

# 国家重点生态功能区县域生态环境质量 空间溢出效应研究

李国平, 杨 雷, 刘生胜

**摘 要:** 环境外部性一直是资源环境经济学的研究重点, 已有研究大多以空间计量为手段实证研究环境污染的空间负外部性, 而对环境保护的空间正外部性缺乏研究。以陕西省秦巴山区国家重点生态功能区县域生态环境指数为研究样本, 采用空间计量模型, 对生态环境质量提高的正的空间外部性及生态环境质量的影响因素进行实证分析。结果表明: 各县生态环境质量间存在明显的空间溢出效应, 相邻县的生态环境质量指数每提高 1%, 本县生态环境质量指数提高 0.22%; 在影响生态环境质量的因素中, 国家重点生态功能区转移支付对生态环境质量具有正向促进作用, 但这种促进作用相对有限; 经济增长对生态环境质量则具有负面影响, 且这种影响比较微弱。文章的政策含义是县级政府应联防联控以共同促进本地区整体生态环境质量的提高, 而中央应完善重点生态功能区生态补偿政策和相关产业调整政策以更好保护重点生态功能区的生态环境。

**关键词:** 国家重点生态功能区; 生态环境质量; 空间溢出; 转移支付

**中图分类号:** F205 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2016)01-0010-10

**DOI:** 10.16493/j.cnki.42-1627/c.2016.01.002

## 一、引 言

国家重点生态功能区是指承担水源涵养、水土保持、防风固沙和生物多样性维护等重要生态功能, 关系全国或较大范围区域生态安全, 需要在国土空间开发中限制进行大规模高强度工业城镇化开发, 以保持并提高生态产品供给能力的区域。近年来, 随着我国工业化进程的不断加快, 生态环境问题已成为制约我国经济发展的突出问题, 而国家重点生态功能区作为我国的天然生态屏障, 不断提高重点生态功能区的生态环境质量对于加速我国经济可持续发展具有重要作用。

生态环境服务作为一种公共服务, 具有明显的空间溢出性。早年由于计量方法的限制, 国内学者对于环境外部性的研究更多是侧重于从理论上研究环境外部性的影响及外部性内部化问题<sup>[1][2][3]</sup>。近年来, 随着计量手段的不断发展, 以空间计量为依托实证研究环境外部性逐渐成为国内学者研究的热点, 但研究的内容主要以环境污染的负外部性为主。例如, 一些学者运用空间计量方法对不同区域典型污染物的空间相关性进行分析, 发现典型污染物存在显著的空间外部性<sup>[4][5][6]</sup>; 另一些学者则通过构建污染指数对污染物的外部性进行了研究, 同样发现环境污染具有显著负外部性<sup>[7]</sup>。而对环境保护正的外部性的研究由于环境质量评价标准不统一而仅有少数学者进

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“完善生态补偿机制研究”(12&·ZD072)

作者简介: 李国平, 西安交通大学经济与金融学院教授、博士生导师(陕西 西安 710061); 杨雷, 西安交通大学经济与金融学院硕士研究生

行研究。例如, 一些学者从空间角度对生态环境质量的空间集聚及分异进行了研究, 发现生态环境质量存在明显的高—高聚集现象<sup>[8][9]</sup>。通过梳理文献还发现, 对于生态环境质量的研究, 已有文献主要集中于生态环境质量的评价上, 而较少深入研究生态环境质量间的关系<sup>[10][11]</sup>。

生态环境保护外部性的存在使得各区域生态环境质量间存在相互作用, 这种相互作用也会影响地方政府间生态环境保护行为, 从而影响整个区域的生态环境服务水平。国家重点生态功能区作为根据不同生态功能定位划分的区域, 同一类型重点生态功能区内的不同地区所提供的生态环境服务具有高度相似性, 而这种相似的生态环境服务更容易产生相互影响, 彼此促进。因此, 本文运用空间计量方法, 以陕西省秦巴山区国家重点生态功能区为例, 对国家重点生态功能区所辖各县间生态环境质量的空间溢出及相关影响因素进行实证分析, 以求对完善重点生态功能区相关政策提出建议。

## 二、重点生态功能区县域生态环境质量空间相关性分析

本文以陕西省环保厅给出的陕西省秦巴山区重点生态功能区所辖 31 县(区) 2009—2013 年的生态环境质量指数 EI 作为各县(区) 生态环境质量的衡量。生态环境指数 EI 是根据不同类型生态功能区的自然生态指标和环境状况指标综合得到的, 能全面反映县域的生态环境质量。下面分别从全局空间自相关和局部空间自相关对陕西省秦巴山区重点生态功能区县域生态环境质量间的空间相关性进行分析。

### (一) 全局空间自相关

全局空间自相关是对属性值在整个区域的空间特征的描述, 能够度量研究对象整体相关性, 可以通过全局 Moran' I 指数进行测度。生态环境质量指数 EI 的全局空间自相关可以通过计算其全局 Moran' I 指数进行检验, 其计算公式如下:

