学校代码：10378 密级：

分类号：F222.3



硕 士 学 位 论 文

中国经济增长与环境污染关系的实证

研究

学 号： 20132207180

学生姓名： 沈永昌

学位类别： 经济学硕士

专业名称： 统计学

研究方向： 统计理论与应用

导师姓名： 余华银 教授

二○一五年十二月

School code ：10378 Security： Classification：F222.3



An empirical study on the relationship between economic growth and environmental pollution in China

Student ID： 20132207180

Name： SHEN Yong-chang Degree category： Master of economics The professional name： Statistics

Research direction ：Statistical theory and Application Tutor’s name： YU Hua-yin

December, 2015

**学位论文独创性声明**

本人郑重声明：本人所呈交的学位论文，是在导师的指导下，独立进行研究所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不含任何其他个人或集体已经发表或撰写的作品，也不包含为获得安徽财经大学或其他教育机构的学位或证书所使用过的材料。对本文的研究做出重要贡献的个人和集体，均已在文中标明并表示了谢意。

本声明的法律后果由本人承担。

论文作者（签名）： 年 月 日

**学 位 论 文 使 用 授 权 书**

本论文作者完全了解学校关于保存、使用学位论文的管理办法及规定，即学校有权保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅和借阅。本人授权安徽财经大学可以将本学位论文的全部或部分内容编入学校有关数据库和授权学校研究生处与中国知网和万方数据签订收录协议及收录并由作者本人享有、承担相应的权利和义务，也可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存或汇编本学位论文。

注：保密学位论文，在解密后适用于本授权书。

作者签名： 年 月 日

摘要

随着经济的快速发展，中国环境污染问题也日趋严峻。改革开放以来中国经济迅猛发展，引起了世界的关注，而经济的快速发展的同时环境也急剧恶化，随着环境污染接近饱和，环境开始制约着经济的发展。可见传统“先污染、后治理”的发展模式不可取，资源匮乏和生态环境恶化成为影响可持续发展的关键因素。同时考虑不同地区不同的发展方式和地区差异。因此，如何实现不同地区的可持续的发展，也是一个巨大挑战。因此，研究经济増长与环境污染的关系并实现两者的“双赢”是十分必要的。

第一章绪论。主要介绍本文研究中国经济增长与环境污染关系的背景和意义，同时也对国内外主要的文献进行综述，及本文的研究方法和研究框架，最后是本文的创新点及不足。第二章是环境与经济增长的相关理论叙述。

第三章是从宏观层面，选取中国1983年至2012年共计30年的人均GDP和工业三废排放的时间序列数据，先对其进行非线性检验，再建立平滑转换回归模型。通过实证分析我们发现：从总体上看，中国环境库兹涅茨假设不成立，即经济增长和环境污染之间不存在倒“U”型关系。二是通过平滑转换模型，当人均GDP越过门限值后，经济增长对环境的压力越来越大，表明现阶段我国环境问题依然严峻。可以说中国环境污染已处于高速恶化态势。这和大多国内研究不同。三是废水模型表现出来从

1983年后工业废水排放量就逐渐减低，这与实践情况不符，表明以往用工业废水排放量指标作为环境污染指标研究中国经济增长与环境污染问题欠妥。

第四章是从省级层面，选择1997年至2012年全国30个省份的面板数据，建立了面板平滑转换模型，同时模型加入了经济结构指标、技术进步指标、城镇化指标和对外贸易指标，通过对模型结果分析可得：一、工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型中，人均GDP与三类环境污染指标之间均不存在倒“U”型关系，且比较稳健，所以环境库兹涅茨假说不成立。二、经济结构对三类环境污染指标在大多数情况下表现为负的影响，说明第三产业的发展会显著减低我国工业废气排放量、工业固废排放量和二氧化碳排放量。表明我国正在大力推进产业结构的优化升级，会改善我国环境现状。三、技术进步指标对三类环境污染物的影响较特殊，并没有表现出技术进步有明显降低污染物排放的现象，这与我们技术进步水平层次较低有关，也和大多数研究不同。四、由于城镇化直接推动房地产等产业的快速发展，经济发展初期没有明显表现出降低三类环境污染物排放量，但经济发展到一定程度确实能显著改善环境状况。五、对外贸易一定程度上确实增加了环境污染物排放量，我国现阶段对外贸易中大多数产品均是污染密集型产品，一定程度上造成我国环境恶化。最后再进行人均

GDP 的弹性分析，工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型结果均表明经济增

1

长是环境污染的原因之一。但随着经济增长，经济增长对环境的负面影响效益正在逐步得到减低。

第五章经济增长、二氧化碳排放与FDI的实证研究。本章利用中国27个省市1995-2012年人均GDP、人均FDI及人均CO2数据，对数据进行平稳性检验，再运用PVAR模型研究经济增长、FDI和碳排放三者之间关系。研究结果表明：第一，FDI是碳排放的原因。FDI对碳排放的影响表现出一种先促进后抑制效果，且抑制效果具有逐渐增强态势，表明中国的招商引资更加注重质量，进一步否定了中国存在“污染天堂假说”。第二，经济增长与碳排放互为因果关系。第三，FDI是经济增长的原因。

FDI对经济增长的影响却是一种单向的促进效应，但这种效应具有变小的趋势。

基于以上三个实证模型，全面检验了中国环境库兹涅茨曲线假说和污染天堂假说。综合提出经济增长和环境污染二者协调发展的政策建议，促进我国实现环境改善和经济可持续发展的目标。并考虑外商直接投资对我国经济增长与环境污染的影响，然后提出相关建议。

**关键词：**PSTR；环境库兹涅茨曲线；污染天堂假说；经济增长

2

Abstract

With the rapid development of economy, China's environmental pollution is becoming more and more serious. Since the reform and opening up, China's rapid economic development, has caused the world's attention, and the rapid development of the economy, while the environment is also deteriorating, as the environment pollution is close to saturation, the environment began to restrict economic development. It is not desirable that the traditional " first pollution, post governance" development model, the lack of resources and the deterioration of the ecological environment has become the key factor of sustainable development. At the same time, the development of various regions of the gap, and the development of the model is also different. Therefore, how to develop a reasonable and sustainable development is a great challenge in the present model. Therefore, the research of economic growth and environmental pollution and achieve the " win-win" is very necessary.

The first Chapter is introduction. It includes the main research background and significance, domestic and international literature review, and the research methods and research framework, and finally the innovation and shortage of this paper. The second chapter is about the theory of environment and economic growth.

The third chapter is from the macro level, it selects the time series data of China from 1983 to 2012, a total of 30 years, of per capita GDP and industrial waste discharge, conducts nonlinear test, establishes a smooth transition regression model. Through empirical analysis, we find that: on the whole, the Chinese environmental Kuznets hypothesis does not exist, that is, economic growth and environmental pollution does not exist relationship of the inverted " U" type. When the per capita GDP across the threshold, the economic growth of the environment is growing, it shows that China's environmental problems are still grim. It can be said that China's environmental pollution has been at a rapid deterioration of the situation. This is different from most domestic studies. Third model wastewater show from 1983 after industrial wastewater emissions gradually reduced. This is inconsistent with the practical situation, indicating that instead of using industrial wastewater emissions targets as indicators of environmental pollution of China's economic growth and environmental pollution problems is undeserved.

The fourth chapter is the empirical analysis of the relationship between environmental pollution and economic growth in China. From 1997 to 2012 the

**I**

ABSTRACT

National 30 provinces panel data were selected to establish the panel smooth transition model. At the same time, the model with the index of economic structure, technical progress index, index of urbanization and foreign trade indicators, through the model analysis of the available:, industrial emissions, industrial solid waste model and the carbon dioxide model, per capita GDP and three kinds of environmental pollution indicators do not exist between the inverted" U" - type relationship, and relatively stable, so environmental Kuznets hypothesis does not hold. Second, the economic structure of three kinds of environmental pollution index in most cases performance for negative impact, indicating that the development of the tertiary industry will significantly reduce China's industrial emissions, industrial solid waste emissions and carbon dioxide emissions. That China is vigorously promoting the optimization and upgrading of industrial structure, will improve the environment of our country. Three, technological progress indicators for the three types of environmental pollutants, the impact is more special, did not show a strong reduction of three types of pollutants, which is related to the level of our technological progress, which is different from most of the research. Four, due to the rapid development of real estate and other industries, the rapid economic development, the initial stage of economic development has not significantly reduced emissions of three kinds of environmental pollutants, but the economic development to a certain extent can significantly improve the environment. Five, foreign trade to a certain extent, the increase of environmental pollution emissions, China's current foreign trade in most products are pollution intensive products, to a certain extent, cause the deterioration of the environment in our country. Finally the elasticity of per capita GDP of analysis, industrial waste gas model, industrial solid waste model and the carbon dioxide model results show that economic growth is one of the causes of environmental pollution. But with the economic growth, the negative impact of economic growth on the environment is gradually reduced.

The fifth chapter is the empirical research on economic growth, carbon dioxide emissions and FDI. In this chapter, we use the GDP data of 27 provinces and cities in China, CO2, per capita FDI and per capita 1995-2012 data to carry out the data, and then use the PVAR model to study the relationship between economic growth, FDI and carbon emissions. The results show that: first, FDI is the cause of carbon emissions. The effects of FDI on carbon emissions show a first to promote the inhibition effect, and the inhibition effect has gradually increased, which shows that China's investment is more focus on quality, further denied the existence of China's

II

Pollution refuge hypothesis". Second, economic growth and carbon emission is reciprocal causation relationship. Third, FDI is the cause of economic growth. The effect of FDI on the economic growth is a kind of unidirectional promotion effect, but this effect has the trend of small change.

Based on the above three empirical models, the environmental Kuznets curve hypothesis and the pollution haven hypothesis were tested comprehensively. We proposed policy recommendations for the coordinated development of economic growth and environmental pollution to promote China's environmental improvement and economic sustainable development goals. And consider the impact of foreign direct investment on China's economic growth and environmental pollution, and put forward the relevant suggestions.

**KEYWORDS:** PSTR; Environmental Kuznets curve; Pollution heaven hypothesis; Economic growth

**III**

目 录

[摘要](#_Toc686347768) 3

[Abstract](#_Toc686347769) 4

[ABSTRACT](#_Toc686347770) 4

[第一章 绪论](#_Toc686347771) 7

[第一节 研究背景和选题意义](#_Toc686347772) 7

[一、 研究背景](#_Toc686347773) 7

[二、 现实和理论意义](#_Toc686347774) 8

[第二节 相关文献综述](#_Toc686347775) 8

[一、 国外文献综述](#_Toc686347776) 8

[二、 国内文献综述](#_Toc686347777) 9

[第三节 研究方法和论文框架](#_Toc686347778) 10

[一、 研究方法](#_Toc686347779) 10

[二、 论文框架](#_Toc686347780) 10

[第四节 本文的创新和不足](#_Toc686347781) 10

[一、 本文可能的创新](#_Toc686347782) 11

[二、 本文的不足](#_Toc686347783) 11

[第二章 ECK假说及污染天堂假说的理论简述](#_Toc686347784) 11

[第一节](#_Toc686347785) **[ECK](#_Toc686347785)**[假说的理论简述](#_Toc686347785) 11

[一、](#_Toc686347786) **[EKC](#_Toc686347786)**[的主要内容](#_Toc686347786) 11

[二、 经典](#_Toc686347787)**[EKC](#_Toc686347787)**[研究方法](#_Toc686347787) 12

[三、](#_Toc686347788) **[EKC](#_Toc686347788)**[的理论解释](#_Toc686347788) 13

[第二节 污染天堂假说的理论简述](#_Toc686347789) 13

[一、 污染天堂假说的理论基础](#_Toc686347790) 13

[二、 产业转移的解释](#_Toc686347791) 13

[三、 污染产业转移的机制](#_Toc686347792) 13

[第三章](#_Toc686347793) **[EKC](#_Toc686347793)**[假说的中国总体实证分析](#_Toc686347793) 14

[第一节](#_Toc686347794) **[STAR](#_Toc686347794)**[模型](#_Toc686347794) 14

[一、](#_Toc686347795) **[STAR](#_Toc686347795)**[模型简介](#_Toc686347795) 14

[二、 非线性检验方法](#_Toc686347796) 16

[第二节 变量与检验](#_Toc686347797) 17

[一、 数据来源](#_Toc686347798) 17

[二、 单位根检验](#_Toc686347799) 19

[三、 非线性协整分析](#_Toc686347800) 22

[第三节](#_Toc686347801) **[EKC](#_Toc686347801)**[的实证分析](#_Toc686347801) 24

[一、 人均工业废气与人均](#_Toc686347802)**[GDP](#_Toc686347802)**[的平滑转换过程](#_Toc686347802) 24

[二、 人均工业固体废弃物与人均](#_Toc686347803)**[GDP](#_Toc686347803)**[的平滑转换过程](#_Toc686347803) 25

[三、 人均工业废水与人均](#_Toc686347804)**[GDP](#_Toc686347804)**[的平滑转换过程](#_Toc686347804) 25

[四、 结论](#_Toc686347805) 27

[第四章](#_Toc686347806) **[ECK](#_Toc686347806)**[假说的中国区域实证分析](#_Toc686347806) 27

[第一节 面板平滑转换模型](#_Toc686347807) 27

[一、](#_Toc686347808) **[PSTR](#_Toc686347808)**[模型简介](#_Toc686347808) 27

[二、 同质性检验](#_Toc686347809) 29

[三、 非剩余的异质性检验](#_Toc686347810) 31

[四、 模型估计方法](#_Toc686347811) 32

[第二节 环境效应的测度](#_Toc686347812) 33

[一、 二氧化碳排放量的测算方法](#_Toc686347813) 33

[37](#_Toc686347814) 33

[二、 技术进步指标测度](#_Toc686347815) 33

[三、 环境效应的描述性统计分析](#_Toc686347816) 40

[第三节 基于](#_Toc686347817)**[PSTR](#_Toc686347817)**[模型的](#_Toc686347817)**[ECK](#_Toc686347817)**[假说的实证分析](#_Toc686347817) 44

[一、 模型设定与检验](#_Toc686347818) 44

[二、 模型估计](#_Toc686347819) 48

[三、 人均](#_Toc686347820)**[GDP](#_Toc686347820)**[对三类污染物弹性分析](#_Toc686347820) 51

[51](#_Toc686347821) 55

[四、 小结](#_Toc686347822) 55

[第五章 污染天堂假说的中国实证分析](#_Toc686347823) 56

[第一节 模型介绍及数据来源](#_Toc686347824) 56

[一、 模型介绍](#_Toc686347825) 56

[二、 数据来源](#_Toc686347826) 57

[55](#_Toc686347827) 57

[第二节 污染天堂假说的实证检验结果与分析](#_Toc686347828) 57

[一、 面板单位根检验与滞后阶数的选择](#_Toc686347829) 57

[二、 模型估计](#_Toc686347830) 59

[三、 脉冲响应和方差分解](#_Toc686347831) 61

[四、 因果检验](#_Toc686347832) 67

[五、 小结](#_Toc686347833) 68

[结论：](#_Toc686347834) 68

[第六章 结论与建议](#_Toc686347835) 69

[第一节 本文的主要结论](#_Toc686347836) 69

[一、 中国](#_Toc686347837)**[EKC](#_Toc686347837)**[假说的结论](#_Toc686347837) 69

[二、 中国污染天堂假说的结论](#_Toc686347838) 70

[第二节 政策建议](#_Toc686347839) 70

[一、 坚持可持续发展之路，拒绝走“先污染后治理”的老路](#_Toc686347840) 70

[二、 完善环保制度建设，落实环保及产业政策](#_Toc686347841) 70

[三、 稳步提高技术进步水平，合理推进城镇化以及调节出口结构](#_Toc686347842) 70

[四、 合理有效利用外资，积极引进国外先进技术](#_Toc686347843) 70

[参考文献](#_Toc686347844) 71

[在读期间科研成果](#_Toc686347845) 74

3

# 第一章 绪论

## 第一节 研究背景和选题意义

### 一、 研究背景

改革开放三十年，中国经济的飞速发展得到了世界的认可。但环境问题也日益成为全球关注的焦点。环境问题是指人类在改造自然环境和创建人类文明进程中，对周围自然环境造成的负面影响。这些负面影响归结起来总共有两大类，其一是环境破坏，主要是指人类的生产生活直接影响环境，如人类滥砍滥伐造成植被破坏、过度开垦导致土地沙漠化等，其二是环境污染，主要指得是人类生产生活的废弃物对自然环境的影响，比如工业生产造成的大气污染、水污染。环境污染数据可以直观感受到我国环境污染现状。

首先关注世界十大环境问题中中国突出的反面影响。我国长江以南地区是世界三大酸雨地区之一，且我国国土的30%不同程度受到酸雨的侵害；全球温室效应主要是由二氧化碳排放引起的，而我国二氧化碳排放量居世界第二位；全球土地沙漠化严峻，其中每年以600万公顷的土地沦为沙漠或荒漠，无法进行农牧业

生产，而我国这项数据是500公顷；全球水资源危机，而中国是全球21个贫水

国之一，全国有300多座城市缺水，特别是北方城市缺水严重；全球大气污染，

近期我国雾霾天气频发，我国检测的600多城市中只有一成符合国家标准。

其次关注我国大气污染现状。总体上看大气污染形式严峻，污染排放指标总量较高。其中2013年公布的数据显示，2012年我国二氧化硫排放量达到211.8

万吨，氮氧化物排放量达到233.8万吨，烟（粉）尘排放量达到123.6万吨。相

对数上看，2012年工业废气排放量达到635519.1亿标立方米，而1995年这个指

标数值为107478亿标立方米，增长了近6倍。2008年美国二氧化硫排放量为

10368千吨，而中国2008年二氧化硫排放量达到了23212千吨，是美国的近2倍。二氧化硫、氮氧化物等废气的大量排放必将导致中国大气环境质量的集聚恶化。2010年后我国华北平原和华东平原均不同程度出现雾霾天气，内陆中东部大部分城市大气环境质量达不到中国规定的二级标准，参考环境统计的338个城市中，超过三分之一的城市属于严重污染型城市①。

与此同时，水污染问题也不同忽视。2012 年中国废水排放量达到了684.8

亿吨，其中工业废水排放量达到了221.3亿吨。废水排放居高不下，直接危害人民生命财产安全。中国七大水系中辽河污染程度最大，污染程度最小的是长江，七大水系中近一半的水质不能做饮用水源，其中流经大中小城市的河段水源已丧

①数据来自国家统计局网站，[http: //data. stats. gov. cn/easyquery. htmcn=C01](http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01)．

1

失使用功能，且大部分达到劣5类水质。由于水体富营养化导致75%以上的湖泊生态功能下降。中国人均水资源只有2500立方米，只占世界平均水平的四分之一。故中国水环境严峻。

最后是垃圾污染。工业固体废弃物在垃圾中占极大比例，比如2000年中国

工业固体废物年产生量达8.2亿吨，而中国城市生活垃圾年产生量为1.4亿吨，其中工业固体废弃物的综合利用率只用46%，而城市生活垃圾达到无害化不到一成。从增长量上看。而2012年中国工业固体废弃物产生量为33亿吨，与2000

年相比，增长了近4倍，人均工业固体废弃物产生量也达到了0.3吨，虽然工业

固体废弃物综合利用率与2000年有所提高，但总的排放量不但没有减少而且还增加了②。固体废弃物，即通常所说的垃圾，一般采用填埋方法处理，而如今中国大多是城市已经是被垃圾包围了。

环境污染的危害主要有：首先，环境污染会直接影响人们的身体健康，特别是大气污染直接会导致呼吸系统受损、神经系统异常，甚至致癌。其次，大气污染也会导致农作物减产，容易形成酸雨，产生温室效应，最后，环境污染会给生态系统造成直接的破坏和影响，比如：[沙漠化](http://baike.baidu.com/view/84740.htm)会直接影响农牧业生产生活，环境污染也会给人类社会造成间接的危害，此种危害性更强且难消除。比如生物多样性的破坏。

### 二、 现实和理论意义

上个世纪九十年代末期Grossman和Krueger提出环境库兹涅茨假说，此后学者进行了大量实证研究，但是实证研究所得到结论会随指标选取和计量方法的不同而得出不同的结论。本文从统计学立场，在前人研究基础上提出修正目前研究环境库兹涅茨曲线假说缺陷的方法，为研究我国经济增长与环境污染之间的关系提供支持。同时，对于经济增长与环境污染关系的研究中，国内尚无文献从非线性的角度研究，分析经济增长对环境造成的影响，本文根据平滑转换理论，较为精确的测度了环境污染与经济增长之间的关系。另外，国内对于我国经济增长与环境污染关系的研究方法较为简单，而在经济发展错综复杂的今天，这些方法已显然不能满足研究的需要。本文采用时间序列数据和面板数据分别研究了全国和各个地区之间经济增长与污染物之间的关系，最后考虑到我国改革开放最大的意义就是招商引资，其中外商直接投资可以直接用于分析外商直接投资对我国环境到底产生了怎样的影响。进而本文也对中国是否存在污染天堂假说进行检验。

通过背景分析可知，中国环境污染问题严峻。改革开放以来中国经济迅猛发展，引起了世界的关注，而经济的快速发展的同时环境也急剧恶化，随着环境污染接近饱和，环境开始制约着经济的发展。可见传统“先污染、后治理”的发展

②数据来自中国经济与社会发展统计数据库网站，[http: //tongji. cnki. net/kns55/Dig/dig. aspx](http://tongji.cnki.net/kns55/Dig/dig.aspx)．

2

模式不可取，资源匮乏和生态环境恶化成为影响可持续发展的关键因素。中国“十二五”期间提出了单位国内生产总值能源消耗和二氧化碳排放量大幅下降、生态环境质量明显改善的目标。因此，研究经济増长与环境污染的关系，并进一步研究经济可持续发展道路问题十分必要③。同时，各个地区发展的模式和水平有所差异。因此，如何在现有模式下，合理、可持续的发展是面临的一个巨大挑战，本文通过建立平滑转换模型和面板平滑转换模型，分析了全国及各地区经济增长与环境污染二者之间的关系，检验中国是否存在环境库兹涅茨假说，同时也考虑

