

异质型环境规制对长江经济带高质量发展的影响及差异¹

余柯瑶¹, 李志刚※^{1, 2}, 杨舒惠¹, 钟佳龙¹

(1.成都理工大学 管理科学学院, 中国四川 成都 610059; 2.成都理工大学 四川省高等学校人文社会科学重点研究基地/长江上游重点生态功能区保护政策研究中心, 中国四川 成都 610059)

【摘要】：使用长江经济带 78 个地级市 2005—2020 年面板数据，从创新驱动、协调发展、绿色低碳、对外开放以及成果共享 5 个方面构建高质量发展的评价体系，使用熵权 TOPSIS 法对其高质量发展进行测度，随后运用交互效应模型、面板门槛模型分析了异质型环境规制对长江经济带高质量发展的影响及其差异效应，探讨了异质型环境规制与高质量发展的关系。研究发现：①长江经济带高质量发展为波动上升的态势，但上中下游高质量发展呈现东高西低的发展格局。②异质型环境规制对高质量发展存在非线性的直接影响，强制命令型和市场激励型存在双重门槛效应，其中强制命令型对长江经济带高质量发展的影响呈倒“U”型，市场激励型影响呈“U”型；公众参与型仅存在单一门槛效应，对高质量发展表现为正向促进作用。此外，强制命令型与市场激励型，强制命令型与公众参与型存在交互效应，协同促进高质量发展。③异质型环境规制对高质量发展的影响也存在区域差异性。

【关键词】：环境规制；高质量发展；面板门槛模型；交互效应；异质效应

【中图分类号】：F129.9 **【文献标志码】**：A **【文章编号】**：1000 - 8462 (2023) 10 - 034 - 10

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2023.10.004

长江经济带是我国重要的生态屏障和核心经济带，自西向东横贯中国中部。截至 2020 年，长江经济带总人口占全国的 43.0%，GDP 占全国的 46.6%，由此可见长江经济带的发展关系着整个中国发展的全局。但随着城镇化快速发展，产业结构亟需优化转型，曾经的粗放式发展使得长江经济带生态环境面临严峻问题，水资源承载能力备受压力[1]。高质量发展这一概念最早于 2017 年由中国政府提出，是中国对可持续发展目标的新的理解和诠释，旨在实现更效率的绿色可持续发展[2]。在党的二十大报告中，明确提出了“全面贯彻新发展理念，着力推进高质量发展，加快构建新发展格局”的目标。中国政府先后出台了《中华人民共和国长江保护法》《关于全面加强长江流域生态文明建设与绿色发展司法保障的意见》等各类级别的法规政策，按照“生态优先、流域互动、集约发展”的思路，为长江经济带高质量发展提供更多环境规制工具及手段，加大生态保护力度，提高生态环境质量[3]。

有效的环境规制可以解决发展中环境污染、资源滥用等问题，从而加快绿色低碳转型，改善环境质量，以真正实现高质量发展与生态文明的协调统一[4]。学者们展开了环境规制与经济发展之间关系的研究，通过对现有文献梳理发现，环境规制也会影响技术创新、产业转型以及绿色经济，这些主题均引起了国内外学者广泛的关注。孙红梅等基于长三角 26 个城市的数据构建

¹ 收稿时间：2023 - 03 - 01；修回时间：2023 - 06 - 30

基金项目：成都理工大学社会科学重大招标项目（YJ2021-XP003）

作者简介：余柯瑶（1991—），女，博士研究生，研究方向为资源环境管理、区域经济与可持续发展。E-mail: yuxiaoyu0309@126.com

※通讯作者：李志刚（1962—），男，博士，教授，研究方向为生态保护与可持续发展。E-mail: cdlglzg@163.com

耦合协调模型，分析了城市产业发展与环境规制的关系，研究发现城市产业与环境规制的耦合协调发展有利于发挥长三角区域的联动优势[5]。郑晓舟等选用微观的角度，探讨环境规制通过对企业行为决策的影响，最终作用于产业结构的升级与转型[6]。还有一些学者主要研究环境规制与经济的关系，如岳立使用中国省级面板数据，基于绿色创新中介研究异质型环境规制与绿色经济的非线性关系，研究发现异质型环境规制对绿色经济的直接影响具有差异性[7]；胡德顺选用中国省级面板数据，运用动态面板模型研究异质型环境规制、绿色技术创新对经济高质量发展的影响，研究发现公众参与型环境规制能够显著促进高质量发展[8]。其次，从研究方法上来看，除了以上运用耦合模型、中介模型、动态面板模型以外，还有学者通过空间计量模型来探讨环境规制的空间效应和溢出效应。杜军等利用沿海 11 个省级面板数据研究环境规制对海洋经济高质量发展的影响，研究表明加大环境规制强度对经济高质量发展具有显著的促进作用[9]。孙慧等选用我国地级市数据，运用空间杜宾模型研究环境规制对环境污染的关系，研究发现异质型环境规制能有效缓解环境污染，同时具有较强的空间溢出效应[10]。从环境规制的测度方法来看，张明斗等使用工业废水、工业废气治理费用来衡量正式环境规制，使用环境信访数据来衡量非正式环境规制[11]。Qin 等搜集政府发布的相关环境政策文本，运用 LDA 模型量化环境规制的强度[12]。还有部分学者从污染物排放强度或者能源的价格等单一指标侧面反映环境规制的强度，但是这些方法并没有全面地衡量环境规制的综合水平。同时，对高质量发展的研究更多侧重于对高质量发展进行评价测度以及时空演化特征，探讨了空间格局和发展滞后区域[13]，还有部分学者主要研究影响经济高质量发展的驱动因素[14]。

综上所述，现有研究对环境规制的理论机制及实证分析已取得较为丰富的成果，但仍然存在一些问题需要进一步思考和分析。因此，本文以长江经济带为案例区，基于地级市的尺度，对长江经济带高质量发展的时空演变和区域差异进行分析；选用交互效应模型、面板门槛模型，对异质型环境规制工具对高质量发展的影响机制以及交互效应进行分析。研究可为正确制定合理的环境规制的结构和强度，助力长江经济带高质量发展提供依据。

