

doi:10.16055/j.issn.1672-058X.2015.0006.005

中国区域碳排放与影响因素关系的实证分析*

——基于省际面板数据

毛明明¹, 孙建^{2**}

(1.重庆工商大学 长江上游经济研究中心,重庆 400067;2.重庆工商大学 经济学院,重庆 400067)

摘要:综合考虑经济增长和能源强度对碳排放量的影响,采取中国 30 个省市 1997-2011 年的相关数据,运用面板单位根、协整检验方法和误差修正模型,描述了东中西部地区碳排放总量、GDP 总量和碳排放强度的变动趋势,验证了中国各区域间经济增长、能源强度与碳排放量存在长期协整关系,经济规模每增长 1%,碳排放将增长 1.42%。从短期的误差修正模型结果上看,碳排放与经济增长、能源强度之间存在动态调整机制。

关键词:经济增长;能源强度;面板数据

中图分类号:F224.2

文献标识码:A

文章编号:1672-058X(2015)06-0021-09

1 文献规划

在 2009 年的联合国大会上,胡锦涛总书记向世界作出承诺,到 2020 年能源消耗的强度要下降 40%~45%。近年来雾霾天气的频繁发生,世界各国呼吁要大力发展低碳经济,其内涵是强调发展过程和途径,通过低碳能源技术的开发和经济发展方式的转变,减缓由于经济快速增长,新增能源需求所引起的碳排放增长,以相对较低的碳排放水平,实现现代化建设的目标。因此,经济增长、能源强度如何影响二氧化碳的排放成为低碳经济研究的重要的问题。

近年来,国内外学者对中国碳排放的影响因素做了较多的实证研究。WANG 等(2005)采用 LMDI 方法对我国 1957-2000 年的 CO₂ 排放进行分解,结果表明能源强度是减少 CO₂ 排放的最重要的因素^[1];徐国泉,等(2006)的研究结果显示经济增长是拉动我国人均碳排放的主要原因^[2];FAN Y 等(2007)运用 AWD 方法对我国 1980-2003 年期间的碳排放强度做了实证分析,研究结果认为我国碳排放强度下降的主要原因是由于实际能源强度的降低所致^[3]。

从以上文献可知,碳排放受到能源强度和经济增长的影响。而国内学者研究经济增长与碳排放之间的实证分析较多,如蔡静霞等(2013)取黑龙江省 1990-2009 年的数据,对碳排放与经济增长协整关系进行实证分析与检验,结果表明,从长期看,黑龙江省碳排放与经济增长之间存在长期的均衡关系^[4];田云等(2013)研究武汉市碳排放与经济增长间的关系,结果表明,长期来看,碳排放与经济增长之间存在长期均衡关系^[5];姚韬(2014)对我国能源消费、碳排放和经济增长的相关性进行了实证分析,结果表明我国的碳排放

收稿日期:2014-10-20;修回日期:2014-11-25.

* 基金项目:国家社会科学基金项目(12XJY016;13BJY024).

作者简介:毛明明(1989-),女,河南濮阳人,硕士研究生,从事计量经济研究.

** 通讯作者:孙建(1974-),男,四川崇州人,博士,硕士生导师,副教授,从事应用数量经济学、产业与组织和政策绩效评价研究.

量与 GDP 增长率之间存在着长期稳定的均衡关系^[6];吴振信等(2012)基于中国 30 个省市 2000-2009 年的面板数据,研究中国经济增长、产业结构对碳排放的影响,结果表明,碳排放量和经济增长、产业结构分别存在长期均衡的协整关系^[7];李湘玲等(2013)构建了产业结构与碳排放量的误差修正模型,结果发现,产业结构重型化趋势与碳排放量之间存在长期动态均衡关系^[8]。

上述相关文献为研究中国分地区碳排放与 GDP、能源强度之间的关系提供了有力借鉴,研究与上述研究存在不同:首先,采用“电(热)碳分摊”原则对中国 30 个省市 1997-2011 年面板数据进行碳排放核算,并划分东中部地区;其次运用协整、误差修正模型研究碳排放与 GDP、能源强度之间的长期均衡关系和短期动态关系。