FDI对我国经济和环境产生的深远影响，实证分析了FDI、经济增长和碳排放三者之间的动态关系，检验中国是否存在污染天堂假说。并通过模型分析提出相应的政策建议。

## 第二节 相关文献综述

随着环境问题日益成为全人类所关注的焦点，关于环境污染和经济增长的关系研究也逐渐增多，主要针对Grossman和Krueger于1991年提出环境库兹涅茨假说展开，Grossman和Krueger首次运用实证检验了环境-收入之间存在倒“U”型关系。随后国内外学者对环境库兹涅茨曲线假说进行了大量的研究。

### 一、 国外文献综述

#### （一）国外对**EKC**的研究

国外对于环境和经济增长问题的研究最早可追溯到罗马俱乐部在上个世纪

70年提出的“增长极限说”，即受到环境约束经济增长不会长期持续且必要时需减低经济增长来保护环境。但其观点受到质疑。随Beckerman(1992)，Barlett（1994）提出了新的观点-认为经济增长本身会改善环境。随后Grossman和Krueger 在

1991年研究NAFTA协议的环境效益时，提出了环境-收入之间存在倒“U”型关系。并与1995年首次利用回归模型对全球66个国家和地区的多种污染物进行了深入研究，发现存在倒“U”型关系，类比Kuznet（1955）提出的人均收入分配与经济之间存在倒“U”型曲线关系，提出环境库兹涅茨假说。其研究结论中库兹涅茨转折点出现在人均GDP在400至5000美元之间。几乎同时，Panayotou（1995）也提出了环境污染与经济增长之间存在驼峰型的环境库兹涅茨曲线。随后许多学者采用不同污染物指标，运用时间序列、截面数据或面板数据，建立模型验证

EKC假说。Cole等（1997）选择二氧化碳排放量作为环境污染指标也证明了EKC假说存在。Schmalensee等（1998）通过对OECD④和非OECD国家的环境污染与经济发展进行分析发，非OECD国家没有出现与OECD国家一样的倒“U”

③国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要，[http: //www. gov. cn/2011lh/content\_1825838\_2. htm](http://www.gov.cn/2011lh/content_1825838_2.htm)

④OECD是经济合作与发展组织（Organization for Economic Co-opertion and Development）的英文简称，它是由34个市场经济国家组成的政府间国际经济组织．

3

型关系。Galeatti和Lanza（1999）运用面板数据估计了两个可替代的函数，证实存在倒“U”型环境库兹涅茨曲线。List和Gallet（1999）利用全美50个州的面板数据，研究经济发展水平对环境退化的影响，结果证实存在环境库兹涅茨曲线，并计算出拐点。Taskin和Zaim（2000）采用截面数据，进行非参数回归，发现高收入国家人均收入在5000至12000美元时，环境会随着经济发展而恶化，存在N性的EKC曲线关系。Azomahu和Van（2001）采用参数模型和非参数模型对全球100个国家进行回归估计，结果表明不同模型得到不同结论，即非参数模型表明环境和经济增长之间存在单调关系，而参数模型则显示存在倒“U”型关系。Hill和Magnani（2002）使用三个截面数据，对156个国家碳排放与人均收入进行模型估计，得出了三个截面估计均发现存在EKC。对于EKC的检验大多采用经典的多项式模型，也有很多学者采用不同模型。Pauli（2003）为避免存在

EKC伪结论，运用贝叶斯回归，选用国别自回归，结果发现不同OECD国家适用不同的模型，其中钟型环境库兹涅茨曲线适用于美、法、德、英等国；而环境污染与人均收入呈现递减关系的是卢森堡和捷克。部分学者也探讨了EKC模型的异质性问题。Maretinez等（2004）运用22个OECD国家的1975年至1998年共23年碳排放和收入的数据进行EKC研究，并进行了国家的同质性检验，结果对于绝大多数国家没有存在倒“U”型关系而是存在N型关系，并检定异质性确实存在。Dijkgraaf和Vollebergh（2005）使用24个OECD国家1960至1997年的人均GDP和人均二氧化碳排放数据，首先在研究法国和日本时直观上怀疑同质性，然后利用多项式模型检验同质性时均被明确拒绝原假设，最后进行时间序列估计时发现只有11个国家存在环境库兹涅茨假说。Galeatti（2006）提出了一种新的函数形式来估计EKC，其中OECD国家数据是从1960年到1997年，而非OECD国家数据是从1971年到1997年，环境污染指标选取碳排放量与人均收入，对总计125个国家和地区研究表明，OECD国家存在EKC假说，而非

OECD不存在EKC现象。Aslanidis和Iranzo（2009）运用面板平滑转换模型对

77个非OCED国家二氧化碳排放量与人均收入进行研究，证明不存在EKC，但通过模型发现了两种机制，即低收入机制和高收入机制。Lee和Chiu（2013）也运用此模型对OECD国家的环境与能源消费进行研究，表明存在异质性。Jobert等（2012）捕捉参数的异质性，通过对模型参数的先验假定，运用贝叶斯估计得到二氧化碳排放与经济增长关系函数表达，结果发现只有第一类发达国家存在倒“U”型关系，而其他国家存在不同关系类型。

#### （二）国外对污染天堂假说的研究

在对环境库兹涅茨假说研究的同时，一些学者也发现了可能存在发达国家把污染型企业转移到发展中国家或是通过提高环境法规导致很多污染型产品禁止在发达国家生产而是通过进口满足需求。这样可能存在污染天堂假说。

4

所谓的污染天堂假说是由Baumol和Oates在1988年基于H-O模型的理论分析出发展中国家由于环境管制松散使环境要素是充裕的，而发达国家由于环境管制严苛使环境要素是稀缺的。故发达国家的污染密集型产业必然会向发展中国家转移，并由Copeland和Taylor（1994）对全球国际贸易所产生的环境效应进行研究发现，贸易自由化一方面有效的改善了发达国家的环境污染程度；另一方面贸易自由化加剧了发展中国家的环境污染水平。并进一步研究发现综合贸易自由化对发达国家环境的益处和对发展中国的弊处，国际贸易总体上会对环境产生负面影响。并由此提出了污染天堂假说（Pollution Heaven Hypothesis,此假说也称为污染避难所假说）。该假说认为：在自由贸易条件下，成本决定工业区位选择，同等情况下，污染企业就会选择在环境标准较低的国家进行生产，这些国家就可能由于大量污染企业的生产导致环境状况恶化，成为污染天堂。Colin 和

Kenichi（2008）对日本钢铁、有色金属、造纸等五个污染密集型行业进行实证检验发现，并不存在污染天堂假说。Robert和Shimamoto（2008）针对日本对东南亚国家的投资是否导致投资国成为污染天堂进行分析，使用了1986年至1998年数据建立理论模型分析发现，菲律宾、马来西亚等东南亚国家较低的环境管制并不是影响日本投资的因素，故东南亚各国不存在污染天堂假说。Cole和Elliott

（2005）对美国投资墨西哥和巴西进行检验，发现巴西和墨西哥宽松的环境政策和充足的资本是美国污染密集行业所关注的，而巴西和墨西哥也成为污染天堂，可见只有同时具备宽松的环境政策和充足的资本才可能成为污染天堂。

当然也有国外学者认为“污染天堂”假说不成立。Grossman and Krueger（1993）提出可以将贸易对环境的影响分解为规模效应、结构效应和技术效应。Eskeland和Harrison（2002）的深入研究表明FDI的技术效应会改善东道国的环境状况，外企比内资企业更加重视环境保护，更愿意使用新技术和工艺减少环境污染。

Hoffman（2005）检验了二氧化碳排放与FDI之间的存在Granger因果关系，结果指出在低收入国家“污染天堂”假说是成立的，而在高收入国家二者之间没有因果关系。Perkins和Neumayer（2009）研究发现发展中国家的FDI对本国的二氧化碳和二氧化硫排放效率没有影响，则表明不存在“污染天堂”效应，并进一步分析外资企业对被投资国环境具有改善效应。Dietzenbach和Mukhopadhyay（2004）从投入产出角度对印度是否存在污染天堂假说进行检验，研究表明印度污染天堂假说不成立，反而在贸易中获益，没有表现出明显的环境恶化。Feng Helen

Liang（2005）研究了FDI与空气污染的关系，认为两者之间是一种负向关系，从而证明污染天堂假说不成立。

### 二、 国内文献综述

#### （一）国内对**ECK**研究

国内学者对ECK的研究较晚，彭水军和包群（2006）以六种指标来度量环

5

境污染水平，利用全国30个省市自治区的面板数据系统全面的进行EKC中国检验，结果显示由于不同污染指标，各地区的EKC呈现出倒“U”、倒“N”、N型及U型等不同形状，且环境控制变量对环境与经济增长关系有显著影响。对ECK中国检验的文献还包括李刚（2007）、沈永昌（2014）等。目前大部分学者均验证存在二氧化碳EKC曲线，普遍认为只要人均收入跨过了倒“U”型曲线的拐点，碳排放就会进入下降通道，将出现经济增长会显著改善环境质量。若倒“U”型的EKC不能被验证，那么经济的快速增长会导致环境问题日益严峻，则经济增长对碳排放的影响是令人忧虑的。还有部分学者对经济增长和环境污染之间的异质性进行了卓有成效的研究。刘金全等（2009）采用线性方法和非线性方法对中国环境污染与经济增长之间关系进行分析，建立面板数据模型对废水、废气和固体废弃物三类污染指标与人均收入进行估计，结果表明非线性的Weibull函数模型和Gamma函数模型有更好的精确性和拟合能力。姚昕（2009）在国内首次运用面板平滑转换模型对环境污染和经济增长之间关系进行研究，结果表明以粉尘、烟尘作为环境污染指标时二者之间存在倒“U”关系，证明环境库兹涅茨假说成立，而二氧化硫作为环境污染指标，二者之间呈现出“N”型关系。张成等

（2011）基于工业化程度和人均收入对中国31个省份进行分组来克服异质性问题，但模型估计系数认为同质性假定，结论表明不同地区和污染指标选择会使环境污染与经济增长呈现五种关系，即单调递减、“U”型、倒“U”型、“N”型和倒“N”型。李小胜等（2013）运用面板平滑转换模型较好的捕捉了环境污染与经济增长之间的异质性，有效的避免了采用线性计量模型解决非线性的计量问题，研究得出工业废水排放与人均收入满足ECK假说，而工业废气和工业固体废弃物排放则不满足ECK假说。

#### （二）国内对污染天堂假说研究

而对于污染天堂假说的研究大多是实证方面。陈红蕾和陈秋锋（2006）建立区位选择模型对污染天堂假说在中国进行了实证检验，结果表明，FDI并未导致明显的污染产业转移。张成（2011）通过对内资和外资的工业部门污染排放效应进行分析，从技术效应、规模效应和结构效应三分层次上说明，相对于内资，外资更容易造成环境质量恶化，从而支持了污染天堂假说。Jing Zhang和Xiao lan

Fu（2008）运用中国省级面板数据验证了在中国存在“污染天堂”假说，同时也发现FDI倾向于在环境管制松的地区进行投资。但邓柏盛和宋德勇（2008）利用时间序列模型和面板数据模型发现，FDI则改善我国环境，可能引起环境恶化的是国际贸易。赵文军和于津平（2012）以全要素生产率作为经济增长指标，运用面板数据分析得出FDI对中国工业经济具有促进作用，同时强调FDI在经济转型升级上的拉动作用。马立军（2013）通过建立内生经济增长模型，把FDI技术溢出效应纳入其中，对FDI与经济增长关系进行了实证检验，结果表明，总体

6

上，FDI有益于经济增长，但FDI对经济的促进效应会减弱。

#### （三）经济增长与环境关系的研究评述

综合上面的文献分析，首先在对环境库兹涅茨假说进行检验时多数文献未考虑异质性问题，武断的认为适用于发达国家的二次或三次多项式函数模型也适用于发展中国家，即认为所有地区均共享相同的转折点，这显然过于苛刻，且存在很大争议；其次，经济增长与环境污染的经典多项式模型也存在线性假定缺陷，反应在模型上表现为不同时期和地区各变量对环境污染的影响程度是一样的。现阶段发展中国家和地区随经济增长导致环境恶化与发达国家随经济增长环境改善放在一个模型中确实不合适。最后，运用平滑转换模型研究经济增长与环境污染关系问题国内文献较少。

再对研究污染天堂假说的文献回顾中发现在对FDI与经济增长，经济增长与碳排放，以及FDI与环境污染之间的动态研究文献颇多，但把FDI、经济增长和碳排放放在一起研究确实不多。大多数文献使用时间序列数据，考虑到中国统计制度的因素，时间序列数据时序并不长，对于时间序列分析要求时序长度大于

30都很难达到。其次在对FDI、经济增长与碳排放的研究文献中多数都是事先规定经济增长或碳排放为因变量，然后在对参数进行估计，这种先设定因变量值得商榷，最后，国内基于FDI、经济增长和碳排放的研究比较少，且应用的方法包括误差修正模型，协整分析，因果分析等。

7

## 第三节 研究方法和论文框架

### 一、 研究方法

本文研究采用了实证分析和规范分析、描述分析和计量模型分析、静态分析和动态分析相结合的方法，从理论阐明和实证分析角度研究中国环境污染与经济增长之间的关系。首先，需要用合理的理论和模型来描述我国环境污染与经济增长关系，规范分析就是证明使用的模型是否与研究问题相符合，通过规范分析后，便可进行实证分析，如本文中在对模型的非线性检验和非剩余的异质性检验都是为了确保模型的正确性，使实证结果可信；其次，描述分析和计量模型分析相结合，描述分析可以初步推定模型结果。如本文对我国省级实证分析中，先通过散点图观察解释变量和被解释变量大体关系，再通过建立的面板平滑转换模型较精确的测度二者关系，使实证分析有理有据；最后，静态分析和动态分析相结合，再对建立面板平滑转换模型前对截面数据进行分析，这是静态分析，而建立基于时间序列的平滑转换模型和基于面板数据的面板平滑转换模型以及面板VAR模型则是动态分析。

### 二、 论文框架

本文在对国内外最新研究成果进行研究后，介绍本文所用的理论和实证分析方法，从总体和省级角度对我国环境污染与经济增长二者关系建立模型，检验我国总体和省级是否存在环境库兹涅茨曲线假说，并分析其他因素如技术进步、城镇化率等对我国环境污染的影响，然后进行弹性分析，最后对外商直接投资。经济增长和二氧化碳排放三者关心进行探讨，研究中国是否存在污染避免所假说。以经济增长和环境污染理论为基础，以计量经济学分析方法为研究工具，探讨了中国环境与经济可持续发展问题。图1-1给出本文的研究框架。

环境与经济增长关系

外商直接投资

环境污染与经济增长的总体实证分析

环境污染与经济增长的省级实证分析

|  |  |
| --- | --- |
| 经济增长理论 |  |
|  |
|  | |
| 环境经济学 |  |
|  |

经济增长、环境和 FDI 的实证分析

图1-1 本文研究框架

8

根据上文的研究框架，本文共分六章，各章主要内容如下：

第一章是绪论。主要介绍本文研究经济增长与环境污染关系的背景和意义，国内外主要的文献综述，及本文的研究方法和研究框架，最后是本文的创新点及不足。

第二章是环境与经济增长的相关理论。包括EKC假说理论和污染天堂假说理论。

第三章是中国环境污染与经济增长关系的总体实证分析。从宏观层面，利用中国1983年至2012年共计30年的人均GDP和工业三废排放的时间序列数据，先对其进行非线性检验，再建立平滑转换回归模型，来验证经济增长和环境污染之间是否存在EKC假说，并对现阶段我国环境问题进行深入分析，并对时间序列进行平稳性检验和变量的协整检验。

第四章是中国环境污染与经济增长关系的区域实证分析。本章继承并推广了平滑转换模型，选择1997年至2012年全国30个省份的面板数据，建立了面板平滑转换模型，其中环境污染指标选择了工业废气排放量、工业固体废弃物排放量和二氧化碳排放量（由第三章分析可知工业废水排放量存在很大问题故在本章实证分析中舍去），经济增长指标选择人均GDP，并加入了经济结构指标、技术进步指标、城镇化指标和对外贸易指标，对数据进行了同质性检验和非剩余的一致性检验，建立的平滑转换模型能够很好的刻画环境污染与经济增长二者之间的关系，并进行弹性分析。

第五章经济增长、二氧化碳排放与FDI的实证研究。本章利用中国27个省市1995-2012年人均GDP、人均FDI及人均CO2数据，对数据进行平稳性检验，再运用PVAR模型研究经济增长、FDI和碳排放三者之间关系，首先对面板自回归模型参数进行系统GMM估计，并检验三者之间的动态关系，然后采用脉冲响应函数分析及方差分解分析，分别从绝对效果和相对效果两方面深入剖析三者关系，最后对三个变量进行Granger因果检验。

第六章是本文的研究结论和政策建议。针对前面实证分析结果给出相应的政策建议。

## 第四节 本文的创新和不足

### 一、 本文可能的创新

本文的可能创新点主要有以下：

第一是在研究中国环境污染与经济增长二者关系时建立了较为先进的模型，并对模型进行了深入分析。先通过时间序列数据建立平滑转换模型，再通过面板数据建立面板平滑转换模型，并进行了模型的同质性和非剩余的异质性检验，且

9

在面板平滑转换模型中加入更多控制变量使模型估计结果更加符合实际，进而提高模型估计结果的可信度。

第二对模型中污染物指标比较全面。选择中国30年的时间序列数据建立平滑转换模型，并深入分析中国工业废水模型可能存在的问题，而在建立区域实证分析时摒弃了工业废水数据，选择更具代表性的二氧化碳排放数据，区域面板数据包括1997-2012年中国30省份。最后选择中国区域FDI、人均GDP和二氧化碳排放数据建立面板VAR模型。把统计模型较全面的应用到中国经济增长与环境污染关系的研究上。

第三在对中国环境库兹涅茨假说进行检验时考虑中国实际引入FDI同时检验污染避难所假说。由于中国改革开放最大的影响是招商引资，而中国环境问题也是近二三十年才逐渐引起关注，二则之间关系值得研究，故本文在对中国环境库兹涅茨假说检验的同时也对污染天堂假说进行实证检验，以此来全面看待中国改革开放以来中国环境与经济发展关系问题。国内很少有文献把环境库兹涅茨假说和污染天堂假说同时进行实证研究的，这也是本文的一个可能的创新点。

### 二、 本文的不足

由于中国是在1978年实行改革开放的，而1978年至1997年部分数据无法

获得，故面板平滑转换模型中时期为1997-2012年，如果能够扩展到1978年可

能会有更好的结果。而在时间序列数据上也只选取了1983-2012年30年的数据。由于本人学术水平有限，未能建立空间面板平滑转换模型，也忽略了各地区

间空间影响，这一点只得进一步研究。

10

# 第二章 ECK假说及污染天堂假说的理论简述

## 第一节 **ECK**假说的理论简述

### 一、 **EKC**的主要内容

1995年Kuznets在研究经济增长与收入差距时提出了Kuznets假说。假说内容为，在经济发展初期，收入差距会随着经济的增长而逐渐扩大，但收入差距越过某个峰值后，经济的增长会使得这种收入差距逐渐缩小。库兹涅茨曲线是以收入差距和人均收入分别为纵坐标和横坐标，呈现一种倒“U”型关系。通过大量实证库证实环境库兹涅茨假说，而经济增长与收入差距二者之间关系通常被认为符合库兹涅茨曲线。

上个世纪九十年代美国经济学家Grossman和Krueger在针对北美自由贸易区谈判中，由于关注自由贸易对墨西哥环境的影响时，首次实证研究了美国环境质量与人均收入之间的关系，通过实证研究表明“低收入水平下污染随人均收入增加而上升，当到达较高收入水平后污染随人均收入增长而下降”。1996 年

Panayotou在Grossman和Krueger研究的基础上借用1955年库兹涅茨提出的倒

“U”型曲线，命名为环境库兹涅茨曲线（EKC）。EKC 假说揭示出环境质量与经济增长之间的内在关系，表明收入水平上升到一定程度后随收入增加而改善⑤。



图2-1 环境库兹涅茨曲线

如图2-1为环境库兹涅茨曲线，由图可见经济增长与环境污染呈现倒“U”型关系。环境库兹涅茨理论的核心内容包括五个方面：其一，经济增长前期，环境污染在所难免。表现为未到达转折点之前，经济增长与环境污染同时增加。其二，越过转折点后，即会存在经济增长改善环境状况。由于过度的消耗自然资源，环境污染会加重，导致环境资源稀缺性凸显，则此时环保投资也会增大，促使环境改善。其三，从图2-1可见，环境污染水平与经济增长的关系为倒“U”型曲

⑤王军.，理解污染避难所假说[J]．世界经济研究，2008（01）；59-65+86

11

线特征，其中污染水平一般为人均污染物排放量，而经济增长一般用人均GDP表示，显然经济发展到高水平需要很长时间，故环境库兹涅茨曲线反应的是一个长期的规律。其四，环保政策等政府对环境保护的一系列措施是改变EKC形状的重要因素，其中重要观点就是可以通过可持续发展战略及合适的环保政策使得提前越过转折点，进入下降通达。其五，考虑到生态阀值，生态阀值为自然环境所能容纳的环境污染的最值，若某国的环境恶化超过阀值，则此时环境便难以改善。

### 二、 经典**EKC**研究方法

随着环境库兹涅茨假说揭示了经济增长与环境污染的理论关系后，越来越多的西方学者进行了实证研究。其中实证研究重要的EKC回归模型如下⑥：

*E*  **

* Y*

*Y* 2*Y* 3*t**z*  **

*it* *it*

*1 it*

*2 it*

2 *it*

4 5 *it* it

其中E表示环境污染水平，一般用污染物排放量表示，如人均二氧化碳排放量、人均大气固体悬浮物、人均工业废水排放量等，Y表示经济增长指标，一般用人均GDP或人均名义GDP表示，z表示其他引起环境污染的因素，如城镇化、能源结构、对外贸易。**为常数项，**表示解释变量的系数，**为误差项。通过上述回归模型可以表示经济增长与环境污染的经典关系。

