

京津冀城市群环境规制对就业规模影响

马 赛¹, 薛 勇², 黄钊坤³

(1. 河南财经政法大学创新创业教育学院, 河南 郑州 450016;

2. 河南财经政法大学黄河商学院, 河南 郑州 450011;

3. 首都经济贸易大学劳动经济学院, 北京 100070)

摘 要: 环境与就业是新世纪城市发展绕不开的两个重要议题, 聚焦京津冀城市群, 基于 2010—2021 年京津冀城市群 13 个城市面板数据, 采用固定效应、面板门槛和空间杜宾多种计量模型分析环境规制对就业规模的影响。结果发现: (1) 京津冀城市群中, 环境规制对就业呈现 U 型影响, 因此应从发展的眼光看, 长期坚持环境治理, 才能突破就业规模提升的 U 型拐点; (2) 截至 2021 年, 京津冀城市群 13 个城市中的 8 个城市尚未跨过环境规制门槛, 因此各城市环境规制政策应有针对性, 促使劳动力在城市群内部进行流动, 实现京津冀城市群就业规模的整体提升; (3) 京津冀城市群内的环境规制对就业规模影响存在空间溢出效应, 因此对于已经越过环境规制门槛的城市要持续加大环境规制力度, 对于尚未越过环境规制门槛的城市要争取尽快突破拐点, 同时加强各城市间环境治理技术的联系, 达到京津冀城市群环境与就业共同发展的最终目的。

关键词: 京津冀城市群; 环境规制; 就业

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2023)09-0171-11

Impact of environmental regulation on employment scale in the Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration

MA Sai¹, XUE Yong², HUANG Zhaokun³

(1. School of Innovation and Entrepreneurship Education, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450016, China; 2. Yellow River Business School, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450011, China;

3. School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: Environment and employment are two important issues in urban development in the new century. This paper focuses on the Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration. Based on the panel data of 13 cities in the Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration from 2010 to 2021, this paper analyzes the impact of environmental regulations on employment scale by using fixed effect, panel threshold and spatial Dubin econometric models. The results show that: (1) In the Beijing-Tianjin-Hebei city cluster, environmental regulation has a U-shaped impact on employment. Therefore, from the perspective of development, long-term environmental governance can break through the U-shaped inflection point of employment scale increase; (2) As of 2021, 8 out of the 13 cities in the Beijing-Tianjin-Hebei City cluster have not yet crossed the threshold of environmental regulation. Therefore, the environmental regulation policies of

收稿日期: 2023-06-30 修回日期: 2023-08-30

基金项目: 河南省重点研发与推广专项(软科学)项目“河南省经济高质量发展视域下粮食生产的水资源时空匹配及优化路径研究”(232400411142)。

作者简介: 马赛(1991—), 女, 河南商丘人, 河南财经政法大学讲师, 经济学博士, 研究方向为双创教育、劳动经济。通信作者: 黄钊坤。

each city should be targeted to promote the flow of labor force within the city cluster and realize the overall increase of employment scale in the city cluster. (3) Environmental regulation in the Beijing-Tianjin-Hebei city cluster has a spatial spillover effect on the scale of employment. Therefore, for cities that have crossed the threshold of environmental regulation, it is necessary to continuously increase environmental regulation efforts, and for cities that have not yet crossed the threshold of environmental regulation, it is necessary to strive to break through the inflection point as soon as possible, and strengthen the connection of environmental governance technologies among cities. To achieve the ultimate goal of the joint development of environment and employment in the Beijing-Tianjin-Hebei city cluster.

Key words: Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration; Environmental regulation; employment

改革开放以来,中国经济经历了一段快速增长时期,然而高污染、高耗能的粗放型发展方式在创造经济奇迹的同时也带来了河流污染、雾霾、资源枯竭等环境问题。为了应对日益严峻的环境问题,自“九五”规划至“十四五”规划,国家从宏观层面不断对环境治理提出要求,环境保护已成为中国国民经济与社会发展的重要内容。同时,城市群也逐渐成为中国新型城镇化的主体形态,从功能定位来看,城市群既是拓展发展空间、释放发展潜力的重要载体,也是参与国际竞争合作的重要平台。党的十九大报告提出,要以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局。这无疑进一步明确了中国未来城镇化的路径和方向,为解决中国不平衡不充分的发展问题指明了道路,有利于促进区域平衡、城乡平衡,也有利于补齐中国中小城市和小城镇发展不充分的短板。与单一城市相比,城市群既可以广泛开展专业化分工和协作,充分发挥规模效益,又可以有效降低特大城市的交通拥堵、环境污染等问题。在国家愈加重视各城市协同发展、打造城市群的当下,以城市群为研究对象更加符合时代发展的规律。目前,“京津冀协同发展”已经成为当前的主要国家战略之一,京津冀城市群作为围绕首都北京打造的“首都经济圈”,不管是在经济上还是政治上都具有举足轻重的地位。

随着国家针对京津冀协同发展的顶层设计不断完善,京津冀城市群在政治、经济、文化等方面取得长足发展,但环境污染的现状和压力依然严峻,已成为限制京津冀城市群发展的桎梏,也引发了社会各界的广泛关注。由于京津冀城市群环境要素存在关联性和异质性的共生特征^[1-2],其在环境治理方面,主要采用跨区域协同治理方式,以

改善属地治理导致的“以邻为壑”“搭便车”等现象^[3-4],并出台一系列政策文件(如《京津冀协同发展规划纲要》《京津冀协同发展生态环境保护规划》《京津冀区域环境保护率先突破合作框架协议》),为城市群环境协同治理问题提供政策指导。但目前来看,由于城市群环境规制的区域效率和总体效率差异性大,地区间环境规制强度及治理效果区别显著(以单位 GDP 废气排放为例,同 2000 年相比,2021 年北京市和天津市下降幅度均超过 50%,而河北省平均下降幅度不到 20%)。这说明,虽然环境协同治理达成了共识,但分割化、碎片化的管理模式会导致治理效率不同^[5-6]。与此同时,环境规制在一定程度上限制了高污高耗行业发展,并促其向经济相对落后区域转移。这一方面导致京津冀产业结构出现一定偏离,另一方面形成了劳动力流动的制度化障碍,在某种程度上抑制了京津冀地区就业市场的活力。因此,本文试图探究环境规制对就业规模的影响,从而实现通过环境规制政策的制定与博弈,平衡环境治理与就业的关系,以达到京津冀城市群环境改善与就业增长的“双重福利”。

