

# 省域环境库兹涅茨曲线的扩展及其决定因素 ——空间计量经济学模型实证

吴玉鸣<sup>1</sup>, 田 斌<sup>2</sup>

(1. 华东理工大学商学院, 上海 200237; 2. 上港集团九江港务有限公司, 九江 332000)

**摘要:** 基于扩展的传统环境库兹涅茨曲线 (EKC), 利用 2008 年中国 31 个省域截面数据和空间计量经济学模型, 分析省域环境污染的空间相关性、EKC 的形状及决定因素。结果发现: 我国省域环境污染存在明显空间依赖性和空间溢出效应, 高一高和低一低集聚区居主导地位; 全域截面数据模拟的 EKC 形状为“U+倒 U”型, 其中 30 个省域的 EKC 曲线为“倒 U”型, EKC 假说在省域尺度得到了证实; 29 个省域的人均 GDP 位于“倒 U”型曲线左侧区域, 表明省域人均收入越高, 环境污染越严重; 上海已率先跨过“倒 U”型曲线拐点, 其人均收入的提高与环境保护较为协调; 人口规模、城市化水平及中等级人力资本, 与环境污染损失成正相关; 升级产业结构、积累高等级人力资本及提高对外开放程度, 有利于控制环境污染。

**关键词:** 环境库兹涅茨曲线; 人力资本; 城市化; 产业结构; 空间计量经济学模型

文章编号: 1000-0585(2012)04-0627-14

## 1 引言

党的十七大提出的科学发展观强调必须统筹考虑人口、资源、环境与经济发展的协调性。科学定量研究经济增长和环境质量之间的关系及其决定因素, 是我国经济增长方式从“又快又好”转向“又好又快”、实现可持续发展的当务之急。国外众多研究表明, 经济增长与环境污染之间存在着密切关系。Beckerman<sup>[1]</sup>、Bhagawati<sup>[2]</sup>借鉴库兹涅茨 (Kuznets<sup>[3]</sup>) 关于收入分配与经济增长关系的著名“倒 U”型曲线假说, 认为经济增长与环境质量之间也可能存在“倒 U”型曲线关系。Grossman 等基于经验数据证实了人均 GDP 与污染物排放水平之间存在“倒 U”型环境库兹涅茨曲线 (EKC)<sup>[4]</sup>。Suri 等运用面板数据的截面和时期加权模型研究发现, 后工业化国家的商品出口是导致 EKC 处于上倾区间段的重要原因, 而商品进口则导致 EKC 处于下倾区间段<sup>[5]</sup>。Munasinghe 认为基于环境角度调整的国民收入核算方式将会对 EKC 曲线形状产生重大影响, 积极寻求双赢的政策将会实现经济增长与环境保护的双丰收<sup>[6]</sup>。Stern 等研究发现, 当选取全球性国家样本数据时人均硫排放与人均收入之间呈单调函数关系, 当选取高收入国家样本时为“倒 U”型, 排放量的削减与时间相关而与收入不相关<sup>[7]</sup>。Hartman 等构建了一个涵盖环境污染、人力资本及物质资本的内生增长模型, 模拟显示人力资本比物质资本更可能促进经济的快

收稿日期: 2011-06-15; 修订日期: 2012-01-13

基金项目: 广西自然科学基金项目 (桂科自 0832094); 教育部人文社会科学研究基金一般项目 (08JA790030); 国家社会科学基金项目 (10XFX0022)

作者简介: 吴玉鸣 (1968-), 男, 甘肃定西人, 教授, 博士生导师, 研究方向为资源环境经济与空间计量经济学。  
E-mail: wuyuming05@tsinghua.org.cn

速增长,同时可使环境污染损失下降<sup>[8]</sup>。Maddison 利用空间计量经济方法对环境库兹涅茨曲线进行的实证研究显示,一国人均二氧化硫及氮氧化物排放量在很大程度上受到邻国人均排放量的影响,一国人均氮氧化物排放量会因与人均收入高的国家相邻而减少<sup>[9]</sup>。Caviglia-Harris 等摒弃了传统的将单一污染物作为环境质量衡量指标的做法,用生态足迹指标来验证 EKC 的存在,发现生态足迹同经济增长之间不存在 EKC“倒 U”型关系<sup>[10]</sup>。

2000 年以来,国内学者基于 EKC 假说对中国经济增长与环境污染的关系展开了卓有成效的研究。陆虹研究发现,我国人均 GDP 同人均 CO<sub>2</sub> 排放量的当前值和前期值间确实存在交互影响,而不是简单的倒“U”型关系<sup>[11]</sup>。吴玉萍等对北京市经济增长与环境污染水平的计量模型研究发现,北京市的环境指标与人均 GDP 演替轨迹的 EKC 曲线特征明显,较早实现了 EKC 转折点,且到达转折点的时间跨度小于发达国家<sup>[12]</sup>。杨凯等对上海城市废弃物增长的环境库兹涅茨特征研究显示,上海城区废弃物增长与人均 GDP 之间存在比较明显的 EKC 二次曲线特征,在 2000 年前后的一段时期总体已处于 EKC 曲线理论计算的峰值转折点附近<sup>[13]</sup>。彭水军等的研究显示,我国环境库兹涅茨“倒 U”型曲线关系很大程度上取决于污染指标及估计方法的选取,EKC 会出现“倒 U”型、“U”型及“N”型<sup>[14]</sup>。宋涛等对我国 29 个省域六类环境指标与人均收入的关系进行的面板数据研究发现,人均粉尘、人均 SO<sub>2</sub> 和人均烟尘排放量三种指标随人均收入变化呈现先上升后下降的“倒 U”型 EKC,而人均废水排放量、人均固体废弃物产生量和人均废气排放量随收入变化呈现单调上升的一次曲线<sup>[15]</sup>。刘燕等使用中国省级面板数据的研究发现,经济增长与环境污染之间不存在简单的“倒 U”型关系,经济增长与工业废水间存在“倒 N”型关系,与工业废气间存在“N”型关系,与工业固体废弃物间存在“倒 U”型关系<sup>[16]</sup>。曹光辉等的时间序列分析发现,我国人均工业废水排放量、人均固体废物产生量与人均 GDP 之间呈“U”型关系,而人均工业废气排放量与人均 GDP 之间则为“倒 U”型关系<sup>[17]</sup>。马树才等发现,我国废气污染曲线和固体废物污染曲线是“N”型<sup>[18]</sup>。宋涛等基于 Weibull 函数和 Gamma 函数对我国 29 个省区环境污染与经济增长的关系研究发现,人均废水和人均 SO<sub>2</sub> 都随人均收入增加先上升后减少,在 25000 元附近出现结构转变点,而人均固体废弃物和人均废气随人均收入增加则呈现单调增加的变化趋势,没有出现结构转变点<sup>[19]</sup>。符森对我国 EKC 的非参数模拟表明,废气曲线为线性上升型,斜率约为 1.04,固体废物曲线在东部发达地区显示先上升后平缓趋势,中西部地区为线性上升趋势;污染曲线的高度随第三产业比例提高而下降,第二产业比例和重污染行业比例的提高将损害曲线形状<sup>[20]</sup>。苏桔芳等利用中国 28 个省域的面板数据,基于空间面板数据模型进行的 EKC 实证分析发现,区域污染存在空间相关性,区域污染排放不仅受本区域人均收入影响,且相邻区域的污染物排放也对本区域有重大影响,污染物排放具有空间溢出作用<sup>[21]</sup>。

