

环境规制与创新数量和创新质量的关系研究

侯荣荣 王文寅 张克勇 武勇杰
(中北大学经济与管理学院, 山西太原 030051)

摘要: 基于2009—2019年高技术产业数据, 从静态和动态的视角, 构建面板数据模型、门槛模型和向量自回归模型, 全面分析环境规制对创新数量和创新质量的影响。结果表明: 环境规制对创新数量促进作用明显, 对创新质量促进效果甚微; 环境规制与创新数量之间的关系呈倒“U”型曲线; 从动态结果来看, 环境规制与创新数量互动效果显著, 与创新质量互动效果不佳; 实施环境规制政策能有效带动资本和劳动力的投入。研究结论可以为政府制定环境政策以提高企业创新水平提供借鉴和参考。

关键词: 环境规制; 创新质量; 门槛模型; PVAR模型; 创新数量

DOI: 10.3772/j.issn.1674-1544.2023.01.007

CSTR: 15994.14.issn.1674.1544.2023.01.007

中图分类号: F270.3; F273.1

文献标识码: A

Research on the Relationship Between Environmental Regulation and the Quantity and Quality of Innovation

HOU Rongrong, WANG Wenyin, ZHANG Keyong, WU Yongjie

(North University of China, School of Economics and Management, Taiyuan 030051)

Abstract: Based on the high-tech industry data from 2009 to 2019, this paper constructs panel data model, threshold model and vector autoregressive model from static and dynamic perspectives to comprehensively analyze the impact of environmental regulation on the quantity and quality of innovation. The results show that environmental regulation has obvious effect on innovation quantity, but little on innovation quality; the relationship between environmental regulation and innovation quantity is inverted “U” curve; from the dynamic result, the effect of interaction between environmental regulation and innovation quantity is obvious, but the effect of interaction with innovation quality is not good; the implementation of environmental regulation policy can effectively drive the input of capital and labor. The above conclusions can provide references for the government to formulate environmental policies to improve the innovation level of enterprises.

Keywords: environmental regulation, innovative quality, threshold model, PVAR model, number of innovations

改革开放以来, 我国实现了从站起来到富起来的伟大飞跃, 创新水平得到很大的提高。根

据国家统计局的数据显示, 当前我国的创新数量在全世界名列前茅, 但是创新质量水平还相对较

作者简介: 侯荣荣 (1996—), 男, 中北大学硕士生, 研究方向为科技创新、企业管理 (通信作者); 王文寅 (1960—), 男, 博士, 中北大学教授, 研究方向为科技与创新管理、企业管理; 张克勇 (1974—), 男, 博士, 中北大学教授, 研究方向为供应链管理、物流选址与优化; 武勇杰 (1987—), 男, 博士, 中北大学讲师, 研究方向为服务创新、科技金融和营销创新。

基金项目: 山西省高等学校哲学社会科学项目“山西城市高质量发展的集聚经济理论基础研究”(2020W075); 山西省哲学社会科学规划课题“山西开发区治理体制机制改革研究”(2020YY145)。

收稿时间: 2022年3月8日。

低，与欧美等发达国家相比还存在较大的差距。然而，当前取得的成就消耗了大量的资源，给环境造成了不良的影响，急需提高我国的区域创新能力和整体创新效率^[1-2]，减少环境污染问题。为此，国家出台了一系列解决污染排放和保护环境的政策措施。环境规制是以保护环境为目的，对社会上的理性人进行约束和规范，限制和减少污染的排放，从而提高环境质量的各种法规和措施等。因此，研究当前背景下环境规制与创新数量和质量之间的关系，分析其中存在的问题，对于实现创新能力和环境保护二者“双赢”具有重要的意义。

1 文献综述

环境规制是指以保护环境为目的而制定实施各项政策与措施的行为。目前，学术界对于环境规制与创新两者之间的关系进行了大量的研究，研究成果及理论比较丰硕，但是在环境规制对创新的作用效果上存在很大的分歧。主要存在以下三大观点。①积极者认为，环境规制对创新具有积极的影响。持有这种观点的学者认为环境规制可以触发企业进行组织变革^[1]，提高能源利用效率^[2]，从而可以提高企业的创新能力^[3]，并且短期的环境规制对创新的影响更大^[4]。②消极者认为，环境规制可以降低企业的专利申请量^[5-6]，减少资本累计总额^[7]，从而抑制企业的创新能力。③不确定者认为，环境规制对创新的影响存在不确定性。有学者研究发现，不同类型的环境规制对技术创新的影响也不同^[8]，且随着环境规则的强度而改变^[9-10]。还有学者认为环境规制对技术创新没有影响^[11]。为此，本文进一步将创新成果细分为创新数量和创新质量，研究环境规制对两者的影响，以丰富和完善现有文献。

在创新成果的定义及影响因素方面，国外学者最早提出创新质量的概念^[12]，国内学者认为创新质量是为满足消费者需求所提供的过程和服务^[13]，而创新数量指的是创新的总体规模。在创新成果的影响因素方面，从内部环境来看，研发人员对创新数量的促进作用显著，但对创新质

量的促进作用不显著^[14]；从外部环境来看，股票流动性对企业的专利申请量促进作用显著，但对专利授权量有明显的抑制作用^[15]，同时政府制定的政策背景对创新数量和创新质量也有不同的影响^[16]。

在创新数量和创新质量之间关系的研究方面，有学者认为在短期内企业可以同时兼顾创新数量和创新质量^[17]，但从长远来看两者不能保持相同的增长速度^[18]。也有学者从静态的视角研究发现，创新数量和创新质量之间存在一定的协同关系，只有同时做好创新数量和创新质量的企业才能获得更好的创新成果^[19]。然而，从动态的视角研究发现，目前我国创新数量水平较高，创新能力与创新数量互动效果显著，但创新质量水平不高，创新能力与创新质量互动效果不显著^[20]。