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

式(1)中,  $I$  为指数, 测度的是生态环境质量指数 EI 的总体相关程度;  $x_i$  和  $x_j$  分别表示  $i$  地区和  $j$  地区的生态环境质量指数 EI;  $w_{ij}$  为空间权重, 本文采用地理权重将其设置为: 当  $i$  与  $j$  相邻时,  $w_{ij}$  为 1, 否则为 0;  $I$  的范围为  $[-1, 1]$ , 当  $I$  接近 1 时, EI 间存在正的空间相关, 接近 -1 时表示 EI 间存在负的空间相关, 接近 0 时表示不存在空间相关;  $S^2 = 1/n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 。

表 1 给出了 2009—2013 年陕西省秦巴山区重点生态功能区所辖各县生态环境质量指数 EI 的全局 Moran' I 统计指标。结果显示, 在 5% 显著性水平下, 2009—2013 年 EI 指数的 Moran' I 值均通过检验且都为正, 说明 2009—2013 年陕西秦巴山区重点生态功能区各县间的生态环境指数的空间相关性为正, 各县生态环境质量间存在明显的空间集聚现象, 即生态环境指数高的县间彼此相邻,

表 1 各县生态环境质量指数的全局 Moran' I 统计指标

| 年份   | Moran' I    | E (I)    | sd (I)  | z       | P_value  |
|------|-------------|----------|---------|---------|----------|
| 2009 | 0.207 798** | -0.033 3 | 0.116 4 | 2.050 8 | 0.022 00 |
| 2010 | 0.252 754** | -0.033 3 | 0.124 7 | 2.214 5 | 0.014 00 |
| 2011 | 0.209 933** | -0.033 3 | 0.117 2 | 2.096 8 | 0.029 00 |
| 2012 | 0.254 012** | -0.033 3 | 0.124 9 | 2.271 3 | 0.029 00 |
| 2013 | 0.231 446** | -0.033 3 | 0.120 0 | 2.209 6 | 0.028 00 |

注: 随机性检验使用 999 permutation; \*\* 表示 5% 的显著性水平下显著。

生态环境指数低的县彼此相邻。从时间上看,表 1 显示随着时间的推移,各县生态环境质量的空间相关性呈现高低波动规律,2009 年和 2011 年相对较低,而 2010 年和 2012 年相对较高,但总体上 EI 指数的全局 Moran' I 统计值在 0.2 左右,这说明各县生态环境质量间的空间相关性相对稳定。

图 1 为以 2009 和 2013 年为例画出的各县生态环境质量指数 EI 的全局 Moran 散点图。散点图横轴代表标准化的 EI 指数值,纵轴代表标准化 EI 指数的滞后值,散点图以均值为轴的中心将图分为四个象限,第一象限表示高一高的正相关,第三象限表示低—低的正相关。由于全局 Moran' I 指数为正,所以负相关的二、四象限为非典型观测区域。根据全局 Moran 散点图显示,2009—2013 年陕西省秦巴山区生物多样性重点生态功能区大多数县位于典型观测区域,位于非典型观测区域的县有 6—8 个,这也进一步说明生态环境质量间的这种正的空间相关性的稳定性。其中,位于第一象限高一高典型观测区的县主要包括:太白、凤县、周至、佛坪、镇坪、留坝、柞水、商南;位于第三象限低—低典型观测区的县主要包括:镇安、略阳、西乡、宁强、南郑、旬阳、紫阳、商州区、洛南、汉阴、城固、汉滨区、汉台区;位于非典型观测区的县则主要包括:岚皋、镇巴、宁陕、平利、石泉和勉县。