综上可知,学者们大多从经济增长的角度来分析其与环境污染之间的关系,把经济增长当作环境污染的唯一解释变量,普遍忽略了其他因素对环境污染的影响,得到的 EKC 形态多种多样,如“倒 U”型、“U”型、“U+倒 U”型和“倒 U+U”型等。但也有学者如 Agras 等<sup>[22]</sup>、He 等<sup>[23]</sup>、Kearsley 等<sup>[24]</sup>对 EKC 的存在提出了质疑。尤其是大多数学者在研究 EKC 时,都隐含地假定一个区域的环境污染与相邻区域在地理空间上不存在空间相关性,由此获得的估计结果可能存在偏误,推导的结论和环境政策建议也难以令人信服<sup>[9,21]</sup>。为克服上述缺陷,本文扩展了 EKC,将人口规模、城市化、产业结构、异质型人力资本及对外开放度等因素纳入模型,希冀基于空间计量经济学原理纳入地理空间因素

来验证 EKC 理论, 探寻影响环境污染的多方面原因。另外, 学者们大多以二氧化硫、二氧化碳及工业“三废”等污染物排放来衡量环境污染, 忽略了噪声污染。本文选取了包括噪声污染六类环境污染指标, 并通过货币化计算加总来衡量环境污染损失, 该方法也不同于大多数学者直接以环境污染数量作为被解释变量。

## 2 环境库兹涅茨曲线计量经济学模型

### 2.1 常规计量经济学模型

研究环境污染的传统模型大多基于 Grossman 等<sup>[4]</sup>、Bandyopadhyay 等<sup>[25]</sup>提出的库兹涅茨曲线 (EKC) 模型, 通常只把经济增长作为自变量, 模型形式为:

$$LN\text{EP}_i = \beta_0 + \beta_1 LN\text{AGDP}_i + \beta_2 (LN\text{AGDP}_i)^2 + \beta_3 (LN\text{AGDP}_i)^3 + \epsilon_i \quad (1)$$

模型 (1) 只考虑了  $i$  区域人均收入对环境污染的影响, 没有考虑人口增长、产业结构等其他影响因素, 尤其是忽视了环境污染的跨界扩散及区域之间的交互影响。

本文扩展了传统的 EKC 模型: 引进了人口、城市化、人力资本、产业结构及对外开放等决定因素, 试图捕捉这些因素对环境污染的作用机制。基于截面数据, 扩展后的 EKC 模型如下:

$$LN\text{EP}_i = \beta_0 + \beta_1 LN\text{AGDP}_i + \beta_2 (LN\text{AGDP}_i)^2 + \beta_3 (LN\text{AGDP}_i)^3 + \beta_4 LN\text{POP}_i + \beta_5 LN\text{URB}_i + \beta_6 LN\text{HHC}_i + \beta_7 LN\text{MHC}_i + \beta_8 LN\text{TTI}_i + \beta_9 LN\text{FTR}_i + \epsilon_i \quad (2)$$

以上两式中, 被解释变量  $EP$  (Environmental pollution) 为环境污染。环境污染物依据其物理存在形态可分为固体污染物、水体污染物、气体污染物和噪声污染。鉴于固体污染物数据的不易获得, 本文只考虑水体物污染 (化学需氧量)、气体物污染 (二氧化硫、烟尘、工业粉尘) 和噪声污染 (GDP 的百分之一)。

众所周知, 过量排放温室气体引起的气候变化不仅致使气温上升, 还会影响全球降水量, 进而对人类生存的资源、环境、经济和社会可持续发展构成严重威胁。2006 年发表的《气候变化经济学报告》指出: 如果人类不改变目前的发展模式, 21 世纪末全球温度可能会上升  $2^\circ\text{C} \sim 3^\circ\text{C}$  以上, 将造成全球 GDP 下降  $5\% \sim 10\%$ , 贫穷国家则会超过  $10\%$ <sup>[26]</sup>。林伯强等均证实了二氧化碳排放与经济增长之间的倒“U”型 EKC 的存在<sup>[26]</sup>。可见二氧化碳作为环境污染的一部分越来越受到学者们的关注, 其不应该被摒弃在环境污染的指标范畴外, 故本文也将二氧化碳纳入到环境污染指标中。

必须强调的是, 本文被解释变量指标的选取与大多数学者不同, 并非以环境污染的数量来衡量, 而是参考刘渝琳等<sup>[27]</sup>将消除污染物损失进行货币化来近似计算环境污染成本: 二氧化碳污染成本为 0.004965 元/kg, 二氧化硫成本为 1.101742 元/kg, 烟尘和工业粉尘成本为 0.617869 元/kg, COD 污染成本 1.11663 元/kg, 噪声污染成本为 GDP 的百分之一。而解释变量分别为:  $AGDP$  (Average GDP) 表示人均实际 GDP, 用名义 GDP 剔除价格因素后除以该年末人口总数获得;  $POP$  (Population) 表示年末人口总数;  $URB$  (Urbanization) 表示城市化, 用城镇人口占总人口比重衡量; 本文将异质型人力资本分为高等级人力资本和中等级人力资本来考察其对环境污染的影响;  $HHC$  (High-grade human capital) 为普通高等教育在校学生数占总人口的比重, 近似代表高等级人力资本存量;  $MHC$  (Middle-grade human capital) 是中等职业学校在校生数占总人口比例, 近似代表中等级人力资本存量;  $TTI$  (Tertiary industry) 代表产业结构升级, 用第三产业 GDP 占总 GDP 比重计算得出;  $FTR$  (Foreign trade), 为外商投资企业货物进出口总额

占 GDP 比重, 来衡量对外开放度, 此做法同大多数学者以对外贸易进出口总额占 GDP 比重来衡量对外开放度有着很大不同, 本文认为该方法更能直接地考察外资投资行为对本国环境造成的影响。

本文所用的中国 31 个省、自治区和直辖市 (以下简称为省域或区域) 的 EKC 相关数据来源于 2009 年《中国统计年鉴》。

## 2.2 空间计量经济学模型

**2.2.1 区域环境污染的全局空间自相关指数模型** 检验区域环境污染变量是否存在空间相关性, 空间计量经济学一般使用的空间自相关指数 Moran's  $I$  模型<sup>[28]</sup>为:

$$\text{Moran's } I = \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y}) \right] / \left[ S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \right] \quad (3)$$

