

我国东中西部碳排放量影响因素面板数据研究

宋帮英，苏方林

(广西师范大学 经济管理学院,广西 桂林 541004)

摘要：为促进省域低碳经济发展,以碳排放量为研究对象,采用5个解释变量建立面板数据模型。研究发现:经济增长和产业结构是影响东中部碳排放量的2个最重要变量,影响系数东部依次为0.602,0.544,中部依次为1.441,0.407,其次是人均收入水平、人口增长和能源价格;在西部,人均收入水平和产业结构是影响其碳排放量的2个最重要变量,影响系数分别为0.967,0.788,其次是人口增长、能源价格和经济增长状况;能源价格影响度从东到西依次提高,特别是人均收入对西部碳排放量影响度远远超过东部;因地制宜,对于东、中部地区政府要重视优化经济增长方式和调整其产业结构,对于西部更应重视调整人均收入政策及加强能源价格控制。面板单位根检验我国东中西部各变量均存在一阶单整,面板协整检验省域碳排放量与人们收入水平、经济增长水平、产业结构、能源价格和人口增长之间存在长期稳定内生经济关系。

关键词：低碳经济;碳排放量;面板数据模型;面板单位根检验;面板协整检验

中图分类号：F129.9

文献标志码：A

文章编号：1003-2363(2011)01-0019-06

0 引言

重工业为主导的工业化过程、人口增长以及气温上升等成因所引起的气候变化,已经得到研究共识^[1-13],在此背景下,一种绿色经济发展模式即低碳经济应运而生^[1]。这是以低能耗、低污染、低排放为基础,以能效技术、可再生能源技术和温室气体减排技术的开发和运用为核心,以市场机制、制度框架和政策措施为先导,以减少化石燃料消耗和温室气体排放为标志,以经济社会与生态环境相互和谐为目标的新型发展模式^[2]。这种模式有可能演变成为规制全球经济社会发展格局的新规则^[3]。我国正处于快速工业化和城市化进程中,发展低碳经济,构筑低碳社会,走低碳发展之路,已经成为未来经济发展的必然^[4]。然而,低碳经济的实现面临重大挑战。首先,碳排放量影响因素对碳排放量的影响度是不同的,政府在制定能源产业政策中存在对碳排放量影响因素控制力度的困扰,他们总是试图找到处理碳排放量的关键因素,有重点和针对性处理碳排放量问题。其次,价格管制在一定程度上干扰了市场资源优化配置,把价格政策摆在一个怎样的位置上才能合理抑制碳排放量?另外,碳排放量及其影响因素之间是存在短期关系还是长期均衡关系?通过控制各因素抑制碳排放量后的滞后效果也还需要确定。但是目前对碳排放量的研究文献中,很少有人从空间、计量方法入手建立模型,

测算各影响系数估计值,为政策制定提供理论依据。

国内学者虽然在研究方法上缺乏对空间计量的应用,但是在理论上还是提出不少有益于实现低碳经济的措施^[5-12]。包括:(1)强调实施产业结构调整方面。庄贵阳归结为,走好低碳之路,要调整能源结构,提高能源效率,调整产业结构^[5-6]。邵玲、胡少维认为低碳经济发展的总体规划、绿色信贷、绿色税收和政府投入等相关配套政策须尽快出台,实现我国经济结构调整^[7]。(2)强调低碳技术,提高碳利用率,加强国际和国内技术合作。邢俐认为走“低碳经济范式”发展方向关键在于“低碳技术”开发和应用,进而导致能源利用方式转变^[2]。崔长彬认为必须构建我国碳排放交易体系,包括技术创新、绿色技术创新、碳排放权的初始分配、市场结构和森林碳汇林权等问题处理^[8]。金乐琴、刘瑞认为实现发展与低碳双赢,必须正确评估中国温室气体减排义务和责任;构建促进低碳发展的政策机制,支持低碳技术创新和应用^[9]。(3)强调消费方式方面。陈晓春等提出消费策略:引导家庭合理消费,鼓励学习型消费;引导个人文明消费,诉求消费正义;引导企业低碳生产与消费,支持环保企业;政府要合理引导消费,坚持“低碳化”运作^[10]。(4)构建低碳生活方面。刘学敏认为发展低碳经济必须转变发展理念和价值观,实现经济结构和能源结构转型,从低碳经济到低碳社会:发展低碳交通,构建低碳政府,发展低碳社区,倡导低碳消费,发展低碳校园^[4]。金乐琴、刘瑞也指出构建“低碳经济试点区”等^[9]。国外对低碳经济研究工作相对于国内起步比较早,目前已有文献涉及到对低碳经济的研究,如 Johnston et al.^[11],Treffers et al.^[12],Kawase et al.^[13],Shimada et al.^[14]。借鉴以上研究经验,文中采用较之截面样本具有垂直维度信息和较之时间序列样本具有水平横截面

