

中国广义环境库兹涅茨曲线协整分析

杨洲木, 蔡京京, 曹蔚

南京信息工程大学, 江苏 南京

收稿日期: 2021年9月11日; 录用日期: 2021年9月26日; 发布日期: 2021年10月12日

摘要

根据1998~2013年中国31个省域人均GDP ($Y_{i,t}$)和SO₂ ($EP_{i,t}$)排放面板数据,对原始EKC回归方程进行改进,建立变指数 γ -EKC回归方程。基于协整分析理论对面板数据进行平稳性检验,Fisher-ADF和PP-Fisher检验结论表明 $Y_{i,t}$ 、 $Y_{i,t}^{\gamma}$ 和 $EP_{i,t}$ 水平序列非平稳,一阶差分序列平稳,即均为一阶单整序列I(1);分别拟合混合估计模型、个体固定效应模型和个体随机效应模型,当 $\gamma=3$ 时,个体固定效应模型残差平方和最小,残差序列非平稳,回归方程非协整。本文的研究结论揭示了现有研究中基于原始二次或三次EKC回归方程之所以非协整,并非因为回归方程本身,而在于污染和收入代理变量之间的“虚假回归”关系。

关键词

EKC, 变指数回归方程, 单位根检验, 个体固定效应模型, 协整检验

The Cointegration Analysis of the Generalized Environmental Kuznets Curve of China

Zhoumu Yang, Jingjing Cai, Wei Cao

School of Mathematics and Statistics, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing Jiangsu

Received: Sep. 11th, 2021; accepted: Sep. 26th, 2021; published: Oct. 12th, 2021

Abstract

Based on the panel data of per capita GDP ($Y_{i,t}$) and SO₂ ($EP_{i,t}$) emissions across 31 provinces of China during the year 1998 and 2013, this paper improves the conventional regression model of EKC and the variational exponential model is established. Testing the stationarity of panel data according to the theory of cointegration analysis, results of Fisher-ADF test and PP-Fisher test

show that the level sequences of $Y_{i,t}$, $Y'_{i,t}$ and $EP_{i,t}$ are non-stationary, and the first-order differences of them are stationary, which means they are integrated variables with the order of one (I (1)). Using pooled OLS, entity fixed-effect and entity random-effect techniques to fit the model respectively, we find that when $\gamma = 3$, the sum of squared residuals (SSR) of the entity fixed-effect model is the smallest, but the residual series are non-stationary, and the regression equation does not reflect a cointegrating relationship. Conclusion dressed from this study implies that the failure of cointegration of the conventional EKC regression in EKC literature is not because of the quadratic or cubic functional form itself, but because of the spurious relationship between the indicators of pollutants and income agent.

Keywords

EKC, Variational Exponential Regression Equation, Unit Root Test, Entity Fixed-Effect Model, Cointegration Test

Copyright © 2021 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

伴随着能源消耗、全球变暖,环境库茨涅茨曲线(EKC)理论愈发引人关注。EKC 理论认为当经济发展到达临界水平之后,环境恶化问题将会缓解。自 Grossman 和 Krueger [1]首次提出 EKC 实证研究思想以来,针对经济与环境关系的实证研究纷纷涌现。现有研究中许多学者采用大量不同的环境指标和经济指标研究环境退化与经济发展之间的关系,得出的结论也不尽相同。EKC 领域早期研究主要着眼于环境退化代理变量(各种污染物指标)选取,以及人口密度[2]、地理区域[3]、制度因素[4]等解释性变量的筛选。本世纪早期, EKC 研究重点转向于对原始 EKC 二次和三次回归方程合理性的质疑以及改进。Tenaw 和 Beyene [5]采用基于误差校正的面板自回归分布滞后模型研究了 1990 年到 2015 年间 20 个撒哈拉以南非洲国家在面向可持续性的 EKC 框架内的环境与发展关系,发现二者存在倒“U”型曲线关系。Galeotti 等[6]建立了多元非线性 Weibull 方程,应用广义矩估计方法进行参数估计后发现 OECD 国家的 EKC 拐点位于人均 GDP 16,587 美元处。

