文章编号:1672-3031(2017)02-0107-09

基于EKC曲线的浑太河流域水环境保护影响因素分析

张爱静[1], 付意成[2]
(1. 南水北调中线干线工程建设管理局, 北京 100038; 2. 中国水利水电科学研究院, 北京 100038)

摘要: 环境可持续发展是研究环境库兹涅茨曲线(EKC)学者探求的重要领域。本文基于两种不同的EKC假定, 借助面板数据法研究了浑太河流域2003—2012年期间水环境保护与经济社会可持续发展间的协调对应关系, 分析结果表明: ①依据EKC关系曲线, 水环境恶化与社会经济发展水平提升间存在倒U形关系; ②依据修改EKC关系曲线, 水环境保护的可持续性与社会经济发展水平(*HD*)间存在倒U形关系, 受水资源消耗、区域贸易开放度、人均GDP水平、污染物排放总量控制等因素制约。依托最小二乘法(FMOLS)和动态最小二乘法(DOLS), EKC回归方程自变量*Y*(人均GDP)、Y^2、*E*(人均水资源消耗量)、*T*(区域贸易开放度)、*MAN*(生产附加值)和*MH-DI*(修正的社会经济发展指数)的系数分别为1.988、-0.150、0.720、0.214、0.070和1.890。EKC假定、社会经济发展水平(*HD*)和可持续度是制定有效水环境保护策略的关键因素。

关键词: 环境库兹涅茨曲线; 可持续发展; 污废水排放; 浑太河
中图分类号: TV213.4 **文献标识码:** A **doi:** 10.13244/j.cnki.jiwhr.2017.02.005

1 研究背景

伴随着公众对可持续发展理念理解的日益深入, 环境状况成为制约美丽中国建设实现与否的重要因素。鉴此, 深层次剖析环境质量状况与社会经济增长间的关系变得愈发重要。环境库兹涅茨曲线(EKC)即是该研究领域的理论假说, EKC假说一经提出, 广泛用于研究社会经济发展与环境之间的关系, 为协调经济发展与环境质量综合决策提供参考。例如Song等[1]对中国29个省份1985—2005年面板数据进行实证研究, 表明废气、废水、工业固废排放量与GDP之间符合EKC曲线特征, 存在倒U型关系。最近研究表明区域贸易交换程度、教育和区域公平、人力资本投入、技术进步、产业结构和城市化水平、资源消耗等也是造成环境恶化的重要因素[2]。区域社会经济发展水平(*HD*)一直被视为重要的经济增长驱动力[3], EKC模型构建较大程度受制于*HD*维度变化的影响[4]。为描述区域发展的可持续状况, 借助EKC理论和实证调查将区域经济社会发展与曲线容量相关联, 寻求EKC曲线内涵的应用价值。

当前, 对EKC曲线的应用研究较为广泛, 但对可持续发展条件下曲线的实用性和可操作性尚未给出完全诠释。本文借助最新研究成果, 针对以往研究中的不足之处给出改进方法: ①通过改变因变量, 用表征环境恶化状况的环境压力评估替代标准EKC中纯环境压力判定[5]; ②通过引入"资源诅咒"假说, 构建联立模型研究EKC[6]; ③改进EKC曲线(MEKC), 引入民众福祉感方面和社会发展过程的可持续性层面指标[4]。本文提出用*HD*指数(*HDI*)更换原EKC模型(GDP)的收入自变量, 用实际收入水平(*GS*)替换污染物排放量, 以衡量区域经济社会发展的可持续性。借鉴相关研究, 本文采用面板数据法对模型参数进行估算, 以控制变量间的异质性和非线性[7]。在合理的测算时间内, 面板数据集维度的选择应包括浑太河流域尽可能多的控制单元。

收稿日期: 2016-12-26
基金项目: 国家自然科学基金项目(51409269)
作者简介: 张爱静(1986-), 女, 山东招远人, 博士, 工程师, 主要从事水环境保护与管理方面研究。
E-mail: zhangaijing@nsbd.cn
通信作者: 付意成(1983-), 男, 山东临朐人, 博士, 高级工程师, 主要从事流域水质目标管理相关方面的研究。
E-mail: swfyc@126.com

本文利用Pedroni建议的先进协调检验方法对浑太河10个控制单元2003—2012年间的面板数据进行分析，验证社会经济可持续发展和水环境保护间数据存在长期均衡关系[8]。本文将人均GDP、水资源消耗、区域贸易交换程度、生产附加值和修改*HDI*（*MHDI*）作为EKC模型（污废水排放量为因变量）的解释变量；将*HDI*、水资源消耗、区域贸易交换程度、生产附加值和污染物排放法规（*RL*）作为MEKC的解释变量（本文将负*GS*记为GS^-，为因变量）。在此基础上，本文采用基于面板数据的最小二乘法（FMOLS）和动态最小二乘法（DOLS）对上述两个关系中的变量进行估算[9-10]，借助基于面板向量误差修正模型（VECM）的Granger因果检验消除变量间的干扰。

2　数据准备与模型搭建

2.1　数据准备　本文采用的数据集由浑太河流域10个控制单元（表1、图1）在2003—2012年间的均衡面板数据构成。为满足流域均衡发展过程而非单纯的经济增长这一需求，在EKC和MEKC模型构建过程中，着重考虑福祉性和可持续性两方面。鉴于EKC与MEKC间的相互关系，本文对主要影响因素进行阐述，便于对经济社会发展水平和水环境保护间的关系进行分析。

① EKC：废水排放量（*C*），以*t*/（人·年）作为衡量单位；经济收入（*Y*），用人均实际GDP衡量；*MHDI*为研究期内初始状况与中等教育情况下产生影响的总和，但不包括收入（GDP，*Y*），以免*MHDI*间各因素间产生多重共线性。

② MEKC：人均负*GS*（GS^-）；*HDI*表示为*MHDI*（包括研究周期和教育水平），包括收入（*Y*）；污染物排放总量控制法规（*RL*）是控制污染物超标排放的重要依据。

