

苏、锡、常经济增长与水环境污染的关系

——基于 ARDL 和 ECM 的实证分析

王惠敏,傅涛

(清华大学环境学院,北京 100084)

摘要: 运用协整分析和误差修正模型研究了苏、锡、常城市 1992~2010 年经济增长与水环境污染的长期均衡与短期动态调整关系。首先运用自回归分布滞后模型中的边界检验法和 Johansen 协整检验法验证 EKC 关系的存在;然后分别运用 ARDL 模型和 ECM 模型验证经济增长与水环境污染的短期动态调整关系。研究结果表明:苏、锡、常城市部分水环境污染指标与人均 GDP 之间存在长期的均衡关系,模型的形式和参数有所差异,并不总是呈现 EKC 的倒“U”型关系;短期内人均 GDP 的增长对不同城市水污染指标的影响效果不同;苏、锡、常城市经济发展活动的差异对水环境质量的退化造成了不同的影响。

关键词: 误差修正模型;自回归分布滞后模型;经济增长;水环境;协整检验

中图分类号: F127; F120.3

文献标识码: A

文章编号: 1001-8409(2014)01-0091-04

Economic Growth and Water Pollution in Suzhou, Wuxi and Changzhou

——An Empirical Analysis Based on ARDL and ECM

WANG Hui-min, FU Tao

(School of Environment, Tsinghua University, Beijing 100084)

Abstract: This paper, based on cointegration analysis and error correction model, investigates the long-run equilibrium and short-run dynamic adjustment relationship between economic growth and water pollution for the years 1992 to 2010 in Suzhou, Wuxi and Changzhou. Firstly, the existence of the environment Kuznets curve between economic growth and water pollution was verified using bound testing in Autoregressive Distributed Lag model and Johansen test. Then the dynamic adjustment relationship between the variables was examined using error correction model. The result shows that some cities of the sample allow for the existence of a long-run equilibrium relationship form for certain variables. The functional forms of long-run equilibrium relationship have lineal, quadratic and cubic model more than inverse U-shape EKC in three cities. The short-run growth of per capita GDP has different effects on water pollution in the cities of the sample. The differences among economic activity have significant effects on the deterioration of water environment.

Key words: error correction model; autoregressive distributed lag; economic growth; water environment; cointegration test

1 引言

伴随着经济快速增长、工业化与城市化进程,许多河网地区的经济发达城市面临的水环境污染问题日益严重。由于地区的经济收入水平和经济发展活动的差异对水环境污染具有显著的影响,近年来,不同地区的经济发展与环境污染的差异性分析不断得到关注。

吴丹等利用 VAR 模型对广州、佛山及肇庆的经济增长与环境污染关系的差异性进行分析^[1]。梁流涛等运用 VAR 模型对江苏省三大区域的工业经济增长和环境污染之间的双向作用关系进行分析^[2]。邹秀萍等实证分析了京津冀地区的经济增长与水环境污染的 EKC 曲线 (environmental Kuznets curve, EKC)^[3]。传统的 EKC 假

收稿日期: 2013-03-05

基金项目: 国家水体污染控制与治理科技重大专项(2008ZX07313-008)

作者简介: 王惠敏(1971-),女,湖北襄阳人,博士后,研究方向为环境经济、环境管理与政策;傅涛(1968-),男,湖南祁阳人,副教授,研究方向为环境管理与政策。

设表明人均收入与各种污染指标间呈现倒“U”型关系^[4]。国外部分研究证实在某些地区 BOD、COD 及其他水环境污染指标与经济增长之间存在 EKC 关系^[5~7]。Yang 的研究表明在中国不同地区工业水污染排放与经济增长的 EKC 曲线有所差异^[8]。

EKC 的优点在于能直接评估经济增长对环境退化造成的影响。然而,由于经济与环境变量的时间序列大多数为非稳定时间序列,因此直接对变量进行 EKC 分析易于产生虚假的回归关系。协整检验常被用于验证变量间的长期均衡关系,常见的方法有 Engle - Granger 两步法和 Johansen 检验法^[9~10]。但是,这两种方法要求所有变量为同阶整合,难以对阶次不一的变量进行分析。近年来许多研究将经济增长与环境污染的长期均衡与短期的动态调整过程相结合,Engle - Granger 的误差修正模型(Error Correction Model, ECM)是常用的方法之一,其不足之处在于该模型要求变量序列均为一阶整合且各变量间需存在协整关系。自回归分布滞后模型(Autoregressive Distributed Lag, ARDL)是 Pesaran 等推荐的动态模型,其中的边界检测法(Bound Testing, BT)在检验变量之间的长期关系时不受变量稳定性的整合阶次不一致的限制^[11]。