1 机理分析和研究假说

环境规制与技术创新、产业发展以及发展效率等问题近年来被广泛讨论。环境规制是政府为了解决市场失灵以及环境负外部性等问题，形成的政府协调社会发展以及生态环境保护的政策工具[15]。现有的研究者一般从成本遵循效应和创新补偿效应两个角度来衡量环境规制对社会经济发展的直接影响。首先，创新补偿效应是最早由波特提出的假说，即环境规制可以促进企业提高技术的先进性，促使企业提升生产效率，同时促进环境质量的改善以及经济的快速发展。其次，从成本效应的角度，环境规制的强度持续提升，生产者会在此背景下承担更高额的资源费用或者环境治理费用，因此选择放弃技术的研发和革新，进而阻碍区域绿色经济的发展[16]。

参考孙振清的相关研究[17]，环境规制工具分为强制命令型、市场激励型和公众参与型三类，且不同类型的环境规制工具发挥着不同的职能和作用，对高质量发展产生不同的影响。强制命令型是国家行政机关专门制定的相关法律法规、政策措施以及制度标准，运用行政权力对破坏环境的企业实施强制规范和管理工具。由于强制性的特点，要求所有企业必须遵循，并对污染环境的企业实施强制处罚。短期来看企业为了实现规制目标采取减排降碳等手段，以提升环境质量，促进高质量发展。但长期来看，由于该规制的强制性，导致企业自主创新研发意识不足，可能对高质量发展有所阻碍。市场激励型是一种经济手段，根据科斯定理，在产权明晰的情况下经济是最有效率的。因此，利用市场的手段调节企业的生产排污和环境保护之间的关系[18]，利用税收、收费、补贴等市场化方式，充分激发企业的自主权利，促进企业调整自身的技术能力以及减少排污总量，具有较强的创新补偿效应。在“谁破坏谁付费，谁受益谁治理”的原则下，市场激励型可以促进企业提升技术、节能减排，从长期来看可以促进经济效益和环境效益最大化的双赢。但如果市场激励型规制强度较弱时，也可能出现成本效应和挤出效应，企业通过扩大生产来弥补排污费及环境保护税，降低生态环境质量从而对高质量发展产生负面影响。公众参与型，是伴随着公众环保意识的逐步提升以及政府信息的公开，民众结合电话、信访等渠道，向政府以及相关环保部门反映问题、投诉建议以及推动相关法律完善等内容，真正让公众参与环境治理。根据相关研究[19]，公众参与环境治理，对相关环境政策提出改进意见的同时，也会促进相关部门的政策完善，提高环保执行力度以及执法的时效性，进而与强制命令型协同促进高质量发展。此外，政府严格规范排污费、环境保护税等收费标准，相关部门加大执法力度，充分发挥政府的行政管理能力和市场调控水平，也就是说命令控制型和市场激励型也是相辅相成，二者协同可以正向促进高质量发展。

由于长江经济带贯穿中国西部至东部，流域辽阔，导致上中下游生态格局复杂，不同地方政府的环保理念、行政管理能力以及相关政策也会存在一定的差异[20]。不同类型的环境规制工具对高质量发展的影响可能因地区规制成本、规制力度、实施范围、企业偏好、政府管理水平等因素的不同而产生异质效应。本文基于以上分析，提出三种假设。

第一种假设：异质型环境规制对高质量发展具有非线性的直接影响且存在交互效应。

第二种假设：异质型环境规制对高质量发展的影响存在门槛效应，规制强度在适度的区间内对高质量发展具有显著的积极影响。

第三种假设：异质型环境规制对长江经济带上中下游高质量发展的影响存在区域差异性。

2 模型设计

2.1 变量的选择

2.1.1 被解释变量

被解释变量为高质量发展。基于“创新、协调、绿色、开放、共享”的新发展理念以及参考张友国、Pan 等建立的相关研究体系[21,22]，本文从创新驱动、协调发展、绿色低碳、对外开放以及成果贡献选取 5 个一级指标和 22 个二级指标，以创新作为高质量发展动力，协调作为高质量发展的效能，绿色作为高质量发展核心，开放作为高质量发展的联动，成果共享作为高质量发展基本，构建了区域高质量发展评价指标体系（表 1）。

常见的综合评价方法包括 AHP、德尔菲法、熵权法。参考相关的研究[23]，选用熵权 TOPSIS 模型，充分利用原始数据的信息，其结果能定量地反映各地区高质量发展水平。

2.1.2 解释变量

基于环境规制的异质性，解释变量选用强制命令型、市场激励型和公众参与型。强制命令型，是利用法律法规、政策以及行政权力对破坏环境的企业实施强制规范和管理的工具，选用了环境污染治理投资总额占 GDP 的比重衡量，用 ER1 表示。由于地市级环境污染治理投资缺乏官方的统计数据，采用地市级第二产业产值占省级第二产业产值占比作为权重，再乘以省级环境污染治理投资总额以计算得出地市级环境污染治理投资总额。市场激励型，是利用税收、收费、补贴等市场化手段，充分调动企业自主创新的积极性，促进企业更新技术以及减少排污总量，从而将企业的收益、成本以及环境保护联合起来。参考包健等的研究[24]，选用了资源税及环境保护税等相关环境税收收入占 GDP 比重来衡量，用 ER2 表示。公众参与型，可以充分发挥广大民众对环境保护的意识，让公众参与环境治理的工作，结合张明的研究[25]，本文选用环境来信来访人数占总人口比例计算，用 ER3 表示。为了避免异方差对计量结果的影响，本文中所有变量均采用对数形式。

