

空间溢出效应视角下环境规制的 就业效应研究

周五七, 陶 靓

(江南大学 商学院, 江苏 无锡 214122)

摘 要: 我国劳动力就业和环境规制存在显著的空间相关性, 运用空间杜宾模型检验环境规制对劳动力就业的空间溢出效应, 发现环境规制对劳动力就业存在显著的负向空间外溢效应, 相对于地理距离空间权重矩阵而言, 经济距离空间权重矩阵下环境规制对劳动力就业的负向空间溢出效应要小一些。研究结果显示, 我国地方政府在环境规制上存在逐底竞争倾向, 环境规制的就业创造效应仍显不足, 要加强对地方政府的环境绩效考核, 相邻地方政府要形成环境规制协同机制, 探索不同地区环境规制的创新触发机制, 倒逼企业进行绿色创新, 使环境规制驱动创新带来的就业创造能弥补因污染产业减少带来的就业损失。

关键词: 环境规制; 空间溢出效应; 空间杜宾模型; 就业效应

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2021) 02-0103-14

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2021.00.015

Effect of Environmental Regulation on Employment from the Perspective of Spatial Spillover Effect

ZHOU Wuqi, TAO Liang

(Business School, Jiangnan University, Wuxi 214122, China)

Abstract: There is a significant spatial correlation between labor force employment and environmental regulations in China. Using spatial Durbin model, this paper empirically tests the spatial spillover effect of environmental regulation on labor employment. The research results show that environmental regulation has a significant negative spillover

收稿日期: 2020-07-15; 修订日期: 2021-01-23

基金项目: 江苏高校哲学社会科学研究重大项目“长三角一体化对地区环境治理效率的影响研究”(2020SJZDA044)。

作者简介: 周五七, 管理学博士, 江南大学商学院副教授; 陶靓, 江南大学商学院硕士研究生。

effect on employment, but the negative spatial spillover effect of environmental regulation on employment under the economic distance spatial weight matrix is smaller than that under the geographic distance spatial weight matrix. Local governments have a tendency to compete for the bottom in environmental regulations, and the employment creation effect of environmental regulations is still insufficient. It is necessary to strengthen the environmental performance assessment of local governments, build a coordination mechanism for environmental regulation among neighboring local governments, explore innovation trigger mechanisms of environmental regulation in different regions, encourage companies to carry out green innovation, and make the employment creation from innovation driven by environmental regulation compensate for the loss of employment caused by the reduction of polluting industries.

Keywords: environmental regulation; space spillover effect; space Durbin model; employment effect

20 世纪 70 年代以来,大多数国家加强了环境规制,环境规制的加强对一国生态环境、外商投资、技术创新和社会就业等诸多问题产生深刻影响,但相对于环境规制的其他社会经济效应而言,环境规制的就业效应在早期引起学界的关注较少^[1-2]。近些年来,受全球金融危机的影响,主要发达国家经济复苏缓慢,加上环境保护主义盛行,环境规制对就业的影响日益引起政府和社会的关注。为应对环境污染特别是空气污染问题,中国政府加强了生态文明建设和环保管理体制改革,在短期内解决了一些群众反映强烈的环境问题,但在局部地区和部分行业也出现了新的就业问题。中国是一个人口大国,就业是民生之本,近年来受外部不确定性、经济下行和结构调整等影响,制造业企业面临成本上升尤其是劳动力成本的压力较大,环境规制加强可能会进一步缩减企业利润,进而可能影响我国的劳动力需求和劳动力就业调整,如何实现环境规制在环境保护和充分就业方面的“双重红利”引发社会高度关注。国外的相关研究比国内要早得多,但大多以发达国家为样本,基于发达国家得出的研究结论未必能完全适用于中国,因此,需要结合中国的具体国情,对环境规制的就业效应进行理论和实证研究。

一、文献综述

相关文献就环境规制对劳动力就业的影响研究主要集中在两个方面:一是环境规制对劳动力就业规模的影响,二是环境规制对劳动力就业结构的影响。环境规制对劳动力就业规模的影响来自成本效应、替代效应和创新补偿效应。首先,环境规制使企业生产的环境成本内部化,增加企业生产成本,侵蚀企业生产性投入,导致生产规模减小,减少企业对劳动的需求,从而对劳动力就业产生负向影响^[3]。其次,环境规制有可能诱使企业进行要素替代,减少资本、能源和环境要素的相关投入,增加劳动力投入,导致企业生产的劳动密集度提高,从而有利于劳动力就业水平的提高^[4]。另外,根据波特(Porter)和林德(Linder)提

出的“创新补偿说”,环境规制会激励企业进行技术创新,新技术、新产品和新业态的出现,会增加企业对劳动力的需求^[5]。在上述因素的综合作用下,环境规制对劳动力就业规模的影响效应未必一定是负的,环境规制的就业效应是一个有待实证研究的经验问题。

在实证研究中,由于样本对象选择、指标测度方法和研究方法等方面差异,研究者关于环境规制对劳动力就业规模的影响效应所得结论并不相同。一是认为环境规制不利于就业规模增加,此类文献多是基于行业数据的实证研究,认为环境规制对污染密集型行业就业有不利影响。如沃克(Walker)基于三重差分法研究发现美国《清洁空气法案》实施导致污染密集行业就业持续下降^[6];有学者运用倍差分法研究发现环境规制对中国纺织印染行业就业有不利影响^[7];孙文远和杨琴基于双重差分法研究发现我国“两控区”政策总体上不利于就业提高^[8]。二是认为环境规制有利于就业规模的提高,如格雷(Gray)等使用1992—2007年美国数据,用DID方法研究纸浆和造纸业CR条例(Cluster Rule)对就业的影响,发现CR条例对就业具有微小的促进作用^[9];邵帅和杨振兵研究证实环境规制对工业减排和劳动就业有“双重红利”效应^[10];闫文娟和郭树龙研究认为环境规制通过产业结构调整促进了就业增加^[11]。三是研究认为环境规制对就业有非线性影响,如王勇、李珊珊、李梦洁和杜威剑等相关研究均认为,环境规制对中国劳动力就业存在先抑制后促进的“U”型影响效应^[12-14]。