一、文献综述

随着环保意识的加强,学术界对环境规制强度带来的就业影响的研究也不断深入。国外学者首先关注了环境规制对就业的“成本效应”,Horst 等^[7]认为环境规制会提高企业生产的平均成本,从而导致企业负担增加,进而减少劳动力雇佣,并提高行业门槛,导致一部分企业退出市场,进一步减少就业,总结来说即为“成本效应”。随后,国内外学者通过研究证实了这一影响的存在,如 Henderson^[8]认为地区实施环境规制会增加该地区企业的生产成本,从而使得这个地区企业

失去竞争优势进而缩小生产规模,而企业生产规模下降会抑制就业,因此实施环境规制会导致就业规模下降;Greenstone^[9]也具有相似观点,通过对美国各州数据的实证分析发现,实施环境规制的地区就业规模相比未实施环境规制的地区有所下降,因此认为环境规制的实施会抑制就业;Walker^[10]对美国各州数据的研究发现,美国各州的就业规模自《清洁空气法案》(1990)颁布以后均有所下降,认为环境规制会导致非自愿失业的出现,因此实施环境规制会抑制就业规模;马骥涛等^[11]通过对中国30个省份(不含西藏及港澳台)的面板数据进行实证分析,发现环境规制对就业规模的影响具有区域异质性,环境规制对轻污染地区的就业规模没有显著影响,而对中污染和重污染地区具有显著抑制作用;崩鹏等^[12]利用中国2003—2017年制造业面板数据分析了环境规制对制造业的影响,发现环境规制对制造业就业规模总体呈现抑制作用,而对制造业进行进一步细分之后发现,环境规制对劳动密集型企业影响最为显著,对资本密集型企业的影响不显著。另外,还有研究证明环境规制可通过“污染避难效应”抑制就业,污染避难效应提出,环境规制会使企业在区域间流动,只要存在环境规制差异,企业就会逐利而行,大量迁往环境规制较低的地区,企业的转移会导致环境规制较高地区的就业减少^[13-15]。

但是,以波特为代表的学者则持有相反观点。Porter等^[16]认为,环境规制会迫使企业增强创新以提高产品的竞争力。一方面,更换符合标准的新设备之后需要新的技术人才使用新设备,从而产生就业需求;另一方面,新设备和新技术的应用有助于企业在竞争中胜出,从而增加企业规模扩大就业需求。两方面因素相结合最终会导致就业增加,即为环境规制对就业规模的“创新效应”。同样有大量学者论证了这个观点,如Veracierto^[17]通过对美国各州数据的实证分析发现,与传统观点不同,环境规制强度提高并没有抑制就业规模增加,反而在一定程度上促进了就业规模的增加;Chateau等^[18]认为环境规制会提高资源类生产要素的价格,此时理性的企业会使用劳动力代替资

源类生产要素,因此环境规制会促进就业规模的增加;Yan等^[19]采用面板阈值模型,验证基于产业结构的环境规制对就业规模的影响,结果表明,低水平的环境调控不会损害就业,而提高第三产业的比重是实现环境调控与就业双赢的关键;郑晓舟等^[20]利用熵值法、耦合协调度模型、灰色关联度模型等方法分析了中国各城市群环境规制与就业规模之间的联系,发现对于城市群而言,环境规制强度与就业规模之间呈现正相关关系,即随着环境规制强度提高,就业规模也会增加。

还有学者认为两种观点均比较片面,他们认为,由于分析对象的资源禀赋、时代特征等不同,在短期内进行分析时只能观察到部分影响,但是长期来看,环境规制对就业规模的影响呈现U型。从现有研究来看,近年来支持这种观点的学者和研究越来越多。如Wang等^[21]基于中国38个行业的行业特征参数和面板数据,分析了环境规制对不同行业就业规模的影响。他们发现,环境规制与就业规模之间存在着U型关系,当环境规制强度未越过环境规制门槛时,环境规制表现出抑制就业规模;但当环境规制越过门槛时,表现出促进就业规模增加的特征。朱金生等^[22]基于中国34个工业行业的面板数据建立PVAR模型,通过实证分析发现,总体来看环境规制对中国工业行业的就业规模呈现U型影响,但是环境规制对低技术行业的影响较大,对高技术行业的影响较小。宋丽颖等^[23]利用中国30个省份的面板数据,通过构建系统GMM模型研究我国环境规制与就业规模的关系,最终发现,环境规制对中国就业规模的影响呈现先下降后上升的U型作用。

就现有的研究成果来看,在环境规制对就业的影响方面,目前主要有3种观点。一是认为环境规制会通过“成本效应”和“污染避难效应”抑制就业。二是认为环境规制主要表现为“创新效应”增加就业。三是认为环境规制对就业的影响呈“U型”曲线。其中,第三种观点认为环境规制实施的早期会对地区内的企业产生一定的挤出效应,导致地区内企业的发展受到一定抑制,但随着地区内的企业在严格的环境规制下持续进行技术创新,

会导致存活下来的企业具有技术优势,最终促进地区就业。因此,环境规制对就业的影响具有不确定性,具体要看位于 U 型曲线的哪一点上^[24-26]。

可以发现,尽管目前已有大量环境规制对就业影响的研究,但是不同国家和地区的具体情况不同,并没有一个普适的结论可以应用在所有地区。同时,在以往对于环境规制与就业之间的关系的研究中,通常将不同城市作为独立个体,分析单个省市内部环境规制对就业的影响,所得出的结论更注重表面现状,而缺乏深层原因的分析。然而在京津冀城市群协同治理的背景下,京津冀各城市之间的联系日益紧密,单个城市的环境规制不仅会影响自己城市的就业,还具有一定外部性,影响同一城市群内其他城市的就业。因此,尤其是对于京津冀城市群而言,深入分析城市群环境规制与就业之间的关系,有助于完善城市群环境规制的制定,也有助于提高城市群环境污染治理与就业之间的协调性。

