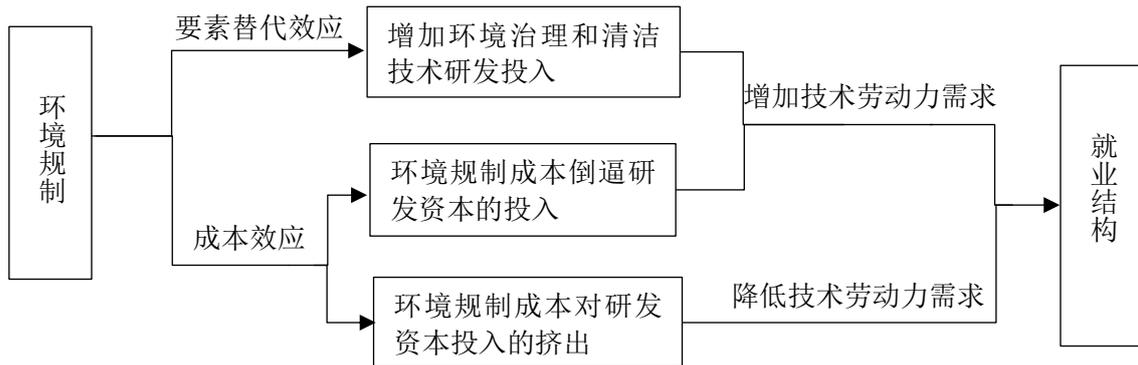


图 2.2 环境规制影响劳动力就业结构的作用机理

## 2.2.2 环境规制影响就业的空间效应机制分析

通常情况下，环境规制会很大程度上影响到地区企业的生产决策过程，从而影响到地区的劳动力在环境规制强度不同的地区之间进行移动，这种影响被称为环境规制对就业产生的空间影响效应。空间影响效应主要从挤压效应和吸纳效应两个方向影响就业。

### （1）挤压效应

挤压效应是指环境规制影响污染型企业生产的过程和决策，导致其中一些严重污染地区环境的企业不得不重新转移到环境规制强度较低的其他地区，或者将污染环境的中间生产加工环节迁移至环境规制宽松地区。与此同时，大量的就业岗位也都会跟随着一些企业从一个高规制地区重新转移相对低的规制地区，导致当地就业水平下降。

挤压溢出效应存在两种典型表现形式：一是显性挤压，表现为两种情况，一方面对于高强度环境规制地区来说，较程度的环境规制必然会大幅增加地区企业本身的环境成本负担，这种负担通常大于区域企业整体迁移的成本，往往导致这些环境污染边际成本较高地区的企业通常会选择迁入环境规制政策较为相对宽松一些的地区，从而最终导致该地区就业岗位的减少和就业人员持续大量的流失转移；另一方面，对于小规模经营或长期盈利水平较低的重污染型企业来说，较强的环境规制会导致这些企业年利润会降到“临界点”以下，从而直接导致这些企业要面临长期停工乃至倒闭重组的破产风险。二是隐性挤压，即较高规制强度地区的一些中小型企业在当地只生产相对污染程度较低的清洁产品，其它需要的高污染生产产品采取外购方式获得，企业只在当地保留着相对清洁生产的生产部门，使得此类企业自身受到隐性环境约束规制的冲击最小化，这也将导致当地就业规模的缩减。可以看出，显性挤压效应造成不同规制强度地区的劳动力自由流动性较强，而隐性挤压所造成的区域间劳动力流动性相对较弱。

## （2）吸纳效应

环境规制对劳动力就业的吸纳效应通常是指环境规制政策措施的顺利实施导致较高强度的规制地区会优先吸引其周围地理区域或区域经济关联度较高地区中的劳动力。吸纳效应表现为两种情况，一方面在环境规制强度较大的部分地区，企业积极改进环保生产技术进行绿色升级转型，在这个过程中，虽然短期内会产生部分就业人口损失，但也同样吸引并产生更多新的环境清洁型企业，创造出新的绿色就业岗位，同时可以吸纳一些低污染环境规制地区中的绿色就业人员向其本地区进行转移。另一方面，由于劳动力市场变化和市场消费者需求状况的变化，原有开发的某部分产品不能有效满足目标市场的和市场消费者的需求，清洁环保产品更能够迅速满足市场消费者的需求，因此企业会增

加与产品研发制造相匹配的相对高技能劳动力需求，并最终逐渐形成低规制度地区劳动力向中高规制地区市场的快速跨区域流动。

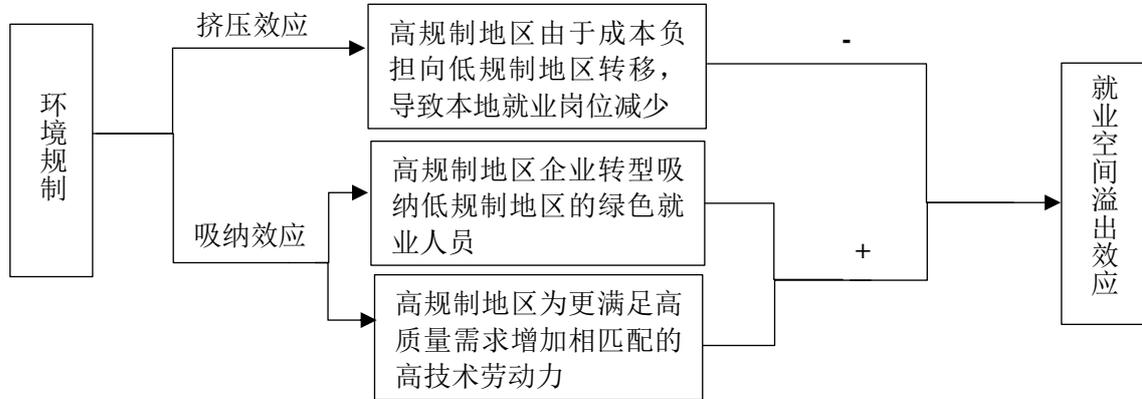


图 2.3 环境规制影响劳动力就业空间溢出效应的作用机理

### 3 环境规制与工业就业现状分析

本章主要对环境规制和工业就业现状情况进行描述分析，首先分析我国工业主要污染排放物现状，进而测算工业行业的环境规制指标，最后对工业就业的现状进行统计性描述。

#### 3.1 环境污染与治理现状

##### 3.1.1 污染物排放情况

工业污染物排放主要包括工矿企业在生产加工活动过程中排放的废气、废水和固体排放物等排放。

###### (1) 工业废水和一般固体废物排放情况

工业废水污染物一般都是指来自工业整个生产与加工过程系统中产生的所有工业废水、污水浆渣和污水废液，其中也包括含有可直接随工业废水而排放在环境中的工业各种生产和设备用料、中间工序产出的料渣和各种加工生产过程中系统产生的其他废水污染物。工业固体废物通常是指在工业各种生产制造和加工服务等工艺活动环节中排入外界环境的各种物质废渣、污泥和粉尘等。

随着城市工业化的进一步发展，废水污染的种类和数量都迅猛增加，对河流水体带来的水污染情况越来越严重，工业生产建设过程中产生的化工固体废物也日益增多，如果企业没有能将其废物排放按照严格的环境保护法律法规和有关标准规定进行科学合理处置，将会导致周围地区的环境污染，进一步对人体健康和生态环境造成不良影响。

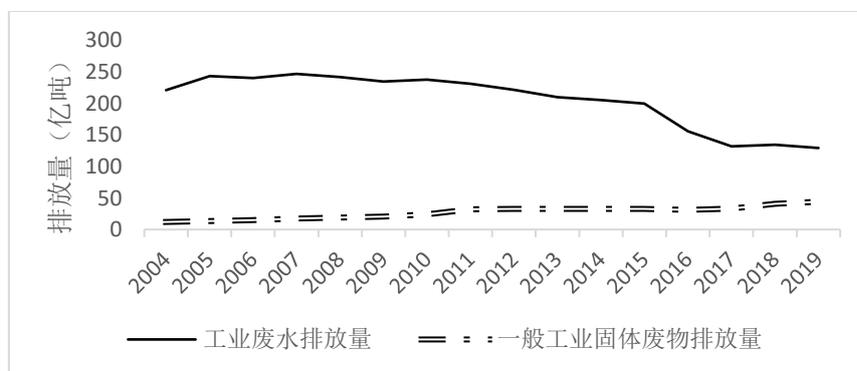


图 3.1 2004-2019 年工业废水和固体废物排放量变化趋势

数据来源：根据 2004-2019 年的《中国环境统计年鉴》的原始数据计算整理，下同

从图 3.1 可以看出, 2004 年到 2010 年的工业废水排放总量情况总体呈现“N”字型的变化特征, 2004 年工业废水排放量为 221.14 亿吨, 2007 年上升为 246.65 亿吨, 2009 年下降到 234.39 亿吨, 2010 年又上升到 237.47 亿吨, 工业总体废水排放量居高不下。2011 年之后, 工业总体废水排放量呈下降趋势, 从 2011 年的 230.87 亿吨下降至 2019 年的 129.23 亿吨。

从一般工业固体废物排放量的变化趋势来看, 在 2004 年到 2011 年期间, 一般工业固体废物排放量逐年上升, 从 2004 年的 12 亿吨增加至 2011 年的 32.28 亿吨, 2011 年到 2017 年整体水平相对稳定, 略有波动。2019 年到达最高点 44.08 亿吨。

### (2) 工业 SO<sub>2</sub> 和烟粉尘排放情况

工业废气主要是企业在燃烧生产燃料的活动过程中, 排放在外界环境中并造成大气污染的废物排放量总称, 这些有害物质通过一些不同的途径呼吸进入每个人的体内, 部分废气排放可能直接对人体和环境产生危害, 有些废气污染物甚至还有蓄积作用, 会引起更加严重的污染危害。工业 SO<sub>2</sub> 及烟粉尘排放是我国工业废气主要污染物的重要组成部分。

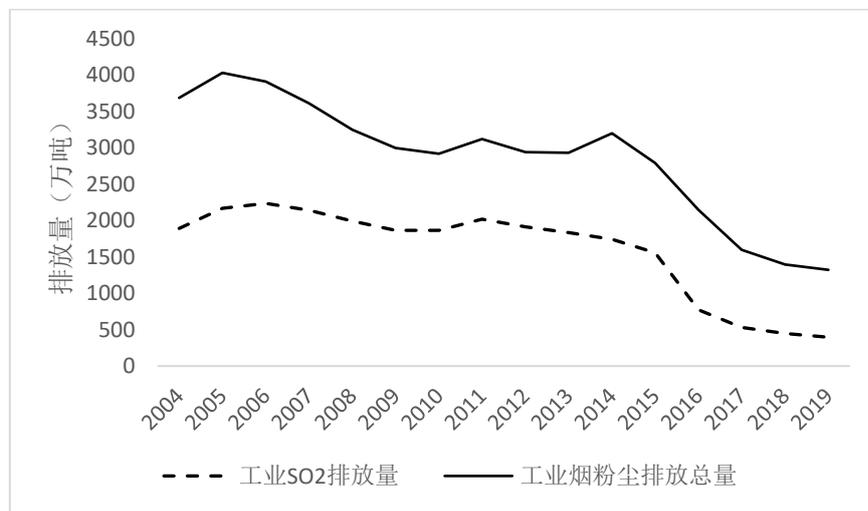


图 3.2 2004-2019 年工业 SO<sub>2</sub> 和烟粉尘排放量变化趋势

从图 3.2 中可以看到, 工业 SO<sub>2</sub> 和烟粉尘排放量近十几年总体呈现明显的下降趋势, 2004 年工业 SO<sub>2</sub> 和烟粉尘排放总量为 3682.7 万吨, 从 2004 年到 2005 年工业 SO<sub>2</sub> 和烟粉尘排放总量存在上升趋势, 从 3307.2 万吨增加至 4028.5 万吨。2006 年之后逐渐下降, 到 2010 年出现拐点, 排放量下降到 2916.3 万吨。

