

# 环境规制是否促进了包容性绿色增长？

——基于中国省际面板数据分析

秦 雪

江苏大学财经学院, 江苏 镇江

收稿日期: 2022年4月29日; 录用日期: 2022年5月30日; 发布日期: 2022年6月6日

## 摘 要

本文利用2010~2020年中国30个省市的面板数据, 采用SBM-DEA模型测度包容性绿色增长效率值, 借助随机效应模型实证考察了东中西部地区环境规制对包容性绿色增长的作用机制, 并进一步借助门槛回归模型深入探讨环境规制对包容性绿色增长的门槛特征。研究发现: ① 环境规制对包容性绿色增长的抑制作用大于促进作用。② 东部地区环境规制通过促进减贫、减少收入差距以及保护环境来促进包容性绿色发展, 但其对经济增长的不利影响导致环境规制对整体包容性绿色增长产生阻碍; 中西部地区环境规制通过助力经济增长促进包容性绿色发展, 但其也通过加大收入分配差距来抑制包容性绿色增长。③ 环境规制对包容性绿色增长的影响呈现出倒U型的变化趋势, 在相对宽松合理的环境规制水平下, 环境规制有利于促进包容性绿色增长, 当环境规制过于严厉时, 达到一定门槛值时, 环境规制则会对包容性绿色增长起阻碍作用。基于此, 提出设置合理的环境规制政策体系, 兼顾经济增长、社会公平、环境保护协调发展。

## 关键词

包容性绿色增长, 环境规制, 区域异质性, 门槛回归

# Does Environmental Regulation Promote Inclusive Green Growth?

—Based on China's Inter Provincial Panel Data

Xue Qin

School of Finance and Economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu

Received: Apr. 29<sup>th</sup>, 2022; accepted: May 30<sup>th</sup>, 2022; published: Jun. 6<sup>th</sup>, 2022

## Abstract

This paper uses panel data from 30 provinces in China from 2010 to 2020, on the basis of using SBM-DEA model to measure the efficiency value of inclusive green growth, it empirically investigates the action mechanism of environmental regulation on inclusive green growth in the eastern, central and western regions by using random effect model, and further discusses the threshold characteristics of environmental regulation on inclusive green growth with the help of threshold regression model. The results show that: ① Environmental regulation has a greater inhibitory effect than a promoting effect on inclusive green growth. ② Environmental regulation in the eastern region promotes inclusive green development by promoting poverty reduction, reducing income gap and protecting the environment, but its adverse impact on economic growth hinders the overall inclusive green growth; Environmental regulation in the central and western regions promotes inclusive green development by increasing economic growth, but it also inhibits inclusive green growth by increasing the income distribution gap. ③ The impact of environmental regulation on inclusive green growth shows an inverted U-shaped change trend. Under the relatively reasonable level of environmental regulation, environmental regulation is conducive to promoting inclusive green growth. When environmental regulation is too strict and reaches a certain threshold, environmental regulation will hinder inclusive green growth. Based on this, it is proposed to set up a reasonable environmental regulation policy system, taking into account the coordinated development of economic growth, social equity and environmental protection.

## Keywords

Inclusive Green Growth, Environmental Regulation, Regional Heterogeneity, Threshold Regression

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言与文献综述

经济的不断扩张带来了繁荣,但也构成了对可持续发展的挑战。中国经济持续高速增长达 30 年之久,作为一个能耗大国,以牺牲环境和资源来换取经济发展的模式给中国造成严重的环境问题。但是单一维度的经济增长难以满足未来应对气候环境变化的需要,“里约+20”峰会中包容性绿色增长的提出,说明加快转变经济发展方式,构建稳定高效的包容性绿色增长机制,实现生态、经济、社会的可持续发展,已成为社会各界的共识。其中包容性绿色增长被定义为一种追求经济增长、社会公平、成果共享、资源节约和生态环境良好的可持续发展方式,是实现经济、社会和环境三大系统相辅相成的重要途径[1]。为引导高能耗产业节能降碳、产业升级,推动经济走上绿色低碳循环发展的道路,提供了一个可供选择的路径。

政府的环境规制政策能够弥补资源环境外部性和公共物品属性所造成的市场失灵,对于实现包容性绿色增长起到了重要的政策导向作用。随着“碳达峰”“碳中和”的提出,环境规制政策有了更加具体的执行目标。政府根据市场的需求情况等因素,制定企业污染物排放的总指标以及每个企业各自的排污指标,从而对企业的排污行为进行规制,以此达到节能减排、环境保护的目的。与此同时,环境规制通过对高能耗行业征收排污税等政策手段间接导致了不同行业间、不同水平的技术工人间的收入差距的进

进一步扩大[2] [3] [4]。那么综合来看,环境规制对包容性绿色增长的影响是促进还是抑制?其对包容性绿色增长的影响路径如何?东中西部地区间是否存在差异?深入研究这些问题有利于为我国实现绿色共享的可持续发展道路提供可供参考的路径。为此,本文通过实证检验考察环境规制影响包容性绿色增长的理论机制,并进一步考察不同区域间包容性绿色增长影响路径的可能差异。