二、环境规制影响就业的理论机制

考虑到京津冀城市群地理相连、产业就业联系紧密,而环境问题又具有流动性、连通性和外部性的特点,因此各城市环境规制不仅会直接影响本城市就业规模,可能还会对相邻城市的就业规模造成显著影响。鉴于此,本节基于环境规制对劳动力市场供需的直接影响和对相邻城市就业规模的间接影响两个视角,从理论上分析京津冀城市群环境规制对就业规模的影响。

(一) 基于劳动力市场的理论分析

以京津冀城市群劳动力市场的供需为研究对象,劳动力市场的需求方为企业,假定企业的生产函数为 $Y = F(X_1, X_2, \dots, X_n)$, 其中 $X_1, X_2, \dots, X_n$ 代表企业进行生产活动所使用的各种生产要素,不同生产要素的价格分别为 W_i 。随着环境保护法的颁布,排污费、生产许可等环境规制措施的实行使得污染排放不再是无成本的,因此污染排放也可以视为一种生产要素,而环境规制则是其价格。而企业在产量为 Y 时的成本最小化问题即可表示为如下数学模型:

$$\text{Min} \sum_{i=1}^n W_i X_i \quad (1)$$

$$\text{s. t. } F(X_1, X_2, \dots, X_n) \geq Y \quad (2)$$

通过构建拉格朗日函数可得:

$$L = \sum_{i=1}^n W_i X_i + \lambda [F(X_1, X_2, \dots, X_n) - Y] \quad (3)$$

对拉格朗日函数求一阶倒数可得条件要素需求 X_i^* 的定义:

$$\frac{W_i}{W_j} = \frac{F_i(X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*)}{F_j(X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*)}, \text{ 且 } F_i(X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*) = Y \quad (4)$$

由于生产函数 $F(X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*)$ 具有严格凹性,这也保证了成本最小化的必要条件就是充分条件,而上式则表示生产要素 X_i 与生产要素 X_j 之间的技术替代率之比等于其成本之比。而此时总成本为 $\sum_{i=1}^n W_i X_i^*$, 即成本由要素投入价格与产出水平决定。因此,总成本函数也可以表示为:

$$C = C(W_1, W_2, \dots, W_n, Y) \quad (5)$$

可以证明,成本函数相对于 $(W_1, W_2, \dots, W_n, Y)$ 边际递增且满足谢泼德引理: $X_i^* = C_i(W_1, W_2, \dots, W_n, Y)$, C_i 是其关于自身第 i 个变量的偏导数。当生产函数 θ 阶齐次,成本函数则为 $1/\theta$ 阶齐次函数。在这个假设条件下,条件要素需求函数是关于 Y 的 $1/\theta$ 阶齐次函数。通过对条件要素需求函数求导即得:

$$\frac{\partial X_i^*}{\partial W_j} = \frac{\partial X_j^*}{\partial W_i} = C_{ij} \quad (6)$$

进一步可以得到条件要素需求 i 相对于要素 j 的交叉价格弹性:

$$\eta_{ij}^* = \left(\frac{W_j}{X_i^*} \right) \left(\frac{\partial X_i^*}{\partial W_j} \right) = \left(\frac{\partial W_j}{\partial X_i^*} \right) C_{ij} \quad (7)$$

以要素 j 占总成本的比重的倒数为权重进行加权可得生产要素 X_i 与生产要素 X_j 的局部替代弹性,即 $\epsilon_{ij} = \eta_{ij}^* \left(\frac{C}{W_j X_j^*} \right)$, 由谢泼德引理和公式(6)对 ϵ_{ij} 进行变换可得:

$$\epsilon_{ij} = C C_{ij} / C_i C_j \quad (8)$$

设 $s_j = (W_j X_j^*) / C$ 为要素 j 占总成本的份额, 带入局部替代弹性 ϵ_{ij} , 条件要素需求 i 相对于要素 j 的交叉价格弹性 $\eta_{ij}^* = s_j \epsilon_{ij}$ 。

在上述分析中,可以看出,生产要素*i*与生产要素*j*之间存在着相关关系,即企业在污染处理方面的支出会影响对其他生产要素(例如劳动力)方面的投入,企业所面临的环境规制强度越高,污染价格就越高,也就会增加企业支出,从而改变企业对劳动力的需求进而影响就业规模。

(二)基于城市竞争的理论分析

社会经济现象不仅会在时间上表现出相关性,也会在空间上表现某种程度的相关^[27]。尤其是对于京津冀城市群这种具有密切联系的地区而言,当实证研究样本数据涉及京津冀城市群多个城市时,不能忽略各城市政策、经济、就业等方面的相关性。环境规制作为具有外部性的政策,对就业规模的影响很可能也具有空间相关性。换言之,本地劳动力就业不仅受到本地环境规制的影响,还受到相邻地方或其他地方环境规制的影响,同样本地环境规制也会对相邻地区就业产生影响。

从京津冀城市群的发展现状来看,京津冀不同城市在经济发展水平、人力资本水平、资源禀赋特征和产业结构等方面存在较大差异。从已有研究来看,经济发展水平、人力资本水平、资源禀赋特征和产业结构等方面不同的地区,其公众环境偏好通常也不相同^[28]。一般而言,经济收入水平越高的城市,公众的环境保护意识、对环境的要求和环保监督水平越高。同时,随着国家对环境的愈重视,环境治理水平也逐渐成为官员政绩考核的重要指标。在公众环保意识、经济发展和政绩考核的多种因素综合作用下,相邻城市间在制定环境规制时存在着环境规制政策的竞争和博弈。具体的环境规制竞争性策略通常有4种(逐顶竞争、逐底竞争、强—弱差异性竞争、弱—强差异性竞争),而不同环境规制竞争性策略最终会影响京津冀城市群各城市的实际环境规制强度,一旦城市间存在着环境规制差异,就会导致各城市企业和劳动力在城市间流动,形成环境规制影响就业规模的空间溢出效应。