苏、锡、常代表了水网密布与经济发达地区,具有典型的经济发展模式。将时序和截面信息相结合的面板数据能够反映出苏、锡、常城市收入水平变化和地区发展差异对环境污染与经济增长关系的综合影响。本文运用协整检验与 ECM 模型来实证剖析苏、锡、常水环境污染与经济增长的长期均衡与短期动态关系,为经济快速发展的城市制定水污染控制策略提供指导。

2 研究方法和数据

2.1 研究方法

(1) EKC 假设

EKC 假设描述了人均 GDP 与各种污染指标间的长期关系,本文将水环境污染与经济增长之间的长期关系描述为:

$$y_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}x_{it} + \alpha_{i2}x_{it}^2 + \alpha_{i3}x_{it}^3 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 y 为水环境污染负荷指标, i 和 t 分别代表不同城市和时间周期, $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 为系数向量, x 为人均 GDP, ε 是随机误差项。由于对分析的时间序列数据进行自然对数变换可以消除时间序列中存在的异方差现象且并不改变分析数据的性质和关系,因此该式也可描述为:

$$E_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}X_{it} + \beta_{i2}X_{it}^2 + \beta_{i3}X_{it}^3 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 $E_{it} = \ln y_{it}$, $X_{it} = \ln x_{it}$ 。如果 $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 = 0$, 表明经济增长与环境污染呈倒 U 型曲线,即在经济增长的早期阶段,环境污染不可避免,然而当达到一个新的水平后,环境将逐步改善,转折点处的人均 GDP 为 $x^* = \exp(-\beta_1 / (2\beta_2))$ 。如果 $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, $\beta_3 > 0$, 经济增长与环境污染呈现倒“N”型曲线。如果 $\beta_1 < 0$,

$\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$, 经济增长与环境污染呈现“N”型曲线。

(2) ARDL 模型

Johansen 检验法容许变量间同时存在多个协整关系以及面板数据存在相关性,提供两种不同的检定方式,即迹检验和最大特征根检验^[12]。ARDL 能够将变量的长期关系与短期动态调整过程相结合。单个城市的 ARDL 模型可表示为:

$$\Delta E_t = b_0 + \sum_{j=1}^{p_1} b_{1j}\Delta E_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_2} b_{2j}\Delta X_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_3} b_{3j}\Delta X_{t-j}^2 + \sum_{j=0}^{p_4} b_{4j}\Delta X_{t-j}^3 + \delta_1 E_{t-1} + \delta_2 X_t + \delta_3 X_t^2 + \delta_4 X_t^3 + \varepsilon_t + \mu \quad (3)$$

其中 $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ 为长期均衡系数,滞后差分项系数 $b_{1j}, b_{2j}, b_{3j}, b_{4j}$ 为短期动态系数。当虚假设 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ 成立的情况下,方程的各变量间不存在长期均衡关系。滞后期变量的联合 F 检验用于检验长期均衡关系的存在,如果 F 统计值超过临界值上限,可以推断变量间存在长期均衡关系。如果 F 统计值低于临界值下限,变量间不存在长期均衡关系。如果 F 统计值在上下限之间,则需要检验变量的整合阶次,否则推断是不确定的。

如果变量间存在长期的均衡关系,将 ARDL 模型转换成滞后一期的误差修正模型,即 ARDL - ECM 模型,模型表示如下:

$$\Delta E_t = b_0 + \sum_{j=1}^{p_1} b_{1j}\Delta E_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_2} b_{2j}\Delta X_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_3} b_{3j}\Delta X_{t-j}^2 + \sum_{j=0}^{p_4} b_{4j}\Delta X_{t-j}^3 + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 λ 是调整系数,表示短期失衡向长期均衡调整的速度。 EC_{t-1} 表示滞后一期的误差修正项,为短期失衡向长期均衡调整的误差修正。根据 AIC 和 SBC 准则确定 ARDL 模型中各变量的滞后期。如果变量序列协整, EC_{t-1} 是一个平稳变量的线性组合。