其中,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $Y_i$  为第  $i$  区域的观测值,  $n$  为区域总数,  $W_{ij}$  为二进制空间邻近权值, 表示其中的任一元素, 采用邻近标准或距离标准, 其目的是定义空间对象的相互邻近关系。一般邻近标准为两个区域相邻取值为 1, 否则为 0。Moran's  $I$  取值范围为  $[-1, 1]$ , 大于 0 表示区域环境污染行为存在空间正相关, 具有相似的属性; 小于 0 表示区域环境污染行为存在空间负相关, 具有不相似的属性; 等于 0 表示区域环境污染行为空间不相关, 具有相互独立的属性。

**2.2.2 区域环境污染的局域空间自相关指标模型** 当需要进一步考虑区域环境污染是否存在观测值的局域空间集群, 哪个区域单元对于全域空间自相关的贡献更大, 空间自相关的全域评估在多大程度上掩盖了局域非平稳性时, 则需进行局域空间自相关分析, 包括空间联系的局域指标 (Local Indicators of Spatial Association, LISA) 和 Moran's  $I$  散点图。

区域环境污染的 LISA 分析需满足以下两个条件: 一是每个局域单元的 LISA 是描述其周围显著的相似值单元的空间集群程度的指标; 二是所有 LISA 总和与全局空间联系指标成正比, 局域 Moran's  $I$  模型<sup>[28]</sup>为:

$$I_i = (Y_i - \bar{Y}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y}) / \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \quad (4)$$

Moran's  $I$  散点图常用来研究局域的空间不稳定性。其 4 个象限分别对应于区域单元与其邻居之间 4 种类型的局域空间联系形式: 第 1 象限代表区域环境污染的高观测值的区域单元被同是高值的区域所包围的空间联系形式 (简称高一高); 第 2 象限代表低观测值的区域单元被高值的区域所包围的空间联系形式 (简称低—高); 第 3 象限代表低观测值的区域单元被同是低值的区域所包围的空间联系形式 (简称低—低); 第 4 象限代表高观测值的区域单元被低值的区域所包围的空间联系形式 (简称高一低)。将 Moran's  $I$  散点图与 LISA 显著性水平相结合, 可得到所谓的 “Moran's  $I$  显著性水平图”, 图中显示出显著的 LISA 区域, 并分别标示出对应于 Moran's  $I$  散点图不同象限的相应区域。

**2.2.3 区域环境污染的空间滞后计量经济模型** 为克服区域人均污染与相邻区域不存在空间相关假设的缺陷, 本文考虑了邻近区域环境污染对本区域环境污染的影响, 扩展了常规 EKC 模型 (2) 得到的空间滞后计量经济模型 (SLM) 为:

$$\begin{aligned} \text{LN}EP_i = & \beta_0 + \rho \text{WL}NEP_j + \beta_1 \text{LNAGDP}_i + \beta_2 (\text{LNAGDP}_i)^2 + \beta_3 (\text{LNAGDP}_i)^3 \\ & + \beta_4 \text{LNPOP}_i + \beta_5 \text{LNURB}_i + \beta_6 \text{LNHHC}_i + \beta_7 \text{LNMHC}_i + \beta_8 \text{LNTTI}_i + \beta_9 \text{LNFTR}_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (5)$$

式中,  $LN\text{NEP}_i$  为被解释变量区域环境污染观测向量;  $WL\text{NEP}_j$  为区域环境污染空间滞后因子, 表示在地理上邻近的各区域环境污染变量的加权求和值;  $\rho$  为空间自回归参数, 表示邻近区域环境污染对本区域的空间影响;  $\beta$  为解释变量的回归系数;  $\epsilon$  是独立的误差项。

**2.2.4 区域环境污染的空间误差计量经济模型** 若区域环境污染的空间依赖作用存在于扰动误差项之中, 度量邻近区域关于被解释变量  $LN\text{NEP}_i$  的误差冲击本区域环境污染的影响程度的空间误差计量经济模型 (SEM) 为:

$$\begin{aligned} LN\text{NEP}_i = & \beta_0 + \beta_1 LN\text{AGDP}_i + \beta_2 (LN\text{AGDP}_i)^2 + \beta_3 (LN\text{AGDP}_i)^3 + \beta_4 LN\text{POP}_i \\ & + \beta_5 LN\text{URB}_i + \beta_6 LN\text{HHC}_i + \beta_7 LN\text{MHC}_i + \beta_8 LN\text{TTI}_i + \beta_9 LN\text{FTR}_i + \epsilon_i \\ & \epsilon_i = \lambda W\epsilon_j + \mu_i \end{aligned} \quad (6)$$

式中,  $\lambda$  为  $n \times 1$  的截面被解释变量向量的空间误差系数, 衡量了相邻区域的环境污染通过误差项对本区域环境污染的影响方向和程度,  $\beta$  为解释变量的回归系数,  $\epsilon$  为随机误差项,  $\mu$  为正态分布的随机误差项。

### 3 中国省域环境库兹涅茨曲线实证分析

根据空间计量经济学原理, 对中国 31 个省域的环境库兹涅茨曲线及其决定因素进行分析检验, 首先需要检验省域环境污染及决定因素变量的空间相关性。

#### 3.1 空间自相关性检验

首先采用二进制一阶 ROOK 邻近 (区域的东南西北四个区位有四个邻居) 空间权值矩阵对 31 个省域的 EKC 变量数据进行地理空间上的全局空间自相关性检验, 结果如表 1。

表 1 EKC 变量的空间自相关性检验结果

Tab 1 Test results of spatial autocorrelation of EKC variables

变量	$LN\text{NEP}_i$	$LN\text{AGDP}_i$	$LN\text{POP}_i$	$LN\text{HHC}_i$	$LN\text{MHC}_i$	$LN\text{URB}_i$	$LN\text{FTR}_i$
$I$	0.3213	0.4714	0.2363	0.4651	0.3587	0.4083	0.5234
$E(I)$	-0.0234	-0.0340	-0.0283	-0.0336	-0.0298	-0.0269	-0.0349
$SD(I)$	0.1107	0.1082	0.1087	0.1127	0.1129	0.1131	0.1091
$Z$	3.1138	4.6709	2.4342	4.4250	3.4411	3.8479	5.1173
$P$	0.0040	0.0010	0.0110	0.0010	0.0010	0.0010	0.0010