2011 年到 2014 年排放量略微有所回升，2014 年上升到 3196.5 万吨，而后逐年下降至平缓。

### 3.1.2 环境污染治理现状

从图 3.3 中可以看出我国工业环境污染治理投资总额在 2004 年到 2014 年期间总体呈现上升趋势，2004 年工业污染治理完成投资额 308.11 亿元，2007 年上升到 552.39 亿元，2010 年下降到 396.98 亿元，到 2014 年上升到最大值 997.65 亿元。从 2014 年到 2019 年有所下降，我国工业污染治理完成投资额呈“N”的变化特征。从 2014 年开始有所下降，说明工业污染得到控制，环境质量有所改善。

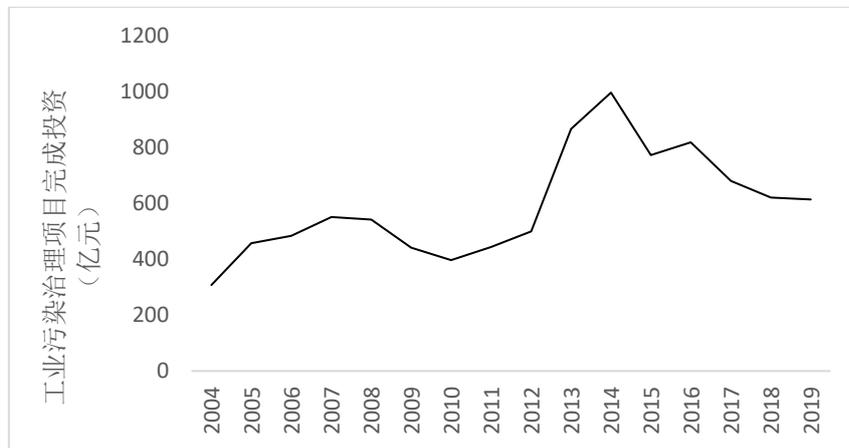


图 3.3 2004-2019 年工业污染治理项目完成投资额变化趋势

## 3.2 环境规制的测度及分析

### 3.2.1 环境规制的测度

由于工业排放的不同污染物之间不具有可比性，且单一的指标容易出现衡量偏误，因此本文利用熵值法构建环境规制的综合指标以避免主观因素和单一指标衡量的误差。由于我国环境的主要污染源于工业领域内的大气污染、水污染和固体废物的排放，且综合考虑到在搜集当前国内工业行业有关的环境数据时的可获得性，因此本文实证分析的数据主要选取 2004 年到 2019 年的工业废水、SO<sub>2</sub>、烟粉尘、固体废物排放量和治理废水、废气、固体废物投资额等指

标, 使用熵值法计算环境规制的综合指标。考虑到主要工业废物及污染物质排放量较高的地区往往不一定能采取较为严格的综合控制环境污染的措施, 环境污染程度严重可能也很可能是某地落后的综合环境规制措施导致的结果, 因此本文在参考安孟(2021)<sup>[4]</sup>衡量环境规制指标做法的基础上, 选取治理工业废水、废气、固体废物的投资额对工业废水、工业二氧化硫、工业烟粉尘、工业固体废物排放量进行修正, 具体计算过程如下:

选取治理工业废水、废气、固体废物投资额 $S_{ij}$ 分别与工业废水、工业二氧化硫及烟粉尘、工业固体废物排放量 $EM_{ij}$ 做比值, 得到修正指标 $x_{ij}$ :

$$x_{ij} = S_{ij}/EM_{ij} \quad (3-1)$$

其中 $x_{ij}$ 是 $i$ 地区 $j$ 项污染物治理投资额与其污染排放量的比值,  $S_{ij}$ 是 $i$ 地区 $j$ 项污染物治理投资的金额,  $EM_{ij}$ 是 $i$ 地区 $j$ 项污染物的排放量。

为消除修正指标 $x_{ij}$ 间量纲差异的影响, 本文采用极差变化法对其修正指标进行无量纲化处理:

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \min_i\{x_{ij}\}}{\max_i\{x_{ij}\} - \min_i\{x_{ij}\}} \quad (3-2)$$

其中 $\max_i\{x_{ij}\}$ 和 $\min_i\{x_{ij}\}$ 分别表示各修正指标在所在地区中的最大值和最小值, 计算熵值时为了避免归一化处理后取值为0的情况, 对标准化后的数值进行小幅度的变动:

$$x''_{ij} = 0.01 + 0.09 \times x'_{ij} \quad (3-3)$$

第 $j$ 项指标的熵值为:

$$e_j = -\frac{\sum_{i=1}^m y_{ij} \ln y_{ij}}{\ln m} \quad (3-4)$$

其中 $y_{ij} = \frac{x''_{ij}}{\sum_{i=1}^m x''_{ij}}$ , 第 $j$ 项指标的权重为:

$$w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n 1 - e_j} \quad (3-5)$$

得到 $i$ 地区 $t$ 时期的环境规制指标 $ER_{it}$ 为:

$$ER_{it} = \sum_{j=1}^n (w_j \times x_{ij}) \quad (3-6)$$

### 3.2.2 环境规制测度结果分析

本文从《中国环境统计年鉴》和各省统计年鉴中选择 2004 年到 2019 年期间的样本数据，运用上述环境规制的测度方法对我国大陆 30 个省份（西藏地区数据缺失）的环境规制指标进行计算。表 3.1 列出了部分年份的环境规制计算结果。

表 3.1 中国大陆 30 个省份的环境规制

省份	2004 年	2007 年	2010 年	2013 年	2016 年	2019 年
北京	622.824	1102.301	725.372	1599.018	24383.451	4557.385
天津	594.001	902.027	497.566	1098.950	3180.561	5101.450
河北	135.158	226.611	199.970	744.285	969.009	1896.036
山西	189.448	436.887	308.442	816.035	1366.780	4036.158
内蒙古	51.192	243.964	150.369	993.741	1407.183	719.261
辽宁	153.026	224.139	265.147	623.285	807.777	666.883
吉林	97.499	162.286	221.914	560.105	738.953	510.450
黑龙江	112.508	107.182	87.582	844.281	1866.927	551.422
上海	244.123	1438.426	508.508	316.910	9712.640	33375.913
江苏	246.324	781.044	197.999	1334.396	1883.347	2315.280
浙江	131.329	235.289	166.889	1424.515	5139.178	2945.495
安徽	58.850	178.860	129.355	1019.273	1596.964	2244.165
福建	777.524	328.521	315.788	1437.630	556.289	336.151
江西	133.931	211.526	189.530	479.122	378.572	938.079
山东	184.039	539.218	399.905	1408.153	3911.714	9605.171
河南	94.073	299.887	161.993	846.610	3247.794	5203.083
湖北	98.502	339.953	976.357	1056.247	1532.568	2472.780
湖南	97.489	103.657	203.778	633.414	759.735	710.623
广东	343.664	457.172	161.138	1018.081	1541.391	2166.505
广西	17.055	244.977	77.962	630.353	1204.494	291.941
海南	59.176	48.081	13.537	2489.930	3098.241	2518.560
重庆	57.492	239.523	144.532	425.732	546.127	508.790
四川	190.168	215.302	92.198	585.584	488.506	1015.858
贵州	81.672	63.925	188.742	653.989	377.448	745.694
云南	114.150	281.634	469.002	675.233	787.504	1379.148
陕西	96.319	46.987	709.263	1090.277	1529.005	2244.057
甘肃	141.553	295.142	649.882	852.973	937.324	600.489
青海	41.174	109.170	123.795	387.400	3721.766	883.415
宁夏	299.226	154.644	47.232	954.749	2044.338	505.141
新疆	138.757	117.428	194.441	470.734	476.091	933.653

注：篇幅限制，只列举部分年份数据。

从表 3.1 中的测算结果可以看到，虽有个别污染比较严重的省份环境规制测度结果一直处于上升趋势，但我国 30 个省份的环境规制平均值从 2004 年的

186.742 上升到 2013 年的 915.7，之后整体平均水平略有下降。总体来看，近几年环境规制水平下降，侧面说明环境问题得到了较好的治理与改善。

### 3.3 工业就业现状分析

农业生产的长期发展受制于有限时间的产出，商业基于工业生产的快速发展需要而发展，故而使得工业成为产业升级发展中具有长期强大拉动力的基础产业，更容易推动一国经济规模的持续发展，并能够创造出远超越当前国内市场的需求空间，是我国未来经济增长的关键推动引擎。工业的发展提高了人类获取自然资源并改造自然资源的能力，提升了人们的生活品质。我国从一个农业国快速发展成世界第一工业大国，其工业劳动力数量的变化，不仅能够反映出一个地区经济的特点，也能反映出该地区经济的发展趋势。

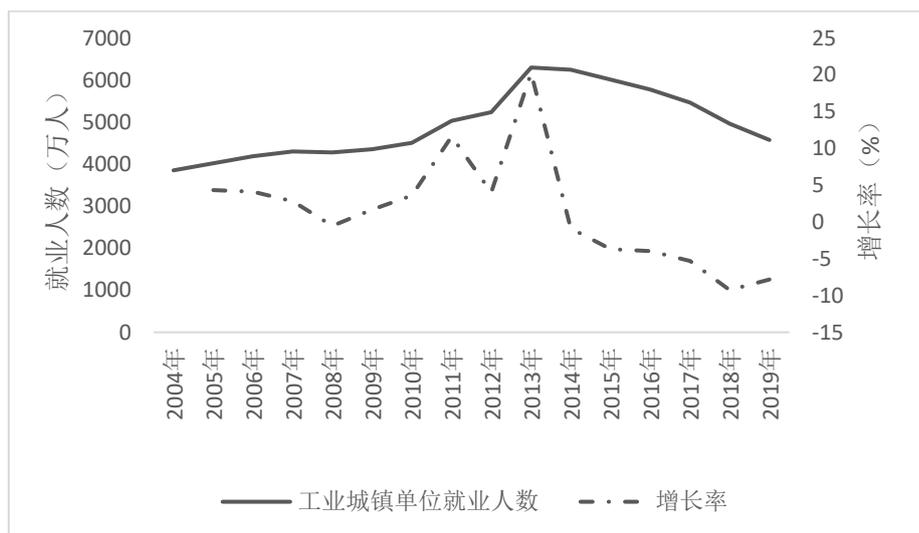


图 3.4 2004-2019 年工业城镇单位就业人数变化趋势

近年来我国工业劳动力在数量方面相继出现拐点，如上图 3.4 的工业城镇单位就业人数及其增长率所示，2004 年工业城镇单位就业人数为 3853 万人，2007 年增加至 4303 万人，2008 年又下降至 4281 万人，2009 年到 2013 年呈上升趋势，2013 年到达最高点 6299 万人，但在 2013 年之后工业就业规模一直呈下降趋势，工业就业的同比增长率从 2013 年的 20.26% 下降到 2018 年的 -9.26%，之后持续下降。中国推出十四五规划以及未来 2035 年的中期发展阶段目标，中国社会科学院经济研究所所长黄群慧指出，十四五期间中国经济可能面临的重大

风险之一就是去工业化现象。由 3.4 图所示，以 2013 年为时间节点，我国都已出现或深或浅的去工业化现象，一国去工业化的核心，在于提升工业技术、升级消费结构，使劳动力向高技术、装备行业转移，依靠创新驱动提高工业行业的高质量和竞争力。

