

经济增长对碳排放量动态影响的省际比较

——基于协整分析和状态空间模型

曾志勇,刘 颖

(华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)



摘 要 利用协整分析和可变参数状态空间模型估计我国碳排放的动态弹性,选取东北部、东部、中部和西部进行横向区域比较,结果表明:2003 年以前,我国经济的高速增长并没有导致碳排放弹性系数的增加,相反,每单位经济增长所引起的碳排放量的增量是下降的,但 2003 年以后碳排放弹性系数开始持续上升;由于我国经济发展的区域不平衡导致各省区碳排放弹性系数呈现出区域性差异的特点,西部地区的碳排放量随经济增长而增加的幅度最大,中部地区其次,东北地区居中,东部地区最低。据此,政府应进一步转变经济发展方式,促进产业结构优化升级;企业应加快技术转型,大力发展低碳型产业;公民应增强节能减排意识,全民参与共同实现经济社会的可持续发展与“两型社会”的构建。

关键词 碳排放; 经济增长; 状态空间模型; 省际比较

中图分类号:F 325 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)02-0111-07

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.02.016

我国工业化和城市化的快速推进,加剧了能源消耗,增加了二氧化碳的排放。2012 年,我国的能源消费量和二氧化碳排放增量排名跃居全球第二。在世界经济“低碳化”,国内资源紧缺、环境问题突出的情形下,我国政府在哥本哈根气候会议上提出了到 2020 年单位 GDP 碳排放相比 2005 年下降 40%~45% 的节能减排目标。在“十三五”时期,明确要求相比“十二五”时期单位 GDP 能耗降低 16%、单位 GDP 碳排放降低 17%。要实现以上目标是不是意味着要放缓工业化与城市化进程? 要减慢经济增长速度? 经济增长对碳排放量的动态影响如何? 这些问题已成为研究的焦点。

对经济增长与碳排放之间的关系,学术界观点不一。少数学者认为碳排放与经济增长无关,如易艳春等采用格兰杰因果检验方法研究,认为我国的碳排放与经济增长之间存在“脱钩效应”^[1]。徐玉高等运用计量分析方法,分析了人均碳排放与人均 GDP 之间的关系,发现两者之间并不存在相关性,即经济增长与碳排放之间的库兹涅茨曲线并不存在^[2]。

然而,大多数学者认为碳排放与经济增长相关,如胡宗义等利用 DSEM 模型(动态面板数据误差模型)研究发现,经济增长与碳排放之间存在倒 U 型曲线关系^[3]。刘扬等通过 IPAT 方程分析,发现碳排放强度、人均碳排放与碳排放总量都呈现出倒 U 型曲线的特点^[4]。周五七等利用 SBM 模型,运用 DEA 效率评价方法测算了中国的工业碳排放效率,结果表明东部工业碳排放效率显著高于中、西部^[5]。郑长德等运用空间计量经济学的方法研究发现,经济发达的沿海地区是高碳排放地区,而经济落后的内陆地区是低碳排放地区^[6]。Esteve 等运用门限回归方法,对西班牙 1857—2007 年碳排放与收入水平进行了研究,发现其存在长期的环境库兹涅茨曲线关系^[7]。王健等运用计量 Var 模型

收稿日期:2015-09-24

基金项目:国家社会科学基金项目“长江中下游平原地区水稻规模种植户经营效率评价及提升路径研究”(15BJY099);教育部新世纪优秀人才支持计划项目“气候变化背景下耕地资源对中国粮食安全的影响与对策研究”(NCET-12-0868);中央高校基本科研业务费专项基金项目“粮食安全研究”(2013PY017)。

作者简介:曾志勇(1985-),男,博士研究生;研究方向:农业经济管理。

分析了经济增长与碳排放之间的关系,认为能源消费、资本投入是经济增长影响碳排放的间接载体^[8]。

中国典型的“二元经济结构”特征导致了城乡经济发展水平的差异,并且区域经济发展水平很不平衡,如果运用全国的时间序列数据来实证碳排放与经济增长之间的关系会存在设定偏差,且由于统计资料的制约,仅用时间序列数据不能满足大样本的要求^[9],而且现有研究一般采用的方法——静态估计,忽略了变量的弹性系数在时间序列内的动态变化,只能研究解释变量在样本区间内对被解释变量影响程度的平均值。基于此,本文选取中国 30 个省(市、区)的面板数据对经济增长与碳排放之间的关系进行协整检验、通过状态空间模型进行动态弹性分析,并且进行横向区域比较。