环境规制对劳动力就业结构的影响包括劳动力就业的行业结构、空间结构、城乡结构和技能结构等方面的影响。在地方政府竞争和官员晋升考核下,不同地区的环境规制强度存在异质性,环境规制通过影响产业结构升级和区域产业转移,形成劳动力在不同行业和地区的空间流动,引起劳动力就业的行业结构效应和空间结构效应。在开放经济环境下,环境规制还可以通过贸易比较优势、外商直接投资等渠道影响劳动力的空间再配置和行业再配置。周五七和陶靓研究发现,环境规制对劳动力就业的影响存在产业结构双门槛效应,当产业结构低于第一个门槛值时,环境规制对劳动力就业有显著的负效应,当产业结构跨过第二个门槛值后,环境规制对劳动力就业有显著的正效应^[15]。范洪敏和穆怀中研究发现,环境规制对农民工城镇就业的影响要大于对城镇当地劳动力就业的影响^[16]。王群勇和陆凤芝研究认为环境规制对农民工城镇就业的影响存在地区异质性^[17]。沈宏亮和金达认为环境规制促进了工业就业技能结构优化,这种优化作用在东部和中部地区存在,而在西部地区不成立^[18]。孙文远和周寒认为环境规制对就业结构升级有正向促进作用和溢出效应^[19]。江永红和申慧玲的研究结果认为,随着产业结构升级,命令型与自愿型环境规制对就业技能结构有“U”型影响,市场型环境规制有递增的促进作用^[20]。

综上所述,国内外学术界在环境规制对劳动力就业影响方面的研究取得了丰硕成果,然而,既有研究也存在着一些不足,本文拟从以下两个方面进行拓展研究:一是在环境规制的指标测度上,本文借鉴区位熵的测算思路,构建一个无量纲化的环境规制强度指数,它能更准确识别不同地区环境规制的相对差异;二是在实证研究方法上,现有研究大多假设各个地区环境规制对劳动力就业的影响是相互独立的,忽略了环境规制对劳动力就业影响的空间相关性和空间溢出效应,在地方政府竞争和区域环境规制协同机制不健全的现实背景下,运用

空间计量模型和方法研究环境规制的就业溢出效应更有现实意义。有鉴于此,本文在考虑空间相关和空间效应的基础上,构建空间面板杜宾模型,实证研究环境规制影响中国劳动力就业的空间溢出效应。

二、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。当实证研究样本数据涉及多个样本空间单元时,不能忽略各空间单元间的相关性,环境规制对劳动力就业的影响具有空间相关性。本地劳动力就业不仅受本地环境规制的影响,还会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方或其他地方劳动力就业产生影响。

我国不同地区在经济发展水平、资源禀赋特征、人力资本水平和产业结构等方面存在较大差异,经济发展水平不同地区的公众环境偏好也不相同,一般而言,随着区域经济收入水平的提高,公众的环境偏好会随之提高。同时,地方政府官员存在锦标赛式晋升博弈^[21],官员晋升需要良好的政绩表现,因此,地方政府之间在环境规制上存在策略式竞争和博弈。如图1所示,地方政府环境规制竞争性策略包括一致性府际竞争策略和差异性府际竞争策略,官员晋升考核和公众环境偏好会影响地方政府环境规制竞争性策略的选择。地方政府环境规制竞争性策略影响各地环境规制的强弱,只要存在地区异质性环境规制,就会导致污染密集型产业的空间转移和劳动力流动,最后形成环境规制影响劳动力就业的空间溢出效应。

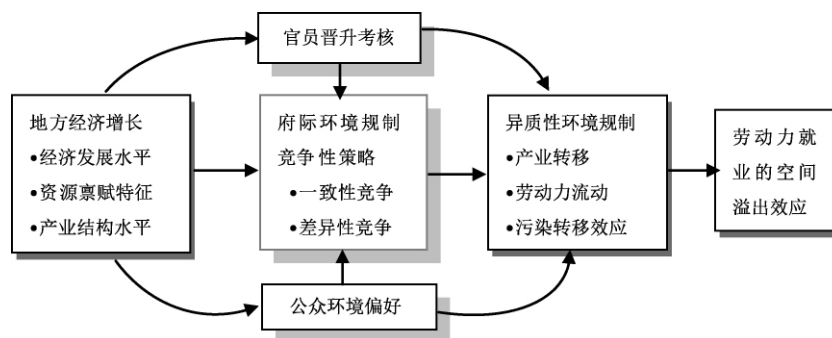


图1 环境规制影响劳动力就业的空间溢出机制

相邻地方政府之间环境规制博弈下的劳动力就业空间溢出效应如表1所示。相邻地方政府之间采取一致性环境规制竞争策略有两种情形:一种是本地环境规制加强了,相邻的地方环境规制也随之加强,可能是因为两地经济都比较发达,公众的环境偏好或意愿比较强,当本地加强了环境规制以促进产业升级和环境改善,邻地为防止污染产业迁入也加强环境规制,双方竞相抬高环保门槛,防止污染密集型产业重新进入本地,从而出现“逐顶式”环境规制博弈,短期内都会出现劳动力就业损失,本地环境规制策略对邻地劳动力就业形成负的空间溢出效应;另一种是本地降低了环境规制,邻地环境规制随之减弱,以吸引企业进入,形成“逐底式”环境规制博弈,如果不考虑不相邻地方的企业进入或者不相邻地方的