梳理以上文献可以看到，学者们对于环境规制与创新之间的关系进行了大量的研究，成果比较丰硕，尽管由于研究对象、视角以及方法选择不同，在结论上仍存在较大分歧。在创新数量和创新质量的定义及关系方面，学者们也进行了深入的研究，成果颇丰。但从中不难发现，鲜有学者进一步将创新成果分为创新数量和创新质量，研究环境规制对创新数量和创新质量的影响。为此，本文将通过以下3个方面展开进一步的深入研究：第一，环境规制对创新数量和质量有什么影响？是促进了还是抑制了创新数量和质量？第二，环境规制与创新数量和质量之间存在着什么样的关系？是呈现线性还是非线性关系？第三，从动态的视角出发，环境规制与创新数量和质量之间是否存在互动关系？如果存在，是相互促进还是相互抑制？

高技术产业是我国创新的主导产业，具有先导性和代表性。为此，本文基于高技术产业数据，从静态角度，建立面板数据模型和门槛模型，分析环境规制与创新数量和质量之间的关系及作用机制；再从动态的角度，构建向量自回归模型，研究环境规制与创新成果之间是否存在互动关系，并进行深入的总结。

2 理论分析与研究假设

2.1 环境规制对创新成果的作用机制

波特等^[21]认为,环境规制会对企业行为产生重大的影响。在实施环境规制的初期,企业为了满足新的规制标准,会增加污染治理费用,因此会占用一定的成本。但是环境规制是一个长期的政策,企业作为社会上的一个理性个体不会一直增加成本来处理污染,而会调整战略方向加大资金投入来寻求新的方法和生产技术,改进生产工艺,提高资源利用效率,减少成本和增加产品的附加值。从消费者的角度分析,随着环保意识的增强,消费者会有意识地消费节能环保的产品,减少污染环境商品的消费,企业会根据消费者的偏好及市场需求调整策略,加大资本和劳动力的投入,对现有技术进行创新和升级,改进设备流程和工序,促进企业的成果创新。因此,环境规制会对创新成果产生正向影响,故提出如下假设:

假设H1:环境规制对创新数量具有正向影响,弹性系数为正。

假设H2:环境规制对创新质量具有正向影响,弹性系数为正。

2.2 环境规制对创新数量的非线性关系

环境作为一种公共物品,具有非他性和负外部性。为减少这种负外部性,政府会以社会福利最大化为目的,制定一系列的措施来约束企业的行为,从而实现环境保护与创新成果“双赢”。根据补偿效应假说,企业的最终目标是追求自身的利润最大化,为弥补污染成本会采取一定的措施,优化资源配置效率,更新和升级技术设备,提升知识吸收能力,此时环境规制对创新数量具有积极性的影响。但是当环境规制的强度不断增加时,企业为达到新的标准要求会增加治理成本,包括回收成本和购买成本^[22],从而挤占企业的研发技术支出,同时会减少人力资本的培训支出,限制员工的知识获取能力^[23],进而抑制企业创新数量的增加,此时环境规制对创新数量起到抑制的作用。

对于创新质量来说,企业中的研发人员和资金对其产生决定性的影响,并且我国的创新质量水平不高,创新质量提高相对缓慢,因此环境规制对创新质量的影响不存在复杂的非线性关系。为此,提出如下假设:

假设H3:环境规制对创新数量影响呈倒“U”型曲线。

2.3 环境规制对创新数量的门槛效应

环境规制作为约束企业行为的重要手段,鞭策企业朝着节能环保的绿色方向创新,如增加清洁技术的研发投入、鼓励使用绿色生产技术等。有研究表明,环境规制可以倒逼企业进行技术创新,使社会总成本最小化,达到帕累托最优状态。当环境规制处于较低强度时,企业会树立环保理念,积极寻求新的技术方法和手段减少污染的排放,以达到环境规制的标准,此时环境规制对创新数量的贡献较大。但当环境规制处于较高强度时,技术更新的速度已无法满足当前的标准要求,企业为避免超标排放而被政府关门,会为治理企业生产过程中产生的污染而挤占技术创新研发的资金,此时环境规制和对创新数量的贡献将减少。

对于创新质量而言,企业的创新质量不会像数量那么敏感,并且提升创新质量是一个长期的过程,需要雄厚的资金和人力支持,不会随着外部的环境规制强度的变化而出现大幅度的波动。为此,提出如下假设:

假设H4:随着环境规制强度的增加,对创新数量正向影响的弹性系数越来越小。

2.4 创新成果对环境规制的反馈机制

创新是一个国家的生命线,也是一个企业生产和发展的基础。企业想要在市场上站稳脚跟,需要进行研发和革新,创新数量和创新质量会得到提高,但随之而来的是生产过程中高污染、高耗能的废水废气,对环境造成了严重的污染,威胁着人们的生命财产健康安全。政府作为宏观调控的主人,为使社会的总福利最大化,会及时出台相应的环境保护政策来规范企业的行为,所以从反馈效果来看,创新数量对环境规制的反馈效

果较好, 由于我国的创新质量较低, 创新质量对环境规制的反馈效果应该比较低, 但都是正向效果。为此, 提出如下假设:

假设 H5: 创新数量对环境规制的反馈效果为正向。

假设 H6: 创新质量对环境规制的反馈效果为正向。

3 模型设定与数据说明

3.1 模型设定

为了全面分析环境规制与创新成果之间的关系, 本文从静态和动态视角, 先用面板数据和门槛模型分析它们之间的静态关系, 再用向量自回归模型分析它们之间的动态关系, 从而深入剖析它们之间的内在联系, 得出的研究结论可以相互支撑, 提高结果的可靠性。

3.1.1 面板数据模型

首先根据 Cobb-Douglas 生产函数, 建立影响创新数量和创新质量的因素方程, 对方程的两边取对数以减少异方差给模型带来的影响:

$$\ln Y_{1,it} = \beta_{10} + \beta_{11} \ln ER_{it} + \beta_{12} \ln K_{it} + \beta_{13} \ln L_{it} + \varepsilon_{1,it} \quad (1)$$

$$\ln Y_{2,it} = \beta_{20} + \beta_{21} \ln ER_{it} + \beta_{22} \ln K_{it} + \beta_{23} \ln L_{it} + \varepsilon_{2,it} \quad (2)$$

