

我国省区环境污染资源损失及其外溢效应研究

舒元, 黄亮雄

(中山大学 岭南学院, 广东 广州 510275)

[摘要] 测量环境污染损失和资源损耗的经济价值(环境污染资源损失)是制定环境资源政策的关键。为此,沿用世界银行2011年发布的方法测量了我国30个省区2004—2009年的人均环境污染资源损失,分析了它的区域分布特点并验证了其外溢效应的存在性。结果表明,我国省区间人均环境污染资源损失存在显著的正外溢效应。这种效应在空间上表现为损失程度相近的省区彼此集聚,在政策举措上表现为省区的环境资源政策行为相互模仿。这种外溢效应主要源于东部省区内部;其次源于中部与西部跨区之间;另外在中部省区内部以及东部与中部跨区之间也存在一定的正外溢效应。

[关键词] 环境污染资源损失;环境污染资源外溢效应;地区环境污染;省区环境污染;环境资源问题

[中图分类号] F224 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2012)03-0086-11

一、引言

我国近30年经济高速增长的壮丽画卷背后,环境资源问题令人担忧。据国家发布的信息,2009年我国的大气污染、水污染等问题严重。大气污染方面,在开展了环境空气质量监测的全国612个县级及以上城市中,仅4.2%的城市达到一级标准。监测的488个市(县)中,出现酸雨的市(县)高达258个,占52.9%。水污染方面,203条河流408个地表水国控监测断面中,Ⅲ类以下水质的断面比例仍高达42.7%。26个国控重点湖泊(水库)中,Ⅲ类以下水质的有20个,占76.9%^①。与此同时,经济发展对自然资源的开采愈发依赖,2009年全国天然气的开采量为851.7亿立方米,比上年增长11.9%;煤炭开采量为30.5亿吨,比上年增长16.4%^②。可见,环境资源问题不容忽视,建设资源节约型、环境友好型社会及发展循环经济,增强可持续发展能力,成为当务之急。

走可持续发展之路,就要衡量经济、环境与资源三者的关系;就要研究经济的增长带来了多少环境污染损失,损耗了多少资源,也就是需要测量地区环境污染带来的损失和资源损耗的程度^③。只有合理地测量出地区环境污染资源损失程度,才能使人们认识到环境资源问题的严重程度并验证环境资源政策的有效性,同时能为政府制定有关政策提供信息支持。环境污染资源损失的测量是衡量地

[收稿日期] 2011-12-31

[基金项目] 广东省软科学基金项目“科技进步对广东省经济—环境协调性的影响机制研究”(2011B070400015);2011年度中山大学管川基金博士生重要创新项目。

[作者简介] 舒元(1949—),男,中山大学岭南学院博士生导师,教授,国际商学院院长,从事西方经济学和增长经济学研究;黄亮雄(1985—),男,中山大学岭南学院博士研究生,从事环境经济学和增长经济学研究。

①数据根据《2009年中国环境状况公报》整理而得。

②数据根据《2009年中国国土资源公报》整理而得。

③下文简称为环境污染资源损失。

区环境经济体健康发展的重要一环,对其测量有非货币评价和货币评价两种评价模式。非货币评价模式试图建立一个多维、多层次的指标体系,对环境资源的多个截面或多个维度进行评价,如1999年出版的《中国可持续发展战略报告》中的资源环境综合绩效指数^[1]。但这种衡量体系容易出现指标信息覆盖不全或指标间信息重叠两个问题。货币评价模式就是对环境污染引起的损失、生产带来的资源损耗统一以货币的形式表示。这种模式通用性比较好,评价结果简明易懂。目前无论官方机构还是个人的研究多采用这种模式。这种评价模式在我国的应用始于上世纪80年代,过孝民和张惠勤在20世纪80年代,第一次应用这种评价模式估算了全国范围内的环境污染损失,指出1981—1985年间平均每年损失为380亿元,占1983年GNP的6.75%^[2]。这项研究不但具有开创性,而且它使用的方法有较强的理论基础,后来被许多研究者沿用。夏光和赵毅红估算了我国1992年环境污染造成的经济损失,估值约为986.1亿元,占当年GNP的4.04%^[3]。郑易生等估算的我国1993年环境污染经济损失为1084.1亿元,占当年GNP的3%以上^[4]。世界银行的估算结果令人吃惊,它指出1995年我国大气与水污染的损失占当年GDP的比重高达8%^[5]。进入21世纪,国家环保总局和统计局对2004年我国绿色GDP作了详尽的核算,指出2004年全国因环境污染造成的经济损失占当年GDP的3.05%,虚拟治理成本占当年GDP的1.80%^[6]。世界银行再次关注我国的大气污染问题,经过估算后指出,2003年我国大气污染所造成的健康损失占GDP的3.8%^[7]。

上述的估算虽科学严谨、具有较高的学术价值,且深刻揭示了我国环境资源问题的严峻现状,但仍存在两点不足:(1)除了对资源环境综合绩效指数测算之外,其余研究则仅局限于对环境污染的损失进行估算,而忽视了经济增长对自然资源的损耗。事实上,自然资源诸如矿产资源、能源资源及森林资源是不可再生资源或者再生周期较长,对其过度开发而取得的经济增长是不可持续的。同时,环境问题与资源问题是密不可分的。可见,测量经济活动对自然资源的损耗同样重要。(2)很多研究仅估计了全国数据,而缺失对我国分地区的研究,例如对省区层面的研究。我国区域差异巨大,如果把估算细致到省区层面,将对制定地区政策具有更为积极的意义。鉴于此,本文综合环境污染损失和资源损耗,把分析区域细致到省区层面,并参考世界银行2011年报告The Changing Wealth of Nations的方法,测算了我国30个省(市、区)2004—2009年的人均环境污染资源损失,分析了其区域分布特点。

