

环境规制、产业结构优化与经济高质量发展

——以黄河流域沿线地级市为例的研究

弓媛媛 周俊杰¹

(河南财经政法大学 经济学院, 河南 郑州 450046)

【摘要】: 基于 2003—2017 年黄河流域 100 个地级市的数据, 利用 Super-SBM 模型测度经济高质量发展水平, 分别以产业结构优化和环境规制为门槛变量, 实证检验环境规制和产业结构优化对经济高质量发展的非线性关系。研究结论发现: (1) 黄河流域城市的经济高质量发展水平总体呈上升趋势, 且上、中、下游城市呈现明显的区域差异; (2) 以产业结构优化作为门槛变量时, 环境规制对经济高质量发展存在单门槛效应, 且环境规制与经济高质量发展之间存在倒“U”型关系; (3) 当环境规制为门槛时, 产业结构优化对经济高质量发展存在单门槛效应, 随环境规制强度增加, 产业结构优化对经济高质量发展的抑制作用减弱。最后基于研究结论, 提出有关政策建议。

【关键词】: 黄河流域 经济高质量发展 环境规制 产业结构优化

【中图分类号】: F207; F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)09-052-09

改革开放 40 多年来, 中国经济实现了持续的高速增长, 创造了举世瞩目的“中国经济奇迹”。但伴随经济的高速增长, 快速恶化的环境问题成为制约经济进一步发展的重要因素。随着经济步入新常态, 依赖于要素投入的粗放型经济发展方式难以继, 转变经济发展方式、推动产业结构升级、提高经济效率成为摆脱当前经济困境的必由之路。党的十九大报告也明确指出, 中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。

2019 年 9 月 18 日, 习近平总书记在黄河流域生态保护和高质量发展座谈会上强调, “黄河流域是我国重要的生态屏障和重要的经济地带, 是打赢脱贫攻坚战的重要区域, 黄河流域生态保护和高质量发展, 同京津冀协同发展、长江经济带发展、粤港澳大湾区建设、长三角一体化发展一样, 是重大国家发展战略。”^[1]黄河是中华民族的母亲河, 黄河流域省区在我国经济社会发展、生态安全和粮食安全方面处于重要的地位。但随着经济快速发展, 受制于生态脆弱、地理环境约束等因素, 目前黄河流域各省区面临着区域经济发展差距扩大、下游城市经济转型新旧动能转换压力大、用水平衡和水污染问题日益凸显、脱贫任务艰巨等问题, 黄河流域沿线城市的经济高质量发展后劲不足。为了彻底扭转资源环境约束的局面、促进黄河流域经济高质量发展, 研究探索促进经济高质量发展的突破口和新契机对我国经济高质量发展有重要战略意义。

目前, 我国经济正转向高质量的发展阶段, 需要在改善环境质量的同时优化产业结构, 以结构升级推动经济的可持续发展。有学者认为合理的环境规制政策以及产业结构的优化对于生态保护来说十分必要^[2]。环境规制、产业结构优化通过影响生态环境保护会对经济高质量发展产生重要影响; 但也有研究认为环境规制会通过“遵循成本”效应约束经济发展, 从而抑制经济高质量发展^[3]。那么, 环境规制以及产业结构优化能否促进经济高质量发展? 环境规制在推动经济高质量发展的同时, 能否成为产业结构优化的内在激励机制? 环境规制强度、产业结构优化与经济高质量发展之间是否存在一种良性互动机制? 基于以上考虑, 研

作者简介: 弓媛媛, 博士, 讲师, 研究方向为资源与环境经济、绿色经济、人口经济。E-mail: yygong@huel.edu.cn

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“环境规制促进经济高质量发展的作用机制、效应测度及政策路径研究”(19CJY001)

究黄河流域沿线地级市的环境规制和产业结构优化对经济高质量发展的作用影响十分必要。在黄河流域独特的地理及经济环境条件下,首先揭示出黄河流域经济高质量发展的时空演化规律,并考察环境规制和产业结构优化对经济高质量发展的门槛效应,以期对提升黄河流域城市的经济高质量发展水平提出有益的参考和对策,这对促进黄河流域的生态保护和经济高质量发展有一定积极意义,对国家其他重点区域的经济高质量发展建设也有一定的参考价值。

1 文献综述

在对国内外研究文献分析的基础上,本文拟从经济高质量发展的内涵、测度相关研究以及环境规制、产业结构优化与经济高质量发展相关研究开展综述。

1.1 经济高质量发展

与经济增长质量相比,经济高质量发展的内涵更加丰富,结合新时代发展的新特征,吸收和继承了创新、协调、绿色、开放、共享新发展理念的理论精髓^[4],包含经济、政治、社会、生态、文化等领域的全方位、协调发展^[5],以满足人民日益增长的美好生活需要为目标的高效率、公平和绿色可持续的发展^[6]。

在经济增长质量的研究基础上,经济高质量发展的测度研究得到不断发展。构建指标评价体系的方法成了研究热点,指标构建依据大致有三类:一是基于经济高质量发展的内涵,指标的选取多以“五大发展理念”为逻辑依据^[4-5];二是构建经济、社会、生态协调多元化指标体系,主要从发展基本面、发展社会成果和发展生态成果三个维度来构建^[7-8];三是从发展评判标准角度,学者们通常从发展的协调性、平衡性、可持续性、创新性、有效性等角度来衡量经济高质量发展水平^[9-10]。总体来说,测度体系评价视角丰富多样、测度指标各具特色,改善了利用单一指标的局限性,但目前尚未形成统一而权威的评价指标体系。由于指标的选取以及指标赋权方法不同,导致对经济高质量发展的指标评价体系设定主观性较大^[11],测度结果的差异性也较大。