表 1 显示, 假设各邻近省域之间的环境污染及其决定因素不存在空间自相关性, 利用重复随机排列法排列 999 次, 构建标准正态统计量, 根据 ROOK 空间权值矩阵计算的 Moran's  $I$  指数的零假设成立概率小于 1.1% 的标准显示: 环境污染 ( $LN\text{NEP}_i$ )、人均收入 ( $LN\text{AGDP}_i$ )、人口规模 ( $LN\text{POP}_i$ )、高等级人力资本 ( $LN\text{HHC}_i$ )、中等级人力资本 ( $LN\text{MHC}_i$ )、城市化水平 ( $LN\text{URB}_i$ ) 及对外开放程度 ( $LN\text{FTR}_i$ ) 的 Moran's  $I$  指数分别为 0.3213、0.4714、0.2363、0.4651、0.3587、0.4083、0.5234, 其伴随概率值均至少能通过 1.1% 的显著性水平检验, 这表明: 从整体上看, 中国 31 个省域的所有 EKC 变量在空间分布上均存在明显的正自相关关系 (空间依赖性), 表现出相似值之间的空间集群 (Clustering), 即具有较高水平的 EKC 指标相对地趋于与较高水平的指标相邻近, 较低水平的 EKC 指标相对地趋于与较低水平的 EKC 指标相邻近。可见在研究省域 EKC 问题时空间效应不容忽视。

由图 1、图 2 可知,我国各省域的环境污染表现出明显的空间依赖性。环境污染在空间分布上并非完全随机分布,高一高和低一低类型集聚区居主导地位,大多数省域集群在第一象限和第三象限,即较高环境污染省区相对地趋于和较高环境污染的省区靠近(第一象限),这些省域是:广东、山东、江苏、浙江、河南、河北、上海、湖北、湖南、黑龙江、广西、北京、山西、福建、安徽、陕西;较低环境污染的省区相对地趋于和较低环境污染的省区相邻(第三象限),这些省域是:宁夏、甘肃、云南、新疆、青海、西藏。不难发现,这些高污染集群区域,皆为我国东、中部经济发达和人口稠密区域。轻度污染集群区域皆为我国西部内陆经济发展相对落后区域。导致这种区域之间环境污染较强的空间依赖性,笔者认为原因至少包括经济因素和自然因素。

从经济因素角度看,本文倾向于认同经济因素是导致环境污染空间集聚的主要原因的观点。本文选取的环境污染指标计算得出的经济损失,绝大部分是由于工业经济活动所造成的。由于在计算环境污染损失的时候,将各地某项单一污染物的治理价格统一化了,故环境污染的空间集聚归根结底就是污染物排放量的空间集聚。从图 2 可知,我国环境污染分布呈现高一高集聚态势的区域绝大部分是东部省域。环境污染的空间集聚与能源消费、经济发展水平、城市化及产业结构的空间集聚有着重要关联,而我国能源消费、经济发展水平及城市化集中区主要分布在我国东部沿海地区。我国主要河流(如长江、黄河、珠江、淮河)皆大体上是自西向东流,河流的中上游地区并非我国工业及能源

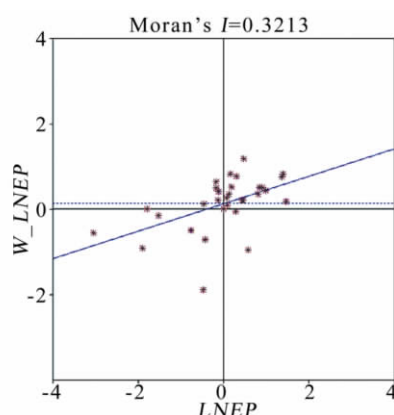


图 1 中国 31 个省域环境污染 Moran's  $I$  散点图

Fig 1 Moran's  $I$  scatter diagram of environmental pollution of Chinese 31 provinces

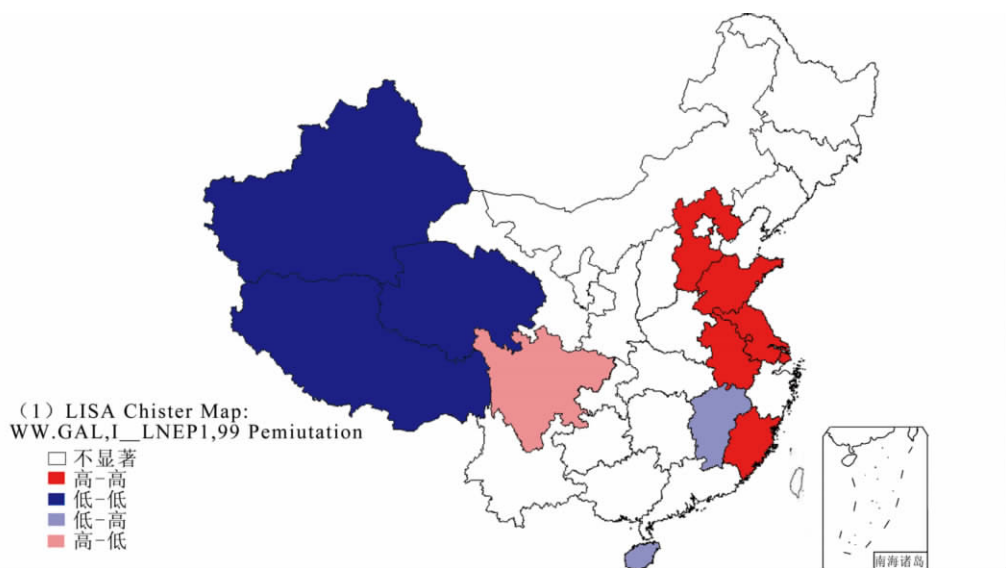


图 2 中国 31 个省域环境污染 Moran's  $I$  空间集群图

Fig 2 Moran's  $I$  spatial cluster map of environmental pollution of Chinese 31 provinces

需求密集区域，故未在这些河流的中上游地区因水流的影响形成高污染省域与高污染省域集聚的情形，这也得到了图 2 空间集群分析的证实。由此本研究认为，自然因素对环境污染空间集聚的影响远小于经济因素。

3.2 空间计量估计与分析

为了与省域 EKC 空间计量经济分析的结果做比较，以下首先进行常规的普通最小二乘法（OLS）回归估计，然后基于 Geoda 095-i 和 ArcGIS 9.3 空间统计分析软件进行空间计量经济分析估计，最后根据检验确定的空间计量经济模型进行相应的分析解释。

3.2.1 常规的 OLS 估计结果分析 常规 OLS 估计结果如表 2 所示。可以看出，模型 OLS 估计的拟合优度  $R^2$  为 99.09%， $F$  值为 255.05，模型整体上通过了远小于 1% 的显著性水平检验。 $DW$  值为 2.1572，模型的残差项不存在序列相关性。人均收入（ $LNAGDP_i$ ）、中等级人力资本（ $LNMHCI_i$ ）、对外开放度（ $LNFTRI_i$ ）通过了 3% 的显著性水平检验，城市化（ $LNURBI_i$ ）和人口规模（ $LNPOPI_i$ ）通过了 1% 的显著性水平检验，表明人均收入、中等级人力资本、对外开放度和人口规模对环境污染作用明显。但产业结构升级（ $LNTTI_i$ ）和高等级人力资本的积累（ $LNHHII_i$ ）均没有通过 13% 的显著性水平检验，这与人们的一般认识不尽一致。实际上，前面对所有变量进行的 Moran's  $I$  指数检验表明：EKC 变量具有明显的空间自相关性，OLS 估计结果与人/们认识不尽一致可能是因为模型设定有问题，譬如忽视了截面单元（省域）之间的空间相关性。