地区人均环境污染资源损失可看作是该地区环境资源政策的体现。而我国省区政策的制定往往植根于省区的相互影响之中。那么,省区间的政策举措是如何相互影响的?它们之间是相互独立、相互模仿,还是相互对立?回答这个问题,就要探讨省区间人均环境污染资源损失外溢效应(Spillover effect)。若不存在外溢效应,则省区间的政策举措是相互独立的;若存在正的外溢效应,省区间表现为相互模仿的政策互动;若存在负的外溢效应,省区间表现出相互对立的政策互动。科学地验证外溢效应的存在性并辨别其方向,有助于深刻了解我国区域关系,妥善处理区域问题。这也成为本文的研究重点。

本文如下部分的结构安排:第二部分阐述环境污染资源损失的测量方法;第三部分针对测量的结果进行区域分布分析;第四五部分为实证部分,验证我国省区间人均环境污染资源损失的外溢效应;第六部分为结论。

二、测量方法

本文在参考了Hamilton、Clemens和世界银行2002年方法的基础上,主要使用了世界银行2011年报告所使用的测量环境污染资源损失程度的方法,这种方法也是一种货币评价模式方法^[8-10]。相比于庞杂的评价体系,这种方法操作性更强,且较易拓展到省区层面。本文沿用该方法,把环境污染资源损失分为自然资源损耗、二氧化碳排放的破坏与对环境破坏的治理投入三部分,具体核算可由以下公式表达:

$$DAM = \sum R_i + CD + GE \quad (1)$$

其中, DAM 为环境污染资源损失, R_i 为各项资源的损耗, CD 为二氧化碳排放的破坏, GE 为对环

境破坏的治理投入。

各项资源损耗包括能源损耗、矿产损耗和森林损耗。各损耗 = $PV(\text{利润以 } 4\% \text{ 进行折旧})/T$ 。其中, T 为资源的寿命, PV 为现值。 T 的选取因资源的不同而不同, 但大部分资源的寿命都集中在 20 年—30 年, 故世界银行的评价有选择 $T=20$ ^[11], 也有选择 $T=25$ ^[8], 但本文选取 $T=25$ 。

能源资源和矿产资源都是非再生资源, 其中能源资源一般包括石油、天然气和煤, 而矿产资源包括黑色金属和有色金属。有关其利润, 本文选取石油及天然气开采业和煤炭开采业的利润总额来表示能源资源的利润; 选取黑色金属采矿业和有色金属采矿业的利润总额来表示矿产资源的利润。数据来源于历年《中国工业经济统计年鉴》和《中国经济普查年鉴》。

至于森林财富, 包括木材资源和非木材资源, 但一般认为森林产品的利润率介于耕地和草地之间, 而耕地的利润率大约为 30%, 草地产品的利润率大概是 45%^[8,12]。因此, 本文选取 35%, 也就是说, 森林利润是林业总产值的 35%。另外, 森林是可再生资源, 每年大约有 10% 的森林可以再生, 于是用原利润率减去再生率, 可得森林资源损害等于林业总产值的 25%。林业总产值的数据来源于各期《中国农业年鉴》。

二氧化碳的破坏 (CD) = 排放量 (吨) × 20 美元 (以 2005 年为基年折算成人民币为 163.83 元)^[13]。至于各省区二氧化碳排放量的算法, 可参看杜立民的做法, 主要数据来源于历年《中国能源统计年鉴》^[14]。

对环境破坏的治理投入 (GE), 采用环境污染治理投资总额。环境污染治理总额包括工业污染源投资、建设项目环保投资和城市环境基础设施建设投资三项, 这三项数据主要来源于各期《中国环境统计年鉴》^①。

三、环境资源损失的区域分布

使用上节论述的方法, 本节测算出我国 30 个省 (市, 区) 2004—2009 年的人均环境污染资源损失^{②③}, 并分析其在我国的区域分布。

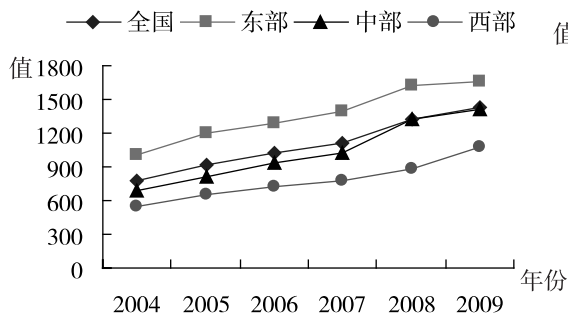


图1 我国人均环境污染资源损失的变化趋势

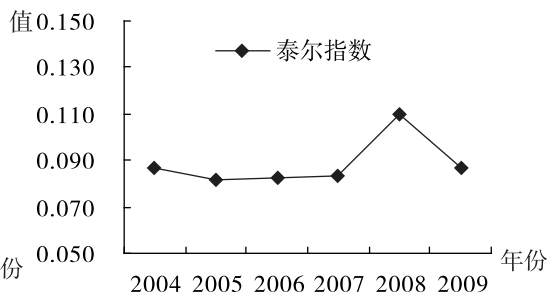


图2 泰尔指数资源损失的污染我国人均环境

2004—2009 年, 我国人均环境污染资源损失愈加严重。如图 1 所示, 2004 年全国人均环境污染资源损失为 771.58 元^④, 2009 年上升到 1422.00 元, 年均增长 10.7%, 高于同期全国人均 GDP 年均 9.5% 的增长率。也就是说, 环境污染资源损失占 GDP 的比重将越来越高。事实上, 2004 年全国环境污染资源损失占 GDP 的比重为 6.7%, 2009 年上升为 7.2%^⑤, 环境资源问题令人担忧。分区域来看, 这六年来, 东部的人均环境污染资源损失最高, 中部次之, 西部最低。东中西部的年均增长率分别

