
绿色创新、环境规制影响产业 高质量发展机制研究 ——基于调节效应和门槛效应的分析

杨丹¹ 周萍萍² 周祎庆³¹

(1. 云南省宏观经济研究院, 昆明 650041;

2. 昆明理工大学, 昆明 650093;

3. 云南杰创规划研究院, 昆明 650106)

【摘要】: 本文基于 2001-2017 年中国省际面板数据, 运用差分 GMM 估计等计量方法实证研究了绿色创新、环境规制和产业高质量发展之间的关系。研究发现: (1) 绿色创新水平的提高对产业高质量发展具有显著促进作用, 在影响机制方面, 绿色创新对产业结构高级化的影响效应为正, 对产业结构合理化的影响效应为负, 说明绿色创新促进产业高质量发展主要是通过推动产业结构高级化实现。(2) 环境规制显著抑制产业高质量发展, 但对绿色创新和产业高质量发展关系产生正向的调节效应, 且表现出明显的区域差异性, 这表明不同区域推行环境规制政策和强化绿色创新时要注意二者的统筹和协调。(3) 为进一步探究绿色创新对产业高质量发展是否存在非线性关系, 本文设定以环境规制为门槛变量的面板门槛模型, 结果表明存在单门槛效应: 当环境规制低于门槛阈值时, 绿色创新对产业高质量发展显著存在阻碍作用, 反之, 绿色创新能显著促进产业高质量发展。

【关键词】: 绿色创新 环境规制 调节效应 面板门槛模型

【中图分类号】: F424.6 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006-2912(2020)11-0121-11

一、引言

改革开放以来, 中国经济保持持续高速增长, 1978-2017 年国内生产总值按不变价计算年均增长 9.5%, 远高于同期 2.9% 左右的世界经济年均增速。在经济高速发展的同时, 传统重化工业占比较大, 服务业发展质量不高等问题, 以及资源能源浪费和环境恶化的制约日益凸显。十九大报告提出, 我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。高质量发展是以破解资源环境约束和满足人民对优美生态环境日益增长的需要为导向和目标的发展, 高质量发展的第一动力创新, 必须尊崇绿色发展理念,

作者简介: 杨丹(1982-), 女, 云南昆明人, 云南省宏观经济研究院助理研究员, 研究方向: 区域经济、对外开放;
周萍萍(1996-), 女, 江西上饶人, 昆明理工大学研究生, 研究方向: 技术创新与管理;
周祎庆(1984-), 男, 江西永丰人, 云南杰创规划研究院副院长, 研究方向: 产业经济、区域经济。

体现绿色发展思想。绿色创新追求经济效益和环境效益协同发展,是通过实现环境友好、提高资源能源利用效率、减少生态退化、增加社会福利等,促进经济增长的一系列创新活动(ChiouTY 等, 2011)。通过绿色创新优化能源利用结构,提高资源利用效率,将推动实现经济发展与生态环境双赢的高质量发展(高军峰, 2018)。通过绿色创新推动产业高质量发展,是改变粗放型的增长模式,推动经济高质量发展的重要路径。

近年来,我国将环境规制作为重要指标纳入政府政策制定过程。环境规制政策主要指在经济社会领域采取的与环境保护和治理污染相关的法律法规、政策制度等(李小平和李小克, 2017),环境规制政策的实施对产业发展走向具有重要影响力。环境规制政策在提高环境质量的同时,对产业高质量发展起到的是促进还是阻碍作用?环境规制政策的实施是否能强化绿色创新对产业高质量发展的影响?本文利用 2001-2017 年的省际面板数据,将产业结构合理化、高级化作为产业高质量发展的衡量变量,依托调节效应和门槛效应,系统考察了绿色创新对产业高质量发展的影响以及环境规制在其中的调节作用。

二、文献综述和理论假设

关于产业高质量发展的概念,学术界尚未形成较为统一的认识,但普遍认为包括了产业布局优化、产业结构调整、产业发展效益提升、产业发展迈向中高端等内涵。柳天恩和武义青(2019)认为,产业高质量发展的本质是对产业发展的合意性进行价值判断。现有文献对产业高质量发展的研究更多偏向具体产业,例如工业(史丹, 2018)、高技术产业(迟凤玲, 2019)、体育产业(徐开娟等, 2019)、文化产业(余亮, 2019)等,研究内容包括具体产业的发展成效、存在问题和下一步发展路径等。史丹(2018)认为中国工业化进程处于向智能、绿色、低碳方向转变的高质量发展阶段,在新的国际格局和工业革命的背景下,绿色发展是工业发展的必由之路。干春晖等(2011)从产业结构变迁角度提出产业结构合理化、产业结构高级化的概念,产业结构合理化指的是产业间的聚合质量,可有效反映产业间的协调程度和资源利用度,产业结构高级化反映经济结构的服务化倾向,以及产业发展由低层次向高层次递进的过程,本文认为是从宏观角度考量产业高质量发展的较好指标。