2 研究方法、模型设定以及数据处理

2.1 研究方法

20 世纪 70 年代以前的建模技术都是以“经济事件序列数据平稳”这一前提设计,而 Granger 首先提出若经济序列不平稳的状况下,可能出现虚假回归的现象。1987 年 Engle 和 Granger 指出,若各变量是同阶单整,可进行协整检验,从而提出碳排放量与 GDP 和能源强度是否存在长期均衡关系,并在此基础上建立误差修正模型,说明碳排放量与 GDP 和能源强度的短期波动的影响。现分别介绍研究所需的面板单位根检验、协整检验和误差修正模型等方法。

2.1.1 面板单位根检验

对面板数据考虑下面的 AR(1) 过程:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + x'_{it} \delta_i + \mu_{it}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T_i \quad (1)$$

式(1)中, x_{it} 表示模型中外生变量向量,包括各截面的固定影响和时间趋势。 N 表示截面成员的个数, T_i 表示第 i 个截面成员的观测时期数,参数 ρ_i 为自回归系数,随机误差项 μ_{it} 相互满足独立同分布假设。可见,对于式(1)中所表示的 AR(1) 过程,如果 $|\rho_i| < 1$,则对应的序列为平稳序列,如果 $|\rho_i| = 1$,则对应的序列为非平稳序列。

根据对式(1)中参数 ρ_i 的不同限制,可以将面板数据的单位根检验方法分为两大类。一类为相同单位根情形下的单位根检验,这类方法假设式(1)中参数 ρ_i 满足 $\rho_i = \rho$;另一类为不同根情形下的单位根检验,这类检验方法允许面板数据中各截面序列具有不同的单位根过程,即允许假设式(1)中参数 ρ_i 跨截面不同。相同根情形下的单位根检验方法主要有 LLC^[9] 检验、Breitung 检验、Hadri 检验;不同根情形下的单位根检验方法主要有 IPS 检验、Fisher-ADF^[10] 检验、Fisher-PP^[10] 检验。上述 6 种检验中,除 Hadri 检验的原假设是面板数据中的各截面序列都不含有单位根,其余 5 种单位根检验的原假设均是面板数据中各截面序列存在单位根。

2.1.2 面板数据的协整检验

面板数据的协整检验方法可以分为两大类,一类是建立在 E-G 两步法检验基础上的面板协整检验,具体方法主要有 Pedroni 检验和 Kao 检验;另一类是基于回归系数为基础的面板协整检验,具体方法是 Johansen 协整检验。Gutierrez(2003)运用 Monte Carlo 模拟对协整检验的几种方法进行了比较,认为在 T 较小(大)时 Kao 检验比 Pedroni(1999)检验有更高(低)的功效。

Kao(1999)首次提出虚假面板回归问题,讨论的模型形式为

$$y_{it} = x'_{it} \beta + z'_{it} \gamma + e_{it} \quad e_{it} \sim I(1) \quad (2)$$

在假设 $z_{it} = \{\mu_i\}$ 的条件下,此时 LSDV 模型为

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + e_{it}, i = 1, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

DF 检验基于回归方程 $\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it}$, \hat{e}_{it} 是 LSDV 模型中 e_{it} 的估计量,原假设 $H_0: \rho = 1$,即不存在协整关系。检验统计量为

$$DF_{\rho} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \xrightarrow{d} N(0,1) \tag{4}$$

$$DF_t = \sqrt{1.25}t_{\rho} + \sqrt{1.875N} \xrightarrow{d} N(0,1) \tag{5}$$

其中式(4)、(5)中,

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2}, t_{\rho} = (\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 / S_e}, S_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{it} - \hat{\rho} \hat{e}_{it-1})^2$$

2.1.3 面板误差修正模型(ECM)