收稿日期: 2010-04-11; 修回日期: 2010-12-11
基金项目: 广西壮族自治区科技厅软科学项目(桂科软0897003);2009 桂林市第四批科学研究与技术开发项目(16)
作者简介: 宋帮英(1983-),女,山东临沂人,硕士研究生,主要从事区域经济和空间计量经济方面的研究,(E-mail) bb305@163.com。

信息的面板数据模型,并引入空间效应和计量方法,理论上对低碳能源理论发展进行补充和完善,实践上为政府制定经济与环境相互发展的能源战略提供指导。

1 模型方法

1.1 模型构建

根据需求函数 $Q(x) = E_{\text{price}}$,而碳排放量直接受到煤炭需求量的影响,继续采用与碳排放量最为密切的 5 个解释变量,借鉴 $C-D$ 函数双对数经验模式,建立模型如下

$$\ln E_{\text{gqi}} = C + \beta_1 \ln E_{\text{GDP}_i} + \beta_2 \ln E_{\text{stru}_i} + \beta_3 \ln E_{\text{peo}_i} + \beta_4 \ln E_{\text{price}_i} + \beta_5 \ln E_{\text{py}_i} + \mu_i。$$

(1)

式中: i 表示除西藏和港澳台外的中国的 30 个省市区; β 表示参数估计值; $\ln E_{\text{gqi}}$ 表示各地区碳排放量; $\ln E_{\text{GDP}_i}$ 表示各地区生产总值; $\ln E_{\text{stru}_i}$ 表示各地区产业结构; $\ln E_{\text{peo}_i}$ 表示各地区人口数量; $\ln E_{\text{py}_i}$ 表示各地区人均收入水平; $\ln E_{\text{price}_i}$ 表示各地区煤炭价格; μ_i 表示随机干扰项。

对于被解释变量 (E_{gq}),目前统计资料还没有碳排放量这个指标,徐国泉等^[15]已经测出 1995—2004 年碳排放总量,对于 2005—2007 年碳排放量我们采用灰色预测方法得出。再根据其假设碳排放量和能源消费成正比,把全国碳排放量分摊到各省域(由于西藏数据缺失,总碳排放量以及分摊均不包括西藏),得到 1995—2007 年各省域完整的碳排放量数值。计算公式如下,即

$$G_i(m) = \frac{E_i(m)}{E_{\text{total}}(m)} G_{\text{total}}(m), i = 1, 2, 3 \cdots 30。$$

(2)

式中: m 表示煤炭能源; $G_i(m)$ 表示 i 省域碳排放量; $G_{\text{total}}(m)$ 表示全国总碳排放量; $E_i(m)$ 表示 i 省域煤炭消费量; $E_{\text{total}}(m)$ 表示全国总煤炭能源消费总量。

对于解释变量,省域经济发展状况 (E_{GDP}): 各省历

年地区生产总值,并转化成以 1995 年为基期的时间序列; 产业结构 (E_{stru}) 以各省“第二产业与第三产业产值之比”反映产业结构,第二产业与第三产业也转化为 1995 年为基期的时间序列; 人口总量 (E_{peo}) 采用各省“人口总量”衡量人口状况; 能源价格 (E_{price}) 采用各省历年工业品出厂价格指数,但其中海南 2002 年以前与青海 1995—1996 年工业品出厂价格指数缺失,采用对应年份居民消费价格指数代替,并且均转化成以 1995 年为定基的价格指数; 人们收入水平 (E_{py}) 采用各省城镇居民平均每人全年家庭收入与农村居民家庭人均纯收入之和。

1.2 研究区域与数据来源

文中研究区域是除西藏和港澳台外的中国的 30 个省市区。东、中、西部划分如下: 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南 11 个省市; 中部地区包括黑龙江、吉林、山西、河南、湖北、湖南、江西和安徽 8 个省; 西部地区包括四川、重庆、云南、广西、贵州、青海、宁夏、陕西、甘肃、内蒙古和新疆 11 个省、市、自治区。所有数据均来自《中国统计年鉴》(2006—2008)、《中国能源统计年鉴》(2006—2008)、各省统计年鉴(2006—2008)、《新中国五十五年统计资料汇编》以及《中国城市(镇)生活与价格年鉴》(2008)。