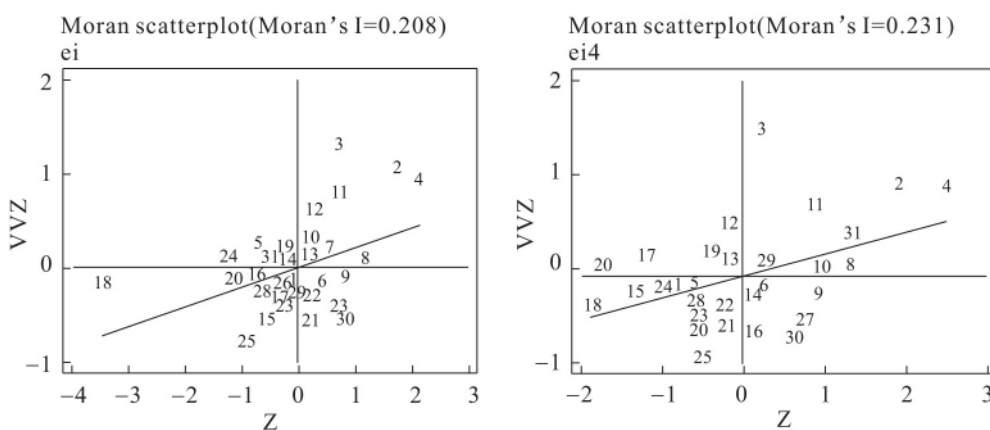


图 1 2009 年和 2013 年各县生态环境质量 EI 的散点图

1. 洛南; 2. 凤县; 3. 周至; 4. 太白; 5. 商州区; 6. 丹凤; 7. 柞水; 8. 留坝; 9. 宁陕; 10. 商南;
11. 佛坪; 12. 洋县; 13. 山阳; 14. 镇安; 15. 城固; 16. 略阳; 17. 勉县; 18. 汉台区; 19. 石泉; 20. 汉滨区; 21. 宁强; 22. 西乡; 23. 旬阳; 24. 汉阴; 25. 南郑; 26. 白河; 27. 镇巴; 28. 紫阳; 29. 平利; 30. 岚皋; 31. 镇坪

## (二) 局部空间自相关

全局的 Moran' I 指数测度了陕西省秦巴山区生物多样性重点生态功能区全域范围内各县生态环境质量的空间相关性,但这种整体的评价可能忽略了局部地区的非典型特征。局部空间自相关描述了一个空间单元与其邻近单元的相似程度,能够表示每个局部单元服从全局总趋势的程度,说明空间依赖是如何随着位置变化的,其可以通过局部 Moran' I 指数测度。生态环境质量指数的局部 Moran' I 空间自相关可以通过计算其局部指数来检验,计算公式如下:

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

式(2)中,  $I_i$  为指数,测度  $i$  县 EI 与周围各县的相关程度,其他变量与全局 Moran' I 计算中的设定相同。 $I_i > 0$  表示  $i$  县与周围各县 EI 呈正相关;  $I_i < 0$  表示  $i$  县与周围各县 EI 呈负相关。

图 2 和图 3 为以 2009 和 2013 年各县生态环境质量指数 EI 的局部 Moran' I 指数为例画出的局部集聚地图,集聚区均通过显著性水平为 5% 的检验。根据图 2 显示:高一高类型的集聚主要分布

在周至、洋县、佛坪、太白和凤县；低—低类型的集聚主要分布在南郑。纵观 2009—2013 年，这种分布基本没有变化，周至、佛坪、太白和凤县在 2009—2013 年的集聚地图中均有出现且为高—高类型，同样南郑在 2009—2013 年的集聚地图中也均有出现，但为低—低类型。据此我们可以得出陕西省秦巴山区重点生态功能区生态环境质量集聚最明显的地区主要在该地区西北和西南地区，并且这种情况具有长期的稳定性。