为了避免指标选取的主观性,有较多学者采用全要素生产率的方法^[12-13]。支持这一观点的学者认为衡量经济高质量发展最关键的是考察效率是否提升^[14-15],全要素生产率反映了经济增长的效率和质量的提升^[16]。随着资源环境约束对经济增长带来的压力日益增加,学者们开始采用考虑非期望产出的绿色全要素生产率作为经济高质量发展的衡量指标^[17]。但是,鉴于经济高质量发展的内涵要比经济增长质量更加丰富,单纯地选取劳动、资本作为投入要素,选取 GDP 和污染排放量作为产出要素的方法无法体现出经济高质量发展的多维性。因此,要素的选取有待进一步改进。

1.2 环境规制、产业结构优化与经济高质量发展

现有文章对环境规制对经济高质量发展的影响研究较少,主要集中于探索环境规制与经济增长质量之间的关系。孙英杰和林春^[18]研究发现,从全国来看,环境规制与经济增长质量存在倒“U”型关系,从地区来看却不存在这种关系。何兴邦^[19]发现环境规制对经济增长质量的促进作用存在门槛效应。随着研究的深入,学者们开始关注环境规制对经济高质量发展的影响。王群勇和陆凤芝^[20]探究了环境规制对经济高质量发展的门槛效应和区域异质性,得出了在区域层面环境规制对经济增长质量存在差异的结论。

对于环境规制与产业结构优化的关系,由于研究视角、研究方法以及研究样本的不同,所得的结论也存在一定差异。学者们大多认为环境规制对产业结构调整存在“倒逼效应”,即环境规制能够有效地促进产业结构调整^[21-22]。也有学者发现环境规制对产业结构优化并非绝对的促进作用,如郑加梅^[23]认为环境规制对产业结构存在直接推动作用和间接影响,即环境规制直接作用于对外贸易,且间接地影响产业结构调整。

此外,有少量学者进一步探究了产业结构对经济高质量发展的影响,边少颖^[24]发现全国、省域层面产业转型升级对经济高

质量发展具有正向促进作用，但具有区域异质性的结论。万光彩等^[25]就环境规制、产业转型与安徽省经济高质量发展的关系进行分析，得到了产业结构升级有助于带动安徽省经济高质量发展的结论。相似的，陈喜强和邓丽^[26]研究发现，政府主导区域一体化战略通过产业结构差异化和产业结构高度化两条路径带动区域经济高质量发展。

综上所述，目前开始从环境规制、产业结构视角研究其与经济高质量发展的作用关系，但鲜有研究探讨产业结构优化能够作为中继器将环境规制的影响传导到经济高质量发展中去。

1.3 研究评述

已有研究为经济高质量发展相关研究提供了良好基础，但仍存在一些不足：一是经济高质量发展测度方法存在争议。高质量评价指标体系目前没有一个统一的标准，存在较大的主观性。而通过全要素生产率视角表征经济高质量发展则避免了主观性可能带来的研究结果不准确，使研究更具客观性。但目前通过全要素生产率来衡量经济高质量发展水平的研究在要素选取方面过于单一，忽视了经济高质量发展的多维性；二是在研究设计方面，现有文献大多从环境规制、产业结构优化的视角研究其与经济高质量发展之间关系，对三者之间可能存在的非线性关系的研究较少；三是目前的研究主要关注省级层面的经济高质量发展研究，对国家发展战略的重点区域以及省级以下地区的研究较为缺乏。

基于此，本文充分考虑经济高质量发展内涵的多元性与综合性，将反映经济、社会民生、生态环保等方面的要素纳入绿色全要素生产率的测算模型中来替代经济高质量发展；分别以产业结构与优化和环境规制为门槛变量，探究环境规制和产业结构优化促进经济高质量发展的拐点；此外，本文将研究地域深入到黄河流域的 100 个地级市，相较于全国以及省域的研究视角更加微观，在一定程度上填补了黄河流域有关研究的空白。

2 黄河流域沿线城市经济高质量发展水平测算及分析

基于以上分析，本文采用考虑非期望产出的绿色全要素生产率来衡量经济高质量发展水平。与随机前沿等参数方法相比，非参数数据包络分析 (DEA) 方法无须较多的主观假设，适合于多投入、多产出的生产函数，且不受指标量纲的影响，已经成为效率测度的主要方法。对比多种效率测度模型在处理非期望产出存在时的优缺点，SBM 模型是较为有效的衡量方法^[27-28]。此外，鉴于 SBM 模型无法比较多个决策单元同为完全效率时的效率高低，Tone^[29]提出的 SuperSBM 模型弥补了这一不足，使有效决策单元的比较和排序成为可能。因此，本文采用 SuperSBM 模型对经济高质量发展水平进行测度。

2.1 测度模型

本文将每个省份视为生产决策单元 (DMU)，假设每个 DMU 有 m 种投入 $x=(x_1, \dots, x_m) \in \mathbb{R}_+^m$ ，产生 n 种期望产出 $y=(y_1, \dots, y_n) \in \mathbb{R}_+^n$ 和 k 种非期望产出 $b=(b_1, \dots, b_k) \in \mathbb{R}_+^k$ ，则第 j 个省 (区、市) 第 t 期的投入和产出值可以表示为 $(x^{j,t}, y^{j,t}, b^{j,t})$ ，则构造出测算经济高质量发展的生产可能性集：

$$P^t(x^t) = \left\{ (y^t, b^t) \mid \bar{x}_{jm}^t \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j^t x_{jm}^t, \bar{y}_{jn}^t \leq \sum_{j=1}^J \lambda_j^t y_{jn}^t, \bar{b}_{jk}^t \geq \sum_{j=1}^J \lambda_j^t b_{jk}^t, \lambda_j^t \geq 0, \forall m, n, k \right\} \quad (1)$$

