

环境污染与经济增长之间关联性的 理论分析和计量检验

宋 涛^{1,2}, 郑挺国³, 佟连军^{1,2}

(1. 中国科学院东北地理与农业生态研究所, 吉林 长春 130012 2 中国科学院研究生院,
北京 100049 3 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 基于环境 - 经济的简单理论模型利用跨期消费选择问题最优化求解和稳态方法分析了环境污染与经济增长之间的长期关系和短期关系。这将为环境污染与经济增长之间长期和短期关系的经验研究提供理论依据和技术支持。基于 EKC 假设, 我们对中国 1960~2000 年人均 CO₂ 排放量与人均 GDP 之间的长期关系和短期关系进行实证研究, 结果表明人均 CO₂ 排放量与人均 GDP 之间存在长期协整关系, 呈现倒 U 型的环境库兹涅茨曲线关系, 而在短期上, 人均 GDP 单向正向 Granger 影响人均 CO₂ 排放量, 反过来未发现人均 CO₂ 排放量对人均 GDP 有明显的影响关系。

关 键 词: 环境污染; 经济增长; 环境库兹涅茨曲线; 协整检验; Granger 影响关系检验

中图分类号: F062.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-0690(2007)02-0156-07

环境与经济问题已成为近年经济学和环境学研究领域探讨的热点问题。许多研究者发现环境污染在经济增长的早期阶段会首先随人均收入水平的提高而加重, 在达到一定的峰值之后会再随人均收入增加而减轻。这种“先升后降”的曲线关系与 Kuznet 发现的收入分配不平等关系具有相似性, 因而被称为环境库兹涅茨曲线 (Environmental Kuznets Curve, 简称为 EKC) [1]。然而早期经验研究忽略了一个非常重要的基本事实, 即环境污染与经济增长之间的 EKC 关系是一种长期关系 [2~6]。首先许多环境变量同宏观经济变量一样也是一阶单整的非平稳变量, 环境污染与经济增长在长期上具有协同的运动趋势; 其次经济理论表明这种长期关系代表了环境污染与经济增长之间一种长期稳态的均衡关系; 另外, 在经验研究中估计 EKC 关系时如忽略这个问题, 很可能产生伪回归现象, 两者之间的关系需要更严格、谨慎的经济计量检验。

一些研究开始利用协整方法研究环境污染与经济增长间是否具有长期 EKC 关系 [7~9]。最近, 国内学者也开始注意到 EKC 长期关系问题 [10, 11]。

在对环境污染与经济增长之间 EKC 长期关系

关注的同时, 另外一些研究关心环境污染与经济增长的短期影响关系。这些研究表明环境污染与经济增长之间存在单向或双向的影响关系, 主要表现在经济增长会影响环境质量的变化, 反过来资源耗竭、环境恶化也可能制约经济的增长。总结已有相关经验文献来看, 此方面研究较少 [12~14]。

为阐明环境污染与经济增长之间是否存在长期关系和短期关系, 本文基于环境 - 经济的理论模型利用最优化问题求解和稳态分析, 基于 EKC 假设, 本文分别运用 Engle-Granger 协整检验和 Granger 影响关系检验方法 [15] 对我国 1960~2000 年人均 CO₂ 排放量与人均 GDP 之间的长期关系和短期关系进行了实证分析。

1 环境 - 经济模型

假设经济在商品市场和资本市场是完全竞争的, 包括一个代表性消费者和代表性企业, 只存在一种消费品和一种资本, 且不存在人口增长, 人口规模正态化为 1, 所以总消费和总资本就等于人均消费 (收入) 和资本水平。生产是污染的唯一途径, 污染影响总效用和企业生产能力, 资本的一部

收稿日期: 2006-03-18 修订日期: 2006-09-26
基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (40571041)
作者简介: 宋 涛 (1978-), 女, 山东省乳山市人, 博士研究生, 主要研究方向为环境经济和产业生态。E-mail: songtao@neigae.ac.cn
通信联系人: 佟连军, 男, 研究员, 博导。E-mail: tonglj@neigae.ac.cn