表 1 区域高质量发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释	单位	方向
创新驱动	教育事业投入	教育事业支出/财政支出	%	正向
	科技研发投入	科技研发支出/财政支出	%	正向
	科学技术研究人员占比	科技研究人员数量/从业人员数	%	正向
	创新数量	每万人发明专利数量	-	正向
	创新质量	发明专利授权率	%	正向
协调发展	经济协调发展	人均GDP	元/人	正向
	城乡协调发展	城镇化率	%	正向
	产业结构协调	第三产业产值/GDP	%	正向
绿色低碳	建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖率	%	正向
	单位GDP能耗	电力消耗总量/GDP	kW·h/万元	负向
	人均CO ₂ 排放量	城市CO ₂ 排放量/总人口	t/人	负向
	人均公园绿地面积	城市公园绿地面积/总人口	m ² /人	正向
	生活垃圾处理	生活垃圾无害化处理率	%	正向
对外开放	外商投资规模	外商投资金额/GDP	%	正向
	外商投资企业	外商企业数量/工业企业数量	%	正向
	外商投资企业产值	外商投资工业企业产值/该地区工业企业总产值	%	正向
成果共享	文化成果共享	人均拥有公共图书馆藏量	藏书数量/人	正向
	交通设施共享	每万人拥有公共汽车车辆	车辆数/万人	正向
	医疗成果共享	每万人口医疗卫生床位数	床位数/万人	正向
	城市基础设施共享	人均城市道路面积	m ² /人	正向
	通信基础设施共享	移动电话普及率	%	正向
	教育成果共享	每万人在校大学生数	-	正向

2.1.3 控制变量

基于研究重点以及参考欧阳晓灵等的相关研究[26]，本文的控制变量分别选用了数字经济水平、人口密度、政府干预水平以及产业转型。数字经济水平（DIG），随着数字技术、互联网产业的飞速发展，相关学者研究发现数字技术有利于节能减排[27]，提升环境质量，促进高质量发展，用互联网用户普及率来衡量。人口密度（POPS），人口的聚集有利于各类要素及知识的流动，有利于人才聚集、推动产业转型，以促进高质量发展，选用了单位面积人口数来衡量。政府干预水平（GOV）选用了政府财政支出占该地区GDP比重，财政支出作为政府宏观调控的手段，既有利于产业升级转型，同时也有利于资源的有效配置。产业转型（IS），产业结构与资源消耗、污染物排放密切相关，第二产业是污染排放的主要来源。若该地区第二产业比重较高，会增加环境保护成本，不利于高质量发展的实现。产业转型会对节能减排的效率产生积极影响，选用了第三产业产值与第二产业产值的比值来衡量。

2.2 计量模型的设计

2.2.1 基准回归模型

为探索异质型环境规制与高质量发展之间的关系，首先采用基准回归模型进行检验。参考相关研究方法[28]，设定方程如下，以验证3种不同类型的环境规制工具对高质量发展是否具有显著影响以及二者的相关关系。

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{mit} + \beta_2 DIG_{it} + \beta_3 POPS_{it} + \beta_4 GOV_{it} + \beta_5 IS_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为了检验假设 1，即异质型环境规制在对高质量发展的影响存在交互效应，构建模型如下：

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{mit} + \beta_2 ER_{nit} + \beta_3 ER_{mit} \cdot ER_{nit} + \beta_4 DIG_{it} + \beta_5 POPS_{it} + \beta_6 GOV_{it} + \beta_7 IS_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$m \neq n$

式中：HQD_{it} 表示 i 地区第 t 年的高质量发展综合水平；ER_{mit}、ER_{nit} 分别表示 i 地区第 t 年的异质型环境规制，ER_{mit} • ER_{nit} 为不同类型环境规制的交互项；DIG_{it}、POPS_{it}、GOV_{it}、IS_{it} 为控制变量；λ_i 表示个体固定效应；μ_t 为时间固定效应；ε_{it} 为残差项。

2.2.2 面板门槛模型

为了进一步验证异质型环境规制与高质量发展之间的非线性关系，本文采用 Hansen 提出的门槛回归模型，首先建立单一门槛模型：

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} \cdot I(ER_{it} < \gamma) + \beta_2 ER_{it} \cdot I(ER_{it} \geq \gamma) + \sum \beta_j control_{it}^j + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：ER_{it} 作为门槛变量，分别代表 ER1_{it}、ER2_{it} 和 ER3_{it}；β_jcontrol_{it}^j 表示控制变量；I() • 为示性函数，根据门槛变量与门槛值关系确定取值，如果存在单一门槛，则取值为 0 或 1。当门槛变量小于或等于门槛值时，I() • =1，否则取值为 0；γ 表示待估计的门槛。β₁ 和 β₂ 分别是门槛变量，表示 ER_{it} 在 ER_{it} < γ 和 ER_{it} ≥ γ 时对 HQD_{it} 的影响系数，其余变量的含义与基准回归模型中的一致。由于实际研究对象的关系较为复杂，门槛的个数可能不止一个，因此再建立双重门槛模型：

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 ER_{it} \cdot I(ER_{it} < \gamma_1) + \beta_2 ER_{it} \cdot I(\gamma_1 \leq ER_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 ER_{it} \cdot I(ER_{it} \geq \gamma_2) + \sum \beta_j control_{it}^j + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

2.3 数据来源

长江经济带横跨中国西、中、东部三大区域，是坚持“生态优先，绿色发展”的重大国家发展战略区域。本研究选取了长江经济带 11 个省及直辖市中的五大城市群作为研究样本，主要包括上海、南京、杭州、武汉、重庆及成都等 78 个地级及以上城市。其中长江上游包括成渝城市群、黔中城市群和滇中城市群，共计 24 个城市；长江中游包括以武汉城市圈、环长株潭城市群、环鄱阳湖城市群为主体的中游城市群，共计 28 个城市；长江下游涵盖长江三角洲城市群，共计 26 个城市。本研究的时间跨度为 2005—2020 年，相关数据主要来自《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》，创新数据来源为中国创新专利研究数据库（CIRD），城市 CO₂ 排放数据来源于中国碳核算数据库（CEADs）。个别城市极少年份的缺失数据，用线性插值法进行补