基于 Tone^[29]的研究，将非期望产出纳入模型，构建的超效率 SBM 模型如下：

$$\rho^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \bar{x}_i}{\frac{1}{n+k} \left(\sum_{r=1}^n \bar{y}_r + \sum_{l=1}^k \frac{\bar{b}_l}{b_{l0}} \right)}$$

$$s.t. \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq 0}^J \lambda_j x_j, \\ \bar{y} \leq \sum_{j=1, \neq 0}^J \lambda_j y_j, \\ \bar{b} \leq \sum_{j=1, \neq 0}^J \lambda_j b_j, \\ \bar{x} \geq x_0, \bar{y} \leq y_0, \bar{b} \geq b_0, \bar{y} \geq 0, \lambda_j \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

式中： $\bar{x}$ 、 $\bar{y}$ 、 $\bar{b}$ 分别为投入、期望产出和非期望产出的松弛量；下标“0”表示被评价决策单元； λ_j 是权重向量，若其和为1表示规模报酬可变(VRS)，否则表示规模报酬不变(CRS)；目标函数 ρ^* 越大表明越有效率。

2.2 指标选取及数据来源

指标的选取直接影响效率值的可靠性。经济高质量发展是综合考虑生产要素投入、资源消耗和环境代价后的综合经济效率，相比于传统全要素生产率的测度方法，本文结合经济高质量发展的内涵，测算指标的选取涉及经济、社会、生态环境、民生福利等多个方面，更能体现经济高质量发展水平。计算经济高质量发展水平所选取的投入产出要素如表1所示。

(1) 投入要素。

表1 要素选取说明

分类		要素	标准指标
投入要素		劳动	年末就业人口
		资本	物质资本存量
		能源	能源消耗总量
		自然资源	市辖区全年供水总量
		土地资源	市辖区城市建设用地面积
产出要素	期望产出	经济产出	实际 GDP
		交通	人均年末实有城市道路面积
		教育	教育支出
		医疗	每万人医院、卫生院床位数

		文化	每百人公共图书馆藏书
		网络	国际互联网用户数
		居民收入	职工平均工资
		绿化	每万人园林绿地面积
	非期望产出	工业废水	工业废水排放量
		工业 SO ₂	工业 SO ₂ 排放量

根据生产函数，基本的生产要素投入有两种：劳动投入和资本投入，而能源的消耗也是非期望产出的主要来源之一，除此之外，自然资源、土地也是重要的生产要素。因此，本文的投入要素有劳动、资本和能源、自然资源、土地。劳动投入以年末就业人数表示；资本投入用实际资本存量来表示，按照永续盘存法进行测算，并使用分地区固定资产投资价格指数换算为 2002 年不变价，期初的物质资本存量和折旧率参考张军等^[30]的方法运用固定资产投资估算期初的资本存量，并使用估算出的 9.6% 的折旧率得出各期资本存量；能源消耗数据采用各地级市市辖区全年用电量来度量；自然资源使用市辖区的全年供水总量表示；土地使用市辖区城市建设用地面积表示。

(2) 期望产出。

较为常用的“好”产出有国内生产总值、地区生产总值以及工业增加值等。本文选取国内生产总值作为“好”产出，以 2002 年为基期，用各地区居民消费价格指数平减而得，此外，针对经济高质量发展是注重各方面发展的特征，本文还将交通、教育、医疗、文化、网络、居民收入、绿化作为“好”产出，交通以人均年末实有城市道路面积表征；教育以教育支出表征；医疗以每万人医院、卫生院床位数表征；文化用每百人公共图书馆藏书表征；网络用国际互联网用户数表征；居民收入用职工平均工资表征；绿化用每万人园林绿地面积表征。

(3) 非期望产出。

较为常用的“坏”产出有工业“三废”的排放量、二氧化硫排放量、化学需氧量 COD 以及二氧化碳排放量等，为了避免“坏”产出要素过于单一，且其他污染物排放的数据受年限及地域口径限制，本文选取区域工业废水排放总量、工业二氧化硫排放量为非期望产出。

鉴于数据的可获得性，地级市口径的绝大多数数据在 2003 年之后比较全面，而“三废”相关最新数据可以查找到 2017 年的统计数据，因此本文选取了 2003—2017 年黄河流域 9 个省份共计 100 个地级市的数据来测算经济高质量发展。投入要素和产出要素的数据均来源于 EPS 中国城市统计数据库。

2.3 测算结果及分析

本文根据 Super-SBM 模型，借助 MaxDEA 软件计算得到黄河流域沿线 9 个省份共 100 个地级市的经济高质量发展水平，其均值变化趋势如图 1 所示。为了方便展示黄河流域内部经济高质量发展的地区差异，并进行时序演进特征以及空间分布特征的分析，本文在趋势图中按照黄河流域整体、黄河上游、中游和下游四个部分分别来展示。