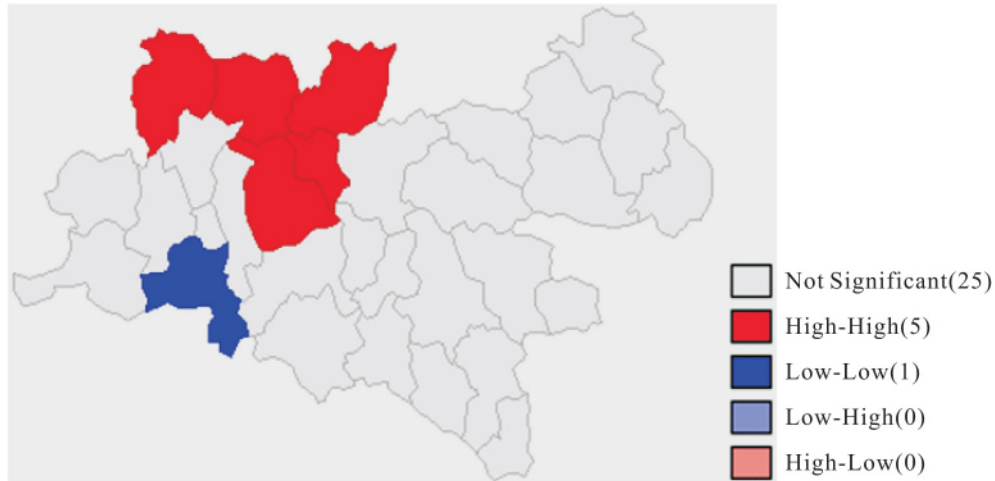


图 2 2009 年各县生态环境质量 EI 的局部集聚地图

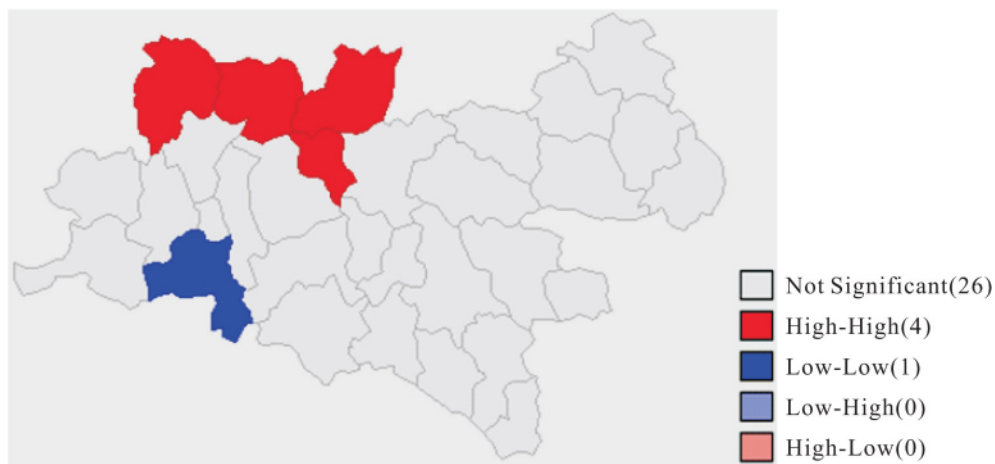


图 3 2013 年各县生态环境质量 EI 的局部集聚地图

综上所述，陕西省秦巴山区生物多样性重点生态功能区各县的生态环境质量存在显著的正的空间溢出，且这种空间溢出相对稳定，生态环境质量集聚最明显的地区在西南和西北地区。生态环境质量间的这种正的空间相关性使得各县生态环境质量相互促进、共同提高，但与此同时，这种相互促进作用的大小则取决于生态环境质量空间溢出效应的大小，而这种空间溢出又有赖于影响生态环境质量的各种因素的作用。因此，弄清各县生态环境质量间的空间溢出大小以及生态环境各影响因素对各县生态环境质量的影响，对于稳定和提高重点生态功能区生态环境质量以及完善国家重点生态功能区相关政策都是非常必要的。下面本文通过空间计量模型对这一问题进行实证分析。

### 三、空间计量模型的设定及变量选择

#### (一) 空间计量模型的设定

空间计量的基本思想是将地区间各变量的空间相关性引入模型,通过对基本模型加入空间权重进行修正。目前,研究变量空间溢出效应的空间计量模型主要有三种:一种是空间滞后模型(Spatial Auto Regressive Model, SAR),一种是空间误差模型(Spatial Error Model, SEM),还有一种是空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)。

空间滞后模型(SAR)主要考察被解释变量在不同区域的空间相关性,探讨一个地区是否存在溢出或扩散效应。其模型表达式为:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + u_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中,  $y_{it}$  为被解释变量;  $X_{it}$  为解释变量矩阵;  $\delta$  为空间回归系数;  $u_i$  为个体固定效应;  $\epsilon_{it}$  为随机误差项;  $W_{it}$  为空间权重。

空间误差模型(SEM)主要考察存在于误差扰动项中的空间依赖性,探讨临近地区变量误差的波动在多大程度上影响本地区的变量误差观测值。其模型表达式为:

$$y_{it} = X_{it} \beta + u_i + \varphi_{it}, \varphi_{it} = \gamma \sum_{j=1}^n W_{ij} \varphi_{jt} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中,  $\varphi_{it}$  为误差项;  $\gamma$  为误差项空间回归系数; 其他变量含义与式(3)相同。

空间杜宾模型(SDM)则是一个更广泛的模型,其既考虑了因变量的空间相关性,又考虑了误差项的空间相关性,并且认为自变量对因变量的影响也存在空间交互性。其模型表达式为:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + u_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中  $\rho$  为解释变量  $X_{jt}$  的空间回归系数; 其他变量含义与(3)式相同。

由于本文以陕西省秦巴山区重点生态功能区县域生态环境质量指数 EI 为研究对象,旨在探索县域生态环境质量间的空间溢出效应的大小,因此相对于 SEM 模型而言, SAR 和 SDM 模型适合本文的研究。并且在相关检验的基础上,本文进一步认为适合本文研究对象的空间计量模型应选择 SAR 模型,具体模型设定如下:

$$\ln EI_{it} = \delta \sum_{j=1}^{30} \omega_{ij} \ln EI_{jt} + X_{it-1} \beta + u_i + \epsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中,  $EI_{it}$  和  $EI_{jt}$  分别表示  $i$  地区和  $j$  地区的生态环境质量指数 EI; 由于生态环境质量指数 EI 滞后一年,因此其影响因素也应滞后一年,这里我们用  $X_{it-1}$  表示影响  $i$  地区第  $t$  年生态环境质量的控制变量;  $\epsilon_{it}$  表示随机误差项;  $\omega_{ij}$  为空间权重,由于生态环境质量的空间溢出与各县间空间地理位置密切相关,因此,本文采取地理权重作为空间权重,当  $j$  县和  $i$  县相邻时,则  $\omega_{ijt} = 1$ , 否则  $\omega_{ijt} = 0$ 。