三、环境规制对就业影响的实证分析

(一)模型设定

1. 回归模型

为了分析京津冀城市群环境规制对就业规模

的影响,本文首先搜集了京津冀城市群2010—2021年各城市的面板数据。在面板数据的研究中,有多种模型可供选择,如混合回归模型、双重差分模型、固定效应模型等。考虑到相比双重差分模型,固定效应模型可以充分利用所有数据。而相比混合回归模型,固定效应模型可以避免由于个体差异造成的遗漏变量误差,更适合本文的研究。因此,为了验证京津冀城市群环境规制对就业的实际影响,本文首先构建了固定效应模型,将经济、环境等因素作为控制变量引入模型中,并在模型中引入环境规制的二次项和三次项,以判断京津冀城市群环境规制与就业之间是否存在着非线性关系。首先构建如下时间固定效应回归模型:

$$y_{it} = u_i + \beta x_{it} + \delta z_i + \vartheta s_t + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式(9)中, y_{it} 代表京津冀城市群就业人数,为被解释变量; u_i 为截距项, β 、 δ 、 ϑ 均为待求系数, ε_{it} 为误差项; x_{it} 代表环境规制,为核心解释变量; ϑs_t 代表第*t*期对被解释变量*y*的效应,也就是时间固定效应; μ_i 为个体固定效应的虚拟变量; z_i 代表控制变量,具体包括外商直接投资、地区生产总值、财政支出、固定资产投资、技术创新等。考虑到城市规模不同,对地区生产总值、财政支出等与城市规模强相关的变量,取其人均值。同时,为减少变量存在的异方差,对固定资产投资、技术创新和工资水平均取其自然对数值。

2. 面板门槛模型

面板门槛模型作为分析经济参数是否发生结构突变的计量模型,可以验证京津冀城市群环境规制强度与就业规模之间的关系,并计算出发生结构性突变的门槛值。由于上文固定效应回归显示环境规制的一次项与二次项系数显著,三次项系数不显著,证明只存在一个转折点,因此本文采用Hansen提出的单一面板门槛模型进行实证检验。这个模型具体设定如下:

$$y_{it} = u_i + \theta_1 x_{it} + \varepsilon_{it}, \text{若 } q_{it} \leq \gamma \quad (10)$$

$$y_{it} = u_i + \theta_2 x_{it} + \varepsilon_{it}, \text{若 } q_{it} \geq \gamma \quad (11)$$

式(10)、式(11)中, u_i 为个体截距项; θ_1 、 θ_2

为控制变量的系数; γ 为待估计的门槛值; q_{it} 为门槛变量; ε_{it} 为误差项;其他变量同上。

3. 空间杜宾模型

回归模型和面板门槛模型在分析京津冀城市群环境规制与就业规模时忽略了环境规制的空间溢出效应,具有一定局限性。而环境规制作为一种具有外部性的政策,必然存在一定空间相关性。为了分析环境规制的空间溢出效应,本文同时构建了空间计量模型来分析环境规制对就业的影响。常用空间计量模型主要包括空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。相比另外两种模型,空间杜宾模型(SDM)具有如下优点:①可以忽略空间变量的具体生成机制和表现形式,确保该模型下的系数均为无偏估计量;②纳入了解释变量的空间滞后项与被解释变量之间的相关性;③对于空间溢出效应的范围没有提前的限制等。因此,本文采用空间杜宾模型进行空间计量分析,具体模型如下:

$$emp = \alpha_0 + \beta_0 Wemp + \alpha_1 env + \alpha_3 X + \beta_1 WX + \mu_i + \theta_i + \varepsilon \quad (12)$$

式(12)中, n 表示空间单元的具体数值; emp 代表就业规模; β_0 度量空间滞后 emp 对 emp 的影响; $\beta_1 WX$ 为相邻地区自变量的影响; W 代表空间权重矩阵,采用 Rook 邻近原则,如两个空间单元相邻,赋值为 1,反之则赋值为 0,主要用来衡量环境规制竞争对邻近省区之间劳动力就业的影响,其表达形式如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i \text{ 与 } j \text{ 不相邻或 } i = j \end{cases} \quad (13)$$

式(13)中, i, j 一般用非零正整数表示,分别代表第 i 个和第 j 个空间单元;其他变量涵义同模型(9)。

(二) 指标选取及数据来源

1. 变量选取依据

本文解释变量为就业规模,控制变量包括外商直接投资、地区生产总值、财政支出、固定资产投资、技术创新等。考虑到城市规模不同,对地区生产总值、财政支出等与城市规模强相关的变量,取其人均值。同时,为减少变量存在的异方差,对

固定资产投资、技术创新和工资水平均取其自然对数值。以上数据均来自 2010—2021 年各城市统计年鉴。核心解释变量为环境规制,由于环境规制作为一种政策,没有直接统计标准,需要构建指标体系进行量化。

2. 环境规制指标构建

目前环境规制的计算方式主要有 3 种:一是选取某一指标作为环境规制的替代变量^[29];二是利用环境污染治理投资额的区位熵计算得出^[30];三是通过构建环境规制指标体系,对环境规制进行评估^[31-32]。前两种方法主要缺点在于:环境规制造成影响是多方面的,单一指标并不能完全体现环境规制的影响,对于环境规制的评估不准确。因此,本文主要采用第三种环境规制计算方式,即通过构建指标体系来评估环境规制强度。

参考已有研究,并结合京津冀城市群的特点以及数据的可得性,本文构建的环境规制指标体系主要指标为:环境污染治理投资、污水处理率、地均环卫设备、环保费(排污费)征收额、工业企业污染排放、环境从业人员、人均生活垃圾。其中环境污染治理投资、污水处理率从政府视角体现环境规制强度,环保费(排污费)征收额、工业企业污染排放从市场视角体现环境规制强度,环境从业人员、人均生活垃圾从社会公众视角体现环境规制强度。构建环境规制指标体系后,利用极差法对环境规制各指标进行标准化,并利用熵值法进行赋权,最后通过加权求和得到各城市环境规制强度的面板数据。

根据加权求和计算,获得京津冀城市群各城市环境规制的面板数据(见表 1),其显示京津冀城市群各城市环境规制的评估结果。由此可以看到,京津冀城市群各城市的环境规制强度普遍呈现上升趋势。其中,北京市和天津市的环境规制强度上涨较快。2010 年,北京市和天津市的环境规制强度与其他城市相近,但是到 2018 年时,北京市和天津市的环境规制强度已经远高于其他城市。由此可见,在京津冀城市群内,北京市和天津市相较于其他城市更注重环境的治理。