一、数据来源与模型检验

1. 数据来源

本文采用中国 30 个省级地区 1980—2011 年的面板数据,经济增长主要选取人均 GDP 指标来表示,碳排放主要选取人均 CO₂ 指标来表示,人均 GDP 的单位为美元/人,人均 CO₂ 排放量的单位为吨/人。相关数据来源于世界银行数据库、《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及各地区统计年鉴。本文参照最近几年《中国统计年鉴》关于中国经济区域的划分方法,将中国划分为东部、东北、中部和西部四大经济区域。东部包括北京、天津、河北、山东、广东、海南、福建、上海、江苏、浙江 10 省(市);东北包括吉林、辽宁、黑龙江 3 省;中部包括湖北、湖南、山西、河南、安徽、江西 6 省;西部包括四川、重庆、贵州、云南、广西、青海、甘肃、宁夏、内蒙古、新疆、陕西 11 省(市、区),由于统计资料的缺失,西藏被剔除在本研究的西部之外^[10-11]。

2. 模型检验

结合经济增长与碳排放之间关系的文献,考虑到不同区域的实际情况,运用 Panel Date 模型对样本数据进行 Hausman 及协方差分析检验。结果表明东部、中部、东北应采用固定影响变系数模型,西部应采用随机效应变截距模型。模型具体形式如下:

$$y_i = m + x_i \beta_i + a_i^* + u_i \quad i=1,2,\dots,30,t=1,2,\dots,T \quad (1)$$

式(1)中, m 代表地区经济增长水平对碳排放量增长的平均基础效应, a_i^* 代表 i 地区基础效应对平均基础效应的偏离, β_i 表示弹性系数即 i 地区经济增长水平的变动引起的碳排放量增长的变动效应, u_i 为系统的随机扰动项。

运用 Eviews7.0 对样本数据进行拟合回归,依次得到东部地区的估计结果如下:

$$\hat{y}_1 = 2.9927 + x_i \beta_i + a_i^* + u_i \quad (t=14.5654, AD-R^2=0.9846) \quad (2)$$

东北地区的估计结果如下:

$$\hat{y}_1 = 4.5060 + x_i \beta_i + a_i^* + u_i \quad (t=34.2336, AD-R^2=0.9900) \quad (3)$$

中部地区的估计结果如下:

$$\hat{y}_1 = 3.6329 + x_i \beta_i + a_i^* + u_i \quad (t=18.7521, AD-R^2=0.9751) \quad (4)$$

西部地区的估计结果如下:

$$\hat{y}_1 = 3.3489 + x_i \beta_i + a_i^* + u_i \quad (t=8.0293) \quad (5)$$

以上估计结果显示模型拟合后具有很高的拟合优度,并且使回归方程实现了较强的整体显著性。

二、实证分析

1. 变量的平稳性检验

为了确定变量没有随机游走趋势或确定趋势,避免由于传统的回归分析方法而产生的“伪回归”问题,本文利用 Dickey 和 Fuller 的检验方法(即 ADF 检验),利用赤池信息量准则(AIC 准则)与西沃兹信息量准则(SIC 准则)确定变量的滞后阶数。以 $\ln GDP$ 代表人均 GDP 的对数, $\ln CO_2$ 代表人均