表 2 OLS 估计结果

Tah 2 Estimation results of OLS

模型	系数	标准差	$T$ 统计量	小概率 $P$
CONSTANT	332.6053	127.1129	2.6166	0.0161
$LNAGDP_i$	-97.0746	37.6049	-2.5814	0.0174
$LNAGDP_i^2$	9.5987	3.7161	2.5830	0.0173
$LNAGDP_i^3$	-0.3130	0.1223	-2.5600	0.0182
$LNHHCI_i$	-0.1497	0.0962	-1.5566	0.1345
$LNURBI_i$	0.5482	0.1935	2.8329	0.0099
$LNMHCI_i$	0.3787	0.1436	2.6371	0.0154
$LNPOPI_i$	0.8931	0.0282	31.6918	0.0000
$LNTTI_i$	-0.2188	0.1707	-1.2818	0.2139
$LNFTRI_i$	-0.0625	0.0248	-2.5153	0.0201
$R^2$	0.9909			
$F$ -statistic	255.05			2.18E-19
$DW$	2.1572			
log $L$	26.9511			
AIC	-35.9022			
SC	-22.9963			
空间依赖性检验	MI/DF	统计值	小概率 $P$	
Moran's $I$ (error)	-0.0306	0.6169	0.5373	
$LM$ (lag)	1	7.1842	0.0074	
Robust $LM$ (lag)	1	7.2099	0.0073	
$LM$ (error)	1	0.0618	0.8037	

**3.2.2 SLM 与 SEM 估计结果分析** 表 3 和表 4 分别列出了在考虑省域环境污染空间交互作用情况下的空间滞后模型 (SLM) 和空间误差模型 (SEM) 的 EKC 估计结果。

表 3、表 4 和表 2 中的检验结果显示, SLM 和 SEM 的拟合优度检验值均高于 OLS 模型; 比较对数似然函数值  $\log L$ 、赤池信息准则 AIC 和施瓦茨信息准则 SC 值发现, SLM 的  $\log L$  值大于 SEM, 且 SLM 的 AIC 和 SC 值也小于 SEM, 故依据  $\log L$ 、AIC 和 SC 值做出推断: SLM 模型较之 SEM 模型更好 (在 OLS、SLM、SEM 三个模型中检验效果亦最佳)。此外, 依据表 2 中  $LM(lag)$  较之  $LM(error)$  显著, 且  $Robust LM(lag)$  显著而  $Robust LM(error)$  不显著, 最后断定 SLM 模型要优于 SEM 模型。

表 3 SLM 的 ML 估计结果  
Tab 3 ML estimation results of SLM

模型	系数	标准差	Z 统计量	小概率 P
$W\_LNEP_j$	0.0124	0.0040	3.0635	0.0219
CONSTANT	315.0441	91.8382	3.4304	0.0006
$LNAGDP_i$	-92.1357	27.1644	-3.3918	0.0007
$LNAGDP_i^2$	9.1478	2.6837	3.4087	0.0007
$LNAGDP_i^3$	-0.2997	0.0883	-3.3949	0.0007
$LNNTI_i$	-0.2081	0.1232	-1.6901	0.0910
$LNHHCI_i$	-0.1379	0.0695	-1.9852	0.0471
$LNURBI_i$	0.5777	0.1399	4.1285	0.0000
$LNMHCI_i$	0.3275	0.1049	3.1215	0.0017
$LNPOPI_i$	0.8691	0.0218	39.9063	0.0000
$LNFTRI_i$	-0.0433	0.0189	-2.2864	0.0222
统计检验	DF	统计值	P	
$R^2$	0.9930			
LR	1	8.1916	0.0042	
$\log L$		35.1290		
AIC		-48.2579		
SC		-32.4841		

依据表 3 可得省域空间滞后 EKC 模型为:

$$LNNEP_i = 315.0441 + \beta_1 LNNEP_i - 92.1357 LNAGDP_i + 9.1478 (LNAGDP_i)^2 - 0.2997 (LNAGDP_i)^3 + \beta_4 LNPOPI_i + \beta_5 LNURBI_i + \beta_6 LNHHCI_i + \beta_7 LNMHCI_i + \beta_8 LNNTI_i + \beta_9 LNFTRI_i + \epsilon_i \quad (7)$$

式中  $LNAGDP_i$ 、 $(LNAGDP_i)^2$  和  $(LNAGDP_i)^3$  的系数分别为 -92.1357、9.1478 和 -0.2997, 利用 Mathematic 5.0, 可拟合出省域 EKC 图形如图 3 所示。2008 年我国省域 EKC 的拟合图型为“U+倒 U”型, 但这仅仅是数学意义上扩展的理论 EKC。从表 5 还可得知我国省域人均收入 ( $LNAGDP_i$ ) 实际值分布在 9.0812~11.2035 区间内, 剔除掉贵州, 其他 30 个省域数据所拟合的截面 EKC 图型形状恰好为“倒 U”型, 证明 EKC “倒 U”型假说在我国省域间具有较强的适用性。贵州的  $LNAGDP_i$  值为 9.0812, 仅比第一个拐点值 9.1532 略小, 偏离“倒 U”型曲线亦不是非常明显。



表 4 SEM 的 ML 估计结果  
Tab 4 ML estimation results of SEM

模型	系数	标准差	Z 统计量	小概率 P
LAMBDA	-0.4443	0.2761	-1.6089	0.1076
CONSTANT	392.3912	113.4681	3.4582	0.0005
LNAGDP <sub>i</sub>	-114.7277	33.5986	-3.4147	0.0006
LNAGDP <sub>i</sub> <sup>2</sup>	11.3311	3.3218	3.4111	0.0006
LNAGDP <sub>i</sub> <sup>3</sup>	-0.3696	0.1093	-3.3808	0.0007
LNTTI <sub>i</sub>	-0.2382	0.1538	-1.5493	0.1213
LNHHC <sub>i</sub>	-0.1772	0.0839	-2.1119	0.0347
LNURB <sub>i</sub>	0.6691	0.1536	4.3549	0.0000
LNMHCI <sub>i</sub>	0.4054	0.1094	3.7061	0.0002
LNPOP <sub>i</sub>	0.8986	0.0227	39.5191	0.0000
LNFTTR <sub>i</sub>	-0.0801	0.0192	-4.1747	0.0000
统计检验	DF	统计值	P 值	
R <sup>2</sup>	0.9914			
LR	1	0.4497	0.5024	
log L		31.2581		
AIC		-42.5161		
SC		-28.1762		

将 (7) 式对 LNAGDP<sub>i</sub> 求导可得：

$$\frac{\partial LNEP_i}{\partial LNAGDP_i} = -92.1357 + 18.2956LNAGDP_i - 0.8991(LNAGDP_i)^2 \quad (8)$$