由于空间滞后模型(SAR)存在解释变量内生性问题,如果采用最小二乘法对模型进行估计,则会使得估计系数的有偏或无效<sup>[12](P55)</sup>,因此 Anselin 建议采用最大似然法(ML)来估计 SAR 模型。借鉴此方法,本文采用最大似然法(ML)对设定的空间计量模型进行估计,这样可以有效克服解释变量内生性问题带来的偏误,从而科学反映陕西省秦巴山区重点生态功能区各县生态环境质量间的空间依赖程度及各变量的影响程度。

#### (二) 控制变量的选择及数据来源

除了生态环境质量空间溢出外,影响某一地区生态环境质量的因素主要是经济社会发展因素,

本文将它们作为控制变量处理。在综合文献的基础上, 考虑陕西省秦巴山区生物多样性重点生态功能区本身的特征, 本文选择人均 GDP 及其二次平方项、人均转移支付、第二产业比重、人均地方财政支出和人口密度分别作为影响生态环境质量的其他变量。首先, 环境库兹涅茨曲线假说认为经济发展与生态环境之间可能存在倒 U 型曲线关系, 也就是说经济发展水平的提高可能先恶化环境质量, 而随着经济发展水平的进一步提高, 环境质量将得到不断改善, 在此假说的基础上本文引入人均 GDP 及其二次方项来研究经济发展与生态环境质量间的关系。其次, 转移支付作为国家重点生态功能区生态环境保护的重要资金来源, 转移支付资金的多少同样影响重点生态功能区各县的生态环境质量, 本文选择转移支付的平均水平即人均转移支付来反映这一影响。再次, 产业结构及人口密度可以从排污压力和人口压力两个角度反映不同区域生态环境所面临的环境压力, 一般来讲一个地区第二产业比重和人口密度越大, 则这两者对其生态环境的负面影响也将越大, 这一影响在众多学者的文献中都可以找到<sup>[13][14]</sup>。最后, 生态环境作为一项公共服务, 地方政府公共服务供给能力的高低也将影响其生态环境质量, 而地方财政支付则是对地方政府公共服务的供给能力的直接反映, 本文选择人均地方财政支付来衡量地方政府公共服务供给能力, 这一指标也被许多学者广泛应用于反映地方政府公共服务供给能力<sup>[15](P1356)[16]</sup>。在控制变量选择的基础上, 本文计量模型进一步设定如下:

$$\ln EI_{it} = \delta \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln EI_{jt} + \alpha_1 \ln tr_{it-1} + \alpha_2 \ln pgdp_{it-1} + \alpha_3 (\ln pgdp_{it-1})^2 + \alpha_4 \ln pce_{it-1} + \alpha_5 \ln pd_{it-1} + \alpha_6 \ln poi_{it-1} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式 (7) 中, 变量  $tr_{it-1}$ 、 $pgdp_{it-1}$ 、 $pce_{it-1}$ 、 $pd_{it-1}$  和  $poi_{it-1}$  分别为  $i$  地区第  $t-1$  年的人均转移支付、人均 GDP、人均地方财政支出、人口密度和第二产业比重; 其他变量与参数的设置与公式 (6) 相同。

由于陕西省秦巴山区重点生态功能区各县享受转移支付的时间不同, 为了保持政策的连续性, 本文选择 2009 年以来持续享受国家重点生态功能区转移支付的 31 个县 (区) 2009—2013 年的原始数据为研究对象。其中, 县域生态环境指数数据来源于陕西省环保厅, 各县所获得的转移支付资金来源于陕西省财政厅, 各县 (区) 的 GDP、常住人口、人均 GDP、第二产业产值、地区行政面积和地方财政支出数据来源于《陕西省县域经济统计年鉴》(2009—2013)。样本数据变量的统计描述如表 2 所示。

表 2 样本数据变量的统计描述

| 变量                    | 均值       | 标准差     | 最小值      | 最大值       |
|-----------------------|----------|---------|----------|-----------|
| $\ln EI_{it}$         | 4.118 7  | 0.098 9 | 3.673 5  | 4.319 6   |
| $\ln tr_{it-1}$       | 5.288 7  | 0.532 8 | 3.601 5  | 6.886 9   |
| $\ln pgdp_{it-1}$     | 9.736 8  | 0.465 3 | 8.906 8  | 11.715 8  |
| $(\ln pgdp_{it-1})^2$ | 95.021 3 | 9.326 8 | 79.331 1 | 137.260 3 |
| $\ln poi_{it-1}$      | 2.767 1  | 1.035 2 | -0.248 5 | 4.403 7   |
| $\ln pce_{it-1}$      | 8.404 7  | 0.538 4 | 5.591 6  | 9.777 1   |
| $\ln pd_{it-1}$       | 4.664 1  | 0.830 7 | 2.321 7  | 6.271 0   |