分用于企业生产,另一部分用于污染治理。假定变量 C_t 、 K_t 和 E_t 分别表示 t 时刻消费、资本存量和污染存量,那么这个经济-环境模型的无限时间跨期消费选择问题定义为:

$$\max \Pi = \int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(C_t, E_t) dt \tag{1}$$

满足约束条件

$$\dot{K}_t = F(\omega_t K_t, E_t) - C_t \tag{2}$$

和

$$\dot{E}_t = \gamma F(\omega_t K_t, E_t) - G((1 - \omega_t) K_t, E_t) \tag{3}$$

在这个环境-经济模型中, $U(C_t, E_t)$ 表示 t 时刻的瞬时效用, $\rho > 0$ 为时间贴现率, ω_t ($0 < \omega_t < 1$) 为资本用于企业的部分, γ (> 0) 为污染率。假设效用函数是关于消费 (C) 和污染 (E) 的严格凹函数, 于是一阶偏导数 $U_C > 0$ $U_E > 0$ 且二阶偏导数 $U_{CC} < 0$ $F(\cdot)$ 和 $G(\cdot)$ 分别为经济的生产函数和环境更新函数。第一个约束与实际资本积累有关, 表示实际资本存量的瞬时变化率等于当期产出减去当期消费, 而第二个约束与由于企业生产和环境治理引起的净污染变化有关, 表示污染排放的瞬时变化率等于生产的污染减去治理的污染。

1.1 短期相依关系——动态最优化求解

首先, 通过动态最优化求解问题 (1) 可得到污染与收入的短期相依关系。将 C_t 和 ω_t 视为控制变量, K_t 和 E_t 为状态变量, 则可通过最大化原则得到问题 (1) 最优解的必要条件, 引入拉格朗日乘数定义现值 Hamilton 函数为

$$H_t = U(C_t, E_t) + \lambda_t [F(\omega_t K_t, E_t) - C_t] + \delta_t [\gamma F(\omega_t K_t, E_t) - G((1 - \omega_t) K_t, E_t)] \tag{4}$$

其中, 协态 (co-state) 变量 λ 和 δ 分别是资本 K 和 E 环境的影子价格, 表示增加单位使用资本或单位环境污染的总效用增加量。 $\dot{K}$ 、 $\dot{E}$ 与当期效用之和构成的 Hamilton 函数衡量当期决策的贴现总效用。因此, 选择控制变量 C_t 和 ω_t 实现 H_t 的最大化需要满足下述条件:

$$\frac{\partial H_t}{\partial C_t} = 0 \Rightarrow \lambda = U_C \tag{5}$$

$$\frac{\partial H_t}{\partial \omega_t} = 0 \Rightarrow \delta = \frac{U_{CE}}{\gamma F_K + G_K} \tag{6}$$

协态变量 λ 的移动方程为:

$$\dot{\lambda}_t - \rho \lambda_t = - \frac{\partial H_t}{\partial K_t} \Rightarrow \rho \gamma \tag{7}$$

这里利用了 (5) 关于时间 t 进行求导得到 (7) 式的

左边, 并在等式右边利用了 H 关于 K 的导数。于是, 对 (7) 式整理, 可以获得上述问题的最优条件为:

$$\alpha \frac{\dot{C}}{C} + \beta \frac{\dot{E}}{E} = \pi \tag{8}$$

其中, $\alpha = \frac{C U_{CC}}{U_C}$, $\beta = \frac{E U_{CE}}{U_C}$ 且 $\pi = (\rho + \frac{G_K F_K}{\gamma F_K + G_K})$,

其中 U_{CC} 、 U_{CE} 为 $U(\cdot)$ 的二阶偏导数。 $\dot{C}/C$ 和 $\dot{E}/E$ 分别表示消费 (C) 和污染 (E) 的增长率。需要注意得是, 上述最优化条件表明 C 和 E 的最优时间路径一般是互相依赖的, 因此这意味着在短期上污染和收入之间一般存在双向影响关系。如果 $\alpha(\beta)$ 等于零, 那么表明 $C(E)$ 的最优时间路径就为自身相依的, 而 $E(C)$ 的最优时间路径则依赖于其他变量的最优路径。