2 碳排放量与经济发展的实证研究

根据模型(1),运用混合最小二乘估计(Pooled Least Squares, PLS),考虑到异方差和序列相关问题,采用了截面加权(cross-section weights)、时期加权(period weights)等不同权重。实证结果如表 1。

表 1 碳排量影响因素面板数据回归结果									
Tab. 1 Results of influencing factors of carbon emission based on panel data analysis									
变量	东部(模型 I)			中部(模型 II)			西部(模型 III)		
	系数	标准差	T 统计量	系数	标准差	T 统计量	系数	标准差	T 统计量
$\ln E_{\text{GDP}}$	0. 602***	0. 016	37. 948	1. 441***	0. 272	5. 298	0. 076	0. 139	0. 547
$\ln E_{\text{stru}}$	0. 544***	0. 005	100. 575	0. 407***	0. 135	3. 019	0. 788***	0. 143	5. 518
$\ln E_{\text{peo}}$	0. 343***	0. 004	91. 184	- 0. 004	0. 167	- 0. 023	0. 541***	0. 163	3. 320
$\ln E_{\text{price}}$	- 0. 109***	0. 013	- 8. 495	- 0. 294***	0. 097	- 3. 048	- 0. 357***	0. 100	- 3. 566
$\ln E_{\text{py}}$	0. 474***	0. 004	119. 150	0. 333**	0. 150	2. 218	0. 967***	0. 139	6. 965
常数项	- 14. 905***	0. 151	- 98. 476	- 20. 675***	3. 361	- 6. 152	- 18. 022***	1. 880	- 9. 586
$AR(1)$	1. 412***	0. 052	26. 950	0. 963***	0. 008	122. 190	0. 950***	0. 008	121. 371
$AR(2)$	- 0. 445***	0. 049	- 9. 026	-	-	-	-	-	-
DW	2. 108			2. 091			2. 168		
调整后 R^2	0. 999 9			0. 992 0			0. 995 6		
F 值	146 000. 100			1 968. 796			4 883. 418		

说明: *** 表示通过 1% 显著性水平, ** 表示通过 5% 显著性水平, * 表示通过 10% 显著性水平。

模型 I, II, III 中调整后的 R^2 均达到 99% 以上,模型都拟合得很好, DW 值均在 2 左右,不存在序列相关现

象,各变量的参数除模型 II 中 $\ln E_{\text{peo}}$ 和模型 III 中 $\ln E_{\text{GDP}}$ 没有通过 5% 显著性水平检验外,其他均通过了 5% 或

1% 显著性水平检验。在模型 I 中, $\ln E_{\text{GDP}}$, $\ln E_{\text{stru}}$ 是影响东部碳排放量水平最重要的 2 个因素, 东部经济发展水平和第二产业与第三产业比值每变化 1%, 分别引起碳排放量增加 0.602% 和 0.544%。其次是 $\ln E_{\text{py}}$, $\ln E_{\text{peo}}$ 和 $\ln E_{\text{price}}$, 人均收入水平、人口增长和能源价格每变化 1%, 分别引起碳排放量增加 0.474%, 0.343% 和 -0.109%。参数估计值表明, 东部碳排放量增加主要因为经济发展方式和产业结构不合理, 东部地区经济发展起步早, 早期粗放式发展方式存在很多问题, 第二产业中特别是化工产业排放大量的 CO_2 是主要来源。经济发展水平较高的东部地区, 人均收入普遍较高, 通过人均收入和能源价格来影响产品消费(特别是含碳量较大产品), 进而控制碳排放量, 不如转变经济发展方式和调整产业结构政策更有效。而人口控制成效比较缓慢, 效果也一般。在模型 II 中, $\ln E_{\text{GDP}}$, $\ln E_{\text{stru}}$ 也是影响中部碳排放量水平最重要的 2 个因素, 中部经济发展水平和第二产业与第三产业比值每变化 1%, 分别引起碳排放量增加 1.441% 和 0.407%。其次是 $\ln E_{\text{py}}$ 和 $\ln E_{\text{price}}$, 人均收入水平和能源价格每变化 1%, 分别引起碳排放量增加 0.333% 和 -0.294%。但中部和东部存在不同, 首先, 经济发展水平影响比重上升, 这说明对于发展起步晚于东部的中部地区, 经济发展方式优化是影响现在和以后中部碳排放量大小极其重要因素。由于正在发展中的中部经济发展方式还未成形, 不像东部已经形成了路径依赖, 所以, 中部地区在发展方式优化上具有优势。其次, 通过控制能源价格影响碳消费进而影响碳排放的政策效果明显上升。中部地区人均收入水平影响度远小于东部, 中部碳排放量对价格的敏感度相对于东部较敏感。在模型 III 中, $\ln E_{\text{py}}$ 和 $\ln E_{\text{stru}}$ 是影响西部碳排放量水平最重要的 2 个因素, 人均收入水平和第二产业和第三产业的比值每变化 1%, 分别引起碳排放量增加 0.967% 和 0.788%, 其次是 $\ln E_{\text{peo}}$ 和 $\ln E_{\text{price}}$, 两者每变化 1%, 分别