#### 四、重点生态功能区县域生态环境质量空间效应的实证结果

##### (一) 最优模型的选择检验

表 3 给出了非空间面板模型和空间自回归模型及相关检验的结果。通常情况下, 当研究对象局

限于一些特定个体时,固定效应模型是更好的选择<sup>[17]</sup>,而本文 Hausman 检验的结果也显示,在 5% 显著性水平下非空间面板模型和空间面板模型都拒绝随机效应的假设,因此固定效应模型优于随机效应模型。从 LM 检验结果可知,用于检验空间自相关的 LM\_lag 统计量在 5% 显著性水平拒绝“无因变量空间效应”的原假设,而用于检验空间误差的 LM\_error 检验统计量并没有拒绝“无残差项空间效应”的原假设,这说明相对于 SEM 模型,SAR 模型更适合本文的研究对象。针对 SDM 模型能否简化为 SAR 模型,从 Wald 检验和 LR 检验结果可知,Wald 统计量和 LR 统计量在 5% 的显著水平下均不能通过检验,而如果 Wald\_lag 和 LR\_lag 检验统计量不能拒绝原假设,且 LM\_lag 或 Robust LM\_lag 检验显示存在空间相关性,则应选择 SAR 模型<sup>[18]</sup>。因此,本文最终选择固定效应空间自回归模型 (SAR)。

## (二) 模型估计及结果分析

从表 3 结果可以看出,生态环境质量指数 EI 的空间自回归系数  $\delta$  为正且在 5% 的统计水平下显著,这说明相邻县生态环境质量指数每提高 1%, 将对本县的生态环境质量指数有 0.22% 的促进作用。这种正的空间溢出效应的存在意味着陕西秦巴山区重点生态功能区各县生态环境质量面临“共荣共损”的局面,单纯依靠某些县加强生态环境保护将不能有效提高重点生态功能区总体的生态环境质量。重点生态功能区各县应加强生态环境保护合作并形成联防联控机制,有效利用生态环境质量间这种正的空间溢出效应,从而会显著提高整个区域的生态环境质量。但同时,生态环境质量的空间溢出效应存在同样会使各地方政府产生“搭便车”的倾向,这种“搭便车”会通过生态环境质量间的空间溢出效应对整个区域的生态环境质量造成较大的负面影响,这也就要求中央及上级政府

表 3 模型的估计结果及相关检验

| 变量                    | 普通面板模型                 | 空间滞后面板模型 (SAR)          |
|-----------------------|------------------------|-------------------------|
| $\delta$              |                        | 0.223 39**<br>(0.045 2) |
| $\ln tr_{i-1}$        | 0.028 45<br>(0.135 0)  | 0.027 37*<br>(0.097 3)  |
| $\ln pgdp_{i-1}$      | -0.344 77<br>(0.248 5) | -0.365 48<br>(0.157 5)  |
| $(\ln pgdp_{i-1})^2$  | 0.014 71<br>(0.299 2)  | 0.015 78<br>(0.198 5)   |
| $\ln pce_{i-1}$       | -0.003 42<br>(0.809 7) | 0.003 59<br>(0.771 5)   |
| $\ln pd_{i-1}$        | -0.313 67<br>(0.435 1) | -0.300 95<br>(0.387 6)  |
| $\ln poi_{i-1}$       | -0.033 02<br>(0.223 9) | -0.033 54<br>(0.153 3)  |
| LM_lag Test           | 6.237 6**<br>(0.037 2) |                         |
| LM_error Test         | 2.357 1<br>(0.138 3)   |                         |
| Wald test spatial lag |                        | 1.340 43<br>(0.105 8)   |
| LR test spatial lag   |                        | 2.752 7<br>(0.120 8)    |

注:括号内为 p 值,\*\*、\* 分别表示在 5%、10% 的显著性水平下显著。

应在促进各县生态环境保护合作的同时形成合理的监管措施来尽可能减少“搭便车”行为, 保障各县生态环境联防联控的有效实施。

人均转移支付系数为正且在 10% 的统计水平下显著。这说明人均转移支付的增加在一定程度上改善各县的生态环境质量, 但这种改善作用相对有限, 也与事实情况相符。究其原因主要有两点: 一是国家重点生态功能区转移支付肩负改善民生和保护生态环境的双重目标, 而民生的改善有利于地方政府提升政绩、发展经济, 地方政府倾向于将转移支付资金用于民生建设; 二是转移支付资金的使用目前没有严格的监管, 在这种情况下重点生态功能区经济发展的迫切需求可能引发转移支付资金的挪用现象。作为中央的重点支持政策, 国家重点生态功能区转移支付政策如果能更好地发挥提高各县生态环境质量作用, 则这种作用通过生态环境质量间的空间溢出效应, 将会对陕西省秦巴山区重点生态功能区整体的生态环境质量具有明显的促进作用。因此, 需要不断完善转移支付政策以发挥其生态环境保护的作用。