令  $\frac{\partial LNEP_i}{\partial LNAGDP_i} = 0$ ，从而得知第一个转折点时 LNAGDP<sub>i</sub>=9.1532，第二个转折点时 LNAGDP<sub>i</sub>=11.1956。

据表 5 可知，2008 年各省域人均收入 (LNAGDP<sub>i</sub>) 有大有小，其中最大的为上海 LNAGDP<sub>i</sub> = 11.2035，最小的为贵州 LNAGDP<sub>i</sub> = 9.0812，结合 EKC 图 3 可知：2008 年各省域的人均收入皆位于“U+倒 U”型截面 EKC 第一个转折点和第二个转折点之间（除上海和贵州）。在此阶段，曲线呈向右上升阶段，表明人均收入越高的省域环境污染损失越严重，人均收入的增长加剧了环境污染。

结合表 6 各省域的 LNAGDP<sub>i</sub>对 LNEP<sub>i</sub>点估计值结果可知：各省域人均收入对环境污染的点弹性是不一致的，正弹性最大的为重庆，其弹性值为 0.9262，意味着人均收入每增长 1%，环境污染造成的损失将增长 0.9262%；正弹性最小的为云南，弹性值为 0.1745，其人均收入增长 1%，环境污染损失增长 0.1745%。但毋庸置疑的是，这些弹性

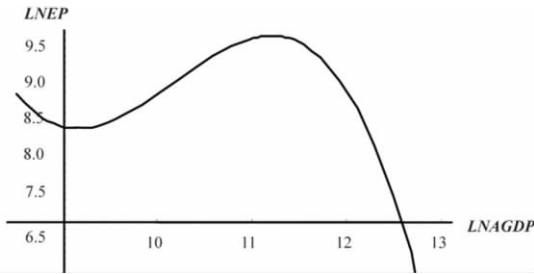


图 3 2008 年中国 31 个省域截面数据 EKC 图  
Fig 3 EKC map of cross-section data of Chinese 31 provinces in 2008

值为正的省域，其经济在快速增长的同时也带来了环境问题，建设环境友好型社会任重道远。

表 5 2008 年中国 31 个省域  $LNAGDP_i$  值

Tah 5  $LNAGDP_i$  values of Chinese 31 provinces in 2008

区域	$LNAGDP_i$	区域	$LNAGDP_i$	区域	$LNAGDP_i$	区域	$LNAGDP_i$
北 京	11. 0329	上 海	11. 2035	湖 北	9. 9300	云 南	9. 2531
天 津	11. 0471	江 苏	10. 6300	湖 南	9. 8020	西 藏	9. 5320
河 北	10. 0503	浙 江	10. 6848	广 东	10. 5295	陕 西	9. 8818
山 西	9. 9284	安 徽	9. 6128	广 西	9. 6408	甘 肃	9. 3997
内 蒙 古	10. 4693	福 建	10. 3647	海 南	9. 8066	青 海	9. 7612
辽 宁	10. 5229	江 西	9. 6004	重 庆	10. 0619	宁 夏	9. 8377
吉 林	10. 1190	山 东	10. 4041	四 川	9. 6644	新 疆	9. 8794
黑 龙 江	9. 9853	河 南	9. 8829	贵 州	9. 0812		

表 6 2008 年中国 31 个省域  $LNAGDP_i$  对  $LNPE_i$  点弹性

Tah 6 Point elasticity of  $LNAGDP_i$  to  $LNPE_i$  of Chinese 31 provinces in 2008

区域	点弹性	区域	点弹性	区域	点弹性	区域	点弹性
北 京	0. 2749	上 海	-0. 0145	湖 北	0. 8839	云 南	0. 1745
天 津	0. 2528	江 苏	0. 7510	湖 南	0. 8129	西 藏	0. 5666
河 北	0. 9237	浙 江	0. 7034	广 东	0. 8249	陕 西	0. 8606
山 西	0. 8832	安 徽	0. 6540	广 西	0. 6816	甘 肃	0. 3980
内 蒙 古	0. 8594	福 建	0. 9050	海 南	0. 8160	青 海	0. 7841
辽 宁	0. 8284	江 西	0. 6414	重 庆	0. 9262	宁 夏	0. 8357
吉 林	0. 9348	山 东	0. 8902	四 川	0. 7037	新 疆	0. 8594
黑 龙 江	0. 9054	河 南	0. 8612	贵 州	-0. 1368		

此外，上海的  $LNAGDP$  值为 11. 2035，已越过了第二个拐点位置，表明该市已进入经济增长与环境保护的良性循环阶段。据表 6 可知，2008 年，上海人均收入对环境污染的点弹性估计值为 -0. 0145，表明上海的人均收入每增长 1%，会导致环境污染损失减少 0. 0145%。上海是我国的经济、金融和教育科技中心，汇聚了一大批顶尖级科技人才及管理人才，集聚了众多科技含量高的跨国公司，第三产业发展飞速。2009 年《中国统计年鉴》显示：上海的单位地区生产总值能耗指标及规模以上工业企业单位工业增加值能耗指标几近全国最低，可见上海率先在全国建立环境友好型社会、实现“又好又快”发展目标，也在情理之中。换言之，经济发展初期，粗放型的工业增长模式、对能源的过度消耗会对环境造成极大的破坏。当经济发展达到一定的阶段，经济增长将转入集约型方式，产业结构得到不断优化和升级，环保投入不断加大，经济增长与环境保护将实现良性循环。

图 4 给出了 2008 年中国 31 个省域的第一产业和第三产业总值占 GDP 的比重。由图 4 可知，2008 年我国 31 个省域中，第一产业和第三产业总值占 GDP 比重最高的 4 个省域是北京、西藏、海南和贵州。相比于中西部内陆其他规模较大的经济单元，贵州第一产业和第三产业对经济增长的贡献度最高，占 GDP 比重近似 60%。而第一产业及第三产业的发展对环境的破坏度远不及第二产业那么严重，故本文推测贵州 2008 年人均收入的提升

与环境污染损失成负相关可能与其较高的一、三产业总比重有关。

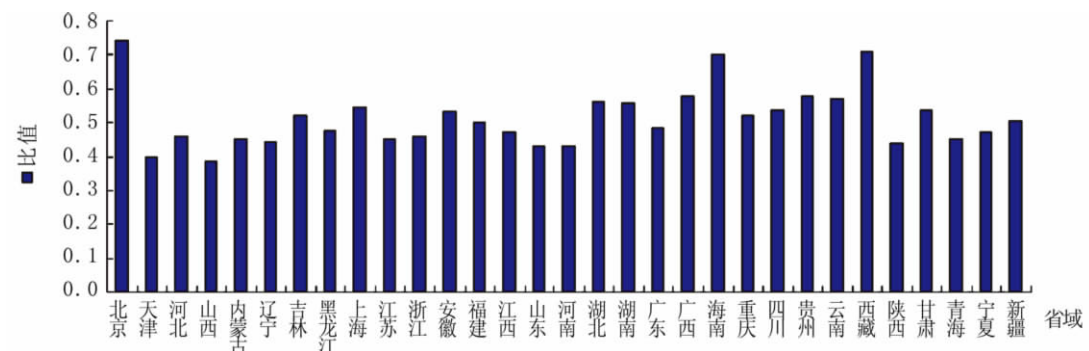


图 4 2008 年中国 31 个省域第一产业和第三产业占总 GDP 比重

Fig. 4 Ratio of primary and tertiary industries to the total GDP of Chinese 31 provinces in 2008