目前关于包容性绿色增长的研究主要分为两类:第一类是涉及包容性绿色增长的测度。现有研究大多通过构建评价指标体系对包容性绿色增长进行测度,比如亚洲开发银行从经济增长、社会公正和环境可持续三个维度构建了包容性绿色增长测评体系用以测量亚洲国家的包容性绿色增长水平[5];李苏基于联合国环境署从贫困、经济和繁荣共享三个角度构建指标体系[6]。但是尽管大部分研究坚持从实际出发,尽量建立全面科学的指标体系,但实际条件不足、自身水平限制可能导致指标的选取与权重赋值过于主观。为减少这种主观性,本文参考秦小迪的做法[7],利用SBM-DEA模型测度包含期望产出和非期望产出的包容性绿色增长效率值。第二类是关于环境规制与包容性绿色增长的关系。以往研究大多聚焦于环境规制对常规经济增长效率的影响,包括“创新补偿说”、“遵循成本说”或者非线性关系,对于包容性绿色增长的研究还存在一定的欠缺。其中孟望生研究证明环境规制有助于提升黄河全流域的绿色增长效率[8];徐盈之[9]则发现正式环境规制与包容性绿色发展之间存在“U型”关系,而非正式环境规制与包容性绿色发展之间存在“倒U型”关系。

现有关于包容性绿色增长测度以及环境规制对包容性绿色增长的影响仍存在以下局限:第一,包容性绿色增长测度不够客观;第二,现有文献多聚焦于常规经济增长质量,对环境规制对包容性绿色增长的影响鲜有涉及。鉴于此,本文将用SBM-DEA模型对包容性绿色增长效率进行测度,更具客观性;此外,本文试图厘清环境规制对包容性绿色增长的影响机制以及东中西部地区可能的差异,以期对现有研究做出有益补充。

## 2. 理论分析与研究假说

包容性绿色增长包含经济增长、贫困、收入分配与环境保护四大要素[1],本部分分别探讨环境规制对其各自的影响,以期得到一个环境规制影响包容性绿色增长的总体框架。(图1)

经济的发展带来对生态的破坏,不少学者就环境规制与经济增长的关系开展了大量的研究。但研究结论不尽相同。大致分为以下两派:“遵循成本说”与“创新补偿说”。“遵循成本说”即认为由于政府实施了严格的环境政策的执行力度,将企业运行所造成的外部成本内部化,导致企业运行成本增加,挤占创新资金,从而抑制了企业的创新活力。“创新补偿说”即认为恰当合理的环境规制会刺激企业进行技术创新以适应环境保护的需要,同时还能提高企业的生产效率,弥补环境规制所带来的企业运行成本的增加[10]。基于此,提出第一个研究假说:

H1a:“遵循成本说”占主导,那么环境规制对经济增长具有负向抑制作用;H1b“创新补偿说”占主导,那么环境规制对经济增长具有正向促进作用。

环境规制还会对减贫工作产生影响。一方面,环境规制通过改善改善生态环境起作用,根据索朗杰措的研究,生态环境脆弱地区与贫困地区具有高度耦合关系,因此好的生态环境可以为低收入人口提供一个安全网,改善贫困地区拥挤、被剥夺的环境[11]。并且,环境规制必然会导致环保行业的发展,会增加就业岗位,将低收入人群吸纳到生态工程建设工作[12]。基于此,提出第二个研究假说:

H2:环境规制对我国减贫事业具有正向促进作用。

无论是环境规制带来的就业的正面效应还是负面效应,都会伴随着劳动力市场的调整而影响到劳动者的收入分配。在先前的研究中,许多学者的研究表明,我国的环境规制强度在不断加强,与此同时,我国的收入不平等状况却持续加剧[2] [13],一方面环境规制通过提升技能溢价扩大高技能工人和低技能

工人的工资差距。另一方面，环境规制造成不同行业间的收入差距，如会降低高污染、高能耗行业劳动者的工资水平，但会增加高科技、低能耗行业劳动者的工资水平。基于此，提出第三个研究假说：

H3：环境规制对我国收入分配具有负向抑制作用。

环境规制作为政府运用行政手段约束企业生产行为、减少污染物排放的一种有效方式，无疑对环境有着积极影响。政府对企业的规制会促使企业优化资源配置，推动企业绿色化转型，增强企业核心竞争力，即形成环境规制的“绿色创新补偿”效应。企业生产力的提升推动了经济层面的发展，而企业生产结构的优化减少了能耗与排放，改善了生态环境，推动了包容性绿色发展，最大限度的降低了对生态环境的破坏。基于此，提出第四个研究假说：

H4：环境规制对我国环境保护具有正向促进作用。

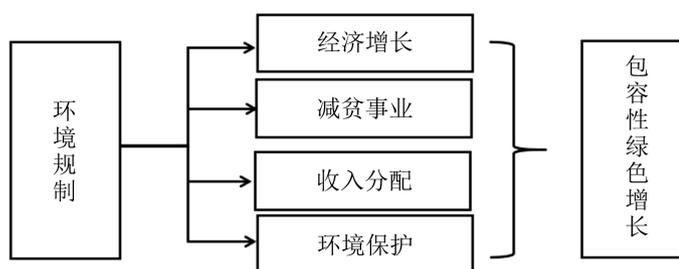


Figure 1. Theoretical analysis framework

图 1. 理论分析框架

### 3. 模型构建、变量选取与数据来源

#### 3.1. 模型构建

根据上述分析框架，构建计量模型实证分析环境规制影响包容性绿色增长的作用路径。基于此，构建静态面板计量模型：

$$\text{growth}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ER_{i,t} + \beta X + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $i$  表示地区， $t$  表示时间， $\text{growth}$  代表包容性绿色增长指数， $ER$  表示环境规制，为核心解释变量， $\alpha_0$  为常数项， $\alpha_1$  表示环境规制对应的回归系数， $\varepsilon$  表示随机扰动项。为避免其他因素对被解释变量的影响， $X$  表示一系列控制变量，包括贸易依存度、基础设施建设、科技创新投入和政府干预程度， $\beta$  为它的系数。