表 1 基于加权求和的京津冀城市群各城市环境规制评估结果

地区	年份											
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
北京市	0.531	0.538	0.600	0.643	0.686	0.718	0.729	0.773	0.817	0.809	0.860	0.902
天津市	0.516	0.544	0.569	0.596	0.623	0.649	0.676	0.705	0.729	0.755	0.782	0.808
石家庄	0.560	0.560	0.571	0.565	0.593	0.597	0.614	0.662	0.677	0.690	0.706	0.721
唐山市	0.580	0.565	0.565	0.580	0.575	0.524	0.638	0.637	0.582	0.621	0.626	0.632
邯郸市	0.570	0.573	0.581	0.589	0.590	0.599	0.610	0.629	0.639	0.652	0.661	0.670
张家口	0.423	0.410	0.469	0.617	0.477	0.528	0.527	0.569	0.584	0.619	0.638	0.657
保定市	0.475	0.480	0.480	0.495	0.487	0.339	0.481	0.592	0.615	0.568	0.580	0.592
沧州市	0.485	0.498	0.428	0.466	0.496	0.515	0.523	0.533	0.534	0.555	0.564	0.573
秦皇岛	0.476	0.478	0.489	0.538	0.592	0.563	0.581	0.650	0.658	0.691	0.716	0.740
邢台市	0.344	0.273	0.334	0.437	0.480	0.520	0.267	0.585	0.572	0.585	0.615	0.645
廊坊市	0.400	0.393	0.417	0.478	0.523	0.501	0.394	0.601	0.633	0.622	0.648	0.673
承德市	0.240	0.255	0.298	0.420	0.497	0.486	0.524	0.567	0.597	0.638	0.675	0.713
衡水市	0.369	0.364	0.258	0.372	0.277	0.258	0.311	0.630	0.587	0.536	0.564	0.592

注：基础数据均来自各城市统计年鉴。

(三) 实证检验与结果分析

1. 回归模型结果

回归结果如表 2 所示。模型 1 仅考虑环境规制和就业规模的线性关系,此时环境规制对就业规模呈现显著负向影响,考虑到环境规制作为一种阶段性影响因素,其对就业规模的影响目前可能仍旧处于 U 型曲线的左端,即表现为抑制就业规模提高。同时,随着控制变量的增加(见模型 2、模型 3),并根据 Hausman 检验的结果,采用固定效应进行回归后(个体控制效应,见模型 4;个体、时间双固定效应,见模型 5),环境规制对就业规模的影响仍然为负向显著,但是随着控制变量的增加其影响系数逐渐减小。这说明,京津冀城市群环境规制对就业规模的影响是显著的,但是随着城市间的个体差异不断被控制,环境规制对就业规模的影响越来越小,说明环境规制只是影响就业规模的其中一个因素,如果只建立环境规制与就业规模的回归模型,就会高估环境规制对就业规模的影响。

另外,人均地区生产总值对就业规模的影响为正向显著。原因在于随着生产力的提高,劳动力的平均产出随之增加,而生产力的提高会带来更多产出和收益,相应会提高劳动者的待遇。由此可见,促进生产力进步的政策一定会促进就业规模的提高。

再者,固定资产投资与财政支出对就业规模的影响为负向显著。原因在于,在技术条件不变

的情况下,随着固定资产投资的增加,必然会挤占对流动资本的投入,而劳动力资本作为流动资本的重要组成部分,会被显著压缩,从而导致劳动力就业规模的下降。同时,随着财政支出的增加劳动力就业规模也在不断下降,说明财政支出这种转移支付方式并不能有效提高居民就业规模。其原因可能在于:一方面,政府对于企业的财政补贴可能被用于购买固定资产形成了对劳动力的挤占;另一方面,政府对于居民的补贴也不能有效提高居民生活幸福感,最终使得财政支出对就业规模的影响呈现负向显著。

表 2 回归模型估计结果

变量名称	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
环境规制	-0.489 ***	-0.397 ***	-0.341 ***	-0.353 ***	-0.328 **
地区生产总值	—	-0.012 **	-0.023 **	0.021 **	0.015 *
固定资产投资	—	0.036 *	0.042 **	-0.037 ***	-0.013 **
外商直接投资	—	3.175	3.272 *	3.104	2.150
技术创新	—	—	0.024 **	0.019 *	0.012
财政支出	—	—	-0.026 **	-0.019 **	-0.007 *
个体固定效应	否	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	否	否	是
常数项	-0.048 ***	-0.056	-0.475 ***	-0.416 ***	0.148

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著;回归结果均使用稳健标准误。由 Stata 15 运算。

2. 京津冀城市群环境规制门槛值的计算与分析

表 3 展示了面板门槛模型的回归结果。本文利用自助法(Bootstrap)获得 LM 统计量 F 值和 P 值,重复次数为 300。从表 3 可以看到,对于就业而言,无法拒绝环境规制存在门槛,也证明了之前时间固定效应模型的回归结果是稳健的。同时也可以看到,对于就业而言,环境规制的门槛值为

0.702,即在环境规制强度达到 0.702 之前,环境规制对就业呈现负向影响,而在环境规制强度超过 0.702 之后,环境规制对就业呈现正向影响。

表 3 门槛回归结果

变量	环境规制	门槛值	RSS	MSE	F 值	P 值	结论
就业	er	0.702	2.603	0.031	33.45	0.01	存在门槛

结合上文对不同城市环境规制的强度的测算以及京津冀城市群环境规制的门槛值,可以得到如表 4 所示京津冀城市群基于门槛值的环境规制分组情况。从表 4 可以看到:①随着社会的发展,京津冀城市群越过环境规制门槛的城市越来越多。2010 年,京津冀城市群各城市均没有跨过环境规制门槛,而到 2021 年时,北京市、天津市、石家庄市、秦皇岛市以及承德市的环境规制强度均已跨过环境规制门槛,环境规制开始促进就业增加。②截至 2021 年,京津冀城市群 13 个城市中有 8 个还未跨过环境规制门槛,占比达到 61.5%,可见对