充。主要变量的描述性统计见表 2。

表 2 本研究所使用的描述性统计分析数据

变量标识	变量名称	观测数	最大值	最小值	均值	标准差
HQD	高质量发展	1248	0.5417	0.1899	0.3027	0.0652
ER1	强制命令型环境规制	1248	3.5085	0.4146	1.1677	0.4639
ER2	市场激励型环境规制	1248	27.7207	0.0125	1.9967	1.7348
ER3	公众参与型环境规制	1248	29.7791	0.4929	4.8157	4.6114
DIG	数字经济	1248	0.5864	0.0017	0.1056	0.0987
POPS	人口密度	1248	3924.6450	98.2500	524.1951	326.0493
GOV	政府干预水平	1248	0.8246	0.0153	0.1609	0.0689
IS	产业转型	1248	2.5710	0.3126	0.8495	0.3299

3 实证结果分析

3.1 高质量发展的演变及区域差异分析

通过构建评价体系并进行测度，得到高质量发展总体情况如图 1 所示。从时序维度分析，2005—2020 年，长江经济带高质量发展呈现波动上升态势。从长江经济带整体来分析，高质量发展平均值从 0.255 增加到 0.360，年均增长率为 2.57%。从不同时段来看，自 2008 年金融危机之后，2009—2015 年高质量发展增幅较大；2015—2016 年高质量发展略有下降，其原因是 2016 年国务院部署将长江经济带建设为生态文明建设的先行示范带，以生态优先、绿色发展为引领，开始尝试绿色经济发展转型，积极寻找提高绿色技术创新水平的方法，以更好地实现高质量发展，导致高质量发展水平暂时下降；2016 年之后，高质量发展水平继续逐渐上升。

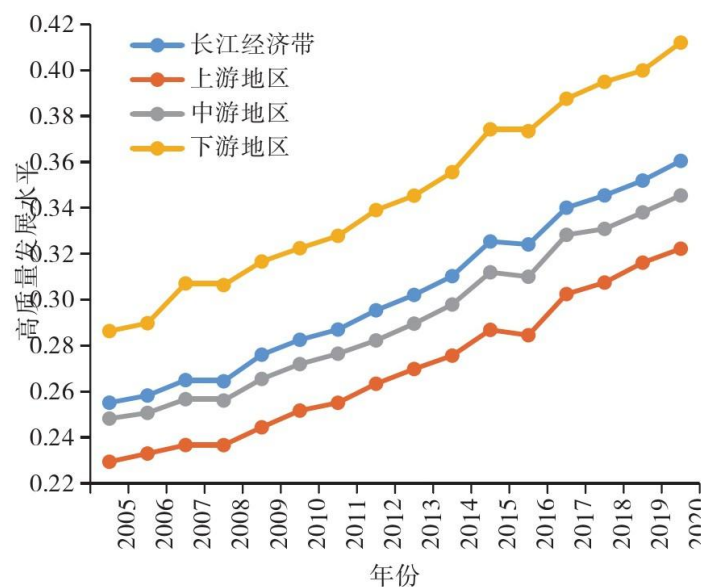


图1 2005—2020 年长江经济带高质量发展水平

从空间维度分析，选取了2005、2010、2015、2020年4个年份来考察长江经济带高质量发展的空间格局演化情况，如图2所示。高质量发展呈现下游>中游>上游，2005—2020年长江上中下游地区高质量发展年均增率分别是2.53%、2.44%和2.74%。下游地区高质量发展始终领先于中上游地区，且增幅较快；上游地区高质量发展虽然稍显滞后，但增幅大于中游地区。总体而言，2005—2020年长江经济带高质量发展水平呈波动上升趋势，但区域差异较为明显，呈现东高西低的发展格局。