#### 3.2. 变量选取

1) 被解释变量：包容性绿色增长(inclusive green growth)以及构成包容性绿色增长的四个要素：经济增长、贫困、收入分配以及环境保护。其中经济增长(pGDP)采用人均 GDP 作为其代理指标，贫困(poor)选择农村地区的贫困发生率来衡量，收入分配(gap)用城镇与农村人均可支配收入之比衡量，环境保护(SO2)则选取了各省的二氧化硫排放量。而包容性绿色增长参考 Tone [14]、周小亮和吴武林[1] [15]的做法，采用 SBM-DEA 模型测算包含期望产出(经济增长)和非期望产出(收入差距、环境治理、贫困)的包容性绿色增长效率指数

2) 核心解释变量：环境规制(ER)。不同于以往常见的采用综合评价指标衡量环境规制，陈诗一和陈登科教授选取省级政府工作报告中与环境相关词汇出现频数及其比重作为地级市政府环境治理的代理变量[16]。但其只运用了词频，但是忽视了语义、句义的重要性。基于此，借鉴陈钊[17]以词频所在句子占

比衡量,更加具有解释力。各省每年的政府工作报告集中体现了其在上一年度的工作成就以及下一年度的工作目标,因此选取每年政府工作报告中“环保(环境保护)”“生态”“能源消耗(能耗)”“污染”等词所在句子占全文的比重作为环境规制的代理指标,能够很好的衡量政府当年环境规制的努力程度。

3) 控制变量:在参考已有文献的基础上,选取贸易依存度、基础设施建设、科技创新投入以及政府干预程度作为控制变量。① 贸易依存度(FDIGDP)。使用外商直接投资占 GDP 的比重来衡量。一方面,外商直接投资带来先进技术的交流,有利于我国绿色技术创新的传播与发展;另一方面,在“污染避难所”的假设下,外商投资在将技术附加值不高、环境污染严重的产业进行转嫁的同时,还会进一步挤占本土企业的生存空间。因此贸易依存度对包容性绿色增长有重要影响;② 基础设施建设(proad):用人均公路里程来衡量。基础设施建设能够为包容性绿色增长提供不竭动力,畅通资本、技术,人才、信息区域间的双向流动通道,有利于居民就业渠道的扩大以及民生福利的改善。③ 科技创新投入:用 R&D 投入来衡量。因为研究与实验是实现科技创新重要手段,也是推动科技创新的重要推动力。有利于激发企业创新活力,在加快企业转型升级、提高企业生产效率等方面都起着重要作用。④ 政府干预程度(govGDP):用政府财政支出占 GDP 的比重来衡量。政府干预通常代表了这一阶段政府的政策导向,通过适当的形式和强度的干预手段来影响市场平衡,进而对绿色技术创新系统产生作用,并进一步影响包容性绿色增长。

### 3.3. 数据来源

考虑到数据的可得性,本文选取中国大陆地区 30 个省为研究对象,以 2010~2020 年为时间区间,并将部分变量数据对数化。在数据来源方面,本文所用数据主要来自于《中国统计年鉴》、《中国农村贫困监测报告》以及各省每年的政府工作报告。变量描述性统计如表 1 所示。

Table 1. Variable descriptive statistics

表 1. 变量描述性统计

变量种类	变量含义	单位	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	包容性绿色增长	/	0.251	0.242	0.0131	1
	经济增长		5.515	6.383	1.288	110.5
	贫困	%	5.039	6.511	1.00e-05	43.72
	收入分配	/	2.647	0.431	1.845	4.073
	环境保护	万吨	45.59	39.52	0.176	182.7
核心解释变量	环境规制	%	6.422	2.137	1.218	13.29
控制变量	贸易依存度	%	0.0230	0.0211	0.000114	0.136
	基础设施建设	公里/万人	37.93	23.48	3.808	143.7
	科技创新投入	/	1.660	1.128	0.340	6.440
	政府干预程度	/	0.271	0.228	0.115	3.837

## 4. 实证分析

### 4.1. 包容性绿色增长测度及结果分析

基于 SBM-DEA 模型,通过软件 MaxDEA ultra8 测度的 2010~2020 年的包容性绿色增长效率值如表

2 所示。其中，北京和上海的包容性绿色增长效率值恒为 1，其他诸如江苏、浙江、广东等沿海发达省市的包容性绿色增长效率值也较高，说明这些东部省市在发展经济的同时，也兼顾到了环境保护和社会收入分配，坚持走可持续发展的包容性绿色增长之路；此外，江西、甘肃、青海等中西部地区的包容性绿色增长效率值普遍偏低，说明中西部地区在经济、环境、社会公平之间不能很好的兼顾，存在顾此失彼之嫌，实现包容性绿色增长任重道远。总体而言，东部地区在包容性绿色增长方面的表现要明显优于中西部地区，为此，政府应秉持下好“全国一盘棋”，促进区域协调发展，中西部地区自身也应加强生态环境建设，积极改善民生福祉。