学术界对于绿色创新对产业高质量发展的影响有不同认识。部分学者认为,绿色创新将促使生产要素从高能耗、高污染的产业部门,转向低能耗、低污染的产业部门,可能导致传统工业中支柱产业萎缩(应瑞瑶和周力, 2009)。但一些学者认为,绿色创新将从推动技术进步、降低环境成本等方面推动产业高质量发展。随着新兴绿色产业的信息技术、人才等不断向传统产业创新式渗透和融合,将提高传统产业的生产效率和质量,进一步延伸系统的产业价值链,促进产业高质量发展。绿色创新可通过技术进步驱动高技术产业发展,带动传统高能耗产业优化升级,同时使中低技术产业资源向高全要素生产率逐渐收敛(王伟光等, 2015),提高绿色技术创新能力成为新时期推动产业高质量发展的重要途径(张峰等, 2019)。绿色创新还通过降低生产过程的外部环境成本产生正向外部效应,促进经济系统优化(张钢和张小军, 2011),对全产业链健康发展产生正面影响。

环境规制政策的实施对产业发展具有重要影响力,学术界主要从三种视角探讨环境规制与产业高质量发展的关系。一是“遵循成本说”,认为环境规制会抑制产业发展。环境规制强度提高将倒逼技术进步,但给企业带来的利润不足以弥补增加的成本,短期内成本效应大于创新效应。由于政策具有滞后性的特点,环境规制政策不能持续促进绿色全要素生产率增长,还将诱发企业提高污染型经济产出以补偿污染减排的成本,放缓产业升级和抑制经济增长(黄庆华等, 2018)。二是“创新补偿说”,认为环境规制对产业发展有促进作用。“强波特假说”认为大多数情况下,合理的环境规制带来的创新效应,将完全弥补成本效应所损耗的费用。李瑾(2008)认为环境规制将驱动清洁及节能减排技术的推广和扩散,从而推动产业升级和经济高质量发展。彭星和李斌(2016)实证分析了不同种类的环境规制工具对工业绿色转型升级的作用,发现非正式环境规制可明显提高绿色技术创新水平,从而推动工业转型升级。李小平等(2017)利用泰尔指数和收敛检验模型,研究发现环境规制将促使企业创新改进生产工艺,推动工业创新能力提高和产业发展。三是从经济发展质量角度认为不存在线性关系。李强和王琰(2019)研究发现命令控制型、市场激励型、公众参与型这三种环境规制工具和我国经济发展质量有先下降后上升的“U”型关系,短期会抑制经济增长质量的提升,但长期有促进作用。王群勇和陆凤芝(2018)、黄清煌和高明(2016)从经济增长数量和质量双重视角,研究发现环境规制政策对经济增长数量产生明显的抑制影响,而对经济增长质量则有显著的促进效应。同时环境规制对经济质量的作用存在“单门槛效应”,环境规制低于阈值时为正向作用,超过阈值后作用几乎不显著。王群勇等认为促进效应在中西部地区表现

显著，对东部地区影响较弱。而黄清煌等认为在东西部地区环境规制倒逼经济发展质量稳步上升，中部地区环境规制使经济发展质量明显下滑。

在环境规制与绿色创新和产业高质量的关系方面，李强等(2009)认为环境规制对我国技术创新有显著正向影响，通过制定绿色进入壁垒等环境规制工具，将激励企业提升创新能力，提高绿色产品生产效率和质量，促进产业结构转型升级。黄平和胡日东(2010)认为环境规制和企业技术创新之间是相互促进的，发挥两者间的平衡机制能显著推动产业和经济发展。

综上可知，当前关于绿色创新、环境规制和产业高质量发展的关系已有不少研究成果，主要集中在两个方面:首先，多数学者认为绿色创新通过向传统产业渗透和融合信息技术、专业人才等资源，促进产业转型升级，提高产业高质量发展水平。其次，学者对环境规制和产业高质量发展关系的研究存在差异性，同时环境规制对经济发展质量的影响存在门槛区间。鲜有将绿色创新、环境规制和产业高质量发展纳入同一框架统筹考虑的实证研究。相较于现有文献来说，本文创新点在于:(1)把绿色创新、环境规制和产业高质量发展纳入同一框架，实证研究环境规制对绿色创新与产业高质量发展关系的调节效应，并进一步分析区域异质性，对现有研究进行补充和完善。(2)本文从宏观角度考虑产业高质量发展，借鉴干春晖等(2011)的研究，选用产业结构合理化、产业结构高级化这两个更贴近宏观层面的指标，作为产业高质量发展的衡量指标。(3)运用面板门槛模型，实证检验绿色创新对我国产业高质量发展影响是否存在环境规制门槛区间。

