

# 深圳市土地利用碳排放环境库兹涅茨曲线协整分析

刘伟玲<sup>1,2</sup>, 张林波<sup>1,2</sup>, 龚斌<sup>1,2</sup>, 王丽霞<sup>1,2</sup>, 张继平<sup>1,2</sup>, 张丽丽<sup>1,2,3</sup>

(1. 中国环境科学研究院 国家环境保护区域生态过程与功能评估重点实验室, 北京 100012;

2. 中国环境科学研究院 环境基准与风险评估国家重点实验室, 北京 100012; 3. 西南林业大学, 昆明 650224)

**摘要:** 中国城市化和工业化进程极为剧烈, 由此带来的土地利用变化与能源消费碳排放效应将是影响我国实现碳减排目标的关键因素, 研究土地利用和能源消费碳排放环境库兹涅茨曲线, 能预判碳排放拐点出现的时间, 揭示经济发展与碳排放之间的动态关系。以深圳市为典型案例, 利用 1979—2010 年的土地利用变化和能源消费碳排放数据, 借助 CKC 简化模型分别构建了深圳市土地利用和能源消费碳排放总量、人均碳排放量的 CKC 模型, 基于单位根和协整 Engle-Granger 检验对深圳市土地利用和能源消费碳排放 CKC 曲线进行了探析。结果表明: 深圳市经济增长分别与土地利用碳排放和能源消费碳排放量成正相关, 并存在长期稳定的均衡关系。GDP 分别和土地利用碳排放、能源消费碳排放存在单向因果关系, 深圳市存在人均土地利用和人均能源消费 CKC, 到达拐点的人均 GDP 分别为 28 708.60 元和 59 604.89 元。研究结果有利于了解未来碳排放态势, 从而为相应的减排政策的制定提供依据。

**关键词:** 土地利用变化; 碳排放; 碳排放的环境库兹涅茨曲线; 协整分析; 深圳市

中图分类号: F062.2

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2013)04-0172-07

## Co-integration Analysis-Based Environmental Kuznets Curve of Carbon Emission from Land Use in Shenzhen City

LIU Wei-ling<sup>1,2</sup>, ZHANG Lin-bo<sup>1,2</sup>, GONG Bin<sup>1,2</sup>,

Wang Li-xia<sup>1,2</sup>, ZHANG Ji-ping<sup>1,2</sup>, ZHANG Li-li<sup>1,2,3</sup>

(1. State Environmental Protection Key Laboratory of Regional Ecological Processes and

Functions Assessment, Chinese Research Academy of Environmental Sciences, Beijing 100012, China;

2. State Environment Protection Key Laboratory of Regional Eco-process and Function Assessment, Chinese Research Academy of Environmental Sciences, Beijing 100012, China; 3. Southwest Forestry University, Kunming 650224, China)

**Abstract:** With extremely intensifying urbanization and industrialization in China, the carbon emission effect caused by land use changes and energy consumption becomes an essential factor influencing China's target of carbon emission reduction. The study of Carbon Emissions Environmental Kuznets Curve (CKC) can not only predict the occurrence of inflection-point for carbon emission, but also reveal the dynamic relationship between economic development and carbon emission. Taking Shenzhen city as a typical case, the land-use and energy consumption carbon emission data of 1979—2010 years was utilized and the simplified CKC model was taken advantage of to establish the CKC models of the total and per capita carbon emission of land use change and energy consumption in Shenzhen city; and then, based on the unit root and Co-integration Engle-Granger Test methods, (1. the CKC of the total carbon emission in Shenzhen is analyzed. It is shown from above results that there are positive relationships in Shenzhen city between economic growth and land use carbon emissions, and energy consumption carbon emissions, which are presented as long-term stable equilibrium relationships. GDP has one-way causal relationship respectively with carbon emissions from land use and energy consumption. There are the per capita land use CKC and the per capita energy consumption CKC existing in Shenzhen City with inflection points of the per capita GDP of RMB 28 708.60 and RMB 59 604.89, respectively. The above results shall be conducive to understanding the future trend of carbon emission, which can

收稿日期: 2013-01-04

修回日期: 2013-02-24

资助项目: 环保公益性行业科研专项项目(201109030, 2009467020)

作者简介: 刘伟玲(1973—), 女, 河南汝州人, 博士, 副研究员, 主要研究方向为城市及区域生态学。E-mail: csy656@163.com

通信作者: 张林波(1969—), 男, 山东日照人, 博士, 研究员, 主要研究方向为城市及区域生态学。E-mail: zhanglb@cras.org.cn

provide a basis for making appropriate emission reduction policies.