**Table 2.** Inclusive green growth index by province

**表 2.** 各省包容性绿色增长指数

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
北京	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
天津	0.647	0.258	0.245	0.308	0.507	0.327	0.265	0.235	0.171	0.401	0.507
河北	0.146	0.110	0.173	0.149	0.126	0.112	0.076	0.088	0.031	0.155	0.133
山西	0.076	0.119	0.162	0.109	0.144	0.072	0.092	0.125	0.044	0.209	0.183
内蒙古	0.138	0.161	0.174	0.094	0.306	0.245	0.202	0.241	0.046	0.251	0.171
辽宁	0.128	0.228	0.168	0.099	0.230	0.331	0.154	0.228	0.032	0.309	0.221
吉林	0.120	0.149	0.158	0.174	0.332	0.323	0.220	0.215	0.023	0.304	0.220
黑龙江	0.079	0.177	0.188	0.148	0.295	0.289	0.231	0.149	0.031	0.182	0.184
上海	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
江苏	0.188	0.306	0.349	0.341	0.365	0.214	0.220	0.373	1.000	0.395	0.407
浙江	0.196	0.215	0.270	0.286	0.227	0.190	0.177	0.256	0.062	0.473	0.355
安徽	0.137	0.165	0.135	0.128	0.185	0.146	0.111	0.214	0.032	0.231	0.243
福建	0.196	0.149	0.310	0.355	0.253	0.184	0.128	0.178	0.043	0.285	0.346
江西	0.083	0.111	0.088	0.105	0.193	0.183	0.181	0.138	0.029	0.195	0.021
山东	0.386	0.190	0.252	0.146	0.356	0.329	0.268	0.346	0.072	0.288	0.252
河南	0.228	0.137	1.000	0.235	0.296	0.122	0.105	0.157	0.028	0.270	0.157
湖北	0.111	0.163	0.186	0.279	0.378	0.362	0.188	0.238	0.051	0.418	0.388
湖南	0.115	0.180	0.238	0.173	0.258	0.107	0.088	0.136	0.025	0.181	0.213
广东	0.192	0.280	0.194	0.246	0.414	0.349	0.205	0.341	0.062	0.525	0.446
广西	0.124	0.098	0.101	0.131	0.175	0.153	0.132	0.088	0.036	0.177	0.249
海南	1.000	1.000	0.203	0.252	0.508	0.322	0.161	0.111	0.111	0.265	0.158
重庆	0.164	0.120	0.381	0.230	0.456	0.280	0.226	0.172	0.050	0.403	0.317

Continued

四川	0.090	0.126	0.208	0.156	0.193	0.147	0.099	0.150	0.040	0.281	0.194
贵州	0.039	0.069	0.104	0.060	0.149	0.074	0.061	0.151	0.036	0.221	0.126
云南	0.068	0.083	0.090	0.110	0.158	0.140	0.095	0.120	0.029	0.148	0.173
陕西	0.077	0.116	0.130	0.126	0.207	0.192	0.119	0.173	0.029	0.190	0.202
甘肃	0.101	0.090	0.116	0.122	0.136	0.082	0.060	0.078	0.013	0.139	0.158
青海	0.081	0.112	0.152	0.085	0.165	0.141	0.079	0.105	0.027	0.143	0.105
宁夏	0.221	0.108	0.235	0.216	0.286	0.247	0.148	0.115	0.029	0.147	0.145
新疆	0.229	0.125	0.175	0.208	0.387	0.288	0.148	0.134	0.029	0.190	0.233

## 4.2. 分区域面板回归结果分析

### 4.2.1. 模型选择

一般来说,模型的选择混合 OLS、固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE),为了使回归结果更加准确,通过 LM 模型和 Hausman 检验对模型进行选择,由表 3 可知,LM 检验的 P 值为 0.0000,因此拒绝使用混合 OLS 回归。根据 Hausman 检验的结果不显著,说明接受原假设,即使用随机效应模型。综上,选择随机效应模型(RE)进行回归分析,类似的其余不同地区的模型也由此推出。

Table 3. Model selection tests

表 3. 模型选择检验

检验指标	包容性绿色增长	
	数值	P 值
<i>LM-lag</i>	14.838***	0.000
<i>LM-lag Robust</i>	0.04	0.953
<i>LM-error</i>	5.34***	0.000
<i>LM-error Robust</i>	10.421***	0.001
<i>Hausman</i>	7.04	0.2178

### 4.2.2. 回归结果分析

由于我国幅员辽阔,环境规制对包容性绿色增长的影响在地域上存在很大差异,因此按照国家统计局划分的东中西部地区,具体分析各个区域环境规制影响包容性绿色增长的路径。其中东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省(市);中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西 10 个省、自治区;西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆 9 个省、自治区。

根据表 4 东部地区的面板数据回归结果显示,环境规制对包容性绿色增长的系数显著为负,即环境规制对东部地区的包容性绿色发展起到了阻碍作用,这与政府实行环境规制的目标相悖,而环境规制对收入差距、贫困、环境污染的回归系数也显著为负,说明东部地区的环境规制水平对收入差距、贫困以