原始 EKC 回归方程也面临着计量经济学方面的问题,既然 EKC 描述的是经济发展进程中的长期现象,在做回归分析之前需要对选取的时间序列数据或面板数据进行平稳性检验,才能进一步判定各变量之间是否存在协整关系。自 Granger [7] [8]和 Weiss [9]提出协整检验思想并由 Engle 和 Granger [10]做出深入探讨以来,许多学者如 Stock [11]、Phillips [12] [13] [14]以及 Johansen [15] [16] [17]等均对参数和非参数协整检验做出了研究。Phillips [14] [18] [19]、Park [20] [21] [22]、Sims [23]以及 Johansen [24]等对回归分析协整检验更是作出了原创性的理论构建。Perman 和 Stern [25]选取 74 个国家 31 年间的人均 SO_2 排放量和 GDP 数据,应用面板数据单位根检验后发现样本序列非平稳, EKC 回归方程并非协整,即原始的 SO_2 -EKC 模型存在虚假回归问题。Esteve 和 Tamarit [26]应用非线性阈值协整检验方法研究了西班牙人均 CO_2 排放量和人均 GDP 之间的关系,指出西班牙 EKC 关系是协整的。Jiang [27]等人指出中国 CO_2 排放量与电力消费和生产等因素存在 EKC 型协整关系。Cheikh [28]等采用面板平滑过渡回归模型研究了 1980 年到 2015 年间 12 个中东和北非国家人均 CO_2 排放量、人均能源消耗和人均 GDP 之间的关系,结果表明:人均能源消耗对人均 CO_2 排放的影响呈现倒“U”型模式,只有在能源消耗增长较高的情况下,人均 GDP 增长才会对人均 CO_2 排放有显著影响。Tiwari [29]和 Kanjilal [30]均证明了印度的能源消耗、经

济增长、对外贸易与碳排放量之间存在长期协整关系。Shahbaz [31]等研究发现巴基斯坦的 CO_2 排放量、能源消耗与经济增长之间存在协整关系，并且指出经济增长与 CO_2 排放之间存在单向因果关系。Wang [32]选取 OECD 国家 1870~2001 年间的的面板数据，研究认为原始的 EKC 二次回归方程非协整，原因并非在于模型本身，而是因为污染和收入水平之间存在伪回归关系。

本文对 EKC 研究领域的主要贡献如下：首先，基于 Perman 和 Stern [25]以及 Wang [32]的研究基础，拓展并建立了广义变指数 EKC 回归方程，即 γ -EKC 模型。其次，基于协整分析理论，在各变量序列均为同阶单整的前提下，分别拟合混合估计模型、个体固定效应模型以及个体随机效应模型，F 检验和 Hausman 检验表明当 $\gamma \in (2, 3]$ 时个体效应模型拟合效果最优；当 $\gamma = 3$ 时，残差平方和最小，残差序列非平稳，回归方程非协整。本文的研究结论初步表明，中国 EKC 现有研究中基于原始二次或三次 EKC 回归方程之所以非协整，并非因为回归方程本身，而在于污染和收入水平之间的“虚假回归”关系。

2. 数据来源

文中数据来源于《中国统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》以及《中国能源统计年鉴》(注：1998 到 2003 年 SO_2 排放量统计数据缺失，由笔者依据中国统计年鉴中工业排放和生活排放汇总得到)。文中所用分地区人均国内生产总值以 1998 年作为基期按 GDP 平减指数平减。根据《中国统计年鉴》的划分，文中待分析的区域包括东部地带、中部地带、西部地带，涵盖 31 个省域，限于篇幅，数据可联系作者索取。数据散点图如图 1~3 所示。

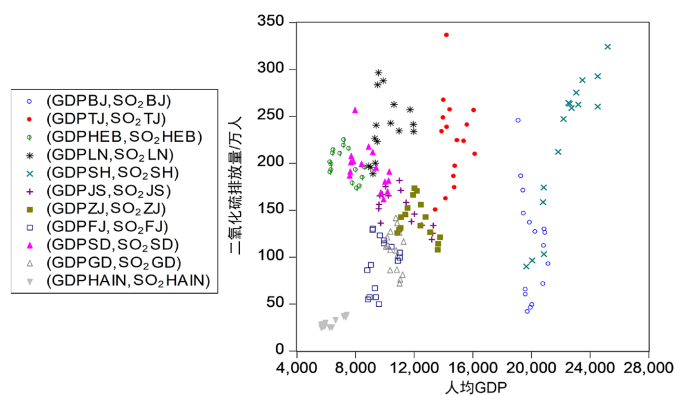


Figure 1. Per capita GDP in the eastern region (yuan/person)- SO_2 (ton/10,000 people)