## 4 环境规制影响工业就业的面板门槛效应分析

### 4.1 变量选取与数据来源

为了研究环境规制对工业就业的影响，综合现有关于就业的宏观计量研究成果，本文选取 2004 年到 2019 年我国大陆 30 个省市区（西藏地区数据缺失）的面板数据进行分析，部分缺失值采用插值法进行补齐，出于面板数据的平稳性考虑，对所有变量进行对数化处理。

#### 4.1.1 核心变量的选取

被解释变量：工业就业规模（L）和工业就业结构（L1）。

工业就业规模，本文选取工业城镇单位就业人数表示。工业就业结构，借鉴经济合作与发展组织（OECD）对高技术产业的分类，分类规定的高技术产业范围是指国民经济行业 R&D 投入及强度相对较高的一些的国民经济行业，包括医药制造、航空、航天器及设备制造、电子及通信设备制造、计算机及办公设备制造、医疗仪器设备及仪器仪表制造、信息化学品制造等 6 大类，并依据数据可获得性和可测量性，因此本文工业就业结构表示工业就业技能结构，采用《中国高技术产业统计年鉴》中的 6 大类高技术产业 R&D 人员数与工业城镇单位就业人数的比值表示。

核心解释变量：环境规制（ER）用上述测算的环境规制表示。

#### 4.1.2 控制变量的选取

通过对现有关于就业的宏观计量研究成果的梳理，就业还受到其他因素的影响：

（1）工资水平（W），工资是企业成本的组成部分，是影响就业的直接因素。但是工资的上涨就会造成企业生产成本的增加，企业出于自身利润最大化考虑会减少劳动力的雇佣数量。马双等（2012）<sup>[50]</sup>以 1998 年到 2007 年的地市级的企业数据来考察企业平均工资与雇佣人数之间的关系，结果表明企业最低工资的增加会影响企业雇佣人数显著的减少。刘玉成等（2013）<sup>[51]</sup>通过建立 SVAR 模型分析工资等变量对产业就业的影响，研究认为工资等变量的整体变动对产业就业均构成影响。刘日星等（2018）<sup>[52]</sup>分析工资对不同资源密集型制

制造业的就业影响时发现名义工资与就业存在高度的相关关系。本文选取城镇单位就业人员平均工资度量工资水平。（2）资本（K），资本增加特别是固定资产投资会增加带动行业的发展，扩大企业的生产规模进而推动就业的增长。王孝成等（2010）<sup>[53]</sup>通过实证分析发现人均实际资本存量对我国就业的影响力度因行业不同呈现复杂的关系。同时，资本对劳动力也存在替代效应。本文采用工业固定资产投资来度量资本存量，并根据固定资产投资价格指数以 2004 年为基期平减得出。（3）经济发展水平（IGDP），伴随着经济水平的发展，需要投入相匹配的劳动力，就业机会和岗位逐渐增多。奥肯定律提出 GDP 与失业率之间的关系。刘玉成等（2013）<sup>[51]</sup>实证发现人均 GDP 的变动会对产业的就业产生影响。工业增加值能够客观的反映一个地区工业行业的经济发展水平，本文使用工业增加值来表示其地区工业行业的经济发展水平，为消除物价变动因素，根据生产者价格指数以 2004 年为基期计算出实际数值。（4）技术创新（TI），技术创新对就业的影响主要表现为挤出效应与补偿效应。常继发等（2018）<sup>[54]</sup>基于我国省份面板数据实证分析产业结构调整 and 就业之间的关系。本文选取规模以上工业企业专利申请数来表示技术创新。（5）企业规模（ES），企业规模的持续扩大会为企业带来规模经济效益，提高提高企业综合竞争实力，进而影响企业就业需求。本文采用规模以上工业企业单位个数表示企业规模。（6）外商投资情况（FDI），外商投资情况会对企业就业规模产生不同方向的影响，一方面外商直接投资越多会扩大企业生产规模，提高就业水平；另一方面在外商直接投资的过程中，企业会大量引进替代当地劳动力的其他资源，对当地的就业规模产生挤压效应。蒋勇（2017）<sup>[55]</sup>利用空间面板杜宾模型实证分析了环境规制与 FDI 对就业的影响，FDI 对就业存在显著的影响关系。范洪敏等（2017）<sup>[56]</sup>利用我国 1998 年到 2014 年的省份面板数据进行实证考察，发现环境规制强度的提高可能会间接影响 FDI 对农民工城镇就业边际效应。本文选取工业当年实际外商直接投资金额作为其衡量指标。（7）成本利润率（CP），企业会依据自身获得利润为原则决策企业的发展规模和方向，利润率的提升会为企业带来较高的经济效益，从而影响就业规模。本文选取由规模以上工业企业利润总额占主营业务成本比值表示。（8）产业结构（IS），产业的发展是就业规模扩张的前提，随着产业结构的提升，我国的就业总量也在不断增加。樊秀峰等（2012）<sup>[57]</sup>基于就业弹性视角实证分析产业结构与就业吸纳

能力之间的关系。周源等（2011）<sup>[58]</sup>采用单因素模型实证研究产业结构对就业的影响。何璇等（2014）<sup>[59]</sup>通过产业结构的偏离度和调整转换速度指数，分析产业结构与就业之间的协调关系。

通过对现有关于就业结构的宏观计量研究成果的梳理，就业结构也受到其他因素的影响：

（1）工资水平（W），随着生活质量的改善和收入水平的提升，劳动者对于工作的环境要求越来越高。刘日星等（2018）<sup>[52]</sup>分析名义工资对不同资源密集型制造业的就业影响时发现，在技术密集型制造业中名义工资会影响就业结构偏离系数。（2）资本（K），行业的资本投资会影响到行业的经济发展，投资较少的企业由于资金的不足难以去完成技术创新与改革，难以满足高技术人才对于工作环境的要求，直接影响到就业结构的变动。（3）经济发展水平（IGDP），经济发展水平的提高会使企业在良好的大环境下有更多的机遇去促进产业结构升级，经济发展水平的提高有助于企业改革创新，加强对对高技术人才的需求，使得地区就业结构存在差异。（4）技术创新（TI），企业在技术方面加大研发以及投入力度，吸引地区内大量的高技术人才，使得企业偏向高素质人才发展的竞争路线，人才的储备和培养进而影响区域就业的结构。马骥涛等（2018）<sup>[42]</sup>以我国 30 个省份的面板数据实证分析表明技术水平能够显著调节就业结构。（5）企业规模（ES），企业规模的持续扩大会为企业带来规模经济效益，提高提高企业综合竞争实力，进而影响企业就业结构。（6）外商直接投资（FDI），外商直接投资使得企业能够更好地增强企业的优势以及竞争力。殷德生等（2011）<sup>[60]</sup>在实证分析 FDI 影响发展中国家部门之间高技能劳动力需求时，认为 FDI 的增加显著提高对高技能劳动力的需求。（7）成本利润率（CP），企业会依据自身获得利润为原则决策企业的发展规模和方向，利润率的提升会为企业带来较高的经济效益，企业就有充足的资金去完成技术创新与改革，满足高技术人才对于工作环境的要求，从而影响就业结构。（8）产业结构（IS），产业也决定着就业技能结构。周源等（2011）<sup>[58]</sup>采用单因素模型实证研究产业结构对就业结构的影响。景跃军等（2015）<sup>[61]</sup>对产业结构与就业结构之间的关系进行实证分析，进而提出协调两者关系的对策。变量指标的选取如表 4.1 所示。

表 4.1 变量指标的选取

变量类别	变量	变量符号	指标选取
被解释变量	工业就业规模	L	工业城镇单位就业人数
	工业就业结构	L1	高技术产业 R&D 人员占比
核心解释变量	环境规制	ER	综合计算
控制变量	工资水平	W	工业城镇单位就业人员平均工资
	资本	K	经固定资产投资价格指数平减得出的工业固定资产投资
	工业增加值	IGDP	经生产者价格指数平减得出的工业增加值
	技术创新	TI	规模以上工业企业专利申请数
	企业规模	ES	规模以上工业企业单位个数
	外商投资情况	FDI	规模以上工业企业外商实际直接投资
	成本利润率	CP	规模以上工业企业利润总额占主营业务成本的比重
	产业结构	IS	第二产业增加值占总产业增加值的比值

### 4.1.3 数据来源

本文测度环境规制的数据来源于 2004 年到 2019 年的《中国环境统计年鉴》和各省统计年鉴，其他实证所用数据来源于 2004 年到 2019 年的《中国统计年鉴》、《中国工业统计年鉴》、《高技术产业统计年鉴》和各省份统计年鉴。

## 4.2 面板门槛模型设定

为了清楚的判断环境规制对工业就业的影响，本文基于 Hansen（1999）提出的面板门槛回归模型，引入影响就业的控制变量来设定非线性计量模型。本文以双门槛回归模型为例设定多门槛模型，关于门槛个数的确定，下文将通过实证检验确定门槛的个数。

本文以环境规制为门槛变量，设定环境规制与工业就业的门槛回归模型为：

$$\begin{aligned} \ln L = & \beta_0 + \beta_1 \ln ER \times I(\ln ER \leq \lambda_1) + \beta_2 \ln ER \times I(\lambda_1 < \ln ER \leq \lambda_2) + \\ & \beta_3 \ln ER \times I(\ln ER > \lambda_2) + \beta_4 \ln W + \beta_5 \ln K + \beta_6 \ln IGDP + \beta_7 \ln ES + \beta_8 \ln FDI + \\ & \beta_9 \ln CP + \beta_{10} \ln IS + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4-1)$$

$$\begin{aligned} \ln L1 = & \beta_0 + \beta_1 \ln ER \times I(\ln ER \leq \lambda_1) + \beta_2 \ln ER \times I(\lambda_1 < \ln ER \leq \lambda_2) + \\ & \beta_3 \ln ER \times I(\ln ER > \lambda_2) + \beta_4 \ln W + \beta_5 \ln K + \beta_6 \ln IGDP + \beta_7 \ln ES + \beta_8 \ln FDI + \\ & \beta_9 \ln CP + \beta_{10} \ln IS + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4-2)$$

本文以技术创新为门槛变量，构建环境规制与工业就业的门槛回归模型为：

$$\ln L = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ER \times I(\ln TI \leq \lambda_1) + \alpha_2 \ln ER \times I(\lambda_1 < \ln TI \leq \lambda_2) + \alpha_3 \ln ER \times I(\ln TI > \lambda_2) + \alpha_4 \ln W + \alpha_5 \ln K + \alpha_6 \ln IGDP + \alpha_7 \ln ES + \alpha_8 \ln FDI + \alpha_9 \ln CP + \alpha_{10} \ln IS + \varepsilon_{it} \quad (4-3)$$

$$\ln L1 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ER \times I(\ln TI \leq \lambda_1) + \alpha_2 \ln ER \times I(\lambda_1 < \ln TI \leq \lambda_2) + \alpha_3 \ln ER \times I(\ln TI > \lambda_2) + \alpha_4 \ln W + \alpha_5 \ln K + \alpha_6 \ln IGDP + \alpha_7 \ln ES + \alpha_8 \ln FDI + \alpha_9 \ln CP + \alpha_{10} \ln IS + \varepsilon_{it} \quad (4-4)$$

其中*i*表示省区市，*t*表示年份， $\varepsilon_{it}$ 是随机干扰项， $I(\cdot)$ 为示性函数，括号内不等式成立取值为1，否则取值为0。

### 4.3 环境规制对工业就业的面板门槛效应实证结果分析

#### 4.3.1 工业就业规模的实证结果分析

为判断环境规制对工业就业规模的影响，明确环境规制与工业就业规模之间的非线性关系，本节根据上述设定的面板门槛模型，分别以环境规制和技术创新作为门槛变量，其门槛效应检验见表 4.2，门槛检验估计结果如表 4.3 所示。