人均 GDP 的估计系数为负且其二次方项系数为正, 但不显著。这说明经济发展对各县生态环境质量依然有着负面的影响, 但这种影响相对较弱, 并且人均 GDP 与生态环境质量之间存在 U 型曲线关系。根据环境库兹涅茨曲线假说, 如果将环境污染换成环境保护则预期经济发展与环境保护之间会存在 U 型曲线关系, 而生态环境质量又是环境保护的直接衡量, 因此, 本文的实证结果也从侧面印证了环境库兹涅茨曲线在陕西秦巴山区重点生态功能区的存在。如果平均来看, 陕西省秦巴山区重点生态功能区 2009—2013 年平均生态环境质量指数与人均 GDP 间则存在倒 U 型曲线关系 (如图 4 所示), 这与实证结果存在矛盾。这一矛盾主要是因为重点生态功能区内部某些县经济发展对生态环境质量的负面影响较大导致的, 以陕南地区为例, 成为国家重点生态功能区后陕南工业废水和废气排放量呈现先降低后上升的趋势, 而这其中城固、汉台等工业集聚区的工业废气、废水排放则出现了较大幅度增长。未来应该对这些县重点关注并采取相应措施来降低经济发展对生态环境质量的影响。但目前就总体而言, 重点生态功能区的“禁限”规定以及良好的生态环境治理则使得经济发展对生态环境的影响相对较弱, 这也有利于生态环境质量间正的空间溢出效应的发挥, 进而对整个区域的生态环境质量的提高具有积极作用。

此外实证结果还表明, 人口密度和第二产业比重对生态环境质量具有负的、不显著的影响, 而人均地方财政支出对生态环境质量则具有正的、不显著的影响。这主要是因为国家重点生态功能区人口密度相对较小, 且国家重点生态功能区第二产业比重较低、发展受限以及地方财政支出更多的不是用于当地的生态环境保护所致。因此, 未来应该继续稳定或降低第二产业对生态环境的影响, 并适当提高地方财政收入用于生态环境保护的比重。通过对比还可以发现, 相对于空间面板模型而言, 非空间面板模型的估计结果均低估了经济、社会发展因素和转移支付对于各县生态环境质量的影响, 这说明不考虑生态环境的空间溢出性, 模型估计可能存在不准确。

## 五、结论及政策建议

本文通过建立空间计量模型, 对陕西省秦巴山区生物多样性重点生态功能区县域生态环境质量间的空间溢出效益及其影响因素进行了实证研究。由此得到以下结论:

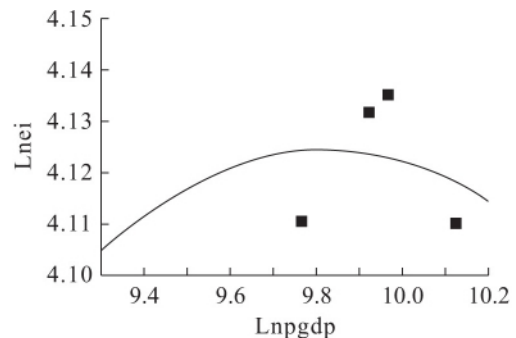


图 4 人均 GDP 与 EI 的关系

第一,陕西省秦巴山区重点生态功能区各县生态环境质量间存在明显的正的空间溢出效应,且这种空间溢出效应在2009—2013年之间基本保持稳定性,空间效应的存在使得各县生态环境保护行为存在“共荣共损”和“搭便车”现象。总体来看,除了勉县等少数县位于非典型观测区外,大多数县处于典型观测区内;局部来看,生态环境质量集聚最强的地区主要分布在陕西秦巴山区重点生态功能区的西南和西北地区;并且经测算发现,相邻县生态环境质量指数提高1%,会促使本县生态环境质量指数提高0.22%。

第二,增加人均转移支付资金有利于促进陕西秦巴山区国家重点生态功能区各县生态环境质量的提高,但这种提高相对有限,人均转移支付资金增加1%,生态环境质量指数仅提高0.027%。转移支付资金的“双重目标”及监管不足使得转移支付资金更倾向用于民生建设,从而使得环保效果微弱。

第三,陕西省秦巴山区重点生态功能区各县经济发展与生态环境依然存在环境库兹涅茨曲线关系,且经济发展对生态环境的负面影响在重点生态功能区内某些工业比重较大的县中相对较大,但总体来看各县经济发展对生态环境的负面影响并不显著。“禁限”发展政策的实施,使得国家重点生态功能区生态环境破坏总体上被控制在较低的范围内,但区域内各县经济发展基础的不同也使得经济发展对生态环境的影响强度存在差异。

可见,要提高国家重点生态功能区的生态环境质量,应该充分发挥生态环境质量间的正向空间溢出效应及转移支付的生态环境保护作用,同时降低经济发展对生态环境的影响。为此提出以下几点政策建议:

一是同类型重点生态功能区内的相邻各县应该加强生态环境保护合作,实施生态环境保护联防联控机制,努力最大限度发挥生态环境质量这种正向溢出。中央应该鼓励和协调各县间的这种协作,为各县间生态环境保护的合作提供便利的条件。同时,中央及上级监管部门应该制定防范措施,防止各县由于生态环境质量的空间溢出而减少本县生态环境保护投入的“搭便车”行为,从而保证生态环境质量空间溢出效应发挥最大效果。