**Key words:** land use change; carbon emission; CKC(Carbon emissions Environmental Kuznets Curve); co-integration analysis; Shenzhen city

土地利用变化是仅次于化石燃料燃烧的人类碳源。过去 150 a,土地利用变化引起的碳排放占人类活动影响总排放量的 1/3 以上,数量达到同期工业碳排放量的一半<sup>[1-2]</sup>。全国土地利用变更调查统计,1998—2007 年底,全国累计新增建设用地 502.41 hm<sup>2</sup>,建设用地扩张一定程度上助推了工业和城市规模的不断扩大,进而与 CO<sub>2</sub> 的排放相关联<sup>[3]</sup>。另外,据估算,20 世纪 70 年代末以来的经济发展累计贡献了约 86% 的 CO<sub>2</sub> 排放增量<sup>[4]</sup>,因此,研究碳排放及其与驱动因素的关系,越来越成为一个重要的课题<sup>[5-6]</sup>。目前国内外学者用 Grossman 和 Krueger<sup>[7]</sup> 提出的开创性环境库兹涅茨曲线理论对碳排放与社会经济发展的关系进行了一些研究<sup>[8-10]</sup>,但鲜有学者在城市尺度上针对城市扩张带来的非工业化碳排放(土地利用变化碳排放)、能源消费碳排放与社会经济发展的关系进行综合研究。

鉴于此,本文以中国城市化快速发展的典型城市——深圳市为例,基于 30 a 来城市建设用地扩展的土地利用变化与能源消费碳排放量和社会经济发展历史数据,利用计量经济学模型,借助协整理论,尝试检验城市土地利用变化与能源消费碳排放环境库兹涅茨曲线的存在性,分别确定深圳市土地利用与能源消费碳排放达到拐点的时间,以期为我国城市碳排放提供新的研究思路和科学依据。

## 1 研究区概况与研究方法

### 1.1 研究区概况

深圳市地处中国广东省南部沿海,陆域范围东经 113°45′44″—114°37′21″,北纬 22°26′59″—22°51′49″,全市陆地面积约 2 000 km<sup>2</sup>,地势东南高、西北低,地貌以低山丘陵为主。属南亚热带海洋性季风气候,雨热同期。全年平均气温为 22.8℃,平均日照数为 2 060 h,太阳年辐射量 5 225 MJ/km<sup>2</sup>。多年平均降雨量 1 948 mm,年均降水总量 34.22 亿 m<sup>3</sup>。土壤类型分为山地黄壤、山地红壤、赤红壤、滨海砂土、南亚热带水稻土、滨海盐渍沼泽土 6 类,其中以赤红壤分布最为广泛。地带性植被类型为热带雨林型的常绿季雨林,现存常绿阔叶林、针阔混交林、常绿针叶林及稀树灌丛 4 种类型。2010 年末,深圳市常住人口达 1 035.79 万人,人均 GDP 达 91 876 元,居全国大中城市之首,三次产业比重为 0.1 : 47.5 : 52.4。

### 1.2 数据来源与处理

(1) 人口数量。总人口是指深圳市当年年末的常住人口数量,历年人口数据来自 1979—2009 年<sup>[11]</sup>。

(2) 真实 GDP。用不变价格计算的 GDP 称为真实 GDP,是剔除了物价变动后的 GDP。真实 GDP 计算方式如下:

$$\text{真实 GDP} = \text{名义 GDP} / \text{GDP 平减指数} \quad (1)$$

其中名义 GDP 是没有剔除物价变动前的 GDP,来自历年《深圳统计年鉴》中各年的 GDP(单位:万元人民币)。GDP 平减指数(GDP Deflator),又称 GDP 缩减指数,反映一般物价水平走向,是对价格水平最宏观的测量。

为了准确地反映 GDP 的增长情况,本文中采用真实 GDP 作为测试验证依据。

(3) 土地利用碳排放量(LC)。土地利用碳排放包括直接碳排放和间接碳排放<sup>[12]</sup>,土地利用直接碳排放主要包括:土地利用类型转变的碳排放和土地利用类型保持的碳排放,如采伐森林、建设用地扩张等土地利用/覆被类型转变,农田耕作、种植制度改变等土地经营管理方式转变的碳排放;不包括取暖、交通用地的尾气、工矿用地的工艺排放等间接碳排放。深圳市土地利用直接碳排放主要从植被和土壤两方面来估算,其中植被碳储量数据基于深圳市森林资源二类调查数据,采用材积源—生物量法进行估算<sup>[13-14]</sup>,土壤碳储量采用 0—30 cm 土壤有机碳密度实测数据<sup>[15]</sup>,结合 1979 年的 MSS 影像、1989、1995、2000 年的 TM 影像、2003 年的 SPOT 影像、2010 年 HJ-1 影像解译结果(附图 2),对 1979 年、1989 年、1995 年、2003 年、2010 年的深圳城市建设用地碳排放量进行估算<sup>[16]</sup>,其余年份碳排放数据,通过分段线性内插法插值得到。