引起碳排放量增加 0.541% 和 -0.357%。可以看出, 相对比东、中部, 在经济发展较落后的西部, 人均收入水平和能源价格对碳消费量的影响度更大, 增加碳税和能源价格上升引起人均可支配收入的缩水, 对产品消费(特别是含碳量较大的产品)影响很大, 鼓励政府对西部地区对含碳量较大的产品进行价格上调或征税, 这种实施效果要远远好于东部和中部。另外, 西部地区产业结构对环境的影响度要远远大于中部和东部, 不能忽视西部地区产业结构的调整, 这是影响西部低碳之路的长久性因素。

以上回归结果的准确性必须建立在数据平稳性检验之上, 所以, 我们需进一步对东、中、西部各变量原值的对数进行单位根检验。文中采用既有趋势又有截距的检验模式, 采用适用于相同根下的 LLC 检验、Breitung 检验和适用于不同根下的 IPS 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验等 5 种检验方法。对于出现检验结果的不一致性, 更注重相同根单位根检验 LLC(Levin-Lin-Chu) 检验和不同根单位根检验 Fisher-ADF 检验。根据表 2, 除了在 LLC 检验形式下, $\ln E_{\text{GDP}}$, $\ln E_{\text{stru}}$, $\ln E_{\text{peo}}$ 均在 1% 显著性水平拒绝“存在单位根”的原假设, 在 Breitung 检验形式下, $\ln E_{\text{GDP}}$, $\ln E_{\text{peo}}$, $\ln E_{\text{py}}$ 均在 5% 显著性水平下拒绝“存在单位根”的原假设和在 PP-Fisher 检验下在 1% 显著性水平下显著外, 其他情况下各变量均不显著, 即各变量均不能拒绝“存在单位根”的原假设, 综合考虑 $\ln E_{\text{GDP}}$, $\ln E_{\text{stru}}$, $\ln E_{\text{peo}}$, $\ln E_{\text{price}}$, $\ln E_{\text{py}}$ 均存在单位根现象; 对各变量一阶差分进行单位根检验发现, 除了 $\Delta \ln E_{\text{stru}}$ 在 Breitung 和 PP-Fisher 检验形式下不显著, 以及 $\Delta \ln E_{\text{py}}$ 在 Breitung 检验形式下不显著外, 在其他情况下, 各变量对数的一阶差分值均通过 5% 或 10% 显著性水平检验, 这表明 $\ln E_{\text{GDP}}$, $\ln E_{\text{stru}}$, $\ln E_{\text{peo}}$, $\ln E_{\text{price}}$, $\ln E_{\text{py}}$ 均存在一阶单整。

表 2 东部碳排放影响因素的单位根检验
Tab. 2 Tests of unit root on influencing factors of Eastern China

检验形式	原值对数						一阶差分					
	$\ln E_{\text{gq}}$	$\ln E_{\text{GDP}}$	$\ln E_{\text{stru}}$	$\ln E_{\text{peo}}$	$\ln E_{\text{price}}$	$\ln E_{\text{py}}$	$\Delta \ln E_{\text{gq}}$	$\Delta \ln E_{\text{GDP}}$	$\Delta \ln E_{\text{stru}}$	$\Delta \ln E_{\text{peo}}$	$\Delta \ln E_{\text{price}}$	$\Delta \ln E_{\text{py}}$
LLC	-1.196 4	-2.124 9	-3.120 3	-4.598 4	-0.702 5	0.352 9	-7.724 7	-4.665 4	-6.591 1	-11.936 2	-18.533 6	-12.282 9
检验	(0.115 8)	(0.016 8)	(0.000 9)	(0.000 0)	(0.241 2)	(0.637 9)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
Breitung	3.738 5	-1.774 7	2.962 5	-1.701 1	2.391 9	-4.733 7	-3.404 0	-2.118 8	-1.004 9	-10.578 7	-3.286 6	0.428 1
检验	(0.999 9)	(0.038 0)	(0.998 5)	(0.044 5)	(0.991 6)	(0.000 0)	(0.000 3)	(0.017 1)	(0.157 5)	(0.000 0)	(0.000 5)	(0.665 7)
IPS	3.313 5	1.746 4	-0.732 7	-1.033 6	3.636 7	2.791 8	-3.856 4	-1.752 0	-1.515 8	-5.799 1	-10.580 1	-8.239 2
检验	(0.999 5)	(0.959 6)	(0.231 9)	(0.150 7)	(0.999 9)	(0.997 4)	(0.000 1)	(0.039 9)	(0.064 8)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
ADF-Fisher	8.539 0	17.740 0	29.591 0	28.031 0	4.481 6	10.084 3	51.898 5	34.443 9	35.835 4	68.089 8	115.567 0	91.985 0
检验	(0.995 4)	(0.721 3)	(0.128 7)	(0.174 7)	(1.000 0)	(0.985 5)	(0.000 3)	(0.044 2)	(0.031 6)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
PP-Fisher	3.697 8	6.004 2	24.516 7	45.666 7	3.270 9	4.389 0	93.469 6	45.926 7	21.266 4	132.204 0	88.366 3	148.749 0
检验	(1.000 0)	(0.999 7)	(0.320 7)	(0.002 2)	(1.000 0)	(1.000 0)	(0.000 0)	(0.002 0)	(0.504 3)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)