根据综上分析，本文做出以下假设：

假设 1:在其他条件不变的情况下，绿色创新对产业高质量发展有显著的促进作用。

假设 2:环境规制政策能正向调节绿色创新与产业高质量发展的关系，且其影响呈现区域异质性。

假设 3:环境规制对绿色创新和产业高质量发展关系的调节存在门槛效应。

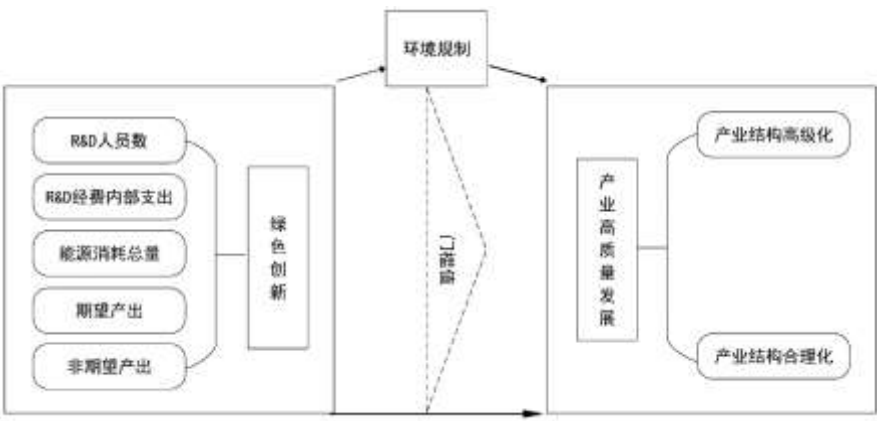


图 1 理论框架图

三、模型设定与变量选取

(一)模型设定

根据理论分析，本文基于 2001-2017 年中国省际面板数据，研究绿色创新和环境规制与产业高质量发展的关系以及环境规

制对二者调节效应的影响效果，以此构建对数实证模型。如下所示：

$$\ln inqual_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln gin_{it} + \varphi_2 \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln W_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln gin_{it} + \varphi_2 \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln inqual_{it} = \vartheta_0 + \vartheta_1 \ln er_{it} + \vartheta_2 \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln inqual_{it} = \mu_0 + \mu_1 \ln gin_{it} + \mu_3 \ln er_{it} + \mu_4 (\ln gin_{it} * \ln er_{it}) + \mu_5 \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

模型(1)和(2)为基准回归模型，模型(3)(4)为中间模型、调节效应模型。模型(1)为绿色创新对产业高质量发展的基准回归模型，为进一步检验绿色创新影响产业高质量发展内在路径的差异。模型(2)检验绿色创新对产业结构合理化、产业结构高级化的作用。模型(3)表示的是环境规制对产业高质量发展的影响。模型(4)把绿色创新和环境规制同时纳入模型，引入绿色创新和环境规制的交互项，用于考察环境规制对绿色创新和产业高质量发展的调节效应。其中 $inqual_{it}$ 表示的是产业高质量发展， i 和 t 分别为省份和时间， gin_{it} 表示区域绿色创新， W_{it} 为产业高质量发展的两个变量，分别为产业结构合理化、产业结构高级化。 er_{it} 为环境规制， $\ln gin_{it} * \ln er_{it}$ 指的是绿色创新和环境规制的交互项， X_{it} 表示控制变量的集合，包括城镇规模化(urban)、对外贸易依存度(wm)、政府支出规模(zc)、固定资产投资(invest)。根据调节效应，首先对模型(1)进行回归，检验系数是否显著，若 α_1 显著，则绿色创新对产业高质量发展存在影响，不显著则无法进行下一步实证分析。然后对(3)(4)进行估计，若(3)估计系数显著，表明环境规制对产业高质量发展有促进作用，反之起抑制作用。当(4)中解释变量、交互项 $\ln gin_{it} * \ln er_{it}$ 的估计系数为正，对解释变量求偏导为正，则环境规制能正向调节绿色创新和产业高质量发展的关系；当解释变量不显著或显著为负，若交互项 $\ln gin_{it} * \ln er_{it}$ 估计系数为正，绿色创新对产业高质量发展的影响则取决于环境规制，若交互项 $\ln gin_{it} * \ln er_{it}$ 系数不显著，表示环境规制不会对绿色创新与产业高质量发展的关系产生作用，若交互项 $\ln gin_{it} * \ln er_{it}$ 系数为负，表明环境规制反而削弱绿色创新对产业高质量发展的正面影响。