企业空间迁移成本太高, 这种“逐底式”环境规制竞争对邻地劳动力就业可能产生正的空间溢出效应。当相邻的两个地方政府之间采取差异性环境规制竞争策略时, 如果本地环境规制减弱以吸引企业迁入, 邻地环境规制加强以促进产业升级, 本地作为“污染避难所”^[22]可以吸收更多的劳动力就业, 对邻地劳动力就业形成负的空间溢出效应; 如果本地环境规制加强, 邻地环境规制减弱, 本地污染密集型产业劳动力转移至邻地, 对邻地劳动力就业形成正的空间溢出效应, 但本地通过产业升级带来的就业创造效应若能抵消劳动力流出造成的就业损失, 本地总的就业效应可能仍然是正的。

表1 府际环境规制竞争的就业空间溢出效应

环境规制竞争策略分类	环境规制竞争策略组合	就业空间溢出效应
一致性竞争策略	(环境规制加强, 环境规制加强)	负的空间溢出效应
	(环境规制减弱, 环境规制减弱)	正的空间溢出效应
差异性竞争策略	(环境规制减弱, 环境规制加强)	负的空间溢出效应
	(环境规制加强, 环境规制减弱)	正的空间溢出效应

注: 括号内前者代表本地政府环境规制策略, 后者代表邻地政府环境规制策略。

三、方法与数据

1. 空间自相关检验

在估计空间计量模型前, 先要检验因变量是否存在空间自相关。空间自相关是指样本观测值与其空间滞后之间的相关系数, 包括全局空间自相关和局域空间自相关, 全局空间自相关检验通常使用全局 Moran's I 指数来度量, 其计算公式为:

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

式中, $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n}$ 是样本方差, $\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n}$ 为劳动力就业的算术平均值, n 为地区总数, y_i 和 y_j 分别代表 i 和 j 地区的劳动力就业, W_{ij} 是空间权重, 如果对空间权重矩阵进行行标准化, 则 $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} = n$ 。

全局 Moran's I 指数的取值范围是 $[-1, 1]$, 如果 Moran's I 为正值, 表示地区之间的劳动力就业存在空间正相关, 即高就业地区聚集在一起或者低就业地区聚集在一起; 如果 Moran's I 为负值, 表示地区劳动力就业存在空间负相关, 即高就业地区与低就业地区相邻。如果 Moran's I 为零, 则表示劳动力就业是随机分布, 不存在空间相关性。

通过局域 Moran's I 指数的计算, 进行局部空间自相关检验, 局域 Moran's I 指数表示单元 i 与其相邻单元的空间相关性, 其计算公式为:

$$Moran's I = \frac{(y_i - \bar{y})}{n^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (2)$$

局部空间自相关可以从局域 Moran's I 散点图中得到直观反映, 将整个空间划分为四个象限, 第一、二、三、四象限分别代表 H—H (高一高) 集聚、L—H (低—高) 集聚、L—

L (低—低) 集聚、H—L (高一低) 集聚四种空间相关类型。如果 Moran's I 为正值, 表示 i 地区与其相邻地区之间正空间自相关, 在 Moran's I 散点图中表现为 H—H 集聚或者 L—L 集聚; 如果 Moran's I 为负值, 表示两者之间存在负空间自相关, 在 Moran's I 散点图中表现为 L—H 集聚或者 H—L 集聚。

2. 空间杜宾模型

空间面板数据模型主要有空间滞后模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM) 和空间杜宾模型 (SDM), 空间杜宾模型同时考虑了因变量的空间滞后项和自变量的空间滞后项即 Wy 和 Wx , SDM 模型如下:

$$y_{it} = \rho Wy_{it} + X_{it}\beta + Wx_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, ρ 表示空间自回归系数, y 表示因变量, x 表示自变量, W 表示空间权重矩阵, β 表示待估计的自变量参数, θ 表示待估计的自变量空间滞后项参数, ε 为满足正态独立同分布的随机误差项。

根据安索林 (Anselin) 和埃尔霍斯特 (Elhorst) 提出的模型选择原则^[23-24], 确定是否适合使用 SDM 模型。先对不考虑空间效应的传统计量模型进行普通 OLS 估计, 利用相应的回归残差进行 LM 检验和 Robust LM 检验, 如果检验统计量均不显著, 说明模型中不需要引入空间因素, 适合采用普通 OLS 估计; 如果在 Robust LM lag 显著、Robust LM error 不显著的情况下, 并且 LM lag 估计值比 LM error 估计值更加显著, 则适合选择 SAR 模型, 反之选择 SEM 模型; 如果检验结果同时支持 SAR 和 SEM 模型, 需要进行参数间联合约束的 Wald 检验、LR 检验来判断是否适合采用 SDM, 若 “SDM 与 SAR 在设定形式上并无本质区别”、“SDM 与 SEM 在设定形式上并无本质区别” 的两个原假设均不被接受, 则应该选择建立 SDM 模型。

3. 空间权重矩阵

本文构造三种空间权重矩阵。一是空间相邻矩阵 ($w1$)。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:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i \text{ 与 } j \text{ 不相邻或 } i = j \end{cases} \quad (4)$$

其中, 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。

二是空间距离矩阵 ($w2$), 根据两省之间的地理距离构造空间距离矩阵, 表示如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \text{ 且 } d_{ij} < d_{\max} \\ 0 & i = j \text{ 且 } d_{ij} > d_{\max} \end{cases} \quad (5)$$