第一种，若**10, **2**30时，表示某国或某地区随着经济增长，环境质量持续退化；

第二种，若**10, **2**30时，表示某国或某地区随着经济增长，环境质量持续改善；

第三种，若**10, **20, **30时，表示某国或某地区随着经济增长与环境污染存在“U”型关系，这与环境库兹涅茨曲线相背；

第四种，若**10, **20, **30时，表示某国或某地区随着经济增长与环境污染呈现环境库兹涅茨曲线关系，即存在倒“U”型关系；

第五种，若**10, **20, **30时，表示某国或某地区随着经济增长与环境污染二者之间为“N”型关系，此时经济发展后期会是得环境污染随经济增长而增长；

第六种，若**10, **20, **30时，表示某国或某地区随着经济增长与环境污染二者之间为倒“N”型关系，此关系较特殊表明经济增长初期，环境污染会下降，而经济增长发展到较高阶段时，环境状况会恶化，随后又出现改善；

第七种，若**1**2**30，则表明经济增长与环境污染二者没有任何关系。针对上述经典模型还有变形，基本方程如下

⑥Sander, M, Bruyn: Economic Grouth and the Environment: An Empirical Analysis, Kluwer academic publishers, 1999，P79-80,

12

线性模型

*Ei t* **

*i**t*1*Y*

*it*

二次模型

*E*  **

* Y*

*Y* 2 **

对数一次模型

*it* it

L n*Ei t* **

*1 it*

*i**t*1

2

l*Y*n

*it* *it*

*it*

对数二次模型

Ln *E*  **

** ln*Y*  **

Ln*Y* 2  **

*it* *it*

*1 it*

*2 it* it

而对经典模型中z也有扩充如加入人口、经济增长率、政策因素、贸易因素。

### 三、 **EKC**的理论解释

国外学者（Selden和Song（1994）、Meconnell（1997）和Barbier（1997））对EKC模型进行理论解释，归结为如下几个方面因素：

一是总量因素，假定一国或一地区产业结构和能源利用效率一定，经济总量越大，即经济规模越大，将会导致更多的环境污染物的排放。经济增长与环境污染将呈现单调递增关系。

二是经济结构因素，经济增长的过程中，产业结构也会随之变化，经济增长早期农业在经济的比重较大，而传统的农业对环境影响较小，而当一国或一地区进入工业化时，工业成为国民经济的主导产业，在工业化初期经济增长会使得环境进一步退化，而进入工业化后期，经济增长会使这种退化得到改善，当经济发展进入第三阶段，即此时国民经济以服务业为主导，相比较其他产业服务业对自然资源需求较小，进而产生的环境污染也最少。故此时若在经济总量增长的同时伴随着第三产业比重提升，那么产业结构会抵消由于经济总量增长带来的环境恶化。

三是技术进步因素。科学技术不仅是第一生产力，更能影响经济增长与环境质量二者的关系。技术进步反映在两个方面，一是非污染降低的技术进步，它对环境的影响主要通过降低单位产品的能耗等体现，二是污染降低的技术进步，它会直接降低环境污染物排放总量，从而改善环境。由此可见，技术进步都会改善环境状况。

四是对外贸易因素。此理论基础是发达国家摈弃一些污染密集型产业，并把它们转移到发展中国家，这些产业会提高被投资国经济增长，但会影响被投资国环境。通过对外贸易政策，一个国家或地区可以通过进口或出口污染密集型的生产品，从而减轻或加重本国环境污染程度。

五是对优良环境的需求。工业化以前，人们对环境需求较小，随着工业化推进，环境问题频发，导致人们对优良环境的需求越来越大，有需求就会导致投资，即人们开始增大环保投资，进而推动政府制定严苛的环境政策，增大环境污染物排放税。正如Panayotou（1992）指出，经济发展初期环境问题被隐没，而经济发展到较高水平，环境污染的外部成本内部化，为经济发展政策得到更正，经济达到更高水平后，政府开始采取严苛环保制度，改变市场失灵现象，促进环境随经济增长而改善的良好状态。

13

## 第二节 污染天堂假说的理论简述

### 一、 污染天堂假说的理论基础

在介绍假说前，需先介绍一个定义—污染密集产业。所谓污染密集产业是指在生产过程中会对自然环境排放大量污染物的产业。总体上，环境污染物可分为工业废气、工业废水和工业固体废弃物三类，这些环境污染物会使得环境恶化，不仅影响人类的生命健康也影响生态质量。Lucas等（1992）把金属冶炼、水泥生产、造纸业和化学制造业化为污染密集型产业。

1994年Coperland和Taylor在研究南北贸易和环境关系时最早提出污染天堂假说，而Baumol和Oates则从理论方面系统进行论述。主要内容为：欠发达国家和发达国家对环境的政策不同，则会导致相同产品的生产成本不同，由于实行不同的环境标准会导致企业所承受的环境成本不同。于是，企业特别是跨国企业为追求利润最大化会调整生产布局，转移产业到环境标准低的国家和地区，尤其是污染密集型产业。由于全世界普遍存在，发达国家环境标准较高，而发展中国家的环境标准相对较低。这样会导致发展中国家成为污染的集中地，使得发展中国家成为污染天堂。

而环境避难所假说的理论基础是H-O理论，即H-O理论中纳入环境要素的经典国际贸易理论。由于不同国家和地区间存在要素禀赋差异，则可以以此决定国际分工，基于H-O理论，环境要素被认为是生产要素的一种，环保弱的国家，环境要素充裕，而环保力度强的国家，环境要素相对缺乏。这会存在这样的现象，环保强度较低的国家或地区利用充裕的环境要素生产污染密集型产品，而环保强度较高的国家或地区则通过对外贸易进口这些产品，或把产品直接在国外销售。根据此理论，高污染产业必将会从发达国家转移到发展中国家，从而使发展中国国家成为污染天堂。则使得发展中国家的经济由于受环境制约难以持续发展。

### 二、 产业转移的解释

通过对污染天堂假说的内容介绍，可知导致发展中国家出现污染天堂的原因是由于污染产业的转移。但污染产业转移的动因是什么，下面将对其进行相关解释⑦。

首先，提出了劳动密集型产业转移理论。经济发展方面卓有成就的刘易斯认为，随着经济的发展，发达国家在进入二十世纪后期，人口增长率下降，由于教育水平大幅提高，愈来愈多劳动力具有较高水平，从而使得劳动力成本大幅提高，这种成本变化会减低发达国家劳动资本的相对优势，最终，劳动密集型产业在发展中国家找到了廉价的劳动力，形成了产业转移。此理论把劳动力的比较优势和劳动密集型产业转移相联系，为劳动密集型产业转移提供依据。

其次，中心-外围理论。此理论是由普雷维什从需求弹性角度从发提出了，

⑦陈秋锋. 外商投资和我国的环境管制政策的关系[D]，暨南大学，2006，第12-17 页

14

认为：大部分的工业品等的原料或初级工业品的需求弹性比工业制成品要低很多，这就导致发展中国家出口的原材料受发达国家控制没有定价权，而发达国家的工业制成品发达国家有定价权，导致发展中国家国际贸易你差逐步增大，而发展中国家若想改变这种现状需发展工业，则发达国家企业特别是跨国企业抓住机遇进行产业转移。

最后，产品生命周期理论。该理论是由弗农提出的，他认为，工业产品或是新技术都是有相似的生命周期的，这个生命周期一般分为三部分，包括前期创新改进阶段、中期成熟发展阶段和后期标准化阶段。不同的阶段决定了该技术或产品是进口还是出口，一般情况下，产品的前期创新改进阶段开始于发达地区，进过中期成熟发展阶段后，达到生命周期的后期后，产品生产或技术工艺会转移到欠发达国家。

### 三、 污染产业转移的机制

在对产业转移进行理论解释后，可对产业中的污染产业转移机制进行剖析。首先是污染产业转移的动机。通过上述分析可知，发达国家排污税较高，且

可能面临诸多环境罚单，我们把这块称为成本，如果污染企业通过转移所产生的净收益大于转移前的净收益，则企业会在利润的驱动下进行污染产业转移。且由于被投资国诸多易于投资的政策措施，也极大的吸引企业，综合考虑被投资国的经济增长速度、社会进步状况、以及集聚效应，虽然现阶段产业转移成本过大，但从预期收益上大于现阶段收益，企业也会转移。

其次是污染产业转移的壁垒。产业的转移壁垒包括退出壁垒和进入壁垒。前者指得是污染退出一个国家或地区存在阻止因素，包括三个方面壁垒，即沉淀成本、声誉受损和政策干预。如果污染密集型产业资本密集度越高则会使得沉淀成本越高，沉淀成本越高越不利于产业转移；声誉受损主要由于污染企业排污会造成社会声誉受损，影响企业的消费者；政府干预主要是由于污染密集型企业大多是资本密集型企业，政府会劝阻其产业转移。而进入壁垒是指被投资国在对环境污染密集型产业转移中会设置较高门槛，让相关产业难以进入。

最后是污染产业转移的主要因素。其中包括五个方面。一是产业环保强度的强弱，即企业所能承受的环境保护成本；二是企业通过改进工艺降低环境污染能力，使得环境污染控制在环境规制范围内；三是占领新市场的能力，就是企业市场集中度；四是与其他产业的关联度；五是对于潜在新型环境技术的应用前景，如果环保技术和工艺有良好的应用前景，则会改善污染企业的现状。

15

# 第三章 **EKC**假说的中国总体实证分析

本章通过建立时间序列的平滑转换模型，检验中国总体上是否存在EKC假说。首先对EKC假说的检验模型进行介绍，包括时间序列的非线性检验方法；然后是变量选择，包括人均工业废气排放量指标、人均工业固体废弃物排放量指标、人均工业废物排放量指标以及人均GDP指标，并进行数据的单位根检验和变量的非线性协整分析；最后通过对平滑转换模型的估计结果进行EKC检验分析。

## 第一节 **STAR**模型

### **一、** **STAR**模型简介

事物的发展遵循着从简单到复杂的过程，计量经济学也是一样。从参数估计到非参数估计，从线性模型到非线性模型。20世纪90年代末以来，非线性时间序列模型得到很大发展。其中具有代表性的是三大非线性时间序列模型，即门限自回归模型（[Threshold Autoregressive Model](http://s.wanfangdata.com.cn/Paper.aspx?f=detail&amp;q=%e5%85%b3%e9%94%ae%e8%af%8d%3a%22threshold%2Bautoregressive%2Bmodel%22DBID%3aWF_QK)）、马尔可夫机制转换模型（Markov Switching Model）和平滑转换自回归模型（Smooth Transition Autoregressive Model, 简称STAR）。STAR模型中转换函数只取0和1时，即此时转换函数为示性函数，并服从马尔科夫过程，STAR模型可看作马尔科夫模型，当此模型中平滑转换变量取不同值时，STAR模型可转换为TAR模型。STAR模型对状态或机制的刻画是连续的，在现在经济问题中得到广泛应用。

1992年Teräsvirta和Anderson最早提出了平滑转换模型，最初此模型是用于研究经济景气循环方面，随后Teräsvirta对此模型进行了深入研究。本节运用实证分析这是此模型，该模型中转换函数存在多种形式，其中比较经典的有指数函数、对数函数以及双曲切线函数。由于平滑转换模型基于非线性理论，在很多研究中有重要作用，故使得STAR模型成为三大非线性时间序列模型之一。模型的简单表达式如下⑧：

*p p*

*Yt***1.0**1. *j yt**j* **2. *j yt**j* G(s*t*;, c)*t*

（3-1）

*j*1

*j*1

*p*

公式（3-1）中，*yt* 是一个时间序列变量，**1.0为常数项，其中**1.0 **1. *j yt* *j*

*j*1

*p*

为线性部分，**2. *j yt**j* G(s*t*;, c)为非线性部分，*j*为滞后项数，*t* 为独立同分布

*j*1

的误差序列，假设服从均值为0，方差为常数的正态分布。G(s*t*;, c)为转换函数，

⑧Gonzalez, A, Teräsvirta, T, Dijk, D, Panel smoothtransition regression models, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance,, 2005，No.604．

18

*st*为转换变量，**为转换系数，*c*为位置参数，也称为门限值，其中转换函数要求为取值在[0, 1]上的连续函数，转换系数表示从一个机制到另一个机制的转换快慢，且转换系数大于零。当转换函数为0时，STAR模型就是AR（p）模型，此时称为机制一，当转换函数等于1时，为机制二，由于转换函数取值在[0, 1]之间，故STAR模型就在两个机制之间平滑变化。

*p*

*Yt* **1.0**1. *j yt**j**t*

；G(s*t*;, c) =0

*j*1

（3-2）

 *p* p 

*t* 1.0   1. *j t*  *j*  2. *j*  *t*  *j t t*

*Y*** *y*  *y* ; G(s;, c) =1

 *j*1

*j*1

STAR模型一般用于对分析非线性变化关系，应用于环境污染与经济增长问题研究也具有很好效果，首先环境库兹涅茨曲线是一种非线性变化关系，传统的二次函数模型或者三次函数模型都是基于线性模型理论，存在不妥之处；其次，在对环境库兹涅茨曲线暗含着经济发展由一种对环境宽松制度向严厉制度变化过程，例如发达国家在环境保护的力度就明显强于大多数发展中国家；最后，相比于其他非线性模型，如门限自回归模型，不能清楚表明一种制度平滑到另一种制度。本节基于STAR模型，建立实证模型如下：

*Yt* **0**1*xt***2 *xtG**xt*;, *c**t*

（3-3）

公式（3-3）中，*yt*表示因变量，本节是用工业废水排放量、工业废气排放量和工业固体废弃物产生量的作为环境污染的代理变量，*xt*表示经济增长，*t*为独立同分布的误差序列，服从均值为0，方差为常数的正态分布。G(*xt*;, c)为转换函数，此处转换函数选择的是自变量*xt*，理由是本节主要探讨经济增长与环境污染之间关系。转换函数采用逻辑函数形式，如下：

*G**xt*;, *c* 

1

1exp[**(*xt*

*c*)]

**  0

（3-4）

公式（3-4）中**为转换系数，*c*为门限值，其中转换函数是取值在[0, 1]上的连续函数，当*xt* *c*时，*G**xt*;, *c*=0.5，此时为机制转换的中间状态。**为转换系数，表明转换的快慢，故取值大于0，在确定的模型系统中，若转换函数较大，表明自变量很小的变化都会被放大，从而导致机制转换的强烈变化。当** 

时，逻辑函数*G*(*x*;, *c*)逼近指示函数（indicator function）*I* =1

*Xt*  *c*

，此时



0

*t*  *c*

*xt*

公式（3-3）变为门槛模型，当**0时，此模型退化为简单的线性回归模型。

19

为了进一步研究模型中逻辑函数的性质，现绘出门限值*c*1，转换系数**  1

和**  10时的函数图像（见图3-1），由图可知当转换系数越大，图像越陡，转

换速率也越快，从图3-1可见，转换函数随着*x*单调递增。而当*x*=1，逻辑函数都等于0.5，且此为拐点。拐点是使切线穿越曲线的点。在生活中借指事物的发展趋势开始改变的地方。此处拐点的经济学含义是环境污染的发展趋势开始发生

转变的点。基于本文模型具体分析如下：当**10时，若转换变量值越过门限值

后，经济增长对环境污染的弹性系数从**1

2

增大到**1 ，表明经济增长对环境负

面影响较大，此时经济的过快增长对环境是有害的，则应当控制经济增长以保证环境得以控制；当** <0 时，若转换变量越过门限值后，经济增长对环境污染的

1

弹性系数是负值，表明经济的增长有利于环境保护，此时应加大经济发展，这正是环境库兹涅兹曲线的内涵。通过上面描述可知，可以用本模型检验环境库兹涅兹曲线，同时也可以用来分析政府环境政策优良，更重要的是本模型基于非线性理论可以比较准确刻画中国经济增长与环境污染的关系。

f(x)=1/(1+exp(-10(x-1)))

f(x)=1/(1+exp(-(x-1)))

图3-1 转换系数不同时的平滑转换函数图像

20

### 二、 非线性检验方法

本章模型是非线性模型，在建立模型前需要进行时间序列的非线性检验以确定模型使用正确。也就是检验转换系数是否等于0的原假设。由于非线性模型的参数并不存在于线性模型，因此不能直接对线性与非线性假设进行检验。此为戴维问题（Davies' problem）。为了解决此问题，Luukkonen 、Saikkonen 和

Teräsvirta（1988）提出可以在转换函数为0处进行泰勒展开，再重新定义相关参数变就可解决此问题。并利用标准渐进F分布来检验模型的线性原假设，且不需要估计备择假设模型。

公式（3-3）在**=0处一阶泰勒展开来替代转换函数，得到下式：

*Y*  **

*X* **

*X*1*c** *



*X*2 *R*  **

(3-5)

*T* 0 1 *t*

2 *t*2 4 

4 2 *t* n

其中*Rn*表示泰勒余项，对上式参数化，得到

 

*Y******x****x****x*2** 

（3-6）

*T* 0 1 *t* 2 *t* 3 *t*

公式（3-6）便是辅助回归模型，**和**均为公式（3-3）中参数的函数。

2 3

线性原假设*H*0

：**=0等价于中*H*: ** 0,此时原假设下有**=**，故泰勒

级数近似值不影响将近分布理论。使用LM检验可以方便的检验原假设。这样便可以对新原假设进行检验。

0 3

首先估计*H* 成立条件下，通过OLS估计得到残差平方和*SSR* ，在公式

0 1

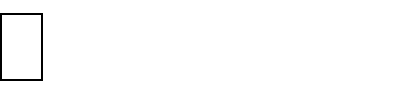
（3-3）成立的残差平方和记为*SSR*，*H*: ** 0，本节样本数为30，较小，

故使用F统计量。

*F**SSR*1*SSR*2 *k*

2 0 3

*F**k*, *T*2*k* 



（3-7）

*SSR*2 *T*2*k*

其中T为时间序列数据中的时期，本节*T*30, *k*为解释变量的个数。为避免存在较强的异方差性，本节所选数据均作了自然对数处理。则三废模型表达式如下：

Ln *fst***0**1 ln *pgdpt***2 ln *pgdptG*ln *pgdpt*;, *c**t* ln *fst***0**1 ln *pgdpt***2 ln *pgdptG*ln *pgdpt*;, *c**t* ln *fst***0**1 ln *pgdpt* **2 ln *pgdptG*ln *pgdpt*;, *c**t*

*G**xt*;, *c* 

1

1exp[**(*xt*

*c*)]

**  0

21

## 第二节 变量与检验

### 一、 数据来源

本节实证模型中，经济增长的代理变量用人均国内生产总值表示，环境污染选择了三个指标表示，分别是工业废水排放量、工业废气排放量和工业固体废弃物产生量，具体指标表示方法见表3-1。之所以选择工业三废作为环境污染指标，是因为：首先指标具有统一趋势，即任何指标上升都意味着环境恶化；其次目前国内对环境污染的研究通常采用三废指标，具有一定的普遍性；最后三废指标的获得较易，且无缺失值，便于统计分析。本节选取了1983年至2012年共计30年数据，数据来自《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》。人口数据使用的是常住人口，GDP数据是按2005年价格计算的不变价。

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 序号 | 指标名称 | 单 位 | 本文记号 |
| 1 | 人均 GDP | 千元/人 | pgdp |
| 2 | 人均工业废水排放量 | 吨/人 | fs |
| 3 | 人均工业固体废弃物产生量 | 吨/人 | fg |
| 4 | 人均工业废气排放量 | 万标立方米/人 | fq |

表3-1 本文所用变量名称、单位及符号表示

图3-2是模型中四个变量的趋势图，可见，人均GDP、人均工业固体废弃物产生量及人均工业废气排放量呈上升趋势，而人均工业废水排放量呈现下降趋势，总体上看，中国1983至2012年环境污染问题没有呈现出如工业废水形式，即总体上中国环境污染是加剧的，后文将对工业废水模型进行重点分析，可预见选取不同污染指标对模型结果有很大影响。这样使不同污染指标的选择可能对环境库兹涅茨曲线假说的中国检验产生不同的结论。

LNFQ

4.0

3.2

LNFS

3.5 3.1

3.0 3.0

2.5 2.9

2.0 2.8

1.5

1985 1990 1995 2000 2005 2010

2.7

1985 1990 1995 2000 2005 2010

LNFG

3.5

3.5

LNPGDP

3.0 3.0

2.5

2.0

1.5

2.5

2.0

1.5

1.0

1.0

1985 1990 1995 2000 2005 2010

0.5

1985 1990 1995 2000 2005 2010

图3-2 四变量的趋势图

22

### 二、 单位根检验

运用时间序列数据建立回归模型时，需要对变量进行平稳性检验，否则会存在伪回归问题，并导致实证结果不可信。原因是对于一个非平稳的时间序列，数字特征具有时变性，即存在不同时间点上随机规律不同，难以通过已知信息去把握整体规律。本节将对时间序列进行平稳性检验，考虑到传统的平稳性检验理论与非线性模型理论基础不同，检验功效会降低，本节为保证检验的准确性，采用两种检验方法进行检验。

第一种方法是ADF检验（Augmented Dickey-Fuller Test），此方法时检验平稳性的主流方法，是DF检验的拓展。本文采用AIC准则确定滞后阶数，适当选择Intercept（漂移项）、Trend and intercept（趋势项和漂移项）和None以及水平数据或一阶差分、二阶差分，依据下列ADF检验的三种模型，对本文变量进行单位根检验，检验结果如表3-2。由表3-2可知，所有变量的水平数据均显著不平稳，一阶差分后数列均在5%的显著水平下下平稳。