(二)变量选取和数据说明

本文使用的数据是 2001-2017 年全国 30 个省市(不包含西藏)的省级面板数据，数据来源于中国环境统计年鉴、各省统计年鉴、国家统计局、中国科技统计年鉴、国泰安数据库等，缺失部分用线性插值法算出。

1. 被解释变量。

产业高质量发展 $inqual_{it}$ ，目前对于产业高质量发展的研究主要在某个或某类产业，对其实证分析的文献不多见。本文将产业结构变迁作为产业高质量发展的指标进行测算，包括产业结构演变的横向合理化和纵向高度化。借鉴干春晖等(2011)的研究，产业结构合理化指产业间有机关联的聚合质量，反映产业间协调程度及资源有效利用程度，本文采用新泰尔指数衡量产业结构合理化。产业结构高级化指产业结构体现技术集约化程度的提高，通过创新使产业结构由较低层次向较高层次演变的过程。

$$tl_{it} = \sum_{u=1}^n \left(\frac{Y_u}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_u}{L_u} / \frac{Y}{L} \right) \quad (5)$$

$$ts_u = \frac{Y_3}{Y_2} \quad (6)$$

$$inqual_u = 0.5 * tl_u + 0.5 * ts_u \quad (7)$$

其中, tl_{it} 表示产业结构合理化, ts_{it} 表示产业结构高级化, $inqual_{it}$ 是指产业高质量发展。u 表示产业, Y 表示三次产业总 GDP, Y_u 表示第 u 个产业的 GDP, L 表示三个产业总的就业人数, L_u 表示第 u 个产业的就业人数, 当 TL 为 0 时表明产业结构与就业结构实现最优匹配, 产业结构的合理化程度最高; 当 TL 不为 0, 产业结构偏离均衡状态, 产业结构不合理, 产业结构偏离均衡位置是一种常态, 即 TL 通常不为 0。产业结构高级化用的是各省第三产业 GDP 与第二产业 GDP 之比来衡量, 数值与产业结构高级化程度呈正向关系。

2. 核心解释变量。

区域绿色创新 gin_{it} , 绿色创新包括投入和产出两部分。投入指标包括 R&D 人员全时当量、R&D 经费内部支出、能源消耗总量, 分别表示劳动、资本、能源投入。产出指标包括期望产出和非期望产出两方面。其中, 资本存量 K 借鉴张军等(2004)的做法, 采用永续盘存法, 公式为: $K_{it} = (1 - \delta) K_{it-1} + I_{it} / P_{it}$ 。折旧率 δ 采用 15% 的折旧率。具体如表 1 所示。

表 1 绿色全要素生产测算指标

一级指标	二级指标	指标说明
投入	人力: R&D 人员全时当量	各省年末 R&D 人员 (万人)
	资本: R&D 经费内部支出	各省 R&D 资本存量 (亿元)
	资源: 能源消耗总量	各省能源消费总量数 (万吨标准煤)
产出	期望产出: 研发成果经济转化	专利授权数 (件) 规模以上工业企业新产品销售收入 (亿元)
	非期望产出: 工业废水二氧化硫	各省工业废水的 COD 排放量 (万吨) 各省二氧化硫排放量 (万吨)

本文借鉴程慧平(2013)的做法, 使用 SFA 模型来测度绿色创新水平, 把超越对数和产出距离函数结合并引入 SFA 模型中, 避免 DEA 模型忽略变量的内生性, 同时规避 SFA 模型只能测算单一产出的缺陷。本文以专利申请授权数为权数, 在引入产出距离函数后, 采用超越对数生产函数的随机前沿分析模型为:

$$\ln p_{it} = \pi_0 + \pi_m \ln X_{mit} + \frac{1}{2} \pi_{mm} (\ln X_{mit})^2 + \pi_{mn} \ln X_{mit} \ln X_{nit} + v_{it} + u_{it} \quad m, n = 1, \dots, 5 \quad (8)$$

其中, X_{1-5} 分别表示绿色创新投入的三部分、非期望产出之和、以专利授权数作为权数标准化后的经济转化。用 Frontier4.1

软件计算出 2001-2017 年省级绿色创新水平数据 $\ln p_{it}$ ，用 gin_{it} 表示。

3. 调节变量环境规制 er_{it} 。

借鉴董敏杰等(2011)的研究，本文重点关注环境污染治理投入，用各省治理废水废气、固体污染物、噪声等的投资总额与省际 GDP 的比值表示环境规制强度，表明各省对环境治理的意愿度。