其中, i, j 同样用来表示两个不同的空间单元, d_{ij} 表示为空间单元 i 和空间单元 j 之间的欧式距离, 经纬度数据来源于国家基础地理信息系统; $d_{\max}$ 表示两个空间单元之间的最大距离, 如果超过该距离则地区间相互作用可以忽略不计, 即 $W_{ij} = 0$ 。

三是空间经济权重矩阵 ($w3$)。选取各地区的实际人均 GDP 差额来衡量不同地区间的 “经济距离”, 同时考虑到地理与经济的空间相关性, 定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}{\sum_{j \in J_i} 1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (6)$$

其中, $\bar{Y}_i = (1/t_n - t_0 + 1) \sum_{i=t_0}^{t_n} Y_{it}$, Y_{it} 表示的是 t 年的 i 省份的实际人均 GDP (万元), J_i 是除 i 省份以外其他省份的集合, $1/|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|$ 用来描述地区间的经济差异, 这些矩阵元素都将其标准化, 使得各元素和为 1。空间经济距离会随着时间和 Y 值的变化而发生变化, 因此是一个动态空间经济矩阵, 可以反映出不同年份不同地区经济往来关系的变化。如果两地区之间经济距离差距越小, 则经济发达程度越接近, 应该被赋予较大的权重, 否则所赋权重较小。

4. 变量与数据

被解释变量是劳动力就业人数 ($\ln\text{employ}$), 用第二、第三产业总就业人数 (万人) 的自然对数值来衡量。核心解释变量为环境规制 (er), 环境规制的测度指标大体上有治污投入型指标、减排绩效指标、替代指标和综合指标^[25], 为避免量纲的影响, 本文参考王勇使用的处理方法^[26], 从环境污染治理投资角度来测算我国 30 个省份^①的规制强度, 公式如下所示:

$$er_{it} = \frac{SI_{it}}{TE_{it}} = \frac{I_{it}/\bar{I}_t}{\sum_{j=1}^j SE_{ijt}/j} \quad (7)$$

其中, I_{it} 表示 i 省份 t 年环境污染治理投资额, $\bar{I}_t$ 表示 t 年环境污染治理投资额的省际平均值, 而 $SI_{it} = I_{it}/\sqrt{\bar{I}_t}$ 表示的是 i 省份 t 年环境污染治理投资额的无量纲化结果值; $TE_{it} = \sum_{j=1}^j SE_{ijt}/j$ 则表示 i 省份 t 年 j 种污染物排放量加总得到的综合污染排放程度, 其中 E_{ijt} 表示 i 省份 t 年 j 种污染物排放量, $\bar{E}_{jt}$ 表示全国 t 年 j 种污染物排放量的平均值, $SE_{ijt} = E_{ijt}/\sqrt{\bar{E}_{jt}}$ 表示 i 省份 t 年无量纲化后 j 种污染物排放值。鉴于数据可获取性, 污染物选取二氧化硫、废水、一般工业固体废弃物三种, 污染排放数据来自 2004—2018 年《中国统计年鉴》; 环境污染治理投资额数据来源于 2004—2018 年《中国环境统计年鉴》。

控制变量有物价水平 (cpi)、外商直接投资 (fdi)、人力资本 (hc)、人均地区生产总值 ($pgdp$)、劳动生产率 ($\ln lp$)、资本深化 ($\ln kl$)、研发投入 ($\ln rd$) 和工资水平 ($\ln wage$) 等, cpi 是以 2003 年为基期的消费者价格指数; fdi 用外商直接投资额与地区生产总值之比表示; hc 用 6 岁及以上人口平均受教育年限来表示; $pgdp$ 是指实际人均地区生产总值 (万元/人); $\ln lp$ 用第二、第三产业增加值与第二、第三产业就业人数之比 (万元/人) 表示; $\ln kl$ 用各地资本存量与该地就业人数之比 (万元/人) 表示, 资本存量使用永续盘存法计算, 资本折旧率及初始资本等参数处理参考张军等的研究^[27]; $\ln rd$ 用各地经平减之后的科技研发投入 (亿元) 表示; $\ln wage$ 用各地城镇单位名义工资 (万元) 表示。为减少变量存在的异方差, 对变量 $\ln\text{employ}$ 、 $\ln lp$ 、 $\ln kl$ 、 $\ln rd$ 、 $\ln wage$ 取其自然对数值, 所涉变

① 受部分统计数据可得性与可比性限制, 本次研究样本不包括西藏、香港、澳门和台湾。

量对应数据主要来自2004—2018年《中国劳动统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及各地统计年鉴。

四、实证结果分析

1. 空间相关性检验

在采用空间计量模型进行回归分析前,运用全局Moran's I指数对被解释变量劳动力就业(*lnemploy*)与核心解释变量环境规制(*er*)进行空间相关性检验。

表2报告了空间相邻矩阵(*w1*)下2003—2017年环境规制与劳动力就业的全局Moran's I统计量值,2003—2017年我国30个省份*lnemploy*的Moran's I指数值在(0, 1)范围内,且呈现逐年递增的趋势,同时都在1%水平上显著,充分说明我国劳动力就业存在明显的空间正相关性。2003—2015年*er*的Moran's I指数值均在1%水平显著,2017年在5%水平上显著,只有在2016年出现不显著的情况,所以,总体上我国的环境规制具有一定的空间依赖性。