及环境污染有抑制作用，换句话说，就是东部地区的环境规制有利于缩小收入差距，促进脱贫以及环境保护。综上，虽然东部地区政府的环境规制确实改进了环境状况，但是还不能实现经济增长、社会公平和环境保护协调发展的局面。假设 3、假设 4 成立，假设 2 不成立，这与之前的研究结论不符[3] [18]。但是盛鹏飞曾指出环境污染可能通过损害低收入群体的健康而进一步扩大收入差距，因此环境规制带来的环境质量的改善可能通过作用于低收入群体的健康加之政府的转移支付等手段共同缩小了收入差距[19]。此外，贸易依存度、基础设施建设对包容性绿色增长的影响显著为负，可能的原因是其带来的环境污染的负面效应超过了其社会分配，经济增长等方面的正面效应；政府干预程度以及科技创新投入都能够有效促进东部地区的包容性绿色增长。

**Table 4.** Regression results in the eastern region  
**表 4.** 东部地区回归结果

VARIABLES	(1) Growth	(2) pGDP	(3) gap	(4) poor	(1) SO2
ER	-0.0419*** (0.00740)	0.501 (0.385)	-0.0489*** (0.00858)	-0.256*** (0.0785)	-2.826* (1.472)
FDIGDP	-2.907*** (0.739)	-46.42 (38.39)	-0.635 (0.857)	7.025 (7.837)	569.3*** (147.0)
proad	-0.0206*** (0.00376)	-0.150 (0.196)	0.0129*** (0.00437)	-0.0602 (0.0399)	0.995 (0.749)
RD	0.0676*** (0.0200)	1.368 (1.039)	0.00533 (0.0232)	-1.321*** (0.212)	-10.32** (3.976)
govGDP	1.274*** (0.298)	-7.804 (15.47)	-0.663* (0.345)	3.819 (3.158)	-424.5*** (59.22)
Constant	0.787*** (0.130)	7.481 (6.747)	2.604*** (0.151)	6.746*** (1.377)	131.0*** (25.83)
Observations	121	121	121	121	121
R-squared	0.690	0.102	0.324	0.423	0.401

根据表 5 中部地区的面板数据回归结果显示，环境规制对于包容性绿色增长的回归系数显著为负，说明中部地区的环境规制对包容性绿色发展也起到了阻碍作用。并且，环境规制对经济发展和收入差距的回归系数显著为正，但对于减贫和环境保护的作用却并不显著，即环境规制能够促进中部地区的经济增长，但却会加大收入分配差距。假设 2 成立，原因可能是中部地区在致力于发展经济的同时难以兼顾社会收入分配与环境保护，虽然环境规制的宣传力度加强了，但在政策实际执行方面还存在一些问题，不利于中部地区的包容性绿色发展。此外，中部地区的基础设施建设能够有效促进包容性绿色增长，对于拉动西部地区经济发展、加速西部地区脱贫等方面都有积极作用。

**Table 5.** The regression results of the central region  
**表 5.** 中部地区回归结果

VARIABLES	(1) Growth	(2) gap	(3) pGDP	(4) poor	(1) SO2
ER	-0.0338*** (0.00479)	0.0238* (0.0140)	0.108*** (0.0388)	-0.120 (0.174)	-1.118 (1.463)
FDIGDP	-0.534 (0.886)	-4.201 (2.590)	-25.24*** (7.185)	-3.976 (32.22)	892.4*** (270.7)
proad	0.00207*** (0.000773)	0.00241 (0.00226)	0.0534*** (0.00627)	-0.0719** (0.0281)	0.935*** (0.236)
RD	0.0376 (0.0264)	-0.440*** (0.0771)	1.819*** (0.214)	-7.280*** (0.960)	-66.96*** (8.063)
govGDP	-0.333 (0.209)	-3.437*** (0.611)	-0.346 (1.695)	-50.67*** (7.602)	-430.7*** (63.87)
Constant	0.345*** (0.0738)	3.811*** (0.216)	-0.187 (0.598)	30.34*** (2.682)	189.6*** (22.54)
Observations	110	110	110	110	110
R-squared	0.345	0.344	0.643	0.501	0.449

根据表 6 的西部地区面板数据回归结果分析, 与中部地区类似, 环境规制对西部地区的包容性绿色增长的回归系数显著为负, 且对收入差距的影响显著为正, 说明西部地区当前环境规制水平不利于包容性绿色发展, 且会加大当地的收入不平等, 假说 2 成立。可能的原因一是环境规制使得企业技术工人的要求变高, 一些低技能工人可能面临下岗, 拉大收入差距; 二是对高污染、高耗能企业的约束使得企业绩效受到不利冲击, 行业间的收入差距加大。此外, 基础设施建设、科技创新投入能够有效促进包容性绿色增长, 这两者对于西部地区促进经济增长, 改善社会收入分配、减贫以及环境保护等方面均能产生积极的促进作用。

**Table 6.** Regression results in the western region  
**表 6.** 西部地区回归结果

VARIABLES	(1) Growth	(1) pGDP	(1) gap	(1) poor	(1) SO2
ER	-0.0274*** (0.00418)	-0.0125 (0.0623)	0.0442** (0.0216)	-0.116 (0.471)	-0.612 (1.461)
FDIGDP	0.152 (1.065)	-30.60* (15.89)	-4.468 (5.517)	93.88 (120.2)	1,321*** (372.6)