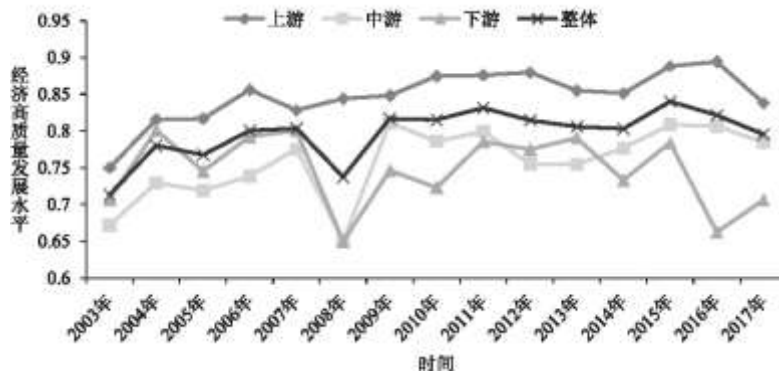


图1 黄河流域经济高质量发展水平趋势图

从黄河流域整体来看,2003—2017年,黄河流域经济高质量发展水平整体呈现波动上升趋势,2003—2007年比较稳定,在2008年剧烈下降,2009—2015年稳中有进,在2016—2017年下降。2008年全球金融危机爆发,黄河流域各地方政府为了刺激经济把大量资金投入到了基础建设项目,伴随着的是能源、资源的大量消耗以及环境污染,唯GDP论也使得有些地方过度追求短期效益,没有考虑环境的代价,这使得除经济增长以外的其他方面都很难被顾及,经过多年时间直至2014年,经济高质量发展水平从2008年的低谷恢复之后都没有显著的增长。2014年,经济进入新常态,国家推出《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》,将生态文明融入城镇化进程,提倡绿色、循环、低碳发展,要求环境保护和生态修复。同时,国家要求淡化GDP考核,更强调经济发展的质量,越来越多的地方政府取消GDP考核,以环境和民生的考核导向取而代之。故2015年,黄河流域整体的经济高质量发展水平得到了显著提高。在2016—2017年,主要受下游拖累,黄河流域整体经济高质量发展水平有一定的下降。

从上、中、下游的划分来看,黄河上游城市的经济高质量发展水平最高,中游次之,下游最低。黄河流域横跨我国东、中、西三大区域,沿线省份的经济基础、资源禀赋等不同,经济高质量发展水平也存在差异。黄河上游地区人口稀少,生态环境较好,属于低收入、低排放地区,经济高质量发展水平较高。黄河中游地区能源资源丰富,经济发展稳中有进,随着经济转型发展以及生态环境保护的推进,经济高质量发展水平整体稳步上升。黄河下游地区经济较为发达,但是在全面发展的角度来看仍需加强关注,因此经济高质量发展水平波动较大。三大区域经济高质量发展水平的变化趋势与流域整体的变化趋势基本一致。

3 黄河流域沿线城市环境规制与经济高质量发展实证研究

伴随经济的迅速发展,需要考虑的因素越来越多,中国当下已经逐渐从“先污染,后治理”的发展方式转变为了环境经济并重,并且保证经济的高质量发展。当下中国第三产业所占比重逐渐增加,能源消费结构伴随着产业结构的优化而优化,并且生态环境保护也作为国家发展的重点,环境规制的重要性也逐渐提高,二者联系密切,因此二者是经济高质量发展的关键影响因素,因此将环境规制、产业结构优化作为影响经济高质量发展的关键因素。

3.1 模型设定

门槛效应是在门槛变量处于不同阶段的情况下,解释变量对被解释变量在不同阶段性的非线性关系。本文的计量模型是以Hansen^[31]提出的静态面板门槛回归模型为基础进行构建的,考虑到地区经济高质量发展与环境规制、产业结构优化之间可能存在非线性关系,Hansen认为门槛变量可作为某个解释变量,也可作为独立的解释变量,所以在选取其中一个变量为门槛变量时,其他的门槛变量仍然可以作为控制变量。

因此,在以经济高质量发展为被解释变量的基础上,第一个模型采用环境规制作为核心解释变量,产业结构优化为门槛变

量；并且由上文所述，不同的环境规制水平下对应的产业结构优化水平也不同，因此第二个模型以产业结构优化为核心解释变量，环境规制为门槛变量。与此同时，都引入了财政状况、人力资本、对外开放程度、创新水平作为控制变量，所建立的单门槛回归模型为：

$$\begin{aligned} score_{it} = & \alpha_i + \theta_1 \ln revenue_{it} + \theta_2 huma_{it} + \theta_3 fdi_{it} + \\ & \theta_4 \ln sc_{it} + \beta_1 \Delta \ln er_{it} I(structure_{it} < \lambda) + \\ & \beta_2 \Delta \ln er_{it} I(structure_{it} \geq \lambda) + \mu_{it} \quad (3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} score_{it} = & \alpha_i + \theta_1 \ln revenue_{it} + \theta_2 huma_{it} + \theta_3 fdi_{it} + \\ & \theta_4 \ln sc_{it} + \beta_1 structure_{it} I(\ln er_{it} < \lambda) + \\ & \beta_2 structure_{it} I(\ln er_{it} \geq \lambda) + \mu_{it} \quad (4) \end{aligned}$$

以上是针对存在单一门槛值构建的模型，在实际情况中可能会出现多个门槛值的情景。因此，双门槛模型的设定如下：

$$\begin{aligned} score_{it} = & \alpha_i + \theta_1 \ln revenue_{it} + \theta_2 huma_{it} + \theta_3 fdi_{it} + \\ & \theta_4 \ln sc_{it} + \beta_1 \Delta \ln er_{it} I(structure_{it} < \lambda_1) + \\ & \beta_2 \Delta \ln er_{it} I(\lambda_1 \leq structure_{it} \leq \lambda_2) + \\ & \beta_3 \Delta \ln er_{it} I(structure_{it} > \lambda_2) + \mu_{it} \quad (5) \\ score_{it} = & \alpha_i + \theta_1 \ln revenue_{it} + \theta_2 huma_{it} + \theta_3 fdi_{it} + \\ & \theta_4 \ln sc_{it} + \beta_1 structure_{it} I(\ln er_{it} < \lambda_1) + \\ & \beta_2 structure_{it} I(\lambda_1 \leq \ln er_{it} \leq \lambda_2) + \\ & \beta_3 structure_{it} I(\ln er_{it} > \lambda_2) + \mu_{it} \quad (6) \end{aligned}$$

式中：score_{it} 为被解释变量，表示 i 市 t 年的经济高质量发展水平；门槛变量用环境规制(er)和产业结构优化(structure)表示；λ 表示估计的不同水平的门槛值；控制变量包含财政情况(revenue)、人力资本(huma)、对外开放度(fdi)、创新水平(sc)，θ₁、θ₂、θ₃ 为控制变量系数；β₁、β₂、β₃ 表示不同区间核心解释变量的系数；I(·) 为指示函数；μ_{it} 为随机扰动项。为了消除截面数据间的异方差，本文所对财政状况、创新水平、环境规制的数据取对数形式，是 ln er 为环境规制一阶差分，后文将直接使用对应变量符号表征特定变量。