(4) 能源消费碳排放量(EC)。能源消费碳排放量采用以下公式进行估算:

$$EC = \sum m_i \times \gamma_i \times \delta_i \quad (2)$$

式中:EC——能源消费碳排放量; $m_i$ —— $i$ 类能源的消费量,即历年《深圳统计年鉴》、《深圳年鉴》、《深圳市国民经济和社会发展统计公报》<sup>[17-18]</sup>中各年的能源消费实际量; $\gamma_i$ —— $i$ 类能源的折算标煤参考系数; $\delta_i$ —— $i$ 类能源的碳排放系数。各种能源的碳排放系数见表 1。

表 1 各种能源的碳排放系数

能源种类	碳排放系数 (t 碳/t 标准煤)	折算标煤参考系数 (t 标煤/t)	能源种类	碳排放系数 (t 碳/t 标准煤)	折算标煤参考系数 (t 标煤/t)
原煤	0.7476	0.7143	汽油	0.5532	1.4714
焦炭	0.1128	0.9714	煤油	0.3416	1.4714
燃料油	0.6176	1.4286	柴油	0.5913	1.4571
电力	2.2132	3.27(t/万 kWh)	原油	0.5854	1.4286
天然气	0.4479	12.722(t/万 m <sup>3</sup> )			

注:资料来源于国家标准(GB2589-81)。

(5) 数据计算结果。图 1 表明,深圳市 1979—2009 年的 GDP、土地利用和能源消费碳排放量都呈增长趋势。1979 年的 GDP 为 19 638 元,至 2009 年达到了 82 012 300 元,年均增长 32.04% 左右;而土地利用碳排放量,1979 年为 27 729.8 t,2010 年为 4 099 930 t,年均增长 17.49%;能源消费碳排放量,1979 年为 68 401.36 t,2009 年为 50 115 235.2 t,年均增长 24.59%;为了消除原始数据可能存在的异方差,对土地利用碳排放和能源碳排放数据均进行取对数处理,分别记为  $\ln G$ 、 $\ln LC$  和  $\ln EC$ 。通过相关检验,发现 GDP 和土地利用碳排放两者相关系数为 0.989 8, GDP 和能源消费碳排放两者相关系数为 0.997 1,说明 GDP 分别和土地利用碳排放、能源消费碳排放之间存在很强的正相关性。然而它们之间其具体经济关系尚需借助计量方法进行更为严密的检验。

### 1.3 研究方法

1.3.1 CKC 模型构建 简单的 CKC 曲线描述了人均  $CO_2$  和人均 GDP 的关系<sup>[19]</sup>。本文选择 Shafik<sup>[20]</sup> 使用的人均收入作为解释变量的二次方程形式,并采用对数形式。碳排放库兹涅茨模型表达式为:

$$\ln P_{CO_2} = \alpha + \beta_1 \ln P_Y + \beta_2 \ln P_{Y^2} + \omega_{it} \quad (3)$$

表 2 土地利用碳排放量、能源消费碳排放量和 GDP 单位根检验

变量	ADF 检验	P 值	检验类型(c, t, k)	1%临界值	5%临界值	10%临界值
$\ln GDP$	-2.205077	0.4699	(c, t, 2)	-4.296729	-3.568379	-3.218382
$\ln LC$	-2.763903	0.2208	(c, t, 2)	-4.309824	-3.574244	-3.221728
$\ln EC$	-3.340280	0.2900	(c, t, 2)	-4.323979	-3.580623	-3.225334
$\Delta \ln GDP$	-3.101052	0.0457	(c, t, 2)	-3.679322	-2.967767	-2.622989
$\Delta \ln LC$	-10.95234	0.0000	(c, t, 2)	-4.309824	-3.574244	-3.221728
$\Delta \ln EC$	-5.223447	0.0012	(c, t, 2)	-4.323979	-3.580623	-3.225334