在式 (1)、式 (2) 中, $Y_{1,it}$ 表示第 i 个省份第 t 年的创新数量; $Y_{2,it}$ 表示第 i 个省份第 t 年的创新质量; β 为常数项; ER_{it} 表示环境规制强度; K_{it} 为资本投入; L_{it} 为劳动力投入; $\varepsilon_{1,it}$ 、 $\varepsilon_{2,it}$ 为随机误差项。

为了进一步检验环境规制与创新数量之间是否存在非线性关系, 引入环境规制的二次项, 如式 (3) 所示。

$$\ln Y_{1,it} = \beta_{10} + \beta_{11} \ln ER_{it} + \beta_{12} \ln^2 ER_{it} + \beta_{13} \ln K_{it} + \beta_{14} \ln L_{it} + \varepsilon_{3,it} \quad (3)$$

在式 (3) 中, β_{11} 和 β_{12} 决定了曲线的形状: $\beta_{11} > 0$, $\beta_{12} < 0$, 表示环境规制与创新数量之间呈倒 U 型曲线; $\beta_{11} < 0$, $\beta_{12} > 0$, 表示环境规制与创新数量之间呈 U 型关系。

以上方程采用面板数据进行估计, 面板数据可以提供更多的信息, 并且能初步解决估计不准确和自由度不够等问题。

3.1.2 面板门槛模型

理论分析表明, 当环境规制处于不同的强度时, 对创新数量呈现着不同的影响。因此, 根据 Hausen^[24] 提出的门槛模型, 本文以环境规制作为门槛变量, 构建环境规制自身的门槛效应模型, 具体模型设定如下:

$$\ln Y_{1,it} = \beta_{10} + \beta_{11} \ln K_{it} + \beta_{12} \ln L_{it} + \omega_1 \ln ER_{it} \times I(\ln ER_{it} < \gamma_1) + \omega_2 \ln ER_{it} \times I(\ln ER_{it} \geq \gamma_1) + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在式 (4) 中, ω_1 和 ω_2 分别为在不同的环境规制强度下, 环境规制对创新数量的弹性系数; $\ln ER_{it}$ 为门槛变量; γ 为对应的门槛值; μ_{it} 为固定效应项; ε_{it} 为误差项。以上构建单门槛模型, 如果存在多个门槛, 可以在公式右边继续增加 ω 和 q 的数量, 原理类似。

3.1.3 面板向量自回归模型

Sims^[25] 于 1980 年提出 VAR 模型。该模型不需要考虑变量之间的内在关系, 而是将所有变量都看作内生变量来分析它们之间的动态关系。但是 VAR 模型要求数据中时间跨度比较长。Holtz-Eakin^[26] 在此基础上对该模型进行修改和完善并提出面板向量自回归模型 PVAR 模型, 其优点是对数据的时间长度要求较低, 并且适应性较强, 因此可以用来分析环境规制与创新成果之间的动态关系。

为此, 设定以下基本模型:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

在式 (5) 中, i 表示省份; t 表示 2009—2019 年; p 为滞后阶数; α_i 和 β_i 分别为个体和时间截距项; β_{ij} 为系数矩阵; $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

3.2 指标选择

(1) 创新数量: 创新数量主要衡量的是企业的创新规模, 借鉴 Griliches^[27] 的方法, 用新产品销售收入表示。

(2) 创新质量: 专利可以体现创新质量的

水平,目前学者选取的衡量标准不一,有发明专利^[28]、付费期长度^[29]、知识宽度^[30]、IPC分类号^[31]等。本文借鉴张古鹏等^[32]的方法,用发明专利与申请专利的比值表示。

(3) 环境规制:目前对于环境规制的测量没有一致的标准,不同的学者采取的方法不同。具体包括SO₂排放量、环境保护的法规数量、废水废气治理费用、GDP/energy等。本文借鉴大多数学者的做法,采用污染治理投资额占GDP的比重表示。

(4) 资本:企业中的研发经费包括内部研发经费和外部研发经费。为保证衡量的准确性,本文用内部经费与外部经费之和来表示研发的经费投入。

(5) 劳动力:为准确衡量劳动力对企业创新成果的贡献,本文采用从业人员平均人数来表示。

3.3 数据来源

选取2009—2019年高技术产业数据为研究原始样本,并对数据进行初步清洗:①对于数据缺失的年份,用平均值填充法和热卡填充法进行补齐。②为提高数据质量,对于缺失严重的西藏地区给予剔除。其中,变量数据来源于《中国环境统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》。描述性统计如表1所示。

表1 描述性统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准差
创新数量 Y_1	12 201 957.80	220 050 838.00	215.00	27 021 298.00
创新质量 $Y_2/\%$	50.74	100.00	16.67	13.24
环境规制 $ER/\%$	142.25	424.00	30.00	71.55
资本 K	841 014.12	14 201 560.00	368.00	1 746 587.96
劳动力 L	415 597.74	3 894 169.00	3 843.00	749 025.23
样本量	330			

表2 平稳性检验

变量	LLC	PP	IPS	$ADF-Fisher$	稳定性
$\ln Y_1$	-11.474 2***	85.004***	-6.550 20***	91.556***	平稳
$\ln Y_2$	-10.021 5***	134.774***	-5.491 60***	132.802***	平稳
$\ln ER$	-9.002 8***	111.096***	-3.503 85***	102.505***	平稳
$\ln K$	-11.634 5***	93.183***	-3.207 36***	111.451***	平稳
$\ln L$	-8.179 7***	157.648***	-2.806 94***	113.401***	平稳