2.2 指标选取和数据处理

由于水环境污染的部分指标没有较长时间的样本数据,鉴于工业废水是城市水污染最重要的原因之一,选取的水环境与经济指标为工业废水排放量、工业 COD 排放量和人均 GDP,选取数据为苏、锡、常地区 1992 ~ 2010 年的时间序列数据,来源于江苏省统计年鉴和江苏省环境统计资料。对分析的时间序列数据进行自然对数变换以消除时间序列中存在的异方差现象。数据分析采用 MATLAB、Eviews 和 Microfit 软件。

3 结果分析

3.1 时间序列的 ADF 平稳性检验结果

首先运用 ADF 单根检验对变量进行稳定性检验^[13]。如表 1 所示,结果表明苏州除变量 LCOD 是 I(0) 和 LGDPC³ 是 I(2) 之外,其他变量是 I(1);无锡除 LGDPC 和 LCOD 是 I(0) 之外,其他变量均为 I(1);常州所有变量均为 I(1)。

表1 变量的单根检验

变量	苏州		无锡		常州	
	T - statistic	Probability	T - statistic	Probability	T - statistic	Probability
LGDPC	-1.758	0.3874	-3.15	0.04	-2.348	0.1689
LGDPC ²	-0.7938	0.7966	-2.3801	0.1605	-1.5586	0.4822
LGDPC ³	0.2105	0.9653	-1.6126	0.4561	-0.7413	0.8115
LEWW	-1.059	0.709	-1.746	0.393	-0.0913	0.9357
LCOD	-2.9	0.065	-2.9196	0.0720	-2.0806	0.254
△LGDPC	-3.2371	0.0354	-3.2885	0.0321	-4.109	0.0064
△LGDPC ²	-2.9079	0.0651	-3.1575	0.0411	-3.7118	0.0141
△LGDPC ³	-2.5891	0.1142	-3.1124	0.0447	-3.3721	0.0273
△LEWW	-4.1671	0.0057	-5.076	0.001	-6.561	0.0001
△LCOD	-6.2730	0.0	-2.6399	0.1123	-5.75	0.0003
△ ² LGDPC ²	-4.0525	0.0078				
△ ² LGDPC ³	-4.3717	0.0042				
△ ² LCOD	-5.112	0.0041				

注: △代表一阶差分; △²代表二阶差分; LGDPC、LEWW 和 LCOD 分别表示人均 GDP、工业废水排放和 COD 排放的对数形式; LGDPC² 和 LGDPC³ 分别表示 LGDPC 的平方和立方

3.2 经济增长与水污染长期均衡关系的检验结果

鉴于部分变量不是同阶整合,首先运用 BT 检验法验证变量之间的长期均衡关系。对于 BT 检验不能确定协整关系的经济与环境变量,若其均为 I(1),采用 Johansen 检验法验证变量间的协整关系。

(1) ARDL 模型的协整检验结果

将 ARDL 模型用于方程(2)建立变量间的长期均衡关系,最优滞后期(p_1, p_2, p_3, p_4)基于 AIC 和 SBC 方法进行选择。参照 Pesaran 等给出的边限检验值,通过显著性检验的长期均衡关系检验结果如表 2 所示。结果表明常州的工业废水排放与人均 GDP 存在线性和三次曲线的关系;常州的 COD 排放与人均 GDP 存在二次曲线关系,且二次项系数为负;苏州的 COD 排放与人均 GDP 呈现倒“U”型的二次曲线;无锡的水污染与人均 GDP 的关系采用 ADRL 方法无法确定。

(2) Johansen 模型的协整检验结果

ARDL 模型未能确定协整关系的经济与环境变量若是 I(1),则采用 Johansen 检验法来检验长期均衡关系,结果如表 3 所示。结果表明苏州 LEWW、LGDPC 与 LGDPC² 之间存在长期稳定的均衡关系;无锡 LEWW、LGDPC² 与 LGDPC³ 之间存在长期稳定的均衡关系;苏州 LCOD、LGDPC 与 LGDPC² 之间存在长期稳定的均衡关系;常州 LCOD、LGDPC 与 LGDPC² 之间存在长期稳定的均衡关系。

综合 BT 检验和 Johansen 检验的结果,苏、锡、常经济增长与水环境变量间的长期均衡关系如表 4 所示。苏州的工业废水排放和 COD 排放均与人均 GDP 之间存在倒“U”型的 EKC 曲线,转折点处的人均 GDP 分别为 99626 元和 81838 元。无锡工业废水排放与人均 GDP