碳排放量的对数,对我国 30 个省级地区的人均 CO₂ 排放量和人均 GDP 进行 ADF 检验,结果见表 1。

表 1 各变量单位根的 ADF 检验结果

省份	变量	类型 (C, T, K)	T 值	P 值	结论	省份	变量	类型 (C, T, K)	T 值	P 值	结论
北京	$\Delta \ln BJGDP$	(C, T, 1)	-3.899 4	0.057 8*	平稳: I(1)	河南	$\Delta \ln HNGDP$	(C, 0, 1)	-4.008 9	0.017 5***	平稳: I(1)
	$\Delta \ln BJCO_2$	(C, T, 1)	-4.247 1	0.042 9**	平稳: I(1)		$\Delta \ln HNCO_2$	(C, 0, 3)	-14.570 4	0.000 0***	平稳: I(1)
天津	$\Delta \ln TJGDP$	(C, T, 1)	-5.629 0	0.008 9***	平稳: I(1)	湖北	$\Delta \ln HUBGDP$	(C, 0, 1)	-5.582 8	0.001 7***	平稳: I(1)
	$\Delta \ln TJCO_2$	(C, T, 1)	-4.578 9	0.090 2*	平稳: I(1)		$\Delta \ln HUBCO_2$	(C, 0, 1)	-3.012 2	0.071 0*	平稳: I(1)
河北	$\Delta \ln HBGDP$	(C, T, 1)	-3.973 6	0.059 1*	平稳: I(1)	湖南	$\Delta \ln HUNGDP$	(C, 0, 2)	-4.699 3	0.008 7***	平稳: I(1)
	$\Delta \ln HBCO_2$	(C, T, 1)	-4.664 8	0.021 7**	平稳: I(1)		$\Delta \ln HUNCO_2$	(C, 0, 1)	-4.794 9	0.006 1***	平稳: I(1)
山西	$\Delta \ln SXGDP$	(C, 0, 0)	-4.860 4	0.020 9**	平稳: I(1)	广东	$\Delta \ln GDGDP$	(C, 0, 1)	-4.496 1	0.075 0**	平稳: I(1)
	$\Delta \ln SXCO_2$	(C, T, 3)	-13.650 7	0.000 2***	平稳: I(1)		$\Delta \ln GDCO_2$	(C, 0, 1)	-4.522 6	0.008 7***	平稳: I(1)
内蒙古	$\Delta \ln NMGDP$	(C, 0, 0)	-3.416 0	0.040 1**	平稳: I(1)	广西	$\Delta \ln GXGDP$	(C, 0, 1)	-3.494 2	0.039 8**	平稳: I(1)
	$\Delta \ln NMCO_2$	(C, 0, 0)	-3.969 7	0.016 2**	平稳: I(1)		$\Delta \ln GXCO_2$	(C, 0, 1)	-4.866 2	0.005 6***	平稳: I(1)
辽宁	$\Delta \ln LNGDP$	(C, T, 1)	-3.904 7	0.072 2*	平稳: I(1)	海南	$\Delta \ln HANGDP$	(C, 0, 1)	-5.559 9	0.013 3**	平稳: I(1)
	$\Delta \ln LNCO_2$	(C, T, 1)	-4.444 4	0.033 9**	平稳: I(1)		$\Delta \ln HANCO_2$	(C, 0, 1)	-4.648 2	0.007 4***	平稳: I(1)
吉林	$\Delta \ln JLGDP$	(C, T, 1)	-5.142 5	0.019 8**	平稳: I(1)	重庆	$\Delta \ln CQGDP$	(C, 0, 1)	-3.328 5	0.045 4**	平稳: I(1)
	$\Delta \ln JCO_2$	(C, T, 0)	-4.372 5	0.036 9**	平稳: I(1)		$\Delta \ln CQCO_2$	(C, 0, 3)	-9.379 1	0.001 3***	平稳: I(1)
黑龙江	$\Delta \ln HLJGDP$	(C, 0, 1)	-2.792 4	0.093 5*	平稳: I(1)	四川	$\Delta \ln SCGDP$	(C, 0, 1)	-3.217 0	0.057 4*	平稳: I(1)
	$\Delta \ln HLJCO_2$	(C, 0, 0)	-2.950 8	0.074 0*	平稳: I(1)		$\Delta \ln SCCO_2$	(C, 0, 1)	-4.638 5	0.009 4***	平稳: I(1)
上海	$\Delta \ln SHGDP$	(C, 0, 1)	-2.769 6	0.096 8*	平稳: I(1)	贵州	$\Delta \ln GZGDP$	(C, 0, 3)	-13.048 9	0.000 0***	平稳: I(1)
	$\Delta \ln SHCO_2$	(C, 0, 1)	-3.539 3	0.030 7**	平稳: I(1)		$\Delta \ln GZCO_2$	(C, 0, 1)	-3.583 9	0.031 7**	平稳: I(1)
江苏	$\Delta \ln JSGDP$	(C, 0, 3)	-4.919 5	0.008 9***	平稳: I(1)	云南	$\Delta \ln YNGDP$	(C, 0, 1)	-3.792 4	0.081 5*	平稳: I(1)
	$\Delta \ln JSCO_2$	(C, 0, 3)	-3.373 1	0.051 8*	平稳: I(1)		$\Delta \ln YNCO_2$	(C, T, 3)	-17.274 5	0.000 1***	平稳: I(1)
浙江	$\Delta \ln ZJGDP$	(C, 0, 1)	-4.552 5	0.030 1**	平稳: I(1)	陕西	$\Delta \ln SXGDP$	(C, 0, 1)	-5.093 0	0.005 5***	平稳: I(1)
	$\Delta \ln ZJCO_2$	(C, T, 1)	-4.933 2	0.015 6**	平稳: I(1)		$\Delta \ln SXCO_2$	(0, 0, 1)	-2.189 1	0.034 5**	平稳: I(1)
安徽	$\Delta \ln AHGDP$	(C, 0, 1)	-3.605 8	0.090 7*	平稳: I(1)	甘肃	$\Delta \ln GSGDP$	(C, 0, 1)	-3.142 0	0.059 1*	平稳: I(1)
	$\Delta \ln AHCO_2$	(C, 0, 1)	-4.015 0	0.056 3*	平稳: I(1)		$\Delta \ln GSCO_2$	(C, 0, 1)	-2.927 9	0.076 5*	平稳: I(1)
福建	$\Delta \ln FJGDP$	(C, 0, 2)	-4.108 0	0.018 0**	平稳: I(1)	青海	$\Delta \ln QHGDP$	(C, T, 1)	-3.522 6	0.096 6*	平稳: I(1)
	$\Delta \ln FJCO_2$	(C, 0, 1)	-5.378 5	0.009 1***	平稳: I(1)		$\Delta \ln QHCO_2$	(0, 0, 1)	-2.640 1	0.014 1**	平稳: I(1)
江西	$\Delta \ln JXGDP$	(C, 0, 0)	-3.392 1	0.041 5**	平稳: I(1)	宁夏	$\Delta \ln NXGDP$	(C, 0, 1)	-5.471 1	0.008 1***	平稳: I(1)
	$\Delta \ln JXCO_2$	(C, 0, 1)	-3.179 6	0.056 0**	平稳: I(1)		$\Delta \ln NXCO_2$	(C, 0, 1)	-4.507 7	0.031 7**	平稳: I(1)
山东	$\Delta \ln SDGDP$	(C, 0, 1)	-3.047 2	0.067 6*	平稳: I(1)	新疆	$\Delta \ln XJGDP$	(0, 0, 1)	-5.766 4	0.000 1***	平稳: I(1)
	$\Delta \ln SDCO_2$	(C, T, 1)	-5.863 8	0.005 4***	平稳: I(1)		$\Delta \ln XJCO_2$	(0, 0, 1)	-1.706 3	0.082 9*	平稳: I(1)

