

空间视角下非正式环境规制与经济高质量发展

王思惠

云南师范大学

DOI:10.12238/ej.v7i11.2061

[摘要] 本文聚焦于长江经济带非正式环境规制对经济高质量发展的影响。采取2011年至2022年长江经济带的11个省份的面板数据,在实证分析中,基于固定效应模型、空间滞后模型,研究发现:(1)非正式环境规制有效提高了长江经济带整体经济发展质量。(2)区域异质性方面,与上中游相比,非正式环境规制对下游地区经济发展质量呈正向促进且作用力度最强。(3)非正式环境规制能对相邻城市产生正向空间溢出效应。

[关键词] 非正式环境规制;经济高质量发展;空间溢出效应

中图分类号: F27 **文献标识码:** A

Informal environmental regulation and high-quality economic development from a spatial perspective

Sihui Wang

Yunnan Normal University

[Abstract] This paper focuses on the impact of informal environmental regulations on high-quality economic development in the Yangtze River Economic Belt. Using the panel data of 11 provinces in the Yangtze River Economic Belt from 2011 to 2022, based on the fixed-effect model and the spatial lag model, the empirical analysis shows that:(1)informal environmental regulations effectively improve the overall economic development quality of the Yangtze River Economic Belt.(2)In terms of regional heterogeneity, compared with the upper and middle reaches, informal environmental regulation positively promotes the quality of economic development in the lower reaches and has the strongest effect.(3)Informal environmental regulations can produce positive spatial spillover effects on neighboring cities.

[Key words] informal environmental regulation;high-quality economic development;spatial spillover effect

引言

①研究背景和意义。长江经济带涵盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州等11个省市,人口和生产总值均超过全国的40%。然而,长江流域面临着系列严峻的环境发展问题。长江经济带污染排放强度高且地区间发展协同较弱,缺乏完善的机制来整合上中下游生态资源。

国家领导人明确指出,长江经济带作为中国东中西三大区域的桥梁,其发展模式和实践经验将对全国的生态文明建设产生深远的示范和引领作用。长江经济带不仅是一个具有全球影响力的内河经济带,更是东中西互动合作的协调发展带。因此,长江经济带的发展不仅关乎其自身的繁荣与进步,更关乎全国乃至全球的生态安全与可持续发展。

②文献综述。涂正革等(2015)^[1]发现中国环境规制与地区经济增长呈负相关关系。陈诗一等(2018)^[2]的论证表明短期内

环境规制阻碍了经济发展,但从长期规模角度来看,环境规制会促进经济增长。孔博(2021)^[3]研究发现环境规制仍然对中国经济高质量发展起着助推作用。此外,叶娟惠和叶阿忠(2022)^[4]认为环境规制与经济高质量发展之间存在正向空间溢出效应。综上,以往学者围绕正式环境规制对经济高质量发展的影响进行了大量研究,但非正式环境规制尚未受到足够的重视。本文构建空间计量模型,量化分析非正式环境规制对经济高质量发展的空间溢出效应,为各地区进行合理非正式环境规制,从而带动经济高质量发展。

1 长江经济带环境规制及经济高质量发展的测度与分析

1.1 非正式环境规制

1.1.1 研究区域

本文针对2011-2022年长江经济带11个省(市)的面板数据进行分析,所用数据来源于国家统计局、各省(市)统计局网站公

开的官方数据以及历年《中国统计年鉴》，对数据中的个别缺失值采用线性插值法进行补全。实证分析样本量为132。

1.1.2 指标建立方法

本文的指标权重计量方法采用客观的、基于信息熵赋值的熵值法。

1.1.3 指标选取

对于非正式型环境规制，主要参考已有研究(苏昕和周升师, 2019; Pargal和Wheeler, 1996)^{[5][6]}，选取收入水平、受教育水平、年龄结构以及人口密度四项指标，采用熵值法来度量，用来代表非正式型环境规制。具体来说：(1)收入水平，采用城镇单位在岗职工平均工资(元/人)来表示(2)受教育水平，采用6岁以上人口平均受教育年限来表示(计算方法为：平均受教育年限=(6岁及6岁以上未上过学人口数*0+6岁及6岁以上小学学历人数*6+6岁及6岁以上初中学历人数*9+6岁及6岁以上高中学历人数*12+6岁及6岁以上大专及以上学历人数*16)/6岁及6岁以上人口总数)。(3)年龄结构，采用0-14岁人口数/总人口数来表示。(4)人口密度，采用常住人口密度(人/平方公里)来表示。非正式环境规制指标体系如表2-1所示。