表2 环境规制与劳动力就业的全局Moran's I空间自相关检验

年份	<i>er</i> 的全局Moran's I指数		<i>lnemploy</i> 的全局Moran's I指数	
	Moran's I指数	Z值	Moran's I指数	Z值
2003	0.503	4.602***	0.276	2.573***
2004	0.504	4.460***	0.281	2.610***
2005	0.590	5.411***	0.314	2.883***
2006	0.285	3.906***	0.331	3.024***
2007	0.375	4.606***	0.345	3.137***
2008	0.402	3.840***	0.347	3.148***
2009	0.497	4.905***	0.348	3.155***
2010	0.369	3.544***	0.343	3.123***
2011	0.677	6.135***	0.345	3.141***
2012	0.410	4.360***	0.365	3.296***
2013	0.355	3.880***	0.357	3.239***
2014	0.359	4.574***	0.366	3.307***
2015	0.193	2.368***	0.370	3.340***
2016	0.013	0.658	0.373	3.361***
2017	0.077	1.742**	0.375	3.376***

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著水平。

全局Moran's I统计量反映了环境规制与劳动力就业的全局相关性,下面通过局域Moran's I散点图反映环境规制与劳动力就业的局部空间相关性特征,横坐标是变量数据Z,纵坐标是变量空间滞后数据WZ,整个空间划分为四个象限,分别为H—H集聚、L—H集聚、L—L集聚、H—L集聚类型,其中第一象限和第三象限反映局域空间正自相关,第二象限和第四象限反映局域空间负自相关。

图2是空间相邻矩阵(*w1*)下2003年和2017年*lnemploy*的Moran's I散点图,可以看出:两个不同年份中大部分省份落在第一象限和第三象限内,从而拒绝了“*lnemploy*在空间上呈现随机分布”的原假设,说明*lnemploy*在地理空间上存在正相关,这与前面的全局空间相关性检验结果一致。

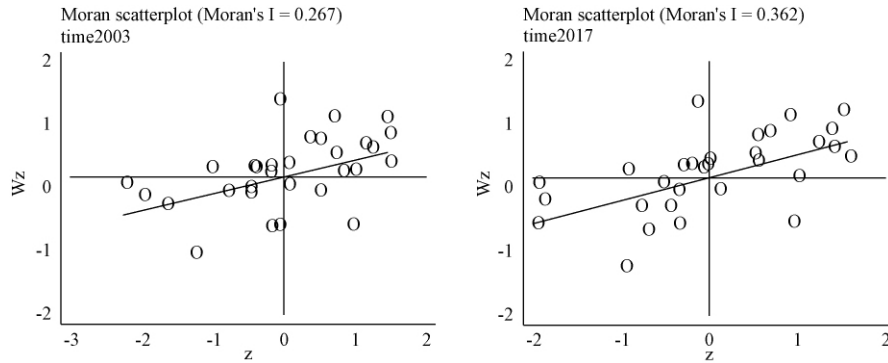
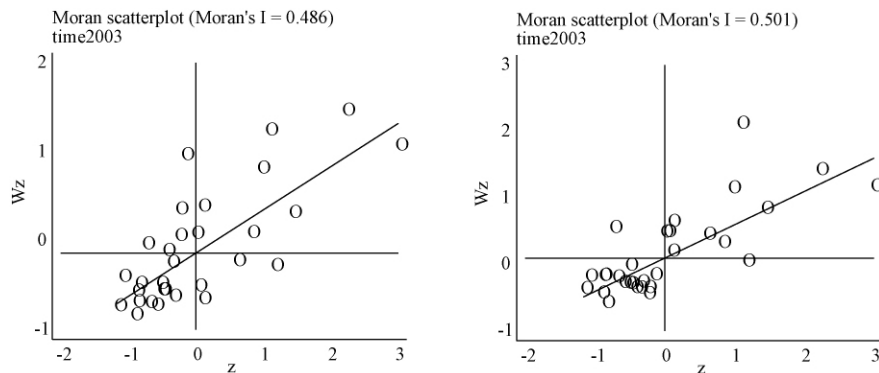
图2 2003、2017年 $\ln employ$ 的 Moran's I 散点图 (w1)

图3描述了空间相邻矩阵 (w1) 和空间经济权重矩阵 (w3) 下 2003 年 er 的 Moran's I 指数散点图, er 大多数集中于第三象限, 呈现出有规律的集聚分布状态, 因此, er 在地理空间上也存在正相关。

图3 2003年 er 的 Moran's I 指数散点图 (w1、w3)

2. 模型设定检验

空间相关性的存在使得 OLS 不再适用, 下面采用极大似然法对空间计量模型进行估计。在参数估计之前, 需要在 SAR、SEM 和 SDM 这三种模型中进行择优选择, 下面分别进行 LR、Wald 检验, 同时对 SDM 模型进行 Hausman 检验, 模型设定检验结果如表3所示。从表3中可以看出, LR 检验、Wald 检验结果均拒绝“SDM 模型可以简化成 SEM 或 SAR 模型”的原假设, 因此, 选择 SDM 模型更为适合; 其次 Hausman 检验结果显示固定效应模型优于随机效应模型。埃尔霍斯特 (Elhorst) 指出采用时空双固定 SDM 模型的回归估计结果要优于随机效应模型或个体固定效应模型^[24], 因此, 以下选择使用个体、时间双固定的空间杜宾模型进行回归分析。

3. 空间杜宾模型回归结果

基于三类空间权重矩阵, 采用固定时间效应和个体效应的空间面板杜宾模型进行估计, 参数估计结果如表4所示。首先分析解释变量的本地效应, 环境规制 (er) 作为核心解释变

表 3 空间计量模型设定检验

空间权重矩阵	检验方式	SAR	SEM	SDM
空间相邻矩阵 (w1)	LR 检验	116.68***	108.86***	—
	Wald 检验	255.69***	95.90***	—
	Hausman 检验	—	—	65.99***
空间距离矩阵 (w2)	LR 检验	81.64***	84.36***	—
	Wald 检验	96.60***	20.80**	—
	Hausman 检验	—	—	35.59***
空间经济权重矩阵 (w3)	LR 检验	130.85***	121.63***	—
	Wald 检验	168.28***	43.86***	—
	Hausman 检验	—	—	25.39**