③ EKC和MEKC：水资源消耗量（*E*）用单位价值产品生产过程中消耗的水资源量表示；区域贸易开放度（*T*）用中间量产生GDP百分占比衡量；生产附加值（*MAN*）用产生GDP的百分占比衡量。

表1　浑太河流域控制单元基本信息

四级水资源分区	市域	所属区县
大伙房水库以上	抚顺	清原县
大伙房水库以下	抚顺	抚顺县、抚顺市辖区
	沈阳	沈阳市辖区、新民市、辽中县
太子河	抚顺	新宾满族自治县
	本溪	本溪市辖区、本溪县
	辽阳	辽阳市辖区、辽阳县
	沈阳	沈阳市辖区、辽中县、
	鞍山	鞍山市辖区、海城市
大辽河	盘锦	盘山县、大洼县
	营口	营口市辖区、大石桥市

2.2　模型搭建　本文假定废水排放量（*C*）、收入（*Y*）和水资源消耗量（*E*）间存在长期关系：

$$C=\alpha_0+\alpha_1 Y+\alpha_2 Y^2+\alpha_3 E+\varepsilon \quad (1)$$

此外，Antweiler等[11]认为将区域间贸易往来纳入模型定量化研究具有可行性。区域贸易交换程度对水环境的影响取决于处理水环境污染问题经验的奏效程度。为此，学者建议考虑贸易对污染物排放量–收入水平–水资源消耗量的影响作为对计量经济估算中忽略变量偏差问题的解决方案[12]。涵盖排放量（*C*）、收入（*Y*）、水资源消耗量（*E*）与贸易交流程度（*T*）的二次EKC计算公式为：

$$C=\alpha_0+\alpha_1 Y+\alpha_2 Y^2+\alpha_3 E+\alpha_4 T+\varepsilon \quad (2)$$

相关研究表明，在EKC公式中添加控制变量有利于体现区域间贸易往来、制造业发展、社会福祉水平的提高（例如收入分配、教育、健康），同时对公众在公平、民主、遵纪守法和其他制度方面的参与具有一定的正面影响[6]。改进后的EKC模型的函数形式为：

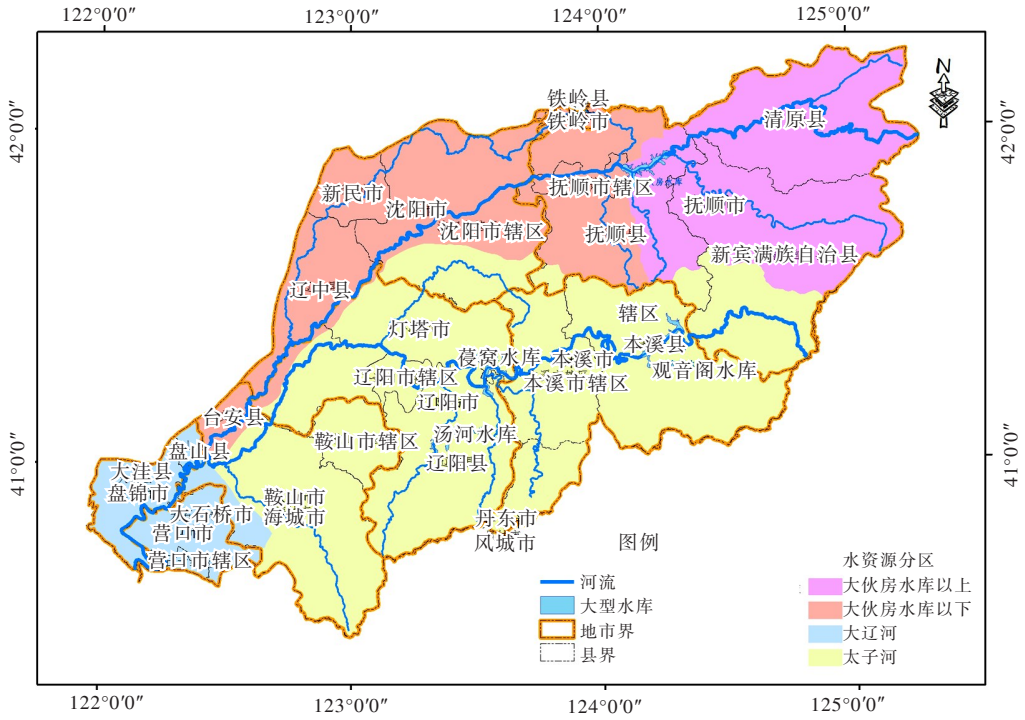


图1　浑太河流域控制单元分布

$$C=\alpha_0+\alpha_1 Y+\alpha_2 Y^{2}+\alpha_3 E+\alpha_4\cdot MAN+\alpha_5\cdot HDI+\varepsilon \tag{3}$$

式(3)表示可借助*MHDI*表示污染物排放量(C)与GDP(Y)间的倒U形关系，用未参与收入分配过程的*MHDI*(即GDP)替换*HDI*，经重新拟订后给出。此外，*MHDI*中没有GDP指数，可避免Y和*MHDI*间对应因素的重合性。

不同于增加解释变量，学者将*HDI*作为污染排放物的解释变量，侧重构建MEKC模型，甚至基于发展概念确定倒U形曲线[13]。本文采用MEKC替代EKC曲线主要基于两方面：在需求方面，如果环境在经济发展水平欠佳地区不再是奢侈品，制定污染物排放总量控制政策缓解环境恶化的需求则起主导作用；在供应方面，如果经过技术创新和生产结构(调整，污染排放量出现增长，则产业结构转变在经济体系构建中发挥着重要作用。初始投资成本较高的污染减排技术能够降低流域经济落后地区实施污染减排控制政策的积极性，但规模化效益日益增加却提升了减排技术的推广力度，EKC正是有效解释上述现象的方法[14]。本文用更具功能导向性的度量对整个经济体内污染行业的百分比或*HD*对污染的影响进行分析，即用*HDI*替代EKC的收入因素GDP，而其他控制变量保持不变。此外，为了适应面向可持续发展研究框架的需要，与水环境污染相关的因变量被替换为宏观经济可持续指标*GS*。*GS*指数公式表示为[6]：

$$GS=\tilde{K}-\left(F_R-f_R\right)\left(R-g\right)-b\left(e-d\right) \tag{4}$$

式中：$\tilde{K}$表示经济资本投入(元)；R为水资源开采率；g为水资源恢复率；F_R为水资源价值(元)；f_R为水资源开采边际成本(元)；b为污废水排放量的边际成本(元)；e为污废水排放率；d为水体对污染自然消减率。