表3-2 ADF检验结果统计表

| 变量 | 检验类型 | ADF 值 | P 值 | 是否平稳 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| LNx | 0，0，7 | 0.7114 | 0.9901 | 否 |
| DLNx | 0，0，7 | -4.0837 | 0.0040 | 是 |
| LNFS | C，T，7 | -1.0289 | 0.9240 | 否 |
| DLNFS | C，T，7 | -4.4680 | 0.0072 | 是 |
| LNFQ | C，0，7 | 2.3853 | 0.9999 | 否 |
| DLNFQ | C，T，7 | -5.0510 | 0.0018 | 是 |
| LNFG | C，T，7 | 0.7355 | 0.9994 | 否 |
| DLNFG | C，T，7 | -4.1892 | 0.0140 | 是 |

说明：检验类型括号中的C表示平稳检验的估计方程包含常数项，为0表示没有；T表示平稳检验的估计方程包含时间趋势项，为0表示没有；最后一个表示最大滞后阶数

第二种方法是KPSS（Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992）检验方法，

它通过构建新的统计量—LM统计量来检验。主要原理是通过检验残差序列是否存在单位根，从而判定原时间序列是否平稳。

KPSS检验的LM统计量构造如下：

0

*LM*   *s*(t)

2

*t*

(*T* 2*f* )

23

*t*

式中，残差*S*(t) **ˆ*i*，*f*0是频率为零是的残差谱密度，运用KPSS检验

*i*1

对本节四变量进行检验，滞后阶数的选择标准为Newey-West Bandwith准则，选择检验数据为水平数据（Level）、一阶差分数据（1 st difference），适当选择Intercept

（漂移项）、Trend and intercept（趋势项和漂移项）进行检验，其检验结果如表3-3。与ADF检验结果相同，序列均表现为一阶差分平稳，水平序列不平稳。

表3-3 KPSS检验结果统计表

| 变量 | 检验类型 | LM 值 | 临界值（5%） | 是否平稳 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| lnx | C，0 | 0.7142 | 0.4630 | 否 |
| Dlnx | 0，T | 0.1033 | 0.4630 | 是 |
| lnfs | C，T | 0.1546 | 0.1460 | 否 |
| Dlnfs | C，T | 0.0973 | 0.1460 | 是 |
| lnfq | C，0 | 0.6579 | 0.4630 | 否 |
| Dlnfq | C，T | 0.1027 | 0.1460 | 是 |
| lnfg | C，0 | 0.6453 | 0.4630 | 否 |
| Dlnfg | 0，T | 0.1204 | 0.1460 | 是 |

综上所述，人均GDP和工业三废时间序列在5%的显著水平下均显示为非平稳，但是一阶差分后均表现平稳，记都为一阶单整，为I（1）序列。由同阶单整序列可做协整检验的原则，以下进行将对人均GDP、工业三废变量进行非线性协整检验。

### 三、 非线性协整分析

关于非线性的协整分析理论和方法均不完善，故本节对非线性检验的思路为，把经典的线性协整检验作为基础首先检验线性的协整检验，若拒绝线性的协整检验再进行非线性协整检验，即从正反两方面入手研究非线性协整关系。对于非线性协整检验参照方臻旻（2012）论文中提到方法。

第一步采用EG两步法对变量进行线性的协整检验。其中协整方程形式为

*Yt* **0**1 ln *pgdpt* *t*

，其中*yt* = ln *fs*, ln *fq*, ln *fg*. 对协整方程进行OLS估计，

最后检验残差序列*t*平稳性，对残差序列平稳性检验运用ADF检验，检验得到的临界值由麦金农公式计算。具体检验结果如下表3-4。

24

表3-4 线性协整检验结果统计表

| 模型 | 检验类型 | EG 值 | 临界值（5%） | 是否协整 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| fq | C，T，7 | -0.9475 | -3.5742 | 否 |
| fg | C，T，,7 | -0.0979 | -3.5742 | 否 |
| fs | C，T，7 | -1.0195 | -3.5742 | 否 |

由表3-4可以看出，三个模型都通过线性的协整检验。可以初步断定不具备线性协整，现讨论其非线性协整关系。

第二步非线性协整检验。阀值协整的理论是对传统的线性协整理论的扩展。本节运用阀值检验思想进行非线性的协整检验。方臻旻（2012）在其论文中提出可以运用阀值检验的基本思想进行非线性协整检验，并给出检验步骤，第一步对模型进行非线性最小二乘估计获得参数值，第二步利用KPSS检验方法对模型的残差进行检验，按照上述做法，检验结果如下表3-5。

表3-5 非线性协整检验结果统计表

| 模型 | 检验类型 | LM 值 | 临界值（1%） | 是否协整 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| fs | C，0 | 0.0728 | 0.7390 | 是 |
| fq | C，0 | 0.1792 | 0.7390 | 是 |
| fg | C，0 | 0.0588 | 0.7390 | 是 |

由检验结果可知，废水、废气和废固模型LM值均小于显著水平5%时的临界值，说明三个模型非线性最小二乘估计的残差是水平平稳序列，即存在非线性协整关系。

综上所述，本节所有时间序列数据具有一阶单整，且人均GDP与人均工业废气排放量之间、人均工业废水排放量及人均工业固体废弃物产生量之间具有非线性协整关系。可对其建立平滑转换模型进行估计分析。

25

## 第三节 **EKC**的实证分析

本章选择中国经济增长和环境污染相关变量，从总体上分析经济增长与环境污染关系，检验环境库兹涅茨曲线假说。选择1983年至2012年共计30年时间序列数据，首先对各个模型的非线性进行检验，如果通过检验，再进行非线性回归估计，由于模型存在非线性数值计算问题，则需要对进行初始值搜索，本章采用1stOpt（First Optimization）软件，编写进行非线性回归代码，然后采用模拟退火法，达到收敛后得到各参数值，在把此作为初始值带入模型中，使用Eviews软件进行非线性回归估计。

表3-6为非线性检验的结果，由表可知，三个模型都不拒绝原假设，表明线性关系不显著，可以建立非线性模型。下文将分别对三个模型进行估计分析。

表3-6 非线性检验表

| 模型 | F 统计值 | 临界值 | 结论 |
| --- | --- | --- | --- |
| 废水模型 | 0.8769 | 7.6356 | 线性关系不显著 |
| 废气模型 | 2.5603 | 7.6356 | 线性关系不显著 |
| 废固模型 | 3.1274 | 7.6356 | 线性关系不显著 |

### 一、 人均工业废气与人均**GDP**的平滑转换过程

通过上述检验建立回归模型得到如下估计结果：

ln *fq*1.6860.214 ln *pgdp*0.466 ln *pgdp* 1

1Exp3.562ln *pgdp*2.514

22.263 3.328 8.137 6.144 63.708

*R*2 0.996

*F*1437.100

*DW*1.661

*prob**F*0.000

由模型中所有参数的T值均在1%的显著水平下通过了检验，表明各参数显著不为零（ 、 、 分别表示在10%、5%和1%的显著水平），再由R平方接近于1，表明平滑转换模型对样本数据的拟合程度较高，由F值可知模型拟合较好，其DW值大于*du*1.49，且接近于2，表明扰动项不存在一阶正的自相关。

从模型的估计结果看，如果把工业废气选为环境污染的代理变量，则中国环境污染和经济增长之间确实发生了平滑转换关系，且模型很好的刻画了这种关系。线性部分的系数和非线性部分的系数均为正数，表明随着在经济的增长，环境是持续恶化的。由于模型中变量都是取了对数，故门限值对应的人均GDP 为

12354.3元，这个相当于中国2004年人均GDP水平。现在当人均GDP低于门限值时，人均GDP的增长会缓慢加剧环境恶化，当人均GDP越过门限值后，人均

26

GDP的增长会强烈加剧环境恶化，由模型可以看出没有出现环境恶化减小的趋势。在门限值处，人均GDP前系数为0.447，即人均GDP每增长1个单位，环境污染水平就上升0.447个单位。可见此时经济增长快速增长将导致环境的急剧恶化，故此时经济增长不能促使环境改善，且由模型可知不存在所谓的环境库兹涅茨曲线的拐点，即随经济增长环境自动改善。也就是认为把工业废气作为环境污染变量，则中国环境库兹涅茨曲线假说不存在。

### 二、 人均工业固体废弃物与人均**GDP**的平滑转换过程

通过上述检验建立回归模型得到如下估计结果：

Ln *fg*1.4060.126 ln *pgdp*0.558ln *pgdp*

1

1exp2.439ln *pgdp*2.892

11.596 1.312 2.445 2.348 14.542

*R*2 0.985

*F*424.456

*DW*1.555

*prob**F*0.000

由模型中所有参数的T值均在1%的显著水平下通过了检验，表明各参数显著不为零（ 、 、 分别表示在10%、5%和1%的显著水平），再由R平方接近于1，表明平滑转换模型对样本数据的拟合程度较高，由F值可知模型拟合较好，其DW值大于*du*1.49，且接近于2，表明扰动项不存在一阶正的自相关。

从模型的估计结果看，如果把工业固体废弃物选为环境污染的代理变量，则中国环境污染和经济增长之间确实也发生了平滑转换关系，且模型很好的刻画了这种关系。线性部分的系数和非线性部分的系数也均为正数，表明随着在经济的增长，环境是持续恶化的。由于模型中变量都是取了对数，故门限值对应的人均

GDP为18029.3元，这个相当于中国2007年人均GDP水平。当人均GDP低于门限值时，人均GDP的增长会缓慢加剧环境恶化，当人均GDP越过门限值后，人均GDP的增长会强烈加剧环境恶化，由模型可以看出均没有出现环境恶化减小的趋势。在门限值处，人均GDP前系数为0.405，即人均GDP每增长1个单位，环境污染水平就上升0.405个单位，这与工业废气模型得到的数值相近。可见此时经济增长快速增长将导致环境的急剧恶化，故此时经济增长不能促使环境改善，且由模型可知不存在所谓的环境库兹涅茨曲线的拐点，即随经济增长环境自动改善。也就是认为把工业固体废弃物作为环境污染变量，则中国环境库兹涅茨曲线假说同样不存在。

27

### 三、 人均工业废水与人均**GDP**的平滑转换过程

通过上述检验建立回归模型得到如下估计结果：

ln *fs*3.5700.382 ln *pgdp*0.156 ln *pgdp* 1

1Exp9.580ln *pgdp*2.480

81.720 12.993 8.539 3.144 20.038

*R*2 0.928

*F*81.108

*DW*1.950

*prob**F*0.000

由模型中所有参数的T值均在1%的显著水平下通过了检验，表明各参数显著不为零，再由R平方接近于1，表明平滑转换模型对样本数据的拟合程度较高，由F值可知模型拟合较好，其DW值大于*du*1.950，且接近于2，表明扰动项同样不存在一阶正的自相关。

从模型的估计结果看，线性部分的系数为-0.382，非线性部分系数为0.156，考虑到转换函数的取值范围[0,1]，则可以推出整个模型解释变量前面的系数为负值，即经济增长会有效减低环境污染，且是单调递减趋势。则把工业废水排放量作为环境污染指标，中国环境污染和经济增长之间确实也发生了平滑转换关系。门限值*c*对应的人均GDP为11941.2元，这个相当于中国2003年人均GDP水平。当人均GDP低于门限值时，人均GDP的增长会急剧降低环境恶化，当人均GDP越过门限值后，人均GDP的增长会缓慢改善环境，在门限值处，人均

GDP前系数为-0.304，即人均GDP每增长1个单位，环境污染水平就下降0.304个单位，这与工业废气模型、工业废固模型得到的结果明显相违背。从模型系统可以看出，似乎中国从1983年开始环境就一直处于改善过程中，那现在就不会存在环境问题。虽然在此模型下环境持续改善，当并没有没存在环境库兹涅茨曲线的一些特性，故此模型下，中国环境库兹涅茨假设也不成立。

关于对废水模型出现的与废气和废固模型存在较大差异的原因主要有如下几点：

一是，相关法律的较为完善。早在上世纪九十年代中国就颁布了《中华人民共和国水污染防治法》，其法规定相关企事业单位需缴纳排污费，且若超过相关标准需缴纳超标准排污费，并负责治理。而在1988年实施的《中华人民共和国大气污染防治法》中只是提出对于超标准征收排污费，且很多条款均要求排污企业自己加强管理。

二是，污染治理资金较充足。2001年工业废水治理资金达72.9亿元，是工业固体废弃物治理资金的3倍多，是工业废气治理资金的一倍多。由于工业污水直接关系地区的饮用水，故各地区对工业污水治理的投资力度较强。

三是，工业废水偷排严重。在2000年至2002年中国国土资源部的调查数据

中，全国有一半左右的地下水受到污染，属于1至3类标准，而到了2009年，有近四分之三的地下水，且污染程度明显加重，可见十年中我国地下水水质急剧

28

下降。可以看见如果没有偷排，且根据模型工业废水排放量是持续减少的怎么会存在地下水恶化。还有现阶段中国工业企业的用水量是830亿吨每年，但只有

200亿吨污水排放量，还有600亿吨不知去向，考虑到工业生产的中间消耗，也

有大概160亿吨废水不知去向⑨。现阶段水污染问题依然严峻。从表3-7可以，

废水模型的常数项是其他两个模型的2倍多，表明工业废水水平一开始就处于高位。治理工业废水任重道远。

表3-7 三模型对比分析表

| 模型 | 常数项 | 一次项系数 | 非线性部分系数 | 转换系数 | 门限值 | F 统计量 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 废气 | 1.686 | 0.214 | 0.466 | 3.562 | 2.514 | 1437.1 |
| 废固 | 1.406 | 0.126 | 0.558 | 2.439 | 2.892 | 424.5 |
| 废水 | 3.57 | -0.382 | 0.156 | 9.58 | 2.48 | 81.108 |

### 四、 结论

本节从宏观层面，利用中国1983年至2012年共计30年的人均GDP和工业三废排放的时间序列数据，先对其进行非线性检验，再建立平滑转换回归模型，来验证经济增长和环境污染之间是否存在EKC假说，并对现阶段我国环境问题进行深入分析，并对时间序列进行平稳性检验和变量的协整检验。通过实证分析我们发现：一是以工业三废作为环境污染指标的三个模型均未出现倒“U”型关系，但是进一步找到二者转换的门限值，废水模型的门限值为11941.1元，相当于2003年人均GDP水平，且废水排放呈现递减趋势；废气和废固模型的门限值分别为12354.3元和18029.3元，这相当于2004年和2007年人均GDP的水平，这两个模型均表现为递增趋势。考虑到废水模型特殊性，可以得出：从总体上看，中国环境库兹涅茨假设不成立，即经济增长和环境污染之间不存在倒“U”型关系。二是通过平滑转换模型，当人均GDP越过门限值后，经济增长对环境的压力越来越大，表明现阶段我国环境问题依然严峻。可以说中国环境污染已处于高速恶化态势。这和大多国内研究不同。三是废水模型表现出来从1983年后工业废水排放量就逐渐减低，这与实际情况不符，表明以往用工业废水排放量指标作为环境污染指标研究中国经济增长与环境污染问题欠妥。

⑨葛竞天，孙郁葱，中国水环境问题及其对策研究[J]东北财经大学学报，2005（04）：64-67．

29

# 第四章 **ECK**假说的中国区域实证分析

本章通过建立面板平滑转换模型，检验中国区域上是否存在EKC假说。首先是对面板平滑转换模型的介绍，包括同质性检验和非剩余的异质性检验及模型估计方法；然后是数据测度及来源，包括二氧化碳的测度方法、技术进步指标的测度、以及相关指标的描述性统计分析；最后通过对面板平滑转换模型的估计结果进行EKC检验分析，并进行了人均GDP对三类污染物的弹性分析。

## 第一节 面板平滑转换模型

### **一、** **PSTR**模型简介

面板平滑转换回归模型（PSTR）是包含外生变量的固定效应模型。该模型可以用两种不同的方式解释。第一种，它可以被认为是一种面板模型，此模型系数随个体变化和时间变化，其中回归系数的异质性通过转换函数表现出来。第二种解释，PSTR模型可以简单地被视为非线性均匀面板模型。后者的解释实际上是普遍的单方程平滑转换回归（STR）模型或单变量平滑转换模型⑩。

基础的PSTR模型包含两个极限制度，定义如下

*Yit**i***0 *xit***1 *xit g*(*qit*;, *c*)*it*

其中*i*1,……，*N*和*t*1,……，*T*

（4-1）

,N和T分别表示面板数据的截面个数和

时间维度。被解释变量*yit*是个标量，*xit*是时变的K维外生变量。*i*代表固定个体效应，*it*为误差项。转换函数*g*(*qit*;, *c*)是关于转换变量*qit*的一个连续函数，其值域在[0,1]。一般的，转换变量*qit*决定了转换函数*g*(*qit*;, *c*)的值，从而导致

在T时刻对于个体i的有效的回归系数值为**0 **1 *g*(*qit*;, *c*)

. 本节依据Granger

和Terasvirta(1993)、Terasvirta(1994)、Jansen和Terasvirta（1996）文献，选择逻辑函数形式作为转换函数。

 *m*  

1

*G*(*qit*;, *c*) =1exp***qit**c j*

**0, *c*1*c*2... *cm*

（4-2）

 *J*1  

其中c是一个m维向量的位置参数，转换系数**决定了转换的平滑度。限

制条件

**0, *c*1 *c*2 ... *cm*为可识别目的。通常情况是*m*1或2，这两种情况满

⑩Gonzalez, A, Teräsvirta, T, Dijk, D, Panel smooth transition regression models, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance,, 2005，No.604．

32

足大多数参数变化类型。当m=1时，此时模型意味着两个极端制度，随着转换变量*qit*的增加，会导致系数从**0到**0**1单调变化，显然这些变化都是围绕位置参数c变动的。当**，逻辑函数*g*(*qit*;, *c*)逼近指示函数（indicator function）

*I* =1

*Qit* *c*1

，此时PSTR模型变为两制度的面板门槛模型。当m=2时，转换



0

 *qit*

*c*1

函数有它的最小值*c*1*c*2 

2，当*qit*取最大值和最小值是转换函数值等于1。当

转换系数**，此模型变为三制度门限模型，此模型的外部制度是一致的，不同的是存在中间制度。一般情况下，m>0且**时，制度个数仍保持为2，

此时转换函数值在0和1之间来回波动。最后，当**0时，无论m取何值，转

换函数值都为常数，此时PSTR模型变为一种包含固定效应的同质或线性面板回归模型。

PSTR的一般模型允许两种以上的不同制度情况，是一种加型模型。模型如

下

*y* ** * x*

*r*

**

*X g* (*q j*;**

，*c*） **

（4-3）

*it* *i*

0 *it* j  *it j* it j j it *j*1

此处转换函数是逻辑函数形式，当对于所有*j*1,..., *r*. *m*1, *q j* *q*,** ，

*it it*

模型（4-3）变为包含*r*1个制度的PTR模型。因此Hansen（1999）认为加型的

PSTR模型可以看做多制度面板门槛模型的推广。值得注意的是多重制度模型在非残留的异质性诊断检验中可以带到明确的结论。

### 二、 同质性检验

在建模的初期需要进行模型的同质性检验，以此来确定是否可以使用PSTR。这在统计和经济上有着重要意义。根据已有研究，若数据生成过程是同质的，那么PSTR模型则不被选择。同质性检验也是为了避免得不到模型的估计结果。从经济学角度上看，这个检验对检验特定经济理论是有用的。如投资对变量相同敏感性，如在一个样本中所有公司的现金流。

若存在*H*0: **0或者*H*0: **1 0,则PSTR模型（4-1）或者是（4-2）将

会变成同质模型。由于此时PSTR模型包含未知干扰参数从而导致相关检验不规范。特别是，位置参数在两个原假设条件都是不确定的。Davies（1987）首先提出

33

了在未知干扰参数存在下假设检验的问题。Luukkonen, Saikkonen, and Terasvirta (1988), Andrews and Ploberger(1994) and Hansen (1996)提出了基于时间序列的替代方案。本文借鉴Luukkonen, Saikkonen, and Terasvirta (1988)，同质性检验使用

原假设为*H*0: **0。为了避免识别问题，本文用在**0处泰勒一阶展开式替代转换函数。在参数化后，得到辅助回归函数：

*Y*  **

** *x*

***X q*... ***x qm*** 

（4-4）

*it* *i*

*0 it*

*1 It it* m it  *it* it

其中参数向量 **  ，...，**   是转型系数的倍数，且 **  =**  *R * *x* ， *R* 是泰

0 *m* it it m 1 *it* m

勒展开式余项。此时检验式(1)中*H*0: **0等价于检验式（4-4）中

*H*: ** ... =** 0注意此时原假设下有**=** ，故泰勒级数近似值不影响

0 1

*m*

*it it*

将近分布理论。使用LM检验可以方便的检验原假设。把公式（4-4）写成矩阵形式：

*y**D**X**W***

(4-5)

上式中*y*=*y*1,..., *y**N* , *y*1*yi*1,..., *yiT* , *i*1,..., *N*, *D**IN* *T*, *IN* 是N维的

单位矩阵，*T*

是*T*1

维向量 ，

**=**1,..., *N* , *X* *X*1,..., *X N*其中

*X* *x*,..., *x*

*i i*1

, *W**W*,..., *W*其中*W*

*W*,..., *w*

, *w*

*x**q*

，...，*x**q m* ，

****, ****,..., **

*iT*

1

*n*

*i i*1

*iT*

*i*1

*it it it it*

0 1

*m*

. 最后，**=**,..., **

是**=**,..., **的*TN*1

维的向量。则LM统计量形式如下：

1

*N*

*i i*1

*iN*

*LM x***ˆ*W*ˆ*W***ˆ

0 1 0



(4-6)

**ˆ0  **ˆ0,..., **ˆ0   是在 同质性 原假设 *H*

：**  0 下残差向量，

1 *N* 0

*W* = *M*, *M* *I D D**D* 1 *D*是转换标准矩阵。此外，ˆ



是协方差矩阵

** *NT* ****

的一致估计量，当误差是在时间和个体上同方差同分布时，ˆ 可以等于：

ˆ*ST* **ˆ2*W**W**W**X**X**X*1 *X**W* 



(4-7)

其中*X**MX*，**ˆ2是在原假设下的估计误差方程，当误差是异方差或是自

相关的，ˆ 等于

34

ˆ*HAC**W**X**X**X*1: *I*ˆ*W**X**X**X*1: *I*



（4-8）

 *l* 

*l*

*Il*是*l*维的单位矩阵，其中*l*dim*W*dim*X**k**m*1 ，

*N*

ˆ*Zi***ˆ*i*

*i*1



其中*Zi* *MZi*，*Zi* =*Xi*, *Wi*，*i*1,..., *N*. 在原假设条件下，*LM* 近似等价



于**2*mk*，此时*LM**LM*

*F *

*mk*近似等价于*F**mk*, *TN**N**m**k*1

分布。

关于同质性检验的两点说明。一是，此检验可以用来选择合适的转换变量

*qit*，在此种情况下，检验一组候选转换变量和变量，拒绝线性最强烈（如果存

在）的变量将被选为转换变量。二是，同质性检验也被用于确定公式（4-2）中逻辑函数中*m*的取值。参照Granger and Terasvirta (1993) and Terasvirta（1994）提出了一系列检验*m*是取1还是2的做法。本文运用的检验如下：使用辅助回归公式

（4-4），检验原假设 *H* : **   **   **   0. 如果接受原假设，则选择*m*  3 ，

0 3 2 1

如果原假设在被拒绝的情况下，则需要再检验 *H*  : **   0，*H*  : **  : 0 **   0

03 3 02 2 3

和*H* : **0**=**0，如果拒绝*H* 则选择*m*2，否则选择*m*1.