于京津冀城市群而言,大部分城市仍处于环境规制在抑制就业的状态。这也证明环境规制是一把双刃剑,对于京津冀城市群而言,由于各城市资源禀赋、政治经济地位、地缘格局的不同,环境规制对就业影响的阶段不同。因此,需要使用好环境规制政策工具,从整体视角统筹协调制定京津冀城市群各城市环境规制政策,引导就业在京津冀城市群内部流动,进而实现京津冀城市群共同发展。

在上文理论分析中,环境规制作为具有外部性的政策,无论是本城市环境规制的变动,还是相邻城市环境规制的变动,均会促进劳动力在城市间的流动,从而改变两地的就业规模,也就是说,环境规制对就业规模的影响存在着空间溢出效应。然而,不管是回归模型还是面板门槛模型都无法验证和分析环境规制对就业影响的空间溢出效应,因此需要利用空间模型做进一步研究。

表 4 京津冀城市群基于门槛值的环境规制分组

地区	年份											
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
北京市	-	-	-	+	+	+	+	+	+	+	+	+
天津市	-	-	-	-	-	-	-	+	+	+	+	+
石家庄	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+
唐山市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
邯郸市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
张家口	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
保定市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
沧州市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
秦皇岛	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	+	+
邢台市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
廊坊市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
承德市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	+
衡水市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

注:“-”代表环境规制强度小于门槛值,“+”代表环境规制强度大于门槛值。

3. 环境规制对就业空间溢出效应的结果分析

从上文分析中可以发现,环境规制不仅对本地就业会造成影响,而且由于环境的外部性属性,环境规制也会对相邻城市造成影响,形成环境规制的溢出效应。考虑到这一结论同样只是理论推导的结果,其在京津冀城市群的适用性有待验证。因此,下面利用空间模型验证和分析京津冀城市群环境规制对就业的空间溢出效应。

(1) 环境规制与就业的空间相关性分析

在利用空间模型分析环境规制对就业的空间溢出之前,需要先对京津冀城市群内环境规制、就

业规模等核心变量是否具有空间相关性进行验证,以判断是否可以进行空间分析。空间自相关可以理解为位置相近的区域具有相似的变量取值。如果高值与高值聚集在一起,低值与低值聚集在一起,则为“正空间自相关”;反之,如果高值与低值相邻则为“负空间自相关”,如果高值与低值完全随机分布则不存在空间自相关,目前比较常用的空间自相关检验方法为“莫兰指数 I”:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (14)$$

式(14)中, $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 为样本方差, x 代表就业规模, w_{ij} 为空间权重矩阵的 (i, j) 元素(用来度量区域 i 与区域 j 之间的距离), 而 $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 为所有空间权重矩阵之和。莫兰指数 I 的取值范围为 $[-1, 1]$, 大于 0 表示正空间自相关, 小于 0 表示负空间自相关。

表 5 展示了京津冀城市群环境规制、就业规模的空间相关性分析结果。从表 5 可以看到, 京津冀城市群在 2010—2021 年, 环境规制、就业规模的全局莫兰 I (Moran's I) 指数均显著, 说明京津冀城市群内各个城市的环境规制、就业规模之间均存在着显著的空间相关性, 因此有必要进一步进行空间模型的分析。

表 5 京津冀城市群环境规制与就业规模的

全局 Moran's I 空间自相关检验

年份	环境规制的全局 Moran's I 指数		就业规模的全局 Moran's I 指数	
	Moran's I	Z 值	Moran's I	Z 值
2010	0.449	3.968 ***	0.288	2.601 ***
2011	0.237	4.917 ***	0.271	3.144 ***
2012	0.398	4.184 ***	0.253	3.728 ***
2013	0.361	4.062 ***	0.267	3.201 ***
2014	0.439	5.877 ***	0.312	3.148 ***
2015	0.367	3.421 ***	0.315	3.109 ***
2016	0.667	6.203 ***	0.234	3.266 ***
2017	0.339	4.311 ***	0.318	3.337 ***
2018	0.312	5.095 ***	0.273	3.209 ***
2019	0.283	4.279 ***	0.218	3.196 ***
2020	0.242	5.643 ***	0.216	3.287 ***
2021	0.218	4.127 ***	0.198	3.453 ***

注: *** 表示 $p < 0.01$ 表示有统计学意义。

(2) 空间杜宾模型结果分析

表 6 展示了空间杜宾模型回归结果。其中模型 1、模型 2、模型 3 分别为不控制时间、个体效应, 仅控制个体效应, 控制时间、个体效应的回归结果。由此可以看出: 第一, 随着个体、时间固定效应的增加, 回归结果均为负向显著, 证明模型是稳健的。第二, 环境规制 (er) 的回归系数为负向显著, 证明对于京津冀城市群整体而言, 环境规制会抑制就业。同时, 随着控制个体效应和时间效应, 影响系数在不断下降, 证明对于京津冀城市群各城市而言, 环境规制对就业的影响不同。所以, 才会在控制时间及个体效应后, 影响系数呈现下降

趋势。结合上文固定效应模型分析结论, 环境规制对就业规模的影响呈现 U 型, 可以认为, 京津冀城市群大部分城市依然处于 U 型曲线的左端, 而仅有少部分城市位于 U 型曲线的右端, 导致环境规制对京津冀城市群整体的就业呈现负向显著影响。第三, 在其他解释变量中, 对就业规模有促进作用的是工资 ($\ln wage$), 工资水平的提高会促进就业则可能与中国劳动力市场的二元结构有关系, 农村劳动力会随着城市工资水平的提高而不断涌入城市劳动力市场, 这也证明目前中国的农村劳动力还存在着一定存量, 中国的人口红利还没有完全消失。

表 6 空间杜宾模型回归结果

解释变量	被解释变量: 就业规模 (emp)		
	模型 1	模型 2	模型 3
er	-1.742 **	-1.623 **	-1.375 **
fdi	-41.377 ***	-39.969	-42.104 **
$pgdp$	0.062	0.058	0.036
$\ln kl$	-0.031	0.032	0.024
$\ln rd$	0.001	-0.002	0.001
$\ln wage$	1.875 ***	2.312 ***	2.515 ***
$w \times er$	0.499 *	0.248 *	2.364 **
$w \times fdi$	43.597 **	42.385 ***	41.087 ***
$w \times pgdp$	-0.039	-0.029	-0.074
$w \times \ln kl$	-0.439 ***	-0.381 **	-0.317 *
$w \times \ln rd$	0.001	-0.001	-0.001
$w \times \ln wage$	-0.405 *	-0.603 *	-0.321 *
$Spatial - \rho$	0.007	0.008	0.004
$Sigma2_e$	0.248	0.258	0.272
时间固定	No	No	YES
个体固定	No	YES	YES
R^2	0.719	0.721	0.734