①大部分省区在 2004 年以前都没有公布城市环境基础设施建设投资数据, 所以本文的测量年限为 2004—2009 年。

②限于数据的获得, 这里不包括西藏自治区。

③所有数据都使用 GDP 缩减指数进行平减, 以 2000 年为基期。

④30 个省区的平均, 下同。

⑤相比于《中国绿色国民经济核算研究报告 2004》, 我们的结果高出约两个百分点, 因为前者没有计算自然资源的损耗。

为 8.6%、12.9% 和 11.6%。可见,近年来,中西部对环境资源的索取程度愈渐追上东部地区,这与各地区的发展模式有关。改革开放以来,东部沿海地区凭借着地理优势以及低廉的劳动力,选择制造业出口导向型的发展模式,如长三角和珠三角模式。这种模式符合比较优势原理,使得企业拥有自生能力,进而适应市场要求^[15]。经过 30 年的发展,这种发展模式初见成效,虽然对经济发展环境的破坏在加强,但对自然资源的索取却有所降低。中西部省区虽然没有东部省区的地理优势,也缺乏较好的基础设施、人力资本以及市场环境等因素,但却拥有丰富的自然资源,尤其是随着市场经济的确立,自然资源越发成为稀缺资源,价格不断推高。在“标尺竞争”下,自身经济不发达的中西部省区,着力追赶东部省区,从而更关注于短期内对 GDP 增长有显著贡献的自然资源开采项目,而忽视开采自然资源对环境的破坏,这样就造成中西部省区的人均环境污染资源损失增长愈快。

以泰尔指数^①来反映我国人均环境污染资源损失的区域差异。如图 2 所示,2004—2007 年泰尔指数由 8.7% 下降到 8.3%,这是由于基数较大的东部,损失增长率放缓,中西部地区则增长迅速,局部差距缓慢下降。但 2008 年较为特别,泰尔指数大幅增长到 11.0%,2009 年又回落到 8.7%,与 2004 年相当。也就是说,除了 2008 年之外,我国的人均环境污染资源损失区域差异基本稳定。

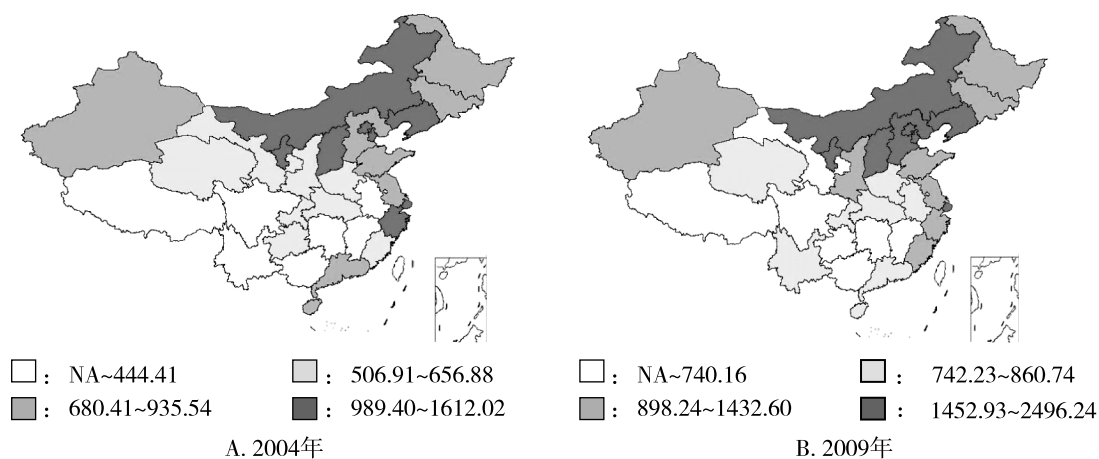


图 3 我国人均环境污染资源损失的区域分布(单位:元)

图 3 使用分位数来反映我国人均环境污染资源损失的区域分布。对比 2004 年与 2009 年可知,省区的集团间变化较少,特别是处于第一和第二集团(50% 与 75% 百分位以后)的省区基本没有发生变化,仅是广东与海南由 2004 年的第二集团下降到 2009 年的第三集团(25% 至 50% 百分位之间的省区),与此同时,陕西与福建由 2004 年的第三集团上升到 2009 年的第二集团。第一和第二集团大部分是沿海省区或是内陆拥有国际边界的省区,第三和第四集团省区则大部分是内陆省份。这样就形成了外圈套内圈的分布格局,其中,外圈是人均环境污染资源损失较高的第一和第二集团省区,内圈则是损失较低的第三和第四集团省区。如此的区域分布与区域要素禀赋和产业结构有较强的联系。第一集团的省区多集中于与河北和内蒙古交界的省区,这些省区有的是能源或资源大省,如内蒙古和山西均是煤炭大省;有的是重工业基地,如河北和辽宁,这些省区一方面对资源索取较多,另一方面对环境污染也较重。第二集团多集中于沿海省区,也包括资源大省新疆和重工业基地黑龙江与吉林。沿海地区经济规模较大,对环境的破坏也较大。特别地,北京、上海与天津这 3 个直辖市六年来都处于第一集团。三市辖区面积小,环境承载力有限,但由于其地位特殊,过去发展了不少重工业产业,如上海的宝钢等,这种模式的可持续性值得深究。不过,现在三市的排名已有所下降,同时损失的增长速度较慢,分别为 3.4%、3.5% 与 3.3%,远低于全国平均水平,三市的环境相对改善。