说明: 括号中数据为 p 显著性水平值; 检验形式为既有截距项也有趋势项。下表同。

根据表 3, 除了 $\ln E_{\text{GDP}}$ 在 Breitung 检验形式下和 $\ln E_{\text{peo}}$ 在 LLC 检验形式下在 1% 显著性水平上拒绝“存在

单位根”的原假设之外,其他情况下各变量原值的对数均不能拒绝“存在单位根”的原假设,说明中部各变量原值的对数是非平稳的,存在单位根现象;对各变量对数进行一阶差分检验单位根发现,除了 $\Delta \ln E_{\text{GDP}}$ 在

Breitung,IPS,和 ADF-Fisher 检验形式下不显著,以及 $\Delta \ln E_{\text{py}}$ 在 Breitung 检验形式下不显著之外,其他情况下变量均显著。综合来说,中部各变量原值的对数存在一阶单整。

表 3 中部碳排放影响因素的单位根检验

Tab. 3 Tests of unit root on influencing factors of Central China

检验形式	原值对数						一阶差分					
	$\ln E_{\text{gq}}$	$\ln E_{\text{GDP}}$	$\ln E_{\text{stru}}$	$\ln E_{\text{peo}}$	$\ln E_{\text{price}}$	$\ln E_{\text{py}}$	$\Delta \ln E_{\text{gq}}$	$\Delta \ln E_{\text{GDP}}$	$\Delta \ln E_{\text{stru}}$	$\Delta \ln E_{\text{peo}}$	$\Delta \ln E_{\text{price}}$	$\Delta \ln E_{\text{py}}$
LLC	0.857 4	2.455 2	-1.151 8	-3.773 9	-1.100 3	1.335 7	-5.125 3	-4.373 8	-4.115 6	-10.876 0	-10.033 0	-10.551 9
检验	(0.804 4)	(0.993 0)	(0.124 7)	(0.000 1)	(0.135 6)	(0.909 2)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
Breitung	4.211 1	-3.956 4	3.250 7	-0.844 0	1.117 4	-0.727 7	-2.387 7	2.064 9	-1.701 1	-8.391 1	-3.562 2	0.582 3
检验	(1.000 0)	(0.000 0)	(0.999 4)	(0.199 3)	(0.868 1)	(0.233 4)	(0.008 5)	(0.980 5)	(0.044 5)	(0.000 0)	(0.000 2)	(0.719 8)
IPS	4.619 4	3.697 5	2.061 9	0.214 4	2.671 4	3.795 2	-2.754 6	-0.857 0	-1.601 6	-5.384 4	-5.608 3	-5.473 0
检验	(1.000 0)	(0.999 9)	(0.980 4)	(0.584 9)	(0.996 2)	(0.999 9)	(0.002 9)	(0.195 7)	(0.054 6)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
ADF-Fisher	0.772 6	2.525 3	12.111 2	13.663 6	4.409 4	4.598 5	32.309 8	20.454 3	25.297 5	53.294 8	55.193 8	52.555 5
检验	(1.000 0)	(0.999 9)	(0.736 3)	(0.623 8)	(0.998 0)	(0.997 4)	(0.009 1)	(0.200 5)	(0.064 7)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
PP-Fisher	0.985 0	0.190 8	5.053 6	22.885 2	0.786 1	0.589 7	47.673 9	33.517 7	34.035 5	105.49 2	54.794 9	78.602 6
检验	(1.000 0)	(1.000 0)	(0.995 5)	(0.116 8)	(1.000 0)	(1.000 0)	(0.000 1)	(0.006 3)	(0.005 4)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)