注: *, **, *** 表示 $p < 0.10$, $p < 0.05$, $p < 0.01$ 有统计学意义。

(3) 空间效应分解

由于空间杜宾模型中既包含有被解释变量的空间滞后项, 同时又包含有解释变量的空间滞后项, 模型中各解释变量的系数估计值并不能直接反映这个解释变量对被解释变量的影响效应, 只是显示了这个解释变量对被解释变量的作用方向及其显著性。因此, 应采用偏微分方式对 SDM 模型的空间效应进行分解, 将解释变量影响被解释变量的总效应分解为直接效应和间接效应, 通过检验解释变量间接效应的显著性来判断空间溢出效应是否显著, 总效应在数值上等于直接效应与间接效应之和。空间效应分解结果如表 7 所示。

表 7 空间效应分解

变量		<i>er</i>	<i>pgdp</i>	<i>fdi</i>	<i>lnkl</i>	<i>lnrd</i>	<i>lnwage</i>
模型 1	直接效应	-1.754 *** (-2.28)	0.356 (-0.68)	-46.213 * (-1.69)	0.007 (-1.81)	0.002 (-6.68)	2.961 *** (-2.75)
	间接效应	-2.671 (-1.85)	0.112 (-0.22)	246.739 *** (-2.87)	-2.379 ** (-0.03)	0.002 (-1.65)	-1.941 * (-6.49)
	总效应	-4.425 ** (-2.98)	0.468 (-0.79)	199.025 (-3.78)	-2.234 *** (-2.38)	0.003 (-4.95)	1.020 ** (-5.86)
		0.949 (-3.21)	-0.062 (-0.64)	-35.751 (-1.84)	0.033 (-2.53)	-0.002 (-6.21)	2.421 *** (-2.54)
模型 2	直接效应	-1.228 ** (-2.95)	-0.146 (-0.72)	258.157 *** (-2.80)	-1.961 (-1.15)	-0.003 (-1.4)	-0.283 *** (-0.74)
	间接效应	-0.286 * (-3.80)	-0.255 (-0.91)	222.804 (-2.90)	-1.937 (-3.09)	-0.004 (-7.48)	2.138 *** (-3.11)
	总效应	-1.514 *** (-3.34)	-0.401 (-1.03)	480.961 (-6.91)	-3.898 (-2.36)	-0.007 (-0.36)	-0.145 *** (2.33)
		1.458 (3.00)	0.041 (-0.4)	-42.336 * (-2.32)	0.024 (-2.09)	0.003 (-3.18)	2.541 * (-2.65)
模型 3	直接效应	-10.601 *** (-1.93)	-0.348 (-1.24)	220.457 (-5.88)	-1.632 ** (-1.35)	-0.006 (-2.06)	-1.615 * (-0.03)
	间接效应	-9.174 ** (-3.34)	-0.319 (-1.03)	-69.506 (-6.91)	-1.607 *** (-2.36)	-0.004 (-0.36)	0.925 *** (2.33)
	总效应	-19.775 *** (-3.34)	-0.667 (-1.03)	150.951 (-6.91)	-3.239 *** (-2.36)	-0.010 (-0.36)	-0.690 *** (2.33)
		1.458 (3.00)	0.041 (-0.4)	-42.336 * (-2.32)	0.024 (-2.09)	0.003 (-3.18)	2.541 * (-2.65)

注: *、**、*** 表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

同上,其中模型 1、模型 2、模型 3 分别为不控制时间、个体效应,仅控制个体效应,控制时间、个体效应的回归结果。由此可以看出:第一,环境规制(*er*)的间接效应显著为负,总效应也显著为负,说明本地环境规制强度的改变会显著影响临地就业规模,这也与杜宾模型的回归结果一致。第二,外商直接投资(*fdi*)的直接效应显著为负,说明目前在京津冀城市群主要是呈现资本对劳动力的替代,资本投入的挤出效应大于创新效应;而固定资本投入(*lnkl*)的间接效应和总效应均显著为负,说明目前在京津冀城市群,劳动力对公共设施有了一定要求,固定资本投入高的城市对劳动力吸引力更强。第三,平均工资(*lnwage*)的直接效应显著为正,间接效应显著为负,且直接效应大于间接效应,说明工资不仅会促进本地劳动力在不同产业间转移,还会促进劳动力在城市之间转移,但是在工资相等或差距不大的情况下,劳动力会倾向于先在本地的产业间转移,其次才会选择在城市间转移。

四、结论与启示

(一)在京津冀城市群,环境规制对就业呈现 U 型影响

在实施环境规制的早期,环境规制会抑制就业,而通过坚持实施环境规制政策,一旦跨过环境规制政策的门槛值 0.702,最终会促进就业增长。尽管目前京津冀城市群部分城市的环境规制正处于实施的“阵痛阶段”,但从发展的眼光来看,只有继续增加环境规制强度,才能在后期跨过环境规制对就业规模影响的 U 型曲线的拐点。因此,要

用发展的和前瞻的眼光来看待环境规制,一方面防范和减少环境规制带来的就业风险,另一方面则要接受和制定适宜的环境规制政策,承受住环境规制对就业规模的负面影响后,就会迎来环境与就业双赢的转折点。

(二)京津冀城市群存在环境规制门槛,且大部分城市仍未跨过该门槛

截至 2021 年,京津冀城市群 13 个城市中有 8 个还未跨过环境规制门槛,占比达到 61.5%。可见对于京津冀城市群而言,大部分城市仍处于环境规制抑制就业规模的阶段。这说明环境规制是一把双刃剑,对于京津冀城市群而言,由于各城市资源禀赋、政治经济地位、地缘格局的不同,环境规制对就业的实际影响不同。因此,需要使用好环境规制政策工具,根据京津冀各城市的城市功能定位,有针对性地制定京津冀城市群各城市环境规制政策,从而引导劳动力在京津冀城市群内部进行流动,实现京津冀城市群整体就业规模稳步提升。