注: ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

表 4 空间杜宾模型回归结果

解释变量	被解释变量: <i>lnemploy</i>		
	w1	w2	w3
<i>er</i>	-0.019*** (-2.68)	-0.032*** (-4.11)	-0.023*** (-3.25)
<i>cpi</i>	0.344 (0.67)	0.436 (0.8)	0.058 (0.11)
<i>fdi</i>	-0.140** (-2.09)	-0.132* (-1.79)	-0.187*** (-2.64)
<i>hc</i>	0.003* (2.87)	0.012** (3.08)	0.001* (2.30)
<i>ind</i>	0.229*** (6.54)	0.239*** (5.63)	0.087*** (2.73)
<i>pgdp</i>	0.013** (3.14)	0.003* (2.28)	0.010*** (3.87)
<i>lnlp</i>	-0.014*** (-5.59)	-0.014*** (-5.64)	-0.005** (-2.05)
<i>lnkl</i>	-0.008*** (-13.93)	-0.007*** (-12.36)	-0.008*** (-14.97)
<i>lnrd</i>	0.132*** (4.71)	0.105*** (3.49)	0.151*** (5.99)
<i>lnwage</i>	0.004* (2.27)	0.023** (3.7)	0.009* (2.68)
<i>w* er</i>	-0.028** (-2.17)	-0.202*** (-3.78)	-0.008 (-0.42)
<i>w* cpi</i>	0.311 (0.48)	3.484 (0.84)	-1.535 (-1.16)
<i>w* fdi</i>	-0.369*** (-3.12)	-2.016*** (-2.89)	-1.164*** (-6.25)
<i>w* hc</i>	-0.001 (-0.05)	0.056 (1.21)	0.011 (1.53)
<i>w* ind</i>	0.214*** (2.73)	0.774** (2.12)	-0.122 (-1.63)
<i>w* pgdp</i>	0.148*** (6.79)	0.218** (2.10)	0.066** (2.22)
<i>w* lnlp</i>	0.014*** (2.70)	0.057** (2.49)	-0.024*** (-3.54)
<i>w* lnkl</i>	-0.004*** (-3.20)	0.003 (0.58)	-0.004*** (-3.41)
<i>w* lnrd</i>	-0.011 (-0.19)	-0.327 (-1.02)	0.241*** (3.45)
<i>w* lnwage</i>	-0.170*** (-6.98)	0.108 (0.94)	-0.007 (-0.19)
Spatial- ρ	-0.384*** (-5.33)	-1.149*** (-4.52)	-0.408*** (-5.46)
Sigma ₂ - ϵ	0.006*** (14.82)	0.006*** (14.32)	0.006*** (14.73)
时间固定	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
R^2	0.901	0.910	0.896
N	450	450	450

注: ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平, 括号内是对应的 z 值。

量, 其系数均通过了 1% 的显著性检验, 且系数为负数, 说明从全国范围上来看提高环境规制强度对劳动力就业存在抑制作用, 这可能是因为现阶段我国环境规制还没有起到显著的创新激励作用, 环境规制加强主要带来企业污染治理费用或环保技术投资增加, 挤占生产投资, 导致企业劳动力需求下降, 环境规制激发创新而产生的就业创造效应尚不能弥补因成本增加而产生的就业损失效应。在其他解释变量中, 对劳动力就业有显著促进作用的是人力资本 (*hc*)、人均 GDP (*pgdp*)、研发投入 (*lnrd*) 和工资 (*lnwage*), 工资水平提高促进了劳

动力就业, 这可能与中国的二元经济结构有关, 隐性农村剩余劳动力的存在使得工资保持在较低水平, 随着现代城市部门扩张, 隐性农村剩余劳动力逐渐得到释放, 工资水平趋于上升; 对劳动力就业有显著抑制作用的是外商投资 (fdi)、劳动生产率 ($lnlp$) 和资本深化 ($lnkl$), 外商投资抑制了劳动力就业, 原因可能有两个方面, 一是外商投资对国内投资存在替代和挤占效应, 从而伴随着就业替代效应, 二是外商投资部门更多是非劳动密集型部门, 从而对劳动力就业的促进作用不显著; 劳动生产率 ($lnlp$) 和资本深化 ($lnkl$) 都能促进生产率的提升, 导致劳动力需求下降, 从而不利于劳动力就业增加。

三类空间权重矩阵下的 ρ 值均显著不为零, 表明各省环境规制对劳动力就业均存在显著的空间效应。下面讨论环境规制和其他变量的邻地效应。在三类空间权重矩阵下, 环境规制的空间滞后项 $w*er$ 的系数为负数, $w1$ 中在 5% 水平下显著, $w2$ 中在 1% 水平下显著, $w3$ 中不显著, 说明邻地环境规制对本地劳动力就业具有显著的负向效应, 结合空间自回归系数 ρ 显著为负来看, 空间距离邻近的地方政府更倾向于采取逐底式环境规制竞争策略, 从而对本地劳动力就业产生负向溢出效应, 环境规制对劳动力就业的负向溢出效应在地理距离权重矩阵下显著存在, 在经济距离权重矩阵下本地环境规制对劳动力就业的负向溢出效应不显著。还有一些变量的邻地效应也值得关注, 比如邻地外商投资增加会导致本地劳动力就业减少, 从而对本地劳动力就业产生负的溢出效应; 邻地的第二、三产业发展水平和人均 GDP 提高会促进本地劳动力就业增加, 反映产业发展和经济增长具有正向空间外溢特征, 邻地产业和经济发展水平提高会带动本地经济发展, 对本地劳动力就业产生正向溢出效应; 邻地工资水平提高会导致本地劳动力就业减少, 基本反映了劳动力流动的“孔雀东南飞”现象。