注: C, T, K 分别代表检验中是否带有常数项、时间趋势项及滞后阶数, 滞后阶数的选择依据 AIC 和 SIC 最小化原则, *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 1 的检验结果表明, 原始数据都不能拒绝变量平稳性的原假设, 但是经过一阶差分处理后, 所有数据都在不同的显著性水平上拒绝了存在单位根的原假设, 这说明所有变量都通过了平稳性检验, 即存在一阶单整。

2. 协整检验

为了研究非平稳时间序列间的长期关系, 分析非平稳时间序列组合的动态均衡变化, 必须建立线性组合以检验变量之间是否存在长期稳定的比例关系, 即变量之间是否存在协整关系。协整关系表达的是两个或多个线性增长的经济变量相互影响与自身演化的动态均衡关系。协整分析是在时间序列向量自回归分析的基础上发展起来的, 空间结构与时间动态相结合的建模与理论分析方法。1987 年, Engle 与 Grangers 提出了协整分析的两步检验法, 以检验一元变量之间的协整关系。本文运用 ADF 检验方法分析了变量序列的单整阶数, 发现所有变量序列都是一阶单整, 即 I(1) 平稳^[12]。因此, 可以进一步利用两步检验法, 检验变量之间是否存在协整关系。

首先, 利用 OLS 估计长期均衡方程 $\ln CO_2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + e_t$, 保存残差序列 e_t 。其次, 采用 ADF 方法检验残差序列 e_t 是否平稳, 检验方程如下:

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} + \sum_{j=2}^q \delta_j \Delta e_{t-j+a} + \mu_t \tag{6}$$

当 ADF 检验显示残差序列是平稳序列,则说明回归方程的设定是合理的,回归方程的变量之间存在稳定的均衡关系,即协整关系。本文对每一组变量进行了两步法协整检验,结果见表 2。