4 实证分析

4.1 变量的平稳性检验

平稳性检验是检验序列是否平稳,如果存在单位根的话,会出现伪回归现象。目前检验变量平稳性的技术已经非常成熟,本文同时使用4种方法检验,以保证结果的可靠性(表2)。

4.2 面板数据回归结果

如表3所示,先根据式(1)估计环境规制对创新数量的影响,经hausman检验选择固定效应, $R^2=0.954$,模型总体拟合程度较好。环境规制对创新数量的弹性系数为0.239,且在5%的显著性水平下通过统计检验,说明环境规制对创新数量有显著的正向作用,其他变量也通过了统计性检验且显著,这样假设H1得到验证。环境规制的实施可以倒逼企业进行技术创新,放弃处理末端污染物这种时间短、见效快的战略,转向提高生产技术水平,改进流程工艺,降低污染物排放,增加清洁能源消耗,从根本上解决排污的问题以应对长期的挑战,从而验证了波特的“补偿效应”假说。

基于式(3),进一步分析环境规制对创新数量是否存在非线性关系。根据hausman检验结果,显示固定效应模型较好。环境规制的一次项在5%的显著性水平下通过检验,二次项在10%

的显著性水平下通过检验，且一次项系数为正，二次项系数为负，说明环境规制与创新数量之间呈现倒U型关系，这样假设H3得到验证。在环境规制实施的开始阶段，企业意识到处理末端废物只是杯水车薪，不能从根本上解决问题，因此会树立环保理念，调整战略方向从工艺和技术上进行创新，降低污染物从而使得企业的创新数量得到提高，但是随着环境规制的强度越来越大，企业创新的速度无法赶上政府颁布法律法规的速度，此时企业的创新数量呈现递减的趋势。

同样地，根据式（2）来估计环境规制对创新质量的影响规律，经过检验选择随机效应模型。从表3中可以看出，资本和劳动力通过了统计性检验，对创新质量的作用显著，环境规制变量没有通过统计性检验，对创新质量的影响不显著，所以假设H2没有得到验证。这说明资本和劳动力是影响创新质量的决定性因素，环境规制变量对其只有微弱的影响。创新质量是一个以资本密集型和劳动密集型为特征的研发过程，具有时间长、见效慢的特点，而环境规制是一个宏观

上的政策，无法对企业内部产生决定性的影响，因此对创新质量的作用不显著。

4.3 面板门槛回归模型

借鉴连玉君等^[33]的检验方法，运用Stata/SE 15.1软件分析，先进行boost-trap抽取300次，之后确定门槛个数并检验显著性，最后选择合适的模型，得到检验结果见表4。

面板门槛个数从最复杂的情形开始分析，依次对三门槛、双门槛、单门槛模型进行检验。检验结果发现，3种情况均无法拒绝原假设，说明不存在环境规制自身的门槛模型，因此假设H4无法得到验证。企业中的资本和劳动力是企业进行研发创新、技术改造和升级的重要因素，而环境规制只是为了降低污染物、提高环境质量的一种手段，只能对企业的创新成果产生一定的影响，无法起到决定性的作用，因此不存在相应的门槛模型。

4.4 PVAR模型估计

4.4.1 最优滞后阶数

PVAR模型的建立首先要进行滞后阶数的选

表3 环境规制对创新成果的影响

变量	说明	创新数量 固定效应1	创新数量 固定效应2	创新质量 随机效应
<i>C</i>	常数	-5.295*** (-3.496)	-9.904*** (2.819)	4.083*** (6.932)
<i>lnK</i>	资本	0.663*** (8.128)	0.671*** (8.249)	0.064*** (2.646)
<i>lnL</i>	劳动力	0.890*** (6.012)	0.827*** (5.479)	-0.107* (-1.680)
<i>lnER</i>	环境规制	0.239** (2.498)	0.474** (2.135)	0.061 (1.514)
<i>ln(ER)²</i>	环境规制二次项		-0.234* (-1.935)	
<i>Hausman</i>	Hausman值	19.082	25.611	2.815
<i>P</i> 值	伴随概率	0.000	0.000	0.423
<i>R</i> ²	拟合优度	0.954	0.963	0.438

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；括号内为t值。

表4 门槛模型检验结果

门槛类别	门槛值	F值	P值	是否存在
单门槛	5.564	9.103	0.366	否
双门槛	4.673	8.246	0.333	否
三门槛	5.780	6.872	0.473	否

择,根据AIC、BIC和HQIC信息准则来确定最优的滞后阶数,3个变量中的最小值落在滞后阶数最多时,该滞后阶数即为最优滞后阶数。结果如表5所示。

从表5可以得出,当滞后阶数选择3阶时,3个信息准则的值最小,因此本文建立PVAR

(3)模型。

4.4.2 稳定性检验

PVAR模型是一个平稳的建模技术,首先需要对模型进行稳定性检验。如果所有的特征根都落在单位圆内,建立该模型就是有效的;如果有一个特征根落在单位圆外,则该模型无效。检验

表5 滞后阶数选择

阶数	CD检验	J检验	AIC检验	BIC检验	QIC检验
1	0.994 416 6	7.480 489	-10.519 51	-39.256 12	-22.170 97
2	0.997 393 1	14.920 98	-21.079 02	-78.552 24	-44.381 93
3	0.998 887 9	27.968 16	-26.031 39*	-112.241 2*	-60.985 77*

结果如图1所示。

从图1可以发现,所有的特征根都落在单位圆内,证明该模型是有效的,因此可以建立PVAR(3)进行分析。

4.4.3 脉冲响应

分析发现,环境规制对创新质量的影响较小且不显著,创新质量对环境规制的反馈效果无法进行检验,因此假设H6没有得到验证。舍去该变量,引入创新数量、环境规制、资本和劳动力4个变量建立脉冲响应函数来分析它们之间的动态关系。