根据表 4,除了在 LLC 检验形式下, $\ln E_{\text{gq}}, \ln E_{\text{peo}}$ 通过 1% 或 10% 显著性水平检验,以及在 Breitung 检验形式下, $\ln E_{\text{peo}}, \ln E_{\text{py}}$ 通过 5% 或 1% 显著性水平检验,拒绝“存在单位根”的原假设外,其他情况下各变量原值的对数均不能拒绝“存在单位根”的原假设,说明西部各变量原值的对数均存在单位根现象;对各变量对数进行一阶

差分检验单位根发现,除了 $\Delta \ln E_{\text{stru}}$ 在 PP-Fisher 检验下没有通过 1% 显著性水平检验和在 Breitung,IPS 和 ADF-Fisher 检验形式下 $\Delta \ln E_{\text{GDP}}$ 均不显著,以及在 Breitung 检验形式下 $\Delta \ln E_{\text{py}}$ 也不显著之外,其他情况下各变量原值的对数均显著。综合以上考虑:西部各变量原值的对数存在一阶单整。

表 4 西部碳影响因素的单位根检验

Tab. 4 Tests of unit root on influencing factors of Western China

检验形式	原值对数						一阶差分					
	$\ln E_{\text{gq}}$	$\ln E_{\text{GDP}}$	$\ln E_{\text{stru}}$	$\ln E_{\text{peo}}$	$\ln E_{\text{price}}$	$\ln E_{\text{py}}$	$\Delta \ln E_{\text{gq}}$	$\Delta \ln E_{\text{GDP}}$	$\Delta \ln E_{\text{stru}}$	$\Delta \ln E_{\text{peo}}$	$\Delta \ln E_{\text{price}}$	$\Delta \ln E_{\text{py}}$
LLC	-1.334 7	3.873 6	-1.185 5	-3.711 5	0.235 5	3.868 1	-8.312 8	-2.722 9	-5.548 9	-10.265 4	-8.967 6	-7.048 3
检验	(0.091 0)	(0.999 9)	(0.117 9)	(0.000 1)	(0.593 1)	(0.999 9)	(0.000 0)	(0.003 2)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
Breitung	2.536 6	-0.107 8	4.057 8	-1.943 6	2.030 3	-3.576 7	-3.407 7	1.686 6	-2.009 9	-4.792 9	-3.663 0	2.213 9
检验	(0.994 4)	(0.457 1)	(1.000 0)	(0.026 0)	(0.978 8)	(0.000 2)	(0.000 3)	(0.954 2)	(0.022 2)	(0.000 0)	(0.000 1)	(0.986 6)
IPS	2.830 5	7.794 9	2.220 0	-0.145 6	3.330 3	4.214 4	-4.452 7	-0.128 6	-1.531 6	-5.909 6	-4.482 0	-4.243 5
检验	(0.997 7)	(1.000 0)	(0.986 8)	(0.442 1)	(0.999 6)	(1.000 0)	(0.000 0)	(0.448 8)	(0.062 8)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
ADF-Fisher	8.297 3	2.464 3	9.873 8	21.483 9	5.097 4	10.319 0	57.036 2	21.690 2	31.744 9	72.415 1	59.581 9	55.731 5
检验	(0.996 3)	(1.000 0)	(0.987 4)	(0.491 0)	(0.999 9)	(0.983 2)	(0.000 1)	(0.478 5)	(0.081 9)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 1)
PP-Fisher	2.970 7	0.252 3	6.880 8	24.006 5	0.779 5	12.587 9	79.351 6	52.092 2	18.071 5	151.017 0	86.102 5	102.938 0
检验	(1.000 0)	(1.000 0)	(0.999 1)	(0.346 9)	(1.000 0)	(0.944 0)	(0.000 0)	(0.000 3)	(0.701 7)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)

东、中、西部变量单位根检验结果发现,各变量对数值均存在一阶单整,所以,可以对东、中、西部排放量与经济发展进行协整检验,首先采用 Pedroni (E-G) 检, Pedroni (1999) 构造了 7 个检验面板变量协整关系的统计量,其中,Panel v, Panel rho, Panel PP 和 Panel ADF 4 个统计量是用于联合组内维度 (within-dimension) 描述,另外 Group rho, Group PP 和 Group ADF 3 个统计量用与组间维度 (between-dimension) 描述^[16]。结果如表 5,东、中、西部的组内统计量 Panel v, Panel rho 检验在 5% 显著性水平下均不能拒绝“不存在协整关系”的原假设,但是