4. 控制变量。

考虑到产业高质量发展还受其他因素的影响，本文引入了城镇规模化(urban)、对外贸易依存度(wm)、政府支出规模(zc)、固定资产投资(invest)。城镇规模化指城镇人口与各省市总人口的比重。对外贸易依存度用各省份按经营单位所在地分货物进出口总额与各省 GDP 之比来衡量。政府支出规模用各省政府消费支出与各省最终消费支出的比值来衡量。固定资产投资是各省固定资产投资与省际 GDP 的比值。以下是变量指标和描述性统计。

表 2 变量指标及描述性统计

变量	符号	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
产业高质量发展	inqual	510	0.6042	0.2361	0.2364	2.0969
合理化	tl	510	0.2494	0.1625	0.0014	1.0574
高级化	ts	510	0.9590	0.4954	0.4	4.1653
绿色创新	gin	510	0.5186	0.2058	0.0689	0.9752
环境规制	er	510	1.2423	0.6470	0.1032	4.24
城镇规模化	urban	510	50.7801	15.006	23.32	91.5
对外贸易依存度	wm	510	30.5149	37.0554	3.3573	169.5667
人均实际 gdp	opagdp	510	2.7275	2.5427	0.2894	16.5025
政府支出规模	zc	510	28.9747	6.1281	16.5448	47.9
固定资产投资	invest	510	91.5143	100.4422	1.9108	598.358

四、实证结果与分析

(一)绿色创新与产业高质量发展关系的实证结果

通过方程(1)–(7)分析绿色创新对产业高质量发展的影响。方程(1)–(3)是对产业高质量发展总的回归，方程(1)(2)对固定效应和随机效应进行比较，由豪斯曼检验表明，固定效应比随机效应更加适用，因而本文使用固定效应，考虑到数据会随着时间改变，因此固定个体效应和时间效应，由表可知绿色创新的估计系数为 0.2953 且通过 1%的显著性水平，说明绿色创新对产业高质量发展有显著的正向作用。考虑到绿色创新和产业高质量发展可能存在互为因果关系，为解决这一内生性问题，方程(3)选用绿色全要素生产率作为工具变量进行差分 GMM 估计，产业高质量发展的一阶滞后项既与绿色创新高度相关，又不与随机误差项相关，结果显示产业高质量发展滞后一阶和绿色创新均在 1%统计水平上显著为正，表明实证结论十分稳健。方程(4)–(5)是对产业结构合理化的回归，绿色创新估计系数均显著为负，表明绿色创新抑制产业结构合理化发展。方程(6)–(7)是对产业结构高级化的回归，估计系数均在 1%的置信水平下为正，表明绿色创新能有效促进产业结构高级化。

总体来看，绿色创新对产业高质量发展净效应为正，从影响机制来说，绿色创新促进产业高质量发展主要通过促进产业结构高级化实现，假设 1 得到验证。从控制变量看，城镇规模化显著促进产业高质量发展，而对外贸易依存度、政府支出规模和固定资产投资则对产业高质量发展产生一定阻碍。从产业发展实践看，随着我国劳动力素质的提升，大数据、人工智能等新一代信息技术的应用，以及生产经营模式的创新和变革，产业发展逐渐摒弃依靠廉价劳动力投入和环境消耗的传统发展路径，从要素和投资驱动转向创新驱动，产业价值链由中低端向高端攀升。

(二)绿色创新、环境规制和产业高质量发展关系的实证结果

环境规制对产业高质量发展的影响及环境规制作为调节变量作用于绿色创新和产业高质量发展的调节效应由方程(8)–(17)进行检验，其中(9)–(14)使用的计量方法为差分 GMM 估计，其余为固定效应模型。方程(8)–(12)研究环境规制对产业高质量发展的影响。根据差分 GMM 估计，从全国层面看，环境规制对产业高质量发展的估计系数在 1%的水平上显著为负，表明环境规制对产业高质量存在抑制作用，环境规制每提高一个百分点，产业高质量发展就降低 0.1105 个百分点。环境规制政策的制定对产业高质量发展的影响符合“遵循成本说”，环境规制政策在一定程度上倒逼产业技术进步和创新能力提高，但技术升级、设备优化等节能减排措施的实施将使生产成本增加和短期内生产率降低，抑制产业升级的步伐。考虑到中国各地区经济发展水平和环境规制政策均存在差异，可能导致环境规制对产业高质量发展产生不同影响。因此，本文将 30 个省市分为东部、中部、西部，分样本研究环境规制对产业高质量发展的影响。这种影响在东部地区不显著，在中部地区环境规制反而促进产业高质量的发展，在西部地区则产生显著的反向作用。环境规制政策对工业约束最大，东部地区由于经济发展水平较高，第三产业占比高且对环境威胁较小，环境规制政策对产业发展的影响较不显著。中部地区的主导产业普遍为第二产业，同时具有相对西部更为健全的产业体系和环境政策，环境规制政策的推行将推动产业技术创新和工业转型升级，产生正向外部效应，促进产业高质量发展。西部地区经济较为落后，尚处于工业化初期向中期过渡阶段，推动环境规制政策将造成企业生产成本激增，反而会降低生产积极性，不利于产业高质量发展。