创新数量的脉冲响应如图2所示。自身的影响

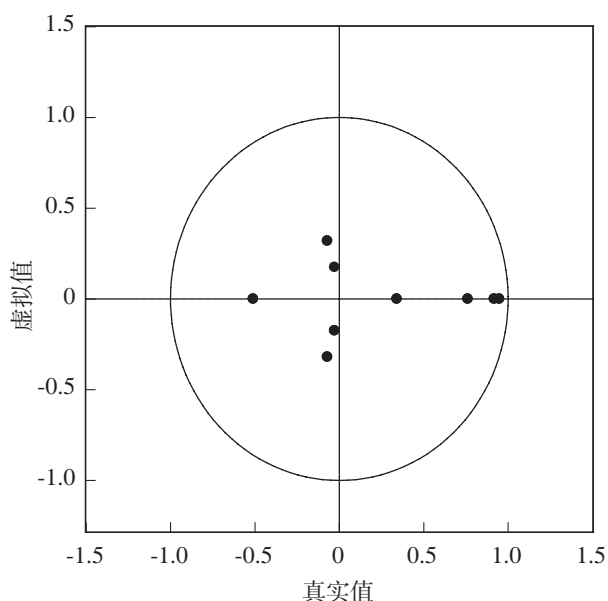


图1 稳定性检验

响除外,环境规制的一个正向冲击对创新数量的影响当期0,之后呈现逐渐上升的趋势,最后渐渐趋于平稳,说明环境规制促进了创新数量,因此,假设H5得到验证。资本的一个正向冲击对创新数量的影响不显著,当期0,随后逐渐下降,在第二期达到最小值,之后呈现上升的趋势,最后渐渐与坐标轴重合,说明资本对创新数量的动态效果不显著。劳动力对创新数量的互动效果非常显著,劳动力的一个正向冲击对创新数量的影响当期0,随后以很大的斜率呈现上升的趋势,且达到的极值较大,最后渐渐趋于平稳状态,说明劳动力的增加可以有效提升企业的创新数量。

环境规制的脉冲响应如图3所示。除自身的影响外,从图3可以看出,来自创新数量、资本、劳动力3个变量的正向冲击对其影响不显著,三者的影响大体相同。当期0,之后为负值,最后渐渐趋向于平稳状态,与环境规制的反馈效果不佳。这说明环境规制只是一个宏观上的政策,对企业的生产活动产生影响,而企业的内部要素无法对外部的环境政策产生影响。

资本的脉冲响应如图4所示。创新数量的一个正向冲击对其影响最大,当期就达到最大值,前4期呈现波动的趋势,之后开始渐渐下降,与资本的互动效果显著,这说明创新数量的提升有助于推动企业的资本投入。其次是劳动力对其的冲击,先是以很快的速度呈现上升的趋势,在第

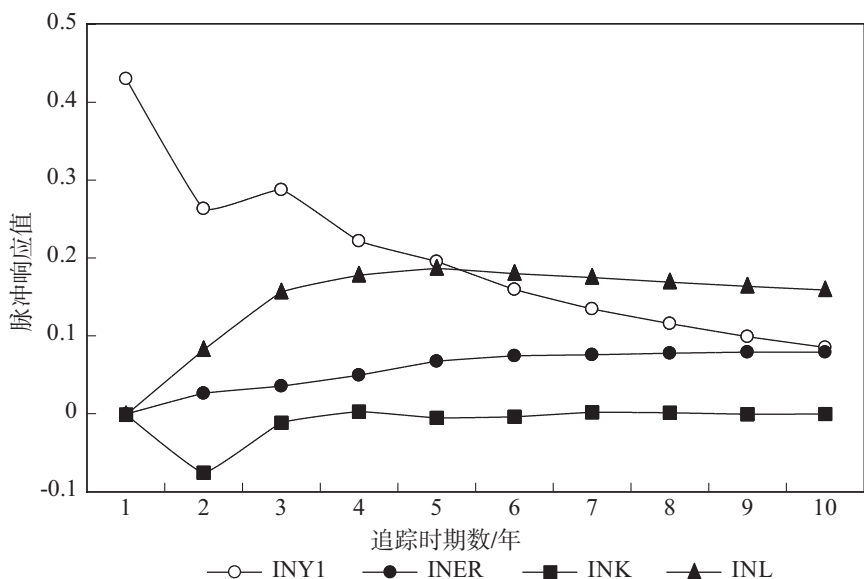


图2 创新数量的脉冲响应

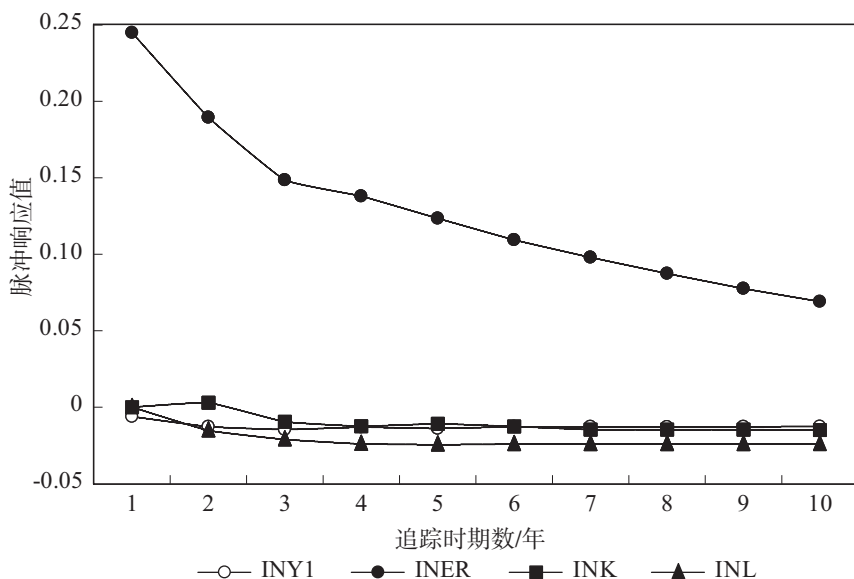


图3 环境规制的脉冲响应

6期达到最大值之后，渐渐趋于平稳状态，劳动力的增加有助于资本的增加，两者相互依存，相互促进对企业的创新成果贡献显著。最后是环境规制的冲击，当期0，之后以缓慢的速度呈现递增的趋势，最后渐渐趋于平稳状态，总体上正向影响资本投入。当环境规制的强度增强时，企业必须增加资金投入来处理污染物，促进技术创新以达到标准排放。