*GS*以资源可替代性假设为基础，通常作为判定发展可持续性的依据：①$GS>0$→可持续性(GS^{+})；②$GS=0$→可持续性的最低水平；③$GS<0$→非可持续性(GS^{-})。

基于此，污染物排放量(C)与EKC中表示的GDP(Y)间的关系可以用MEKC重新确定：将GS^{-}用作非可持续性的度量取代因变量(污染物排放物量C)，用*HDI*替代GDP(Y)。另外，与经典EKC模型中简单考虑的污染物排放量相比，MEKC分析的附加值为*GS*指数所涉及的水资源的消耗和功能退化值。因此，生产附加值(*MAN*)可能在EKC方法应用中起重要作用。为实现对经济发展与污染间关系进行综合分析，基于经验数据的MEKC函数表达形式为：

$$GS^{-}=\beta_0+\beta_1\cdot HDI+\beta_2\cdot HDI^{2}+\beta_3\cdot T+\beta_4\cdot MAN+\beta_5\cdot RL+\mu \tag{5}$$

广义层面表示EKC和MEKC的最终函数形式将分别由式(6)和式(7)给出：

$$C_{i,t}=\alpha_{0,i}+\alpha_{1,i}\cdot Y_{i,t}+\alpha_{2,i}\cdot Y_{i,t}^{2}+\alpha_{3,i}\cdot E_{i,t}+\alpha_{4,i}\cdot T_{i,t}+\alpha_{5,i}\cdot MAN_{i,t}+\alpha_{6,i}\cdot MHDI_{i,t}+\xi_{i,t} \tag{6}$$

$$GS_{i,t}^{-}=\beta_{0,i}+\beta_{1,i}\cdot HDI_{i,t}+\beta_{2,i}\cdot HDI_{i,t}^{2}+\beta_{3,i}\cdot E_{i,t}+\beta_{4,i}\cdot T_{i,t}+\beta_{5,i}\cdot MAN_{i,t}+\mu_{i,t} \tag{7}$$

式中：i、t、α_{0i}和β_{0i}、ε和μ分别表示地区、时间、固定产出和白噪音项；参数α_{1i}、α_{2i}、α_{3i}、α_{4i}、α_{5i}和α_{6i}是分别相对于收入、收入平方、水资源消费、贸易开放度、生产附加值和*MHDI*的污染物长期排放量弹性；参数β_{1i}、β_{2i}、β_{3i}、β_{4i}、β_{5i}和β_{6i}是分别相对于*HDI*、*HDI*平方、水资源消耗、贸易开放度、生产附加值和法规的长期*GS*弹性。

对于式(6)和式(7)中的预计标记，标记α_{1i}和β_{1i}为正，而α_{2i}和β_{2i}为负，这是EKC假设为真的必要条件。由于水资源消耗增加可能扩大经济规模并增加污废水排放量，标记α_{3i}和β_{3i}为正。标记α_{4i}和β_{4i}会出现正负兼有的情况，取决于地区的经济发展水平：对于经济社会发展水平较高区域而言，由于淘汰某些污染密集型产品，并从环保法律较宽松的其他地区进口同类产品，该标记为负；对于经济社会发展水平较低区域而言，该标记为正，因为污染物比重较大的行业较多的分布在该区域[2]。

由于生产和*HDI*标记这两个调节变量提高了污染物排放水平，因此，MEKC中设置的*MHDI*和*GS*这两个变量可将经济增长和水环境破坏间的因果关系与*HD*维度及可持续程度结合起来。此外，用*RL*表示的水环境容量总量控制是经济增长和可持续性发展的胁迫动力。在一般情况下，有关污染物排放总量控制的分析与*RL*具有内在相关性，*RL*是水环境污染控制的一个重要治理维度。

3　计量经济方法论

本文给出计量经济的3步式实证方法：第1步用一组面板单位根检验来探讨面板数据集中个别系列的可靠性；第2步用适当的面板长期估值(如FMOLS和DOLS)建立长期关系；第3步估算阐述Granger因果关系的面板VECM。

3.1　面板单位根检验分析　本文为评估变量的可靠性，对三种类型的面板单位根进行检验计算。采用公式为[15]：

$$W_{i,t}=\alpha_{i,t}+\sum_{j=1}^{k+1}\beta_{ij}\Delta X_{i,t-j}+\xi_{it} \tag{8}$$

在式(8)中，检验统计量基于两种假设：零假设由H_0给出：$\sum_{j=1}^{k+1}\beta_{ij}-1=0$，备择假设由$H_1$给出：$\sum_{j=1}^{k+1}\beta_{ij}-1<0$，并假定$W_{it}$固定不变。借助转换向量$w_i=AW_i=\left[W_{i1},\ W_{i2},\ \cdots,\ W_{iT}\right]'$和$x_i=AX_i=\left[X_{i1},\ X_{i2},\ \cdots,\ X_{iT}\right]'$，构造如下检验统计量：

$$\lambda=\left(\frac{1}{\sigma_i^{2}}\sum_{i=1}^{N}w'_i x'_i\right)\Bigg/\sqrt{\frac{1}{\sigma_i^{2}}\sum_{i=1}^{N}x'_i A'Ax_i} \tag{9}$$

Levin等[16]借助横截面独立性假设，提出面板单位根检验，并指出面板单位根的自回归系数具有同质性。依据ADF检验的假定表示为：

$$\Delta X_{it}=\alpha_i+\beta_i X_{i,t-1}+\delta_i t+\sum_{j=1}^{k}\gamma_{ij}\Delta X_{i,t-j}+v_{it} \tag{10}$$