表 2 Engel-Granger 协整检验结果

省份	变量关系	类型 (C,T,K)	ADF 值	P 值	结论	省份	变量关系	类型 (C,T,K)	ADF 值	P 值	结论
北京	lnBJGDP—lnBJCO ₂	(0,0,1)	-1.756 3	0.075 6*	存在协整关系	河南	lnHNGDP—lnHNCO ₂	(0,0,2)	-2.336 0	0.026 1**	存在协整关系
天津	lnTJGDP—lnTJCO ₂	(0,0,1)	-2.824 5	0.009 9***	存在协整关系	湖北	lnHUBGDP—lnHUBCO ₂	(0,0,1)	0.026 1	0.016 2**	存在协整关系
河北	lnHBGDP—lnHBCO ₂	(0,0,1)	-2.824 5	0.033 7**	存在协整关系	湖南	lnHUNGDP—lnHUNCO ₂	(0,0,1)	-1.926 1	0.055 5*	存在协整关系
山西	lnSXGDP—lnSXCO ₂	(0,0,2)	-2.316 5	0.026 4**	存在协整关系	广东	lnGDGDP—lnGDCO ₂	(0,0,1)	-3.666 3	0.002 0***	存在协整关系
内蒙古	lnNMGDP—lnNMCO ₂	(0,0,1)	-2.311 9	0.026 1**	存在协整关系	广西	lnGXGDP—lnGXCO ₂	(0,0,1)	-3.336 9	0.003 7***	存在协整关系
辽宁	lnLNGDP—lnLNCO ₂	(0,0,1)	-2.671 8	0.013 2**	存在协整关系	海南	lnHANGDP—lnHANCO ₂	(0,0,1)	-5.638 0	0.000 1***	存在协整关系
吉林	lnJLJGDP—lnJLCO ₂	(0,0,1)	-2.248 0	0.029 6**	存在协整关系	重庆	lnCQGDP—lnCQCO ₂	(0,0,1)	-3.027 6	0.006 6***	存在协整关系
黑龙江	lnHLGDP—lnHLCO ₂	(0,0,1)	-2.013 0	0.046 7**	存在协整关系	四川	lnSCGDP—lnSCCO ₂	(0,0,1)	-2.114 4	0.038 9**	存在协整关系
上海	lnSHGDP—lnSHCO ₂	(0,0,1)	-2.114 0	0.075 8*	存在协整关系	贵州	lnGZGDP—lnGZCO ₂	(0,0,1)	-1.753 8	0.075 9*	存在协整关系
江苏	lnJSGD—lnJSCO ₂	(0,0,1)	-2.977 4	0.007 3***	存在协整关系	云南	lnYNGDP—lnYNCO ₂	(0,0,1)	-2.181 3	0.034 3**	存在协整关系
浙江	lnZJGDP—lnZJCO ₂	(0,0,1)	-1.891 6	0.059 5*	存在协整关系	陕西	lnSXGDP—lnSXCO ₂	(0,0,1)	-2.008 1	0.047 2**	存在协整关系
安徽	lnAHGDP—lnAHCO ₂	(0,0,1)	-5.117 6	0.000 2***	存在协整关系	甘肃	lnGSGDP—lnGSCO ₂	(0,0,1)	-2.587 3	0.015 0**	存在协整关系
福建	lnFJGDP—lnFJCO ₂	(0,0,2)	-1.947 1	0.053 9*	存在协整关系	青海	lnQHGDGP—lnQHCO ₂	(0,0,0)	-1.769 0	0.073 8*	存在协整关系
江西	lnJXGDP—lnJXCO ₂	(0,0,3)	-2.646 6	0.015 3**	存在协整关系	宁夏	lnNXGDP—lnNXCO ₂	(0,0,1)	-5.144 4	0.000 1***	存在协整关系
山东	lnSDGDP—lnSDCO ₂	(0,0,3)	-3.001 0	0.008 2***	存在协整关系	新疆	lnXJGDP—lnXJCO ₂	(0,0,1)	-1.825 8	0.066 7*	存在协整关系

注:1%临界值为-2.647;5%临界值为-1.952;10%临界值为-1.610。*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

协整检验结果显示,北京、上海、浙江、福建、湖南、贵州、青海和新疆的 ADF 值在 10% 的显著性水平上通过检验;山西、河北、内蒙古、黑龙江、辽宁、吉林、河南、湖北、江西、四川、陕西、云南和甘肃的 ADF 值在 5% 的显著性水平上通过检验;天津、江苏、安徽、山东、广东、广西、海南、重庆和宁夏的 ADF 值在 1% 的显著性水平上通过检验。这表明我国 30 个省级地区的经济增长水平与人均碳排放量之间均存在协整关系,即具有共同的长期运动趋势和稳定的均衡关系。