方程(13)–(17)将绿色创新、环境规制和二者交互项同时纳入模型，研究环境规制作为调节变量对绿色创新和产业高质量发展的调节作用。根据差分 GMM 估计，绿色创新和环境规制回归系数均为正且通过 1%或 5%的显著性水平，同时绿色创新和环境规制的交互项在 5%的水平上显著为正，表明环境规制政策对绿色创新和产业高质量发展关系产生正向的调节效应，假设 2 得到验证。同时这种效应在全国不同地区也存在差异性，中、西部地区环境规制显著增强了绿色创新对产业高质量发展的影响，但在东部地区不存在调节效应，环境规制不存在强化作用。中、西部地区产业处于价值链中低端水平，国家实施“西部大开发”等战略，有效刺激中、西部地区技术创新和产业发展，提升了该地区产业发展质量。东部地区集聚高端创新要素资源，产业结构更趋合理，且具有较为健全的环保政策和法律体系，因而环境规制政策对绿色创新和产业高质量发展无显著影响。

(三)稳健性检验

前文我们采用产业结构合理化、产业结构高级化作为产业高质量发展指标进行实证研究，结果表明绿色创新对高质量发展有显著的促进作用以及环境规制很好地强化了绿色创新对产业高质量发展的正向影响。为了保证这一结果的可靠性，本文选取以 2001 年为基期的各省人均实际 GDP 作为被解释变量的替代变量，我国人均实际 GDP 的逐年增加正是我国产业发展良好和经济持续中高速增长的具体体现。替换被解释变量后，方程(18)–(22)表示分区域的回归结果。从基准回归结果看，绿色创新对产业高质量发展的估计系数为正且通过了 5%的显著性水平，从调节效应模型来看，绿色创新和交互项分别在 1%、5%的水平上显著为正，替换被解释变量后，估计系数符号基本保持一致，只有数值大小和显著性程度有少许差异，说明绿色创新能显著促进产业高质量发展以及环境规制显著强化了绿色创新对产业高质量发展的正向调节作用的结论是稳健和准确的。方程(23)–(24)表示分时间段的回归结果。绿色创新和环境规制的交互项的系数均显著，但也存在差异性，2001–2008 年，交互项系数在 5%的水平下显著为正，表明环境规制正面调节了绿色创新对产业高质量发展的影响，2009–2017 年，交互项系数在 1%的水平下显著为负，表明环境规制弱化了绿色创新对产业高质量发展的促进作用。

(四) 门槛效应分析

基于环境规制对绿色创新和产业高质量发展间关系的调节作用存在区域异质性，线性关系并不完全成立。为进一步探究绿色创新、环境规制和产业高质量发展的具体关系，本文借鉴余东华和孙婷(2017)的方法，将环境规制作为门槛变量进行门槛效应分析，以检验不同区间内绿色创新对产业高质量发展的影响是否存在差异。本文运用 Bootstrap 自助法抽样 300 次估计出门槛值和相关统计量。由表 3 可见，单一门槛值为-0.0202，F 统计量在 10%水平上显著，双重门槛、三重门槛 F 统计量均不显著，因此认为环境规制存在单一门槛效应。

表 3 门槛效应检验

	门槛值	F 值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值	BS 次数
单门槛检验	-0.0202*	20.03	0.0967	19.7953	23.9841	35.3354	300
双门槛检验	-0.1625	2.19	0.9833	14.3646	15.9791	22.8342	300
三门槛检验	-0.2169	7.58	0.3233	11.4104	13.4634	24.1630	300