式中：Δ为一阶差分算子，X_{it}为因变量，ε_{it}是方差为σ^2的白噪声干扰，i=1，2，…，N表示地区数量，t=1，2，…，T表示时间。

同时假设$H_0:\beta_i=0$　$H_1:\beta_i<0$。其中，对应Y_{it}的备择假设是固定的。

检验基于统计量$\tau_{\beta i}=\widehat{\beta_i}/\sigma\left(\widehat{\beta_i}\right)$（其中，$\widehat{\beta_i}$为$\beta_i$在式(10)中的OLS估计值，$\sigma\left(\widehat{\beta_i}\right)$是标准误差）。Levinet等发现，与单公式ADF检验相比，面板法有效增大了有限样本的估计区间。因此，本文采用

基于面板单位根检验的公式(11)限制β_i:

$$\Delta X_{it}=\alpha_i+\beta X_{i,t-1}+\delta_i t+\sum_{j=1}^{k}\gamma_{ij}\Delta X_{i,t-j}+v_{it} \tag{11}$$

在上述层面上，Levinet给出假设：

$$H_0:\beta_1=\beta_2=\cdots=\beta=0 \qquad H_1:\beta_1=\beta_2=\cdots=\beta<0$$

其中，检验统计量为$\tau_{\beta i}=\widehat{\beta_i}/\sigma(\widehat{\beta_i})$，$\widehat{\beta_i}$为$\beta$在式(11)中的OLS估计值，$\sigma\left(\widehat{\beta_i}\right)$为标准误差。

Im等[17]提出基于数组均值法的检验方法，即利用式(10)的平均统计量$\tau_{\beta i}$计算$\bar{Z}$的统计量：

$$\bar{Z}=\left[\bar{t}-E(\bar{t})\right]\frac{\sqrt{N}}{\sqrt{V(\bar{t})}} \tag{12}$$

式中，$\bar{t}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}t_{\beta i}$，$E(\bar{t})$和$E(\bar{t})$分别是$t_{\beta i}$统计量的平均值和方差，通过模拟产生。$\bar{Z}$收敛于标准正态分布。该检验还基于平均个体单位根检验，用$\bar{t}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}t_{\beta i}$表示。

3.2　面板协整检验分析　由于每个变量都包含一个面板单位根，因此，本文依托Pedroni给出的面板协整检验来验证变量间是否存在长期关系。Pedroni根据Engle和Granger[18]给出的协整回归残差算法计算基于地区数N、观测值T和回归量m面板数据组组成的假设统计量：

$$W_{it}=\alpha_{i,t}+\lambda_{it}+\sum_{j=1}^{m}\beta_{j,i}X_{j,it}+\xi_{it} \tag{13}$$

式中，W_{it}和$X_{j,it}$是各水平的一阶自积。

Pedroni提出了两组面板协整检验方法：第1组称为面板协整检验，以维度内方法为基础，包括4个统计量：面板v统计量(Z_v)、面板rho统计量(Z_ρ)、面板PP统计量(Z_{pp})和面板ADF统计量(Z_{ADF})。这些统计量包含了不同地区用于估计残差单位根检验的自回归系数，同时考虑了各个地区共同的时间因素和异质性。第2组称为组均面板协整检验，以维度间方法为基础，包括3个统计量：组Rho统计量($\tilde{Z}_\rho$)、组PP统计量($\tilde{Z}_{PP}$)和组ADF统计量($\tilde{Z}_{ADF}$)。

在零假设情况下，7个统计变量检验均表明不存在协整关系H_0：$\rho_i=0\ \forall i$，而备择假设由H_1：$\rho_i=\rho<1\ \forall i$给出。ρ_i为备择假设下估计残差的自回归项，计算公式为：

$$\hat{\xi}_{i,t}=\hat{\rho}_i.\hat{\xi}_{i,t-1}+u_{i,t} \tag{14}$$

Pedroni指出，当T和$N\to\infty$满足下列条件时，7个统计量处于布朗运动中的独立运动，并呈标准正态分布：

$$\frac{Z-\mu\sqrt{N}}{\sqrt{v}}\underset{T\to\infty}{\Rightarrow}N(0,1) \tag{15}$$

式中，Z为7个正态统计量之一；μ和ν由Pedroni给出[19]。

3.3　面板FMOLS和DOLS估计值　本文采用有效的估计方法对协整向量进行检验，如采用FMOLS估计量或DOLS估计量进行验证[9,20]。对于面板数据，Kao等[21]证明这两种方法服从正态分布。OLS和FMOLS估计量虽具有较小的样本偏差，但DOLS估计量的表现特征优于这两个估计量。

对于回归量间的内生性问题，Pedroni用相关估计量进行解决，构建等式为：

$$W_{i,t}=\alpha_i+\beta_i X_{i,t}+\tau_{i,t} \tag{16}$$

式中，W_{it}和$X_{i,t}$与斜率β_i存在协整关系，斜率在i中可能均匀分布也可能不均匀。Pedroni通过用内源性反馈效应控制回归量的滞后差异，增加协整回归性，给出公式：

$$W_{i,t}=\alpha_i+\beta_i X_{i,t}+\sum_{k=-Ki}^{Ki}\gamma_{i,k}\Delta X_{i,t-k}+\tau_{i,t} \tag{17}$$

定义$\omega_{i,t}=\left(\hat{\tau}_{i,t},\ \Delta X_{i,t}\right)$，$\Omega_{i,t}=\lim_{T\to\infty}E\left[1/T\left(\sum_{t=1}^{T}\omega_{i,t}\right)\left(\sum_{t=1}^{T}\omega_{i,t}\right)\right]$作为向量求解过程的长期协方

差。式中，长期协方差矩阵可以分解为$\Omega_i=\Omega_i^0+\Gamma_i+\Gamma'_i$，$\Omega_i^0$为同期协方差，$\Gamma_i$为自协方差的加权和。