表2-1非正式环境规制指标体系

一级指标	二级指标	权重	属性
非正式环境规制	收入水平	0.1736923	正
	受教育水平	0.0766706	正
	年龄结构	0.6490179	正
	人口密度	0.1006193	正

1.1.4 结果分析

长江经济带各省市非正式型环境规制水平差异较大，非正式型环境规制水平较高的是上海、江苏、浙江等经济发展较为发达的地区。四川、贵州和云南等地区省份非正式型环境规制水平偏低，这与当地经济发展水平相对较低有关，居民的环保需求尚未达到下游地区的水平。以上分析与实际情况相符，说明了本文测算结果的合理性。

1.2 经济高质量发展

1.2.1 指标选取

本文借鉴了马茹(2019)^[7]、孙豪(2020)^[8]、叶娟惠(2021)^[9]的研究方法，构建经济高质量发展指标体系。该体系包含创新、协调、绿色、开放和共享五个二级指标，细化为15个具体指标。具体指标构建如表2-2所示。

1.2.2 上中下游经济高质量发展结果分析

本文将长江经济带按上中下游划分，分析各地区经济高质量发展的演变趋势和区别，长江经济带各地区经济高质量发展水平在2011年到2022年都呈上升趋势，且保持着“下游>中游>上游”的不协调发展局面。

2 非正式环境规制对经济高质量发展的实证研究

2.1 模型构建

基于前文理论基础上，为探讨非正式环境规制对长江经济

带经济高质量发展的影响，本节省级层面出发，构建了如下基础回归模型：

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln ier_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

表2-2 经济高质量发展水平指标体系

一级指标	二级指标	权重	三级指标	权重	属性
经济高质量发展	创新	0.3585336	技术市场成交额/GDP(%)	0.1586134	正
			R&D投入强度(%)	0.0744871	正
			GDP增长率(%)	0.0098864	正
			科技支出/财政支出(%)	0.1155467	正
	协调	0.0844623	城镇居民消费水平之比	0.0251432	负
			城乡居民可支配收入之比	0.0234301	负
			第三产业增加值占GDP的比例(%)	0.035889	正
	绿色	0.0365172	建成区绿化覆盖率(%)	0.0200336	正
			生活垃圾无害化处理率(%)	0.0084401	正
			单位GDP能耗(吨标准煤/万元)	0.0080435	负
	开放	0.2892267	外贸依存度	0.1483719	正
			外商投资占比	0.1408548	正
	共享	0.2312603	城镇失业率	0.0238699	负
			万人床位数	0.0341906	正
			人均图书量	0.1731998	正

式中： i 和 t 代表城市与年份， α_i 为参数系数； $\ln y_{it}$ 表示经济高质量发展指数； $\ln ier_{it}$ 表示非正式环境规制水平； X_{it} 为影响经济高质量发展的控制变量； ε_{it} 为随机扰动项。

2.2 变量说明

(1)被解释变量：经济高质量发展指数($\ln y$)的测度。(2)核心解释变量：非正式环境规制($\ln ier$)的测度。(3)控制变量：人力资本水平($\ln human$)，用普通高等学校在校学生数/常住人口来衡量；政府干预程度($\ln inter$)，用一般财政支出/地区生产总值来衡量；交通基础设施水平($\ln trans$)：用公路里程数取对数。

2.3 非正式环境规制对经济高质量发展回归结果分析

比较固定效应模型和OLS模型，P值在1%水平下显著拒绝原假设，表明固定效应模型优于OLS模型；比较随机效应模型和OLS模型，P值在1%水平下显著拒绝原假设，表明随机效应模型优于OLS模型；比较固定效应模型与随机效应模型，经Hausman检验，P值在1%水平下显著拒绝原假设，表明固定效应模型优于随机效应模型。综上，应选取固定效应模型。