1.2 长期均衡关系——稳态条件

在长期上, 根据上述最优化问题我们可以继续得到污染和收入之间的长期均衡关系。为此, 考虑环境存量达到一个稳定水平条件即 $\dot{E} = 0$ 时的稳态解。于是, 稳态条件 $\dot{E} = 0$ 表明:

$$\gamma F(\omega K, E) = G((1 - \omega) K, E) \tag{9}$$

即生产导致的污染必须等于环境治理减少的污染。方程 (9) 定义了 K 和 E 之间的一个关系, 表示为对给定 ω 有

$$h_1(K, E) = 0 \tag{10}$$

其次, 令稳态时 $\dot{K} = k$ 为常数, 这表明对给定 ω , 有

$$F(\omega K, E) - C = k \Rightarrow h_2(K, C, E) = 0 \tag{11}$$

结合方程 (10) 和 (11), 我们可以进一步得到:

$$h_3(C, E) = 0 \text{ 或等价地 } E = f(C) \tag{12}$$

这个式子表示 C 和 E 之间的长期均衡关系, 注意 $f(\cdot)$ 可能为一非线性转换函数, 也可能是线性函数。

2 经济计量检验方法

这部分探讨实际环境-经济问题中如何构建经济计量模型来检验收入与排放量之间的长期均衡关系和短期影响关系, 问题主要围绕协整检验分析和 Granger 影响关系检验分析展开。大多数经济与环境变量是非平稳的, 所以不妨设污染排放量和收入均为一阶单整序列 (即相应的一阶差分序列是平稳的), 以满足协整分析的基本假设。

2.1 长期关系检验

假设有时间序列 C_t^* 和 E_t^* 分别表示某种污染

物排放量和收入的观测值, 其中 $C_t^* = C_t + \varepsilon_{Ct}$ 和 $E_t^* = E_t + \varepsilon_{Et}$, C_t 和 E_t 为相应的最优化时间路径, 且 ε_{Ct} , ε_{Et} 为随机扰动项, 分别表示观测数据 C_t^* 和 E_t^* 对其相应最优值的偏倚。如果观测数据关于最优化时间路径是一致的, 那么随机扰动项 ε_{Ct} 和 ε_{Et} 应为平稳随机变量。如果 C_t^* 和 E_t^* 与最优化时间路径一致, 且同时满足长期均衡的偏离是平稳的, 那么变量之间就是协整的, 其遵从方程 (12)。因此, 对于环境-经济的实际问题, 可以构建如下污染和收入之间的长期关系, 表示为

$$E_t^* = f(C_t^*) + u_t \quad (13)$$

其中, u_t 为污染和收入的长期均衡偏离。如果均衡偏离为平稳序列, 那么说明收入与环境之间存在长期协整关系, 反之不然。

但存在的问题是如果 $f(C_t^*)$ 是非平稳变量 C_t^* 的非线性转换, 那么考虑非线性转换后的 $f(C_t^*)$ 却未必就是非平稳序列, 所以污染与收入的非线性转换可能不具有协同运动的趋势, 传统的协整分析就不能采用^[16]。对此问题的全面考虑将是异常复杂的, 而且该方面研究正在不断进行中。因此, 为简化分析, 经验研究关于收入与环境之间的关系问题一般采用较为简单的环境库兹涅茨曲线 (EKC) 进行分析, 污染排放量被假设为收入的一次或二次以上曲线方程, 如 Peman 和 Stern 以及 Galeotti, Manera 和 Lanza 等。

于是, 可以采用 Engle-Granger 二步检验策略方法检验污染与收入之间是否存在长期均衡关系。基本步骤概括为: 用普通最小二乘估计方法估计方程 (13), 获取残差序列; 用 ADF 单位根检验方法检验残差序列是否平稳, 如果拒绝非平稳原假设, 那么表明变量之间存在显著长期均衡关系, 否则表明变量之间不存在长期均衡关系。