因此，面板FMOLS估计量由下式给出：

$$\begin{cases}\hat{\beta}_{FMOLS}=\dfrac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\left(\sum_{t=1}^{T}\left(X_{i,t}-\bar{X}_i\right)^2\right)^{-1}\left(\sum_{t=1}^{T}\left(X_{i,t}-\bar{X}_i\right)W_{i,t}-T\hat{\gamma}i\right)\right]\\ W_{i,t}=W_{i,t}-\bar{W}_i-\dfrac{\hat{\Omega}_{2,1,i}}{\hat{\Omega}_{2,2,i}}\Delta X_{i,t}\\ \hat{\gamma}_i=\hat{\Gamma}_{2,1,i}+\hat{\Omega}^0_{2,1,i}-\dfrac{\hat{\Omega}_{2,1,i}}{\hat{\Omega}_{2,2,i}}\left(\hat{\Gamma}_{2,2,i}+\hat{\Omega}_{2,2,i}\right)\end{cases}\tag{18}$$

Kao等[21]将用于时间序列分析的DOLS方法用于面板数据分析，包括协整关系中的事前和滞后值($\Delta X_{i,T}$)，以及消除回归量和误差项间相关性的估计量由公式(17)给出。在此基础上，面板DOLS估计量可定义为：

$$\hat{\beta}_{DOLS}=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[\left(\sum_{t=1}^{T}Z_{i,t}Z'_{i,t}\right)^{-1}\left(\sum_{t=1}^{T}Z_{i,t}\tilde{W}_{i,t}\right)\right]\tag{19}$$

式中，$Z_{i,t}=\left[X_{i,t}-\bar{X}_i,\ \Delta X_{i,t-K_i},\ \cdots,\ \Delta X_{i,t+K_i}\right]$是回归量向量，而且$\tilde{W}_{i,t}=W_{i,t}-\bar{W}_i$。

3.4　面板Granger因果检验　本文对面板VECM的估计值进行Granger因果检验，采用VECM面板给出的两步程序研究短期和长期间的动态联系[18]。第1步估计方程式(6)和式(7)中长期参数，以获得平衡偏差对应的残差；第2步估计有关短期调整的参数，由此产生公式与面板Granger因果检验相结合。

面板A：

$$\begin{bmatrix}\Delta C_{i,t}\\ \Delta Y_{i,t}\\ \Delta Y^2_{i,t}\\ \Delta E_{i,t}\\ \Delta T_{i,t}\\ \Delta MAN_{i,t}\\ \Delta MHDI_{i,t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\phi_{i,1}\\ \phi_{i,2}\\ \phi_{i,3}\\ \phi_{i,4}\\ \phi_{i,5}\\ \phi_{i,6}\\ \phi_{i,7}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\theta_{1,1,k}&\theta_{1,2,k}&\theta_{1,3,k}&\theta_{1,4,k}&\theta_{1,5,k}&\theta_{1,6,k}&\theta_{1,7,k}\\ \theta_{2,1,k}&\theta_{2,2,k}&\theta_{2,3,k}&\theta_{2,4,k}&\theta_{2,5,k}&\theta_{2,6,k}&\theta_{2,7,k}\\ \theta_{3,1,k}&\theta_{3,2,k}&\theta_{3,3,k}&\theta_{3,4,k}&\theta_{3,5,k}&\theta_{3,6,k}&\theta_{3,7,k}\\ \theta_{4,1,k}&\theta_{4,2,k}&\theta_{4,3,k}&\theta_{4,4,k}&\theta_{4,5,k}&\theta_{4,6,k}&\theta_{4,7,k}\\ \theta_{5,1,k}&\theta_{5,2,k}&\theta_{5,3,k}&\theta_{5,4,k}&\theta_{5,5,k}&\theta_{5,6,k}&\theta_{5,7,k}\\ \theta_{6,1,k}&\theta_{6,2,k}&\theta_{6,3,k}&\theta_{6,4,k}&\theta_{6,5,k}&\theta_{6,6,k}&\theta_{6,7,k}\\ \theta_{7,1,k}&\theta_{7,2,k}&\theta_{7,3,k}&\theta_{7,4,k}&\theta_{7,5,k}&\theta_{7,6,k}&\theta_{7,7,k}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta C_{i,t-k}\\ \Delta Y_{i,t-k}\\ \Delta Y^2_{i,t-k}\\ \Delta E_{i,t-k}\\ \Delta T_{i,t-k}\\ \Delta MAN_{i,t-k}\\ \Delta MHDI_{i,t-k}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\lambda_1\\ \lambda_2\\ \lambda_3\\ \lambda_4\\ \lambda_5\\ \lambda_6\\ \lambda_7\end{bmatrix}ECT_{i,t-1}+\begin{bmatrix}\psi_{1,i,t}\\ \psi_{2,i,t}\\ \psi_{3,i,t}\\ \psi_{4,i,t}\\ \psi_{5,i,t}\\ \psi_{6,i,t}\\ \psi_{7,i,t}\end{bmatrix}\tag{20}$$