3. 可变参数状态空间模型的设定与检验

20 世纪 60 年代初,由于工程控制领域的需要,卡尔曼滤波计算方法应运而生;随后学者们又提出了状态空间模型并且在经济领域得到了广泛的应用;进入 80 年代,状态空间模型的应用范围越来越广,成为了一种非常有效的检验不可观测时间变量的建模与理论分析方法。状态空间模型一种结构模型,是基于状态空间分解模型的时间序列预测,便于利用已知的统计理论对模型进行统计检验;并且当扰动项和初始状态向量服从正态分布时,可以运用卡尔曼滤波方法进行可变参数估计,分析解释变量在不同时点上对被解释变量的动态影响^[13]。

可变参数状态空间模型用以下方程表示:

$$y_t = x_t' \beta_t + z_t' \gamma + u_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

式(7)中:可变参数 β_t 是随时间改变的不可观测变量,需利用可观测变量 y_t 和 x_t 来估计。

状态方程:
$$\beta_t = \varphi\beta_{t-1} + \varepsilon_t$$

且假定

$$(u_t, \varepsilon_t)' \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_u & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix}\right) \quad t=1, 2, \dots, T \quad (8)$$

其中,假定变参数 β_t 由 AR(1) 描述, u_t 和 ε_t 分别是量测方程和状态方程的扰动项,两者相互独立且服从均值为 0, 方差为 σ_u 和协方差矩阵为 Q 的正态分布。

本文把量测方程的被解释变量设定为人均 CO_2 , 以人均 GDP 作为量测方程的解释变量, 建立如下的空间状态模型。

观测方程:

$$\begin{aligned} \ln CO_{2,t} &= C(1) + \varphi_t \ln GDP_t + \mu_t \\ \mu_t &= \exp(C(2)) \end{aligned} \quad (9)$$

状态方程:

$$\varphi_t = \varphi_t(-1) \quad (10)$$

由于需要考察经济增长与碳排放之间的动态均衡变化关系, 因此将人均 GDP 的系数设为时变参数, 即 φ_t 是随时间变动的不可观测参数, 其变化体现我国省级地区经济发展过程中碳排放量对经济增长弹性的变动过程。依据状态空间模型进行估计, 结果见表 3。

表 3 可变参数状态空间模型估计结果

省份	观测方程系数 C(1)	观测方程系数 C(2)	最终状态 值 φ_t	省份	观测方程系数 C(1)	观测方程系数 C(2)	最终状态 值 φ_t
北京	7.398 5*** (23.665 7)	-5.702 4*** (-8.535 6)	0.049 9*** (25.270 0)	河南	2.926 7*** (3.310 6)	-4.142 7*** (-5.489 4)	0.709 3*** (173.057 7)
天津	5.007 3*** (12.934 9)	-5.368 4*** (-5.298 3)	0.373 5*** (149.552 1)	湖北	3.889 3*** (5.954 4)	-4.996 9*** (-3.613 4)	0.564 9*** (202.069 2)
河北	3.960 9*** (6.889 4)	-5.589 8*** (-5.907 2)	0.616 6*** (308.258 7)	湖南	1.991 0 (1.378 2)	-3.447 6*** (-4.031 9)	0.757 8*** (124.692 5)
山西	6.283 8*** (13.169 3)	-4.683 7*** (-4.112 3)	0.421 9*** (120.977 1)	广东	2.432 7*** (9.367 3)	-6.674 7*** (-8.040 3)	0.670 9*** (626.682 0)
内蒙古	2.921 4*** (3.576 5)	-3.749 1*** (-6.621 6)	0.773 9*** (138.925 6)	广西	1.616 7*** (3.191 7)	-4.828 8*** (-8.551 0)	0.761 4*** (236.020 2)
辽宁	4.172 5*** (9.657 5)	-5.819 3*** (-7.074 2)	0.617 1*** (321.240 3)	海南	-1.983 3 (-0.745 6)	-2.267 4*** (-4.591 1)	1.198 4*** (84.854 6)
吉林	4.179 7*** (17.009 3)	-6.234 4*** (-9.901 2)	0.535 8*** (331.589 8)	重庆	2.958 7*** (3.991 9)	-4.490 0*** (-6.871 5)	0.629 6*** (159.601 3)
黑龙江	3.209 3*** (9.465 5)	-6.139 8*** (-8.075 6)	0.661 7*** (407.474 0)	四川	3.697 6*** (4.621 5)	-4.165 5*** (-7.106 1)	0.566 1*** (135.046 6)
上海	6.630 4*** (22.425 5)	-6.361 6*** (-7.535 0)	0.203 6*** (148.043 0)	贵州	4.702 0*** (7.043 1)	-4.735 6*** (-8.503 7)	0.525 0*** (141.895 9)
江苏	3.039 9*** (4.269 9)	-4.679 1*** (-7.528 7)	0.656 0*** (221.723 0)	云南	1.872 3 (1.529 4)	-3.856 7*** (-5.007 3)	0.800 9*** (149.789 8)
浙江	2.889 5*** (6.942 7)	-5.208 8*** (-5.259 2)	0.648 2*** (276.129 3)	陕西	3.929 8*** (2.926 7)	-2.995 5*** (-3.879 3)	0.527 4*** (64.854 6)
安徽	3.672 2*** (11.247 9)	-6.451 8*** (-12.684 9)	0.599 4*** (432.685 7)	甘肃	9.591 2*** (2.581 3)	-0.826 2 (-1.501 6)	-0.290 9*** (-11.079 7)
福建	0.162 8 (0.154 1)	-4.350 1*** (-3.536 7)	0.911 8*** (235.809 0)	青海	-0.630 5 (-0.263 2)	-0.951 5* (-1.778 5)	1.249 5*** (42.406 2)
江西	3.134 2*** (5.588 6)	-4.883 4*** (-9.427 0)	0.598 3*** (189.874 5)	宁夏	1.784 3* (1.699 1)	-2.498 2*** (-5.064 8)	0.985 6*** (73.991 7)
山东	1.497 6 (1.248 1)	-3.601 4*** (-3.545 6)	0.853 5*** (168.149 0)	新疆	2.160 6*** (9.275 1)	-6.046 0*** (-13.350 5)	0.788 4*** (423.339 9)