## Continued

proad	0.000932*** (0.000350)	0.0206*** (0.00523)	-0.00523*** (0.00182)	-0.0999** (0.0395)	-0.532*** (0.123)
RD	0.0571*** (0.0179)	2.000*** (0.267)	-0.377*** (0.0927)	-8.633*** (2.021)	-30.33*** (6.264)
govGDP	0.00426 (0.0201)	-0.0438 (0.300)	-0.0456 (0.104)	-0.534 (2.270)	-5.765 (7.036)
Constant	0.204*** (0.0337)	0.791 (0.503)	3.564*** (0.174)	24.95*** (3.801)	103.1*** (11.78)
Observations	99	99	99	99	99
R-squared	0.344	0.423	0.217	0.214	0.389

## 4.3. 门槛回归结果分析

根据面板回归结果可知，东中西部地区的环境规制对于当地的包容性绿色增长均起到阻碍作用，这与我国长期可持续发展目标相悖，考虑到环境规制对包容性绿色增长的影响是多维的，其影响可能会随着环境规制强度处于不同区间而呈现出不同特点，即非线性关系。Hansen [20]提出的门槛回归模型(threshold regression)可以很好的检验这种非线性关系，其本质就是根据样本数据估算门槛值并检验根据门槛值划分的样本数据间的参数是否存在明显差异[21]。根据上文的计量模型设定的门槛回归模型[22]如下：

$$\text{growth} = \beta_0 + \beta_1 ER * dER \leq \gamma + \beta_2 ER * dER > \gamma + \alpha X + \mu_1 \quad (2)$$

其中  $d()$  代表指示性函数，当括号内为真命题时，取值为 1，括号内为假命题时，取值为 0；ER 同时作为核心解释变量与门槛变量，根据 ER 是否大于门槛值  $\gamma$ ，样本区间被划分为两个区制，且这两个区制的斜率值  $\beta_1$ ， $\beta_2$  不同， $X$  表示控制变量。

类似的，在单一门槛模型的基础上，考虑到模型中存在多门槛值的情形[22]，以双门槛面板模型为例，具体模型如下：

$$\text{growth} = \varphi_0 + \varphi_1 ER * dER \leq \delta_1 + \varphi_2 ER * d\delta_1 < ER \leq \delta_2 + \varphi_3 ER * dER > \delta_2 + \rho X + \mu_1 \quad (3)$$

其中， $\delta_1 < \delta_2$ ，接下来对上述门槛模型进行实证分析。

将环境规制同时作为核心解释变量与门槛变量，对中国 30 个省市的环境规制存在单门槛、双门槛和三门槛的情况分别进行估计，运用 Stata16.0 统计软件，通过“Bootstrap”反复抽样 500 次得出 P 值，判断其是否存在着门槛效应，检验结果以及门槛值的估计见表 7。

Table 7. Threshold effect test and threshold estimation

表 7. 门槛效应检验及门槛值估计

门槛个数	F 值	P 值	门槛值	95%的置信区间
单门槛	29.29	0.0100	2.5084	[2.2297, 2.6085]
双门槛	15.84	0.0580	8.5696	[8.4058, 8.5895]
三门槛	23.77	0.0960	8.6196	[2.5084, 8.7772]

上表结果显示, F 统计值在单门槛、双门槛以及三门槛的情况下 P 值均小于 0.1, 即它们至少在 10% 的显著性水平下是有效的, 因此模型中存在三个门槛值。根据门槛回归模型原理, 门槛估计值是似然比统计量 LR 趋近于 0 时对应的  $\gamma$  值(李虹, 2018), 上表全国环境规制的 3 个门槛估计值为 2.5084, 8.5696 以及 8.6196。图 2 为在 95% 置信区间下的似然比函数图, 由此可以认为上述门槛值是真实有效的。