由表3-1中列(4)的回归结果可知，非正式环境规制($\ln ier$)系数为0.531且在5%的水平下显著，表明非正式环境规制促进经济高质量发展。

表3-1基准模型回归结果

	-1	-2	-3	-4	-5	(6) GMM
变量	lny	lny	lny	lny	lngdp	lny
L. lny						0.592***
						-2.82
lnier	1.222***	0.756***	0.646**	0.531**	1.058***	0.452**
	-6.76	-0.233	-0.248	-0.229	-4.58	-2.04
lnhuman		0.656**	0.910**	0.880**	0.316	0.212
		-0.267	-0.297	-0.344	-1.28	-0.93
lninter			0.455*	0.503**	0.271	-0.135
			-0.205	-0.2	-1.65	(-1.26)
lntrans				0.766	0.907	0.274*
				-1.246	-1.72	-1.73
Constant	0.780**	2.527**	4.041***	-0.186	9.765***	-0.53
	-2.44	-0.837	-1.092	-7.869	12.52)	(-0.44)
R-squared	0.803	0.835	0.845	0.849	0.92	
AR(1)						0.011
AR(2)						0.664
Hansen Test						0.287

2.4稳健性检验

首先,本文采用逐步回归法,分别对核心解释变量与人力资本水平(lnhuman)、政府干预程度(lninter)、交通基础设施水平(lntrans)等控制变量进行逐步回归。由表3-1中列(1)~(4)的回归结果可知结果表明核心解释变量的系数和显著性未产生明显变化,这说明固定效应模型较为稳健。

另外,本文也选取了地区人均实际GDP(元)作为经济高质量发展的代理变量。由列(5)的回归结果可知,系数为1.058且在1%的水平下显著,表明非正式环境规制促进经济高质量发展。

本文构建GMM模型处理可能存在的内生性问题,由列(6)的回归结果可知,经济高质量发展水平的滞后一阶系数均通过1%的显著性检验,说明经济高质量发展是一个持续性的过程,非正式环境规制能够显著影响经济高质量发展水平。AR(1)和AR(2)相关指标均通过检验。Hansen检验的P值大于0.1,验证了模型的估计结果是有效的。非正式环境规制结果与基准回归结果一致,明本文得到的结果是稳健的。

2.5区域异质性分析

由表3-2的结果可知,下、中游的非正式环境规制回归系数分别为0.437、1.625,都在5%的水平下显著为正,而上游的非正式环境规制回归系数为0.162,且其P值均大于10%的显著性水平。这表明,下、中游地区的非正式环境规制对经济高质量发展产生正向促进作用,而上游地区没有发挥作用。

3 空间溢出效应分析

3.1空间自相关与模型选择

3.1.1莫兰检验

表3-2分地区回归结果

地区	下游	中游	上游
变量	lny	lny	lny
lnier	0.437**	1.625***	0.162
	-3.72	-13.21	-0.29
lnhuman	0.763*	0.611	1.120*
	-2.66	-1.82	-2.77
lninter	-0.093	0.183	0.237
	(-1.23)	-0.43	-1.46
lntrans	2.687**	-0.978	-0.002
	-4.57	(-2.92)	(-0.00)
Constant	-10.712*	9.421**	3.396
	(-2.79)	-4.33	-0.61
R-squared	0.955	0.956	0.912

本文采用莫兰指数法计算了在经济地理嵌套矩阵下2011-2022年的非正式环境规制和经济高质量发展的空间效应,如表4-1所示,大多数年份的指数在两种矩阵下的Moran's I指数均达到了5%的显著性水平,说明各省市的非正式环境规制水平和经济高质量发展水平具有较强的空间自相关性^[10]。

表4-1环境规制指数的莫兰检验

	非正式环境规制		经济高质量发展	
年份	Moran's I	p-value*	Moran's I	p-value*
2011	0.32	0.002***	0.204	0.001***
2012	0.341	0.001***	0.198	0.001***
2013	0.336	0.001***	0.192	0.001***
2014	0.314	0.002***	0.181	0.002***
2015	0.313	0.001***	0.2	0.001***
2016	0.315	0.001***	0.209	0.001***
2017	0.287	0.001***	0.221	0.000***
2018	0.283	0.001***	0.206	0.000***
2019	0.299	0.001***	0.224	0.000***
2020	0.297	0.001***	0.237	0.000***
2021	0.303	0.000***	0.243	0.000***
2022	0.327	0.000***	0.221	0.000***

3.2结果分析

建立空间计量模型如下:

$$\ln y_{it} = \rho W \times \ln y_{it} + \beta_0 + \beta_1 \ln ier_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