2.2 误差修正模型及短期影响关系检验

如果污染物排放量和收入之间存在长期均衡关系, 那么研究两者之间的短期动态影响关系就变得非常简单。通常, 短期关系的 Granger 影响关系检验可借助误差修正模型 (ECM) 作为协整分析的一部分进行检验。如果观测序列 C_t^* 和 E_t^* 为非平稳或一阶单整, 且变量之间是协整的, 那么允许构建变量长短期关系的 ECM 模型, 并允许在此模型上进行 Granger 影响关系检验。双变量的 ECM 模型可表示为:

$$\Delta C_t^* = \mu_c + \eta_c EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{Ci} \Delta C_{t-i}^* + \sum_{i=1}^p \varphi_{Ci} \Delta E_{t-i}^* + v_{Ct} \quad (14)$$

$$\Delta E_t^* = \mu_E + \eta_E EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{Ei} \Delta C_{t-i}^* + \sum_{i=1}^p \varphi_{Ei} \Delta E_{t-i}^* + v_{Et} \quad (15)$$

其中, Δ 表示一阶差分算子, v_{Ct} 和 v_{Et} 为纯白噪声随机扰动项, ϕ_{Ct} , ϕ_{Et} , φ_{Ct} , φ_{Et} , η_c 和 η_E 为 ECM 模型的参数, p 为滞后长度。 EC_{t-1} 表示长期均衡误差, 表示长期均衡的偏离值, 其度量观测值在 $t-1$ 时刻偏离长期均衡的大小。误差修正项系数 η_c 和 η_E 称为短期调整参数, 度量了调整过程的速度, 参数取值一般为负数。例如 η_c 数值越大, C 对上一期长期均衡偏离的反应越大, 相反非常小的 η_c 表明收入对长期误差没有反应。由于变量之间具有长期协整关系, 所以在 $t-1$ 时刻任何这种偏离将会反映在下一时点变量值的变化上, 并使得变量回复至长期均衡。

在方程 (14) 和方程 (15) 组成的 ECM 模型中, 检验变量之间的短期关系既要考虑交叉系数 φ_{Ct} 和 φ_{Et} 的显著性, 也要考虑长期调整系数 η_c 和 η_E 的显著性。具体来说, 检验形式将是多种情形的, Granger 影响关系检验也要比基于 VAR 模型的更为复杂, 如下: ① 如果所有 $\varphi_{Ci} = 0$ 且 $\eta_c = 0$ 那么称 E 非 Granger 影响 C ; ② 如果所有 $\phi_{Ei} = 0$ 且 $\eta_E = 0$ 那么 C 称非 Granger 影响 E ; ③ 如果 ① 成立但 ② 不成立, 那么称 C Granger 影响 E ; ④ 如果 ② 成立但 ① 不成立, 那么称 E Granger 影响 C ; ⑤ 如果 ① 和 ② 都不成立, 那么称 C 和 E 之间存在双向 Granger 影响关系; ⑥ 如果 ① 和 ② 都成立, 且 $\eta_c = \eta_E = 0$ 那么称 C 和 E 之间不存在 Granger 影响关系。特别地, 当 $\eta_c = \eta_E = 0$ 时, 上述误差修正机制不成立, 说明检验得到的长期关系失效。

3 实证分析

基于环境库兹涅茨曲线框架下, 本文运用 Engle-Granger 协整检验和 Granger 影响关系检验中国 人均 CO_2 排放量和人均 GDP 之间的长期关系和短期关系。

3.1 EKC 模型描述

假设 EKC 关系为一个对数三次模型, 相依变

量(人均 CO₂ 排放量)和解释变量(人均 GDP)均以自然对数形式表示。一般地, 标准的参数化 EKC 模型为:

$$\ln(CO_2/P)_t = c + \beta_1 \ln(GDP/P)_t + \beta_2 [\ln(GDP/P)_t]^2 + \beta_3 [\ln(GDP/P)_t]^3 + u_t$$

(16)