基于上式的估计检验、参数的确定，本文参考 Hansen & Threshold^[31] 的方法，通过自抽样法(bootstrap)构造似然比统计量，检验模型是否存在门槛效应，并验证门槛值是否和真实值相等。基于本文研究重点，将不再详细阐述门槛模型的理论证明。

3.2 变量选择及数据来源

模型的变量使用对应指标的表征如表 2 所示。被解释变量经济高质量发展水平由第三节估算而来；环境规制强度借鉴傅京燕和李丽莎^[32] 利用“三废”去除率构建的行业环境规制综合指数。根据地级市污染处理数据的可获得性，本文使用污水处理率、固体综合利用率、生活垃圾无害化处理率数据，计算得出环境规制综合指数；产业结构优化为凸显第三产业对生态环境友好程度相较于第二产业的优越性以及产业结构高级化水平，本文借鉴于斌斌^[33] 的方法，使用第三产业增加值与第二产业增加值的比

值。

表 2 变量选择

分类	变量	变量描述	指标说明
解释变量& 门槛变量	structure	产业结构优化	第三产业增加值/第二产业增加值
	er	环境规制	使用熵权法基于污水处理率、生活垃圾无害化处理率、固体综合利用率得出
控制变量	revenue	财政情况	一般公共预算收入
	huma	人力资本	各地区高校专任教师数/各地区总人口数
	fdi	对外开放度	外商直接投资/GDP
	sc	创新水平	地方科技支出/一般公共预算支出

在控制变量的选取上，基于黄河流域的发展特点，本文认为科技创新水平会影响环境规制的效率，政府财政状况将影响环境规制的规模，对外开放度、人力资本将影响产业结构优化。在此基础上，参考于文超^[34]的研究，以人均高校专任教师数表示区域人力资本水平，以外商直接投资占 GDP 比重表示对外开放度；根据舒安东^[35]的研究，引入政府规模，即财政状况，以一般公共预算收入表征；借鉴邓峰和陈春香^[36]的研究，以地方科技财政支出占一般公共预算支出的比重表征科技创新水平。

由于在 2003 年之前的数据缺失较多，且最新、最全面的地级市数据截至 2017 年，因此数据选取的时间范围是 2003—2017 年，并且由于地级市口径的数据在不同省份统计年鉴中有较多的差别，为使指标更具有统一性，数据均来源于 EPS 平台的中国城市统计数据库。表 3 描述了所选变量的均值、标准差、最小与最大值。

表 3 变量的描述性统计

变量	变量描述	均值	标准差	最小值	最大值
score	经济高质量发展水平	0.7965	0.2262	0.1002	1.4432
structure	产业结构优化	0.7574	0.3865	0.1349	3.0331
er	环境规制	4.1602	0.5424	1.3677	4.6018
revenue	财政情况	12.8952	1.2451	9.4121	16.3805
huma	人力资本	0.0008	0.0012	0.0000	0.0070
fdi	对外开放度	0.0117	0.0154	0.0000	0.1313
sc	创新水平	5.0950	0.8423	1.7982	7.4355

3.3 实证结果及分析

3.3.1 平稳性检验

在面板数据中，各变量的不平稳性可能会引起伪回归现象，门槛回归模型要求各变量为平稳变量，因此在面板数据进行回归分析之前，需要对每个变量进行单位根检验。本文采用 LLC、IPS、ADF-Fisher 这三种检验方法，检验结果如表 4 所示。

根据表 4，在三个检验方法下，原值序列部分变量在 10% 的显著性水平下都无法拒绝原假设，即存在单位根，为非平稳序列。接着进行一阶差分，在 1% 的显著水平下个序列均通过检验，这表明一阶差分后序列是平稳的，可判断各变量为一阶单整。

3.3.2 协整检验

由上文的单位根检验可知，模型的变量序列为一阶单整。因此，需要通过协整检验以判断各个变量是否存在协整关系。本文的协整检验使用 Kao 检验，通过 Kao 检验发现，在 5% 的显著性水平下拒绝原假设，说明各变量之间存在协整关系，各变量之间存在着长期稳定的均衡关系。

3.3.3 结果及分析

在进行门槛效应分析之前，有必要检验模型是否存在门槛效应以及可能存在的门槛个数，得到的检验结果如表 5 所示。

门槛估计的结果表明，当产业结构优化(structure)作为门槛变量时，单门槛的 P 值为 0.07，在 10% 的显著性水平下显著，所以通过单门槛检验，门槛值为 0.7668。因此我们可以确定，以产业结构优化作为门槛变量时，环境规制对我国经济高质量发展具有显著的单门槛效应。由于双门槛的 P 值为 0.6567，在 10% 的显著性水平下不显著，所以环境规制对我国经济高质量发展不存在双门槛效应。

表 4 变量的平稳性检验

变量	原序列			一阶差分序列		
	LLC	IPS	ADF-Fisher	LLC	IPS	ADF-Fisher
score	-23.1971* (0.0000)	-13.5658* (0.0000)	309.9551* (0.0000)	-47.6542* (0.0000)	-33.8793* (0.0000)	435.5619* (0.0000)
structure	-0.8577 (0.1955)	5.8613 (1.0000)	162.6602 (0.9752)	-20.4067* (0.0000)	-10.7553* (0.0000)	226.9125*** (0.0930)
er	-31.5713* (0.0000)	-17.4006* (0.0000)	675.9663* (0.0000)	-48.0661* (0.0000)	-33.0165* (0.0000)	471.8403* (0.0000)
revenue	-14.3424* (0.0000)	-1.5825*** (0.0568)	171.3651 (0.9296)	-19.0431* (0.0000)	-9.4556* (0.0000)	286.9014* (0.0001)
huma	-14.4946* (0.0000)	-4.9645* (0.0000)	227.5153*** (0.0885)	-38.8817* (0.0000)	-24.3801* (0.0000)	436.5577* (0.0000)

fdi	-22.3426*(0.0000)	-6.7196*(0.0000)	439.7467*(0.0000)	-44.0048*(0.0000)	-25.9887*(0.0000)	319.4098*(0.0000)
sc	-9.6701*(0.0000)	-0.7335(0.2316)	587.3004*(0.0000)	-32.5965*(0.0000)	-21.4248*(0.0000)	225.1633(0.1071)