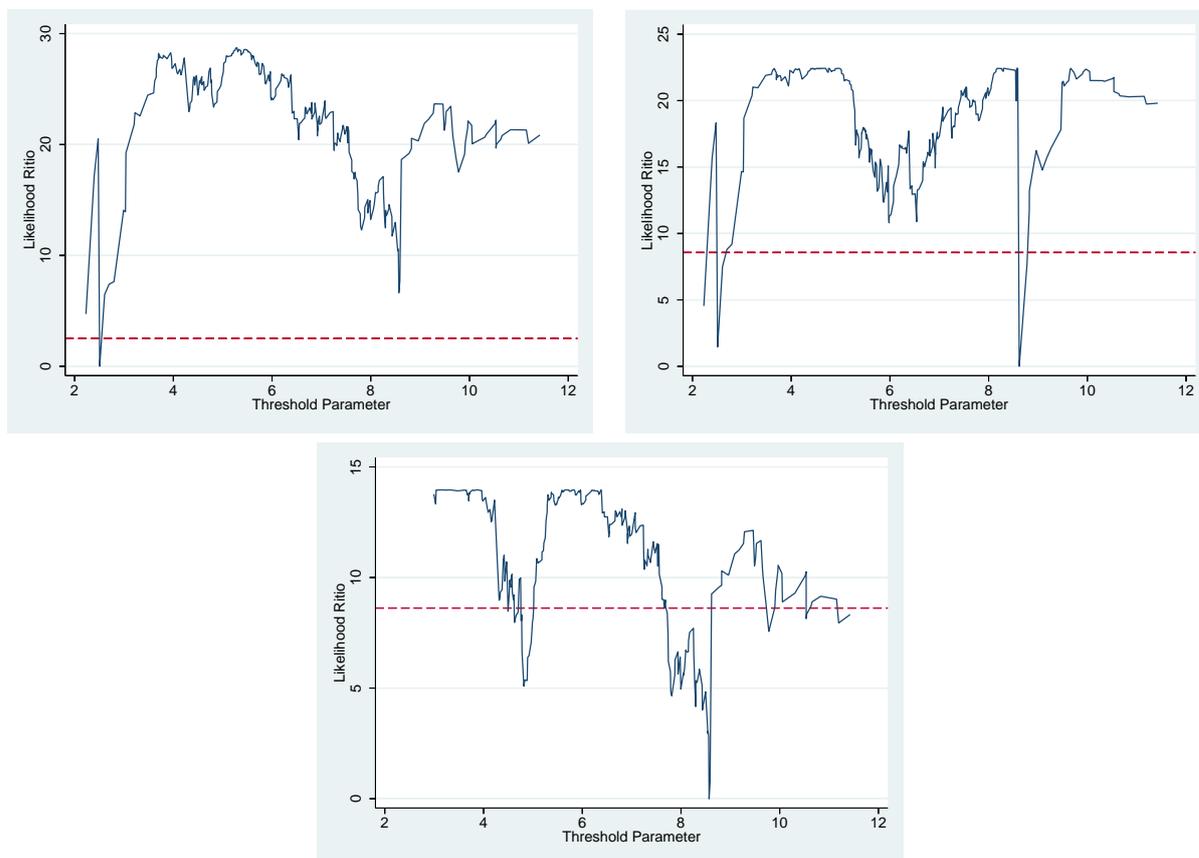


Figure 2. Three threshold estimation results

图 2. 三门槛估计结果

在得出门槛值的同时, 也得到了门槛回归结果。由表 8 可知: 当以环境规制作为门槛变量时, 不同的环境规制水平对包容性绿色增长的影响存在较大的差异, 总体来看呈现出倒 U 型的变化趋势。当环境规制水平较为宽松时( $ER \leq 2.5084$ ), 包容性绿色增长的影响系数为 0.0554; 当环境规制较为严格时( $2.5084 < ER \leq 8.5696$ ), 回归系数变为 -0.0375; 随着环境规制更加严格( $8.5696 < ER \leq 8.6196$ ), 系数不显著; 此后随着环境规制严厉程度的进一步加强( $ER > 8.6196$ ), 其对应的回归系数变为 -0.0304。由此可知: 我国环境规制对包容性绿色增长的影响会随着环境规制强度的不断增加呈现出先促进后抑制的倒 U 型变化效果, 当越过门槛值 2.5084 时, 最终会朝着阻碍包容性绿色增长的方向发展。原因在于在环境规制早期处在较为宽松合理的情况下, 环境规制作为一项有效的政策手段, 激励企业通过改进工艺水平, 进行清洁技术创新提高企业的生产效率, 但随着环境规制力度的不断加强, 政府对于污染企业的整治处罚力度加大, 会使得企业的环境污染治理投入挤占其他生产性的投资, 引起企业机会成本的增加, 不利于企业绩效的提升, 同时严厉的环境规制还可能通过向污染型企业施压使得企业出现裁员等, 导致收入差距的进一步扩大。

**Table 8.** Parameter estimation results of panel threshold model  
**表 8.** 面板门槛模型参数估计结果

VARIABLES	Growth	t 值
FDIGDP	-0.0783	(0.422)
proad	0.000439***	(0.00135)
RD	0.0951**	(0.0241)
govGDP	0.00596***	(0.0289)
ER*d (ER ≤ 2.8054)	0.0551**	(0.0216)
ER*d (2.8054 < ER ≤ 8.5696)	-0.0375***	(0.00456)
ER*d (8.5696 < ER ≤ 8.6196)	0.00923	(0.00887)
ER*d (ER > 8.6196)	-0.0304***	(0.00333)
Constant	0.301***	(0.0567)
Observations	330	
Number of code	30	
R-squared	0.363	

## 5. 研究结论

本文利用中国 2010~2020 年省级面板数据在宏观层面实证环境规制对包容性绿色增长的影响方向与作用机制、不同区域间的异质性。研究发现：

环境规制对包容性绿色增长的影响呈现出倒 U 型的变化趋势，且当前环境规制对包容性绿色增长抑制作用大于促进作用。但是环境规制对东中西部地区包容性绿色增长的作用路径不同。东部地区的环境规制通过促进减贫、缩小收入分配差距、环境保护来促进包容性绿色增长，但其对总体包容性绿色增长的抑制作用大于促进作用；中西部地区环境规制通过当地经济发展促进包容性绿色增长，但同时会导致收入差距的进一步增大，导致环境规制对其总体的抑制作用也大于促进作用。这不同于以往研究的乐观估计，表明国内经济增长、社会公平、环境保护协调发展的包容性绿色增长格局尚未形成。基于此，提出如下政策建议：