其中, 下标 t 代表时间指标 ($t = 1, \dots, T$), c 为常数, 且 u 是随机误差, 一般它被假设是序列相关的。在此模型中, 参数 β_1 、 β_2 和 β_3 分别表示人均收入的一次、二次和三次项系数。对于不同的 β_i , $i = 1, 2, 3$ 模型具有不同的意义。具体来说, 当 $\beta_3 \neq 0$ 时, 模型刻画了人均 CO₂ 排放量与人均 GDP 之间呈现 N 型或倒 N 型曲线关系; 当 $\beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 = 0$ 时, 人均 CO₂ 排放量随人均 GDP 呈倒 U 型关系, 而当 $\beta_2 > 0$ 且 $\beta_3 = 0$ 时, 人均 CO₂ 排放量随人均 GDP 呈 U 型关系变化; 而当 $\beta_3 = 0$, $\beta_2 = 0$ 且 $\beta_1 \neq 0$ 时, 模型刻画了人均 CO₂ 排放量随人均 GDP 单调变化的特征。

3.2 数据描述

我们选取中国 1960~2000 年的经济和环境数据, 包括 GDP、总人口和 CO₂ 排放量, 其中 CO₂ 排放量数据来自世界银行网站 [http / www. worldbank. com](http://www.worldbank.com), 其余数据来自《中国统计年鉴》。考虑到《中国统计年鉴》中 GDP 是以现价计算, 必须对这些名义 GDP 数据进行调整, 所以先消除相应物价水平(用 GDP 平减指数代替, 2000 = 100)的影响, 然后计算获得实际 GDP 水平。由此, 可分别计算获得所考察的人均量, 依次为人均实际 GDP(元/人)、人均 CO₂ 排放量(kg/人)。图 1 给出了人均 CO₂ 排放量和人均 GDP 的对数序列。

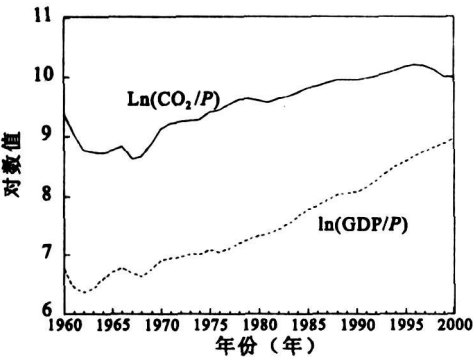


图 1 人均 CO₂ 排放量和人均 GDP 的对数序列

Fig 1 per capita CO₂ emission and per capita GDP in logarithm

利用扩展 Dickey-Fuller(ADF)单位根检验方法, 可以获得变量的单位根属性(表 1)。结果显示所有序列在水平值无法拒绝非平稳原假设, 而对差分序列都在 5% 水平显著地拒绝了非平稳原假设, 所以这表明人均 CO₂ 排放量和人均 GDP 及其二次、三次序列均为一阶单整或 I(1)的非平稳序列。这个结果与经验结论一致, 如 G ranger 和 H allan 通过蒙特卡罗模拟表明如果变量为一阶单整或 I(1)序列, 那么这个 I(1)变量的低幂次方仍然是 I(1)序列^[17]。

表 1 ADF 单位根检验
Table 1 ADF unit root test

	水平序列		差分序列	
	无时间趋势	有时间趋势	无截距	有截距
ln(GDP/P)	1.6454	-1.6968	-3.9114*	-6.7428*
[ln(GDP/P)] ²	1.0141	-1.0720	-3.4248	-6.2809*
[ln(GDP/P)] ³	1.6408	-0.5865	-2.9185*	-5.6527*
ln(CO ₂ /P)	-1.3387	-1.4732	-4.4983*	-4.7273*

注: * 表示至少在 5% 显著性水平拒绝非平稳原假设。

3.3 计算结果

由于变量都是同阶非平稳序列, 所以确保可以继续对人均 GDP 和人均 CO₂ 排放量的协整关系进行检验, 以确定在经济计量设定中是否存在某种长期均衡关系。为识别这种长期关系, 本文采用了 Engle-G ranger 的检验模式, 即检验排放量与收入之间 EKC 关系的偏离是否平稳, 如果平稳, 那么就表明这种长期关系成立, 否则不成立。