表 5 变量的门槛检验

门槛变量	门槛个数	门槛值	F 值	P 值	1%	5%	10%	95%置信区间
structure	单一门槛	0.7668	11.75	0.070**	17.593	12.871	11.014	[0.6812, 0.7699]
	双重门槛	0.76680.7156	4.55	0.6567	21.343	13.186	11.101	[0.6812, 0.7699] [0.7132, 0.7173]
er	单一门槛	3.8132	22.54	0.013**	22.654	17.484	15.879	[3.7374, 3.8203]
	双重门槛	3.81324.3024	6.84	0.453	17.478	13.993	11.876	[3.7374, 3.8203] [4.3009, 4.3040]

当环境规制(er)作为门槛变量时,单门槛的P 值为0.013,在5%的显著性水平下显著,所以通过单门槛检验,门槛值为3.8132。因此我们可以确定,以环境规制作为门槛变量时,产业结构优化对我国经济高质量发展的影响具有显著的单门槛效应。由于双门槛的P 值为0.453,在10%的显著性水平下不显著,所以产业结构优化对我国经济高质量发展的影响没有双门槛效应。

为进一步探讨环境规制和产业结构优化对经济高质量发展存在的门槛效应,需要分析各变量门槛值的回归结果,如表 6 所示,模型(1)和(2)分别对应的是式(3)和式(4)的回归结果。

表 6 各变量的门槛估计结果

变量	模型(1)	模型(2)
	structure 为门槛	er 为门槛
revenue	0.0152**(2.23)	0.0177*(2.63)
huma	27.6487*** (1.91)	13.3083** (2.40)
fdi	0.7305*** (1.80)	0.3778 (1.44)
sc	0.0094 (1.35)	0.0070 (1.43)
structure(er≤3.8132)		-0.0938*(-5.05)
structure(er>3.8132)		-0.0293(-1.62)
Δ er (structure≤0.7668)	0.0070 (0.43)	
Δ er (structure>0.7668)	-0.0725*(-3.96)	
常数项	0.5281*(4.81)	0.5148*(4.78)

如表 6 中模型(1)的结果所示,以产业结构优化(structure)为门槛变量进行回归时得到的门槛为 0.7668,当 structure 小于门槛值 0.7668 时,也就是地区产业结构优化水平处于较低阶段,一阶差分环境规制的系数为 0.007,此时环境规制强度的提高促进了经济高质量发展,但是不显著。随着产业结构的优化,即当第三产业增加值与第二产业增加值比大于 0.7668 时,一阶差分环境规制系数为-0.0725,此时的环境规制对经济高质量发展的影响为负。上述统计结果与孙英杰和林春^[18]研究结果一致,环境规制对经济高质量发展呈现倒“U”型关系。由此可以看出,当产业结构优化作为门槛变量时,随着第三产业增加值比重增加,环境规制对经济高质量发展呈现正向影响,但这种影响逐渐减弱直至变成负影响。黄河流域地区和长江流域相比仍存在发展不充分的问题,传统产业转型升级步伐滞后,内生动力不足,并且在第三产业发展的过程中微观产业结构仍有待优化,这使得环境规制对经济高质量发展的影响呈现出倒“U”型趋势。

由表 6 可知,模型(2)产业结构优化对经济高质量发展影响存在非线性关系,当门槛变量是环境规制时,得到的门槛值为 3.8132。当 er 小于门槛值 3.8132,也就是地区环境规制强度较弱的阶段,此时产业结构优化的系数为-0.0937516,第三产业占比的增加对经济高质量发展的影响为负。当环境规制强度提高到一定界限时,产业结构优化系数为-0.0293017,但是不显著。相较于环境强度较弱时,第三产业增加对经济高质量发展的影响为依然为负但作用减弱。由此可见,当环境规制作为门槛变量时,随着环境规制的力度增加,即污染物处理率增加,第三产业增加值比重的增加对经济高质量发展呈现负向影响,但这种负向影响逐渐减弱。已有文献主要结论基本是产业结构优化能够显著促进经济高质量发展,但存在区域异质性。本文着眼于黄河流域,区域特征明显,且考虑了环境规制因素,在环境规制的约束下,产业结构优化对黄河流域经济高质量发展的负向作用逐渐减小,符合黄河流域的区域特征。在中央财经委员会第五次会议上,习近平总书记提出黄河流域地区要从实际出发,积极探索富有地区特色的高质量发展新路子,在如三江源、祁连山等生态功能重要的地区反而不适合发展产业经济,主要是保护生态,涵养水源,发展现代农业,因此在环境规制力度较低,即生态环境保护初期阶段,产业经济的发展可能会抑制经济高质量发展。随着环境规制手段的完善,生态保护发展到了一定阶段,第三产业增加值占比的增加对经济高质量发展的负向作用减弱,并且黄河流域目前的产业结构优化水平较低,处于过渡期,依然有充足的提升空间。在产业结构优化程度进一步提高之后,有望促进经济高质量发展。