一是设置合适且严格的环境规制。不应该一味的增强环境规制，而应该结合当地经济发展水平与企业承载力范围，选择合理的环境规制水平。一方面，在积极响应“碳达峰”“碳中和”背景下，应进一步完善环境规制体系的合理性与可行性，尤其应着重政府对污染密集型企业清洁技术创新的激励政策，通过促进产业结构的转型升级，优化企业资源配置，促进企业清洁生产；另一方面，针对国内环境规制阻碍包容性绿色增长的现象，既要从根本上优化环境规制，比如“三同时”制度、环境目标责任制等，以推动环境规制朝着更加合理可行的方向发展；还应辅助以行政手段，开展环境税收、排污权交易、生态补偿等方面的工作，推动形成兼顾经济、社会、环境的包容性绿色增长。

二是不同地区应实施差异化的环境规制政策体系。一方面，对于经济发展水平和技术创新能力较高的东部沿海地区，要通过政策激励手段促进东部地区的清洁技术发展，鼓励低碳技术交易市场的形成，积极建立碳交易市场等新兴交易平台；另一方面，中西部地区作为污染密集型工业生产发展的核心区，其大多为粗放生产的低端企业，因此为避免中西部地区的“逐低竞争”，应通过强调环境污染的处罚政

策, 提高企业的“合规成本”, 促进中西部地区从唯 GDP 向绿色 GDP 的转变, 改变各地区可能形成的“为增长而竞争”的格局。

## 基金项目

国家级大学生创新创业项目: 环境规制强度与经济成长的脱钩效应分析——以长三角地区为例(项目编号: 202010299008Z)。

## 参考文献

- [1] 吴武林, 周小亮. 中国包容性绿色增长测算评价与影响因素研究[J]. 社会科学研究, 2018(1): 27-37.
- [2] 张成, 陆旸, 郭路, 于同申. 环境规制强度与生产技术进步[J]. 经济研究, 2011, 42(2): 113-124.
- [3] 余东华, 孙婷. 环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力[J]. 中国工业经济, 2017(5): 35-53.
- [4] 刘奥龙. 环境规制政策对行业就业和工资水平的差异性研究[J]. 价格理论与实践, 2019(2): 129-132.
- [5] Egelyng, H., Bosselmann, A.S., Maina, F., Mburu, J. and Gyau, A. (2017) Origin Products from African Forests: A Kenyan Pathway to Prosperity and Green Inclusive Growth? *Forest Policy and Economics*, **84**, 38-46. <https://doi.org/10.1016/j.forpol.2016.09.001>
- [6] 李苏, 尹海涛. 我国各省份绿色经济发展指数测度与时空特征分析: 基于包容性绿色增长视角[J]. 生态经济, 2020, 36(9): 44-53.
- [7] 秦小迪, 吴海涛, 侯小远. 农村基础设施对包容性绿色增长的影响: 促进还是抑制? [J]. 农林经济管理学报, 2021, 20(6): 721-729.
- [8] 孟望生, 邵芳琴. 黄河流域环境规制和产业结构对绿色经济增长效率的影响[J]. 水资源保护, 2020, 36(6): 24-30.
- [9] 徐盈之, 魏瑞. 双重环境规制、能源贫困与包容性绿色发展[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2021, 27(2): 109-125.
- [10] Porter, M.E. (1991) America's Green Strategy. *Scientific American*, **31**, 168-189. <https://doi.org/10.1038/scientificamerican0491-168>
- [11] 索朗杰措. 缓解贫困视域下生态补偿机制的研究——基于国内外的分析[J]. 西南金融, 2020(7): 47-55.
- [12] Morgenstern, R.D., Pizer, W.A. and Shih, J.S. (2002) Jobs versus the Environment: An Industry-Level Perspective. *Journal of Environmental Economics and Management*, **43**, 412-436. <https://doi.org/10.1006/jeem.2001.1191>
- [13] 杨振兵, 张诚. 中国工业部门工资扭曲的影响因素研究——基于环境规制的视角[J]. 财经研究, 2015, 41(9): 133-144.
- [14] Tone, K.A. (2001) Slacks-Based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis. *European Journal of Operational Research*, **130**, 498-509. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(99\)00407-5](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(99)00407-5)
- [15] 吴武林, 周小亮. 中国包容性绿色增长绩效评价体系的构建及应用[J]. 中国管理科学, 2019, 27(9): 183-194.
- [16] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20-34.
- [17] Chen, Z., Kahn, M.E., Liu, Y. and Wang, Z. (2018) The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China. *Journal of Environmental Economics and Management*, **88**, 468-485. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2018.01.010>
- [18] 闫文娟, 郭树龙. 环境规制政策的就业及工资效应——一项基于准自然实验的经验研究[J]. 软科学, 2018, 32(3): 84-88.
- [19] 盛鹏飞. 环境污染与城乡收入差距: 作用机制与基于中国经济事实的检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(10): 56-63.
- [20] Hansen, B.E. (1999) Threshold Effect in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference. *Journal of Econometrics*, **93**, 345-368. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)
- [21] Che, C.M. (2013) Panel Threshold Analysis of Taiwan's Outbound Visitors. *Economic Modelling*, **33**, 787-793. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.06.006>
- [22] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究[J]. 经济研究, 2018, 53(11): 182-198.