**3.2.3 基于 SLM 的 EKC 决定因素分析** 根据本文检验所得最佳模型 SLM 的估计结果 (表 3) 对影响省域 EKC 的决定因素分析如下。

人口规模 ( $LNPOP_i$ ) 对环境污染的回归系数为 0.8691, 通过了 1% 的显著性水平检验, 表明在不考虑其他因素的情况下, 人口规模每增长 1%, 环境污染损失将增长 0.8691%。较大规模的人口数量往往意味着经济活动规模的扩大<sup>[11]</sup>, 对环境保护产生了外在压力。结合图 1 和图 2 可得: 东部地区环境污染严重, 与其人口密度过高不无关系; 西部地区环境污染较轻, 与其人口稀少也有一定关联。

城市化 ( $LNURB_i$ ) 对环境污染的回归系数为 0.5777, 通过了小于 0.01% 的显著性水平检验, 表明城市化的推进会带来较严重的环境污染问题。城市内数目庞大的汽车交通工具产生的大量二氧化碳、一氧化碳、碳氧化物等污染环境气体, 城市内还存在着工业噪声、市政噪声、建筑噪声和交通噪声, 这些都导致了较为严重的环境污染问题。

产业结构 ( $LNTTI_i$ ) 对环境污染的回归系数为 -0.2081, 通过了 9.1% 的显著性水平检验, 这说明第三产业发展所带动的产业结构升级优化, 在一定程度上起到了减少环境污染的作用。经济发展初期, 工业发展迅猛, 而工业化往往意味着对自然资源的过渡采伐及废弃物排放的大量增加。随着经济增长方式的转变、第三产业在产业结构中所占比重的不断上升, 工业比重的不断下降, 经济增长不再依赖于资源的过渡开采和能源的过渡消耗, 而是注重于生产率的提高及技术革新, 传统粗放的经济增长逐步转变为依赖技术知识的发展模式, 这在很大程度上缓解了工业占主导地位的经济增长对环境所带来的破坏。第三产业的发展可从两个方面减轻环境压力: 其一, 第三产业的发展, 尤其是金融服务、科技教育等行业的发展, 对自然资源消耗较少, 对环境破坏的程度较微弱。其二, 第三产业的快速发展, 导致产业结构不断升级和优化, 消减了工业比重, 间接性地降低了工业活动对环境造成的破坏。

高等级人力资本 ( $LNHHC_i$ ) 与中等级人力资本 ( $LNMHC_i$ ) 的弹性系数为 -0.1379 和 0.3275, 分别通过了 5% 和 1% 的显著性水平检验。这说明高等级人力资本的积累, 可有效控制环境污染, 在其他因素不变的情形下, 高等级人力资本每增加 1% 会促使环境污染损失减少 0.1379%。本文得出的高等级人力资本积累同环境污染之间的负相关结论同刘渝琳等<sup>[27]</sup>的研究结论基本一致。这表明, 高等级人力资本的积累, 可节省和替

投入到生产过程中的劳动力和物质资本（自然资源）的数量并得到更有效配置，从而提高劳动生产率和资本生产率。而中等级人力资本积累却加速了环境污染，其增加 1% 会促使环境污染加重 0.3275%。一个区域的知识和技术主要以人力资本为载体，人力资本存量较低的区域发展高科技、高附加值产业难以有高等级人力资本支撑，导致该区域只能选择低技术和低知识水平的产业，且难以吸引高技术水准的外商直接投资（FDI）<sup>[27]</sup>，这些都会带来比较严重的环境问题。此外，高等级人力资本区域，更容易受到技术密集型 FDI 的青睐，该区域亦会重视规划和引进能充分利用本区域优秀人力资本的产业，而这些高技术水平的产业或企业对环境造成较小的压力。高等级人力资本能高效率地消化、吸收和运用新技术，其对技术创新的贡献度最大，是技术创新的发动机，而技术进步将改变粗放型经济增长方式，减轻环境污染。此外，本文的中等级人力资本，是用各地中等职业学校在校生数占总人口比例衡量，本文认为该层次的人力资本普遍在第二产业或技术含量低的生产领域从事经济活动，因此中等级人力资本同环境污染之间的正相关就不难理解了。

对外开放（ $LNFTIR_i$ ）的回归系数为 -0.0433，通过了 2.2% 的显著性水平检验，表明对外开放程度的提高有助于减少环境污染，但“污染天堂”假说认为：国际贸易的开展使得发达国家更易于把能源密集型、资源密集型和污染严重的产业转移到发展中国家。因此对外开放程度的提高，将会加剧发展中国家环境恶化问题。但本研究却发现，我国对外开放程度的提高有助于减少环境污染。贸易开放的技术外溢效应提高了发展中国家的要素生产率和技术水平，从而间接地通过影响技术进步和产业结构调整而作用于污染排放<sup>[11]</sup>。此外，随着经济全球化和贸易自由化的发展，关税壁垒所起的作用在不断削弱，而发达国家凭借其科技、管理及环保方面的优势，不断设置以技术法规等为主要内容的技术贸易壁垒，提高了本土引进外资企业出口的难度，出口的商品其技术含量也有较大提升。此外，本文用外商投资企业进出口总值占 GDP 的比重衡量对外开放水平，而没有参照大多数学者以笼统的进出口总值占 GDP 比重来衡量，是由于外商投资企业平均而言技术含量要高于本土企业，故本文获得的对外开放水平同环境污染之间存在负相关的结论也是符合客观实际的。

## 4 结论与讨论

本文构建了扩展的环境库茨涅茨曲线（EKC）模型，利用纳入了环境污染空间效应的空间计量经济学模型，研究了中国省域 EKC 的形状及其决定因素，结果发现：我国省域环境污染在空间分布上具有明显的正自相关关系（空间依赖性），说明全国各省域 EKC 变量的空间分布并非呈现完全随机状态，而是表现出相似值之间的空间集群；利用全域（31 个省域）截面数据模拟得出的 EKC 图形为“U+倒 U”型，而实际上由 30 个省域数据所拟合的 EKC 为“倒 U”型，表明环境库兹涅茨假说在中国可以得到经验数据支持；29 个省域位于 EKC 图形“倒 U”型左侧区域，即人均收入的增加将导致污染损失增加；上海市已率先跨过“倒 U”型曲线拐点，即人均收入的增加与环境污染损失间表现出负相关；人口规模、城市化水平、中等级人力资本与环境污染损失之间成正向关系；高等级人力资本的积累、产业结构的升级、对外开放水平的提升，都将对环境污染的损失起到积极的抑制作用。