表 4.2 工业就业规模门槛效应检验

被解释变量	门槛变量	模型	F 值	P 值	BS	门槛值
工业就业规模	环境规制	单一门槛	28.26	0.06	300	6.2353
	技术创新	单一门槛	30.97	0.00	300	11.375

注：P 值和门槛值均采用 Bootstrap 自助法重复抽样 300 次得到结果。

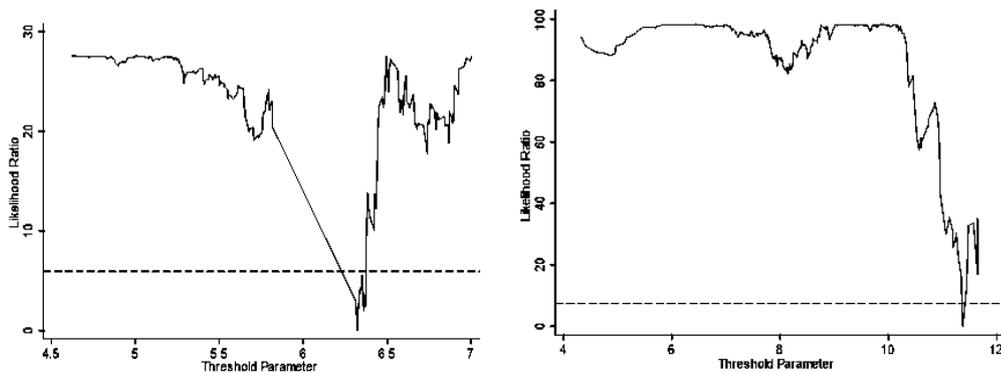


图 4.1 环境规制门槛图

门槛效应模型原假设认为没有门槛、单个门槛或双门槛，从表 4.2 工业就业规模门槛效应检验的结果可以看出，以环境规制作为门槛变量时，单一门槛模型的 P 值为 0.06，这表明在 10% 的显著性水平下拒绝没有门槛的原假设，因此认为环境规制作为门槛变量时存在单门槛效应。在以技术创新作为门槛变量时，单一门槛模型的 P 值为 0.00，这表明在 5% 的显著性水平下拒绝没有门槛的原假设，因此认为技术创新作为门槛变量时存在单门槛效应，因此本文考虑使用单一门槛模型分析环境规制对工业就业的影响效应，具体回归结果如表 4.3 所示。

表 4.3 工业就业规模门槛模型回归结果

变量	模型一	模型二
$\ln ER(q \leq \lambda_i)$	-0.108*** (-3.98)	0.011 (1.21)
$\ln ER(q > \lambda_i)$	0.117*** (4.37)	0.067*** (6.26)
$\ln K$	0.094*** (3.82)	0.103*** (4.43)
$\ln W$	-0.248*** (-3.59)	-0.206*** (-3.21)
$\ln IGDP$	0.132** (2.02)	0.251*** (4.10)
$\ln ES$	0.122*** (3.03)	0.094** (2.45)
$\ln FDI$	-0.041 (-1.61)	-0.041* (-1.68)
$\ln CP$	-0.023 (-0.90)	-0.064*** (-2.63)
$\ln IS$	0.245*** (3.73)	0.202*** (3.20)
常数项	2.380*** (6.58)	2.171*** (6.15)
样本量	480	480

注：括号内为 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，下表同

从表 4.3 面板门槛模型估计的结果可以看出，以环境规制指标作为门槛变量时，将环境规制分为两个区间，即环境规制小于 6.2353 和大于 6.2353 两个区间，当环境规制小于 6.2353 时，环境规制在 1% 的显著性水平下对工业就业规模的影响为负，表明环境规制对工业就业规模起消极作用，这个区间内环境规制对工业就业规模影响的规模效应大于替代效应，即短期内工业企业面临一定的环境

规制时，采取治理污染的方式面对环境规制，而治污的行为增加了企业的生产成本导致企业生产规模的缩小从而缩减了劳动力数量，这个数量大于推动企业治污活动创造的就业数量，所以总体而言，在这个区间阶段环境规制对工业就业规模起抑制作用。当环境规制大于 6.2353 时，环境规制在 1% 的显著性水平下对工业就业规模的影响为正，表明环境规制对工业就业规模起积极作用，这个区间内环境规制对工业就业规模影响的规模效应小于替代效应，即环境规制达到较高的一定水平时，企业会从长期规划环保事项，调整生产要素的投入比例，提高企业技术创新和发展环保部门或产业从而增加就业岗位，增加的岗位是大于由于规模效应而削减的岗位数量的。由此可以看出，随着环境规制从弱到强的强度，对工业行业就业规模产生先抑制后促进的影响，即环境规制强度对工业就业规模的影响存在“U”型关系。目前全国环境规制水平的均值为 6.1089，小于 6.2353 的门槛值，因此我国仍处于环境规制对工业就业规模的抑制阶段。

当以技术创新作为门槛变量时，将技术创新分为两个区间，即技术创新小于 11.375 和大于 11.375 两个区间，当技术创新小于 11.375 时，环境规制指标的系数为正，但未通过 10% 的显著性水平，说明技术创新处于较低水平时，环境规制对工业就业规模没有起到明显的促进作用。当技术创新大于 11.375 时，环境规制在 1% 的显著性水平下对工业就业规模的影响为正，表明技术创新处于较强水平时，环境规制对工业就业规模起积极促进作用。由此可以看出，技术创新对于环境规制的工业就业规模影响效应存在着门槛效应，技术创新跨越门槛值后，环境规制的工业就业规模效应由不积极的影响到显著积极的促进影响。环境规制强度较弱的情况下，较低的环境成本不足以刺激企业进行技术的创新，随着环境规制强度的提高，企业从长期发展策略来开展企业生产活动，企业为减少治理污染所支出的成本选择技术创新，增强技术创新的投入力度，提高生产要素利用率，从而进一步扩大生产规模和就业规模。所以，通过增加技术创新投入力度，改进企业生产方式，也可以同时实现环境质量的改善和工业就业规模的增长。

从其他控制变量的回归估计结果看出，资本对工业就业规模的影响在 1% 的显著性水平下显著为正，表明工业资本的增加会带来工业产业的发展进而引发就业的增长。工资水平对工业就业规模的影响呈现显著的负向影响，随着工资水平的上涨会造成企业成本的增加，从而减少劳动力的雇佣，降低就业水平。

工业增加值和产业结构对工业就业规模的影响在 5% 的显著性水平下显著为正，提高工业增加值和第二产业占比对工业就业规模的扩大产生积极影响，能够显著有效的促进工业就业的增长。

### 4.3.2 工业就业结构的实证结果分析

本节考察规制对工业就业结构的影响，明确环境规制与工业就业结构之间的非线性关系，分别以环境规制和技术创新作为门槛变量，其门槛效应检验见表 4.4，门槛检验估计结果如表 4.5 所示。

表 4.4 工业就业结构门槛效应检验

被解释变量	门槛变量	模型	F 值	P 值	BS	门槛值
工业就业结构	环境规制	单一门槛	63.71	0.00	300	6.219
	技术创新	单一门槛	62.98	0.09	300	6.7691

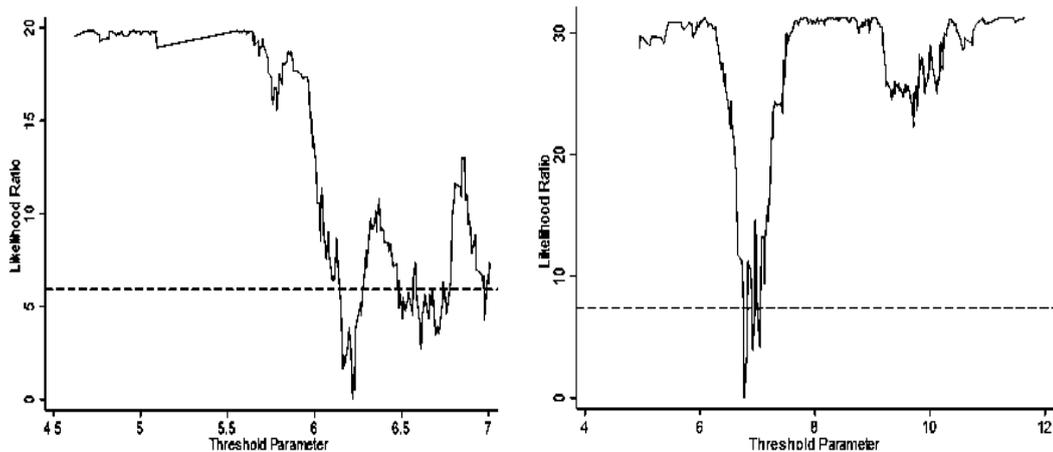


图 4.2 环境规制门槛图

表 4.4 列出了工业就业结构的门槛效应检验结果。从表的结果可以看出，当以环境规制作为门槛变量时，单一门槛模型的 P 值为 0.00，这表明在 1% 的显著性水平下拒绝没有门槛的原假设，因此认为环境规制对工业就业结构的单一门槛效应成立。在以技术创新作为门槛变量时，单一门槛模型的 P 值为 0.09，在 10% 的显著性水平拒绝不存在门槛的原假设，因此认为技术创新作为门槛变量

时存在单门槛效应。因此本文考虑使用单一门槛模型分析环境规制对工业就业结构的影响效应，具体回归结果如表 4.5 所示。

表 4.5 工业就业结构样本回归结果

变量	模型一	模型二
$\ln ER(q \leq \lambda_1)$	-0.759*** (-4.58)	-0.342*** (-5.68)
$\ln ER(q > \lambda_2)$	0.691*** (4.21)	0.209*** (3.53)
$\ln K$	0.696*** (4.60)	0.780*** (5.22)
$\ln W$	-1.583*** (-3.74)	-2.006*** (-4.92)
$\ln IGDP$	1.479*** (3.69)	1.036*** (2.65)
$\ln ES$	0.443* (1.79)	0.460* (1.86)
$\ln FDI$	-0.496*** (-3.14)	-0.439*** (-2.79)
$\ln CP$	-0.376** (-2.45)	-0.384** (-2.48)
$\ln IS$	1.450*** (3.61)	1.249*** (3.09)
常数项	11.075*** (5.01)	7.269*** (3.21)
样本量	480	480
省份数量	30	30

由表 4.5 估计结果可知，模型一中以环境规制作为门槛变量时，将环境规制分为 2 个区间，即环境规制强度小于 6.219 和大于 6.219。当环境规制强度小于门槛值 6.219 时，环境规制在 1% 的显著性水平下对工业就业结构的影响为负，表明环境规制对工业就业结构起消极作用，在这个区间内，环境规制对工业就业结构的要素替代效应和成本效应中的促进高技术就业效应合力影响效应小于成本效应中的抑制技术就业的效应，即由于企业环境治理成本对技术研发资金投入的挤出，导致企业降低了对技术劳动力的需求，企业在短期内增加环境治理和清洁研发投入而增加的对高技术劳动力需求不足以弥补所降低的技术劳动力需求，原因在于当环境规制强度较低时，企业的环境治理投资和清洁研发投入较小，对高技术人才的引进也较少，同时环保科技产业还未成型，新增加的高技术人员需求也较少。所以总体而言，在这个区间阶段环境规制对工业就业结构起抑制作用。当环境规制大于 6.219 时，环境规制在 1% 的显著性水平下对工业就业结构的影响为正，表明环境规制对工业就业结构起积极作用，这

个区间内，环境规制对工业就业结构的要素替代效应和成本效应中的促进高技术就业效应合力影响效应大于成本效应中的抑制技术就业的效应，即在环境规制达到较高的一定水平时，环境规制的压力迫使企业放弃将环境治理成本直接转化生产成本的做法，企业会改变短期策略从长期规划发展考虑，提高对环境治理的投资和研发的投入强度，引进高技术生产工艺来建立竞争优势，从而增加与之相匹配的高技术劳动力需求。由以上分析表明，随着环境规制由弱到强，环境规制对工业就业结构产生先抑制后促进的作用，即环境规制强度对工业就业结构的影响存在“U”型关系。