面板B：

$$\begin{bmatrix}\Delta GS^-_{i,t}\\ \Delta HDI_{i,t}\\ \Delta HDI^2_{i,t}\\ \Delta E_{i,t}\\ \Delta T_{i,t}\\ \Delta MAN_{i,t}\\ \Delta RL_{i,t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\omega_{i,1}\\ \omega_{i,2}\\ \omega_{i,3}\\ \omega_{i,4}\\ \omega_{i,5}\\ \omega_{i,6}\\ \omega_{i,7}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\overline{\omega}_{1,1,k}&\overline{\omega}_{1,2,k}&\overline{\omega}_{1,3,k}&\overline{\omega}_{1,4,k}&\overline{\omega}_{1,5,k}&\overline{\omega}_{1,6,k}&\overline{\omega}_{1,7,k}\\ \overline{\omega}_{2,1,k}&\overline{\omega}_{2,2,k}&\overline{\omega}_{2,3,k}&\overline{\omega}_{2,4,k}&\overline{\omega}_{2,5,k}&\overline{\omega}_{2,6,k}&\overline{\omega}_{2,7,k}\\ \overline{\omega}_{3,1,k}&\overline{\omega}_{3,2,k}&\overline{\omega}_{3,3,k}&\overline{\omega}_{3,4,k}&\overline{\omega}_{3,5,k}&\overline{\omega}_{3,6,k}&\overline{\omega}_{3,7,k}\\ \overline{\omega}_{4,1,k}&\overline{\omega}_{4,2,k}&\overline{\omega}_{4,3,k}&\overline{\omega}_{4,4,k}&\overline{\omega}_{4,5,k}&\overline{\omega}_{4,6,k}&\overline{\omega}_{4,7,k}\\ \overline{\omega}_{5,1,k}&\overline{\omega}_{5,2,k}&\overline{\omega}_{5,3,k}&\overline{\omega}_{5,4,k}&\overline{\omega}_{5,5,k}&\overline{\omega}_{5,6,k}&\overline{\omega}_{5,7,k}\\ \overline{\omega}_{6,1,k}&\overline{\omega}_{6,2,k}&\overline{\omega}_{6,3,k}&\overline{\omega}_{6,4,k}&\overline{\omega}_{6,5,k}&\overline{\omega}_{6,6,k}&\overline{\omega}_{6,7,k}\\ \overline{\omega}_{7,1,k}&\overline{\omega}_{7,2,k}&\overline{\omega}_{7,3,k}&\overline{\omega}_{7,4,k}&\overline{\omega}_{7,5,k}&\overline{\omega}_{7,6,k}&\overline{\omega}_{7,7,k}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta GS^-_{i,t-k}\\ \Delta HDI_{i,t-k}\\ \Delta HDI^2_{i,t-k}\\ \Delta E_{i,t-k}\\ \Delta T_{i,t-k}\\ \Delta MAN_{i,t-k}\\ \Delta RL_{i,t-k}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\gamma_1\\ \gamma_2\\ \gamma_3\\ \gamma_4\\ \gamma_5\\ \gamma_6\\ \gamma_7\end{bmatrix}ECT_{i,t-1}+\begin{bmatrix}\nu_{1,i,t}\\ \nu_{2,i,t}\\ \nu_{3,i,t}\\ \nu_{4,i,t}\\ \nu_{5,i,t}\\ \nu_{6,i,t}\\ \nu_{7,i,t}\end{bmatrix}\tag{21}$$

式中：Δ项表示一阶差分；$\varphi_{l,j}$和ω_i(j，k=1，2，3，4，5，6，7)表示地区固定效应；l(l=1，…，m)是西沃兹信息准则(SIC)确定的最佳滞后长度；$ECT_{i,t-1}$为长期协整关系衍生的估计滞后误差校正项；λ_j和γ_k项为调整系数；$\psi_{j,i,t}$和$\upsilon_{k,i,t}$为干扰项，假定与零平均值无关。

为此，本文将式(6)和式(7)中估计的滞后残差定义为ECT，估计与两个短期模型相关的参数如下：

EKC：

$$ECT_{i,t}=C_{i,t}-\hat{\alpha}_{1,i}Y_{i,t}-\hat{\alpha}_{2,i}Y^2_{i,t}-\hat{\alpha}_{3,i}E_{i,t}-\hat{\alpha}_{4,i}T_{i,t}-\hat{\alpha}_{5,i}\cdot MAN_{i,t}-\hat{\alpha}_{6,i}\cdot MHDI_{i,t}\tag{22}$$

MECK：

$$ECT_{i,t}=GS^{-}_{i,t}-\hat{\beta}_{1,i}\cdot HDI_{i,t}-\hat{\beta}_{2,i}\cdot HDI^{2}_{i,t}-\hat{\beta}_{3,i}E_{i,t}-\hat{\beta}_{4,i}T_{i,t}-\hat{\beta}_{5,i}\cdot MAN_{i,t}-\hat{\beta}_{6,i}RI_{i,t} \quad (23)$$

4　实证结果

在1%的显著性水平下，3个单位根检验一致证实，10个控制单元的所有变量为一阶自积，即I(1)。表2显示了单位根检验的结果。

表2　面板数据单位根测试结果

明细	类型	*C*	*Y*	*E*	*T*	*CS*	*HDI*	*RL*
Breitung	平均	−0.662	2.568	−0.386	−1.693	−2.362	−0.078	−1.408
	Δ	−8.443	−7.330	−6.549	−7.747	−4.184	−6.175	−8.136
LLC	平均	−0.219	1.004	−0.416	0.037	−2.095	−0.695	−1.595
	Δ	−12.428	−8.644	−6.209	−8.851	−12.617	−5.627	−6.618
IPS	平均	−0.681	−1.729	−0.172	0.928	−1.658	−1.658	1.632
	Δ	−17.124	−12.009	−8.430	−15.582	−6.640	−8.660	−6.624

注：所有变量用自然对数标识。Δ表示一阶差分。Breitung为无效假设，LLC和IPS用于非平稳测试检验。滞后选择基于西沃兹信息准则(SIC)。

由于变量在面板EKC和面板MEKC的一阶差分均固定不变，本文采用Pedroni相关公式进行协整检验。表3对Pedroni协整检验的结果进行了表述。结果表明，所有统计量均具有存在必要，不存在协整关系的零假设被拒绝的情况；变量是协整的，公式(6)和式(7)中的所有变量间存在两项长期均衡关系。

表3　面板数据的协整统计和结果

	统计尺度	EKC面板		MEKC面板	
		检验统计结果	概率	检验统计结果	概率
维度内	面板v−stat	−4.286*	0.0005	−2.459*	0.009
	面板r−stat	−1.369**	0.03	−2.993*	0.004
	面板PP−stat	−4.246*	0	−3.659*	0.001
	面板ADF−stat	−4.435*	0	−3.715*	0.0004
维度间	种群r−stat	−1.983**	0.03	−2.351**	0.01
	种群PP−stat	−4.331*	0	−4.287*	0
	种群ADF−stat	−3.248*	0.001	−4.721*	0

注：①Pedroni测试的无效假设验证数据缺少协整性。滞后选择基于最大滞后步长为5的西沃兹信息准则。②*在1%显著水平下的统计检验。③**在5%显著水平下的统计检验。