01 1 3 2 02

### 三、 非剩余的异质性检验

假设二制度PSTR模型能充分抓住面板数据集的异质性，则可通过不同方法进行检验。在PSTR框架中一个正常想法是考虑r=2时的加型PSTR模型，或者考虑三制度模型作为替代。

*Y*  **

** *x*

***X g* (*q*1;, *c*)***x g* (*q*2;, *c*) **

*it* *i*

*0 it*

*1 It* 1 *it* 1 1 2 *it* 2 *it* 2 2 *it*

（4-9）

模型中转换函数可以是相同的。在估计二制度PSTR模型中无剩余的异质性检验的原假设是公式（4-9）中*H*0 : **20。由于在原假设下存在未能识别的参数导致检验变的复杂。同样运用泰勒一阶展开式解决此问题，辅助回归函数为：

*Y*  **

** *x*

***X g* (*q*1;**, *c*)***x q*2... ***x q*2*m*** 

（4-10）

*it* *i*

*0 it*

*1 It* 1 *it*

1 1 2

*It it*

2*M it it* it

**ˆ1, *c*ˆ

是在原假设下的估计值。非剩余异质性检验可改 为

*H* : ** ... =** 0，若在公式（4-10）中**=0，检验将会变为同质性检验，

0 21 2*m* 1

35

可见上文。

为了计算LM检验统计量和F值，我们设定*w* *x**q*2,..., *x**q*2*m* ，用*V* 代

*It* it  *it* it  *it*



替公式（4-7）和（4-8）中的*X*。当*H*被接受，这*LM*统计量近似服从**2*mk* 

0

分布，*LM F*近似服从*F**mk*, *TN**N*2*k**m*2分布。

### 四、 模型估计方法

运用固定效应估计和非线性最小二乘法便可以对公式（4-1）PSTR模型中参数**=**0，**1，**，*c*进行估计。首先运用组内去均值法来估计个体效应，然后

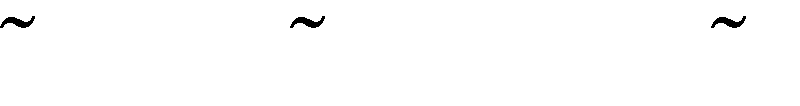
运用NLS处理转换的数据。在线性面板数据模型中去除固定效应是标准的，此时对于PSTR模型就要十分注意。对于公式（4-1）可改写为：

*Yit**i****xit*, *c**it*

（4-11）

此时有*xit* , *c**xi**t*, *xi**t g**qit*;, *c*，**=**0, **1. 再对上式减去个体均值得到：

（4-12）



*yit*  ** *xit* ** , *c* *it*



其中*yit* *yit* *yi*, *xit* , *c*=*xi**t* -*xi*, *xi**t g**qit*;, *c**wi*, *c*, *it* *it* *~~~~i*, 而

*y*, *x*, , *w*均表个体均值，*w*, *c*=*T*1*T*

*i i i i*

*i*

*t* 1

*x g**q*;, *c*. 以此，不管是水平数

据还是均值数据转换向量*xit*, *c*依赖于转换系数和位置参数。因此，*xit*, *c*非线性最小二乘估计优化的每个迭代都需要重新估计。

*it it*

从公式（4-10）可以看出在转换系数和位置参数固定后，PSTR模型是线性

的。因此用非线性最小二乘方法确定这些参数的值。

*Qc*, *c*



*yit*  **ˆ ** , *c* *xit* ** , *c*

2

*N T*

*I*1 *t*1

（4-13）

利用公式（4-12）在非线性优化的每个迭代中运用普通最小二乘法获得

**ˆ**，*c*。若在公式（4-11）中的误差项服从正态分布，那么此时估计过程相当于最大似然估计，且似然函数是关于固定效应的。

在PSTR模型估计中特别值得注意的是关于初始值如何选择的问题。在平滑转换模型中，通常使用网格搜索方法获得初始值。但这种处理方法是基于当, *c*

36

固定时公式（4-13）是关于**的线性模型。因此，公式（4-11）中残差平方和的

值可以通过格点搜索计算得到，最小的*Qc***，*c*值可以作为非线性优化算法的初始值。

## 第二节 环境效应的测度

### 一、 二氧化碳排放量的测算方法

目前对二氧化碳排放量的测算均是通过估算得到的。本章采用的首先从《中国统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》相关年份收集煤炭、柴油、煤油、焦炭、汽油、燃料油和天然气的消费数据，然后运用国家发展与改革委员会能源研究所等公布的二氧化碳排放系数估算出各省的二氧化碳排放量。其中时间为1997年至

2012年，由于西藏地区数据缺失，故不包括西藏在内的其他30个省份数据。具体估算方法如式(4-14)：

7 7

*EC**ECi**Ei**CFi**CCi**COFi*3.67 (4-14)

*i*1 *i*1

其中，EC表示估算的各类能源消费的*CO*2排放总量；i表示能源消费种类；*Ei*是第i种能源的消费总量；*CFi*是发热值；*CCi*是碳含量；*COF*是氧化因子。

*CFi**CCi**COFi*被称为碳排放系数，而*CFi**CCi**COFi* 3.67则被称为二氧化碳排放系数。

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 能源种类 | 碳排放系数 | 二氧化碳排放系数 |
| （单位：吨碳/吨 吨碳/亿立方米） | （单位：吨二氧化碳/吨 吨二氧化碳/亿立方米 |
| 煤炭 | 0.449 | 1.647 |
| 焦炭 | 0.776 | 2.848 |
| 汽油 | 0.830 | 3.045 |
| 煤油 | 0.865 | 3.174 |
| 柴油 | 0.858 | 3.150 |
| 燃料油 | 0.835 | 3.064 |
| 天然气 | 5.905 | 21.670 |

表4-1 二氧化碳排放系数

）

数据来源：国家发展与改革委员会能源研究所（2007）和IPCC（2006）

### 37

### 二、 技术进步指标测度

#### （一）**EBML-DEA**模型介绍

Tone K & Tsutsui（2010）提出了一种包含径向与SBM两种距离函数的混合模型，即EBM（Epsilon-Based Measure, 简称EBM）模型。径向距离函数对环境绩效进行测度时，会存在不同比例冗余缩减，径向测度则会高估决策单元的实际绩效水平，而SBM模型中，其目标函数会导致投入和产出的无效率值最大化，也就是说被评价的决策单元的投影点是前沿面上距离最远的点。考虑到上述两种距离函数的缺点，本文使用EBM作为距离函数。其非导向EBM模型的规范表示为：

****1*i i*

*m*

*w s*



*w*

 

min

*q*

 

*m*

*I*1 *i*

*i*1 *xk*

（4-15）

****1*r r*

*w s*



*q*

*w*

*R* 1 *r*

*R* 1 *yk*

*s*. *t*. *X**xk* *s*  0



*Y**xyk* *s*  0



**0, *s*  0

（4-16）

模型中有m+1个参数：**和*w*(*i*1, 2, ……, *m*). *w*表示各项投入指标的相

*i* i

对重要程度，**是一个关键参数，取值在[0, 1]，它表示效率值过程中非径向部分的重要程度：取0表示径向距离模型，取1表示SBM模型。

在运行面板数据进行技术效率估算时，最常使用的是Malmquist生产率指数，它最早是Fare R等人（1992）采用DEA方法计算出来的，随后迅速发展，Pasror和Lovell（2005）提出了一种全局参比Malmquist模型，它是以所有各期决策单元的总和作为参考集，各期共同参考集为

*S*g*S*1(*X* 1)*S* 2 (*X* 2)……*S*T ( *X T* )

。由于各期参考的同一前沿，因此计算的

M指数也是单一的。

*M g* (*x*

*t*1

，*yt*1

，*xt*, *yt*） 

*E g* (*xt*1, *yt*1 )

*E g* (*xt*, *yt* )

（4-17）

其中*E g*表示各期的全局参比效率值，且具有可比性，我们把这个指标称为低碳技术进步指标。效率变化的技术采用各自的前沿：

*Et*1 (*xt*1, *yt*1 )

*EC*(4-18)

*E*t (*x*t, *y*t )

*E* g (*xt*1, *yt*1) *E*t (*xt*, *yt* )

*TCg* = *E g* (*xt*1, *yt*1) *E g* (*xt*, *yt* )

38

(4-19)

且全局参比Malmquist指数可以分解为效率变化和技术变化：

*t*1

*t*1 *t* *t*

*E g* (*xt*1, *xt*1 )

*M g* (*x*1

，*x*2

，*x*1, *x*2）1 2

*E g* (*xt* , *xt* )

1 2

*Et* 1 (*xt* 1, *xt* 1 )

*E g* (*xt* 1, *xt* 1 )

*E*t (*x*t , *x*t )

= 1 2 ( 1 2 1 2 )

*E*t (*x*t , *x*t )

*Et* 1 (*xt* 1, *xt* 1 ) *E g* (*xt* , *xt* )

1 2 1 2 1 2

=ECTC*g*

其中效率变化用EC表示，表明经济管理创新导致的经济技术进步，技术变化用TC表示，说明由于技术创新带来的经济技术进步。由于所有决策单元都包含在全局参考集内，所以全局参比Malmquist指数不存在无可行解问题。周五七和聂鸣（2012）归纳认为全局参比Malmquist指数既满足可传递型要求，又避免存在无可行解问题，选择此模型更具科学性和可行性。而EBM模型很好的避免了径向距离函数和SBM模型的缺点，且可发挥各自优点。故本文结合EBM距离函数、全局参比Malmquist模型(Globle Malmquist)，及Malmquist-Luenberge指数发展了一种包含非期望产出的混合距离函数的全局参比Malmquist模型，简称为GEBML-DEA模型。

#### （二）变量及数据处理

由于经济存在能耗、碳排放的约束，故本章EBML-DEA模型的投入变量选择劳动力、资本存量、能源消费总量，产出变量包括地区生产总值和二氧化碳排放量，其中地区生产总值是期望产出，二氧化碳排放量是非期望产出。通过模型测算的全局参比Malmquist可认为经济进步指数。考虑数据的可得性和完整性，本文选择了全国30个省份1997-2012年面板数据，其中由于西藏自治区及港澳

台地区数据的缺失，则没有考虑在内。其中劳动力选择全国30个省份历年就业人数作为代理变量，资本存量是借鉴了张军等（2004）使用的永续盘存法推算出1996-2012年各省资本存量数据，能源消费总量则是利用各省煤炭、焦炭、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气和电力等八种能源消费量经折算成标准煤消费总量表示，产出变量中地区生产总值是按2005年价格计算的不变价，二氧化碳排放量数据没有公布，本文参照杜立明（2010）方法计算获得。以上原始数据均来自

《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《新中国60年统计年鉴汇编》和历年相关省份统计年鉴。宁夏、海南和甘肃的能源数据是从《中国能源统计年鉴》相关年份补齐。具体变量与数据如表4-2所示。

39

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 单位 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
| CO2 排放量 | 亿吨 | 480 | 1.76 | 1.54 | 8.99 | 0.05 |
| 地区生产总值 | 亿元 | 480 | 7314.05 | 8676.71 | 57067.92 | 167.80 |
| 能源消费量 | 万吨标准煤 | 480 | 7970.52 | 6472.02 | 37650.00 | 303.00 |
| 资本存量 | 亿元 | 480 | 3854.36 | 4751.57 | 33243.57 | 95.60 |
| 劳动力 | 万人 | 480 | 2663.48 | 2388.77 | 19335.54 | 240.60 |

表4-2 变量的描述性统计分析

#### （三）中国技术进步指数计算及其分解

根据GEBML-DEA方法，对1997-2012年各省的全要素低碳经济进步指数进行测算和分解，程序运行由MaxDEA软件完成，具体计算结果如表4-3。表4-3中Malmquist指数（GEBMLPI）计算的是包含能源消费为投入变量与碳排放作为非期望产出的低碳全要素生产率数值，即为低碳技术进步指数。由于全局参比Malmquist指数具有可累乘的特性，表4-3中数据表示从1997到2012年的全低碳技术进步变化情况。其中EC表示从1997到2012年低碳技术效率变化数值，

TC表示此期间内低碳技术创新变化数值。

40

表4-3 全要素经济技术进步指标构成（1997-2012）

| 地区 | GEBML 指数 | | |
| --- | --- | --- | --- |
| EC | TC | GEBMLPI |
| 安徽 | 1.0000 | 1.3533 | 1.3533 |
| 北京 | 1.1402 | 2.1350 | 2.4343 |
| 福建 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| 甘肃 | 1.3490 | 1.1524 | 1.5547 |
| 广东 | 1.0000 | 1.4637 | 1.4637 |
| 广西 | 0.9974 | 1.0795 | 1.0767 |
| 贵州 | 1.3864 | 1.1569 | 1.6039 |
| 海南 | 1.0000 | 1.0432 | 1.0432 |
| 河北 | 1.0334 | 1.6541 | 1.7093 |
| 河南 | 0.9690 | 1.4870 | 1.4409 |
| 黑龙江 | 1.1062 | 1.5050 | 1.6648 |
| 湖北 | 1.0860 | 1.2859 | 1.3965 |
| 湖南 | 1.2497 | 1.2701 | 1.5873 |
| 吉林 | 1.2744 | 1.4124 | 1.7999 |
| 江苏 | 1.2508 | 1.6324 | 2.0418 |
| 江西 | 1.3263 | 1.1330 | 1.5027 |
| 辽宁 | 1.2364 | 1.4615 | 1.8069 |
| 内蒙古 | 1.2612 | 1.5682 | 1.9778 |
| 宁夏 | 1.0000 | 1.0707 | 1.0707 |
| 青海 | 1.0000 | 1.0470 | 1.0470 |
| ft东 | 1.0433 | 1.5986 | 1.6678 |
| ft西 | 1.3556 | 1.2104 | 1.6407 |
| 陕西 | 1.6998 | 1.2926 | 2.1971 |
| 上海 | 1.0000 | 2.0035 | 2.0035 |
| 四川 | 1.1611 | 1.4214 | 1.6503 |
| 天津 | 1.0814 | 1.6701 | 1.8060 |
| 新疆 | 1.0784 | 1.6046 | 1.7304 |
| 云南 | 1.0000 | 1.0149 | 1.0149 |
| 浙江 | 1.0934 | 1.4460 | 1.5810 |
| 重庆 | 1.2695 | 1.2259 | 1.5562 |
| 东部 | 1.0799 | 1.5553 | 1.6871 |
| 中部 | 1.1709 | 1.3321 | 1.5483 |
| 西部 | 1.2003 | 1.2395 | 1.4982 |
| 全国 | 1.1503 | 1.3756 | 1.5778 |

### 三、 环境效应的描述性统计分析

本章的实证研究分析了经济增长和环境污染之间的关系，共收集了1997 年

至2012年全国30各省份相关指标，其中由于西藏数据严重缺失故不包含在内，所有数据均来自《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》，部分数据参考了各省统计年鉴相关年份。

41

在第三章中的实证分析可以看出，工业废水排放量数据确实有问题，考虑到谨慎性，在对全国省级区域分析时，去除了此变量，考虑二氧化碳排放量也是环境的一个较好的代理指标，可通过计算获得各省二氧化碳排放数据。人均二氧化碳排放量由各省碳排放量除以总人口，用pco2表示，单位是吨/人；其余两个环境污染指标为人均工业废气排放量指标和人均工业固体废弃物排放量指标，分别用fq表示（单位：万标立方米/人）和fg表示（单位：吨/人）。经济增长指标依然选用人均GDP, GDP数据按2005年不变价进行处理，用pgdp表示（单位：千元/人）。

1995年Grossman和Krueger就明确提出了经济发展对环境的三个效应，即规模效应、结构效应和技术效应。国内学者普遍认为这些效应不容忽视。故本章也考虑。其中经济结构用各地区第三产业增加值占GDP的比重表示，用iop表示；技术进步则在第二节中提出的DEA方法计算获得，大部分文献技术进步均用不变价GDP能耗或R&D占GDP比重表示，由于技术进步指标计算已经很成熟了，故本章通过EBML-DEA模型计算，其中投入变量选择劳动力、资本存量、能源消费总量，产出变量包括地区生产总值和二氧化碳排放量，其中地区生产总值是期望产出，二氧化碳排放量使非期望产出，技术进步指标用jsjb表示。随着城镇化得快速推进，城镇化对环境污染的影响也引起人们重视，本章用各省城镇人口占总人口的比重表示，用ur表示。考虑到对外贸易也会导致碳排放增加，

2008年国际能源署的研究报告就指出，2004年中国二氧化碳排放总量的34%是由于对外贸易导致的。选择各省进出口总额占GDP比重表示对外贸易状况，用

jck表示。本章实证模型运用的数据如表4-4。

本章在实证前，先描绘经济增长和环境污染之间关系的散点图，进而从图形反映的数据特征入手。由图4-1可知，除北京、天津、上海和江苏外，其余各省份的人均工业废气排放量与人均GDP之间均存在上升趋势，但是各省份的二者关系的斜率明显不同。由图4-2也存在同样情况，即除北京、天津、上海和江苏没有出现上升趋势外，其余各省份人均二氧化碳排放量与人均GDP之间呈现上升态势。由图4-3可知，各省份人均工业固体废弃物排放量与人均GDP之间关系较为平缓，没有出现较大的上升趋势。可见再建立模型是对不同环境污染指标对应的模型应该不同。

42

表4-4 变量描述性统计指标

10 20 30

0

| 变量 | 样本数 | 均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| co2 | 480 | 4.7998 | 3.6878 | 26.5366 | 0.8082 | 3.7338 |
| fg | 480 | 1.3440 | 0.9201 | 5.2962 | 0.0928 | 2.6311 |
| fq | 480 | 2.6937 | 2.0006 | 15.7902 | 0.2190 | 2.4790 |
| pgdp | 480 | 19.3977 | 13.2200 | 95.1230 | 2.2150 | 17.0710 |
| iop | 480 | 0.4002 | 0.3927 | 0.7646 | 0.2862 | 0.0724 |
| jsjb | 480 | 1.0300 | 1.0279 | 1.1559 | 0.9079 | 0.0450 |
| ur | 480 | 0.42290 | 0.4022 | 0.8930 | 0.1404 | 0.1621 |
| jck | 480 | 0.1407 | 0.0579 | 0.7817 | 0.0123 | 0.1669 |

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 北京 |  | 天津 |  | 河北 |  | 辽宁 |  | 上海 |  | 江苏 |
|  |  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |  |

0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100



浙江



福建



ft东

广东



ft西



吉林



黑龙江



安徽



江西



河南



湖北



湖南



内蒙古



广西



海南



重庆



四川



贵州



云南



陕西



甘肃



青海



宁夏



新疆

工业废气排放量（万标立方米/人）

10 20 30

10 20 30

10 20 30

10 20 30

0

0

0

0

人均GDP（千元）

图4-1 各地区人均工业废气排放量与人均GDP的散点图

43

北京

|  |
| --- |
| 天津 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 河北 |
|  |
|  |
|  |
|  |

辽宁

上海

|  |
| --- |
| 江苏 |
|  |
|  |
|  |
|  |

浙江

|  |
| --- |
| 福建 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| ft东 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 广东 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| ft西 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 吉林 |
|  |
|  |
|  |
|  |

内蒙古

|  |
| --- |
| 广西 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 海南 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 重庆 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 四川 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 贵州 |
|  |
|  |
|  |

黑龙江

|  |
| --- |
| 安徽 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 江西 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 河南 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 湖北 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 湖南 |
|  |
|  |
|  |

云南

陕西

甘肃

青海

宁夏

新疆

二氧化碳排放量（吨/人）

10 20 30

10 20 30

10 20 30

10 20 30

10 20 30

0

0

0

0



0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100

0

人均GDP（千元）

图4-2 各地区人均二氧化碳排放量与人均GDP的散点图

浙江

福建

ft东

广东

|  |
| --- |
| ft西 |
|  |
|  |
|  |
|  |
|  |

吉林

内蒙古

|  |
| --- |
| 广西 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 海南 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 重庆 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 四川 |
|  |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 贵州 |
|  |
|  |
|  |
|  |