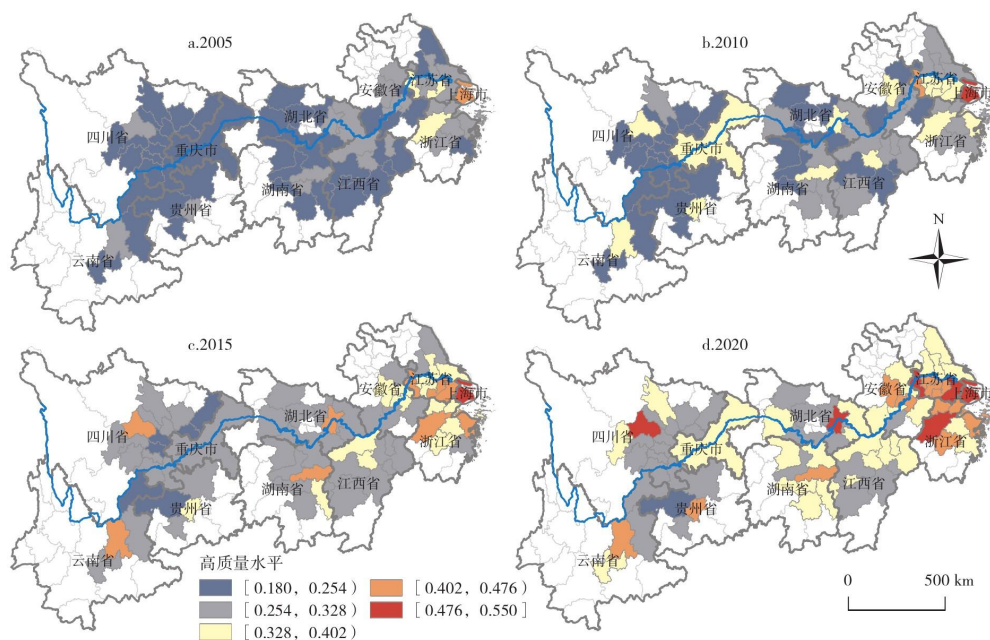


图2 长江经济带高质量发展水平的空间格局演化图

表 3 基准回归的结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
ER1	0.103*** (6.88)			0.110*** (6.62)	0.074*** (2.65)	
ER2		0.058*** (6.86)		0.038*** (6.79)		0.030** (2.34)
ER3			0.137*** (6.55)		0.001 (0.10)	0.000 (0.02)
ER1 · ER2				0.046*** (3.12)		
ER1 · ER3					0.020** (2.35)	
ER2 · ER3						0.026 (1.18)
DIG	0.085*** (5.51)	0.082*** (5.20)	0.087*** (5.41)	0.071*** (4.76)	0.065*** (5.33)	0.073*** (5.30)
POPS	0.037 (1.27)	0.059** (1.97)	0.055* (1.84)	0.037 (1.32)	0.034 (1.20)	0.062** (2.10)
GOV	-0.107*** (-4.40)	-0.139*** (-5.37)	-0.118*** (-4.64)	-0.134*** (-5.34)	-0.108*** (-4.46)	-0.140*** (-5.38)
IS	0.185*** (7.52)	0.232*** (9.42)	0.222*** (8.70)	0.202*** (8.46)	0.188*** (7.42)	0.221*** (8.83)
Constant	-0.626*** (-3.50)	-0.787*** (-4.21)	-0.744*** (-3.96)	-0.615*** (-3.56)	-0.606*** (-3.43)	-0.818*** (-4.41)
Observations	1248	1248	1248	1248	1248	1248

注：表中括号内为 t 统计量；***、**、*分别为 1%、5%、10%的显著性水平。表 4~表 7 同。

3.2 基准模型的回归结果分析

表 3 为基准回归模型的结果，通过豪斯曼检验，本文选择双向固定效应模型。模型（1）~（3）分别为双向固定效应，结果显示 3 种环境规制工具与长江经济带高质量发展之间影响系数均为正，且在统计意义上显著，代表异质型环境规制对长江经济带的高质量发展具有直接影响。控制变量中数字经济、产业转型以及人口密度回归系数均为正且显著，表明一个地区的数字技术发展、产业转型以及人口聚集对高质量发展的提高产生了积极的助推作用[29]。政府干预程度的回归系数显著为负，说明政府干预程度与高质量发展表现出负相关，反映了政府过多的经济干预会阻碍高质量发展水平提高。可能的原因在于，政府过多的行政干预可能会影响到市场各种要素的交易自由以及资源的分配。

模型（4）~（6）分别为交互效应的回归结果，其中交互项 ER1 · ER2,ER1 · ER3 的回归结果为正且显著，表明强制命令型和市场激励型、强制命令型和公众参与型的两两之间存在交互效应，且协同推进高质量发展。市场激励型与公众参与环境规制的交互效应不显著，二者对长江经济带的高质量发展的交互影响暂未显现。说明在长江经济带公众的环保意识有待提高，对科技创新引领产业转型的关注不够，在重视经济效益提高的同时对环境污染等问题监督不足。

3.3 面板门槛的回归结果分析

基准回归模型检验了环境规制对高质量发展的直接影响，通过面板门槛回归模型，分析异质型环境规制对高质量发展的非线性关系以及门槛效应。首先，本文采用了采用 Stata 17.0 软件进行自抽样门槛检验，检验结果见表 4。门槛检验结果显示 ER1、ER2 的单一门槛和双重门槛均显著，ER3 对长江经济带高质量发展的影响只存在单一门槛值，不存在双门槛。

表 4 门槛模型的检验结果

变量	模型	F值	P值	1%	5%	10%
ER1	单一门槛	12.19	0.086	11.689	13.760	19.468
	双重门槛	17.56	0.003	10.128	11.748	14.990
	三重门槛	4.48	0.920	19.122	21.529	28.502
ER2	单一门槛	140.93	0.003	28.723	33.902	47.873
	双重门槛	28.07	0.050	13.666	16.694	23.767
	三重门槛	15.01	0.623	25.150	30.025	45.798
ER3	单一门槛	17.88	0.015	30.457	34.888	44.708
	双重门槛	12.95	0.076	25.257	30.520	43.269
	三重门槛	7.55	0.243	19.403	24.635	36.902

本文分别以 ER1、ER2、ER3 为门槛变量对模型进行估计，得出面板门槛模型回归结果见表 5。研究表明强制命令型、市场激励型和公众参与型环境规制与高质量发展水平存在门槛效应，具有非线性的显著关系，但 3 种环境规制的作用效果有所不同，验证了假设 2。强制命令型环境规制对高质量发展的影响呈倒“U”型，即先产生促进效应，后产生抑制作用。当规制水平较低时，提高环境规制强度对高质量发展的影响起到更加积极的作用，继续提高规制强度时积极的影响逐渐降低由正转负，当环境规制强度大于门槛值 0.439 时，持续加大强制命令型环境规制强度反而抑制高质量发展。市场激励型环境规制对高质量发展的影响呈“U”型，即在规制强度小于门槛值 0.134 时，挤出效应和成本效应明显，企业提高工艺、技术创新等积极性不强，对高质量发展产生抑制作用；在规制水平逐渐提高，规制强度翻越门槛值 0.171 时，创新补偿效应增强，此时推动企业寻求设备升级、技术革新等方式，以促进高质量发展[30]。公众参与型环境规制存在单一门槛效应，在门槛前后系数显著性水平在 10%以下，估计系数显著为正，跨过门槛值 1.375 时，估计系数有所提高，说明前期政府信息公开不足，公众反映环保问题的渠道不畅通时对高质量发展的助推作用较弱。当进一步提高政府环保信息公开的透明度，营造良好的信访环境，提高信访办事效率更有利于高质量发展。

表 5 面板门槛模型回归结果

变量	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)
ER1_1	0.041 [*] (1.77)		
ER1_2		-0.086 [*] (-1.89)	
ER1_3		-0.240 ^{***} (-6.56)	
ER2_1			-0.159 ^{***} (-10.17)
ER2_2		-0.021 [*] (-1.78)	
ER2_3		0.264 ^{***} (9.97)	
ER3_1			0.038 [*] (1.72)
ER3_2			0.110 ^{***} (6.240)
ER3_3			0.480 (0.93)
DIG		0.118 ^{***} (25.23)	0.107 ^{***} (23.79)
POPS	0.108 ^{***} (3.16)	0.078 ^{**} (2.39)	0.104 ^{***} (18.77)
GOV		-0.325 ^{***} (-12.04)	-0.252 ^{***} (-9.56)
IS		0.215 ^{***} (21.88)	0.431 ^{***} (25.38)
Constant	0.410 [*] (1.88)	0.394 [*] (1.91)	0.632 ^{***} (3.11)
Observations	1248	1248	1248
R-squared	0.776	0.796	0.801