表4、表5分别提供了EKC和MEKC的面板的FMOLS和DOLS估算结果。这些参数在1%的显著性水平下对总体结果的影响较为显著。标准EKC假设的验证结果表明，EKC模型(即式(6))的人均污废水排放量与人均实际GDP间以及MEKC模式(即式(7))的人均实际收入水平(GS^{-})与*HDI*间存在倒U形关系。因此，EKC和MEKC模型的假设均得到验证。

对于表4所示的面板EKC模型，Y、Y^2、E、T、*MAN*和*MHDI*的面板FMOLS估计系数分别为2.097、−0.152、0.726、0.218、0.074和1.683。意味着在长期情况下，人均污废水排放量对人均实际GDP的弹性为2.097−0.304Y；人均水资源量消耗量每提高1%，人均污废水排放量增加0.726%；贸易开放度每提高1%，人均污废水排放量增加0.218%；生产附加值每提高1%，人均污废水排放量增加0.074%；*MHDI*每提高1%，人均污废水排放量增加1.683%。Y、Y^2、E、T、*MAN*和*MHDI*的面板DOLS估计系数分别为2.083、−0.149、0.714、0.214、0.069和2.117。在长期情况下，人均污废水

表4　基于面板FMOLS和DOLS EKC(*C*作为因变量)计算结果

面板	*Y*	Y^2	*E*	*T*	*MAN*	*MHDI*	*C*
FMOLS	2.097*	−0.152*	0.726*	0.218*	0.074*	1.683*	−6.218*
DOLS	2.083*	−0.149*	0.714*(0.001)	0.214*(0.0001)	0.069*	2.117*	−8.480*

注：*在1%显著水平下的统计检验（圆括号中为*p*值）。

表5　基于面板FMOLS和DOLS的MEKC计算结果(*GS*⁻作为因变量)

面板	*HDI*	HDI^2	*E*	*T*	*MAN*	*RL*	*C*
FMOLS	1.897*(0.002)	−1.025*(0.008)	1.175*	0.226*(0.0001)	0.066*	−0.015*(0.005)	−6.468*
DOLS	2.096*(0.0004)	−1.020*(0.005)	1.125*	0.280*	0.068*	−0.020*(0.004)	−5.972*

注：*在1%显著水平下的统计检验（圆括号中为*p*值）。

排放量对人均实际GDP的弹性为2.081～0.298Y；人均水资源消耗每提高1%，人均污废水排放量增加0.714%；贸易开放度每提高1%，人均污废水排放量增加0.214%；生产附加值每提高1%，人均污废水排放量增加0.069%；*MHDI*每提高1%，人均污废水排放量增加2.117%。

对于表5所示的面板MEKC模型，*HDI*、HDI^2、*E*、*T*、*MAN*和*RL*的面板FMOLS估计系数分别为1.897、−1.025、1.175、0.226、0.066和−0.015。在长期情况下，人均GS^-对*HDI*的弹性为1.897～2.050 *HDI*；人均水资源消耗每提高1%，人均GS^-增加1.175%；贸易交换程度每提高1%，人均GS^-增加0.226%；生产附加值每提高1%，人均GS^-增加0.066%；*RL*每提高1%，人均GS^-降低0.015%。*HDI*、HDI^2、*E*、*T*、*MAN*和*RL*的面板DOLS估计系数分别为2.096、−1.020、1.125、0.280、0.068和−0.020。在长期情况下，人均GS^-对*HDI*的弹性为2.096−2.040 *HDI*；人均水资源消耗每提高1%，人均GS^-增加1.125%；贸易开放度每提高1%，人均GS^-增加0.280%；生产附加值每提高1%，人均GS^-增加0.068%；*RL*每提高1%，人均GS^-降低0.020%。

对于式(6)、式(20)和式(22)，EKC模型估计结果表明，人均GDP、人均水资源消耗、贸易开放、生产附加值和*MHDI*对人均污废水排放量产生较大影响。此外，ECT在1%显著水平下具有重要统计学意义，因为此时所有变量对长期均衡表现出相对缓慢的调整速度。

对于式(7)、式(21)和式(23)，MEKC模型估计结果表明，*HDI*、水资源消耗、贸易交换程度、生产附加值和*RL*对人均GS^-产生一定影响。此外，ECT在1%显著水平下具有重要统计学意义，因为此时所有变量对长期均衡表现出相对缓慢的调整速度。

5　结语

论文采用两种模式研究区域可持续发展与污染物排放间的关系：①基于传统的EKC曲线，主要参变量包括人均污废水排放量、人均GDP、人均水资源消耗、区域贸易交换程度、生产附加值，但不包括GDP的修正*HDI*；②提出改进EKC曲线的新概念，将人均负*GS*、*HDI*、人均水资源消耗、区域贸易交换程度、生产附加值和污染物排放总量控制法规相关联，作为控制污染物排放的一个重要治理维度。

对于EKC，FMOLS和DOLS系数对*Y*、Y^2、*E*、*T*、*MAN*和*MHDI*的“平均值”分别为2.090、−0.150、0.720、0.216、0.072和1.890；在长期情况下，人均污废水排放量对人均实际GDP的弹性为2.090−0.300Y；人均水资源消耗每提高1%，人均污废水排放量增加约0.720%；区域贸易开放度每提高1%，人均污废水排放量增加约0.216%；生产附加值每提高1%，人均污废水排放量增加约0.072%；*MHDI*每提高1%，人均污废水排放量增加约1.890%。

基于本文研究结果，区域水环境保护状况受社会经济发展水平及污染物排放状况影响。水环境保护是一项综合的系统工程，在水环境容量的承受范围内，着重研究区域水环境破坏与水资源消耗、区域贸易开放度、人均GDP水平、污染物排放总量控制等因素间的制约和互动关系，应重视人均GDP、人均水资源消耗量对EKC曲线形状的影响。从造成曲线变动的内在影响机理出发，进一步

挖掘水环境保护的潜质，构建微观水环境治理-宏观经济社会发展协调共进的氛围，提升理论研究的实用价值。

参　考　文　献：

[1] SONG T, ZHENG T G, TONG L J. An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: A panel cointegration approach[J]. China Economic Review, 2008, 19: 381-392.