当以技术创新作为门槛变量时，将技术创新分为两个区间，即技术创新小于 6.7691 和大于 6.7691 两个区间，当技术创新小于 6.7691 时，环境规制在 1% 的显著性水平且系数为负，说明技术创新处于较低水平时，环境规制对工业就业结构升级没有起到明显的促进作用，反而抑制了就业结构的升级。当技术创新大于 6.7691 时，环境规制在 1% 的显著性水平下对工业就业结构的影响为正，表明技术创新处于较强水平时，环境规制对工业就业结构升级起积极促进作用。由此可以看出，技术创新对于环境规制的工业就业结构影响效应存在着门槛效应，技术创新跨越门槛值后，对环境规制影响工业就业结构升级起到积极的促进作用。所以，通过增加技术创新投入力度，改进企业生产方式，可以实现工业就业结构的升级。

从其他控制变量的回归估计结果看出，工业增加值对工业就业结构的影响在 1% 的显著性水平下为正，提高工业的经济发展水平对工业企业的就业结构产生积极影响；工业企业规模对工业就业结构的影响在 10% 的显著性水平下为正，企业规模的扩大可以为企业带来规模经济，提高企业综合实力进而影响就业结构；外商投资情况的系数显著为负，说明虽然外商投资会扩大就业的规模，但会对当地的高技术就业效应产生挤压；产业结构对工业就业结构的影响系数显著为负，产业结构的升级和调整对就业产生替代和收入效应，短期内在产业结构升级和调整过程中会淘汰过剩和产出较低的企业。

## 5 环境规制影响工业就业的空间效应分析

根据第二章环境规制对就业的空间影响机制分析,发现环境规制不仅对本地的工业就业规模和结构存在门槛效应影响,同时还对相邻或相关联地区的工业就业产生挤压或者吸纳效应。显然本文仅采用传统的面板门槛模型忽略了环境规制对工业就业的空间影响效应,变量间存在空间相关性违背了经典计量模型中样本间相互独立的基础假设条件,使用传统的回归分析导致错误的结论分析,因此将空间效应引入传统回归模型至关重要。

### 5.1 空间计量模型设计

常用的空间计量模型包括空间面板自回归模型(SAR)、空间面板误差模型(SEM)以及空间杜宾模型(SDM),其中空间杜宾模型在满足一定条件下可转化为SAR模型和SEM模型。本文使用空间计量模型来具体考察环境规制对就业规模和结构的空間相关性特征,由于目前尚未确定使用空间计量模型的类型,因此为进一步验证环境规制对工业就业规模和结构的影响存在空间相关性,建立空间面板自回归模型(SAR)、空间面板误差模型(SEM)以及空间杜宾模型(SDM)三种模型。

空间面板自回归模型(SAR)设定为:

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \beta_1 \ln ER_{it} + \beta_2 \ln W_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 \ln TI_{it} + \beta_5 \ln GDP_{it} + \beta_6 \ln ES_{it} + \beta_7 \ln FDI_{it} + \beta_8 \ln CP_{it} + \beta_9 \ln IS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5-1)$$

空间面板误差模型(SEM)设定为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} + \beta_2 \ln W_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 \ln TI_{it} + \beta_5 \ln GDP_{it} + \beta_6 \ln ES_{it} + \beta_7 \ln FDI_{it} + \beta_8 \ln CP_{it} + \beta_9 \ln IS_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + \delta_{it} \quad (5-2)$$

空间杜宾模型(SDM)设定为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} + \beta_2 \ln W_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 \ln TI_{it} + \beta_5 \ln GDP_{it} + \beta_6 \ln ES_{it} + \beta_7 \ln FDI_{it} + \beta_8 \ln CP_{it} + \beta_9 \ln IS_{it} + \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln ER_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (5-3)$$

其中, $N$ 为所研究样本个数, $y$ 是被解释变量, $i$ 和 $j$ 分别表示为第 $i$ 和 $j$ 地区, $\varepsilon_{it}$ 表示随机干扰项, $\lambda$ 表示被解释变量的空间滞后自回归系数, $\theta$ 为解释变量的

空间滞后回归系数,  $\rho$ 为空间误差项的自回归系数,  $\beta$ 为各自变量的回归系数,  $W_{ij}$ 为空间权重矩阵, 地区*i*和*j*间的距离为 $w_{ij}$ 可以定义空间权重矩阵 $W_{ij}$ :

$$\begin{bmatrix} W_{11} & \cdots & W_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & \cdots & W_{nn} \end{bmatrix}$$

## 5.2 环境规制影响工业就业规模的空间效应实证分析

### 5.2.1 全局空间自相关检验

假设变量存在空间自相关, 将空间效应引入回归模型能够避免使用传统回归模型分析导致的结论偏差, 因此合理使用空间计量模型的前提是变量存在空间相关关系, 只有在对变量进行空间自相关检验后, 依据变量的空间相关情况下使用空间计量方法分析才是合理有效的。所以本文首先对被解释变量即工业就业规模做空间自相关检验。

*Moran's I*指数检验是 Moran(1950)提出的用来衡量空间自相关性最为普遍的方法, 该值的范围介于-1 到 1 之间, 指数的绝对值越趋近于 1 表示空间相关性越强, 空间 0 到 1 区间内表示正的空间自相关, 即空间上存在高值与高值集聚或低值与低值集聚的现象; -1 到 0 区间内表示负的空间自相关, 即空间上存在高值与低值集聚的现象; 0 表示在空间上呈现随机分布状态。

本文选择 *Moran's I* 指数来分析工业就业规模的空间自相关检验, 其 *Moran's I* 指数的计算公式如下:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}} \quad (5-4)$$

其中*N*为样本量,  $S^2 = \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 / N$ 是方差,  $y_i$ 和 $y_j$ 分别是第*i*和*j*地区的工业就业人数,  $\bar{y}$ 是对应区域内的工业就业人数的平均值,  $W_{ij}$ 为空间权重矩阵, 本文使用 Rook 邻接原则构造的 0-1 空间权重矩阵。

*Moran's I*指数检验的原假设  $H_0$  为  $Cov(x_i, x_j) = 0, \forall i \neq j$ , 不存在空间自相关。标准化的 *Moran's I* 指数服从渐进的标准正态分布, 因此可使用标准正态的临界值对其指数进行显著性检验。表 5.1 列出了全局 *Moran's I* 指数值以及显著性检验结果。

表 5.1 2004-2019 年工业就业规模的全局 Moran's I 指数

年份	I	Z值	P值
2004	0.276***	2.638	0.004
2005	0.275***	2.636	0.004
2006	0.275***	2.631	0.004
2007	0.274***	2.624	0.004
2008	0.272***	2.613	0.004
2009	0.273***	2.614	0.004
2010	0.295***	2.796	0.003
2011	0.319***	2.997	0.001
2012	0.344***	3.207	0.001
2013	0.300***	2.842	0.002
2014	0.304***	2.880	0.002
2015	0.312***	2.947	0.002
2016	0.315***	2.973	0.001
2017	0.312***	2.945	0.002
2018	0.318***	2.995	0.001
2019	0.309***	2.909	0.002

从表 5.1 可以看出, 2004 年到 2019 年我国区域工业就业规模的 Moran's I 指数均在 0 到 1 之间, 其中 P 值均小于 0.05, 表明我国工业就业规模存在高-高集聚与低-低集聚的集聚现象, 有空间正自相关态势, 且 Moran's I 指数整体呈现增加的趋势, 说明我国省级工业就业规模的空间集聚程度逐渐加强, 这也意味着在分析工业就业问题上, 需要考虑地区间的空间相关性。

### 5.2.2 局域空间自相关检验

全局空间自相关检验只能判断出变量是否存在空间依赖性, 但不能具体呈现局域空间集聚特征。局域空间自相关是 Anselin (1995) 在 Moran's I 指数的基础上修正改进提出的衡量地区局部空间相关性的统计量

为进一步分析工业就业的局部集聚特征, 本文采用局域 Moran's I 指数来反映局部区域间的空间相关程度, 其计算公式为:

$$Moran's I_i = \frac{(y_i - \bar{y})}{s^2} \sum_{i=1}^N W_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (5-5)$$

其中, 式子中的变量释义同式 (5-4)。莫兰图的斜率代表 Moran's I 指数统计量。指数图在平面内被分为四个象限, 分别代表四种类型来反映局部聚集差异, 第一象限代表“高-高”型集聚态势, 第二象限代表“低-高”型集聚态势, 第三象限代表“低-低”型集聚态势, 第四象限代表“高-低”型集聚。限

于篇幅原因, 本文仅展示 2004 年、2009 年、2014 年和 2019 年的莫兰散点图对其进行局域空间自相关分析, 如图 5.1 所示。

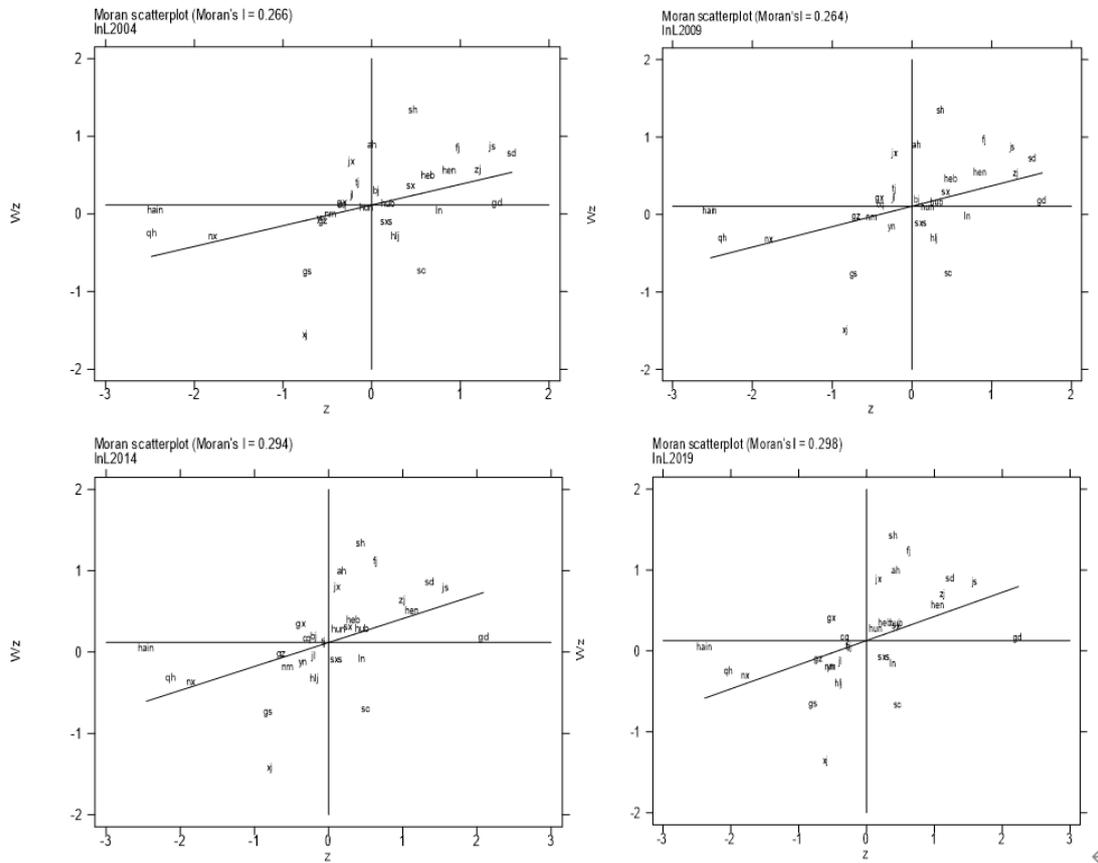


图 5.1 工业就业规模 Moran's I 散点图

从图 5.1 分布的散点图来看, 我国大部分省份的工业就业规模位于一、三象限, 呈现“高-高”型、“低-低”型集聚的空间相关性。

在 2004 年工业就业规模的莫兰散点图中, 上海、福建、安徽、浙江、山东、山西、江苏、河北、河南、湖北和北京共 11 个省份位于第一象限, 表明这些工业就业规模较高的省份相邻近; 贵州、云南、海南、甘肃、内蒙古、新疆、宁夏和青海共 8 个省份位于第三象限, 表明工业就业规模较低的省份相邻近。在 2019 年的工业就业散点图中, 湖南和江西增加至第一象限, 黑龙江和吉林增加至第三象限。从图中可以看出, 位于一、三象限的省份数量总体呈现上升趋势, 第一象限的省份数量由 2004 年的 11 个增加到 2019 年的 14 个, 第三象限的省份数量由 2004 年的 8 个增加到 2019 年的 10 个, 表明工业就业规模较高或较低地区的空间集聚态势不断增强。