黑龙江

|  |
| --- |
| 安徽 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 江西 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 河南 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 湖北 |
|  |
|  |
|  |

|  |
| --- |
| 湖南 |
|  |
|  |
|  |

云南

北京

陕西

甘肃

青海

宁夏

新疆

工业固体废弃物排放量（吨/人）

20 40 60

20 40 60

20 40 60

20 40 60

20

40

60

0

0

0

0



0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100 0 50 100

0

人均GDP（千元）

图4-3 各地区人均工业固体废弃物排放量与人均GDP的散点图

44

## 第三节 基于**PSTR**模型的**ECK**假说的实证分析

### 一、 模型设定与检验

运用面板平滑转换模型首先需要对模型进行设定，本章主要讨论经济增长与环境污染二者之间的关系，同时也考虑了城镇化进程、技术进步、经济结构和对外贸易的影响。然后再确定有几个转换函数，其中转换变量选择人均GDP指标。最后再确定位置参数m的取值。如此便确定模型的类型。其中对三类环境污染指标分别建立三个模型。人均工业废气排放量作为环境污染变量的模型简称为工业废气模型，其余二个简称为工业固废模型和二氧化碳模型。三个模型的包含一个转换函数的情况如下：

工业废气模型：

Ln *fqit* *i* **0,1 ln *pgdpit* **0,2*iopit* **0,3 *jsjbit* **0,4*urit* **0,5 *jckit* 

**1,1 ln *pgdpit***1,2*iopit***1,3 *jsjbit***1,4*urit***1,5 *jckit**g*(ln *pgdpit*;, *c*)*it*

工业固废模型：

Ln *f*g*it* *i* **0,1 ln *pgdpit* **0,2*iopit* **0,3 *jsjbit* **0,4*urit* **0,5 *jckit* 

**1,1 ln *pgdpit***1,2*iopit***1,3 *jsjbit***1,4*urit***1,5 *jckit**g*(ln *pgdpit*;, *c*)*it*

二氧化碳模型：

Ln *co*2*it* *i* **0,1 ln *pgdpit* **0,2*iopit* **0,3 *jsjbit* **0,4*urit* **0,5 *jckit* 

**1,1 ln *pgdpit***1,2*iopit***1,3 *jsjbit***1,4*urit***1,5 *jckit**g*(ln *pgdpit*;, *c*)*it*

上述三个模型中，各地区环境污染指标（fq, co2, fg）和人均GDP均均做了对数处理，而经济结构指标（iop）、技术进步指标（jsjb）、城镇化指标（ur）

和对外贸易指标（jck）则是水平数据，未做处理。模型中**0表示模型中线性部分的参数，**1则表示非线性部分前系数。

表4-5 是三个模型的同质性检验表。同质性检验即是非线性检验，其中原假

设为模型是线性的，为*H*0: *r*0；备择假设为非线性表明至少存在一个门限变量，

表达式为*H*1: *r*1。可以看见m的不同取值时，三个模型均在1%的显著水平下

拒绝原假设，表明应使用非线性模型。参照González、Terasvirta和Dijk（2005）选择位置参数m的方法，认为拒绝原假设越强，位置参数越准确。其中工业废气模型m应该选1，表明模型中只有一个位置参数；而工业固废模型和二氧化碳模型m=1和m=2时F统计量相差不大，需要进一步检验。

45

表4-5 基于F统计量的同质性检验

|  | 工业废气模型 | | 工业固废模型 | | 二氧化碳模型 | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | F 统计量 | P 值 | F 统计量 | P 值 | F 统计量 | P 值 |
| m=1 | 13.750 | 0.000 | 18.657 | 0.000 | 15.535 | 0.000 |
| m=2 | 8.350 | 0.000 | 17.929 | 0.000 | 14.206 | 0.000 |
| m=3 | 6.702 | 0.000 | 6.702 | 0.000 | 11.146 | 0.000 |

表4-6是三个模型的非剩余的异质性检验表。非剩余的异质性检验主要是确定模型中转换函数的个数。检验步骤：首先检验是否存在转换函数，若确定存在转换函数则需要检验存在几个转换函数。表中原假设H0: r=0,表示没有转换函数，由检验结果可知工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型均在1%的显著水平下拒绝了原假设，便认为三个模型均存在至少1个转换函数。表中原假设

H0: r=1表示转换函数个数为1，备择假设为至少有2个转换函数。由检验结果可知，工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型均在1%的显著水平下拒绝了备择假设，则认为三模型中转换函数个数为1。

表4-6 基于F统计量的非剩余的异质性检验

|  | | 工业废气模型 | | 工业固体废弃物模型 | | 二氧化碳模型 | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| F 统计量 | P 值 | F 统计量 | P 值 | F 统计量 | P 值 |
| m=1 | H0: r=0vsH1:r>=1 | 13.750 | 0.000 | 18.657 | 0.000 | 15.535 | 0.000 |
| H0: r=1vsH1:r>=2 | 0.218 | 0.999 | -0.029 | 1.000 | 0.713 | 0.772 |
| m=2 | H0: r=0vsH1:r>=1 | 8.350 | 0.000 | 8.350 | 0.000 | 14.206 | 0.000 |
| H0: r=1vsH1:r>=2 | 0.275 | 0.997 | -0.071 | 1.000 | 0.925 | 0.536 |
| m=3 | H0: r=0vsH1:r>=1 | 6.702 | 0.000 | 6.702 | 0.000 | 11.146 | 0.000 |
| H0: r=1vsH1:r>=2 | 0.033 | 1.000 | 1.108 | 0.347 | 0.888 | 0.579 |

根据上面同质性检验和非剩余的异质性检验结果，工业废气模型可以确定其模型形式，其中转换函数个数为1，位置参数个数也为1；但工业固废模型和二氧化碳模型只确定了转换函数个数为1，位置参数没有确定。参照Colletaz 和

Hurlin（2006）提出的思想，即可以采用模型估计后得到的AIC和BIC最小值来确定位置参数个数。由表4-7可知，工业固废模型的位置参数应选择2，二氧化碳模型中位置参数个数也为2。自此三个模型的转换函数个数及位置参数个数均确定，完成了模型设定。

表4-7 位置参数的确定性检验

|  | 工业废气模型 | | 工业固废模型 | | 二氧化碳模型 | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | AIC | BIC | AIC | BIC | AIC | BIC |
| m=1 | -4.0940 | -3.9810 | -4.0732 | -3.9688 | -4.0732 | -3.9688 |
| m=2 | -4.0732 | -3.9688 | -4.0940 | -3.9810 | -4.0940 | -3.9810 |
| m=3 | -4.0880 | -3.9660 | -4.0880 | -3.9660 | -4.0880 | -3.9660 |

### 二、 模型估计

表4-8 是本章三个模型估计的结果，分别为工业废气模型、工业固废模型和

46

二氧化碳模型，以上节选定的最优位置参数和转换函数个数为模型设定的条件，使用MATLAB软件进行非线性估计获得估计结果。因为估计方程中因变量取了对数，而部分自变量没有取对数，在对系数分析时，参照Wooldridge的研究结论，即弹性应该按照100(exp（X）-1）来计算，但如果数值不大可直接使用X值代替。本章讨论中若系数小于1，则直接用X代替，否则需进一步计算其值。

表4-8中工业废气模型主要是研究人均工业废气排放量与五个变量的关系。第一，人均GDP 对人均工业废气排放量的线性部分和非线性部分系数分别为

0.8529、0.0429，均为正值，表明人均GDP对人均工业废气排放的影响始终为正。而环境库兹涅茨假说理论要求二者之间存在倒“U”型关系，则只有当

**0,1 0, **0,1**1,1 0成立时，才存在环境库兹涅茨假说。因此可以得出人均工业

废气排放量与人均GDP之间不存在EKC假说。第二是经济结构对人均工业废气排放的影响，通过估计结果可知线性部分和非线性部分的系数为都为负，表明第三产业占GDP比重提高会降低工业废气排放，这符合实际，且影响的弹性区间为[-1.1353, -2.5548]。表明第三产业比重每提高1个百分点会导致工业废气排

放量至少减少1个百分点。第三个是技术进步指标，此指标对工业废气影响存在开始为正后期为负。表明前期的技术进步是低水平，此时的技术进步更多的应用于获得更大产出，所以没有引起工业废水排放量的减少反而导致工业废水排放量增加，但随着技术进步达到一定值后，技术进步会显著减低工业废水排放量。符合我国经济发展规律。第四是城镇化对工业废气排放量影响的弹性最小值为

0.6293，最大值为-0.6641。表明确实存在城镇化会增加工业废气排放量，但当经济发展到一定程度后，即越过门限值4.318（对应的人均GDP值为75038.4元）时城镇化开始减少工业废气排放量，且弹性系数逐渐增大。第五，对外贸易对工业废气排放量影响为正，其影响的弹性区间为[0.0339, 0.3554]，对外贸易会增加我国工业废气排放量。此模型的转换系数为3.5，不大，表明两种制度之间转换速度并不快，持续时间较长。模型的位置参数为4.318，对应的人均GDP为75038.4元，这个数值相当于2010年北京的人均GDP值，但很多省份均未达到这个水平，显然这值也高于全国平均水平。从结果可以看出，五个变量均符合经济学含义，解释效果较合理。

表4-8中工业固废模型主要是研究人均工业固体废弃物排放量与五个变量的关系。首先，人均GDP对人均工业固废排放量的线性部分和非线性部分系数分别为0.8782、-0.0341，均为正值，表明当转换函数部分等于0时，人均GDP对工业固废排放的弹性系数为0.8782，当转换函数趋向1时，人均GDP对工业

固废的最小弹性影响系数为0.8441。依据前文描述，只有当**0,10, **0,1**1,1  0

成立时，才存在环境库兹涅茨假说。因此可以得出人均工业固废排放量与人均

47

GDP之间不存在环境库兹涅茨假说。其次是经济结构对人均工业废气排放的影响，通过估计结果可知线性部分系数为0.3869和非线性部分的系数为-2.7570，由于转换函数系数远大于0.3869，则表明第三产业占GDP比重提高会降低工业废气排放，这与工业废气模型得到结论一致。第三个是技术进步指标，此指标对工业废气影响存在开始为正后期为负。表明前期的技术进步是低水平，此时的技术进步更多的应用于获得更大产出，所以没有引起工业废水排放量的减少反而导致工业固废排放量增加，但随着技术进步达到一定值后，技术进步会显著减低工业固废排放量。同样符合我国经济发展规律。再次是城镇化对工业固废排放量的影响，其影响弹性系数最小值为-0.4951，最大值为1.6309。随着经济增长，城镇化会由增加工业固废排放量到减少工业固废排放量的转变，同样这与工业废气模型得到的结论一致，表明我国进行城镇化有利于环境保护，这里主要体现出了城镇化前期由于房地产等快速发展会影响环境质量，而城镇化发展到一定阶段这种负的影响会降低，而人口集中便于进行环境治理，其利于环境部分开始发挥作用。最后，对外贸易对工业固废排放量影响的弹性区间为[-0.1708, 0.2063]，大多数情况下对外贸易会增加我国工业固废排放量。工业固废模型的转换系数为

1.14，比工业废气模型的转换系数更小，表明两种制度之间转换速度并不快，持续时间更长。门限值为1.620和2.998，对应的人均GDP为5053.1和20045.4元，这个数值比工业废气模型的位置参数要低。从结果可以看出，五个变量均符合经济学含义，解释效果较合理。

表4-8中最后一个模型是二氧化碳模型，二氧化碳模型主要是研究二氧化碳排放量与五个变量的关系。首先，人均GDP对人均二氧化碳排放量的线性部分和非线性部分系数分别为0.1041、0.8916，显著为正值，即使转换函数部分等于0时，人均GDP对二氧化碳排放的弹性系数最小值也有0.1041，当转换函数趋向1时，人均GDP对二氧化碳排放量的最大弹性影响系数为0.9957，即人均

GDP 对二氧化碳排放的影响区间为[0.1041, 0.9957]。依据前文描述，只有当

**0,1 0, **0,1**1,1 0成立时，才存在环境库兹涅茨假说。因此可以得出以二氧化

碳排放最为环境污染指标与人均GDP之间不存在环境库兹涅茨假说。其次是经济结构对人均工业废气排放的影响，通过估计结果可知线性部分系数为0.0386和非线性部分的系数为-1.7549，由于转换函数系数远大于0.0386，则表面绝大多数情况下第三产业占GDP比重提高会降低二氧化碳排放，这与工业废气模型和工业废气模型得到结论一致。第三个是技术进步指标，此指标对二氧化碳排放量影响弹性区间为[0.6487, -0.2582]。表面我国技术进步还有很长路要走，要尽快转换到高水平技术进步状态下，这与才会技术二氧化碳排放，这与前两模型得到了结果比较相近。再次是城镇化对二氧化碳排放量的影响，其影响弹性系数最小值为-2.7234，最大值为4.1889。可以看见前期城镇化对二氧化碳排放的影响大于1，

48

表明城镇化率每提高一个百分点，二氧化碳排放增加量大于1个百分点，虽然模型后期会降低二氧化碳排放但这一转换持续时间较长。最后，对外贸易对二氧化碳排放量影响的弹性区间为[-0.0972, 0.5352]，大多数情况下对外贸易会增加我国二氧化碳排放量，表明我国对外贸易中更多的体现出牺牲环境为代价，这与国内相关研究结论一致，王海鹏（2010）研究贸易对我国二氧化碳排放的影响中得出出口规模的上升会使得碳排放规模有较大增幅。二氧化碳模型的转换系数为

0.473，比工业废气模型和工业废固模型的转换系数要小，表明制度之间转换速度并不快，持续时间更长。位置参数为2.291和2.734，对应的人均GDP为9884.8和15394.3元，这个数值与工业废固模型的位置参数相差无几。在三个制度之间转换各地区差距较大，有的发达地区已经在第三个制度下了而同期有的欠发达地区可能还在第一个制度中，表明我国经济发展地区差异较大。从结果可以看出，二氧化碳模型的结果解释较好，较合理。

综上所述，可发现，对于工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型中，人均GDP与三类环境污染指标之间均不存在倒“U”型关系，且比较稳健，所以环境库兹涅茨假说不成立。经济结构对三类环境污染指标在大多数情况下表现为负的影响，说明第三产业的发展会显著减低我国工业废气排放量、工业固废排放量和二氧化碳排放量。而技术进步指标对三类环境污染物的影响较特殊，并没有表现出强烈的减低三类污染物，这与我们技术进步水平层次较低有关。由于城镇化直接推动房地产等产业的快速发展，经济发展初期没有明显表现出降低三类环境污染物排放量，但经济发展到一定程度确实能显著改善环境状况。在三个模型中，对外贸易线性部分系数明显远小于非线性部分系数，所以二者之间可以以非线性部分系数看其影响程度。三个模型对外贸易指标前系数均为正，表明对外贸易一定程度上确实增加了环境污染物排放量，且结果较稳健。

49

表4-8 PSTR模型估计结果

|  | 工业废气模型 | | 工业固废模型 | | 二氧化碳模型 | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 参数估计值  （估值下方为 T 值） | | 参数估计值  （估值下方为 T 值） | | 参数估计值  （估值下方为 T 值） | |
|  | 线性部分 | 非线性部分 | 线性部分 | 非线性部分 | 线性部分 | 非线性部分 |
| lnpgdp | 0.8529 | 0.0429 | 0.8782 | -0.0341 | 0.1041 | 0.8916 |
| 23.1262 | 0.3592 | 6.8657 | -0.1750 | 0.8158 | 4.1568 |
| iop | -1.1418 | -1.4470 | 0.3869 | -2.7570 | 0.0386 | -1.7549 |
| -3.5596 | -3.5283 | 0.7396 | -4.4669 | 0.0674 | -2.0062 |
| jsjb | -0.1451 | 0.8162 | 0.9327 | -1.8116 | -0.6487 | 0.9067 |
| -0.6555 | 2.7615 | 2.9900 | -4.5269 | -2.5289 | 2.3459 |
| ur | 0.6273 | -1.2936 | 1.6177 | -2.1140 | 4.1035 | -6.8647 |
| 3.8768 | -3.9686 | 4.0779 | -3.5767 | 6.0236 | -5.9658 |
| jkc | 0.0339 | 0.3215 | -0.1708 | 0.3771 | -0.0972 | 0.6324 |
| 0.2117 | 1.8627 | -0.6977 | 1.3698 | -0.3040 | 1.4666 |
| 位置参数 | 4.318 | | 1.62 | | 2.291 | |
| 2.998 | | 2.734 | |
| 转换系数 | 3.5 | | 1.14 | | 0.473 | |

### 三、 人均**GDP**对三类污染物弹性分析

对工业废气模型、工业废固模型和二氧化碳模型的结果进行分析后，再对其中重要变量人均GDP进行弹性分析，即分析人均GDP对三类污染物的弹性情况。本章建立的PSTR模型中转换变量选择的是人均GDP，则如果进行弹性分析，需要对模型进行求偏导函数，其计算公式简化如下：

*y*ln *pgdp*  **

*G*(ln *pgdp*;, *c*)** *x*

*G*(ln *pgdp*;, *c*)

Ln *pgdp*

*it* *it*

0,1 1,1

*it* it it it

其中*yit*代表的是三类环境污染物指标，*xit*表示本章PSTR模型中所有的解

释变量。表4-9是人均GDP对三类污染物的弹性分析表，考虑到数据较多不易显示，表中列出的均为1997年至2012年均值弹性数值。总体上看所有弹性数值均为正，表明经济增长是环境污染的原因之一。对于工业废气模型来看，其弹性变动区间为[0.4083, 0.9154]，像北京、上海等发达地区经济增长对工业废气排放的正效应较小，分别只有0.4191和0.5396，而全国的平均水平为0.8203，表明经济增长仍是我国工业废气排放的主要原因。工业固废模型中表现出来的弹性与工业废气状况一致，其中弹性区间为[0.4083, 0.9154]，全国的平均水平也达到了0.7943，说明经济增长是工业固废排放的主要原因。这两个结论也与实际相符。最后是二氧化碳模型，其中经济增长对二氧化碳排放的弹性区间为

[0.2401,0.7446]，全国平均水平为0.5982，其数值均小于工业废气模型和工业废固模型。表明虽然经济增长仍然导致二氧化碳排放的原因。但其影响效益较小。

50

值得注意的是，表4-9只是列出了1997至2012年弹性的平均水平，但在原始数据中几乎所有省份的弹性均呈现下降趋势，特别是北京地区的经济增长对工业废气的弹性在2012年为-0.0349，表明经济增长有利于改善环境，其余省份也不同程度减低。这些现象表明虽然经济增长是环境污染的原因，但这种负面影响效益正在逐步得到减低。

表4-9 人均GDP对三类污染物的弹性分析

| 地区 | 工业废气模型 | 工业固废模型 | 二氧化碳模型 |
| --- | --- | --- | --- |
| 北京 | 0.4191 | 0.4083 | 0.2401 |
| 天津 | 0.9167 | 0.9154 | 0.6443 |
| 河北 | 0.8509 | 0.8303 | 0.5823 |
| 辽宁 | 0.8154 | 0.7563 | 0.5453 |
| 上海 | 0.5396 | 0.6054 | 0.4259 |
| 江苏 | 0.8193 | 0.8106 | 0.6222 |
| 浙江 | 0.8026 | 0.7491 | 0.5862 |
| 福建 | 0.8301 | 0.7783 | 0.5792 |
| ft东 | 0.8432 | 0.8373 | 0.6264 |
| 广东 | 0.8061 | 0.7457 | 0.5526 |
| 海南 | 0.8477 | 0.8159 | 0.6230 |
| ft西 | 0.8420 | 0.8071 | 0.6415 |
| 吉林 | 0.8526 | 0.8527 | 0.6200 |
| 黑龙江 | 0.8521 | 0.8114 | 0.6030 |
| 安徽 | 0.8523 | 0.8349 | 0.6141 |
| 江西 | 0.8549 | 0.8190 | 0.5900 |
| 河南 | 0.8460 | 0.8252 | 0.6046 |
| 湖北 | 0.8494 | 0.7984 | 0.5944 |
| 湖南 | 0.8183 | 0.8087 | 0.6772 |
| 内蒙古 | 0.8523 | 0.8902 | 0.7446 |
| 广西 | 0.8447 | 0.7740 | 0.5489 |
| 重庆 | 0.8446 | 0.7967 | 0.6043 |
| 四川 | 0.8530 | 0.8204 | 0.6071 |
| 贵州 | 0.8525 | 0.7718 | 0.6883 |
| 云南 | 0.8523 | 0.7890 | 0.5733 |
| 陕西 | 0.8499 | 0.8196 | 0.6514 |
| 甘肃 | 0.8527 | 0.8079 | 0.6289 |
| 青海 | 0.8506 | 0.8581 | 0.6551 |
| 宁夏 | 0.8451 | 0.8227 | 0.6474 |
| 新疆 | 0.8529 | 0.8687 | 0.6232 |

### 51

### 四、 小结

第三章主要针对全国基本情况选用工业三废排放作为环境污染指标，运用时间序列数据，建立了平滑转换模型分析中国经济增长与环境污染之间的关系。本章继承并推广了平滑转换模型，选择1997年至2012年全国30个省份的面板数据，建立了面板平滑转换模型，其中环境污染指标选择了工业废气排放量、工业固体废弃物排放量和二氧化碳排放量（由第三章分析可知工业废水排放量存在很大问题故在本章实证分析中舍去），经济增长指标选择人均GDP，并加入了经济结构指标、技术进步指标、城镇化指标和对外贸易指标，对数据进行了同质性检验和非剩余的一致性检验，检验结果表明三个模型均显著拒绝同质性，且均存在明显的异质性，故建立的平滑转换模型能够很好的刻画环境污染与经济增长二者之间的关系，通过非线性的最小二乘估计得到参数的估计值，估计结果较为显著。