注：P 值和临界值均为采用 Bootstrap 自主抽样法重复抽样 300 次得到的结果。

本文依据环境规制的门槛值设定虚拟变量，生成与绿色创新交互项，研究绿色创新与产业高质量发展的非线性关系。绿色创新对产业高质量发展的影响取决于门槛变量环境规制的取值区间， ω 表示待估计的门槛值，交互项 $\ln gin_{it} * A$ 、 $\ln er_{it} * A$ 估计系数符号代表门槛效应的方向。构建面板门槛模型如下：

$$\ln inqual_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln gin_{it} * A(\ln er_{it} \leq \omega) + \alpha_2 \ln gin_{it} * A(\ln er_{it} > \omega) + \alpha_3 \ln X_{it} + \rho_{it} \quad (9)$$

$$\ln inqual_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln er_{it} * A(\ln er_{it} \leq \omega) + \beta_2 \ln er_{it} * A(\ln er_{it} > \omega) + \beta_3 \ln X_{it} + \rho_{it} \quad (10)$$

按环境规制将样本分为两个区间：当 $\ln er \leq -0.0202$ 时，绿色创新对产业高质量发展有负向影响。当环境规制处于较低水平时，绿色创新得不到企业的呼应，创新具有高风险性，企业不仅要承担较高的生产成本，还要面临极大的不确定性，没有政策扶持的中小企业难以为继，而行业领军者已获得较高利润，根本上缺乏动力去研发绿色技术和实施节能减排； $\ln er > -0.0202$ 时，估计系数在 1%的水平上显著为正，表明随着环境规制力度增强，绿色创新对产业高质量发展的影响逐渐增强，体现了“创新补偿效应”。环境规制政策的强化为产业高质量发展提供政策保障，政府补贴能够弥补企业实施节能减排措施付出的成本。当前中国劳动力供给明显减少，产业发展不能再延续依靠廉价劳动力投入和资源环境消耗的传统发展路径，必须从要素和投资驱动向创新驱动转变，从固守传统产业向培育壮大绿色高新技术产业转变。在各种环境友好政策的加持下，技能劳动供给增加，清洁技术推广应用，产业自主创新能力全面提升，生产效能得到不断提高，将为产业高质量发展提供有力支撑。假设 3 得以验证。

五、研究结论和政策启示

本文基于 2001-2017 年中国 30 个省级面板数据，运用差分 GMM 估计等计量方法实证研究了绿色创新、环境规制和产业高质量发展之间的关系，得出以下结论：(1) 绿色创新水平的提高对产业高质量发展具有显著促进作用，在影响机制方面，绿色创新

对产业结构高级化的影响效应为正，对产业结构合理化的影响效应为负，说明绿色创新促进产业高质量发展主要是通过推动产业结构高级化实现。(2)环境规制显著抑制产业高质量发展，但对绿色创新和产业高质量发展关系产生正向的调节效应，且表现出明显的区域差异性，这表明不同区域推行环境规制政策和强化绿色创新时要注意二者的统筹和协调。(3)为进一步探究绿色创新对产业高质量发展是否存在非线性关系，本文设定以环境规制为门槛变量的面板门槛模型，结果表明存在单门槛效应：当环境规制低于门槛阈值时，绿色创新对产业高质量发展显著存在阻碍作用，反之，绿色创新能显著促进产业高质量发展。

本文研究结论对推动我国产业高质量发展有如下启示：一是积极发挥绿色创新对产业高质量发展的促进作用。要加大绿色创新发展力度，使绿色创新成为驱动产业高质量发展的关键动力。积极吸纳集聚高端创新要素资源，培育一批高水平的绿色创新人才，提升技术吸收和自主创新能力，普及绿色技术推动传统产业转型升级，大力发展新兴绿色产业，加快推动产业结构高级化和产业发展迈向中高端。二是因地制宜实施环境规制政策。避免环境规制“一刀切”，不同区域根据自身经济和产业发展情况制定环境规制政策，引导环境规制政策和市场化水平相互协调，更好地发挥环境规制对绿色创新和产业高质量发展关系的正向调节效应。注重市场激励性环境规制工具的使用，支持和鼓励企业加强绿色技术研发、改进生产工艺和安装高效清洁设备，倡导全社会提升能源利用效率和推广应用环保材料。三是推动绿色创新联动发展。加快推动产业互联网平台建设发展，构建开放式共享型的大数据协同创新系统，引导产业间、企业间非核心绿色技术交流和共享，实现一二三产业绿色创新联动发展，加快推动我国产业高质量发展。