4. 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, 因此, 模型中各解释变量的系数估计值并不能直接反映该解释变量对被解释变量的影响效应, 只是显示了该解释变量对被解释变量的作用方向及其显著性。勒沙杰 (Lesage) 和佩斯 (Pace) 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^[28]。空间效应分解结果如表 5 所示。

从表 5 可知, 在 $w1$ 、 $w2$ 、 $w3$ 权重下, 环境规制 (er) 对劳动力就业的直接效应均显著为负, 说明随着环境规制强度提高, 本地劳动力就业减少, 表明本地环境规制加强所带来的就业创造效应不足, 这与表 4 中的空间杜宾模型估计结果是相一致的; 环境规制 (er) 对劳动力就业的间接效应也显著为负, 这表明邻地存在降低环境规制以增加就业的策略性竞争倾向, 因此, 要致力于实现环境规制驱动就业创造, 用就业创造来抵消因污染密集型产业减少或转移给本地带来的就业损失。从表中也容易看出, 邻地通过提高外商直接投资 (fdi)、资本深化 ($lnkl$) 等措施可以带来就业增加, 并对本地劳动力就业产生负的溢出效应; 人均收入水平 ($pgdp$) 的直接效应、间接效应和总效应均为正, 表明随着经济发展水平的提高,

表5 解释变量的直接效应、间接效应与总效应

效应类型		<i>er</i>	<i>cpi</i>	<i>fdi</i>	<i>hc</i>	<i>ind</i>
w1	直接效应	-0.017**	0.356	-0.112*	0.003*	0.220***
	间接效应	-0.016*	0.112	-0.244***	0.001	0.095*
	总效应	-0.033***	0.468	-0.356***	0.003*	0.315***
w2	直接效应	-0.025***	0.353	-0.059*	0.002**	0.221***
	间接效应	-0.083***	1.499	-0.946***	0.028	0.253
	总效应	-0.108***	1.852	-1.005***	0.026**	0.474***
w3	直接效应	-0.023***	0.213	-0.095**	0.001*	0.100***
	间接效应	-0.002*	-1.289	-0.862***	0.008	-0.121**
	总效应	-0.025***	-1.076	-0.957***	0.008*	0.022
效应类型		<i>pgdp</i>	<i>lnlp</i>	<i>lnkl</i>	<i>lnrd</i>	<i>lnwage</i>
w1	直接效应	0.025**	-0.013***	-0.008***	0.136***	0.010**
	间接效应	0.118***	-0.007*	-0.001	-0.050	-0.129***
	总效应	0.093***	-0.020***	-0.008***	0.086*	-0.120**
w2	直接效应	0.012*	-0.013***	-0.008***	0.122***	0.021*
	间接效应	0.110**	-0.022*	0.006**	-0.241	0.043
	总效应	0.098**	-0.035***	-0.002**	-0.119	0.064**
w3	直接效应	0.005**	-0.007***	-0.008***	0.136***	0.009**
	间接效应	0.048**	-0.020***	-0.001	0.141**	-0.001
	总效应	0.053***	-0.013**	-0.009***	0.277***	0.009*

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。

不仅促进了本地劳动力就业增加,还会带动周边地区劳动力就业增加,显示了经济发展的正外部性;人力资本(*hc*)对劳动力就业的直接效应和总效应均为正,但间接效应不显著,表明人力资本在职位的空间选择上已表现出一定的环境偏好;劳动生产率(*lnlp*)的直接效应、间接效应和总效应均为负,无论是本地还是邻近地区劳动生产率的提高,均不利于本地劳动力就业增加,尤其是人工智能、区块链、云计算和大数据带来新技术、新产业和新业态快速发展,促进了劳动生产率整体提升,形成了劳动力替代效应,邻地劳动生产率提高之所以会对本地形成负的就业空间溢出效应,可能是因为本地优秀人才会被吸引到劳动生产率高的邻地,从而导致本地经济增长变慢和就业下降。

五、结论与建议

本文利用 30 个省级行政地区 2003—2017 年的面板数据构建空间杜宾模型,基于空间溢出效应视角,实证检验不同空间权重矩阵下环境规制竞争对劳动力就业的影响,主要得到如下结论:①各地劳动力就业和环境规制存在显著的空间相关性,劳动力就业具有空间集聚特征,相邻地方政府环境规制存在一致的空间互动。②环境规制对劳动力就业总的影响效应为负,在三类不同的空间权重矩阵下,环境规制对劳动力就业的空间溢出效应均显著为负,从全国范围来看,我国地方政府在环境规制方面存在“逐底式”竞争的倾向,与此同时也说明我国环境规制的就业创造效应仍显不足,无法弥补环境规制的就业损失效应,需要关注和防范因此可能产生的局部就业风险。③相对于地理距离空间权重矩阵下的影响效应而言,经济距离空间权重矩阵下环境规制对劳动力就业的负向空间溢出效应要小些,因此,引导产业在经济发展水平差异大的地方进行梯度转移,可以减小环境规制对劳动力就业的负面外溢