图 1. 东部地带人均 GDP (元/人)- SO_2 (吨/万人)散点图

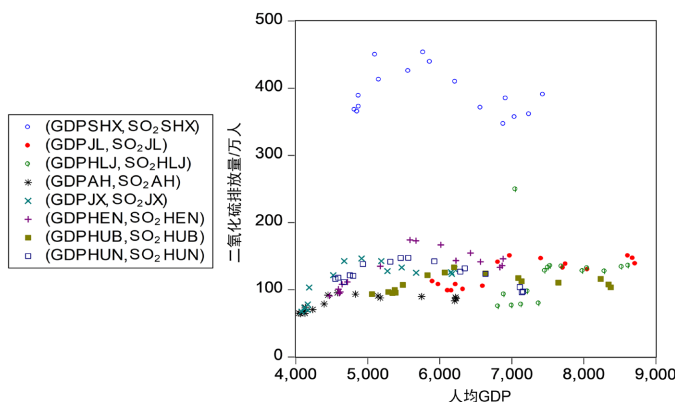


Figure 2. Per capita GDP in the central region (yuan/person)- SO_2 (ton/10,000 people)

图 2. 中部地带人均 GDP (元/人)- SO_2 (吨/万人)散点图

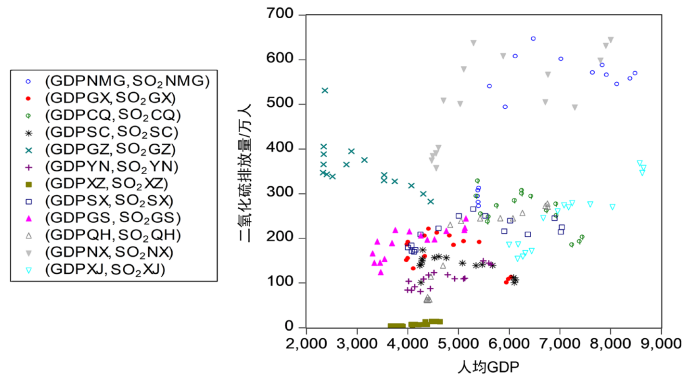


Figure 3. Per capita GDP in the western region (yuan/person)-SO₂ (ton/10,000 people)
图 3. 西部地带人均 GDP (元/人)-SO₂ (吨/万人)散点图

3. γ -EKC 模型及相关检验

3.1. γ -EKC 模型

基于 Perman 和 Stern [25]以及 Yi-Chia Wang [32]的研究基础, 本文拓展建立了广义变指数 EKC 回归方程, 即 γ -EKC 模型。

模型 I:

$$EP_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t}^2 + \beta_3 Y_{i,t}^\gamma + \beta_4 Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中, α_i 、 β_j ($j=1,2,3,4$) 为回归系数, $EP_{i,t}$ 和 $Y_{i,t}$ 分别表示第 i 个地区在 t 时期的环境指标(每万人 SO₂ 排放量)和经济指标(人均 GDP), $Z_{i,t}$ 表示其他解释变量, 参数 $\gamma \in (2,3]$, $\varepsilon_{i,t}$ 表示误差项。

3.2. 面板单位根检验

按照协整理论, 为规避虚假回归, 在对回归方程进行参数估计和显著性检验之前需对各变量序列进行平稳性检验, 当解释变量序列与被解释变量序列单整阶数相同时才能进一步做协整检验[33] [34]。表 1 和表 2 分别给出了 $Y_{i,t}$ 、 $Y_{i,t}^2$ 以及 $EP_{i,t}$ 水平序列和一阶差分序列的 ADF-Fisher 和 PP-Fisher 面板单位根检验结果。可见, $Y_{i,t}$ 、 $Y_{i,t}^2$ 以及 $EP_{i,t}$ 序列需要经过一阶差分后才会变为平稳序列, 即均为一阶单整序列(记为 I(1))。

Table 1. EKC variable panel ADF-Fisher unit root test

表 1. EKC 变量面板 ADF-Fisher 单位根检验

	原始变量		
	$Y_{i,t}$	$Y_{i,t}^2$	$EP_{i,t}$
ADF-Fisher 检验统计量	6.42220	6.25757	58.8852
P 值	1.0000	1.0000	0.5926
结论	非平稳	非平稳	非平稳
一阶差分			
	$\Delta Y_{i,t}$	$\Delta Y_{i,t}^2$	$\Delta EP_{i,t}$
ADF-Fisher 检验统计量	193.174	163.680	286.053
P 值	0.0000	0.0000	0.0000
结论	平稳	平稳	平稳