3.4 长江上中下游影响的差异效应分析

鉴于环境规制与高质量发展水平具有空间分布上的异质性，长江上中下游地区在数字经济、人口密度、政府干预水平及产业转型等方面也存在差异，综合考虑，各因素可能导致地区间环境规制工具对高质量发展影响具有差异效应。因此为了验证假设 3，对长江经济带中下游地区不同类型环境规制对高质量发展的影响进行检验，模型（10）~（18）分别是强制命令型、市场激励型以及公众参与型对上中下游高质量发展的影响估计，结果见表 6。

上游地区强制命令型环境规制工具在门槛前后对高质量发展产生先促进后阻碍的作用。市场激励型在两个门槛值前后系数分别从-0.054 变为 0.036、0.036 变为-0.039，说明上游地区市场激励型环境规制在水平较低时，加大市场激励型规制强度对高质量发展产生积极影响，继续加强后对高质量发展的影响会产生抑制作用。本文以资源税 and 环境保护税来测度市场型规制强度，表明如果征收的排污费及环境保护税持续提高，上游地区企业要承担更多税费，增加当地企业的成本。因此由于遵循成本效应，企业选择承担费用而怠于科技创新的投入与研发，对当地生态和经济增长产生不利影响[31]。此外，由于长江上游高质量发展水平相对较低，经济活力有待提高，前期民众对环境质量的重视以及环保监督意识不强，随着环保科普的普及，环保意识的快速提升导致区域内公众主要利用自愿型环境规制工具维护自身利益较多，在短期内给地方政府、企业增加更多的环保压力，增加环境治理支出，从而对高质量发展产生负面影响。中游地区，命令型环境规制对高质量发展的影响也表现为先积极后抑制，但

市场激励型规制在门槛前后回归系数均为负，说明中游地区市场激励型环境规制阻碍了高质量发展。可能原因在于中游地区主要涉及能源、钢铁、有色冶金、机械、化工等第二产业，高新技术产业相对薄弱，产业结构有待调整。较低的规制强度使得中游企业产生成本效应，通过扩大产能而弥补相关的税费，使得中游地区的污染物的排放增多。说明市场激励型规制强度不足时阻碍了高质量发展水平的提升，而规制强度在较高的区间内才能促进高质量发展水平的提升。因此，中游地区排污费、资源税以及环境保护税制定需适当提高标准，推动区域内企业积极追求技术研发，优化流程，以提高创新补偿效应。公众参与型环境规制对高质量发展具有正向的积极影响，说明中游地区随着环境信息的公开、公众监督意识的提升，可以促使企业节能减排，提高环境质量。下游地区强制命令型环境规制和市场激励型环境规制对高质量发展具有显著的积极影响，其积极影响先增强再减缓。但是，公众参与型对高质量发展估计系数为正，但在统计意义上不显著。说明下游地区公众的教育水平以及环保意识的快速提高，民众积极参与环境治理，有助于绿色低碳环境的改善以及高质量发展水平的提高，但是由于波动上升导致不显著。

3.5 稳健性检验

为保证实证结果的可靠性和稳定性，参考雷淑珍等的研究[32]，使用环境保护系统行政部门和监察机构总人数占 GDP 比重作为变量 ER11，替代强制命令型环境规制变量，对门槛模型的稳健性进行检验，检验回归结果见表 7。模型（19）~（22）分别是对长江经济带整体以及上中下游的检验，检验结果与上文回归估计系数方向一致，实证结果较为可靠。

表 6 长江经济带上中下游地区不同类型环境规制对高质量发展水平的影响

变量 型 (18)	模型 (10)	模型 (11)	模型 (12)	模型 (13)	模型 (14)	模型 (15)	模型 (16)	模型 (17)	模 型 (18)
ER1_1	0.158*** (3.16)	0.101** (2.02)	0.107*** (2.67)						
ER1_2	0.094*** (2.71)	0.154** (1.99)	0.602*** (3.01)						
ER1_3	-0.073* (-1.83)	-0.060** (-2.18)	0.104** (2.43)						
ER2_1				-0.054** (-2.54)	-0.052*** (-3.06)	0.137*** (5.52)			
ER2_2				0.036* (1.92)	-0.022* (-1.84)	0.259*** (5.92)			
ER2_3				-0.039** (-2.55)	-0.036*** (-2.61)	0.101*** (3.17)			
ER3_1						0.160*** (3.16)	0.078 (1.59)	0.071 (1.54)	
ER3_2						-0.068** (-2.57)	0.142*** (5.31)	0.026 (0.62)	
ER3_3						-0.127*** (-5.08)	0.094*** (3.95)	0.053 (1.26)	
DIG	0.096*** (18.11)	0.096*** (14.7)	0.102*** (9.18)	0.092*** 0.099*** (17.3) 9.28)	0.095*** (14.61)	0.101*** (9.51)	0.072*** (10.05)	0.119*** (14.42)	(
POPS	2.217*** (10.8)	0.156*** (2.65)	0.023 (0.55)	2.107*** -0.022 (10.24) -0.57)	0.153*** (2.63)	0.004 (0.15)	1.845*** (9.12)	0.175*** (3.07)	(
GOV	-0.038 (-1.32)	-0.378*** (-9.38)	-0.518*** (-8.24)	-0.057** -0.457*** (-2.09))	-0.367*** (-9.42)	-0.355*** (-5.08)	-0.039 (-1.38)	-0.374*** (-10.04)	(-7.29)
IS	0.246*** (11.88)	0.366*** (14.11)	0.788*** (15.48)	0.267*** 0.722*** (13.94))	0.369*** (16.07)	0.738*** (17.47)	0.291*** (16.14)	0.375*** (16.52)	(14.88)
Constant	-3.087***	0.048	1.715***	-2.366*** 1.789***	0.039	1.431***	-4.856***	-0.144	