### 5.2.3 实证结果分析

为重点探究环境规制以及其他影响因素对工业就业规模的空间影响效应，本文将根据普通面板回归模型和空间计量模型的实证分析结果进行不同角度的分析。使用面板数据进行建模分析，需要考虑选择随机效应模型、固定效应模型和双固定效应模型，本文利用 Hausman 检验模型估计中采用固定效应还是随机效应，所得结果拒绝随机效应的原假设，可知应选择固定效应模型。普通面板回归所有估计结果如下表 5.2 所示。

表 5.2 普通面板回归结果

变量	OLS回归	个体固定	时间固定	双固定
lnER	-0.119*** (-4.79)	-0.108** (-2.79)	-0.109*** (-3.94)	-0.102** (-2.27)
lnW	-0.396*** (-8.38)	-0.290*** (-6.07)	-0.309*** (-4.16)	-0.285*** (-3.89)
lnK	-0.033 (-1.45)	0.112*** (4.37)	0.123*** (5.64)	0.035 (1.50)
lnIGDP	0.629*** (13.36)	0.306*** (5.66)	0.586*** (12.92)	0.302*** (5.83)
lnES	0.112*** (2.83)	0.101** (2.39)	0.226*** (5.54)	0.097** (2.31)
lnFDI	0.011 (0.46)	-0.061** (-2.27)	0.028 (1.37)	-0.024 (-1.05)
lnCP	-0.106*** (-3.86)	-0.029 (-1.08)	-0.037 (-1.61)	0.017 (0.76)
常数项	-0.614*** (-2.70)	2.745*** (7.23)	-0.840*** (-3.86)	1.811*** (5.17)
样本量	480	480	480	480
R <sup>2</sup>	0.3596	0.4253	0.6299	0.6657
省份数量	30	30	30	30

从表 5.2 可以看出，面板固定效应模型的拟合效果较好，双固定效应模型的 R<sup>2</sup> 在 0.67，各模型的核心解释变量在普通面板估计方法下高度显著，其他解释变量的系数符号也符合现实，实证结果具有一定解释性。但是上一节相关检验结果表明，被解释变量工业就业规模的 Moran's I 指数均大于 0 且 P 值均小于 0.05，有空间正自相关态势，且 Moran's I 指数整体呈现增加的趋势。在变量存在显著空间正自相关趋势的情况下，使用传统的普通面板估计方法会使实证结果出现偏差，因此本文在建立传统的计量模型时需要考虑空间因素，纳入空间因子构建空间计量模型对工业就业进行实证分析。

由空间自相关检验结果可知，工业就业存在正向空间集聚特征，因此需要采用极大似然法对空间计量模型进行估计检验。在估计检验之前，需要在 SAR、SEM 和 SDM 三种模型中进行选择：首先，在空间权重矩阵下进行 LM 检验发现 LM-lag、LM-error 的结果均显著拒绝原假设，即模型内既存在被解释变量的空间滞后项，也存在着空间误差效应；其次，利用 Hausman 的检验结果检验本文模型估计中应该采用固定效应还是随机效应模型，由表中的检验结果可知，Hausman 检验给出的结果显著拒绝原假设，说明本文应采用固定效应模型；最后，需对空间杜宾模型的稳健性进行检验，对 SDM 模型进行检验来判断该模型是否会退化，本文采用 LR 检验是否拒绝 SDM 模型退化为 SAR 或 SEM 模型的原假设，具体结果如表 5.3 所示。

表 5.3 工业就业规模空间效应回归结果

变量	sar	sem	sdm
lnER	-0.014 (-1.60)	-0.011 (-1.26)	-0.021*** (-2.58)
lnW	-0.278*** (-4.28)	-0.292*** (-4.34)	-0.195*** (-2.93)
lnTI	0.117*** (4.66)	0.105*** (4.03)	0.098*** (4.09)
lnK	0.050** (2.07)	0.032 (1.26)	0.011 (0.50)
lnIGDP	0.156** (2.54)	0.247*** (3.48)	0.309*** (4.60)
lnES	-0.057 (-1.48)	-0.035 (-0.81)	0.036 (0.96)
lnFDI	-0.044* (-1.81)	-0.020 (-0.82)	-0.063*** (-2.72)
lnCP	-0.017 (-0.72)	0.007 (0.27)	0.004 (0.16)
lnIS	0.136** (2.15)	0.022 (0.30)	-0.164** (-2.15)
W* lnER			0.103** (2.84)
W* lnW			0.211* (1.71)
W* lnTI			0.065 (1.36)
W* lnK			0.131*** (3.00)
W* lnIGDP			-0.443*** (-4.38)

(续表 5.3)

变量	sar	sem	sdm
W* lnES			-0.265*** (-4.79)
W* lnFDI			-0.118** (-2.55)
W* lnCP			-0.282*** (-5.82)
W* lnIS			1.113*** (8.92)
$\rho$	0.288*** (6.35)	0.348*** (6.08)	0.236** (2.62)
sigma2_e	0.017*** (15.42)	0.017*** (15.31)	0.013*** (15.49)
样本量	480	480	480
R <sup>2</sup>	0.749	0.806	0.821
省份数量	30	30	30
Hausman test		16.99***	
LR test spatial error		14.109***	
LR robust test spatial error		14.936***	
LR test spatial lag		18.076***	
LR robust test spatial lag		18.902***	

分析表 5.3 中给出的结果, 从三种空间计量模型的拟合效果来看, SDM 模型拟合效果优于 SAR 和 SEM 模型, 因此使用 SDM 具有更好的估计结果。由 LR 检验统计结果可以看出, 统计结果在 1% 的显著性水平下拒绝了 SDM 模型退化为 SAR 或 SEM 模型的原假设, 这进一步说明了选择 SDM 进行后续分析的正确性。

三种空间计量模型的空间相关系数  $\rho$  均显著为正, 表明我国工业就业规模存在较强的空间相关性, 说明某个地区的工业就业规模不仅仅受到本地的影响因素的影响, 还受到相关地区的影响因素影响, 同时该地区的影响因素不仅仅影响本地区的工业就业规模, 还影响邻地相关地区的工业就业规模。

从 SDM 模型的回归估计结果可以看出环境规制作为核心解释变量, 系数通过了 1% 的显著性检验且为负数, 可见从全国范围上来看提高环境规制强度对工业就业规模存在抑制作用。环境规制空间滞后项系数通过了 5% 的显著性检验且为正数, 即环境规制强度每提升 1 个百分点通过空间溢出效应导致其相邻地区工业就业规模提高 0.103 个百分点。究其原因, 本地区的环境规制挤压效应大于吸纳效应, 该地政府为保护环境提高了环境规制的强度, 这一政策的实施对当

地的中低污染的工业企业造成一定影响，环境负担成本加重导致企业生产成本扩大，那么企业就会缩小生产规模从而导致本地就业岗位的增加，降低本地就业。本地工业企业岗位减少的这种挤压效应导致其劳动力向相邻地区流动，提高相邻地区的工业就业规模；对于高污染的工业企业来说，当地政府采取的高强度环境规制政策使其很难生存，企业会将其生产转向环境规制较低的地区，从而提高其他地区的就业量。总的来说，因为现阶段我国环境规制还没有起到显著的创新激励作用，环境规制加强主要带来企业污染治理费用或环保技术投资增加，挤占生产投资，环境规制激发创新而所吸引的低规制地区的绿色就业人员和相匹配的高技术劳动力尚不能弥补这些由挤压效应减少的就业数量。从SDM模型的其他控制变量空间溢出效应系数来看，工资水平、资本和产业结构对工业就业溢出效应影响系数为正，工业增加值、工业企业规模、成本利润率和外商投资情况对工业就业溢出效应影响系数显著为负。

### 5.3 环境规制影响工业就业结构的空间效应实证分析

#### 5.3.1 全局空间自相关检验

该部分通过权重矩阵下，对工业就业结构的空间相关性进行检验，并计算出各年份工业就业结构的全局莫兰指数。表5.4列出了全局莫兰指数值以及显著性检验结果。

表 5.4 工业就业结构的全局莫兰指数

年份	I	Z值	P值
2004	0.203**	2.043	0.021
2005	0.254***	2.469	0.007
2006	0.286***	2.731	0.003
2007	0.331***	3.111	0.001
2008	0.364***	3.381	0.000
2009	0.329***	3.132	0.001
2010	0.352***	3.291	0.000
2011	0.373***	3.492	0.000
2012	0.369***	3.584	0.000
2013	0.379***	3.586	0.000
2014	0.407***	3.791	0.000
2015	0.495***	4.409	0.000
2016	0.495***	4.376	0.000
2017	0.526***	4.647	0.000
2018	0.550***	4.864	0.000
2019	0.586***	5.265	0.000

从表 5.4 可以看出, 2004 年到 2019 年我国省级区域工业就业结构的 *Moran's I* 指数均在 0 到 1 之间, 其中 P 值均小于 0.05, 表明我国工业就业结构存在高-高集聚与低-低集聚的集聚现象, 有空间正自相关态势, 且 *Moran's I* 指数整体呈现增加的趋势, 说明我国省级工业就业结构的空間集聚程度逐渐加强, 这也意味着在分析工业就业结构问题上, 需要考虑地区间的空间相关性。

### 5.3.2 局域空间自相关检验

为进一步分析局部集聚特征, 本文展示 2004 年、2009 年、2014 年和 2019 年的 *Moran's I* 散点图对其进行局域空间自相关分析, 如图 5.2 所示。