Table 2. EKC variable panel PP-Fisher unit root test
表 2. EKC 变量面板 PP-Fisher 单位根检验

	原始变量		
	$Y_{i,t}$	$Y_{i,t}^2$	$EP_{i,t}$
PP-Fisher 检验统计量	6.01335	6.13573	62.9156
P 值	1.0000	1.0000	0.4439
结论	非平稳	非平稳	非平稳
	一阶差分		
	$\Delta Y_{i,t}$	$\Delta Y_{i,t}^2$	$\Delta EP_{i,t}$
PP-Fisher 检验统计量	294.780	278.554	288.004
P 值	0.0000	0.0000	0.0000
结论	平稳	平稳	平稳

接下来, 本文对 $Y_{i,t}^\gamma$ ($\gamma \in (2,3]$, γ 以 0.1 为步长) 进行单位根检验。表 3 给出了不同 γ 下的 $Y_{i,t}^\gamma$ 及其一阶差分后的单位根检验结果, 可以看出, 当 $\gamma \in (2,3]$ 时, 一阶差分后的 $Y_{i,t}^\gamma$ 是平稳的, 即 $Y_{i,t}^\gamma$ 均为 $I(1)$ 。综上所述, 当 $\gamma \in (2,3]$ 时, $Y_{i,t}$ 、 $Y_{i,t}^2$ 、 $Y_{i,t}^\gamma$ 和 $EP_{i,t}$ 均是 $I(1)$, 即为一阶单整序列。因此, 文中建立的广义变指数 EKC 回归方程可能是协整方程。

Table 3. Unit root test of $Y_{i,t}^\gamma$ and $\Delta Y_{i,t}^\gamma$

表 3. $Y_{i,t}^\gamma$ 和 $\Delta Y_{i,t}^\gamma$ 的单位根检验

	$Y_{i,t}^\gamma$					
	$\gamma = 2.1$	$\gamma = 2.2$	$\gamma = 2.3$	$\gamma = 2.4$	$\gamma = 2.5$	$\gamma = 2.6$
ADF-Fisher 统计量	6.22879	6.25506	7.06539	7.10076	7.13184	6.97563
PP-Fisher 统计量	6.17229	6.19846	6.23577	6.29211	6.34686	6.41731
P 值	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	$\gamma = 2.7$	$\gamma = 2.8$	$\gamma = 2.8$	$\gamma = 3$		
	ADF-Fisher 统计量	7.01520	7.05716	7.10166	7.14858	
PP-Fisher 统计量	6.47671	6.53948	6.59247	6.66576		
P 值	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000		
	$\Delta Y_{i,t}^\gamma$					
	$\gamma = 2.1$	$\gamma = 2.2$	$\gamma = 2.3$	$\gamma = 2.4$	$\gamma = 2.5$	$\gamma = 2.6$
ADF-Fisher 统计量	169.175	168.565	167.942	161.459	160.646	154.537
PP-Fisher 统计量	276.703	274.604	272.580	271.134	269.320	268.231
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	$\gamma = 2.7$	$\gamma = 2.8$	$\gamma = 2.8$	$\gamma = 3$		
	ADF-Fisher 统计量	153.623	152.707	151.792	146.476	
PP-Fisher 统计量	266.454	265.434	263.507	261.794		
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		

4. 模型估计与检验

4.1. 模型估计

4.1.1. 混合估计模型

基于 γ -EKC 模型, 本文建立混合估计模型, 即模型 II。

模型 II:

$$\begin{cases} EP_{i,t} = \alpha + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t}^2 + \beta_3 Y_{i,t}^\gamma + \varepsilon_{i,t} \\ Cov(Y_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中 $i=1,2,\dots,31$ 分别表示我国 31 个省域, $t=1998,1999,\dots,2013$ 表示年份(下文同), 模型估计结果如表 4 所示。