注:表中括号内为 Z 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

由表 3 可知,我国四大经济区域的最终状态值 φ_t 的估计值均在 1% 的显著水平上通过 Z 检验,表明模型系数具有显著性,模型估计效果很好。通过进一步观察四大经济区域最终状态值 φ_t 的变化轨迹,可以对比分析其各自的经济增长在样本区间内对其碳排放的动态影响。

(1)东北地区随经济增长的碳排放弹性为正值。具体而言,吉林、辽宁、黑龙江最终状态值 φ_t 的估计值分别为 0.535 8、0.617 1、0.661 7,这说明人均 GDP 每增加 1%,将导致人均碳排放量分别平均增加 0.535 8%、0.617 1%、0.661 7%。相比较而言,吉林每增加一单位的 GDP 所付出的环境代价要低于黑龙江,低于辽宁,吉林的经济增长方式更具备可持续性。这表明东北地区作为老工业基地,受传统经济增长方式的影响较深,振兴东北老工业基地战略的实施在一定程度上加快了经济增长方式的转变。

(2)东部地区随经济增长的碳排放弹性为正值。作为国内经济较发达的区域,北京、天津、上海最终状态值 φ_t 的估计值分别为 0.049 9、0.3735、0.203 6,经济增长所产生的碳排放增量相对较小;经济增长对环境的影响小于河北、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南;特别是福建、海南最终状态值 φ_t 的估计值高达 0.911 8、1.198 4,经济的快速增长付出了沉重的环境代价,加剧了环境恶化。

(3)中部地区随经济增长的碳排放弹性为正值。中部崛起战略的实施加快了中部地区工业化与城市化的进程,此外作为国内重要的交通枢纽和货物贸易中转基地,加速了经济发展,同时也导致了碳排放量的增加。特别是湖北最终状态值 φ_t 的估计值为 0.564 9,人均 GDP 每增加 1%,将导致人均碳排放量平均增加 0.564 9%。

(4)西部地区除甘肃外,其他区域随经济增长的碳排放弹性为正值。甘肃最终状态值 φ_t 的估计值为 -0.290 9,较为特殊,人均 GDP 每增加 1%,将导致其人均碳排放量平均减少 0.290 9%。这并不能表明甘肃的经济增长方式的可持续性,相反也许是由于甘肃的经济增长速度缓慢所造成的。其他区域由于受到西部大开发战略的影响,经济增长速度有所加快,同时环境恶化的程度也有所加深。尤其是青海最终状态值 φ_t 的估计值高达 1.249 5,人均 GDP 每增加 1%,将导致人均碳排放量平均增加 1.249 5%。

由以上模型估计结果可知,我国各省级地区的碳排放弹性系数的数值呈现出区域性差异的特点。环境库兹涅茨曲线表明,经济增长与环境恶化之间呈倒 U 型曲线关系,我国四大经济区域碳排放弹性系数基本上符合库兹涅茨曲线变化规律。并且四大经济区域均处于倒 U 型曲线的左侧,即四大经济区域的碳排放均随着经济的增长而增加,具体区别在于碳排放随经济增长增加的幅度及变化趋势不同,西部地区的碳排放随经济增长而增加的幅度最大,中部地区其次,东北地区居中,东部地区最低。