东、中部的 Panel PP 和 Panel ADF 检验以及西部的 Panel ADF 检验,在 1% 显著性水平下均通过拒绝“不存在协整关系”的原假设检验。东、中、西部的组间统计量 Group rho 在 5% 显著性水平下不能拒绝“不存在协整关系”的原假设,但是 Group PP 和 Group ADF 在 1% 显著性水平下均通过拒绝“不存在协整关系”的原假设检验。Pedroni (1999) 指出:每一个标准化的统计量都趋于正态分布,但在小样本情况下,Panel ADF, Group ADF 检验效果最好,检验结果不一致时要以这 2 个为标准,Panel V, Group rho 检验效果最差,其他处于中间^[16]。所以,Pe-

droni 协整检验认定,东、中、西部省域碳排放量和经济增长间存在协整关系。另外,进一步根据 Kao 协整检验,东、中、西部统计量均通过了 1% 显著性水平检验,表明省域碳排放量和经济增长间也存在协整关系。综合以

上得出:东、中、西部省域碳排放量与经济发展状况、产业结构、人口增长、能源价格、人们消费支出能力之间存在长期稳定的内生经济关系。

表 5 碳排放量与各影响因素关系的协整检验
Tab.5 Tests of cointegration on relations among carbon emission and its influencing factors

检验形式	东部		中部		西部	
	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值
Panel v 统计量	-2.040 0	0.979 3	-1.293 5	0.902 1	-3.996 4	1.000 0
Panel rho 统计量	4.806 5	1.000 0	3.617 3	0.999 9	5.465 5	1.000 0
Panel PP 统计量	-9.451 2	0.000 0	-5.923 5	0.000 0	-0.234 0	0.407 5
Panel ADF 统计量	-2.491 0	0.006 4	-2.857 7	0.002 1	-3.981 4	0.000 0
Group rho 统计量	5.851 6	1.000 0	4.419 4	1.000 0	5.854 1	1.000 0
Group PP 统计量	-11.299 5	0.000 0	-10.613 8	0.000 0	-8.773 8	0.000 0
Group ADF 统计量	-2.863 2	0.002 1	-2.768 2	0.002 8	-3.928 4	0.000 0

3 结论和政策

文中采用 1995—2007 年省域 2 340 个数据,对中国东中西部碳排放量和低碳经济发展关系进行面板数据实证分析,建模中创新性运用空间、计量方法,研究结构更加严密,并对东中西部面板数据模型进行单位根检验发现,东、中、西部各变量原值的对数一阶差分后均是平稳的,协整检验证实东、中、西部省域碳排放量与经济发展状况、产业结构、人口增长、能源价格、人均收入水平之间存在长期稳定的关系。具体结论和相关政策建议如下:(1)制定有效的区域协调合作政策。产业结构和经济增长状况是影响东、中部碳排放量 2 个最重要的因素,人均收入水平和产业结构是影响西部碳排放量 2 个最重要的因素。这一方面为政府有重点、有策略地制定能源政策,特别是为分区域的能源政策提供了理论支持,另一方面通过测量影响因素系数大小为政府治理效果大小作出估计;人均收入水平和能源价格对碳消费量的影响度从东部到西部依次增大,这说明鼓励政府对西部含碳量较大的产品进行价格上调或征税,或者适当对高收入者个人可支配收入征税,这种政策的实施效果要远远好于东部和中部。(2)以市场引导为主的价格政策。能源价格是影响碳排放量最直接的因素,能源价格和碳排放量大小成负相关。价格上升降低了人均可支配收入,从而降低人们对能源的需求量,减少了碳排放量。但是,能源价格立竿见影的效果提醒我们对能源价格调整要谨慎,政府对市场的干预不能破坏市场自身资源优化配置的属性。加强和鼓励企业参加能源市场交易机制。(3)鼓励区域产业技术联盟,甚至是国际技术联盟。实证研究表明产业结构调整是影响低碳经济发展的长久因素,技术改进和联盟则是进行产业结构调整、实现低碳经济发展之路的关键因素。目前,我国已经开始探寻技术的联盟机制,这有利于提高能源开发、

利用和转换中的关键技术,减少了能源处理的交易成本。(4)鼓励和实施低碳生活。高人口基数和高人口增长率是碳排放量增加的重要原因,人口增长和碳排放量成正相关。随着对家用电器、小汽车等高碳排放量用品的增加,这无疑加重了我国实现低碳的难度。为此“控制人口数量,提高人口素质”的政策依然很重要;节能、减排和珍惜保护合理利用每一份资源;建立低碳示范基地、低碳社区,低碳交通和低碳校园,抑制低碳经济发展中由于人口增加带来的碳排放量的增加。(5)构建低碳绿色税收政策。人均收入水平对碳排放量的影响度不可忽视,特别是在西部地区,鼓励适当降低高收入者收入,对收入等级实行差异化税率,对含碳量较高产品实行绿色税收制度,对企业产品实行碳排放权限制。