表 2 给出了 (16) 式估计和检验结果。首先我们估计了三次曲线形式的 EKC 方程, 参数估计值均不显著, 但残差平稳性检验结果表明人均排放量和人均 GDP 之间存在协整关系。进一步通过对参数约束进行稳定性检验, W ald 统计量不显著, 表明人均 GDP 三次项可以从模型中舍去。然后, 可以估计二次曲线形式, 参数估计值都变得非常显著, 且对参数约束 $\beta_3 = 0$ 的 W ald 统计量也明显拒绝原假设, 所以二次曲线形式是充分的。而且对二次曲线的残差平稳性检验结果表明人均 CO₂ 排放量和人均 GDP 之间存在长期协整关系, 由于参数满足 $\beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 = 0$ 所以在长期上这种关系又表现为倒 U 型的 EKC 关系。

给定上述关于排放量 - 收入的长期均衡关系, 可对它们之间短期影响关系的作进一步估计和分

表 2 协整估计与检验
Table 2 Cointegration estimates and tests

	参数估计值				Wahl	残差单根检验
	c	β_1	β_2	β_3		
三次曲线	17.68 (0.68)	-6.33 (-0.62)	1.17 (0.87)	-0.06 (-1.06)	$\beta_3 = 0$ 1.12	-3.80*
二次曲线	-9.49* (-3.94)	4.45 (7.02)	-0.25* (-6.12)	37.28* (-4.15*)		

注：“*”表示至少在 5% 水平下显著。

析。表 3 给出了双变量 ECM 模型的估计结果, 左侧为收入方程, 右侧为排放量方程, 其中 ECM 模型的最优滞后阶数由 AIC 和 SC 准则确定为 2。对收入方程而言, 除 ϕ_{C1} 和 μ_C 在 5% 水平和 ϕ_{C1} 在 10% 水平下显著外, 其他参数都不显著, 而对排放量方程, 参数 ϕ_{E2} 、 φ_{E1} 、 μ_E 和 η_E 至少在 10% 水平下显著。由于 η_E 非常显著而 η_C 不显著, 结果表明人均 GDP 对人均 CO₂ 排放量应具有显著影响关系, 而反过来人均 CO₂ 排放量是否对人均 GDP 具有强影响关系需要进一步检验。

表 3 误差修正模型 (ECM) 估计结果
Table 3 Results of error correction model (ECM)

收入 (C) 方程 (13)			排放量 (E) 方程		
参数	估计值	t 统计量	参数	估计值	t 统计量
ϕ_{C1}	0.397*	2.090	ϕ_{E1}	-0.134	-0.476
ϕ_{C2}	-0.083	-0.488	ϕ_{E2}	-0.480*	-1.908
φ_{C1}	0.106	0.841	φ_{E1}	0.456*	2.455
φ_{C2}	-0.235*	-1.738	φ_{E2}	0.149	0.742
μ_C	0.050**	4.358	μ_E	0.049**	2.850
η_C	0.069	0.998	η_E	-0.219*	-2.128

注：“**”表示参数在 1% 水平显著, “*”表示参数在 5% 水平显著, “+”表示参数在 10% 水平显著。

于是, 我们可以在双变量 ECM 模型下继续进行 Granger 影响关系检验, 检验策略已在第 3 部分介绍。表 4 给出了 Granger 影响关系检验的结果, 其中拒绝了 $\phi_{Ei} = 0 \ i = 1, 2$ 的原假设, 但无法拒绝 $\phi_{Ci} = 0 \ i = 1, 2$ 的原假设。同时, 表 3 估计结果表明 $\eta_E \neq 0$ 且 $\eta_C = 0$ 。因此, 结合两种结果表明人均 GDP 对人均 CO₂ 排放量具有显著的 Granger 影响, 反过来人均 CO₂ 排放量对人均 GDP 则没有明显的影响作用。

更为一般地, 根据双变量 ECM 模型估计结果和 Granger 影响关系检验, 可以进一步给出人均 CO₂ 排放量对人均 GDP 冲击的脉冲响应路径 (图 2), 人均 GDP 对人均 CO₂ 排放量冲击的动态反