影响。

基于上述实证研究结论, 提出如下政策建议: ①为打破“逐底式”环境规制竞争的恶性循环, 要进一步加强环境规制和生态文明建设力度, 加大对地方政府官员的环境绩效考核, 在多重外部因素叠加放大就业压力的形势下, 仍然要以发展和前瞻的眼光来看待环境规制, 增强绿色发展的战略定力, 坚定打好生态环保攻坚战。②加强区域环境规制协调, 如果一地提高了环境规制强度, 周边地区采取环境规制逐底竞争策略, 地方政府之间为增长而竞争, 容易导致环境治理“碎片化”现象和投机主义倾向, 环境规制就很难起到促进创新和就业创造的作用, 因此, 要打破地方政府在环境治理上各自为政的“碎片化”格局, 统筹区域产业布局优化、生态利益补偿、环境规制一体化、环境监管一体化和环保信用体系建设, 地方政府之间要形成环境规制协同机制, 倒逼企业进行绿色创新, 避免环境逐次竞争导致企业“搭便车”、“逆向选择”等机会主义行为。③要因地制宜地探索不同地区环境规制的创新触发机制, 建立起环境规制驱动企业创新的长效机制, 通过环境规制驱动技术创新和产业升级带来的就业创造效应来弥补因环境规制导致污染性产业减少而带来的就业损失, 地方政府在对污染密集型产业做减法的同时, 更要努力做好绿色产业发展的加法和乘法, 创造高质量就业机会。④通过高等教育、职业培训、再就业培训和相关财政支持, 促进劳动力结构优化调整, 使发达地区产业升级能获得高素质劳动力支撑, 欠发达地区在承接产业转移中实现充分就业, 实现劳动力资源在空间上的再配置和再平衡, 努力取得生态环境保护和高质量就业的双重红利。

参考文献:

- [1] GOLOMBEK R, RAKNERUD A. Do environmental standards harm manufacturing employment? [J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 1997, 99 (1): 29-44.
- [2] GREENSTONE M. The impacts of environmental regulations on industrial activity: evidence from the 1970 and 1977 clean air act amendments and the census of manufactures [J]. *Journal of Political Economy*, 2002, 110 (6): 1175-1219.
- [3] GRAY W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown [J]. *The American Economic Review*, 1987, 77 (5): 998-1006.
- [4] BEZDEK R H, WENDLING R M, DIPERNA P. Environmental protection, the economy, and jobs: national and regional analyses [J]. *Journal of Environmental Management*, 2008, 86 (1): 63-79.
- [5] PORTER M E, LINDER C V D. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship [J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (4): 97-118.
- [6] WALKER W R. Environmental regulation and labor reallocation: evidence from the Clean Air Act [J]. *The American Economic Review*, 2011, 101 (3): 442-447.
- [7] LIU M, SHADBEGIAN R, ZHANG B. Does environmental regulation affect labor demand in China? evidence from the textile printing and dyeing industry [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 86: 277-294.
- [8] 孙文远, 杨琴. 环境规制对就业的影响——基于我国“两控区”政策的实证研究 [J]. *审计与经济研究*, 2017 (5): 96-107.
- [9] GRAY W B, SHADBEGIAN R J, WANG C, et al. Do EPA regulations affect labor demand? evidence from the pulp and paper industry [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2014, 68 (1): 188-202.
- [10] 邵帅, 杨振兵. 环境规制与劳动需求: 双重红利效应存在吗? ——来自中国工业部门的经验证据 [J]. *环境经济研*

- 究, 2017 (2): 64-80.
- [11] 闫文娟, 郭树龙. 中国环境规制如何影响了就业——基于中介效应模型的实证研究 [J]. 财经论丛, 2016 (10): 105-112.
- [12] 王勇, 施美程, 李建民. 环境规制对就业的影响——基于中国工业行业面板数据的分析 [J]. 中国人口科学, 2013 (3): 54-64.
- [13] 李珊珊. 环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2015 (8): 135-143.
- [14] 李梦洁, 杜威剑. 环境规制与就业的双重红利适用于中国现阶段吗? ——基于省际面板数据的经验分析 [J]. 经济科学, 2014 (4): 14-26.
- [15] 周五七, 陶靓. 环境规制影响中国劳动力就业的区域异质性——基于产业结构门槛效应的实证检验 [J]. 西部论坛, 2020 (1): 100-110.
- [16] 穆怀中, 范洪敏. 环境规制对农民工就业的门槛效应研究 [J]. 经济学动态, 2016 (10): 4-14.
- [17] 王群勇, 陆凤芝. 环境规制影响农民工城镇就业的空间特征 [J]. 经济与管理研究, 2019 (6): 56-71.
- [18] 沈宏亮, 金达. 异质性环境规制、工业企业研发与就业技能结构——基于空间面板杜宾模型的实证研究 [J]. 软科学, 2019 (8): 39-43, 53.
- [19] 孙文远, 周寒. 环境规制对就业结构的影响——基于空间计量模型的实证分析 [J]. 人口与经济, 2020 (3): 106-122.
- [20] 江永红, 申慧玲. 环境规制模式与就业技能结构升级: 理论机理与实证检验 [J]. 江海学刊, 2020 (5): 249-254.
- [21] 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.
- [22] COPELAND B R, TAYLOR M S. North-south trade and the environment [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109 (3): 755-787.
- [23] ANSELIN L, GALLO J L, JAYET H. Spatial panel econometrics [M]. Berlin Heidelberg: Springer, 2008: 625-660.
- [24] ELHORST J P. Applied spatial econometrics: raising the bar [J]. Spatial Economic Annals, 2010 (5): 9-28.
- [25] 李钢, 李颖. 环境规制强度测度理论与实证进展 [J]. 经济管理, 2012 (12): 154-165.
- [26] 王勇. 环境规制的就业效应: 劳动力需求、再配置及福利 [M]. 北京: 中国环境出版社, 2018: 46-48.
- [27] 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.
- [28] LESAGE J P, PACE R K. Spatial econometric modeling of origin-destination flows [J]. Journal of Regional Science, 2008, 48 (5): 941-967.

[责任编辑 刘爱华]