① 泰尔指数 $Teil = \sum \{ (g_i/G) * \ln[(g_i/p_i)/(G/P)] \}$, 其中 g_i 为 i 地区的国内生产总值, p_i 为 i 地区的人口, G 和 P 则对应全国总值。

四、实证方法

(一) 计量方法

上节的分析指出我国人均环境污染资源损失的区域分布呈集聚状态:沿海省区与拥有国际边界的省区构成的第一和第二集团形成外圈,中部与西南部的内陆省区构成的第三和第四集团形成内圈。这体现出地区经济地理行为间的空间依赖性。真实的空间依赖性反映了现实中存在的空间交互作用(Spatial Interaction Effects),比如区域经济要素的流动、创新的扩散、技术溢出等。本文就是要构造计量模型来识别省区人均环境污染资源损失的空间依赖性。

在现实的经济地理研究中,许多涉及地理空间的数据普遍存在空间依赖性,例如一般认为空间上离的近的变量之间比在空间上离的远的变量之间具有更加密切的关系^[16]。传统的统计与计量理论忽视了这种空间依赖性,其统计与计量分析的结果值得进一步深入探究^[17]。空间计量分析为这种研究打开了一扇窗。空间依赖性可以用空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)与空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)两种空间计量模型进行刻画^[18]。

空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)的表达式为:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (2)$$

其中,参数 β 反映了自变量对因变量的影响; W 为空间加权矩阵;空间滞后因变量 $W y$ 是一个内生变量,反映了空间距离对区域行为的作用;参数 ρ 衡量了样本观察值中的空间依赖作用,即相邻地区的观察值 y 对本地区观察值 y 的影响方向和程度。由于SLM模型与时间序列中自回归模型相类似,因此SLM也被称作空间自回归模型(Spatial Autoregressive Model, SAR)。特别地,SLM常用于讨论各变量在地区间是否有扩散现象(外溢效应)。本文也将检验我国省区人均环境污染资源损失方程是否适用该模型。

空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)的数学表达式为:

$$Y = X \beta + \varepsilon \quad (\text{其中}, \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu) \quad (3)$$

式中, ε 为随机误差项向量, λ 为 $n \times 1$ 阶的截面因变量向量的空间误差系数, μ 为正态分布的随机误差向量。SEM中参数 β 反映了自变量 X 对因变量 y 的影响。SEM的空间依赖作用存在于扰动误差项之中, λ 度量了邻近地区关于因变量的误差冲击对本地区观察值的影响程度。鉴于SEM模型与时间序列中的序列相关问题类似,因此被称为空间自相关模型(Spatial Autocorrelation Model, SAC)。

(二) 空间加权矩阵

空间计量经济模型通过引入空间加权矩阵来表达空间相互作用。空间加权矩阵 W 为一个 $n \times n$ 的对称矩阵,其对角线上的元素 W_{ii} 被设为0,而 W_{ij} 表示区域 i 和区域 j 在空间上相连接的原因。其权数的设定一般有两种规则:地理位置规则与空间距离规则。本文涉及的权数均采用这两种规则。地理位置规则使用Rook邻近空间加权矩阵(W_r),即当两个地区拥有共同边界时, $w_{ij} = 1$,而当两个地区没有共同的边界时, $w_{ij} = 0$ ^①。空间距离规则采用 K 值最邻近空间矩阵(W_k),具体为给定空间单元周围选择最邻近 K 个地区的权数为1,其余为0,一般地, $K = 4$ ^[19]。为了减少或消除区域间的外在影响,权值矩阵被标准化 $w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_{j=1}^n w_{ij}$,从而使行元素之和为1。

五、外溢效应的实证结果

(一) 数据描述

本节所使用的数据是2004—2009年30个省区各年的横截面数据,使用逐年回归的方法进行分

①为了避免“单个岛屿效应”,设定海南省与广东省、广西壮族自治区有共同边界。

析。本节的实证步骤如下:首先是数据描述,其次进行 SLM 与 SEM 检验判别,最后得出回归结果并作时间比较。

因变量为上文测量的各省区人均环境污染资源损失(dam)。自变量方面,除了 W_y 或 W_ε ,其余控制变量主要源于 Grossman 和 Krueger 的环境三效应模型^[20],该模型经过 Antweiler 等建立数理模型验证^[21]。他们将影响环境的因素分为三种效应:规模效应、结构效应和技术效应。规模效应是指经济规模的增大,影响到环境污染资源的损失,用真实人均 GDP 及其平方项来反映。这些最早见于 Grossman 和 Krueger 的 EKC 假说^[20]。后来,Copeland 和 Taylor 为 EKC 假说提供了一个合理的数理推导,并研究了南北贸易环境的关系,揭示了高收入地区选择强的环境保护措施的原因^[22]。结构效应是指产业结构的变化导致环境污染资源损失的变化,这里使用第二产业占 GDP 比重($we2$)来反映。技术效应是指因为技术的进步致使环境污染资源损失的变化,这里使用研究与试验发展的人员数量(rd)表示。另外,使用对外依存度,即进出口总额占 GDP 的比重(ti)来捕捉污染产生的效应。为了反映政府保护环境的努力程度,本文采用类似于曾文慧提出的水污染有效征收率(Effective Levy Rate,EL),以总排污费除以未达标工业废水排放量来度量^[23]。

综合各变量,以 2009 年为例,对其进行简要的数据描述,如表 1 所示。

表 1 数据描述(2009 年)

	dam	pgdp	pgdp2	we2	rd	ti	el
观测值	30	30	30	30	30	30	30
均值	1184.102	2.235	6.806	47.461	76329.670	27.865	519.738
最小值	975.104	1.603	2.570	49.009	55334.000	11.535	11.802
最大值	2796.245	6.725	45.226	56.521	283650.000	126.080	15114.900