然而,单单考虑环境规制和产业结构优化的作用略显不足,控制变量财政状况、人力资本、对外开放度、创新水平对于经济高质量发展的影响作用也不可忽视。财政状况在分别以环境规制和产业结构优化为门槛的两个模型中分别在 1%和 5%的显著性水平下与经济高质量发展显著正相关,这是因为优良的财政状况表明政府可以更好地实现基础设施投资、绿色技术开发以及环境规制;人力资本在模型(1)和(2)中分别在 5%和 10%的显著性水平下与经济高质量发展显著正相关,这是因为随着高质量人才占比的提高,有效推动了各行各业高效率、高速发展,黄河流域相较于东部沿海发达城市本就有人力资本上的劣势,因此应当更重视人才引进以推动经济高质量发展;而对外开放度在模型(1)中不显著,模型(2)中在 10%的显著性水平下显著,都与经济高质量发展正相关,这说明外资的引进对于黄河流域经济高质量发展有一定的促进作用,但不明显,在沿海城市外资有相当部分由高精尖企业构成,但在黄河流域则依然有许多劳动密集型企业;最后由政府科技支出占财政支出比例表征的创新水平在两个模型中与经济高质量发展都是不显著的正相关关系,这说明由政府主导的科技创新有待进一步加强。

3.4 稳健性检验

为了检验回归结果的稳健性,文章把样本按照上游为青海、四川、甘肃、宁夏、内蒙古,中游为陕西、山西、河南,下游为山东的划分方法,将 100 个对应省份的地级市分为黄河上游、黄河中游、黄河下游,并分别实证结果进行检验,最后与黄河流域整体结果进行对比,详细结果如表 7 所示。

如表 7 所示,在以产业结构优化(structure)为门槛的模型中,上游变量回归系数符号与整体一致,但人力资本、创新水平的回归结果不显著;中游变量对外开放程度回归系数方向与整体不一致,且创新水平、常数项的回归结果不显著;下游变量财政状况、人力资本、创新水平回归系数与整体不一致,且控制变量的回归结果都不显著。在以环境规制(er)为门槛的模型中,上游变量回归系数符号与整体一致,人力资本、创新水平的回归结果不显著;中游变量对外开放程度回归系数方向与整体不一

致，且创新水平、常数项的回归结果不显著；但下游变量人力资本、创新水平回归系数与整体不一致，且财政状况、人力资本、对外开放程度、创新水平回归结果都不显著。总体而言，下游由于数据相对较少，回归结果与整体有一定的偏离，上游和中游的检验结果中，虽然由于模型涉及变量众多，部分变量的系数和显著性发生了变化，但是得出的基本结论仍然与前文一致。整体而言，我们认为文章的回归结果具有稳健性。

表 7 以环境规制为门槛的稳健性检验

变量	structure 为门槛				er 为门槛			
	流域整体	上游	中游	下游	流域整体	上游	中游	下游
revenue	0.0151** (2.23)	0.0225* (2.60)	0.0287** (2.03)	-0.0189 (-1.18)	0.0177* (2.63)	0.2292* (2.78)	0.0304* (2.23)	0.0182 (0.87)
huma	27.6487*** (1.91)	16.4845 (0.78)	48.3855** (2.03)	-17.2562 (-0.48)	13.3083** (2.40)	18.5901 (0.95)	52.6646* (2.35)	-46.0741 (-1.49)
fdi	0.7305*** (1.80)	2.4949* (3.24)	-1.4619*** (-1.79)	0.5383 (0.77)	0.3778 (1.44)	2.2974* (3.13)	-1.9402* (-2.36)	0.3144 (0.51)
sc	0.0094 (1.35)	0.0137 (1.34)	0.0040 (0.31)	-0.0077 (-0.54)	0.0070 (1.43)	0.0135 (1.33)	0.0073 (0.54)	-0.0095 (-0.66)
structure(er≤q)					-0.0937* (-5.05)	-0.0873* (-3.95)	-0.0510 (-1.40)	-0.2012* (-2.60)
structure(er>q)					-0.0293 (-1.62)	-0.0235 (-1.13)	0.0187 (0.45)	-0.0844 (-1.00)
Δ er (structure≤q)	0.0070 (0.43)	0.0170 (0.70)	0.0109 (0.48)	-0.0052 (-0.06)				
Δ er (structure>q)	-0.0725* (-3.96)	-0.0452*** (-1.78)	-0.1017* (-3.56)	-0.8587 (-1.18)				
常数项	0.5281* (4.81)	0.4718* (3.35)	0.3490 (1.56)	1.0570* (4.01)	0.5148* (4.78)	0.4906* (3.63)	0.3277 (1.50)	0.7097* (2.32)

4 结论及启示

本文以 2003—2017 年黄河流域流经的 9 个省份共计 100 个地级市的面板数据为样本，利用 Super-SBM 模型测度经济高质量发展水平，并分别以产业结构优化和环境规制结构作为门槛变量，实证检验了环境规制和产业结构优化对经济高质量发展的非线性影响及其门槛效应，得到结论如下：以产业结构优化和环境规制分别作为门槛变量时，环境规制和产业结构优化对于经济高质量发展均只存在单门槛效应；具体来看，当产业结构优化为门槛时，随着第三产业增加值占比的逐渐增加，环境规制对经济高质量发展的正向影响在跨过门槛之后会变成负向影响，呈现倒“U”型趋势；以环境规制为门槛变量时，产业结构优化对经济高质量发展的负向影响在跨过门槛后会逐渐减弱，具体表现为当超过 3.8132 时，产业结构优化带来的影响逐渐趋近于 0。