ρ 表示内生交互效应的系数,其大小是对相邻城市之间空间溢出或者扩散效应程度的反映, W 为空间权重矩阵。

根据LM检验结果来看,SAR模型相较于SEM模型具有更优的拟合效果,因此选择空间滞后模型进行分析。利用Hausman检验,得到P值在1%水平下显著拒绝原假设,采用固定效应模型进行分析。之后进行时间固定、个体固定以及双固定回归分析。通过

比较它们的 R^2 ，最终选择固定时间的空间滞后模型。这一选择基于LM检验、Hausman检验以及不同固定效应模型的比较结果，旨在更准确地揭示研究对象的空间滞后效应及其影响因素。

表4-2表明：模型的空间溢出系数显著为正值(0.154)，表明长江经济带经济发展质量有显著的正向空间溢出效应。

表4-2 SAR模型的估计结果

变量	(1)个体	(2)时间	(3)双固定
lnier	0.416***	0.204**	-0.054
	-0.136	-0.101	-0.162
lnhuman	0.853***	0.237***	0.927***
	-0.151	-0.089	-0.145
lninter	0.505***	-0.677***	0.508***
	-0.153	-0.076	-0.174
lntrans	0.666*	-0.599***	0.703*
	-0.388	-0.143	-0.367
rho	0.138*	0.154***	-0.057
	-0.077	-0.052	-0.084
sigma2_e	0.011***	0.021***	0.009***
	-0.001	-0.003	-0.001
Observations	132	132	132
R-squared	0.076	0.8344	0.2056

4 结论及政策建议

本文基于长江经济带2011-2022年11个省市的数据，运用基准回归模型来考察非正式环境对经济高质量发展的直接影响，同时运用空间滞后模型来探讨空间溢出效应。结论为：(1)从基准模型回归结果中可以发现，非正式环境规制对经济高质量发展有正向促进作用。(2)从空间滞后模型的结果中，非正式环境规制通过空间溢出效应还可以带动周边省份的经济高质量发展^[11]。

非正式环境规制在推动经济高质量发展及其空间溢出效应方面发挥着不可忽视的作用。如何通过非正式环境规制促进经济高质量发展及其空间溢出效应的政策建议如下：(1)强化公众参与和环境意识。(2)发挥媒体和非政府组织的监督作用。(3)

实施差异化环境规制政策。(4)完善环境信息披露与公开制度。

综上所述，通过强化公众参与、发挥媒体和非政府组织监督作用、实施差异化环境规制政策、促进绿色技术创新和产业升级、加强跨区域环境合作与治理，可以充分发挥非正式环境规制在推动经济高质量发展及其空间溢出效应方面的作用。

【参考文献】

- [1]涂正革,谌仁俊.排污权交易机制在中国能否实现波特效应?[J].经济研究,2015,50(07):160-173.
- [2]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,53(02):20-34.
- [3]孔博.环境规制对中国经济高质量发展的影响研究[D].辽宁大学,2021.
- [4]叶娟惠,叶阿忠.环境规制、绿色技术创新与经济高质量发展——基于半参数空间面板VAR模型[J].重庆理工大学学报(社会科学),2022,36(12):28-40.
- [5]苏昕,周升师.双重环境规制、政府补助对企业创新产生的影响及调节[J].中国人口·资源与环境,2019,29(03):31-39.
- [6]Pargal S,Wheeler D.Informal regulation of industrial pollution in developing countries:Evidence from Indonesia[J].Journal of Political Economy,1996,104(6):1314-27.
- [7]马茹,罗晖,王宏伟,等.中国区域经济高质量发展评价指标体系及测度研究[J].中国软科学,2019,(07):60-67.
- [8]孙豪,桂河清,杨冬.中国省域经济高质量发展的测度与评价[J].浙江社会学,2020,(08):4-14+155.
- [9]叶娟惠.环境规制与中国经济高质量发展的非线性关系检验[J].统计与决策,2021,37(07):102-108.
- [10]刘颜.空间视角下环境规制对经济高质量发展的影响研究[D].贵州大学,2023.
- [11]李阳阳.环境规制对中国经济高质量发展的影响研究[D].吉林大学,2023.

作者简介：

王思惠(1998--),女,汉族,河北石家庄人,硕士研究生,单位：云南师范大学,研究方向：产业经济学。