[2] FARHANI S, MRIZAK S, CHAIBI A, et al. The environmental Kuznets curve and sustainability: A panel data analysis[J]. Energy Policy, 2014, 71: 189-198.

[3] SURI T, BOOZER M A, RANIS G, et al. Paths to success: the relationship between human development and economic growth[J]. World Dev., 2011, 39: 506-522.

[4] COSTANTINI V, MARTINI C. A modified environmental Kuznets curve for sustainable development assessment using panel data[J]. Int. J. Glob. Environ., 2010, 10: 84-122.

[5] BABU S S, DATTA S K. The relevance of environmental Kuznets curve (EKC) in a framework of broad-based environmental degradation and modified measure of growth-a pooled data analysis [J]. Int. J. Sustain. Dev. World Ecol., 2013, 20: 309-316.

[6] COSTANTINI V, MONNI S. Environment, human development and economic growth[J]. Ecol. Econ., 2008, 64: 867-880.

[7] BALTAGI B H. Econometric Analysis of Panel Data, third ed [C]//John Wiley &Sons, Chichester. 2005.

[8] PEDRONI P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis [J]. Econom. Theory, 2004, 20: 597-625.

[9] PHILLIPS P C B, HANSEN B E. Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes [J]. Rev. Econ. Stud., 1990, 57: 99-125.

[10] STOCK J H, WATSON M W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems [J]. Econometrica, 1993, 61: 783-820.

[11] ANTWEILER W, COPELAND B R, TAYLOR M S. Is free trade good for the environment[J]. Am. Econ. Rev., 2001, 91: 877-908.

[12] FARHANI S, CHAIBI A, RAULT C. CO_2 emissions, output, energy consumption, and trade in Tunisia[J]. Econ. Model., 2014, 38: 426-434.

[13] Abou-Ali H, ABDELFATTAH Y M. Integrated paradigm for sustainable development: a panel data study[J]. Econ. Model., 2013, 30: 334-342.

[14] ANDREONI J, LEVINSON A. The simple analytics of the environmental Kuznets curve[J]. J. Public Econ., 2001, 80: 269-286.

[15] BREITUNG J. The local power of some unit root tests for panel data[C]//Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels. Emerald Group Publishing Limited, United Kingdom, 2001: 161-177.

[16] LEVIN A, LIN C F, CHU C S. Unit root tests in panel data: A symptotic and finite-sample properties[J]. J. Econom., 2002, 108: 1-24.

[17] IM K S, PESARAN M H, SHIN Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels[J]. J. Econom., 2003, 115: 53-74.

[18] ENGLE R F, GRANGER C W J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing [J]. Econometrica, 1987, 55: 251-276.

[19] PEDRONI P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors[J]. Bull. Econ. Stat., 1999, 61: 653-670.

[20] STIGLITZ J E. Capital market liberalization, economic growth, and instability[J]. World Dev., 2000, 28: 1075-1086.

[21] KAO C, CHIANG M H. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data[C]//Non stationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels. Emerald Group Publishing Limited, United Kingdom, 2001: 179-222.

（下转第122页）

［16］　高祥宝．数据分析与SPSS应用［M］．北京：清华大学出版社，2007．

Zoning methods of environmental flow management region: A case study of Hunhe River Basin

ZHANG Tianji[1], YU Xiao[2], ZHUGE Yisi[2]

(1. *China Three Gorges University*, *Yichang* 443000, *China*;
2. *China Institute of Water Resources and Hydropower Research*, *Beijing* 100038, *China*)

Abstract: Building environmental flow management zones is of vital importance to identification of environmental flow management requirements in various regions of the watershed, to rational allocation of river environmental flow, and to coordination of social ecological competitive water use. Based on the management structure system, a new method for zoning management district is established in this paper, considering the two attributes of society and nature, and using clustering analysis algorithm and Boolean operation method. By taking Hun River Basin for example, the whole basin is divided into five environmental flow management zones by the new method. The result indicates that the new method is feasible and is beneficial to simptification of the complexity of watershed management. Each zone has an independent and complete management structure system with distinct characteristics, which is conducive to the development of management objectives.

Keywords: environmental flow; management partition; index system; Hunhe River Basin

（责任编辑：韩　昆）

（上接第115页）

Influence factor analysis of water environment protection of Huntai River basin based on EKC Curve

ZHANG Aijing[1], FU Yicheng[2]

(1. *Construction and Administration Bureau of South-to-North Water Diversion Middle Route Project*, *Beijing* 100038, *China*;
2. *China Institute of Water Resources and Hydropower Research*, *Beijing* 100038, *China*)

Abstract: Sustainable development becomes an important research field for scholars studying Environmental Kuznets Curve (EKC). Based on two different EKC assumptions, the coordinated relation between water environment protection and social-economic sustainable development in Huntai River watershed during the period of 2003 to 2012 was studied using panel data method. ① Based on the EKC curve, there is an inverted U-shaped relation between water environment deterioration and improvement of socio-economic development level; ②Based on the modified EKC (MEKC) relation curve, there is an inverted U-shaped relation between sustainability of water environment protection and socio-economic development (*HD*). It is restricted by water resource consumption, regional trade openness, GDP per capita and control regulations for total pollutant emission. Based on the fully modified ordinary least square (FMOLS) and dynamic ordinary least squares (DOLS), the mean values for key factors of EKC, Y (GDP per capita), Y^2, E (water resource consumption per capita), T (regional trade openness), *MAN* (production added value) and *MHDI* (modified socio-economic development index) are 2.090, -0.150, 0.720, 0.216, 0.072 and 1.890, respectively. Therefore, EKC assumption, socio-economic development level (*HD*) and sustainability are key factors for the preparation of effective water environment protection strategies.

Keywords: EKC; sustainable development; waste water discharge; Huntai River

（责任编辑：杨　虹）