劳动力的脉冲响应如图5所示。除自身的影响外，创新数量的一个正向冲击对其影响较

大，第2期达到最大值，之后呈现逐渐下降的趋势，说明创新数量的提高有助于企业中劳动力的增加。环境规制的一个正向冲击对其影响最大，当期就有影响，之后以很快的速度呈现递增的趋势，最后渐渐趋向于平稳状态。这说明当环境规制强度增加时，企业必须增加劳动力的投入以创新处理末端污染物或者创新改进技术设备，二者的互动效果显著。最后是资本的影响，来自资本的一个正向冲击对其影响较小，当期就达到最大值，之后慢慢呈下降的趋势，最后渐渐趋向于0，

这说明资本的增加无法对劳动力产生影响。

4.4.4 方差分解

方差分解是指系统中每个变量的波动情况受自身和其他变量贡献的大小，通过方差分解可以进一步了解变量之间的动态特征。表6显示了各变量的方差分解结果，预测期为10年。

创新数量的方差分解中，自身的影响占比

最大，为49.3%，环境规制的贡献为11.8%，说明环境规制与创新数量有良好的互动效果，进一步验证了假设H1。资本占比为28.6%，劳动力占比为10.3%，资本和劳动力对创新数量作用效果显著。环境规制的方差分解中，自身占比最大，高达78.2%，自身的解释力较强，资本占比为16.4%，创新数量和劳动力对其仅有微弱的影响。

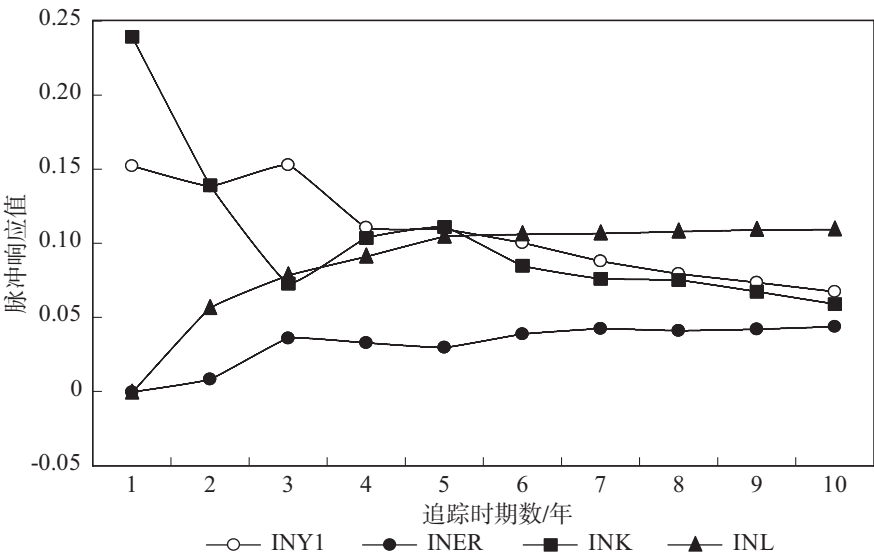


图4 资本的脉冲响应

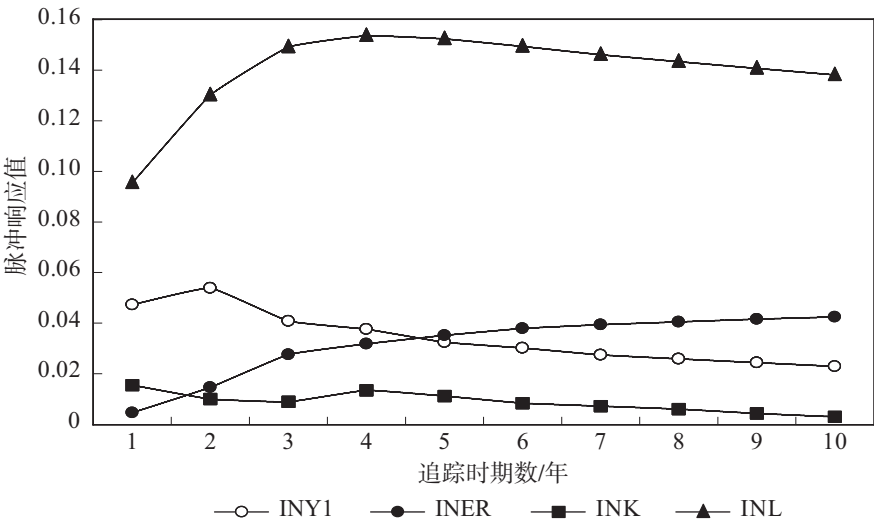


图5 劳动力的脉冲响应

表6 变量的方差分解

变量	<i>S</i>	$\ln Y_1$	$\ln ER$	$\ln K$	$\ln L$
$\ln Y_1$	10	0.493	0.118	0.286	0.103
$\ln ER$	10	0.028	0.782	0.164	0.026
$\ln K$	10	0.229	0.013	0.699	0.058
$\ln L$	10	0.035	0.295	0.063	0.607

响。这说明环境规制是企业外部环境的一个影响因素，对企业的经营活动产生重要影响，而企业内部要素对环境规制的影响微弱。资本的方差分解中，自身所占的份额较大，为 69.9%，其次是创新数量对其的贡献，为 22.9%，这说明资本和创新数量的互动效果显著。环境规制和劳动力对创新数量几乎没有影响。劳动力的方差分解中，自身所占的比例最高为 60.7%，其次是环境规制对其的影响为 29.5%，这说明当环境规制强度提升时，企业中的劳动力也有所增加，互动效果显著，创新数量和资本对其的影响很小，效果不显著。