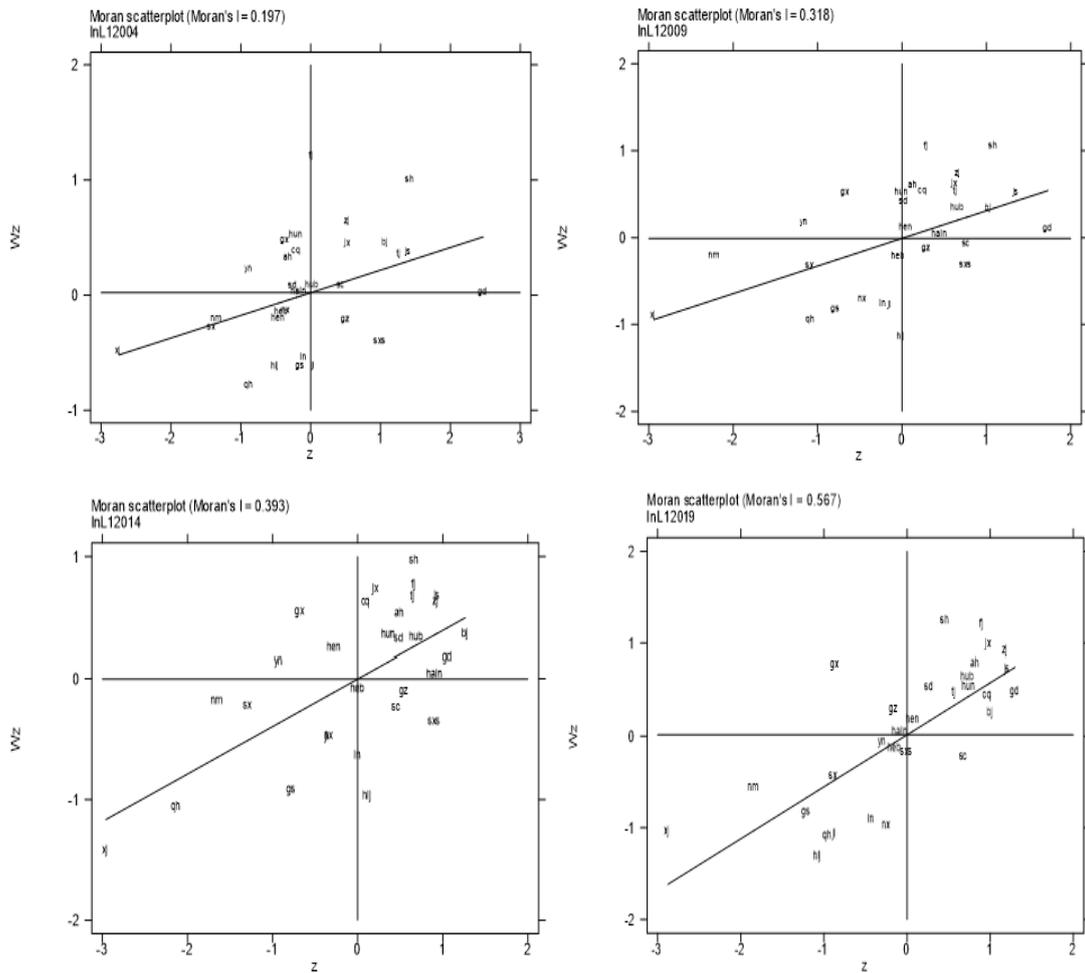


图 5.2 工业就业结构的莫兰散点图

从图 5.2 分布的散点图来看, 我国大部分省份的工业就业结构程度位于一、三象限, 呈现“高-高”型、“低-低”型集聚的空间相关性。

在 2004 年工业就业的莫兰散点图中, 上海、福建、浙江、江西、江苏、天津、北京、四川和广东共 8 个省份位于第一象限, 表明工业就业结构较高的省份相邻近; 河北、河南、山西、云南、甘肃、内蒙古、新疆、宁夏、青海共 9 个省份位于第三象限, 表明工业就业结构较低的省份相邻近。在 2019 年的工业就业散点图中, 安徽、湖北、湖南、山东、重庆增加至第一象限, 黑龙江、吉林、辽宁和陕西增加至第三象限。从图中可以看出, 位于一、三象限的省份数量总体呈现上升趋势, 表明工业就业结构较高或较低地区的空间集聚态势不断增强。

### 5.3.3 实证结果分析

为探究环境规制以及其他影响因素对工业就业结构的空間影响效应, 下文将根据普通面板回归模型和空间计量模型的实证分析结果进行不同角度的分析。由表 5.5 中 Hausman 检验所得的结果可知, 本文选择固定效应模型。普通面板回归所有估计结果如下表 5.5 所示。

表 5.5 普通面板回归结果

变量	OLS回归	个体固定	时间固定	双固定
lnER	0.280*** (4.81)	0.264*** (-4.57)	0.065** (2.52)	0.060** (2.34)
lnW	-1.556*** (-4.87)	-1.625*** (-3.81)	-0.176 (-0.84)	-0.216 (-0.98)
lnTI	-0.133 (-0.96)	-0.618*** (-3.75)	0.406*** (5.66)	0.313*** (4.17)
lnK	-0.697*** (-6.22)	-0.719*** (-4.73)	-0.006 (-0.10)	0.029 (0.41)
lnIGDP	0.552** (2.18)	1.320*** (3.27)	0.050 (0.30)	0.253 (0.94)
lnES	0.619*** (2.90)	0.476* (1.91)	0.012 (0.09)	-0.057 (-0.44)
lnFDI	0.093 (0.92)	-0.508*** (-3.19)	-0.054 (-0.91)	-0.210*** (-3.07)
lnCP	-0.270* (-1.93)	-0.357** (-2.30)	0.049 (0.75)	0.012 (0.18)
lnIS	-0.895*** (-3.00)	-1.368*** (-3.35)	-0.291 (-1.54)	-0.331 (-1.18)
常数项	6.399*** (4.45)	9.442*** (4.16)	4.693*** (5.95)	4.902*** (4.61)
样本量	480	480	480	480
R <sup>2</sup>	0.536	0.559	0.931	0.932

从表 5.5 可以看出, 面板固定效应模型的拟合效果较好, 双固定效应模型的  $R^2$  在 0.93, 各模型的核心解释变量环境规制的系数显著为正, 这表明环境规制强度的提升能够有效促进该地区的工业就业结构的升级, 其他解释变量的系数符号也符合现实, 实证结果具有一定解释性。

但是空间相关性检验结果表明, 被解释变量工业就业结构的 *Moran's I* 指数均大于 0 且 P 值均小于 0.05, 存在空间正自相关态势。在变量存在显著空间正自相关趋势的情况下, 使用传统的普通面板估计方法会使实证结果出现偏差, 因此本文纳入空间因子构建空间计量模型对工业就业结构进行实证分析。在估计检验之前, 需要在 SAR、SEM 和 SDM 三种模型中进行选择, 因此, 本文分别对三种回归模型进行回归估计, 具体结果如表 5.6 所示。

表 5.6 工业就业结构空间效应回归结果

变量	sar	sem	sdm
lnER	0.078** (2.37)	0.043 (1.35)	0.060* (1.82)
lnW	-0.658*** (-2.75)	-0.885*** (-3.55)	-0.674** (-2.51)
lnTI	0.089* (1.95)	0.131* (1.65)	0.044* (1.75)
lnK	-0.159* (-1.84)	-0.094 (-1.14)	-0.138 (-1.54)
lnIGDP	0.027 (0.12)	-0.579** (-2.22)	-0.516* (-1.93)
lnES	0.346** (2.50)	0.443*** (3.08)	0.350** (2.31)
lnFDI	-0.363*** (-4.10)	-0.188** (-2.24)	-0.103 (-1.11)
lnCP	0.180** (2.05)	0.211** (2.51)	0.162* (1.76)
lnIS	-0.492** (-2.15)	0.338 (1.24)	0.396 (1.32)
W* lnER			0.152** (2.41)
W* lnW1			1.078** (2.17)
W* lnTI			-0.647*** (-3.21)
W* lnK			-0.366** (-2.09)
W* lnIGDP			1.290*** (3.12)

(续表 5.6)

变量	sar	sem	sdm
W* lnES			-0.509** (-2.30)
W* lnFDI			0.131 (0.73)
W* lnCP			-0.634*** (-3.25)
W* lnIS			-2.611 (-0.55)
R <sup>2</sup>	0.721	0.806	0.812
$\rho$	0.789*** (31.93)	0.838*** (39.83)	0.718*** (23.13)
sigma2_e	0.232*** (14.92)	0.219*** (14.87)	0.215*** (14.95)
样本量	480	480	480
省份数量	30	30	30
Hausman test		64.89***	
LR test spatial error		281.553***	
LR robust test spatial error		155.123***	
LR test spatial lag		129.606***	
LR robus test spatial lag		3.177***	

根据表 5.6 的回归结果发现, SDM 模型的拟合效果是三种空间计量模型中最好的, 优于 SAR 和 SEM 模型, 并且从 LR 检验统计结果可以看到, LR 检验统计量在 1% 的显著性水平下拒绝了 SDM 模型退化为 SAR 或 SEM 模型的原假设, 这进一步说明了选择 SDM 进行后续分析的正确性。三种空间计量模型的空间相关系数  $\rho$  均显著为正, 表明我国工业就业结构存在较强的空间相关性, 说明某个地区的工业就业结构不仅仅受到本地的影响因素的影响, 还受到邻地相关地区的影响因素影响, 同时该地区的影响因素不仅仅影响本地区的工业就业结构, 还影响邻地相关地区的工业就业结构。

从 SDM 模型的回归估计结果可以看出环境规制作为核心解释变量, 系数通过了 10% 的显著性检验且为正, 可见从全国范围上来看环境规制通过要素替代效应和成本效应共同促进工业就业结构向高技能化方向发展。环境规制与空间权重矩阵交乘项的系数为 0.152, 并且在 5% 的水平下显著, 即环境规制强度每提升 1 个百分点通过空间溢出效应导致其相邻地区工业就业结构升级 0.152 个百分点。这主要是由于环境规制强度促进工业就业结构升级, 因此本地区会根据

相邻其他地区的环境规制强度进行环境规制强度调整，实现工业就业结构的升级，从而由环境规制激发创新所吸引低强度环境规制地区的绿色就业人员和相匹配的高技术劳动力向本地区流动。

从 SDM 模型的其他控制变量系数来看，技术创新对提升本地工业就业结构具有显著的正向影响，这是因为技术水平较高的地区对高技术劳动力具有较高的吸纳能力；工业增加值对工业就业结构的影响呈现显著的正向关系，这主要是由于地区经济水平越高会促进本地区的工业企业创新，吸纳更多的高技术劳动力，进而提高了本地区的就业结构高级化程度。

## 6 结论与建议

本文考察了环境规制与工业就业之间的关系。首先简要整理并阐述了一些关于此领域的各种相关研究方法以及结论，然后在已有研究的基础上介绍了环境规制对工业就业规模以及结构的门槛效应以及空间效应的影响效应机制，最后通过构建面板门槛模型和空间计量模型，对其门槛效应以及空间效应做了进一步的实证与分析。主要研究结论如下：

(1) 环境规制对工业就业规模的影响存在着门槛效应。环境规制对我国工业行业就业规模产生先逐渐抑制和中后期逐步促进的影响，并且目前我国地区环境规制的均值水平小于其门槛值，仍然处于环境规制对我国工业领域就业规模的抑制阶段。技术创新作为门槛变量时也存在着门槛效应，技术创新跨越门槛值后，环境规制对工业就业规模的影响由不明显到显著积极的促进影响。

(2) 环境规制和技术创新投入强度对工业就业结构的影响存门槛特征，在工业环境规制强度和企业技术创新力度达到较高水平时，企业会改变短期投入策略而从长期的规划与发展方向考虑，提高对工业环境可持续性治理的研发投资，引进各种高技术和生产制造工艺来帮助建立核心竞争优势，实现工业就业结构的升级。

(3) 考察环境规制影响工业就业的空间效应时，分析结果表明地区就业规模呈现出显著正向联系的空间相关关系，这在一定程度上反映出，我国工业就业总体规模和结构变化趋势在空间上具有较强程度的区域集聚效应。从空间计量模型实证结果来看，某一地区较高的环境规制强度可以通过空间的溢出效应而导致其相邻其他地区工业就业规模的提高，并且该地区会根据其相邻地区的环境规制强度来进行相应环境规制的强度调整，实现工业就业结构的升级。

本文根据以上的实证研究所得结果提出以下几点建议：

(1) 当地政府部门以及工业企业部门应该着眼于未来的区域经济发展战略和工业企业的未来的重点发展方向，制定出更符合本地实际情况下的综合环境规制管理政策。加强环境规制管理的制度实施工作，落实全方位的监督考核和管理，以进一步确保环境规制实施的科学有效性，进而更加有效的推动地区工业就业结构向更优化的方向加快转变。