检验模型(c, t, k)分别表示 ADF 检验中的常数项、时间趋势项以及滞后阶数;  $\Delta$  表示一阶差分。

表 2 显示,原数据序列在 10% 的显著水平下未通过平稳性检验,一阶差分序  $\Delta \ln GDP$ 、 $\Delta \ln LC$  和  $\Delta \ln EC$  都在 5% 的显著性水平下通过平稳性检验,即它们是 I(1) 序列,可以在此基础上进行协整检验。

#### 2.1.2 协整检验

(1) GDP 和 LC 的协整关系。采用 E—G 两步法

式中:  $P_{CO_2}$ ——人均  $CO_2$  的排放量;  $P_Y$ ——人均 GDP;  $P_{Y^2}$ ——人均 GDP 的平方,分别对各变量取对数,分别记为  $\ln P_{CO_2}$ 、 $\ln P_Y$ ;  $\alpha$ ——反映个体差异的变量,表示时间效应;  $\omega_{it}$ ——随机误差项。

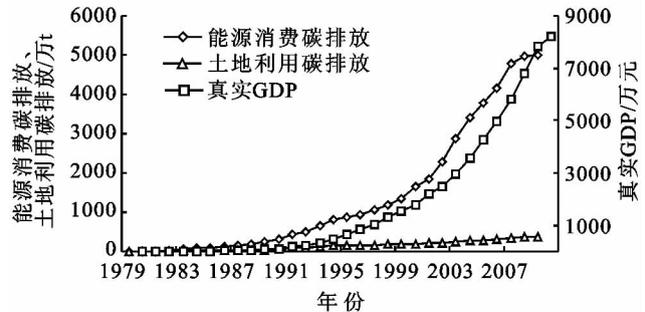


图 1 深圳市历年 GDP、土地利用和能源消费碳排放

1.3.2 检验方法 采用单位根检验方法和基于回归残差的 E—G 两步法<sup>[21]</sup>对  $\ln P_{CO_2}$ 、 $\ln P_Y$ 、 $\ln P_{Y^2}$  进行协整检验,进而检验 CKC 的存在性。

本研究数据模型的计量检验均采用 Eviews 6.0 计量经济学软件包处理<sup>[22]</sup>。

## 2 结果与分析

### 2.1 深圳市碳排放与 GDP 关系的计量分析

2.1.1 单位根检验  $\ln GDP$ 、 $\ln LC$  和  $\ln EC$  数据序列的水平值 ADF 单位根检验结果见表 2。

进行协整关系检验,得到静态回归方程为:

$$\ln LC = 4.604094 + 0.635425 \ln GDP \quad (4)$$

$$t = 18.98936 \quad 37.46846$$

$$R\text{-squared} = 0.979761 \quad F = 1403.885$$

从静态回归方程 4 可以看出,回归方程的显著性、相关系数以及回归系数的显著性较优,为了进一

步证实  $\ln\text{GDP}$  和  $\ln\text{LC}$  之间是否具有长期协整关系,进一步对回归残差序列进行 ADF 检验(表 3),结果表明,残差序列通过一阶差分的单位根检验。

表 3 残差 ADF 检验结果

ADF 检验值		$t$ 值	$p$ 值
		-9.840152	0.0000
临界值	1%	-4.309824	
临界值	5%	-3.574244	
临界值	10%	-3.221728	

从计算结果可以看出,残差序列统计量  $t$  值为 -9.840 152,显著性水平为 1% 的 ADF 临界值为 -4.309 824,在该显著水平下拒绝了存在单位根的假设,表明残差项是稳定的。因此,可以认为  $\ln\text{LC}$  和  $\ln\text{GDP}$  存在显著的协整关系,说明了这两变量间存在长期稳定的“均衡”关系。

(2) GDP 和 EC 的协整关系。采用 E-G 两步法进行协整关系检验,得到:

静态回归方程为:

$$\ln\text{EC} = 1.829281 + 0.956021\ln\text{GDP} \quad (5)$$

$$t = 9.377315 \quad 70.06504$$

$$R\text{-squared} = 0.994127 \quad F = 4909.110$$

从静态回归方程 5 可以看出,回归方程的显著性、相关系数以及回归系数的显著性较优,为了进一步证实  $\ln\text{GDP}$  和  $\ln\text{EC}$  之间是否具有长期协整关系,进一步对回归残差序列进行 ADF 检验,结果见表 4。

表 4 残差 ADF 检验结果

ADF 检验值		$t$ 值	$p$ 值
		-5.434416	0.0007
临界值	1%	-4.309824	
临界值	5%	-3.574244	
临界值	10%	-3.221728	