通过对模型结果分析可知：一、工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型中，人均GDP与三类环境污染指标之间均不存在倒“U”型关系，且比较稳健，所以环境库兹涅茨假说不成立，说明我国环境问题依然严峻，保护环境刻不容缓。二、经济结构对三类环境污染指标在大多数情况下表现为负的影响，说明第三产业的发展会显著减低我国工业废气排放量、工业固废排放量和二氧化碳排放量。表明我国正在大力推进产业结构的优化升级，会改善我国环境现状。三、技术进步指标对三类环境污染物的影响较特殊，并没有表现出强烈的减低三类污染物，这与我们技术进步水平层次较低有关，这和大多数研究不同，主要是本章研究的技术进步指数是通过DEA模型计算出来的，没有直接选择代理变量，这与从侧面说明我国技术创新的不足。四、由于城镇化直接推动房地产等产业的快速发展，经济发展初期没有明显表现出会降低三类环境污染物排放量的现象，但经济发展到一定程度确实能显著改善环境状况，这主要得益于城镇化带来的人口集聚效应，环保政策措施及技术得以快速运用。五、对外贸易一定程度上确实增加了环境污染物排放量，我国现阶段对外贸易中大多数产品均是污染密集型产品，一定程度上造成我国环境恶化。

最后再进行人均GDP的弹性分析，工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型结果均表明经济增长是环境污染的原因之一。这与国内大多数研究结论一致，也符合我国实际。且模型也很好的说明了像北京、上海等中国发达地区经济增长对工业废气排放、工业固体废弃物排放和二氧化碳排放的正效应较小。虽然经济增长是导致环境污染的一个原因，但其对环境污染的影响弹性是越来越小的。甚至出现2012年北京地区的经济增长对工业废气存在负的弹性，即经济增长有利于改善环境，其余省份也不同程度减低。这些现象表明虽然经济增长是环境污染的原因，但这种负面影响效益正在逐步得到减低。

本章得出的通过工业废气模型、工业废固模型和二氧化碳模型得出的结论基

52

本一致，这也是以往研究中选取不同污染物会导致不同结果的有力反驳。中国经济发展也并没有像国外学者武断的是完全以牺牲环境为代价，其模型中很好的表现出中国政府正努力改善环境这一现实，正在走可持续的发展之路，但环境友好型社会建设任重道远，

53

# 第五章 污染天堂假说的中国实证分析

本章通过建立PVAR模型，检验中国是否存在污染天堂假说。首先PVAR模型简述及数据来源；然后通过PVAR模型的估计结果进行实证分析，包含脉冲响应和方差分解分析及因果检验；最后是实证检验的结论。

改革开放三十年，中国创造了经济增长的奇迹。中国已经成为世界第二大经济体。与此同时，环境问题日益凸显，成为制约中国经济可持续增长的关键因素。

2009年召开的哥本哈根国际气候会议吸引了广泛的关注。全球变暖成为各国政府共识，引起全球变暖的重要因素就是温室气体，其中二氧化碳占首要位置。温室效应带来的冰川消融、海平面上升、气候异、空气污染等对人们生产生活的影响难以估量。曾经的雾都—伦敦，已远去，但就全世界范围看环境污染问题日趋严峻，特别是在发展中国家。1978年以后，中国政府改革开放，招商引资，吸引全球投资，很大程度上刺激中国的崛起。那么FDI在促进我国经济快速发展的同时是否会对我国的环境产生负面影响？具体地表现为FDI对经济增长的促进作用是否一直强劲，碳排放是否影响经济增长，FDI对碳排放是否有抑制作用，以及经济增长、碳排放和FDI三者之间的存在怎样的关系。因此，如何更好地理解FDI与经济增长，经济增长与碳排放，FDI对碳排放以及三者之间的关系成为本章的研究重点。

## 第一节 模型介绍及数据来源

### 一、 模型介绍

本节使用面板向量自回归模型（PVAR），该模型是由Holtz-Eakin 首次提出，它包含了传统向量自回归方法可以将所有变量置于系统内的优点，和面板数据分析允许变量存在异质性等优点。总体上看PVAR是一个多元系统方程，且把所以变量的滞后项均考察在内，故可以解决变量内生性问题，由于此模型还可以进行脉冲响应分析和方差分解分析则能够比较真实反映变量间的互动关系。本文应用的模型中，人均二氧化碳排放量用pco2表示，人均地区生产总值用pgdp表示，人均外商直接投资用pfdi表示，由于不同省份之间存在个体差异，则模型中加入了个体固定效应，同时，考虑到变量随时间变化而发生变化，则在模型中加入时间趋势项。模型表达式如下11：

*Yit***1*xit***2 *zit* *i**t**it*

（5-1）

11 Love, I．，L．Zicchino, Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR[J], *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2006(2)：190-210．

54

模型中*y* *pgdp*, *pco*2, *pfdi* T是基于面板数据的3×1的列向量，表示*i*

*it* it it it

省份第*t*年份的数据，其中*xit*  *yit*1, *yit*2,……，*yit**p* 是*yit*的P阶滞后项，*zit* 是

外生变量，*i*和*i*是表示3×1维的个体固定效应和时间趋势效应的向量，*it*为随机扰动项，并满足*E**it i*,*i*, *yit*1,……，*yit**p*0 。

由于模型存在个体固定效应和时间趋势效应，所以在对PVAR估计前需要对

数据进行去除时间效应和个体效应的技术处理，对时间趋势效应采用组内去心处理（within-group mean difference），对个体效应采用1991年Arellano和Band提出的前项均值差分法（forward mean-difference），即Helmert过程。本文数据有限样本区间较短选用系统GMM估计得到一致统计量，其中工具变量使用变量的当

前值，后文分析时，*zit**yit*不考虑外生变量。滞后阶数的选择依据AIC(Akaike's Information Criterion)、HQIC（Hannan and Quinn Information Criterion）和BIC

（Baysian Information Criteron）,本节主要参考前两种方法。

### 二、 数据来源

考虑到数据的可得性和完整性，本章选择了全国27省份1995-2012年相关指标数据。其中宁夏和海南省数据有部分数据缺失故未被选入，西藏数据严重缺失也未考虑，值得注意的是重庆市是1997年正式设立直辖市，为了统计口径一致，重庆数据并入四川省。经济增长的代理变量选择人均地区生产总值，污染水平的代理变量选择人均二氧化碳排放量，FDI则用人均外商直接投资表示。我国官方未公布二氧化碳数据，本文采用国内外通用的，从能源消耗角度出发，收集了煤炭、柴油、焦炭、汽油、燃料油和天然气的消费数据，然后运用国家发展与改革委员会能源研究所公布的二氧化碳排放系数估算出27省的二氧化碳排放量数据。本章能源消费数据来自《中国能源统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。人口数据、地区生产总值和FDI数据来自《中国统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》。为了虚弱可能存在的异方差问题，所有变量均进行了对数处理，分别记做Lnpgdp、Lnpco2和Lnpfdi。

表 5-1 变量的描述统计分析

| 变量 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Lnpgdp | 486 | 1.3248 | 0.6388 | -0.0491 | 3.3100 |
| Lnpco2 | 486 | 2.5388 | 0.8612 | 0.5953 | 4.5135 |
| Lnpfdi | 486 | 2.4534 | 1.7647 | -2.2406 | 5.7724 |

## 55

## 第二节 污染天堂假说的实证检验结果与分析

### 一、 面板单位根检验与滞后阶数的选择

#### （一）面板单位根检验

本节在对PVAR模型进行估计前对所有变量进行平稳性检验，以免出现虚假回归，同时也对后续的脉冲响应函数和方差分解提供支持。因此，首先对水平数据进行单位根检验，如果不平稳再对差分后的数据进行检定。为了保证结论的可靠性，分别采用LLC（Levine Lin & Chut）检验、IPS（Im Peaaram & Shin）检验和Fisher-PP检验。

表5-2 面板单位根检验

| 变量 | LLC 检验 | IPS 检验 | Fisher-PP 检验 |
| --- | --- | --- | --- |
| Lnpgdp | 0.518(0.698) | 5.216(0.000) | 6.368(1.000) |
| Dlnpgdp | -4.014(0.000) | -3.144(0.001) | 152.738(0.000) |
| Lnpco2 | -1.511(0.065) | 1.732(0.958) | 29.738(0.997) |
| Dlnpco2 | -6.151(0.000) | -5.438(0.000) | 102.097(0.0000 |
| Lnpfdi | -1.256(0.105) | -0.070(0.472) | 67.634(0.101) |
| Dlnpfdi | -7.802(0.000) | -7.396(0.000) | 348.781(0.000) |

检验结果表明，本章模型中的水平数据存在单位根，但可以看见一阶差分后的数据均显著拒绝了“存在单位根”的原假设，即本文所有3个变量都是一阶单整序列。则人均地区生产总值序列（Lnpgdp）、人均二氧化碳排放量序列

（Lnpco2）、人均外商直接投资（Lnpfdi）序列均为单位根过程。

#### （二）**PVAR**滞后阶数的选择

运用系统GMM估计PVAR模型，首先需要确定PVAR模型滞后阶数。根据表3可以看出，AIC和HQIC都建议经济增长、二氧化碳排放与FDI之间的PVAR模型滞后2阶比较合适，但BIC准则建议滞后1阶较为合适。此时依据上述三种准则得到的结果并不一致，此时参考Lütkepohl的建议：当样本数趋于无限大时，BIC和HQIC准则最终能够选出正确的滞后阶数，故本节选择滞后2阶。

表5-3 PVAR滞后阶数选择

| 滞后阶数 | AIC | BIC | HQIC |
| --- | --- | --- | --- |
| 1 | -4.5632 | -3.7156\* | -4.2286 |
| 2 | -4.6748\* | -3.6962 | -4.2875\* |
| 3 | -4.4603 | -3.3361 | -4.0141 |
| 4 | -4.4632 | -3.1764 | -3.9511 |

### 二、 模型估计

本节模型估计主要使用连玉君博士提供的stata面板命令PVAR2，该命令是在PVAR命令基础上改进的。根据滞后阶数，采用GMM估计得到FDI、经济增长与二氧化碳排放的PVAR模型的参数估计结果（如表5-4）。GMM估计中工具

56

变量选择为分别滞后1阶的lnpfdi、lnpco2和lnpgdp，以及分别滞后2阶的lnpfdi、

lnpco2和lnpgdp等六个变量。从人均FDI对数方程可以看出，滞后1阶的人均

GDP、人均二氧化碳排放以及人均FDI的符号均为正，但其中在1%显著水平下，只有滞后1阶的FDI对当期FDI具有正的影响，这也符合经济理论解释。在人均二氧化碳排放方程中，滞后1阶的FDI对二氧化碳排放有显著的正向影响，但是滞后2期时符合变为负号，表明FDI对碳排放在短期存在积极效应，可验证在中国FDI对碳排放存在污染天堂假说，而在长期则存在负的效应，进一步质疑污染天堂假说存在的可能性。虽然人均GDP前符号为负，但不显著，故直接论定经济增长会减少碳排放缺乏依据。从人均GDP对数方程可以看出，滞后

1期的人均FDI在10%的显著水平下为正，而滞后2阶的人均FDI在5%显著为负，表明FDI会刺激中国经济增长，但从长期看这种刺激作用会削弱，符合经济规律，故现阶段中国经济不能过多依靠对外经贸。表4中部分参数不显著是由于引入三个变量滞后期导致的，但这不影响PVAR的模型分析，因为PVAR主要是进行预测分析。

表5-4 PVAR模型的参数估计结果

| 因变量相对于其滞后的方程 | 参数估计值 | Z 统计量值 |
| --- | --- | --- |
| lnpfdi 方程 |  |  |
| lnpfdi 滞后 1 期 | 0.865\*\*\* | 6.67 |
| lnpco2 滞后 1 期 | 0.461 | 0.89 |
| lnpgdp 滞后 1 期 | 0.045 | 0.07 |
| lnpfdi 滞后 2 期 | -0.002 | -0.04 |
| lnpco2 滞后 2 期 | -0.526\* | -1.82 |
| lnpgdp 滞后 2 期 | 0.043 | 0.08 |
| lnpco2 方程 |  |  |
| lnpfdi 滞后 1 期 | 0.046\* | 1.76 |
| Lnpco2 滞后 1 期 | 1.392\*\*\* | 14.46 |
| lnpgdp 滞后 1 期 | -0.159 | -0.98 |
| lnpfdi 滞后 2 期 | -0.037\*\*\* | -2.85 |
| lnpco2 滞后 2 期 | -0.451\*\*\* | -7.43 |
| lnpgdp 滞后 2 期 | 0.137 | 1.03 |
| lnpgdp 方程 |  |  |
| lnpfdi 滞后 1 期 | 0.045\* | 1.91 |
| Lnpco2 滞后 1 期 | 0.492\*\*\* | 5.31 |
| lnpgdp 滞后 1 期 | 0.597\*\*\* | 3.71 |
| lnpfdi 滞后 2 期 | -0.022\*\* | -1.97 |
| lnpco2 滞后 2 期 | -0.357\*\*\* | -6.79 |
| lnpgdp 滞后 2 期 | 0.188 | 1.48 |

57

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表显著水平为1%、5%、10%。

### 三、 脉冲响应和方差分解

由于PVAR模型参数估计结果只具有一致性，很多参数估计结果不显著。但

PVAR并不是关注参数估计结果而是对未来状态进行解释。通常运用脉冲反应函数（Impulse-response Funtion, IRF）分析和方差分解分析。脉冲反应函数分析是用来衡量随机扰动项的一个标准差冲击对模型中其他变量当前和未来取值的影响，它通过脉冲响应图能够比较直观地刻画出变量之间的动态交互作用及效应，并能反应变量间动态的时滞关系。方差分解分析则是分析影响内生变量的结构冲击的贡献度。

图5-1给出了人均CO2、人均GDP及人均FDI三者之间的脉冲响应图。横轴代表追溯期数，最长为6；纵轴表示因变量受到一个单位正的冲击对预测未来各变量的响应程度的大小，中间实线表示响应函数曲线，外侧两条代表5%的置信区间，中间的虚线代表0虚线。

图5-1中第一行三幅小图分别表示人均CO2、人均GDP及人均FDI受到冲击对人均CO2的影响。人均CO2受到一个单位正的冲击对预测未来的人均CO2产生一个正影响，但这种影响随时间增加而趋于0，即具有收敛性。而人均GDP受到正的冲击对人均CO2则产生一个具有收敛性的负影响。但由于上下两条控制线包含0虚线故此影响效果和O误差异。第三幅小图比较特殊，由图可见，人均FDI受到正的冲击对人均CO2产生一个先为正后为负的影响，且随追溯期不断增长负影响逐渐增大。这与PVAR模型估计结果得到结论一致。长期FDI会减低碳排放水平，又一次质疑污染天堂假说。

图5-1中第二行三幅小图分别表示人均CO2、人均GDP和人均FDI受到正的冲击对人均GDP的影响。由图可见，人均CO2、人均GDP对预测未来人均

GDP都具有一个收敛的正影响。但人均FDI受到一个单位正的冲击对预测未来人均GDP产生负的影响，这种影响具有逐渐扩大趋势。表明FDI对经济增长的刺激作用会越来越小，不能过度依靠外资。

图5-1中第三行三幅小图则分别展现出人均CO2、人均GDP和人均FDI受到正冲击对人均FDI的影响。由图可见，人均CO2对人均FDI和人均GDP对人均FDI的脉冲响应图中上下两条控制线包含O虚线，表明虽然在图中脉冲响应确有其数值，但在统计上这种冲击反应与0没有显著差别，表明碳排放和GDP对预测未来FDI没有影响，这样符合经济含义，影响FDI更多的是投资国廉价劳动力、对外开放程度及政策优惠度。显然人均FDI受到冲击对预测未来FDI有正影响，这在图中也可看出。

58

Impulse-responses for 2 lag VAR of lnpco2 lnpgdp lnpfdi

IRF of lnpco2 to lnpfdi

0.120

0.100

0.080

0.060

0.040

0.020

0 2 4 6

s

0.010

0.000

IRF of lnpco2 to lnpco2

-0.010

-0.020

-0.030

0 2 4 6

s

0.020

0.000

IRF of lnpco2 to lnpgdp

-0.020

-0.040

-0.060

0 2 4 6

s

IRF of lnpgdp to lnpfdi

0.100

0.080

0.060

0.040

0.020

0 2 4 6

s

0.060

0.040

IRF of lnpgdp to lnpco2

0.020

0.000

0 2 4 6

s

0.000

-0.020

IRF of lnpgdp to lnpgdp

-0.040

-0.060

0 2 4 6

s

IRF of lnpfdi to lnpfdi

0.150

0.100

0.050

0.000

-0.050

-0.100

0 2 4 6

s

0.100

0.050

IRF of lnpfdi to lnpco2

0.000

-0.050

0 2 4 6

s

0.300

0.200

IRF of lnpfdi to lnpgdp

0.100

0.000

0 2 4 6

s

Errors are 5% on each side generated by Monte-Carlo with 200 reps

注：图中中间的实线表示脉冲效应冲击的大小，上下两条线表示在蒙特卡诺模拟200次得到的5%的控制约束线

图5-1 三变量滞后2阶的脉冲响应函数图

脉冲响应函数描述了PVAR系统中某个变量受到一个单位冲击对其他变量带来的影响，这是一种绝对效果的描述，而方差分解则是描述每个变量对系统变量影响的贡献度，是一种相对效果。从方差分解的结果可以看出（见表5-6），人均CO2从冲击的来源看，未来的冲击主要来自自身以及经济增长，当经济增长对人均CO2的影响很小；从人均GDP的方差分解看，影响人均GDP有自身以及人均CO2,特别是未来5期，人均GDP方差的65%是由人均CO2解释的；从人均FDI的方差分解看，未来1期的预测方差96.7%是由自身所决定的，但到5期后，人均GDP及人均CO2对人均FDI的综合影响接近10%。

59

表5-6 方差分解结果

| 变量 | 期限 | lnpco2 | lnpgdp | lnpfdi |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| lnpco2 的方差分解 | 1 | 1 | 0 | 0 |
| 2 | 0.99 | 0.008 | 0.002 |
| 3 | 0.99 | 0.009 | 0.001 |
| 4 | 0.989 | 0.009 | 0.002 |
| 5 | 0.986 | 0.009 | 0.004 |
| lnpgdp 的方差分解 | 1 | 0.359 | 0.641 | 0 |
| 2 | 0.526 | 0.471 | 0.002 |
| 3 | 0.601 | 0.389 | 0.010 |
| 4 | 0.637 | 0.337 | 0.026 |
| 5 | 0.650 | 0.302 | 0.047 |
| lnpfdi 的方差分解 | 1 | 0.008 | 0.025 | 0.967 |
| 2 | 0.029 | 0.028 | 0.944 |
| 3 | 0.040 | 0.028 | 0.932 |
| 4 | 0.045 | 0.030 | 0.925 |
| 5 | 0.047 | 0.032 | 0.921 |

### 四、 因果检验

在对PVAR模型进行参数估计，及脉冲响应分析和方差分解分析后，再对模型中各变量进行Granger因果检验，具体结果见表5-7。

从人均CO2方程可见，在5%的显著水平下，人均FDI不是人均CO2的原因的原假设被拒绝，表明FDI是影响CO2排放的一个原因，说明中国碳排放一定程度上受FDI的影响，如果结合脉冲响应函数及方差分解的结果，便不难得出，FDI对碳排放具有影响，具体表现在短期FDI会促进碳排放的增加，而在长期上，FDI将会抑制碳排放。所有变量不是人均CO2的原因的假设在1%的显著水平下被拒绝，说明经济增长、FDI都会对碳排放起到一定的影响。

从人均GDP方程可知，在1%的显著水平下，人均CO2不是人均GDP的原假设被拒绝，且在10%的显著水平下，人均FDI不是人均GDP的原假设也被拒绝，以及在1%显著水平下所以变量不是人均GDP的原假设也被拒绝，说明碳排放和FDI都不同程度影响经济增长。改革开放三十年，外资对中国经济的促进作用毋庸置疑，但碳排放如何影响经济增长？世界上没有不冒烟的工厂，没有二氧化碳等的排放，经济增长是不可能的，正如Färe（2001）认为废气等的排放是重要的生产投入过程，可以看出，如果把碳排放看作生产性投入则它确实影响经济增长，特别是对于处于发展中的国家而言。

60



图5-2 碳排放、FDI和经济增长关系图

由人均FDI方程可以看出，三个原假设均不通过显著性检验，表明碳排放确实不是FDI的原因，经济增长也不是FDI的原因，这与PVAR参数估计得到的结果一致。如图5-2，直观表明碳排放、FDI和经济增长三者之间因果关系，其中碳排放和经济增长互为因果，而FDI分别是碳排放和经济增长的原因，但碳排放不是FDI的原因，经济增长也不是FDI的原因。

表5-7 Granger因果检验结果

|  | 最优滞后阶数 | 卡方值 | 自由度 | 概率 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 人均 CO2  方程 | 人均 GDP 不是人均 CO2 原因 | 3.8522 | 2 | 0.1460 |
| 人均 FDI 不是人均 CO2 原因 | 5.9891 | 2 | 0.0500 |
| 所有变量不是人均 CO2 原因 | 11.8870 | 4 | 0.0180 |
| 人均 GDP  方程 | 人均 CO2 不是人均 GDP 原因 | 16.8350 | 2 | 0.0000 |
| 人均 FDI 不是人均 GDP 原因 | 5.3405 | 2 | 0.0690 |
| 所有变量不是人均 GDP 原因 | 21.8330 | 4 | 0.0000 |
| 人均FDI 方程 | 人均 CO2 不是人均 FDI 原因 | 0.2880 | 2 | 0.8660 |
| 人均 GDP 不是人均 FDI 原因 | 0.0307 | 2 | 0.9850 |
| 所有变量不是人均 FDI 原因 | 0.2960 | 4 | 0.9900 |

### 五、 小结

本文利用中国27个省市1995-2012年人均GDP、人均FDI及人均CO2数据，对数据进行平稳性检验，再运用PVAR模型研究经济增长、FDI和碳排放三者之间关系，首先对面板自回归模型参数进行系统GMM估计，并检验三者之间的动态关系，然后采用脉冲响应函数分析及方差分解分析，分别从绝对效果和相对效果两方面深入剖析三者关系，最后对三个变量进行Granger因果检验。得到如下