(2) 各地政府也应当大力鼓励重点工业企业尽快转变以往的发展方式, 进行自主技术创新, 实现企业源头化治污, 促使各企业进一步提高自主技术、研发能力投入, 并利用技术创新等策略充分获取行业市场竞争的相对优势, 利用技术创新等策略充分获取行业市场竞争的相对优势, 通过利用环境规制中的技术创新补偿效应, 在逐步满足当地政府环境规制要求目标的前提下同时实现各企业利润最大化。

(3) 继续加大社会对工业个体劳动者能力的综合培训, 提高职业劳动者专业技能的掌握水平和良好的职业素养, 以全面满足就业工业企业高质量发展的要求。技术水平的提高和创新发展能力的持续提升将使得现代工业企业对高技术人才的需求亦在同时逐渐快速上升, 因此需要对中低技术劳动者普遍进行职业培训辅导和技术升级, 提高工业劳动者本身的专业综合素质和能力水平, 实现高质量就业。

(4) 加强各级地方政府部门之间的技术协作沟通交流, 共同探讨促进治理环境污染, 进一步加强监督环境规制的有效制定和实施。由于工业就业具有一定的区域空间外溢效应, 对此要求各地方和政府部门应当协作配合开展共同环保治污活动, 提高企业治理环境整体效率, 促使推动本地区工业就业规模与结构整体优化调整升级。

## 参考文献

- [1]叶昱圻,范丹.环境规制对劳动力就业影响分析——基于中国工业 25 个行业面板数据分析[J].科技促进发展,2019,15(11):1274-1280.
- [2]Lanoie P, Laurent-Lucchetti J, Johnstone N, et al. Environmental policy, innovation and performance: new insights on the Porter hypothesis[J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2011, 20(3): 803-842.
- [3]Leiter A M, Parolini A, Winner H. Environmental regulation and investment: Evidence from European industry data[J]. Ecological Economics, 2011, 70(4): 759-770.
- [4]杨涛. 环境规制对中国 FDI 影响的实证分析[J]. 世界经济研究,2003,(05):65-68.
- [5]张成,陆旸,郭路,于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究,2011,46(02):113-124.
- [6]赵红.环境规制对中国产业技术创新的影响[J].经济管理,2007(21):57-61.
- [7]李永友,沈坤荣.我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J].管理世界,2008(07):7-17.
- [8]傅京燕,李丽莎. FDI、环境规制与污染避难所效应——基于中国省级数据的经验分析[J]. 公共管理学报,2010,7(03):65-74+125-126.
- [9]李胜文,李新春,杨学儒.中国的环境效率与环境管制——基于 1986-2007 年省级水平的估算[J].财经研究,2010,36(02):59-68.
- [10]张蕴萍.环境规制对经济增长的直接及间接影响——基于山东省 1995—2010 年数据实证研究[J].理论学刊,2013(10):43-47.
- [11]张华.地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释[J].中国工业经济,2016(07):74-90.
- [12]蒯鹏,时玉勤,陶爱萍等.基于工业及劳动力异质性的环境规制就业效应[J].中国环境科学,2021,41(08):3934-3943.
- [13]秦楠,刘李华,孙早. 环境规制对就业的影响研究——基于中国工业行业异质性的视角[J]. 经济评论,2018,(01):106-119.
- [14]安孟,张诚. 环境规制是否加剧了工资扭曲[J]. 西南民族大学学报(人文社科版),2020,41(07):118-128.

- [15]Goodstein E. Jobs and the environment: an overview[J]. *Environmental Management*, 1996, 20(3): 313-321.
- [16]Gray W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. *The American Economic Review*, 1987, 77(5): 998-1006.
- [17]Henderson V. The impact of air quality regulation on industrial location[J]. *Annales d'Économie et de Statistique*, 1997: 123-137.
- [18]Greenstone M. The impacts of environmental regulations on industrial activity: Evidence from the 1970 and 1977 clean air act amendments and the census of manufactures[J]. *Journal of political economy*, 2002, 110(6): 1175-1219.
- [19]Dissou Y, Sun Q. GHG mitigation policies and employment: A CGE analysis with wage rigidity and application to Canada[J]. *Canadian Public Policy*, 2013, 39(Supplement 2): S53-S65.
- [20]陆旸.中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗?[J].*经济研究*,2011,46(07):42-54.
- [21]Bovenberg A L, van der Ploeg F. Optimal taxation, public goods and environmental policy with involuntary unemployment[J]. *Journal of public economics*, 1996, 62(1-2): 59-83.
- [22]Schneider K. Involuntary unemployment and environmental policy: The double dividend hypothesis[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 1997, 99(1): 45-59.
- [23]Morgenstern R D, Pizer W A, Shih J S. Jobs versus the environment: an industry-level perspective[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2002, 43(3): 412-436.
- [24]Gray W B, Shadbegian R J, Wang C, et al. Do EPA regulations affect labor demand? Evidence from the pulp and paper industry[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2014, 68(1): 188-202.
- [25]Bezdek R H, Wendling R M, DiPerna P. Environmental protection, the economy, and jobs: National and regional analyses[J]. *Journal of Environmental Management*, 2008, 86(1): 63-79.
- [26]闫文娟,郭树龙,史亚东.环境规制、产业结构升级与就业效应:线性还是非线性?[J].*经济科学*,2012(06):23-32.
- [27]Mishra V, Smyth R. Environmental regulation and wages in China[J]. *Journal of Environmental Planning and Management*, 2012, 55(8): 1075-1093.

- [28]陈媛媛.行业环境管制对就业影响的经验研究:基于 25 个工业行业的实证分析[J].当代经济科学,2011,33(03):67-73+126.
- [29]王柱焱,潘超.环境规制能否带来就业的增长?——基于省际面板数据的检验[J].江苏农业科学,2021,49(09):237-242.
- [30]赵连阁,钟搏,王学渊.工业污染治理投资的地区就业效应研究[J].中国工业经济,2014(05):70-82.
- [31]孙文远,周寒.环境规制对就业结构的影响——基于空间计量模型的实证分析[J].人口与经济,2020(03):106-122.
- [32]Kahn M E, Mansur E T. Do local energy prices and regulation affect the geographic concentration of employment?[J]. Journal of Public Economics, 2013, 101: 105-114.
- [33]王勇,施美程,李建民.环境规制对就业的影响——基于中国工业行业面板数据的分析[J].中国人口科学,2013(03):54-64+127.
- [34]李珊珊.环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析[J].中国人口·资源与环境,2015,25(08):135-143.
- [35]李梦洁.环境规制、行业异质性与就业效应——基于工业行业面板数据的经验分析[J].人口与经济,2016(01):66-77.
- [36]王芳.我国环境规制强度测度及其对就业规模的影响——基于省际动态面板数据的实证分析[J].中国环境管理,2021,13(01):121-127+75.
- [37]崔立志,常继发.环境规制对就业影响的门槛效应[J].软科学,2018,32(08):20-23+48.
- [38]仲伟周,陈玉洁.环境规制对异质性就业的影响机制及政策涵义——基于中国地级市动态面板数据的分析[J].软科学,2019,33(03):5-8.
- [39]陈平,罗艳.环境规制、经济结构与资源型城市就业——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2021,27(03):191-202.
- [40]Walter I, Ugelow J L. Environmental policies in developing countries[J]. Ambio, 1979: 102-109.
- [41]Wagner U J, Timmins C D. Agglomeration effects in foreign direct investment and the pollution haven hypothesis[J]. Environmental and Resource Economics, 2009, 43(2): 231-256.

- [42]马骥涛,郭文.环境规制对就业规模和就业结构的影响——基于异质性视角[J].财经问题研究,2018(10):58-65.
- [43]宋丽颖,崔帆.环境规制如何影响就业——基于中国省级数据的现实验证[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2021,45(01):87-92.
- [44]张先锋,王瑞,张庆彩.环境规制、产业变动的双重效应与就业[J].经济经纬,2015,32(04):67-72.
- [45]李珊珊.环境规制对就业结构的影响——基于工业行业动态面板数据的分析[J].中国人口科学,2016(05):90-100+128.
- [46]江永红,申慧玲.环境规制模式与就业结构升级:理论机理与实证检验[J].江海学刊,2020(05):248-253.
- [47]赵玉民,朱方明,贺立龙.环境规制的界定、分类与演进研究[J].中国人口·资源与环境,2009,19(06):85-90.
- [48]Elliott R J R, Shanshan W U. Industrial activity and the environment in China: an industry-level analysis[J]. China economic review, 2008, 19(3): 393-408.
- [49]Morgenstern R D, Pizer W A, Shih J S. Jobs versus the environment: an industry-level perspective[J]. Journal of environmental economics and management, 2002, 43(3): 412-436.
- [50]马双,张劼,朱喜.最低工资对中国就业和工资水平的影响[J].经济研究,2012,47(05):132-146.
- [51]刘玉成,童光荣.基于 SVAR 模型的中国三次产业就业影响分析[J].统计与决策,2013(03):99-101.
- [52]刘日星,蒋文莉.工资、就业结构偏离与就业动态关系差异研究[J].统计与决策,2016(24):135-139.
- [53]王孝成,于津平.中国制造业行业就业影响因素研究[J].经济评论,2010(03):30-39+56.
- [54]常继发,崔立志.技术创新、产业结构调整与就业的空间特征研究——基于空间异质性和空间相关性的实证分析[J].兰州财经大学学报,2018,34(03):35-44.
- [55]蒋勇.环境规制、FDI 与就业效应——基于省际空间面板杜宾模型的实证研究[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2017(03):86-98.

- [56] 范洪敏,穆怀中.环境规制、FDI与农民工城镇就业[J].财贸研究,2017,28(08):23-32.
- [57] 樊秀峰,周文博,成静.我国产业结构与就业吸纳能力的实证分析[J].审计与经济研究,2012,27(02):82-88.
- [58] 周源,马煜天.我国产业结构演化与就业关联性实证研究[J].商业研究,2011(11):58-63.
- [59] 何璇,张旭亮,李腾.区域产业结构调整升级对劳动力就业影响比较研究[J].经济问题,2014(10):9-13.
- [60] 殷德生,唐海燕,黄腾飞.FDI与中国的高技能劳动需求[J].世界经济,2011,34(09):118-137.
- [61] 景跃军,张昀.我国劳动力就业结构与产业结构相关性及其协调性分析[J].人口学刊,2015,37(05):85-93.

## 致谢

三载青春如白驹过隙，我的硕士学习生涯已接近尾声，但回顾我三年的硕士生涯，受益匪浅，我不仅学习了很多专业知识，也学会了做人做事脚踏实地、坚持不懈，这段时间我取得的进步都离不开老师的认真指导、同师门所有人的热情帮助以及父母的默默付出。

首先我要感谢我的研究生导师王老师，从毕业论文的开题、写作到毕业论文的完成所给予的耐心和细心的指导。王老师严谨的学术态度、精益求精的工作作风和随和幽默的生活态度深深地影响和鼓舞了我，不仅对我的学业有很大的帮助，而且在实际生活中我也学到了不少为人处事的基本原则，并从中获益良多。在此向王老师致以最衷心的感谢！此外，还要感谢统计学院的所有教师，感谢他们在这三年里对我的教导，感谢筹备论文答辩和评阅论文的各位老师，感谢您的辛勤劳动和奉献精神。

感谢师门师姐师兄、师妹师弟和同学们在学习和生活中给予的帮助，在这里我祝愿他们学有所成。感谢我的家人对我的默默付出和支持，让我可以顺利毕业！

最后，感谢我的母校，祝愿母校更加美好，再创辉煌！