Table 4. Estimation results of mixed estimation model under different γ

表 4. 不同 γ 下混合估计模型估计结果

γ	β_1	β_2	β_3	α	残差平方和 SSR	拟合优度 R^2
2.1	0.082181	-4.32E-05	1.47E-05	0	7,612,920	0.005962
2.2	0.078792	-2.26E-05	2.63E-06	0	7,612,531	0.006012
2.3	0.07592	-1.57E-05	6.31E-07	0	7,612,426	0.006026
2.4	0.073454	-1.23E-05	1.71E-07	0	7,612,613	0.006002
2.5	0.071312	-1.02E-05	4.97E-08	0	7,613,101	0.005938
2.6	0.069434	-8.85E-06	1.51E-08	0	7,613,893	0.005835
2.7	0.067771	-7.86E-06	4.72E-09	0	7,614,993	0.005691
2.8	0.066289	-7.13E-06	1.51E-09	0	7,616,402	0.005507
2.9	0.064958	-6.55E-06	4.93E-10	0	7,618,118	0.005283
3	0.063755	-6.09E-06	1.63E-10	0	7,620,140	0.005019

4.1.2. 个体固定效应模型

基于 γ -EKC 模型, 本文建立个体固定效应模型, 即模型 III。

模型 III:

$$\begin{cases} EP_{i,t} = C + \sum_{i=1}^{31} \alpha_i e_i + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t}^2 + \beta_3 Y_{i,t}^\gamma + \varepsilon_{i,t} \\ E(\varepsilon_{it} | \alpha_i, Y_{it}) = 0 \end{cases} \quad (3)$$

其中 e_i 服从(0-1)分布。模型估计结果如表 5 所示。

4.1.3. 个体随机效应模型

基于 γ -EKC 模型, 本文建立个体随机效应模型, 即模型 IV。

模型 IV:

$$\begin{cases} EP_{i,t} = C + \sum_{i=1}^{31} \alpha_i e_i + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t}^2 + \beta_3 Y_{i,t}^\gamma + \varepsilon_{i,t} \\ E(\alpha_i | Y_{it}) = \alpha \end{cases} \quad (4)$$

其中 e_i 服从(0-1)分布。模型估计结果如表 6 所示。

Table 5. Individual fixed-effect model estimation results under different γ

表 5. 不同 γ 下个体固定效应模型估计结果

γ	β_1	β_2	β_3	α	残差平方和 SSR	拟合优度 R^2
2.1	0.079842	-3.40E-05	1.15E-05	-71.57413	950,990.8	0.875827
2.2	0.076025	-1.75E-05	2.02E-06	-67.94703	949,984.1	0.875958
2.3	0.072767	-1.20E-05	4.78E-07	-64.52159	949,012	0.876085
2.4	0.06995	-9.28E-06	1.28E-07	-61.2791	948,076	0.876207
2.5	0.067485	-7.63E-06	3.65E-08	-58.20381	947,177.3	0.876325
2.6	0.06531	-6.53E-06	1.09E-08	-55.28231	946,316.6	0.876437
2.7	0.063373	-5.75E-06	3.36E-09	-52.50299	945,494.5	0.876544
2.8	0.061637	-5.16E-06	1.06E-09	-49.85575	944,711.4	0.876647
2.9	0.06007	-4.70E-06	3.41E-10	-47.33164	943,967.3	0.876744
3	0.058648	-4.33E-06	1.11E-10	-44.92268	943,262.2	0.876836

Table 6. Individual random effects model estimation results under different γ

表 6. 不同 γ 下个体随机效应模型估计结果

γ	β_1	β_2	β_3	α	残差平方和 SSR	拟合优度 R^2
2.1	0.08919	-3.93E-05	1.33E-05	-80.60901	1,018,781	0.11465
2.2	0.084572	-2.02E-05	2.33E-06	-76.0987	1,017,387	0.115823
2.3	0.08063	-1.39E-05	5.47E-07	-71.8626	1,016,043	0.116952
2.4	0.07722	-1.07E-05	1.46E-07	-67.87362	1,014,752	0.118039
2.5	0.074238	-8.79E-06	4.16E-08	-64.10889	1,013,514	0.119081
2.6	0.071605	-7.51E-06	1.24E-08	-60.54892	1,012,330	0.120077
2.7	0.069262	-6.60E-06	3.81E-09	-57.17694	1,011,201	0.121028
2.8	0.067162	-5.92E-06	1.20E-09	-53.97831	1,010,126	0.121934
2.9	0.065266	-5.38E-06	3.85E-10	-50.94018	1,009,105	0.122794
3	0.063547	-4.95E-06	1.25E-10	-48.05113	1,008,138	0.12361