表 4 Granger 影响关系的检验结果
Table 4 Results of Granger causality test

原假设	滞后期	F-统计量	显著性概率	检验结论
$\phi_{Ci} = 0 \ i = 1, 2$	2	1.8110	0.1718	接受原假设
$\phi_{Ei} = 0 \ i = 1, 2$	2	4.1466	0.0203*	拒绝原假设

注：“*”表示参数至少在 5% 水平显著

应则由于不存在影响关系而被舍去。在图 2 中, 当人均 GDP 增长率出现 1 个标准差的正向冲击, 即出现经济扩张后, 由于产出增长对排放量的直接拉动作用, 前 2 年的人均 CO₂ 排放量出现了正向反应, 但呈现下降趋势; 从第 3 年开始, 人均 CO₂ 排放量开始出现反向反应, 并在第 4 年达到最低值为 -0.012 4 人均 CO₂ 排放量的反向反应持续到第 6 年几乎衰减为零, 表明人均 GDP 的增长对人均 CO₂ 排放量增长的影响具有收敛性。经计算, 人均 CO₂ 排放量在 5 年内的累积反应为 0.038。在 10 年内的累积反应为 0.035。因此, 人均 CO₂ 排放量对人均 GDP 的冲击反应过程表明两者之间短期上存在单方向的正向影响关系, 即收入的增长会引起 CO₂ 排放量的增加。

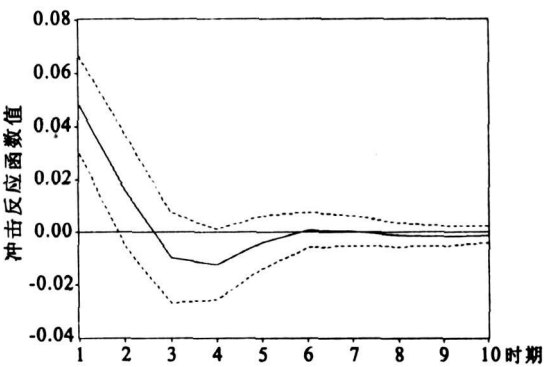


图 2 人均 CO₂ 排放量对人均 GDP 冲击的动态反应

Fig 2 Response of per capita CO₂ emission to per capita GDP

4 基本结论

环境污染与经济增长之间关联性的问题, 不仅是对经济可持续发展问题的深入分析, 而且是对环境与经济政策的重大思考。对于环境污染与经济增长之间关联性问题的经验研究, 应建立在更为严格、谨慎的经济学理论和经济计量检验之上。

为此, 本文首先从一个简单的环境 - 经济模型出发, 利用跨期消费选择问题的最优化求解和稳态分析, 阐明了环境污染与经济增长之间存在长期关系和短期关系; 其次, 在环境 - 经济模型基础之上, 我们引入了协整检验和 Granger影响关系检验的一般分析框架, 以此可以对环境污染与经济增长之间关联性的问题进行实证研究。这将为环境污染与经济增长之间长期和短期关系的经验研究提供理论依据和技术支持。

基于 EKC 假设, 分别运用 Engle-Granger协整检验和 Granger影响关系检验方法对中国 1960~ 2000 年人均 CO₂ 排放量与人均 GDP 之间的长期关系和短期关系进行了实证分析。研究结果表明人均 CO₂ 排放量与人均 GDP 之间存在长期协整关系, 表现为倒 U 型的环境库兹涅茨曲线, 而在短期上, 人均 GDP 单向 Granger影响人均 CO₂ 排放量, 并且为正相关关系, 反过来人均 CO₂ 排放量对人均 GDP 未发现明显的影响关系。

尽管本文利用更为可靠的经济计量方法对环境污染与经济增长之间的关联性问题的作出了一些解答, 但由于一些较为困难的问题存在, 如单位根和协整的小样本性质、均衡关系的有效估计以及前面提到的非平稳变量的非线性转换问题等, 所以这方面的研究将会继续深入。

参考文献

[1] Kuznets S. Economic growth and income inequality[J]. American Economic Review, 1955 (45): 1~ 28

[2] Grossmann G. M., Krueger A. B. Environmental impact of a North American Free Trade Agreement[Z]. NBER Working paper, 1991. NO. 3914

[3] Grossmann G. M., Krueger A. B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement[A]. Garber P. (Ed.) The Mexico-US Free Trade Agreement[M]. Cambridge: MIT

Press, 1993. 13~ 56

[4] Selten T. M., Song D. Environmental quality and development: Is there a Kuznets curve for air pollution? [J]. Journal of Environmental Economics and Environmental Management, 1994 (27): 147~ 162

[5] Holtz-Eakin D., Selten T. M. Smoking the fire? CO₂ emissions and economic growth[J]. Journal of Public Economics, 1995 (57): 85~ 101.