参考文献:

[1] 付允,马永欢,刘怡君,等. 低碳经济的发展模式研究[J]. 中国人口·资源与环境,2008,18(3):14-19.
[2] 邢俐. 低碳经济范式下能源利用方式转变研究[D]. 北京:中共中央党校,2009.
[3] 李俊峰,马玲娟. 低碳经济是规制世界发展格局的新规则[J]. 世界环境,2008(2):17-20.
[4] 刘学敏. 低碳发展之路需要经济和能源结构双重转型[J]. 中国科技投资,2009(7):39-41.
[5] 庄贵阳. 中国经济低碳发展的途径与潜力分析[J]. 国际技术经济研究,2005,8(3):8-12.
[6] 庄贵阳. 中国:以低碳经济应对气候变化挑战[J]. 环境经济,2007(1):69-71.
[7] 邵玲,胡少维. 促进低碳经济发展的政策须尽快出台[J]. 金融与经济,2009(9):4-5.
[8] 崔长彬. 低碳经济模式下中国碳排放权交易机制研究[D]. 石家庄:河北师范大学,2009.
[9] 金乐琴,刘瑞. 低碳经济与中国经济发展模式转型[J]. 经济问题探索,2009(1):84-87.

[10] 陈晓春,张喜辉. 浅谈低碳经济下的消费引导[J]. 消费经济,2009,25(2):71-74.

[11] Johnston D, Lowe R, Bell M. An Exploration of the Technical Feasibility of Achieving CO₂ Emission Reductions in Excess of 60% within the UK Housing Stock by the Year 2050 [J]. Energy Policy,2005,33(13):1643-1659.

[12] Treffers T, Faaij A P C, Sparkman J, et al. Exploring the Possibilities for Setting up Sustainable Energy Systems for the Long Term: Two Visions for the Dutch Energy System in 2050[J]. Energy Policy,2005,33 (13): 1723-1743.

[13] Kawase R, Matsuoka Y, Fujino J. Decomposition Analysis of CO₂ Emission in Long-term Climate Stabilization Scenarios [J]. Energy Policy, 2006,34 (15): 2113-2122.

[14] Shimada K, Tanaka Y, Gomi K, et al. Developing A Long-term Local Society Design Methodology towards A Low-carbon Economy: An Application to Shiga Prefecture in Japan[J]. Energy Policy, 2007,35 (9): 4688-4703.

[15] 徐国泉. 中国碳排放量的因素分解模型及实证分析: 1995—2004[J]. 中国人口·资源与环境,2006,16 (6):158-161.

[16] Pedroni P. Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels [R]. Indiana: Indiana University,1999.

Panel Data Analysis about
Influencing Factors of Carbon Emission
of Eastern China Central China and Western China

Song Bangying , Su Fanglin

(School of Economics & Management of Guangxi Normal University, Guilin 541004, China)

Abstract: The article which is focus on carbon emission uses five explanatory variables to establish panel data models for development of a low-carbon economy of Chinese provincial. The results show as follows: the most important factors which affect carbon emission of Eastern China and Central China are economic growth and industrial structure, the influencing coefficients of Eastern China are 0.602,0.544 respectively, and they are 1.441,0.407 in Central China, the follower are the level of per capita income level, population growth and energy pricing; In Western China, the most important factors which affect carbon emission are per capita income level and industrial structure, and the influencing coefficients are 0.967, 0.788 respectively, the follower are population growth, energy pricing and economic growth; The influencing coefficients of energy pricing is increasing gradually from east to west, especially the influencing coefficients which the level of per capita income has effect on carbon emission of Western China is far more greater than Eastern China; Suiting measures to local conditions, government should focus on optimizing the mode of economic growth and adjusting industrial restructure in Eastern China and Central China, but emphasizing on control of per capita income level and energy pricing in Western China. By using of unit root tests of panel data, all variables are exist first order cointegration in Eastern China, Central China and Western China. Through the cointegration tests of panel data, there are exist endogenous economic relationships among carbon emission of Chinese provincial and the level of per capita income, economic growth, industrial structure, energy pricing and population growth. At last, relevant policy recommendations are put forward.

Key words: a low-carbon economy;carbon emission;panel data models;unit root tests of panel data;the cointegration tests of panel data