(二) 实证结果

判断地区间空间相关性是否存在以及 SLM 和 SEM 哪个模型更恰当,一般可通过包括 Moran's I 检验、两个拉格朗日乘数(Lagrange Multiplier)检验,LMLAG、LMERR 及其稳健(Robust)的 R-LMERR、R-LMLAG)等检验来实现。表 2(见下页)列示了使用 2009 年省区数据进行的几项检验。

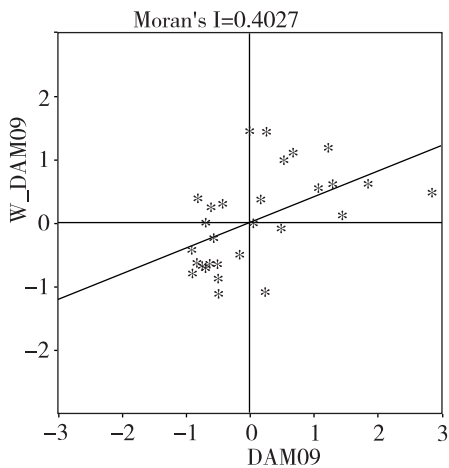
Moran's I 检验,无论是 W_r 还是 W_k 加权矩阵都通过了 5% 的显著性检验,这表明我国各地区人均环境资源损失的分布出现了空间上的聚集现象,即具有人均较高环境污染资源损失的地区相互临近,而具有较低人均环境污染资源损失的地区也相互临近。

尽管 Moran's I 统计量表明我国省区人均环境污染资源损失的空间自相关作用是显著的,但是该统计量不能显示出高损失地区或低损失地区集聚的具体情况。我们使用 Moran 散点图来揭示这一现象。

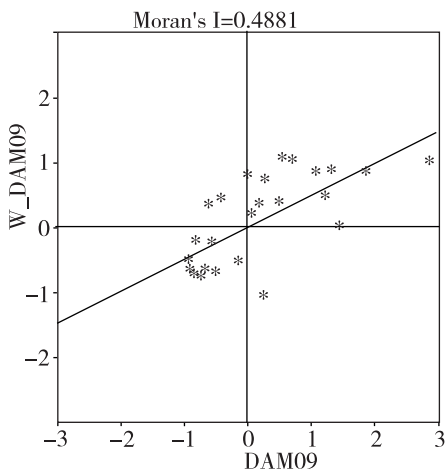
Moran 散点图以每个地区观测值的离差为横坐标,以其空间滞后值为纵坐标,四个不同的象限分别对应四种不同的局部空间相关关系。如图 4(见下页)所示,以 W_k 权重为例,位于第一象限即 H-H (High-High)型地区以及第三象限即 L-L 型(Low-Low)地区的省区居多,导致拟合线的斜率为正。其中,第一象限包括内蒙古、黑龙江、辽宁、河北、北京、天津、宁夏、山西、山东、江苏、浙江和上海,这些省区本身具有较大的损失值,并且其附近的地区也具有较大的损失值。H-H 型地区和 L-L 型地区表示地区间存在正的空间自相关且空间实体呈现空间集聚。

至于 SLM 与 SEM 的选择,Anselin 和 Florax 提出了如下判别准则:如果在空间依赖性的检验中发现 LM(lag)较之 LM(error)在统计上更加显著,且 R-LM(lag)显著而 R-LM(error)不显著,则可以断定适合的模型是 SLM;相反,如果 LM(error)比 LM(lag)在统计上更加显著,且 R-LM(error)显著而 R-LM(lag)不显著,则可以断定 SEM 是恰当的模式。

从表 2(见下页)可知, W_r 加权矩阵中,LM(lag)检验显著而 LM(error)检验不显著,因此选择 SLM; W_k 加权矩阵中,LM(lag)与 LM(error)检验显著,但 R-LM(lag)检验显著而 R-LM(error)检验不



A. 加权矩阵: W_r



B. 加权矩阵: W_k

图4 人均环境污染资源损失 Moran 散点图(2009年)

显著,因此也选择 SLM。那么,两个加权矩阵的空间回归模型均使用 SLM。于是,回归模型设定为:

$$dam = \beta_0 + \rho W \cdot dam + \beta_1 pgdp + \beta_2 pgap2 + \beta_3 we2 + \beta_4 rd + \beta_5 ti + \beta_6 el + \varepsilon \quad (4)$$

正是由于选择了 SLM,(4)式可考察省区人均环境污染资源损失的外溢效应。式中 ρ 的符号决定了外溢效应的方向,其大小决定了效应的大小。若 $\rho = 0$,则不存在外溢效应,此时省区间的政策举措是相互独立的;若 $\rho > 0$,则存在正的外溢效应,此时省区间表现为相互模仿的政策互动或称政策互补;若 $\rho < 0$,则存在负的外溢效应,此时区间表现为差异化的政策互动或称之为政策替代。

表2 空间相关检验(2009年)

	W_r			W_k		
TEST	ML/DF	VALUE	PROB	ML/DF	VALUE	PROB
Moran's I	0.143	2.162	0.031	0.312	4.211	0.000
LM(lag)	1.000	3.444	0.063	1.000	9.987	0.002
R-LM(lag)	1.000	2.199	0.138	1.000	3.954	0.047
LM(error)	1.000	1.284	0.257	1.000	6.035	0.014
R-LM(error)	1.000	0.038	0.845	1.000	0.002	0.960

空间计量模型存在自变量的内生性,这类模型的估计如果仍采用 OLS,系数估计值会有偏或者无效,因此需要通过 IV、ML 或 GLS、GMM 等其他方法来进行估计。Anselin 建议采用极大似然法估计^[18]。另外,针对扰动项方差的设定不同,LeSage 和 Peace 以贝叶斯的视角拓展了空间计量模型,并使用 Markov Chain Monte Carlo(MCMC)方法进行估计^[25]。这里,我们使用两种空间加权矩阵,使用 ML 与 MCMC 两种方法分别估计各年的情况,其中 2009 年的回归结果见表 3(见下页)所示^①。