(三)京津冀城市群存在着环境规制对就业规模影响的空间溢出效应

首先,环境规制(*er*)的间接效应显著为负,总效应也显著为负,说明本地环境规制政策强度的改变会显著影响临地就业规模。其次,环境规制(*er*)的回归系数为负向显著,说明对于京津冀城市群整体而言,环境规制会抑制就业。同时,随着控制个体效应和时间效应,影响系数在不断下降,环境规制对京津冀城市群各城市的就业影响不同。结合固定效应模型分析结论,环境规制对就业规模的影响呈现 U 型,可以认为,京津冀城市群大部分城市依然处于 U 型曲线的左端,而仅有少部分城市位于 U 型曲线的右端,导致环境规制对京津冀城市群整体的就业呈现负向显著影响。因此,建议对于已经越过环境规制门槛值的城市,要继续加大环境规制力度,实施精细化管理,从预防、监管、治理等环节共同发力,促进环境改善;对于尚未越过环境规制门槛值的城市,应着眼于长远发展,持续实施环境规制,争取尽快突破 U 型曲线拐点;与此同时,应加强京津冀城市群各城市之间环境污染处理技术的联系,通过技术共享、成果交流等方式来加快已经越过环境规制门槛的城市(如北京市、天津市等)的关于环境治理技术的扩

散,帮助尚未越过环境规制门槛(如保定市、邢台市等)的城市解决环境治理低效率和抑制就业的问题,实现京津冀城市群环境与就业共同发展的最终目的。

参考文献:

- [1] 史丹,马丽梅. 京津冀协同发展的空间演进历程:基于环境规制视角[J]. 当代财经,2017(4):3-13.
- [2] 李辉,徐美宵,洪扬. 京津冀联动执法对空气质量的改善效应[J]. 中国人口·资源与环境,2021,31(8):70-79.
- [3] 魏娜,孟庆国. 大气污染跨域协同治理的机制考察与制度逻辑:基于京津冀的协同实践[J]. 中国软科学,2018(10):79-92.
- [4] 于文轩. 京津冀生态环境协同法制的实现路径[J]. 内蒙古社会科学,2021,42(3):100-105,213.
- [5] 李云燕,王立华,马靖宇,等. 京津冀地区大气污染联防联控协同机制研究[J]. 环境保护,2017,45(17):45-50.
- [6] 崔松虎,金福子. 京津冀环境治理中的府际关系协同问题研究:基于2014—2019年的政策文本数据[J]. 甘肃社会科学,2020(2):207-213.
- [7] HORST S. Environmental quality and the gains from trade[J]. Kyklos,1977,30(4):657-673.
- [8] HENDERSON V. Externalities and industrial development[J]. Journal of urban economics, 1997,105(3):188-205.
- [9] GREENSTONE R. Modeling man's influence on stratospheric ozone[J]. Environmental science & technology, 2002,12(3):270-274.
- [10] WALKER W R. Environmental regulation and labor reallocation: evidence from the clean air act[J]. The American economic review, 2011,101(3):442-447.
- [11] 马骥涛,郭文. 环境规制对就业规模和就业结构的影响:基于异质性视角[J]. 财经问题研究,2018(10):58-65.
- [12] 蒯鹏,时玉勤,陶爱萍,等. 基于制造业及劳动力异质性的环境规制就业效应[J]. 中国环境科学,2021,41(8):3934-3943.
- [13] MORGENTHAU R D, PIZER W A, SHIH J S. Jobs versus the environment: an industry-level perspective[J]. Journal of environmental economics & management, 2002,43.
- [14] Bartik T J. Employment impacts of environmental regulation[J]. Journal of european public policy, 2013,20(1):1-20.
- [15] 向永辉,陈庆能. 污染避难所假说和林德假说:基于中国的实证研究[J]. 经济经纬,2018,35(1):63-69.
- [16] PORTER M E, LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995,9(4):97-118.
- [17] VERACIERTO M. On the cyclical behavior of employment, unemployment and labor force participation[J]. Journal of monetary economics, 2008,55(6):1143-1157.
- [18] CHATEAU J, SAINT-MARTIN A. Economic and employment impacts of climate change mitigation policies in OECD: a general-equilibrium perspective[J]. International economics, 2013,47(8):135-136.
- [19] YAN W J, GUO S L. How does environmental regulation affect employment: an empirical research based on mediating effect model[J]. Collected essays on finance and economics, 2016,196(2):216-231.
- [20] 郑晓舟,郭晗,卢山冰. 环境规制、要素区际流动与城市群产业结构调整[J]. 资源科学,2021,43(8):1522-1533.
- [21] WANG R, ZHANG Q C, et al. Environmental regulation, dual effects of industrial changes and employment[J]. Economic survey, 2015,22(32):542-558.
- [22] 朱金生,李蝶. 环境规制、技术创新与就业增长的内在联系:基于中国34个细分工业行业PVAR模型的实证检验[J]. 人口与经济,2020(3):123-141.
- [23] 宋丽颖,崔帆. 环境规制如何影响就业:基于中国省级数据的现实验证[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版),2021,45(1):87-92.
- [24] 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.
- [25] BELOVA J, LINN R D, MORGANSTERN W B. Environmental regulation and industry employment: a reassessment[J]. Working papers, 2013,30(2):1-6.
- [26] 刘伟,童健,薛景. 行业异质性、环境规制与工业技术创新[J]. 科研管理,2017,38(5):1-11.
- [27] 周五七. 长三角高质量一体化发展动态评价及其空间特征分析[J]. 经济体制改革,2022(5):67-74.
- [28] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作:兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究,2004(6):33-40.
- [29] 李胜兰,初善冰,申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济,2014,37(4):88-110.
- [30] 周五七,陶靓. 空间溢出效应视角下环境规制的就业效应研究[J]. 人口与经济,2021(2):103-116.
- [31] 赵玉民,朱方明,贺立龙. 环境规制的界定、分类与演进研究[J]. 中国人口·资源与环境,2009,19(6):85-90.
- [32] 朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI与环境规制:基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究,2011,46(6):133-145.

(本文责编:海洋)