从计算结果可以看出,残差序列统计量  $t$  值为 -5.434 416, $P$  值为 0.000 7,显著性水平为 1% 的 ADF 临界值为 -4.309 824,在该显著水平下拒绝了存在单位根的假设,表明残差项是稳定的。因此,可以认为  $\ln\text{EC}$  和  $\ln\text{GDP}$  存在显著的协整关系,说明了这两变量间存在长期稳定的“均衡”关系。

### 2.1.3 误差修正模型

(1) GDP 和 LC 的误差修正模型。对于(2,1)阶自回归分布滞后模型  $\ln\text{LC} = 4.604094 + 0.635425\ln\text{GDP}$ ,误差修正项:  $\text{ecm} = \ln\text{LC} - 4.604094 - 0.635425\ln\text{GDP}$ , $\text{ecm}$  解释了因变量  $\ln\text{LC}$  的短期波动  $\Delta\ln\text{LC}$  是如何被决定的,反映变量在短期波动中偏离它们之间长期均衡关系的程度。得到的误差修正模型为:

$$\Delta\ln\text{LC}_t = 0.023786 + 0.452217\Delta\ln\text{GDP}_t - 0.530068\text{ecm}_{t-1} \quad (6)$$

$$R\text{-squared} = 0.507879$$

$$\text{Adjusted } R\text{-squared} = 0.471426$$

$$D.W = 0.914630$$

$$\text{其中, } \text{ecm}_{t-1} = \ln\text{LC}_t - 4.604094 - 0.635425\ln\text{GDP}_t$$

误差修正系数为 -0.530 068,显著小于零,符合反向修正机制,表明土地利用碳排放与城市化之间存在长期均衡关系;误差修正系数表明 53.01% 的偏离均衡部分会在一年之内得以调整,土地利用碳排放不会偏离均衡值太远。由(6)式可得土地利用碳排放关于 GDP 的短期弹性为 0.452 217,表明在短期内,GDP 每增加 1%,土地利用碳排放增加 0.452 217%。

(2) GDP 和 EC 的误差修正模型。对于(1,1)阶自回归分布滞后模型  $\ln\text{EC} = 1.829281 + 0.956021\ln\text{GDP}$ ,误差修正项:  $\text{ecm} = \ln\text{EC} - 1.829281 - 0.956021\ln\text{GDP}$ , $\text{ecm}$  解释了因变量  $\ln\text{EC}$  的短期波动  $\Delta\ln\text{EC}$  是如何被决定的,反映变量在短期波动中偏离它们之间长期均衡关系的程度。得到的误差修正模型为:

$$\Delta\ln\text{EC}_t = -0.012007 + 1.029142\Delta\ln\text{GDP}_t - 0.486496\text{ecm}_{t-1} \quad (7)$$

$$R\text{-squared} = 0.623434$$

$$\text{Adjusted } R\text{-squared} = 0.595540$$

$$D.W = 1.485038$$

$$\text{其中, } \text{ecm}_{t-1} = \ln\text{EC}_t - 1.829281 - 0.956021\ln\text{GDP}_t$$

误差修正系数为 -0.486 496,显著小于零,符合反向修正机制,表明能源消费碳排放与 GDP 之间存在长期均衡关系;误差修正系数表明 48.65% 的偏离均衡部分会在一年之内得以调整,能源消费碳排放不会偏离均衡值太远。由(7)式可得能源消费碳排放关于城市化的短期弹性为 1.029 142,表明在短期内,GDP 每增加 1%,能源消费碳排放增加 1.029 142%。

### 2.1.4 格兰杰因果检验

(1) GDP 和 LC 的格兰杰因果关系分析。本文应用 Granger 因果检验来论证 GDP 与土地利用碳排放之间的因果关系。检验结果见表 5。

从表 5 可以看出,深圳市土地利用碳排放和 GDP 值存在单向因果关系,拒绝  $\ln\text{GDP}$  不是  $\ln\text{LC}$  的 Granger 原因的原假设,同时接受  $\ln\text{LC}$  不是  $\ln\text{GDP}$  的 Granger 原因的原假设,也就是说,经济发展过程中,GDP 导致了土地利用碳排放增加,而不是土地利用碳排放促进了 GDP 增长。也证明了 GDP 周期波动导致了土地利用碳排放的周期波动,而不是土地利用碳排放周期波动促进 GDP 周期的产生。

表 5 1979—2009 年 lnGDP 和 lnLC 的格兰杰因果关系检验

零假设:	滞后阶数	观测值	F 统计值	概率值	结论
lnGDP 不是 lnLC 的 Granger 原因	1	30	15.0066	0.0006	拒绝原假设
lnLC 不是 lnGDP 的 Granger 原因			1.73808	0.1985	接受原假设