表 3 使用了两种空间加权矩阵和两种回归方法,共四个方程来验证我国省区人均环境污染资源损失的外溢效应^②,结果都显示 ρ 值显著为正,即存在正的外溢效应。这种效应在空间上,表现为相近损失水平的省区集聚在一起,于是就形成了图 3 所示的我国省区人均环境污染资源损失外圈套内圈的空间分布,其中外圈是人均损失较大的沿海省区与拥有国际边界的省区,内圈是人均损失较小的内陆省区。在政策举措上,正的外溢效应表现为省区的环境资源政策行为相互模仿。那么,一省区采用减小环境污染资源损失的措施,其临近的省区也相应采取减小损失的措施。这样的现象与 Huang

①表 3 只列示了 2009 年的回归结果,其余年份的结果可向作者索取。

②使用修正拟合优度(Rbar²)和最大似然值(II)来判别,应选择方程(4)。

等的榜样效应如出一辙^[26]。

表3 SLM 回归结果(全国样本,2009年)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	W _r -ML	W _r -MCMC	W _k -ML	W _k -MCMC
ρ		0.276 *	0.221 *	0.514 ***	0.391 **
		(0.159)	(0.150)	(0.151)	(0.170)
con	-611.127	-714.074	-359.479	-799.536 *	-435.435
	(665.263)	(552.261)	(542.145)	(483.757)	(515.391)
pgdp	879.616 ***	693.252 ***	594.461 ***	567.337 ***	540.488 **
	(278.827)	(249.951)	(284.475)	(215.801)	(274.887)
pgdp2	-53.023	-37.931	-29.377	-34.543	-28.489
	(39.000)	(33.541)	(35.410)	(28.646)	(34.770)
we2	14.648	14.960	8.693	15.153	8.829
	(14.167)	(11.706)	(11.409)	(10.230)	(11.480)
rd	-0.004 **	-0.004 *	-0.002 *	-0.004 **	-0.003 *
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
ti	-7.220	-4.714	-4.319	-1.041	-2.548
	(8.415)	(6.989)	(7.120)	(6.230)	(7.298)
el	-0.044	-0.039	-0.022	-0.041 *	-0.028
	(0.033)	(0.027)	(0.031)	(0.024)	(0.031)
Obs	30	30	30	30	30
Rbar ²	0.464	0.501	0.412	0.531	0.451
ll	-218.421	-206.610	NA	-203.326	NA

注:(1)***,**, * 分别表示在1%,5%和10%水平上显著;(2)括号中为标准误;(3)ll表示最大似然值。

考察外溢效应的时变趋势。如图5所示,四个方程度量的 ρ 值都具有相仿的时变趋势。图中ML的估计值比MCMC的估计值大。LeSage指出ML与MCMC的估计差异在于模型的异方差大小^[27]。空间加权矩阵W_k的 ρ 值大于W_r的 ρ 值,源于W_k赋予最近的4个省区的权数为1,而W_r则是赋予邻近省区的权数为1,而我国各省区平均拥有4.23个邻近省区。这样,最近4个省区的平均距离小于邻近省区^①。某省与其最近4个省区的紧密程度大于邻近省区时,其对最近4个省区的影响也与其邻近省区的影响相当。在时变上,2006年, ρ 值达到峰值,其余W_k的 ρ 值较为稳定,ML估计一般在0.5的水平,MCMC估计一般在0.4水平。而W_r的 ρ 值在2008年有个明显的低谷,但ML估计基本维持在0.3,MCMC估计基本维持在0.2的水平。正是由于省区的正外溢效应普遍存在,省区间的环境资源政策相互模仿,导致我国人均环境污染资源损失的区域差异较为稳定,这点又与图2泰尔指数反映的结果相互印证。

控制变量方面,真实人均GDP的系数显著为正,其二次项的系数虽符号为负,但不显著,即人均环境污染资源损失的EKC假说不成立,而是与真实人均GDP呈斜率为正的线性关系。以方程(4)为例,真实人均GDP每增长1万元,人均环境资源损失增加567.34

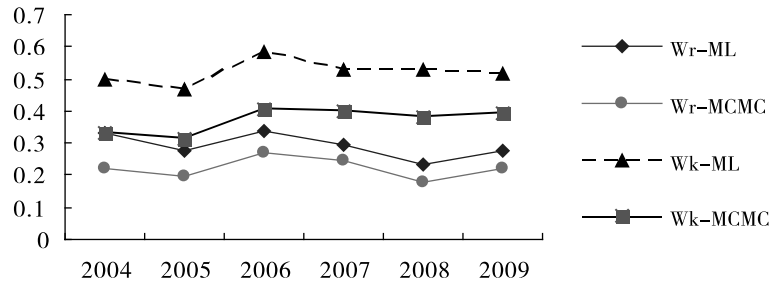


图5 ρ 值时间趋势图(全国样本)

元。按现行的经济增长模式,新增环境污染资源损失约占新增GDP的5.7%,再次说明了我国环境资源问题的严峻性。结构效应中的二产占GDP比重(we2)虽然系数符号为正,但不显著,即二产比重的增加没有显著加大环境资源的