[6] Kaufmann R. K., Davidsdottir B., Gamhan S., Paul P. The determinants of atmospheric SO₂ concentrations: reconsidering the environmental Kuznets curve[J]. Ecological Economics, 1998 (25): 209~ 230.

[7] Perron R., Stern D. I. Evidence from panel unit root and cointegration tests that the environmental Kuznets curve does not exist[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2003, 47 (3): 325~ 347.

[8] Galeotti M., Manera M., Lanza A. On the robustness of the robustness of checks on the environmental Kuznets curve[Z]. Fondazione Eni Enrico Mattei Working Paper N. 22, 2006

[9] Müller-Fürstenberger G., Wagner M. Exploring the environmental Kuznets hypothesis: Theoretical and econometric problems[J]. Ecological Economics, doi: 10.1016/j.ecolecon.2006.08.005

[10] 彭水军, 包群. 中国经济增长与环境污染 - 基于时序数据的经验分析 (1985~ 2003) [J]. 当代财经, 2006, (7): 5~ 12

[11] 马树才, 李国柱. 中国经济增长与环境污染关系的 Kuznets 曲线[J]. 统计研究, 2006, (8): 37~ 40.

[12] Coondoo D. and Dinda S. Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis[J]. Ecological Economics, 2002, 40 (3): 351~ 367.

[13] Liang J., Mckittrick R. Income Growth and air quality in Toronto 1973-1997[M]. Mimeo University of Guelph Economics Department, 2002.

[14] 彭水军, 包群. 中国经济增长与环境污染 - 基于广义脉冲响应函数法的实证研究[J]. 中国工业经济, 2006, (5): 15~ 23.

[15] Engle R. F., Granger C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing[J]. Econometrica, 1987, (55): 251~ 276.

[16] Park J. Y., Phillips P. C. B. Asymptotics for nonlinear transformations of integrated time series[J]. Econometric Theory, 1999 (15): 269~ 298.

[17] Granger C. W. J., Hallman J. J. Nonlinear transformations of integrated time series[J]. Journal of Time Series Analysis, 1991 (12): 207~ 224.

Theoretical Analysis and Econometric Testing on Relationship of Environmental Pollution and Economic Growth

SONG Tao^{1,2}, ZHENG Ting-Guo³, TONG Lian-Jun^{1,2}

(1 *Northeast Institute of Geography and Agroecology, Chinese Academy of Sciences, Changchun, Jilin 130012*

2 *Graduate School of Chinese Academy of Sciences, Beijing, 100049* 3 *Quantitative*

Research Center of Economics, Jilin University, Changchun, Jilin 130012)

Abstract In this paper, we devote our attention to the relationship between environmental pollution and economic growth in theory and econometrics. To throw some light on them, we first build an infinite time horizon intertemporal consumption choice problem on a simple environment-economy model to deduce the long-run and short-run relationships between them. Next, the general analysis with the methods of cointegration test and granger causality test is used to test the long-run and short-run relationships in econometrics. Hence, these conclusions can provide some bases of theory and technology for empirical studies. Based on the EKC hypothesis, we use annual data ranged from 1960 to 2000 in China to investigate the long-run and short-run relationships between environmental pollution and economic growth. The results show that there is a long-run cointegrating relationship between per capita CO₂ emission and per capita GDP which appears an inverse U-shaped EKC relation. In short-run dynamics, per capita GDP unidirectionally Granger causes per capita CO₂ emission, but no evidence supporting the response of per capita GDP to per capita CO₂ emission.

Key words environmental pollution; economic growth; environmental Kuznets curve; cointegration test; granger causality test