存在三次曲线的关系。常州的工业废水排放与人均 GDP 存在线性和三次曲线的关系;工业 COD 排放与人均 GDP 存在倒“U”型的 EKC 曲线, Johansen 检验获取的转折点处人均 GDP 为 86530 元。

表2 人均 GDP 与水污染的长期关系的 ARDL 系数

水污染指标	城市	解释变量	系数	T 检验 [Prob]	F 检验
工业废水	常州	Constant	-6.6358	-5.4657 [0.000]	7.4060 **
		LGDPC	0.73271	6.0218 [0.000]	
		LGDPC ³	0.0024	5.9843 [0.000]	
	苏州	Constant	-58.9360	-3.2385 [0.01]	12.8346 **
		LGDPC	10.8587	3.3418 [0.009]	
		LGDPC ²	-0.48287	-3.3776 [0.008]	
工业 COD	常州	Constant	-142.63	-7.0814 [0.000]	11.3392 **
		LGDPC	28.318	6.7836 [0.000]	
		LGDPC ²	-1.3953	-6.4217 [0.000]	

注: *** 表示在 1% 水平下统计重要, ** 表示在 5% 水平下统计重要, * 表示在 10% 水平下统计重要(下同)

3.3 经济增长与水环境污染短期动态关系的检验结果

苏、锡、常部分经济增长与水环境污染变量之间具有长期的稳定关系。如果协整关系由 ARDL 模型得出,本文运用 ARDL-ECM 模型分析变量间长期均衡与短期动态调整关系,结果如表 5 所示。在长期均衡调整部分,误差修正项的参数均为负值,并且在 1% 水平上统计重要,表明模型具有由短期波动向长期均衡的稳定修正能力。以常州为例,长期均衡误差项的参数估计值为

-0.61556, 其值为负, 表明体系收敛会朝向均衡调整。在短期动态调整部分, 当期人均 GDP 的参数估计值为 0.45103, 在 1% 水平显著, 表明常州当期人均 GDP 对水环境具有显著的正向影响。以苏州为例, 人均 GDP 的当

期对水环境具有负向影响, 但不显著; 人均 GDP 的滞后一期对水环境具有显著的正向影响; 人均 GDP 平方项的当期和滞后一期对水环境具有负向影响, 但当期影响并不显著。

表 3 变量间的 Johansen 协整检验结果

城市	解释变量	原假设 (协整方程个数)	迹检验		特征根检验	
			迹统计量	临界值(5%)	特征根统计量	临界值(5%)
苏州	LEWW、LGDPC 与 LGDPPC ²	没有	41.60729	29.79702 **	26.49607	21.13162 **
		至多 1 个	15.11123	15.49471	13.08146	14.2646
无锡	LEWW、LGDPC ² 与 LGDPC ³	没有	53.0520	42.91525 **	31.89132	25.8232 **
		至多 1 个	21.16078	25.87211 **	11.20964	19.38704
苏州	LCOD、LGDPC 与 LGDPC ²	没有	39.92452	29.79707 **	24.88171	21.13162 **
		至多 1 个	15.04280	15.49471	15.01405	14.26460 **
常州	LCOD、LGDPC 与 LGDPC ²	没有	67.44542	35.01090 **	41.67561	24.25202 **
		至多 1 个	22.76990	18.39771 **	25.66288	17.14769 **
		至多 2 个	0.106926	3.841466	0.106926	3.841466

表 4 水环境污染与人均 GDP 的长期均衡关系

城市	因变量	线性			二次曲线				三次曲线				
		β_0	β_1	方法	β_0	β_1	β_2	方法	β_0	β_1	β_2	β_3	方法
苏州	工业废水				-286.15	50.18 **	-2.18 **	Johansen					
	工业 COD				-58.94 ***	10.86 ***	-0.48 ***	BT					
无锡	工业废水								-58.49		0.995 **	-0.035 **	Johansen
常州	工业废水	-6.64 ***	0.73 ***	BT					-1.73 ***			0.002 ***	BT
常州	工业 COD				-142.63 ***	28.32 ***	-1.4 ***	BT					
					-182.77	33.65	-1.48 *	Johansen					