①指省区间的质心距离。

损失。观察图 3 可知,人均环境污染资源损失较高的省区,二产比重较高(如:山东、河北生产排污较为严重),但诸如山西、内蒙古等资源大省对资源的损耗较多,然二产比重不大,因此综合起来看,结构效应对二产比重的影响不显著。再者,对外依存度(τ_i)的系数不显著,表明污染天堂效应在我国不成立。而环保努力程度(e_i)的系数仅在方程(4)中通过 10% 的显著性检验,说明我国的环保效果不是很突出。捕捉技术效应的研究与试验发展全时人员当量(rd)的系数显著为负,即技术进步能降低人均环境污染资源损失,全时人员当量每增加 1 单位,人均环境污染资源损失降低 0.004 元。控制变量中三种效应的验证说明,当经济规模扩大的同时降低对环境资源的负荷需要靠技术进步。因而,加大研发,实施科教兴国战略,也成为了可持续发展的必由之路。

表 4 各年分地区 ρ 值(加权矩阵 W_k , ML 估计)

年份	东部	中部	西部	东中部	中西部	东西部
2009	0.799*** (0.090)	0.314 (0.216)	-0.078 (0.360)	0.527*** (0.177)	0.654*** (0.102)	0.275 (0.206)
2008	0.418** (0.183)	-0.491 (0.371)	-0.426 (0.349)	0.499*** (0.186)	0.582*** (0.132)	0.211 (0.214)
2007	0.652*** (0.070)	0.426* (0.219)	-0.538 (0.339)	0.450*** (0.159)	0.607*** (0.135)	0.232 (0.208)
2006	0.810*** (0.072)	0.522** (0.213)	-0.563* (0.333)	0.519*** (0.157)	0.641*** (0.126)	0.185 (0.216)
2005	0.849*** (0.084)	0.433* (0.231)	-0.582* (0.324)	0.370** (0.176)	0.626*** (0.131)	0.131 (0.203)
2004	0.799*** (0.106)	0.412** (0.184)	0.024 (0.289)	0.458*** (0.177)	0.620*** (0.133)	0.055 (0.217)

注:(1)***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著;(2)括号中为标准误差。

分地区比较外溢效应的情况。由于以 W_k 刻画空间相互作用,使用 ML 估计的效果较好,于是采用方程(4)对分地区进行检验^①,结果由表 4 显示。从东中西三地区来看,东部省区内部的外溢效应显著为正,且系数较大,除了 2008 年外, ρ 值都基本维持在 0.8,比全国估计得出的表 3 的方程(4)大。与此同时,2004—2007 年,中部的 ρ 值显著为正,此时中部省区内部也存在正外溢效应,但系数却比全国样本的小,而且 2008—2009 年的系数不显著,此时中部省区内部不存在外溢效应。西部的 ρ 值大多不显著,甚至在 2005 年和 2006 年显著为负,即在区域分布上,人均环境资源损失相当的省区会离散;在政策举措上,地区的行为恰好相反,某省区采用减少环境污染资源损失的措施,其临近的省区反而采用增大损失的措施。Huang 等将这种效应称为转移效应。综合三地区来看,全国层面存在的正的外溢效应主要源于东部地区内部。在地区间竞争下,各省区追逐 GDP 的热情世界罕见^[28],但短期内使 GDP 快速增长的措施,往往都是相仿的,如地方政府会选择大力发展二产、重视一产、忽视三产^[29];地方政府会加大基础设施建设上的投资而忽视教育投资^[30]。这种竞争在经济发达的东部地区尤为激烈^[31]。

再分析地区间的交互作用。东中部和中西部的 ρ 值显著为正,且中西部的值较大,那么中部与西部之间在人均环境污染资源损失的外溢效应强于东部与中部之间。东部与中部地区无论是在地理,还是在经济方面的差异都相对强于中部与西部之间的差异。地区间竞争,确定政绩的好坏,通常以实力相当的省区作对比。这样,某省区只会关心与其相仿的省区,即该省区对与其实力相当且临近的省区政策作出较快反应,但对与其差异很大的省区的反应就较为缓慢,甚至不作出反应,这样中部与西部省区间的外溢效应就强于东部与中部间的外溢效应。也正是由于这个原因,东部地区内部差异性小于跨区间,其竞争激烈程度也高于跨区间省份的竞争,跨区的东中部和中西部的的外溢效应强度均低于东部内部。另外,东西部的外溢效应不显著,东部与西部的交互作用不明显。这是由于一方面,西部省区离发达地区太远,发达地区对西部地区的影响力度有限,其影响范围不足以辐射到西部地区;

①MCMC 的估计结果与 ML 一致,并不影响区域比较的属性。

另一方面,西部与东部差异大,并不是彼此竞争的对象,二者相互影响较少。

六、结论

我国经济高速增长的背后,存在诸多问题,其中环境资源问题尤为重要。因此,如何合理地测量我国各省区环境污染资源损失程度并分析其特征便成为了制定环境资源政策必先认真对待的问题。本文沿用2011年世界银行对环境污染资源损失的货币评价模式,测量了我国30个省区2004—2009年的人均环境污染资源损失,分析了它的区域分布特点,并在此基础上,验证了我国省区间人均环境污染资源损失外溢效应的存在性,其结果表明:

第一,2004—2009年,我国人均环境污染资源损失愈加严重,其年均增速高于同期GDP增速,这其中中西部较快。由于东部基数较大,中部与西部的差距拉大,故总体上我国人均环境污染资源损失的区域差异基本稳定。在区域分布上,形成了损失严重的外圈套损失较小的内圈这一格局,外圈是东部沿海省区以及拥有国际边界的北方省区,内圈是中西部内陆省区。

第二,针对损失的区域分布特点,本文使用了空间计量回归的方法,验证了我国省区人均环境污染资源损失存在正的外溢效应。这种效应在空间上表现为相近损失水平的省区集聚在一起;在政策举措上,表现为省区的环境资源政策行为相互模仿。从分地区来看,这种效应主要源于东部省区内部;从跨区域交互影响来看,这种效应主要源于中部与西部之间及东部与中部之间,且前者的外溢效应为大。