由模型估计结果表 4~6 可以看出, $\gamma \in (2, 3]$ 时, 混合估计模型和个体随机效应模型拟合优度均较差, 个体固定效应模型拟合优度较好。

4.2. 模型检验

4.2.1. 回归残差平方和

由于残差平方和反映了被解释变量观测值与估计值之间的总变差, 因此残差平方和的最小值可以作为如何选择模型中的 γ 、进而来估计非线性 GDP-SO₂ 关系的准则。由图 4 可以看出, 相比于其他两种模型, 当 $\gamma \in (2, 3]$ (步长为 0.1) 时, 个体固定效应模型相应的残差平方和均为最小; 针对个体固定效应模型而言, 当 $\gamma = 3$ 时, 回归残差平方和最小, 拟合优度最高。

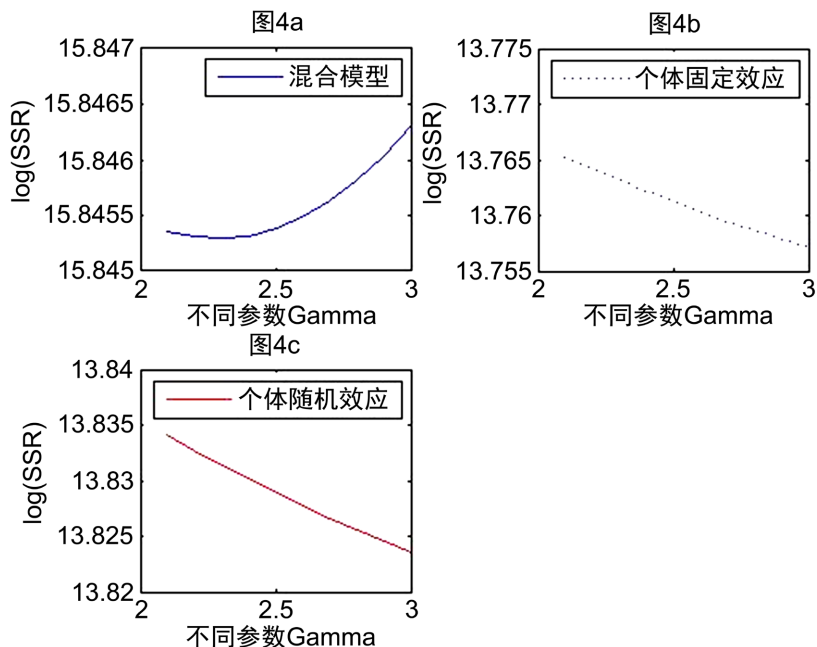


Figure 4. The sum of squares of the log residuals corresponding to the least square estimation under different γ
图 4. 不同参数 γ 下最小二乘估计相应的对数残差平方和

4.2.2. LR、F 及 Hausman 检验

LR 检验可用于判别面板数据模型中参数约束是否成立, F 检验可用于判别真实模型为混合模型还是个体固定效应模型, 而 Hausman 检验可用于判别真实模型为个体随机效应模型还是个体固定效应模型 [35]。当参数 $\gamma = 3$ 时, 相关检验结果如表 7 所示:

Table 7. LR and F test results
表 7. LR 及 F 检验结果

检验类型	检验统计量观测值	自由度	P 值
面板 F 检验	108.058288	-30,462	0
面板 LR 检验	1032.441776	30	0
Hausman 检验	47.7546	3	0.0189

结论是参数约束成立, 应该建立个体固定效应模型。

4.3. 个体固定效应模型协整检验

传统的对于时间序列协整的定义是指若两个或多个非平稳的变量序列, 其某个线性组合序列呈平稳性, 协整的要求或前提是同阶单整。Pedroni [33]将协整检验延伸至环境面板数据中, 通过对回归方程的残差序列的单位根检验, 检验残差序列的平稳性, 进而可以判断所建立的回归方程是否为协整方程。由上文分析, 当 $\gamma \in (2, 3]$ 时, $Y_{i,t}$ 、 $Y_{i,t}^2$ 、 $Y_{i,t}'$ 和 $EP_{i,t}$ 均为一阶单整序列, 因此本文建立的 γ -EKC 模型中的解释变量与被解释变量之间可能存在长期协整关系。结合 4.2 模型检验结果, 下文对 $\gamma = 3$ 时个体固定效应模型进行协整检验, 表 8 为回归残差单位根检验结果。由表 8 可见, 残差序列非平稳, 所建立的个体固定效应模型非协整。