5 研究结论与启示

5.1 研究结论

第一，环境规制能有效提升创新数量，但是对创新质量的影响甚微。面板数据模型表明，环境规制对创新数量的影响显著，但是对创新质量的影响不显著，说明环境规制可以有效地促进创新数量，进一步引入环境规制的二次项发现，环境规制与创新数量呈现倒“U”型关系，表明适当强度的环境规制对其促进作用更大。但是环境规制对创新质量的影响不存在这样的关系，其可能的原因是，我国创新质量水平不高，核心技术依赖于发达国家，且提高创新水平是一个时间长、难度大、见效慢的过程，需要国家持续的努力。

第二，从动态的视角来看，环境规制与创新数量的互动效果显著，与创新质量的互动效果不显著。脉冲响应函数表明，环境规制的一个正向冲击对创新数量的影响显著为正，其相互作用呈现逐渐增大的趋势，说明环境规制可以在较长的一段时间内促进创新数量，并且在创新数量的方差分解中，环境规制也占据着很大的比例，对创新数量的贡献较大。但是对于创新质量来说，环境规制的正向冲击对其影响为负，并且在一段时间内趋于平稳的状态，两者互动效果不佳，同时在创新质量的方差分解中，环境规制所占比例较低，对创新质量贡献不大。

第三，环境规制能有效提高资本和劳动力的投入。从脉冲响应函数可以发现，当环境规制的一个正向冲击作用时，资本和劳动力对其反馈比较敏感，且增长速度很快，作用效果持续为正，表明当实施环境规制政策以后，企业会立即加大资金和劳动力的投出，处理污染物以达到排放标准，且在资本和劳动力的方差分解中，环境规制占据着很大的比例，表明环境规制对二者的影响较大。然而，在资本和劳动力的正向冲击和方差分解中，环境规制几乎不受影响，表明环境规制对资本和劳动力的作用效果是单向的。

5.2 研究启示

第一，实施创新数量和创新质量协同发展战略，推进一体化发展。当前，我国提高创新水平的重心应从重视创新数量逐渐向重视创新质量转移。一方面，要加大技术的研发和投资力度，重点加强核心技术、关键技术、技术智能化等领域的投入，以提高创新成果。同时要合理配置资源，完善相应的基础设施，使资源利用达到最大化。另一方面，政府要加大高尖端人才的引进力度，制定相应的人才扶持政策，完善人才奖励机制和激励机制，满足员工的物质需求和精神需求，从而提高其积极性和归属感。

第二，精确实施环境规制政策，因时因地调整环境规制强度。首先，政府实施环境规制的强度不可过大也不可过小，只有将环境规制的强度控制在适当的范围内，其对创新成果的提升作用才能发挥到最大化。其次，要重视环境规制的灵活性和多样性，有重点、有针对性地对特定的对象采取相应类型的环境规制政策，并带动其他人群参与到提高我国的创新成果当中。最后，要注重环境规制和创新数量的动态关系，建立合理的监督机制随时调整两者的方向，从而使它们形成健康的良性互动。

第三，加强环境规制政策与资本和劳动力协调发展，强化交流合作。一方面，积极提高资金的使用效率，优化资源配置，促进产业结构转型升级，在此基础上补齐相应的短板，使企业朝着高端化、智能化的方向转型。另一方面，要加大

人才培养力度,大力发展高等教育和职业教育,提高劳动力的质量和水平,使人力资源市场上的供给曲线和需求曲线相耦合,从而使企业中的资金和劳动力能够更好地响应外部的环境政策。

5.3 研究不足与展望

本文的研究主要有两点不足:一是样本选择问题,本文选用的是省级面板数据,未进一步从微观层面分析环境规制对创新成果的影响,地级市的数据是未来的研究方向。二是在计量方法的选取上,本文使用的是静态的和动态的研究方法,但是未从空间上进行考虑,互联网的便利打破了地区的限制,使资源要素充分的流动,从而对创新产生影响,空间计量模型是未来研究可以考虑的方向。

参考文献

- [1] 张强.区域技术创新能力评价及空间效应——以陕西省为例[J].中国科技资源导刊,2021,53(3):91-100.
- [2] 肖美丹,张文娟,田志强.基于两阶段DEA和灰关联的31个省份技术创新效率评价[J].中国科技资源导刊,2020,52(5):78-88.
- [3] HORBACH J. Determinants of environmental innovation: new evidence from German panel data sources[J]. Research policy, 2006, 37(1): 163-173.
- [4] SIMONE, BORGHESI, GIULIO, et al. Linking emission trading to environmental innovation: evidence from the Italian manufacturing industry[J]. Research policy, 2015, 44(3): 669-683.
- [5] 王文普,陈斌.环境政策对绿色技术创新的影响研究:来自省级环境专利的证据[J].经济经纬,2013,4(5):13-18.
- [6] 李阳,党兴华,韩先锋,等.环境规制对技术创新长短期影响的异质性效应:基于价值链视角的两阶段分析[J].科学学研究,2014,32(6):937-949.
- [7] WAGNER M. On the relationship between environmental management, environmental innovation and patenting: evidence from German manufacturing firms[J]. Research policy, 2007, 36(10): 1587-1602.
- [8] 王鹏,郭永芹.环境规制对我国中部地区技术创新能力影响的实证研究[J].经济问题探索,2013,4(1):72-76.
- [9] KNELLER R, MANDERSON E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries[J]. Resource & energy economics, 2012, 34(2): 211-235.
- [10] BLIND K. The influence of regulations on innovation: a quantitative assessment for OECD countries[J]. Research policy, 2012, 41(2): 391-400.
- [11] LANOIE P, LAJEUNESSE P R. Environmental regulation and productivity: testing the porter hypothesis[J]. Journal of productivity analysis, 2008, 30(2): 121-128.
- [12] 蒋伏心,王竹君,白俊红.环境规制对技术创新影响的双重效应:基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J].中国工业经济,2013(7):44-55.
- [13] 江珂,卢现祥.环境规制与技术创新:基于中国1997—2007年省际面板数据分析[J].科研管理,2011,32(7):60-66.
- [14] HANER U E. Innovation quality: a conceptual framework[J]. International journal of production economics, 2002, 80(1): 31-37.
- [15] 杨幽红.创新质量理论框架:概念、内涵和特点[J].科研管理,2013,34(S1):320-325.
- [16] 王黎明,俞立平.创新数量与质量视角下研发人员绩效研究[J].现代经济探讨,2018,4(9):97-104.
- [17] 杨亭亭,段军山.股票流动性与上市公司创新质量[J].云南财经大学学报,2019,35(6):63-71.
- [18] 袁胜军,俞立平,钟昌标,等.创新政策促进了创新数量还是创新质量?:以高技术产业为例[J].中国软科学,2020(3):32-45.
- [19] LI X. Behind the recent surge of Chinese patenting: an institutional view[J]. Research policy, 2012, 41(1): 236-249.
- [20] FOSTER C. Does quality matter for innovations in low income markets? the case of the Kenyan mobile phone sector[J]. Technology in society, 2014(38): 119-129.
- [21] 蔡绍洪,俞立平.创新数量、创新质量与企业效益:来自高技术产业的实证[J].中国软科学,2017(5):30-37.
- [22] 张永安,关永娟.政府补助对企业创新绩效的影响[J].工业技术经济,2021,40(2):18-25.
- [23] PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [24] BARBERA A J, MCCONNELL V D. The impact of environmental regulations on industry productivity: direct and indirect effects[J]. Journal of environmental economics and management, 1990, 18(1): 50-65.