基于以上主要结论获得的政策建议如下：治理环境污染时，不同区域间要积极寻求合作，注重政策措施的空间联动性；出台有效政策，积累高等级人力资本，不断提升人力资

本质量,发挥其对环境污染损失的消减作用;积极发展第三产业,升级产业结构,转变经济增长方式,优化产业结构,实现省域经济“又好又快”可持续发展;引进外资时须注重投资质量,坚决制止资源消耗型、环境污染型和技术落后型的项目引进,充分利用高水平外资所产生的技术溢出效应;在推进城市化过程中,要合理规划城市发展道路,选择低能耗、低污染、环境友好型的产业,不断优化城市布局,提升城市第三产业的共享和综合服务功能,发展低碳城市。

#### 参考文献:

- [1] Beckerman W. Economic growth and the environment: Whose growth? Whose environment? *World Development*, 1992, 20(4): 481~496.
- [2] Bhagwati J. The case for free trade. *Scientific American*, 1993, 269(5): 42~49.
- [3] Kuznets S. Economic growth and income equality. *American Economic Review*, 1955, 45(1): 1~28.
- [4] Grossman G M, Krueger A B. Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 353~377.
- [5] Suri V, Chapman D. Economic growth, trade and energy: Implications for the Environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics*, 1998, 25(2): 195~208.
- [6] Munasinghe M. Is environmental degradation an inevitable consequence of economic growth? Tunneling through the Environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics*, 1999, 29(1): 89~109.
- [7] Stern D, Common M S. Is there an Environmental Kuznets Curve for sulfur. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2001, 41(2): 162~178.
- [8] Hartman R, Kwon O S. Sustainable growth and the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2005, 29(10): 1701~1736.
- [9] Maddison D. Environmental Kuznets Curves: A spatial econometric approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2006, 51(2): 218~230.
- [10] Caviglia-Harris J L, Chambers D, Kahn J R. Taking the “U” out of Kuznets: A comprehensive analysis of the EKC and environmental degradation. *Ecological Economics*, 2009, 68(4): 1149~1159.
- [11] 陆虹. 中国环境问题与经济发展的关系分析——以大气污染为例. *财经研究*, 2000, 26(10): 53~59.
- [12] 吴玉萍, 董锁成, 宋键峰. 北京市经济增长与环境污染水平计量模型研究. *地理研究*, 2002, 21(2): 239~246.
- [13] 杨凯, 叶茂, 徐启新. 上海城市废弃物增长的环境库兹涅茨特征研究. *地理研究*, 2003, 22(1): 60~66.
- [14] 彭水军, 包群. 经济增长与环境污染——环境库兹涅茨曲线假说的中国检验. *财经问题研究*, 2006, (8): 3~17.
- [15] 宋涛, 郑挺国, 佟连军, 等. 基于面板数据模型的中国省区环境分析. *中国软科学*, 2006, (10): 121~127.
- [16] 刘燕, 潘杨, 陈刚. 经济开放条件下的经济增长与环境质量——基于中国省级面板数据的经验分析. *上海财经大学学报*, 2006, 8(6): 48~55.
- [17] 曹光辉, 汪锋, 张宗益, 等. 我国经济增长与环境污染关系研究. *中国人口·资源与环境*, 2006, (1): 25~29.
- [18] 马树才, 李国柱. 中国经济增长与环境污染关系的 Kuznets 曲线. *统计研究*, 2006, (8): 37~40.
- [19] 宋涛, 郑挺国, 佟连军. 基于 Weibull 函数和 Gamma 函数的环境污染与经济增长的关系. *地理研究*, 2007, (3): 569~576.
- [20] 符森. 我国环境库兹涅茨曲线: 形态、拐点和影响因素. *数量经济技术经济研究*, 2008, (11): 40~55.
- [21] 苏桔芳, 胡日东, 林三强. 环境质量与经济增长库兹尼茨关系空间计量分析. *地理研究*, 2009, 28(2): 303~307.
- [22] Agras J, Chapman D. A dynamic approach to the Environmental Kuznets Curve hypothesis. *Ecological Economics*, 1999, 28(2): 267~277.
- [23] He J, Richard P. Environmental Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> in Canada. *Ecological Economics*, 2010, 69(5): 1083~1093.
- [24] Kearsley A, Riddell M. A further inquiry into the pollution haven hypothesis and the Environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics*, 2010, 69(4): 905~919.

- [25] Bandyopadhyay S, Shafik K. Economic growth and environmental quality: Time series and cross-country evidence. Background Paper for World Development Report 1992, Washington DC: World Bank, 1992.
- [26] 林伯强, 蒋竺均. 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析. 管理世界, 2009, (4): 27~36.
- [27] 刘渝琳, 温怀德. 经济增长下的 FDI、环境污染损失与人力资本. 世界经济研究, 2007, (17): 48~56.
- [28] Anselin L. Local indicators of spatial autocorrelation—LISA. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93~115.

## The extension of regional Environmental Kuznets Curve and its determinants: An empirical research based on spatial econometrics model

WU Yu-ming<sup>1</sup>, TIAN Bin<sup>2</sup>

(1. School of Business, East China University of Science & Technology, Shanghai 200237, China;

2. SIPG Jiujiang Port Company, Jiujiang 332000, Jiangxi, China)

**Abstract:** Based on the extension of the traditional Environmental Kuznets Curve (EKC), employing the cross-sectional data of Chinese 31 provinces in 2008 and spatial econometrics model, the paper analyzes the spatial autocorrelation of environmental pollution of Chinese provinces, as well as the shape and determinants of the EKC. The empirical results are shown as follows. (1) There exists evident spatial dependence and spillover effects of the provincial environmental pollution, and the high-high and low-low clustering areas are playing the leading roles. (2) The simulation shape between per capita GDP and environmental degradation presents a “U-shaped and inverted-U-shaped” pattern based on the global cross-sectional data, and the EKC pattern fitted by Chinese 30 provincial data shows an “inverted U-shaped” pattern, so the EKC hypothesis at provincial level is confirmed. (3) Per capita GDP of 29 provinces is observed in the left-hand area of the “inverted U-shaped” curve, which demonstrates that the more income people get, more serious environment pollution will be. (4) Shanghai has transcended the “inverted U-shaped” curve’s inflection point in advance, which means that the increase of per capita income is coordinated with its environmental protection. (5) The population size, urbanization level and middle-grade human capital are positively correlated with losses induced by environmental pollution of the provinces. (6) The upgrading of industrial structure, the accumulation of the high-grade human capital, and the widening of opening up are in favor of dealing with the environmental problems.

**Key words:** Environmental Kuznets Curve; human capital; urbanization; industrial structure; spatial econometrics model