Table 8. Unit root test of residual series**表 8.** 残差序列单位根检验

检验类型	检验统计量观测值	P 值	结论
ADF-Fisher 检验	58.5794	0.5998	非平稳
PP-Fisher 检验	72.7211	0.1657	非平稳

5. 主要贡献及展望

本文对 EKC 领域研究的主要贡献如下:

1) 首先基于 Perman 和 Stern [25]以及 Yi-Chia Wang [32]的研究基础, 拓展并建立了广义变指数 γ -EKC 模型。对 1998~2013 年间中国 31 个省域人均 GDP 与 SO₂ 排放量数据进行面板单位根检验, 结果显示人均 GDP ($Y_{i,t}$)、 $Y_{i,t}^2$ 、 $Y_{i,t}^{\gamma}$ 以及每万人 SO₂ 排放量($EP_{i,t}$)均为一阶单整序列($I(1)$)。

2) 基于 γ -EKC 模型, 分别拟合了混合估计模型、个体固定效应模型及个体随机效应模型, 发现 $\gamma = 3$ 时, 个体固定效应模型回归残差平方和最小, 拟合优度最高。

3) $\gamma = 3$ 时, 个体固定效应模型相应的残差序列非平稳, 回归方程非协整。本文的研究结论表明, 现有研究中基于原始二次或三次 EKC 回归方程之所以非协整, 并非因为回归方程本身, 而在于污染和收入水平之间的“虚假回归”关系。

本文的研究不足可能有如下两方面:

1) 局限于统计数据的可靠性以及数据缺失等原因, 本文选择 SO₂ 排放量作为环境退化代理变量。若采用其他空气质量指标(SO₂、SPM、NO₂、Lead、CO、VOC 和 CO₂)数据、水质指标(病原体、重金属、水质机制)数据或各种环境指标如安全饮用水数据、市政固体废弃物排放数据、森林砍伐率数据等[36], 能否得到相同结论还有待进一步研究。选用不同的环境退化代理变量甚至会导致研究结论大相径庭[36], 为规避不同环境退化代理变量不可公度化问题, 未来的研究可考虑通过建立环境退化损失函数, 进而货币化衡量环境污染损失。

2) 本文没有考虑其他解释变量 $Z_{i,t}$ 对 $EP_{i,t}$ 的影响, 下一步的研究可借助于 VAR 模型、SVAR 模型以及 VECM 模型加以拓展。

基金项目

本文的研究得到了“2020 江苏高校‘大学素质教育与数字化课程建设’专项课题”(项目编号: 2020JKDT032)以及“2021 江苏省大学生创新创业训练计划省级一般项目‘基于 I-O 和多目标规划模型的江苏省碳达峰路径模拟’”(项目编号: 202110300099Y)的资助, 特此致谢!。

参考文献

- [1] Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1991) Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. Working Paper No. 3914, National Bureau of Economic Research, Cambridge. <https://doi.org/10.3386/w3914>
- [2] Panayotou, T. (1997) Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool. *Environment and Development Economics*, **2**, 465-484. <https://doi.org/10.1017/S1355770X97000259>
- [3] Torras, M. and Boyce, J.K. (1998) Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics*, **25**, 147-160. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00177-8](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00177-8)
- [4] Shafik, N. and Bandyopadhyay, S. (1998) Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence. Background Papers No. 904, World Bank, Washington DC.
- [5] Tenaw, D. and Beyene, A.D. (2021) Environmental Sustainability and Economic Development in Sub-Saharan Africa: A Modified EKC Hypothesis. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, **143**, Article ID: 110897. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2021.110897>