(2) GDP 和 EC 碳排放的格兰杰因果关系分析。本文应用 Granger 因果检验来论证 GDP 与能源消费碳排放之间因果关系。从表 6 看出,深圳市能源消费碳排放和 GDP 值存在单向因果关系,拒绝 lnGDP 不是 lnEC 的 Granger 原因的原假设,接受 lnEC 不是

lnGDP 的 Granger 原因的原假设,也就是说,改革开放以来,深圳市经济发展过程中,经济增长导致能源消费增加,而不是能源消费增加促进了经济增长。也证明了经济的周期波动导致了能源消费的周期波动,而不是能源消费周期波动促进经济周期产生。

表 6 1979—2009 年 lnGDP 和 lnEC 的格兰杰因果关系检验

零假设:	滞后阶数	观测值	F 统计值	概率值	结论
lnGDP 不是 lnEC 的 Granger 原因	2	29	20.2848	7.E-06	拒绝原假设
lnEC 不是 lnGDP 的 Granger 原因			0.54051	0.5894	接受原假设

2.2 深圳市人均 GDP 和人均 LC 碳排放趋势

基于深圳市名义 GDP 和真实 GDP,以及历年人

口统计资料,计算得到人均真实 GDP、人均 LC 和人均 EC(图 2)。



图 2 深圳市 1979—2009 年人均 GDP、土地利用碳排放量、能源消耗碳排放量变化趋势

从图 2 可知,自 1979 年以来,实际人均 GDP、人均 LC 和人均 EC 均随着时间的推移呈增加趋势。

序列的水平值进行平稳性检验,ADF 单位根检验结果如表 7。表 7 表明,lnGDP、lnLC 和 (lnGDP)<sup>2</sup> 序列的 ADF 检验均通过了 5% 临界值,均为水平平稳序列,可以进行协整检验。

2.2.1 单位根检验 在设定模型形式和对模型进行估计之前,首先要对 lnGDP、lnLC 和 (lnGDP)<sup>2</sup> 数据

表 7 lnGDP、lnLC、lnEC 和 (lnGDP)<sup>2</sup> 水平值单位根检验结果

变量	ADF 检验	p 值	检验类型(c,t,k)	1%临界值	5%临界值	10%临界值
lnGDP	-4.248184	0.0112	(c,0,2)	-4.296729	-3.568379	-3.218382
lnLC	-5.170418	0.0024	(c,0,2)	-4.467895	-3.644963	-3.261452
lnEC	-7.376213	0.0000	(c,0,2)	-4.309824	-3.574244	-3.221728
(lnGDP) <sup>2</sup>	-5.697443	0.0004	(c,0,2)	-4.323979	-3.580623	-3.225334

注:检验模型(c,t,k)分别表示 ADF 检验中的常数项、时间趋势项以及滞后阶数。

2.2.2 协整检验

(1) 人均 GDP 和人均 LC 的协整关系。本文采用 E-G 两步法进行协整关系检验,得到静态回归方程为:

$$\ln LC = -1.069903 + 0.149663 \ln GDP - 0.007290 (\ln GDP)^2 \quad (8)$$

从静态回归方程 8 可以看出,回归方程的显著性、相关系数以及回归系数的显著性较优,为了进一步证实 lnLC、lnGDP 和 (lnGDP)<sup>2</sup> 之间是否具有长期协整关系。进一步对 lnLC、lnGDP 和 (lnGDP)<sup>2</sup> 的残

差序列进行一阶差分的单位根进行检验,结果见表 8。

表 8 残差 ADF 检验结果

ADF 检验值	t 值	p 值
	-11.29310	0.0000
临界值 1%	-4.309824	
临界值 5%	-3.574244	
临界值 10%	-3.221728	

从计算结果可以看出,残差序列统计量 t 值为 -11.293 10,显著性水平为 1% 的 ADF 临界值为 -4.309 824,在该显著水平下拒绝了存在单位根假设,表明残差项是稳定的。因此,可以认为 lnLC、

$\ln\text{GDP}$  和  $(\ln\text{GDP})^2$  存在显著的协整关系,说明了这 3 个变量间存在长期稳定的“均衡”关系。

$\ln\text{LC}$ 、 $\ln\text{GDP}$  和  $(\ln\text{GDP})^2$  之间存在长期协整系数估计如表 9 所示。

表 9 人均土地利用 CKC 协整系数估计

$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	拐点	样本数
-1.069903	0.149663	-0.007290	$e^{10.26} = 28708.60$	31