(下转第81页)

参考文献

- [1] BORGA M, KONCZ-BRUNER J. Trends in digitally-enabled trade in services[EB/OL].[2022-04-01]. <https://www.bea.gov/system/files/papers/Trends%20in%20Digitally%20Enabled%20Services.pdf>.
- [2] UNCTAD. International trade in ICT services and ICT-enabled services[R]. Switzerland: UNCTAD Publication, 2015.
- [3] GRIMM A N. Trends in U. S. trade in Information and Communications Technology (ICT) services and in ICT-enabled services[J]. Survey of current business, 2016, 96(5): 1-19.
- [4] UNCTAD. Implementing a survey on exports of ICT-enabled services[R]. Switzerland: UNCTAD Publication, 2018.
- [5] U.S. Department of Commerce. Digital trade in North America.[R]. Washington, DC: Office of the Chief Economist, 2018.
- [6] OECD, WTO, IMF. Handbook on measuring digital trade, Version 1 [EB/OL]. [2022-04-01]. <https://www.oecd.org/sdd/its/Handbook-on-Measuring-Digital-Trade-Version-1.pdf>.
- [7] 中国信息通信研究院. 数字贸易发展与影响白皮书(2019年) [EB/OL]. [2022-04-01]. <http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/201912/P020191226585408287738.pdf>.
- [8] 商务部研究院国际服务贸易研究所. 数字贸易基本知识读本(征求意见稿)[R]. 北京: 商务部研究院国际服务贸易研究所, 2020.
- [9] 蓝庆新, 窦凯. 基于“钻石模型”的中国数字贸易国际竞争力实证研究[J]. 社会科学, 2019(3): 44-54.
- [10] 吴翌琳. 国家数字竞争力指数构建与国际比较研究[J]. 统计研究, 2019, 36(11): 14-25.
- [11] 朱贤强, 何朋, 胡豫陇. 跨境电商对我国服务贸易竞争力的影响及应对[J]. 经济纵横, 2020(6): 109-114.
- [12] 岳云嵩, 李柔. 数字服务贸易国际竞争力比较及对我国启示[J]. 中国流通经济, 2020, 34(4): 12-20.
- [13] 王智新. “一带一路”沿线国家数字贸易营商环境的统计测度[J]. 统计与决策, 2020, 36(19): 47-51.
- [14] 洪勇. 发展数字贸易与构建“21世纪数字丝绸之路”[J]. 中国国情国力, 2019(4): 8-10.
- [15] 克彪, 杨习铭, 蔡青青. “一带一路”倡议下新疆建立数字贸易中心的优势与思路[J]. 对外经贸实务, 2019(9): 8-11.
- [25] SHADBEGIAN R J, GRAY W B. Pollution abatement expenditures and plant-level productivity: a production function approach[J]. Ecological economics, 2005, 54(2/3): 196-208.
- [26] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [27] SIMS C A. Macroeconomics and reality[J]. Journal of the econometric society, 1980, 46(3): 1-48.
- [28] HOLTZ-EAKIN D, NEWAY W, ROSEN H S. Estimating vector auto regressions with panel data[J]. Journal of the econometric society, 1988, 38(2): 1371-1395.
- [29] GRILICHES Z. Patent statistics as economic indicators: a survey[M]. Chicago: University of Chicago Press, 2007: 161-173.
- [30] 张古鹏, 陈向东. 基于专利的中外新兴产业创新质量差异研究[J]. 科学学研究, 2011, 29(12): 1813-1820.
- [31] DONOGHUE T, SCOTCHMER S, THISSE J F. Patent breadth, patent life, and the pace of technological progress[J]. Journal of economics & management strategy, 2010, 7(1): 1-32.
- [32] 高林, 贺京同, 那艺. 创新数量、质量及其激励的异质影响[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2014, 16(4): 92-98.
- [33] LERNER J. The importance of patent scope: an empirical analysis[J]. The RAND journal of economics, 1994, 26(4): 319-333.
- [34] 张古鹏, 陈向东, 杜华东. 中国区域创新质量不平等研究[J]. 科学学研究, 2011, 29(11): 1709-1719.
- [35] 连玉君, 程建. 不同成长机会下资本结构与经营绩效之关系研究[J]. 当代经济科学, 2006(2): 97-103.

(上接第62页)