二是完善转移支付资金的使用监管,进一步挖掘转移支付对于生态环境保护的促进作用。从目前的实际情况来看,国家重点生态功能区转移支付资金使用监管仍不健全,中央侧重于转移支付资金使用的事后监督而对于使用过程的监督相对宽松。而生态环境质量的变化具有一定的滞后性,转移支付资金投入生态环境保护不能立刻出现效果,同样转移支付资金的挪用也并不能立马反映在生态环境质量的变化上,所以事后监管并不能很好监管地方政府的转移资金使用行为。因此,未来中央应更加重视转移支付的过程监管,可以通过地方政府转移支付资金使用信息公开、建立由不同职能部门组成的相对独立的第三方监管机构等措施对重点生态功能区各县的转移支付资金使用进行有效监管。转移支付资金使用的有效监管可以降低生态环境质量的空间溢出所导致的各县生态环境保护支出减少的倾向,并且可以提高转移支付资金用于生态环境保护的投入,从而进一步提高转移支付资金的生态环境保护效果。

三是重点生态功能区各县应转变经济发展方式和产业结构,在经济发展的同时避免对生态环境造成较大的负面影响。国家重点生态功能区大多经济相对落后,经济发展的需求较强,如果继续传统的经济发展模式,各县可能会选择牺牲生态环境来发展经济,这将不利于生态环境质量的稳定和提高。未来重点生态功能区应加快探索以绿色产业为主导产业的发展模式,尽可能减少污染产业的发展,例如可以选择大力发展生态旅游、清洁能源等产业。一方面,重点生态功能区具有相对丰富的生态环境资源,发展绿色产业具有一定的相对优势;另一方面,绿色产业的发展相对于传统产业具有起点低、发展快、污染小等优点,这也有利于重点生态功能区在加快经济发展的同时避免对生态环境造成较大负面影响。中央则应加快出台重点生态功能区绿色产业支持政策,为重点生态功能

区提供更多的优惠措施,加快重点生态功能区的产业转型速度,为重点生态功能区生态环境质量的稳定奠定坚实基础。在这样的情况下,重点生态功能区各县的生态环境通过生态环境质量间的正向溢出效应会形成良性循环,更好促进整个重点生态功能区生态环境质量的持续稳定和提高。

#### 参考文献

- [1] 曲如晓. 环境外部性与国际贸易福利效应[J]. 国际经贸探索, 2002, (1).
- [2] 毛显强, 钟瑜, 张胜. 生态补偿的理论探讨[J]. 中国人口·资源与环境, 2002, (4).
- [3] 沈满洪. 论环境经济手段[J]. 经济研究, 1997, (10).
- [4] 范俊韬, 李俊生. 我国环境污染与经济发展空间格局分析[J]. 环境科学研究, 2009, (6).
- [5] 王立平, 管杰, 张纪东. 中国环境污染与经济增长: 基于空间动态面板数据模型的实证分析[J]. 地理科学, 2010, (6).
- [6] 张可, 汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出[J]. 中国工业经济, 2014, (6).
- [7] 许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? [J]. 管理世界, 2012, (2).
- [8] 孙东琪, 胡毅. 中国生态环境质量变化趋势及其空间分异分析[J]. 地理学报, 2012, (12).
- [9] 赵映慧, 盖兆雪. 黑龙江省生态环境质量空间分布及演变特征[J]. 资源与产业, 2014, (3).
- [10] 王宏伟, 张小雷. 基于 GIS 的伊犁河流域生态环境质量评价与动态分析[J]. 干旱区地理, 2008, (2).
- [11] 王平, 马立平, 李开. 南京市城市生态环境质量评价体系[J]. 生态学杂志, 2006, (1).
- [12] Anselin, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models* [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [13] 马丽梅, 张晓. 中国雾霾污染空间效应及经济、能源结构影响[J]. 中国工业经济, 2014, (4).
- [14] Maradan, D., A. Vassiliev. Marginal costs of carbon dioxide abatement: Empirical evidence from cross-country analysis[J]. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 2005, (3).
- [15] Marchand, S. A. Sauquet, J. G. Feres. *Ecological Fiscal Incentives and Spatial Strategic Interactions: The Case of ICMS-E in Paraná* [R]. France: Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International, 2012.
- [16] 张文彬, 张理芃, 张可云. 中国环境规制强度省际竞争形态及其演变[J]. 管理世界, 2010, (12).
- [17] 何江, 张馨之. 中国区域经济增长及其收敛性: 空间面板数据分析[J]. 南方经济, 2006, (5).
- [18] Elhorst, J. P. Matlab software for spatial panels[J]. *International Regional Science Review*, 2012, (3).

(责任编辑 朱 蓓)