深圳市人均土地利用碳排放和 GDP 之间的协整系数的数值如表 9 所示,  $\beta_2$  为负数,且在 1% 的水平上通过显著性检验,所以,深圳市存在人均土地利用 CKC。由此得到深圳市人均 LC 处于拐点时的人均真实 GDP 是 28 708.60 元。

(2) 人均 GDP 和人均能源消费碳排放的协整关系。采用 E-G 两步法进行协整关系检验,得到静态回归方程为:

$$\ln\text{EC} = 1.152962 + 0.841661\ln\text{GDP} - 0.038273(\ln\text{GDP})^2 \quad (9)$$

从静态回归方程 9 可以看出,回归方程的显著性、相关系数以及回归系数的显著性较优,为了进一步证实  $\ln\text{EC}$ 、 $\ln\text{GDP}$  和  $(\ln\text{GDP})^2$  之间是否具有长期协整关系。进一步对  $\ln\text{EC}$ 、 $\ln\text{GDP}$  和  $(\ln\text{GDP})^2$  预测分析的残差序列进行一阶差分的单位根进行检验,结果见表 10。

从计算结果可以看出,残差序列统计量  $t$  值为 -6.823 955,显著性水平为 1% 的 ADF 临界值为

表 12 深圳能源消费和土地利用 CKC 的拐点预测

	人均 GDP 年均增长速度 *	拐点/元	达到拐点需要的年数/a	达到拐点的年份
人均能源消费碳排放量	7%	59604.89	17.7	2027(从 2009 年始)
人均土地利用碳排放量	7%	28708.60	6.9	2016(从 2009 年始)

注: \* 参考深圳市国民经济和社会发展第十二个五年计划纲要。

根据表 12 的结果,深圳存在人均能源消费和人均土地利用 CKC,当人均水平分别为 59 604.89 元和 28 708.60 元时,人均能源消费碳排放和人均土地利用碳排放分别达到最大值,而后不断减少。按照十二五规划人均 GDP 的年均增长速度 7% 计算,人均能源消费量与人均碳排放量达到拐点的时间分别为 17.7 a 和 6.9 a,而后人均能源消费碳排放和人均土地利用碳排放下降。

### 3 结论

(1) 改革开放以来,深圳市经济增长分别与土地利用碳排放和能源消费碳排放量成正相关,它们之间的相关系数分别为 0.989 8 和 0.997 1。深圳市的土地利用碳排放和能源消费碳排放分别与经济增长间

-4.323 979,在该显著水平下拒绝了存在单位根的假设,表明残差项是稳定的。因此,可以认为  $\ln\text{EC}$ 、 $\ln\text{GDP}$  和  $(\ln\text{GDP})^2$  存在显著的协整关系,说明了这 3 个变量间存在长期稳定的“均衡”关系。

$\ln\text{EC}$ 、 $\ln\text{GDP}$  和  $(\ln\text{GDP})^2$  之间存在长期协整系数估计如表 11 所示。

表 10 残差 ADF 检验结果

ADF 检验值	$t$ 值	$p$ 值
	-6.823955	0.0000
临界值 1%	-4.323979	
临界值 5%	-3.580623	
临界值 10%	-3.225334	

表 11 人均能源消费 CKC 协整系数估计

$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$	拐点	样本数
1.152962	0.841661	-0.038273	$e^{11.00} = 59604.89$	31

人均能源消费碳排放和 GDP 之间的协整系数的数值如表 11 所示,  $\beta_2$  为负数,且在 1% 的水平上通过显著性检验,所以,深圳市存在人均能源消费 CKC。由此得到深圳市人均能源消费碳排放量处于拐点时的人均真实 GDP 是 59 604.89 元。

2.2.3 预测分析 在不考虑国家对碳排放强度控制目标的情况下,根据抛物线的性质和拐点理论,可以求出深圳市达到拐点时的人均真实 GDP 水平,并由此判断实现经济增长和碳排放减少的双赢发展的所需时间,结果如表 12 所示。

存在着长期协整的均衡关系,这意味着碳排放与经济增长间短暂的偏离会消失,在长期内一定会趋近于二者长期的均衡路径。

(2) 基于误差修正模型的 Granger 因果检验表明,深圳市土地利用碳排放、能源消费碳排放分别和 GDP 值存在单向因果关系。经济增长促使城市建设用地的扩张,进而导致了土地利用碳排放的增加;GDP 增长也促进了能源消费碳排放,说明深圳市目前的经济增长方式是由高碳排放推动的,是典型的粗放型经济增长方式,因此,无论短、长期内,实现能源消费碳排放的减少必然会对深圳市的经济增长造成不利影响。