我国人均环境污染资源损失的区域分布特点及存在的正外溢效应给我们带来这样的启示:我国要建立“资源节约型社会”、“环境友好型社会”,发展“循环经济”,做到人与自然和谐相处,就要妥善处理好区域问题。我国省区间的环境资源政策具有相互模仿的特征,那么确立榜样地区,使其发挥示范作用,就能产生连锁效应。同时,这种模仿特征更多地归根于地区竞争,因此通过制度创新使得地方政府从竞争走向竞合是解决地区环境问题的有效途径。

参考文献:

- [1]中国科学院可持续发展战略研究组.中国可持续发展战略报告[R].北京:科学出版社,2011.
- [2]过孝民,张慧勤.公元2000年中国环境预测与对策研究[M].北京:清华大学出版社,1990.
- [3]夏光,赵毅红.中国环境污染损失的经济计量与研究[J].管理世界,1995(6):198-205.
- [4]郑易生,钱慧红,王世汶,李玉浸.中国环境污染经济损失估算:1993年[J].生态经济,1997(6):6-14.
- [5]World Bank. China's environment in the new century: clear water, blue skies[R]. World Bank,1997.
- [6]国家环保总局和国家统计局.中国绿色国民经济核算研究报告2004[R].国家统计局,2006.
- [7]World Bank. Cost of pollution in China[R]. World Bank,2007.
- [8]World Bank. The changing wealth of nations[R]. World Bank,2011.
- [9]Hamilton K, Clemens M. Genuine savings rates in developing countries[J]. World Bank Economic Review,1999(13):333-356.
- [10]World Bank. Manual for calculating adjusted net savings[R]. World Bank,2002.
- [11]World Bank. Expanding the measure of wealth: indicators of environmentally sustainable development[R]. World Bank,1997.
- [12]World Bank. Where is the wealth of nations? Measuring capital for the 21st century[R]. World Bank,2006.
- [13]Fankhauser. S. The economic costs of global warming damage: a survey[J]. Global Environmental Change,1994(4):301-309.
- [14]杜立民.我国二氧化碳排放的影响因素:基于省级面板的研究[J].南方经济,2010(11):20-33.
- [15]林毅夫,李永军.比较优势、竞争优势与发展中国家的经济发展[J].管理世界,2003(7):21-28.
- [16]Anselin L, Getis A. Spatial statistical analysis and geographic information systems[J]. Ann. Regional Science,1992,7(2):19-33.

- [17] Anselin L, Griffith D A. Do spatial effects really matter in regression analysis? [J]. Papers Regional Science Association, 1988, 65(1) :11 - 34.
- [18] Anselin L. Spatial econometrics: methods and models[M]. The Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [19] Anselin L. Geoda 0.9 user's guide [R]. Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, 2003.
- [20] Grossman G M, Krueger A B. Environmental impacts of a north american free trade agreement[M]. Cambridge : The MIT Press, 1993.
- [21] Antweiler W, Copeland B, Taylor S. Is free trade good for the environment? [J]. The American Economic Review, 2001, 91 (4) :877 - 908.
- [22] Copeland B, Taylor S. North-South trade and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109 (3) : 755 - 787.
- [23] 曾文慧. 流域跨界污染规制:对中国跨省水污染的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008(2) :447 - 464.
- [24] Anselin L, Florax R J. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results [J]. New Directions in Spatial Econometrics, 1995, 15(1) : 21 - 74.
- [25] LeSage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: Taylor and Francis, 2009.
- [26] Huang L X, Zhang L, Shu Y. Pollution spillover in developed regions in China-Based on the analysis of the industrial SO₂ emission[J]. Energy Procedia, 2011, 24(5) :1008 - 1013.
- [27] LeSage J P. The theory and practice of spatial econometrics[M]. University of Toledo :Department of Economics, 1999.
- [28] 周黎安, 李宏彬, 陈焯. 相对绩效考核:中国地方官员晋升机制的一项经验研究[J]. 经济学报, 2005(1) :83 - 96.
- [29] 徐现祥, 王贤彬, 舒元. 地方官员与经济增长——来自中国省长、省委书记交流的证据[J]. 经济研究, 2007(9) :18 - 31.
- [30] 孙敬水; 陈稚蕊; 李志坚. 中国发展低碳经济的影响因素研究——基于扩展的 STIRPAT 模型分析[J]. 审计与经济研究, 2011(4) :100 - 104.
- [31] 张传国. 国外碳金融研究的新进展[J]. 审计与经济研究 2011(5) :104 - 112.

[责任编辑:杨志辉,许成安]

The Loss of Environmental Pollution and Resources of China's Provinces and Their Spillover Effects

SHU Yuan, HUANG Liangxiong

(School of Lingnan, Dr. SUN Yatsen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: Measuring the economic loss of environmental pollution and resources depletion (loss of environmental pollution and resources) is a key issue of formulating environmental and resource policy. This paper follows the method of World Bank (2011) to measure the per capita loss of environmental pollution and resources of China's 30 provinces from 2004 to 2009. We then analyze its regional distribution and verify its existence of spillover effect. The result shows that there is a significant positive spillover effect among the per capita loss of environmental pollution and resources of China's 30 provinces. The effect shows that the provinces which have similar loss levels gather each other in space, and they imitate each other in the performance of policy initiatives. This effect is mainly due to the internal part of eastern provinces; followed from the cross between the central and western regions. At the same time, there are some positive spillover effects in the internal part of central provinces and the cross between the eastern and central regions.

Key Words: loss of environmental pollution and resources; spillover effects of environmental pollution and resources; regional environmental pollution; provincial environmental pollution; environmental resources