如果协整关系由 Johansen 方法得出, 采用 Engle 和 Granger 提出的 ECM 模型分析变量间的短期动态关系, 结果如表 6 所示。苏州的人均 GDP 每增加 1% 将导致工业废水排放增加 0.053%, 人均 GDP 平方每增加 1%

将导致排放增加 1.18%。无锡的人均 GDP 平方每增加 1% 将导致工业废水排放增加 1.465%, 人均 GDP 立方每增加 1% 将导致排放增加 22.23%, 但该影响并不显著。

表 5 基于 ADRL-ECM 模型的长期均衡与短期动态调整关系

城市	因变量	模型	短期调整参数						长期均衡参数	
			Δ LCOD	Δ LGDPC	Δ LGDPC(-1)	Δ LGDPC(-2)	Δ LGDPC ²	Δ LGDPC ² (-1)	Δ LGDPC ³	ecm(-1)
常州	Δ LEWW	ADRL(1 ρ)		0.45103 ***						-0.61556 ***
常州	Δ LEWW	ADRL(1 ρ)							0.0015 ***	-0.62783 ***
苏州	Δ LCOD	ADRL(1 2 2)	-0.848		38.9928 **		-0.11635	-1.8128 **		-1.3269 ***
常州	Δ LCOD	ADRL(1 3 2)	-65.5985 *		27.3101 *	2.5167 *	3.1247	-1.2436		-1.3167 ***

表 6 基于 ECM 模型的短期动态关系

城市	因变量	Δ LEWW	Δ LGDPC	Δ LGDPC ²	Δ LGDPC ³
苏州	Δ LEWW	0.064 ***	0.053 *	1.18 *	
无锡	Δ LEWW	-0.012 *		1.465 *	22.232

4 结论

本文研究了 1992~2010 年间苏、锡、常城市经济增长与水环境污染的长期均衡与短期动态调整关系。研究结果表明苏、锡、常城市部分水环境污染指标与人均

GDP 之间存在长期的均衡关系; 研究方法和城市的不同使得获取的长期均衡关系模型形式与参数有所差异。经济增长与水环境污染并不总是呈现 EKC 的倒“U”型关系, 而是线性关系、二次方关系或三次方关系均有存在。苏州的工业废水排放和工业 COD 排放与人均 GDP 之间均存在倒“U”型的 EKC 曲线, 且经济水平均已过下降的拐点。常州的工业 COD 排放与人均 GDP 存在倒“U”型的 EKC 曲线, 经济水平即将达到下降的拐点, 未来随着经济的增长, 工业 COD 排放量 (下转第 105 页)

- (1): 104-109.
- [3] 孙岩,武春友. 环境行为理论研究评述[J]. 科研管理, 2007, 28(3): 108-113.
- [4] 史兴民. 煤矿区居民对环境污染的调适行为研究——陕西省韩城矿区为例[J]. 地理科学进展, 2012, 28(8): 1106-1103.
- [5] Sharma N C, Kivlin J E, Fliegel F C. Environmental Pollution: is There Enough Public Concern to Lead to Action? [J]. Environment and Behavior, 1975, 7(4): 455-471.
- [6] 史兴民, 韩申山, 安鹏飞, 等. 中西部典型资源型城市环境脆弱性评价[J]. 地域研究与开发, 2010, 29(6): 63-68.
- [7] 唐国建, 崔凤. 论人类的环境行为及其可选择性[J]. 学习与探索, 2010(6): 108-112.
- [8] Engel U, Potschke M. Willingness to Pay for the Environment: Social Structure, Value Orientations and Environmental Behavior in a Multilevel Perspective [J]. Innovation: The European Journal of Social Sciences, 1998, 11(3): 315-332.
- [9] 王凤, 阴丹. 公众环境行为改变与环境政策的影响[J]. 经济管理, 2010, 32(12): 158-164.
- [10] 唐明皓, 周庆, 匡海敏. 城镇居民环境态度与环境行为的调查[J]. 湘潭师范学院学报(自然科学版), 2009, 31(1): 149-152.
- [11] Preston V, Taylor S M, Hodge D C. Adjustment to Natural and Technological Hazards: a Study of an Urban Residential Community [J]. Environment and Behavior, 1983, 15(2): 143-164.
- [12] Bamberg S. How does Environmental Concern Influence Specific Environmentally Related Behaviors? A New Answer to an Old Question [J]. Journal of Environmental Psychology, 2003, 23(1): 21-32.
- [13] Tanner C, Kast S W. Promoting Sustainable Consumption: Determinants of Green Purchases by Swiss Consumers [J]. Psychology and Marketing, 2003, 20(10): 883-902.
- [14] 于伟. 基于计划行为理论的居民环境行为形成机理研究[J]. 生态经济, 2010(6): 160-163.
- [15] Kalantari K, Fami H S, Asadi A, et al. Investigating Factors Affecting Environmental Behavior of Urban Residents: A Case Study in Tehran City - Iran [J]. American Journal of Environmental Sciences, 2007, 3(2): 67-74.
- [16] 史兴民, 刘戎. 煤矿区居民的环境污染感知研究[J]. 地理研究, 2012, 31(4): 641-651.
- [17] Flynn J, Slovic P, Mertz C K. Gender, Race, and Perception of Environmental Health Risks [J]. Risk Analysis, 2006, 14(6): 1101-1108.
- [18] Wang F, Ann R. Factors Influencing Private and Public Environmental Protection Behaviors: Results from a Survey of Residents in Shaanxi, China [J]. Journal of Environmental Management, 2011, 92(3): 429-436.