参考文献：

- [1]Chiou T Y,Chan H K,Lettice F,et al.The influence of greening the suppliers and green innovation on environmental performance and competitive advantage in Taiwan[J].Transportation Research Part E Logistics & Transportation Review,2011,47(06):822-836.
- [2]高军峰. 中国省际绿色创新效率的动态扩散机制及其时空分异特征[D]. 山西师范大学,2018.
- [3]李小平, 李小克. 中国工业环境规制强度的行业差异及收敛性研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017,27(10):1-9.
- [4]柳天恩, 武义青. 雄安新区产业高质量发展的内涵要求、重点难点与战略举措[J]. 西部论坛, 2019,29(04):116-124.
- [5]史丹. 绿色发展与全球工业化的新阶段:中国的进展与比较[J]. 中国工业经济, 2018,(10):5-18.
- [6]迟凤玲. 促进高技术产业的高质量发展[J]. 中国科技论坛, 2019,(02):3-3.
- [7]徐开娟, 黄海燕, 廉涛, 李刚, 任波. 我国体育产业高质量发展的路径与关键问题[J]. 上海体育学院学报, 2019,43(04):29-37.
- [8]余亮. 文化产业高质量发展的几大着力点[J]. 人民论坛, 2019,(27):136-137.
- [9]干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011,(05):5-17+32.
- [10]应瑞瑶, 周力. 资源禀赋与绿色创新——从中国省际数据的经验研究看“荷兰病”之破解[J]. 财经研究, 2009,(11):93-103.
- [11]王伟光, 马胜利, 姜博. 高技术产业创新驱动中低技术产业增长的影响因素研究[J]. 中国工业经济, 2015,(03):70-82.

-
- [12]张峰,史志伟,宋晓娜,闫秀霞.先进制造业绿色技术创新效率及其环境规制门槛效应[J].科技进步与对策,2019,(12):68-76.
- [13]张钢,张小军.国外绿色创新研究脉络梳理与展望[J].外国经济与管理,2011,33(08):25-32.
- [14]黄庆华,胡江峰,陈习定.环境规制与绿色全要素生产率:两难还是双赢[J].中国人口·资源与环境,2018,28(11):140-149.
- [15]李瑾.环境政策诱导下的技术扩散效应研究[J].当代财经,2008,(07):18-23.
- [16]彭星,李斌.不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究[J].财经研究,2016,(07):135-145.
- [17]李强,王琰.环境规制与经济增长质量的U型关系:理论机理与实证检验[J].江海学刊,2019,(04):102-108.
- [18]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,2018,51(06):64-70.
- [19]黄清煌,高明.环境规制对经济增长的数量和质量效应——基于联立方程的检验[J].经济学家,2016,(04):53-62.
- [20]李强,聂锐.环境规制与区域技术创新——基于中国省际面板数据的实证分析[J].中南财经政法大学学报,2009,(04):18-23+143.
- [21]黄平,胡日东.环境规制与企业技术创新相互促进的机理与实证研究[J].财经理论与实践,2010,31(01):99-103.
- [22]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.
- [23]程慧平.基于DEA和SFA方法的信息服务业技术效率研究[J].科学学与科学技术管理,2013,34(04):28-34.
- [24]董敏杰,梁泳梅,李钢.环境规制对中国出口竞争力的影响——基于投入产出表的分析[J].中国工业经济,2011,(03):59-69.
- [25]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,(05):37-55.
- [26]Auray S, Eyquem A, Ma X. Competitive tax reforms in a monetary union with endogenous entry and tradability[J]. European Economic Review, 2017, 98 (06):126-143.
- [27]Gerlagh R, Kuik O. Spill or leak? Carbon leakage with international technology spillovers: A CGE analysis[J]. Energy Economics, 2014, 45 (C):381-388.
- [28]Jens Horbach, Christian Rammer, Klaus Rennings. Determinants of eco-innovations by type of environmental impact-The role of regulatory push/pull, technology push and market pull[J]. Ecological Economics, 2012, (78):112-122.
- [29]彭文斌,文泽宙.绿色创新与中国经济高质量发展[J].江汉论坛,2019,(09):36-43.

[30]Rivera J.Regulatory and stakeholders influences on corporate environmental behavior in Costa Rica[D].The George Washington University,2004.

[31]张振刚,白争辉,陈志明.绿色创新与经济增长的多变量协整关系研究——基于一年广东省数据[J].科技进步与对策,2014,31(10):24-30.

[32]Der Vries,Withagen.Innovation and environmental stringency:the case of sulfur dioxide abatement[A].Discussion Paper,NO 18.Tilburg University,Center for Economic Research,2005.

[33]Rehfeld M M,Rennings K,Ziegler A.Integrated product policy and environmental product innovations:An empirical analysis[J].Ecological Economics,2007,(61):91-100.

[34]王海兵,杨蕙馨.创新驱动与现代产业发展体系——基于我国省际面板数据的实证分析[J].经济学(季刊),2016,(04):81-116.

[35]王兵,刘光天.节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J].中国工业经济,2015,(05):57-69.

[36]李光勤,刘莉.环境规制、财政分权与中国绿色经济效率[J].华东经济管理,2018,32(01):39-45.