三、结论与对策

通过对四大经济区域近 30 年的碳排放量和经济增长数据的协整分析表明,碳排放量与经济增长密切相关,两者之间存在长期稳定的均衡关系。状态空间模型对碳排放弹性的估计结果则显示,尽管四大经济区域碳排放的弹性系数整体呈先下降后上升趋势,目前我国正处在能源消费增长较快的时期,短期内难以使碳排放弹性系数降为负值,碳排放仍会随经济增长而继续增加。

与西部地区相比,中部地区维持一单位经济增长所付出的环境代价较低,经济增长方式具有一定的可持续性,但与东部地区和东北地区相比,中部地区在能源利用效率和经济发展的可持续性上还存在很大的差距,这与产业结构和能源结构水平比较低有关。即经济越发达的区域,碳排放弹性系数越低,中西部地区经济的快速发展将以环境的恶化为代价。高投入和高消耗的经济增长方式,使中西部地区的碳排放量在未来还将持续增长,碳排放弹性值可能进一步升高。

因此,四大经济区域应立足于当前,选择合适的低碳发展路径,在缩小经济差距的同时防止环境差距的扩大。首先,要进一步转变经济发展方式、优化产业结构升级,推动以服务业为主的第三产业

的发展,减少工业对碳排放的需求;其次,因地制宜地开展节能减排工作与发展低碳经济。在制定各地区碳减排和发展低碳经济政策时应从各自实际情况出发,东部地区应着力发展技术和资金密集型产业,中西部地区减排的重点和目标应以提高能源利用效率,降低碳排放强度为主^[14]。最后,通过对居民节能减排意识的大力倡导等一系列措施和政策调整,从而改变目前经济增长依赖于大量投资和能源消耗的发展状态,最终实现经济的可持续发展以及构建资源节约型和环境友好型社会^[15]。

参 考 文 献

- [1] 易艳春,宋德勇. 经济增长与我国碳排放:基于环境库兹涅茨曲线的分析[J]. 经济体制改革,2011(3):36-39.
- [2] 徐玉高,郭元,吴宗鑫. 经济发展、碳排放和经济演化[J]. 环境科学进展,1999(7):55-63.
- [3] 胡宗义,唐李伟,苏静. 碳排放与经济增长:空间动态效应与 EKC 再检验[J]. 山西财经大学学报,2013(12):32-38.
- [4] 刘扬,陈劭锋. 基于 IPAT 方程的典型发达国家经济增长与碳排放关系研究[J]. 生态经济,2009(11):26-29.
- [5] 周五七,聂鸣. 中国工业碳排放效率的区域差异研究——基于非参数前沿的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2012(9):58-62.
- [6] 郑长德,刘帅. 基于空间计量经济学的碳排放与经济增长分析[J]. 中国人口·资源与环境,2011(5):82-87.
- [7] ESTEVE V, TAMARIT C. Threshold cointegration and nonlinear adjustment between CO₂ and income: the environmental Kuznets curve in Spain 1857-2007[J]. Energy Economics, 2012(6):2146-2152.
- [8] 王健,路正南,陈春华. 我国经济增长对碳排放的影响分析[J]. 统计与决策,2012(1):135-138.
- [9] 徐小斌,李传昭,徐锦秀. 中国东西部省份能源消耗与经济增长关系比较研究——基于面板数据的协整分析[J]. 科技管理研究,2008(5):132-133.
- [10] 邓吉祥,刘晓,王铮. 中国碳排放的区域差异及演变特征分析与因素分解[J]. 自然资源学报,2014(2):191-193.
- [11] 马大来,陈仲常,王玲. 中国省际碳排放效率的空间计量[J]. 中国人口·资源与环境,2015(1):66-68.
- [12] 董锋,杨庆亮,龙如银,等. 中国碳排放分解与动态模拟[J]. 中国人口·资源与环境,2015(4):6-7.
- [13] 孙赫,梁红梅,常学礼,等. 中国土地利用碳排放及其空间关联[J]. 经济地理,2015(3):155-158.
- [14] 孙耀华,李忠民. 中国各省区经济发展与碳排放脱钩关系研究[J]. 中国人口·资源与环境,2011(5):90-91.
- [15] 孙立成,陈发新,李群. 区域碳排放空间转移特征及其经济溢出效应[J]. 中国人口·资源与环境,2014(8):18-20.

(责任编辑:金会平)