	(-10.51)	(0.13)	(5.73)	(-9.90) 6.63)	(0.11)	(4.88)	(-8.88)	(-0.40)	(
Observations	384	448	416	384 448	448 416	416	384		
R-squared	0.832	0.826	0.835	0.831 0.845	0.836 0.858	0.849	0.853		

表 7 稳健性检验结果

变量	模型 (19)	模型 (20)	模型 (21)	模型 (22)
ER11_1	0.047** (2.55)	0.044* (1.74)	0.042* (1.88)	0.020* (2.05)
ER11_2	-0.054*** (-2.68)	0.082*** (3.41)	0.078** (-2.26)	0.043*** (4.35)
ER11_3	-0.062*** (-2.79)	-0.051* (-1.87)	-0.048* (-1.74)	0.010* (1.86)
DIG	0.115** (24.91)	0.092** (17.56)	0.095*** (14.81)	0.103*** (9.26)
POPS	0.114*** (3.34)	2.213*** (10.80)	0.158*** (2.67)	0.028 (0.65)
GOV	0.303*** (11.13)	0.042 (1.45)	0.372*** (9.62)	0.510*** (8.06)
IS	0.457*** (25.43)	0.276*** (14.49)	0.368*** (15.76)	0.813*** (19.21)
Constant	0.646*** (2.60)	-12.789*** (-10.19)	-0.219 (-0.55)	1.668*** (4.99)
Observations	1,248	384	448	416
R-squared	0.770	0.830	0.824	0.817

4 结论及政策启示

4.1 结论

本文系统梳理了异质型环境规制工具的类型和作用，建立了异质型环境规制对高质量发展的影响机制分析框架，实证测度了长江经济带高质量发展的总体情况，并对两者关系的门槛效应和规制间的交互效应进行了分析，重点讨论了异质型环境规制对长江经济带上中下游高质量发展的差异效应，结论如下：

第一，长江经济带高质量发展水平 2005—2020 年表现为波动上升的态势，区域差异较为明显，高质量发展水平下游>中游>上游，呈现东高西低的发展格局。下游地区高质量发展始终领先于中上游地区，且增幅较大；上游地区高质量发展虽然稍显滞后，但增幅大于中游地区。

第二，异质型环境规制与长江经济带高质量发展存在直接的非线性关系。强制命令型与市场激励型规制对高质量发展存在双重门槛效应，强制命令型规制对长江经济带高质量发展的影响呈倒“U”型，市场激励型规制的影响呈“U”型；公众参与型规制对高质量发展表现为单一门槛效应，呈正向促进作用。与此同时，研究发现强制命令型规制和市场激励型规制、强制命令型规制和公众参与型规制两两之间存在交互效应，二者的协同作用对高质量发展起到积极的助推作用。控制变量中数字经济水平、产业转型和人口密度回归系数均为正且显著，表明一个地区的数字技术创新、人才聚集效应对高质量发展产生了积极的影响。

第三，不同类型的环境规制对长江经济带上中下游高质量发展的影响存在差异性，同种环境规制对不同地区的高质量发展

的影响也存在差异效应。强制命令型规制在中上游地区对高质量发展起到先促进后抑制的影响，但在下游地区呈现促进作用，表现为先增强后减缓的趋势。市场激励型规制对高质量发展的影响在上游地区表现为抑制—促进—抑制的作用，但在中游地区却产生了阻碍作用。公众参与型规制对高质量发展的影响在上游地区也起到先促进后阻碍的作用，在中下游地区呈现积极的影响，但是下游地区的回归结果不显著。

4.2 政策启示

根据本文的研究，长江经济带中下游异质型环境规制对高质量发展的影响均存在地区差异性，因此环境规制的拟定需要差异化、动态化、精准化。首先，长江上中下游各地区环境规制的强度和实施的力度均要因地制宜，充分结合本地区生态系统和水资源的承载能力[33]，结合地区发展特征采取适当的环境规制强度，选用合理的管理办法。建立健全水权交易、排污权、碳排放权的相关补偿和保护的政策，完善生态补偿的考核和问责机制。此外，综合考虑各地的生态保护成本和生态服务价值等多重因素，更加科学合理地构建环境规制绩效评价体系，提高社会绿色生产效率。

其次，注重3种环境规制工具的组合和优化，积极发挥环境规制工具的协同效应，以更好地助推高质量发展。一方面，激发公众对环境保护的意识，提高环境保护各类信息的公开性，提供更多全方位的机会让公众了解环境保护事业并积极参与，以更好地发挥公众对环境保护的监督，提高环保执行力度以及执法的时效性，进而与强制命令型规制协同促进高质量发展。另一方面，将强制性规制和市场性工具结合，充分发挥政府行政管理职能、市场调控职能，加大使用税收、补贴等手段的力度，提高企业的积极性，倒逼企业提高工艺技术和优化设备流程，突破技术创新，培育高新技术人才，加快推进产业结构的转型和优化，促进节能减排。

最后，上中下游各地区充分发挥各地区的发展优势，加强区域发展的联动性，实现优势互补。上游地区充分利用资源禀赋等优势，创造良好的营商环境，积极开展招商引资，以吸引更多信息技术产业、绿色金融产业、清洁能源、旅游业等项目的投资，促进经济的提质增效，以技术创新为驱动，更好地促进高质量发展。长江中游由于传统的钢铁、船舶等重工业占比较高，应发挥排污费、环境保护税等费用方式，加快技术升级和设备更新[34]，落实减排降碳，推动产业转型。要充分发挥作为铁路—水运—公路的交通枢纽优势，加强与下游城市的联动和经验学习，积极推进光伏产业、电子信息产业、智能制造业的引进和培育，加快实现高新技术产业链、产业集群落地。长江下游地区要进一步发挥高新技术产业和电子制造业的优势，注重新能源产业的孵化，积极带动周边城市产生辐射效应，将优势技术转移到中上游地区，带动中上游地区产业转型和升级，坚持绿色引领，创新驱动，以提高生态环境质量，促进高质量发展。

参考文献：

- [1] 李焕，黄贤金，金雨泽，等．长江经济带水资源人口承载力研究[J]．经济地理，2017，37(1)：181 - 186.
- [2] 任燕燕，王文悦，宋昊岳．环境规制与经济高质量发展：联动 关系与传递机制[J]．山东大学学报：哲学社会科学版，2022 (5)：154 - 164.
- [3] 许继军，陈述．新时期长江流域水资源保护利用管理体制机制研究[J]．长江科学院院报，2022，39(7)：1 - 6.
- [4] 毕鹏，李盼盼．环境规制、政府支持与企业创新产出[J]．企业 经济，2020，39(6)：70 - 79.
- [5] 孙红梅，雷喻捷．长三角城市群产业发展与环境规制的耦合 关系：微观数据实证[J]．城市发展研究，2019，26(11)：19 - 26.