(责任编辑: 杨 锐)

=====

(上接第94页) 还将上升,但不久会趋于下降。常州的工业废水排放与人均GDP存在线性和三次曲线的关系,未能出现理想的趋势。无锡工业废水排放与人均GDP存在三次曲线的关系,趋势也并不理想。在获取的长期均衡关系中,模型具有由短期波动向长期均衡调整的修正能力,短期内人均GDP的增长对不同城市水污染指标的影响效果不同。

由此说明,苏、锡、常污染物的排放不会随着经济增长而自动改善,城市经济发展模式、工业化和城市化进程的差异对水环境质量的退化造成了不同的影响。对于出现理想趋势的水污染指标,需要继续加强污染治理,促进曲线更快下降;对于未能出现理想趋势的水污染指标,要积极加大污染治理,加强先进技术的使用,合理调整产业结构,促进EKC的拐点尽早出现。这些研究结果可以为苏、锡、常城市制定水污染控制的差异性策略提供指导。

参考文献:

- [1] 吴丹, 吴仁海. 不同地区经济增长与环境污染关系的VAR模型分析——基于广州、佛山、肇庆经济圈的实证研究[J]. 环境科学学报, 2011, 31(4): 880-888.
- [2] 梁流涛, 郭子萍, 王海荣. 工业发展与环境污染关系的区域差异分析——基于江苏省的实证研究[J]. 生态环境学报, 2010, 19(2): 415-418.
- [3] 邹秀萍, 陈邵锋, 苏利阳等. 京津冀经济增长与水环境污染的实证分析[J]. 生态经济, 2009, 214(8): 40-43.
- [4] Kuznets S. Economic Growth and Income Equality [J]. American Economic Review, 1955, 45(1): 1-28.
- [5] Krishna P P, Biswo N P. Functional form of Water Pollutants - income Relationship Under the Environmental Kuznets Curve Framework [J]. American Journal of Agricultural Economics Advance Access, 2013, 95(2): 261-267.
- [6] Trabelsi I. Is There an EKC Relevant to the Industrial Emission of Water Pollution for SEMC and EU Countries? [J]. Journal of Arts, Science and Commerce, 2012, 2(1): 68-75.
- [7] Solakoglu E G. The Effect of Property Rights on the Relationship Between Economic Growth and Pollution for Transition Economies [J]. Eastern European Economics, 2007(45): 77-94.
- [8] Yang H, Zhou Y, Abbaspour K C. An Analysis of Economic Growth and Industrial Wastewater Pollution Relations in China [J]. The Journal of Sustainable Development, 2010, 4(1): 60-79.
- [9] Engle R E, Granger C W J. Cointegration and Error - correction: Representation, Estimation and Testing [J]. Econometrica, 1987(55): 251-276.
- [10] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1990(52): 169-210.
- [11] Pesaran M H, Shin Y, Smith R. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships [J]. Journal of Applied Econometrics, 2001(16): 289-326.
- [12] Johansen S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988(12): 231-254.
- [13] Im K S, Pesaran M H, Shin Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels [J]. Journal of Econometrics, 2003, 115(1): 53-74.

(责任编辑: 张京辉)