基于本文实证研究结论,提出如下建议:一是促进区域经济提质增效,平衡区域经济高质量发展水平。既要黄河流域视为一个整体,又要考虑到黄河上、中、下游的特色,建立流域协调发展机制,注重经济、生态、社会民生、文化等领域的全面发展,协同推动黄河流域经济高质量发展。二是合理制定环境规制强度,充分发挥环境规制红利。黄河流域地级市要坚持“共同抓好大保护,协同推进大治理”的战略思路,因地制宜地制定强度适宜的环境规制,以环境规制倒逼结构优化,实现环境规制在改善环境的同时达到促进产业结构优化升级的目的,在环境规制对经济高质量发展的拐点到来之前全面释放因灵活应用环境规制工具而带来的红利效应。三是协同做好产业结构优化升级,构建富有地域特色的现代产业体系。黄河流域沿线各城市,尤其是中、下游地区,应结合其生态资源禀赋,充分挖掘和利用环境规制驱动产业结构优化的作用潜力,增强流域内不同省区的产业互补性,“优化存量、做优增量”,使产业结构实现由中低端向中高端转换,构建“以黄河为纽带、以城市为载体、以产品为核心、以市场为导向、以互利合作为前提的沿黄河流域的产业合作联盟”^[37],实现环境改善与产业结构优化的双重红利,助推经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 习近平. 共同抓好大保护协同推进大治理让黄河成为造福人民的幸福河[N]. 人民日报, 2019-09-20 (01).
- [2] 袁晓玲, 李浩, 邸勃. 环境规制强度、产业结构升级与生态环境优化的互动机制分析[J]. 贵州财经大学学报, 2019(1): 73-81.
- [3] 郑晓芳. 地方政府环境治理对绿色全要素生产率的影响研究[D]. 武汉: 中南财经政法大学, 2018.
- [4] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究[J]. 中国工业经济, 2018(4): 5-18.
- [5] 任保平. 新时代中国经济增长的新变化及其转向高质量发展的路径[J]. 社会科学辑刊, 2018(5): 35-43.
- [6] 张军扩, 侯永志, 刘培林, 等. 高质量发展的目标要求和战略路径[J]. 管理世界, 2019(7): 1-7.
- [7] 张冰瑶. 创新型城市对经济高质量发展的影响研究[D]. 西安: 西北大学, 2019.
- [8] 师博, 张冰瑶. 全国地级以上城市经济高质量发展测度与分析[J]. 社会科学研究, 2019(3): 19-27.
- [9] 任保平, 文丰安. 新时代中国高质量发展的判断标准、决定因素与实现途径[J]. 改革, 2018(4): 5-16.
- [10] 钟太刚. 资源型城市经济高质量发展评价与路径研究[D]. 四川省社会科学院, 2019.
- [11] 安淑新. 促进经济高质量发展的路径研究: 一个文献综述[J]. 当代经济管理, 2018(9): 11-17.
- [12] 赵可, 张炳信, 张安录. 经济增长质量影响城市用地扩张的机理与实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2014(10): 76-84.
- [13] 茹少峰, 魏博阳, 刘家旗. 以效率变革为核心的我国经济高质量发展的实现路径[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2018(3): 114-125.
- [14] 马铁群, 史安娜. 金融发展对中国经济增长质量的影响研究——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 国际金融研究, 2012(11): 30-39.

-
- [15]王薇,任保平.我国经济增长数量与质量阶段性特征:1978—2014年[J].改革,2015(8):48-58.
- [16]厉无畏,王振.转变经济增长方式研究[J].上海:学林出版社,2006.
- [17]卞元超,吴利华,白俊红.市场分割与经济高质量发展:基于绿色增长的视角[J].环境经济研究,2019(4):96-114.
- [18]孙英杰,林春.试论环境规制与中国经济增长质量提升——基于环境库兹涅茨倒U型曲线[J].上海经济研究,2018(3):84-94.
- [19]何兴邦.环境规制与中国经济增长质量——基于省际面板数据的实证分析[J].当代经济科学,2018(2):1-10,124.
- [20]王群勇,陆凤芝.环境规制能否助推中国经济高质量发展?——基于省际面板数据的实证检验[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2018(6):64-70.
- [21]梅国平,龚海林.环境规制对产业结构变迁的影响机制研究[J].经济经纬,2013(2):72-76.
- [22]原毅军,谢荣辉.环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国工业经济,2014(8):57-69.
- [23]郑加梅.环境规制产业结构调整效应与作用机制分析[J].财贸研究,2018(3):21-29.
- [24]边少颖.产业转型升级对经济高质量发展的影响研究[D].西安:西北大学,2019.
- [25]万光彩,陶云凯,叶龙生.环境规制、产业转型与安徽经济高质量发展[J].华东经济管理,2019(11):24-29.
- [26]陈喜强,邓丽.政府主导区域一体化战略带动了经济高质量发展吗?——基于产业结构优化视角的考察[J].江西财经大学学报,2019(1):43-54.
- [27]刘勇,李志祥,李静.环境效率评价方法的比较研究[J].数学的实践与认识,2010(1):84-92.
- [28]Lozano S,Gutiérrez E. Slacks-based measure of efficiency of airports with airplanes delays as undesirable outputs[J].Computers & Operations Research,2011,38 (1):131-139.
- [29]Tone,K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J].European Journal of Operational Research,2002,143(1):32-41.
- [30]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.
- [31]Hansen B E.Threshold effects in non-dynamic panels:Estimation,testing,and inference[J].Journal of Econometrics,1999,93(02):345-368.
- [32]傅京燕,李丽莎.环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J].管理世界,2010(10):87-98,187.

[33]于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济, 2015(12): 83-98.

[34]于文超. FDI、环境管制与产业结构升级——基于城市面板数据的实证研究[J]. 产业经济评论, 2015(1): 39-47.

[35]舒安东. 环境规制减排效果的门槛效应分析[J]. 中国环境管理, 2019(6): 64-68.

[36]邓峰, 陈春香. R&D 投入强度与中国绿色创新效率——基于环境规制的门槛研究[J]. 工业技术经济, 2020(2): 30-36.

[37]任保平. 黄河流域如何实现高质量发展[EB/OL]. (2019-11-20). <https://4g.dahe.cn/mip/zt/20191230573278>.