- [6] Galeotti, M., Lanza, A. and Pauli, F. (2006) Reassessing the Environmental Kuznets Curve for CO₂ Emissions: A Robustness Exercise. *Ecological Economics*, **57**, 152-163. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2005.03.031>
- [7] Granger, C.W.J. (1981) Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, **16**, 121-130. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(81\)90079-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(81)90079-8)
- [8] Granger, C.W.J. (1983) Cointegrated Variable and Error Correction Models. Discussion Paper No. 83-13a, University of California, San Diego.
- [9] Granger, C.W.J. and Weiss, A.A. (1983) Time Series Analysis of Error-Correcting Models. In: Karlin, S., Amemiya, T. and Goodman, L.A., Eds., *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics*, Academic Press, New York, 255-278. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-398750-1.50018-8>
- [10] Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, **55**, 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- [11] Stock, J.H. (1987) Asymptotic Properties of Least Squares Estimates of Cointegration Vectors. *Journal of the American Statistical Association*, **83**, 1097-1107. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478707>
- [12] Phillips, P.C.B. and Quliaris, S. (1988) Testing for Cointegration Using Principal Components Methods. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 205-230. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90040-1](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90040-1)
- [13] Phillips, P.C.B. (1988) Spectral Regression for Cointegrated Time Series. No.872, Cowls Foundation, New Haven.
- [14] Phillips, P.C.B. (1991) Optimal Inference in Cointegrated Systems. *Econometrica*, **59**, 283-306. <https://doi.org/10.2307/2938258>
- [15] Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- [16] Johansen, S. and Juselius, K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169-210. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- [17] Johansen, S. and Juselius, K. (1990) Some Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the Purchasing Power Parity and the Uncovered Interest Parity for UK. University of Copenhagen, Copenhagen, No. 90-05.
- [18] Phillips, P.C.B. and Park, Y.J. (1988) Asymptotic Equivalence of OLS and GLS in Regression with Integrated Regressors. *Journal of the American Statistical Association*, **83**, 111-115. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478573>
- [19] Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E. (1990) Statistical Inference with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, **57**, 99-125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- [20] Park, Y.J. and Phillips, P.C.B. (1988) Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 1. *Econometric Theory*, **4**, 468-497. <https://doi.org/10.1017/S0266466600013402>
- [21] Park, Y.J. and Phillips, P.C.B. (1989) Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 2. *Econometric Theory*, **5**, 95-131. <https://doi.org/10.1017/S0266466600012287>
- [22] Park, Y.J. (1988) Canonical Cointegrating Regressions. CAE Working Paper No. 88-29, Cornell University, Ithaca.
- [23] Sims, C.A., Stock, J.H. and Watson, M.W. (1990) Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, **58**, 113-144. <https://doi.org/10.2307/2938337>
- [24] Johansen, S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, **59**, 1551-1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- [25] Perman, R. and Stern, D.I. (2003) Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests that the Environmental Kuznets Curve Does Not Exist. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, **47**, 325-347. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.00216>
- [26] Esteve, V. and Tamarit, C. (2012) Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment between CO₂ and Income: The Environmental Kuznets Curve in Spain, 1857-2007. *Energy Economics*, **34**, 2148-2156. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.03.001>
- [27] Jiang, Q., Khattak, S.I. and Rahman, Z.U. (2021) Measuring the Simultaneous Effects of Electricity Consumption and Production on Carbon Dioxide Emissions (CO₂e) in China: New Evidence from an EKC-Based Assessment. *Energy*, **229**, Article ID: 120616. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.120616>
- [28] Ben Cheikh, N., Ben Zaied, Y. and Chevallier, J. (2021) On the Nonlinear Relationship between Energy Use and CO₂ Emissions within an EKC Framework: Evidence from Panel Smooth Transition Regression in the MENA Region. *Research in International Business and Finance*, **55**, Article ID: 101331. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101331>
- [29] Tiwari, A.K., Shahbaz, M. and Hye, O.M.A. (2013) The Environmental Kuznets Curve and the Role of Coal Consumption in India: Cointegration and Causality Analysis in an Open Economy. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, **18**, 519-527. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2012.10.031>

-
- [30] Kanjilal, K. and Ghosh, S. (2013) Environmental Kuznet's Curve for India: Evidence from Tests for Cointegration with Unknown Structural Breaks. *Energy Policy*, **56**, 509-515. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.01.015>
- [31] Shahbaz, M., Lean, H.H. and Shabbir, M.S. (2012) Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger Causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, **16**, 2947-2953. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2012.02.015>
- [32] Wang, Y.-C. (2013) Functional Sensitivity of Testing the Environmental Kuznets Curve Hypothesis. *Resource and Energy Economics*, **35**, 451-466. <https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2013.01.003>
- [33] Pedroni, P. (1999) Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **61**, 653-670.
- [34] 威廉·H·格林. 计量经济分析[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2011.
- [35] 张晓峒. EViews 使用指南与案例[M]. 北京: 机械工业出版社, 2007.
- [36] Dinda, S. (2004) Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics*, **49**, 431-455. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>