(3) 由于深圳市存在长期协整关系的 CKC 曲线,所以这种长期的协整关系并不会因为短期因素的

影响而发生变化。但是短期内产业结构、能源消费结构、技术水平以及出口贸易结构等可以影响这种曲线的位置和形状。碳排放强度的降低并不能改变这种协整关系,但是,可以改变CKC曲线的拐点位置。因此,通过土地利用格局优化,增强区域生态系统碳汇功能,降低土地利用碳排放强度,依靠科技创新、转变经济发展方式、优化能源结构、提高碳减排技术水平,降低碳强度,提高碳生产率,使深圳市人均碳排放拐点可以提前到来。

#### 参考文献:

- [1] Houghton R A. The annual net flux of carbon to the atmosphere from changes in land use 1850—1990[J]. *Tellus*, 1999, 51(2): 298-313.
- [2] 赵荣钦,刘英,郝仕龙,等. 低碳土地利用模式研究[J]. *水土保持研究*, 2010, 17(5): 190-194.
- [3] 杜官印. 建设用地对碳排放的影响关系研究[J]. *中国土地科学*, 2010, 24(5): 34-36.
- [4] 冯相昭,王雪臣,陈红枫. 1971—2005年中国CO<sub>2</sub>排放影响因素分析[J]. *气候变化研究进展*, 2008, 4(1): 42-47.
- [5] 许广月. 中国能源消费、碳排放与经济增长关系的研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2010.
- [6] 主春杰,马忠玉,王灿,等. 中国能源消费导致的CO<sub>2</sub>排放量的差异特征分析[J]. *生态环境*, 2006, 15(5): 1029-1034.
- [7] Grossman G M, Krueger A B. Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement[M]. National Bureau of Economic Research Working Paper, No. W3914. Massachusetts: MIT Press, 1991.
- [8] Selden T M, Song D. Environmental quality and development: is there a Kuznets Curve for air Pollution emissions[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1994, 27(2): 147-162.
- [9] Galeoottia M, Lanza A. Desperately seeking environmental Kuznets[J]. *Environmental Modeling & Software*, 2005, 20(11): 1379-1388.
- [10] 张乐勤,陈素平,李荣富,等. 基于协整分析的安徽省能源消费碳排放库兹涅茨曲线[J]. *生态学杂志*, 2012, 31(7): 1691-1700.
- [11] 深圳市统计局. 深圳统计年鉴系列(1980—2010)[DB]. 北京: 中国统计出版社, 1980—2010.
- [12] 刘英,赵荣钦,焦士兴. 河南省土地利用碳源/汇及其变化分析[J]. *水土保持研究*, 2010, 17(5): 154-162.
- [13] 刘伟玲,张林波,叶有华. 深圳市森林植被碳储量特征及其空间分布[J]. *生态科学*, 2012, 31(2): 144-154.
- [14] 薛巍,张秋良,赵鹏翔,等. 基于遥感技术的森林生物量估算应用[J]. *水土保持研究*, 2009, 16(2): 209-211.
- [15] 刘伟玲,张林波,叶有华,等. 深圳市不同土地利用类型土壤有机碳与密度特征[J]. *生态科学*, 2011, 30(5): 486-492.
- [16] Liu W L, Zhang L B, Ye Y H. Study on effects of organic carbon emission of Land use change in Shenzhen City[J]. *Advanced Materials Research Journal*, 2011, 304: 259-262.
- [17] 深圳市统计局. 深圳年鉴系列(1980—2010)[Z]. 广东深圳: 深圳年鉴社, 1980—2010.
- [18] 深圳市统计局. 深圳市国民经济和社会发展统计公报(1980—2010)[Z]. 深圳: 深圳市人民政府, 1980—2010.
- [19] 夏自兰,赵小凤,王继军. 江苏省环境库兹涅茨曲线特征及其成因分析[J]. *水土保持研究*, 2010, 17(1): 198-206.
- [20] Shafik N. Economic development and environmental quality: an econometric analysis[J]. *Oxford Economic Papers*, 1994, 46: 757-773.
- [21] Engle R F, Granger W J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing [J]. *Econometrica*, 1987, 55(2): 251-276.
- [22] 刘巍,陈昭. 计量经济学软件: Eviews操作简明教程[M]. 广州: 暨南大学出版社, 2009.