61

结论：

第一，FDI是碳排放的原因。FDI对碳排放的影响表现出一种先促进后抑制效果，且抑制效果具有逐渐增强态势，表明中国的招商引资更加注重质量，进一步否定了中国存在污染天堂假说。第二，经济增长与碳排放互为因果关系。具体表现在经济增长对碳排放有影响，而碳排放也是经济增长的原因。世界上所有的工厂都不同程度排放二氧化碳等，表明碳排放作为某种意义上的生产要素具有一定依据。这些结论表明，政府在制定政策意见时必须权衡二者之间的关系。第三，

FDI是经济增长的原因。FDI对经济增长的影响却是一种单向的促进效应，但这种效应具有变小的趋势，表明未来中国经济的发展不能过度依靠外资，打铁需要自身硬，应大力发展本国品牌，加快经济转型，让本国的资本充分涌动，助力中国经济跨越发展。

62

# 第六章 结论与建议

## 第一节 本文的主要结论

### 一、 中国**EKC**假说的结论

从宏观层面，利用中国1983年至2012年共计30年的人均GDP和工业三废排放的时间序列数据，先对其进行非线性检验，再建立平滑转换回归模型，来验证经济增长和环境污染之间是否存在EKC假说，并对现阶段我国环境问题进行深入分析，并对时间序列进行平稳性检验和变量的协整检验。通过实证分析我们发现：一是以工业三废作为环境污染指标的三个模型均未出现倒“U”型关系，但是进一步找到二者转换的门限值，废水模型的门限值为11941.1元，相当于2003年人均GDP水平，且废水排放呈现递减趋势；废气和废固模型的门限值分别为为12354.25元和18029.3元，这相当于2004年和2007年人均GDP的水平，这两个模型均表现为递增趋势。考虑到废水模型特殊性，可以得出：从总体上看，中国环境库兹涅茨假设不成立，即经济增长和环境污染之间不存在倒“U”型关系。二是通过平滑转换模型，当人均GDP越过门限值后，经济增长对环境的压力越来越大，表明现阶段我国环境问题依然严峻。可以说中国环境污染已处于高速恶化态势。这和大多国内研究不同。三是废水模型表现出来从1983年后工业废水排放量就逐渐减低，这与实践情况不符，表明以往用工业废水排放量指标作为环境污染指标研究中国经济增长与环境污染问题欠妥。

从区域上看，选择1997年至2012年全国30个省份的面板数据，建立了面板平滑转换模型，其中环境污染指标选择了工业废气排放量、工业固体废弃物排放量和二氧化碳排放量，经济增长指标选择人均GDP，并加入了经济结构指标、技术进步指标、城镇化指标和对外贸易指标，对数据进行了同质性检验和非剩余的一致性检验，检验结果表明三个模型均显著拒绝同质性，且均存在明显的异质性，故建立的平滑转换模型能够很好的刻画环境污染与经济增长二者之间的关系，通过非线性的最小二乘估计得到参数的估计值，估计结果较为显著。通过对模型结果分析可知：一、工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型中，人均GDP与三类环境污染指标之间均不存在倒“U”型关系，且比较稳健，所以环境库兹涅茨假说不成立，说明我国环境问题依然严峻，保护环境刻不容缓。二、经济结构对三类环境污染指标在大多数情况下表现为负的影响，说明第三产业的发展会显著减低我国工业废气排放量、工业固废排放量和二氧化碳排放量。表明我国正在大力推进产业结构的优化升级，会改善我国环境现状。三、技术进步指标对三类环境污染物的影响较特殊，并没有表现出强烈的减低三类污染物，这与我们技术进步水平层次较低有关，这和大多数研究不同，主要是本章研究的技术进

63

步指数是通过DEA模型计算出来的，没有直接选择代理变量，这与从侧面说明我国技术创新的不足。四、由于城镇化直接推动房地产等产业的快速发展，经济发展初期没有明显表现出降低三类环境污染物排放量，但经济发展到一定程度确实能显著改善环境状况，这主要得益于城镇化带来的人口集聚效应，环保政策措施及技术得以快速运用。五、对外贸易一定程度上确实增加了环境污染物排放量，我国现阶段对外贸易中大多数产品均是污染密集型产品，一定程度上造成我国环境恶化。

最后再进行人均GDP的弹性分析，工业废气模型、工业固废模型和二氧化碳模型结果均表明经济增长是环境污染的原因之一。这与国内大多数研究结论一致，也符合我国实际。且模型也很好的说明了像北京、上海等中国发达地区经济增长对工业废气排放、工业固体废弃物排放和二氧化碳排放的正效应较小。虽然经济增长是导致环境污染的一个原因，但其对环境污染的影响弹性是越来越小的。甚至出现2012年北京地区的经济增长对工业废气存在负的弹性，即经济增长有利于改善环境，其余省份也不同程度减低。这些现象表明虽然经济增长是环境污染的原因，但这种负面影响效益正在逐步得到减低。

本文通过工业废气模型、工业废固模型和二氧化碳模型得出的结论基本一致，这也是以往研究中选择不同污染物会得出不同结果的有力反驳。中国经济发展也并没有像国外学者武断的是完全以牺牲环境为代价，本文模型中很好的表现出中国政府正努力改善环境这一现实，但环境友好型社会建设任重道远，

### 二、 中国污染天堂假说的结论

利用中国27个省市1995-2012年人均GDP、人均FDI及人均CO2数据，对数据进行平稳性检验，再运用PVAR模型研究经济增长、FDI和碳排放三者之间关系，首先对面板自回归模型参数进行系统GMM估计，并检验三者之间的动态关系，然后采用脉冲响应函数分析及方差分解分析，分别从绝对效果和相对效果两方面深入剖析三者关系，最后对三个变量进行Granger因果检验。得到如下结论：

第一，FDI是碳排放的原因。FDI对碳排放的影响表现出一种先促进后抑制效果，且抑制效果具有逐渐增强态势，表明中国的招商引资更加注重质量，进一步否定了中国存在“污染天堂”假说。第二，经济增长与碳排放互为因果关系。具体表现在经济增长对碳排放有影响，而碳排放也是经济增长的原因。世界上所有的工厂都不同程度排放二氧化碳等，表明碳排放作为某种意义上的生产要素具有一定依据。这些结论表明，政府在制定政策意见时必须权衡二者之间的关系。第三，FDI是经济增长的原因。FDI对经济增长的影响却是一种单向的促进效应，但这种效应具有变小的趋势，表明未来中国经济的发展不能过度依靠外资，打铁需要自身硬，应大力发展本国品牌，加快经济转型，让本国的资本充分涌动，助

64

力中国经济跨越发展。

## 第二节 政策建议

### 一、 坚持可持续发展之路，拒绝走“先污染后治理”的老路

通过总体和区域的中国环境库兹涅茨曲线假说的实证分析可知，中国环境污染和经济增长之间未出现倒“U”型关系，EKC假设不成立。也就是单纯依靠经济增长会自动改善环境是行不通的，这条道路就是“先污染后治理”的老路，因此一定要从战略上坚持可持续发展道路。平滑转换模型可以表现一种制度到另一种制度的变化，之所没有出现像发达国家那样，从污染低约束制度进入环境友好型制度，表明我国在对环境治理的力度还不够，政策的执行力不强。要注意：其一，对于一些“高消耗、高污染、高排放、低效益”的企业坚决抵制，政府在进行经济发展规划时要明确规定对“三高一低”企业的限制，不能以GDP为重；其二，对于有一定污染的企业，做好相关设备的配套升级，加强企业环境监控；其三，大力承接一些战略性新兴产业，发展新的增长极；其四，重点发展节能、环保产业，这些产业环境污染小，社会效益大，积极推动太阳能技术、节能减排技术的创新和应用。

### 二、 完善环保制度建设，落实环保及产业政策

通过模型分析现阶段环境问题势必严峻，需完善环保法及相关法律条款、规章、办法建设，从法的角度规范、限制、约束、强制污染企业，把严重污染企业的行为上升到违法高度，提高处罚力度，让违法的机会成本极大。同时要达到相关环保投入，增大环保投入占GDP比重，加大环保产业扶持力度，力推环保产业快速发展，促进经济社会又好又快发展。同时在环境因素纳入地区发展中，唯

GDP发展思想必将导致环境问题。

在对工业废水排放分析可知，我国对工业废水排放监管不力，处罚力度不强，

“上有政策下有对策”，企业偷排漏排现象严重，且现在多少企业的偷排漏排方式越来越难以觉察，如直接排入地下水。很多企业排污的违法成本过低，导致很多企业敢于铤而走险，以身试法。故要完善环保制度，加强法制教育，增强执法检查，加重违法处罚，让部分污染企业不敢违法、不能违法。

第三产业对环境的影响最小，应该大力发展第三产业。现阶段我国正在进行工业化全面建设，第二产业发展不可避免，而第二产业对环境的负面影响也是最大，故需合理发展第二产业，从第二产业内部入手，逐步淘汰“高污染、高消耗、高排放、低效率”企业，鼓励发展节能环保产业，低碳环保产业和废品回收产业。同时也需改善经济增长主要依靠第二产业带动的局面，大力发展第三产业如旅游业、信息产业等。

65

### 三、 稳步提高技术进步水平，合理推进城镇化以及调节出口结构

结合中国环境库兹涅茨曲线假说的区域实证分析可知，首先，提高技术进步水平，发展节能技术。现阶段我国的技术进步水平仍然较低，科技的发展需要长期投入，现在大多数企业均难以承担，而工业企业作为污染排放大头，也是使用节能技术的主要使用者，故需要国家应该鼓励企业发展和使用节能技术，同时

R&D投资应该更多的倾向于节能减排领域，加大R&D投资中节能减排技术创新资金的比重。加大节能减排技术的引进和推广，特别是西方发达国家的节能减排技术，同时也要加强在中西部欠发达地区推广节能减排技术。

其次，合理推进城镇化进程，切勿盲目冒进。城镇化不因为人口的集聚带来环境的改善，而是由于人口集聚会带来资源和污染的集聚，如果合理处理好资源有效利用和污染的集中处理，则会减低环境污染。故需合理规划城镇化战略，适度调整区域人口结构，促进环境友好型城镇化进程，其中人口政策尤为重要，必须适度调整人口结构，防止人口激增导致配套实施不完善，若不能合理控制人口，则会由于严重的生活污染未处理直接排放导致环境污染恶化。

最后，调整出口结构，有效提高出口的质量和效益。第一要控制高耗能、高排放和资源性产品出口。加大政策力度，控制“三高”产品出口。第二是引导建立新的出口优势产业。要真正改善我国出口贸易现状，就要依赖于高新技术、立足于自我品牌，使之成为我国出口竞争优势产业，不再依靠资源密集型或环境密集型产品的出口。第三是要支持自主性高技术产品出口等。综合运用各种手段，实现出口产品环境成本内部化。对可能造成的环境污染，要采取一些必要的预防措施和有效的经济手段。综合运用政策手段，促使企业改变其污染环境的行为，降低成本，提高竞争力，促进贸易与环境的协调发展。

### 四、 合理有效利用外资，积极引进国外先进技术

通过对中国污染天堂假说的实证分析，提出如下政策建议：一是，合理有效利用外资，强化FDI的技术效应减缓碳排放。全面优化外资利用水平，大力吸收外资中更清洁更先进的技术，努力建立绿色贸易体系。应该制定更加严格的环境准入制度，对于严重影响当地环境的外资投资需谨慎选择。要完善体制政策环境，及增高污染产业准入门槛。鼓励外资进入清洁能源、环保产业等能够促进可持续发展的领域。同时利用外资改造升级国内现有的高污染高消耗企业，禁止引进严重污染环境又无有效治理措施的项目、工艺和设备。二是，合理利用外资助推节能减排发展，促进经济又快又好发展。一方面，通过从国外引进相关先进的节能减排技术和工艺，促进国内新技术换代升级，另一方面，提高本国研发清洁技术和先进节能减排技术的研发能力，以“清洁技术”替代“肮脏技术”，通过自主创新，以提高能源利用率，节约能源，减少二氧化碳排放。三是，大力推动本

66

国资本流动，减少经济增长对外依存度。深化金融体制改制，推进利率市场化，推进民间资本流入实体经济。合理有效吸引外资，加大外资进入审核制度。

67

参考文献

[1]陈红蕾，陈秋锋．“污染天堂”假说及其在中国的检验[J]．暨南学报（哲学社会科学版），2006, 04: 51-55．

[2]邓柏盛，宋德勇．我国对外贸易、FDI 与环境污染之间关系的研究：

1995-2005[J]．国际贸易问题，2008, 04: 101-108．

[3]方臻旻. 平滑转移协整模型的理论分析与应用[D]. 华中科技大学, 2012。

[4]李刚. 基于Panel Data和SEA的环境Kuznets曲线分析——与马树才、李国柱两位先生探讨[J]. 统计研究. 2007, 24(5): 54-59.

[5]刘金全，郑挺国，宋涛.中国环境污染与经济增长之间的相关性研究——基于线性和非线性计量模型的实证分析[J].中国软科学，2009, 02: 98-106.

[6]李小胜，宋马林，安庆贤.中国经济增长对环境污染影响的异质性研究[J]. 南开经济研究，2013, 05: 96-114.

[7]马立军．外商直接投资(FDI)与中国省际经济增长差异——基于GMM

估计方法[J]．国际贸易问题，2013, 10: 149-158．

[8]马树才，李国柱. 中国经济增长与环境污染关系的Kuznets曲线[J]. 统计研究. 2006(8)：37-40.

[9]彭水军，包群. 经济增长与环境污染--环境库兹涅茨曲线假说的中国检验

[J]. 财经问题研究: 2006. (8):3-17

[10]沈永昌. “环境库兹涅茨”曲线存在么？——来自欠发达地区的证据[J]. 科学决策，2014, 10: 66-84.

[11]王瑞玲，陈印军. 我国“三废”排放的库兹涅茨曲线特征及其成因的灰色关联度分析[J]. 中国人口・资源与环境. 2005, 15(2)：42-47.

[12]姚昕，经济增长、工业化和大气环境：基于PSTR模型的实证研究[R]. 厦门大学工作论文.2008.

[13]张成．内资和外资：谁更有利于环境保护——来自我国工业部门面板数据的经验分析[J]．国际贸易问题，2011, 02: 98-106．

[14]赵文军，于津平．贸易开放、FDI与中国工业经济增长方式——基于

30个工业行业数据的实证研究[J]．经济研究，2012, 08: 18-31．

[15]张晓．中国环境政策的总体评价[J]．中国社会科学，1999, 03: 88-99．

[16]朱智洺. 库兹涅茨曲线在中国水环境分析中的应用[J]. 河海大学学报

（自然科学版）. 2004, 32(4): 387-390.

[17] Aslanidis, N．，Iranzo, S．，Environment and Development: Is There a Kuznets Curve for CO2 Emissions*AppliedEconomics*, 2009(30)：388-406．

[18] Azomahu, T., Van Phu, N., Economic growth and CO2 emissions: a nonparametric approach, *BETA Working Paper*,2001(01).

68

[19] Azomahu, T．，Van Phu, N．，Economic growth and co2 emissions: a nonparametric approach．*BETA Working Paper*, 2001, 01.

[20] Copeland B R., Taylor M S., North-South Trade and the Environment, Quarterly Journal of Economics,1994(8):755-785.

[21] Colin Kirikpatrick, Kenichi Shimamoto, The effect of environmental regulation on the locational choice of Japanses foreign direct investment, *Applied Economics*,2008(40):1399-1409.

[22] Cole M A．，Rayner A J．，Bares J M．The environmental Kuznets curve：

An empirical analysis．Enviroment and Development, 1997, 2(4)：433-450．

[23] Cole M A．，Rayner A J．，Bares J M．，The environmental Kuznets curve: an empirical analusis, *Enviroment and Development Economices*, 2007(62)：683-691．

[24] Dijkgraaf, E., Vollebergh, H. R. J., A Test for Parameter Homogeneity in CO2 Panel EKC Estimations, *Environmental& Resource Economics*,2005(32):39-229.

[25] Dijkgraaf, E．，Vollebergh, H．R．J．，A Test for Parameter Homogeneity

In CO2 Panel EKC Estimations, *Environmental & Resource Economocs*, 2005（32）：

52-163．

[26] Erik Dietzenbacher, Kakali Mukhopadhyay. An Empirical Examination of the Pollution Haven Hypothesis for India: Towards a Green Leontief Paradox. *EnvironmentalandResourceEconomics*,2007,364.

[27] Eskeland, G．and A, Harrison．Moving to greener pastures?

Multinationals and the pollution haven hypothesis, *Journal of Development Economics*, 2003(70)：1-23．

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

[29] Grossman GM, Krueger A B, Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement, *NBER Working Paper*,1991:3914.

[30] Galeotti, M．，Lanza, A．，Richer and cleanerAstudyoncarbondioxide

Emissions by developing countries, 1997(27)：565-573．

[31] Grossman GM, Krueger A B．Economic Growth and the Environment，

*Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2)：353-377．

[32] Galeotti, M．et al．Reassessing the Environmental Kuznets Curve for CO2 Emissions: A Robustness Exercise, Ecological Economics, 2006(57)：52-163．

[33] Hill, R, J., Magnani, E., An exploration of the conceptual and empirical basis

69

Of the environmental Kuznets curve. *Ausralian Economic Papers*,2002(41):239-254. [34] Hoffman R．，FDI and pollution: a granger causality test using panel

Data．*Review of Economic Studies*, 2005, 17(3)：311-317．

[35] Jobert, T．，Karanfil, F．，Tykhonenko, A．，Environmental Kuznets Curve for Carbon Dioxide Emissions: Lack of Robustness to Heterogenity*WorkingPaper*, 2012．

[36] List J A., Gallet C A., The environmental Kuznets curve: does one size fit all*EcologicalEconomics*,1999,31(3):409-424.

[37] Lee Chien-Chiang．，Chiu Yi-Bin．，Modeling OECD Energy Demand: An

International Panel Smooth Transition Error-correction Model, *International Review of Economics and Finance*, 2010(34)：1187-201．

[38] Maretinez Zarzoso et al. Pooled Mean Group Estimation of an Environmental Kuznets Curve for CO2, *Economics Letters*,2004(82):26-121.

[39] Panli F．，Environmental Kuznet investigation using a varying coefficient

AR model, *Abdus Salam International Centre for Theoretical Physics EEE Working Paper*, 2003．

[40] Robert J. R., Elliott, Kenichi Shimarmoto, Are ASEAN Countries Havens for Japanese Pollution-Intensive IndustryTheWorldEconomy,2008:236-254.

[15] Richard Perkins, Eric Neumayer．Transnational linkages and the spillover

Of environment efficiency into developing countries．*Global Environmental Change*，

2009( 19): 375-383

[41] Schmalense, R．，Stoker, T．M．，Judson, R．A．，World carbon dioxide emissions: 1950-2050．Review of Economics and StatisticsLXXX, 1998: 15-27．

[42] Schmalense R．，Stoker T M．，Judson R．A．，World carbon dioxid e emissons: 1950-2050．*Reviews of Economics and Statistics*, 1998: 15-27．

[43] Taskin, F., Zaim, O., Searching for a Kuznets curve in environmental efficiency using Kernel estimations, *Economics Finance*,2000(68):217-223.

[44] Zhang M, Muh, Ning Y, Song Y．Decomposition of Energy-related

CO2 Emission over 1991-2006 in China．*Ecological Economics*, 2009(68)：2122-2128．

70

致 **谢**

岁月如歌，光阴似箭，两年半的研究生生活即将结束。我深深体会到了写作论文时的那份宁静与思考。回首求学历程，对那些引导我、帮助我、激励我的人，我心中充满了感激。

首先要感谢导师余华银教授，论文定题到写作定稿，倾注了余老师大量的心血。在我攻读硕士研究生期间，深深受益于余老师的关心、爱护和谆谆教导。他作为老师，点拨迷津，让人如沐春风；作为长辈，关怀备至，让人感念至深。能师从余老师，感到庆幸。在此谨向余老师表示我最诚挚的敬意和感谢！

还要感谢宋马林教授。宋老师在论文的写作中给予了许多指导与建议，谨在此表示衷心的感谢。

同时，我要感谢所有教导过我、关心过我的老师。特别是统计与应用数学学院的李柏年教授、夏万军副教授、卢二坡教授、石绍炳教授、李小胜副教授、陈晓玲教授、孙欣副教授、方国斌教授、杨烨军老师、崔连标老师。你们为我的学业倾注了大量心血，你们为人师表的风范令我敬仰，严谨治学的态度令我敬佩。

感谢一直关心与支持我的同学和朋友们！我的朋友，付云云、唐帅，感谢你们的鼓励和帮助。还要感谢的是我室友芮源、周明俊、林义征以及统计与应用数学学院2013级全体研究生同学。两年来，我们朝夕相处，共同进步，感谢你们给予我的所有关心和帮助。同窗之谊，我将终生难忘！

在此要感谢我生活学习了的母校——安徽财经大学，母校给了我一个宽阔的学习平台，让我不断吸取新知，充实自己。

需要特别感谢的是我的父母。父母的养育之恩无以为报，他们是我十多年求学路上的坚强后盾，在我面临人生选择的迷茫之际，为我排忧解难，他们对我无私的爱与照顾是我不断前进的动力。

71

# 在读期间科研成果

[1] 沈永昌. “环境库兹涅茨”曲线存在么——来自欠发达地区的证据. 科学决策, 2014. (10).

[2] 沈永昌, 林义征. 基于主成分回归及ECM的我国农业经济发展影响因素分析. 南方农业,

2014. (33).

[3] 沈永昌, 余华银. 安徽省经济增长与碳排放的非线性关系研究—基于产业结构的门槛模型. 沈阳大学学报, 2015. (5).

[4] 沈永昌, 余华银. FDI、经济增长与碳排放之间动态关系研究. 南京航空航天大学学报（社科版）, 2015. (4). 已录用

[5] 沈永昌, 袁宏俊, 宋马林. 基于Theil不等系数的ICOWA算子的区间组合预测模型. 统计与决策, 2016. (3). 已录用

72