-
- [6] 郑晓舟, 卢山冰. 环境规制对产业结构转型影响的统计检验——以十大城市群为例[J]. 统计与决策, 2021(18): 59 - 63.
- [7] 岳立, 任婉瑜, 曹雨暄. 异质型环境规制对绿色经济的影响研究——基于绿色创新的中介效应分析[J]. 软科学, 2022, 36(12): 57 - 64.
- [8] 胡德顺, 潘紫燕, 张玉玲. 异质性环境规制、技术创新与经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2021, 37(13): 96 - 99.
- [9] 杜军, 苏小玲, 鄢波. 海洋环境规制对海洋经济高质量发展的影响研究——基于空间计量模型的实证分析[J]. 生态经济, 2022, 38(10): 139 - 147.
- [10] 孙慧, 扎恩哈尔·杜曼. 异质性环境规制对城市环境污染的影响——基于静态和动态空间杜宾模型的研究[J]. 华东经济管理, 2021, 35(7): 75 - 82.
- [11] 张明斗, 任衍婷. 环境规制对生态韧性的影响——基于“本地—邻地”效应的视角[J]. 北京理工大学学报: 社会科学版, 2022, 24(6): 16 - 29.
- [12] Qin M, Sun M X, Li J. Impact of environmental regulation policy on ecological efficiency in four major urban agglomerations in eastern China [J]. Ecological Indicators, 2021, DOI: 10.1016/J.ECOLIND.2021.108002.
- [13] 方应波. 我国绿色发展水平评价及时空演变特征分析[J]. 统计与决策, 2022, 38(20): 54 - 58.
- [14] 崔百胜, 李家琪. 长三角地区经济差异动态变化以及空间溢出效应——基于夜间灯光数据[J]. 经济地理, 2022, 42(10): 10 - 18.
- [15] 邱士雷, 王子龙, 刘帅, 等. 非期望产出约束下环境规制对环境绩效的异质性效应研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(12): 40 - 51.
- [16] 钟茂初, 尚秀丽. 环境规制影响城市工业效率的机制与效应分析[J]. 南开学报: 哲学社会科学版, 2022(5): 37 - 49.
- [17] 孙振清, 成晓斐, 谷文姗. 异质性环境规制对工业绿色发展绩效的影响[J]. 华东经济管理, 2021, 35(8): 1 - 10.
- [18] Zheng W D, Zhang L. Green credit, carbon emission and high quality development of green economy in China [J]. Energy Reports, 2022(8): 12215 - 12226.
- [19] 许学国, 张俊杰. 交互视角下环境规制对工业生态效率的影响[J]. 软科学, 2019, 33(6): 82 - 87.
- [20] 周杰琦, 梁文光. 环境规制能否有效驱动高质量发展? ——基于人力资本视角的理论与经验分析[J]. 北京理工大学学报: 社会科学版, 2020, 22(5): 1 - 13.
- [21] Pan W, Wang J. High-quality development in China: Measurement system, spatial pattern, and improvement paths

[J]. Habitat International, 2021, DOI: 10.1016/j.habitatint.2021.102458.

[22] 张友国, 窦若愚, 白羽洁. 中国绿色低碳循环发展经济体系建设水平测度 [J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(8): 83 - 102.

[23] 田成诗, 陈雨. 中国省际农业碳排放测算及低碳化水平评价——基于衍生指标与 TOPSIS 法的运用 [J]. 自然资源学报, 2021, 36(2): 395 - 410.

[24] 包健, 郭宝棋. 异质性环境规制对区域生态效率的影响研究 [J]. 干旱区资源与环境, 2022, 36(2): 25 - 30.

[25] 张明, 张鹭, 宋妍. 异质性环境规制、空间溢出与雾霾污染 [J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(12): 53 - 61.

[26] 欧阳晓灵, 张骏豪, 杜刚. 环境规制与城市绿色技术创新: 影响机制与空间效应 [J]. 中国管理科学, 2022, 30(12): 141 - 151.

[27] 王香艳, 李金叶. 数字经济是否有效促进了节能和碳减排? [J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(11): 83 - 95.

[28] 周清香, 何爱平. 环境规制对长江经济带高质量发展的影响研究 [J]. 经济问题探索, 2021(1): 13 - 24.

[29] 张帆, 施震凯, 武戈. 数字经济与环境规制对绿色全要素生产率的影响 [J]. 南京社会科学, 2022(6): 12 - 20.

[30] 吴磊, 贾晓燕, 吴超, 等. 异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(10): 82 - 92.

[31] 李健, 武敏. 双重环境规制、FDI 与绿色全要素生产率——以长江经济带三大城市群为例 [J]. 华东经济管理, 2022, 36(1): 31 - 41.

[32] 雷淑珍, 高煜, 王艳. 异质性环境规制与 FDI 质量升级 [J]. 软科学, 2021, 35(4): 14 - 19.

[33] 白晓旺, 赵培培, 戴梦圆, 等. 河长制下长江经济带水资源承载力研究 [J]. 生态经济, 2022, 38(11): 190 - 197.

[34] 陈蓓, 彭文斌, 刘奕飞. 长江中游城市群绿色创新效率的时空演变与驱动因素 [J]. 经济地理, 2022, 42(9): 43 - 49.