若变量之间是协整的,则它们之间存在长期均衡关系,然而,在短期内,这些变量间的关系可能是不均衡的。变量间这种短期不均衡关系的动态结构可以误差修正模型(EMC)。以一阶 ADL 模型为例,推导出 ECM。

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1it} + \alpha_2 x_{2it} + \alpha_3 y_{it-1} + \alpha_4 x_{1it-1} + \alpha_5 x_{2it-1} + \mu_{it} \tag{6}$$

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= y_{it} - y_{it-1} = \\ &\alpha_0 + \alpha_1 x_{1it} + \alpha_2 x_{2it} + (\alpha_3 - 1)y_{it-1} + \alpha_4 x_{1it-1} + \alpha_5 x_{2it-1} + \mu_{it} = \\ &\alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_{1it} + \alpha_2 \Delta x_{2it} + (\alpha_3 - 1)y_{it-1} + (\alpha_1 + \alpha_4)x_{1it-1} + (\alpha_2 + \alpha_5)x_{2it-1} + \mu_{it} = \\ &\alpha_1 \Delta x_{1it} + \alpha_2 \Delta x_{2it} + (\alpha_3 - 1)(y_{it-1} - \frac{\alpha_1 + \alpha_4}{1 - \alpha_3} x_{1it-1} - \frac{\alpha_2 + \alpha_5}{1 - \alpha_3} x_{2it-1} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_3}) + \mu_{it} \end{aligned}$$

即
$$\Delta y_{it} = \alpha_1 \Delta x_{1it} + \alpha_2 \Delta x_{2it} + (\alpha_3 - 1)(y_{it-1} - \frac{\alpha_1 + \alpha_4}{1 - \alpha_3} x_{1it-1} - \frac{\alpha_2 + \alpha_5}{1 - \alpha_3} x_{2it-1} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_3}) + \mu_{it} \tag{7}$$

2.2 数据说明

为了研究各地区间碳排放量和 GDP、能源强度影响的不同,现根据国家统计局口径将中国分为东中西部地区,测算区间为 1997-2011 年。由于西藏的能源消费数据不全,因此西部地区不包括西藏。为了消除价格波动和其他因素对数据可比较性的影响,各省市的 GDP 均以 1997 年不变价格计算。根据《中国能源统计年鉴》,将最终的能源消费划分为 9 种,分别为煤炭、汽油、柴油、天然气、煤油、燃料油、原油、电力和焦炭。鉴于统计的各种能源的原始数据为实物统计量,测算碳排放时需将其转化为标准统计量。4 类能源的转换系数及碳排放系数如表 1 所示,转换系数的计量单位,电力为 t 标准煤/万 kWh,其余能源的单位为 t 标准煤/t,碳排放系数的单位为 t 碳/t 标准煤。

表 1 各类能源的标准煤转换系数和碳排放系数

能源	煤炭	汽油	柴油	天然气	煤油	燃料油	汽油	电力	焦炭
标准量转换系数	0.714	1.471	1.457	13.300	1.471	1.429	1.471	1.229	0.971
碳排放系数	0.748	0.553	0.591	0.448	0.553	0.585	0.553	2.213	0.113

注:各类能源的标准量转换系数和碳排放系数均来自于《2009 中国可持续发展战略报告——探索中国特色的低碳道路》^[11]。

3 中国区域 GDP、碳排放强度和碳排放差异比较

3.1 碳排放区域比较

图 1 描述了东中西部地区的碳排放量的变动情况。可以看出,东部地区的碳排放量最高,其次是中部和西部。1997 年以来,东部地区的碳排放量以每年 9.09%的增速逐年递增。从 1997-2011 年间碳排放量增加了 151 733.03 万 t,年平均增加 10 838.07 万 t。中部地区的碳排放量以每年 8.44%的增速逐年递增,1997-2011 年碳排放量增加了 95 566.78 万 t,年平均增加 6 826.20 万 t。西部地区的碳排放量以每年 9.15%的增速逐年递增,1997-2011 年碳排放量增加了 56 092.39 万 t,年平均增加 4 006.60 万 t。

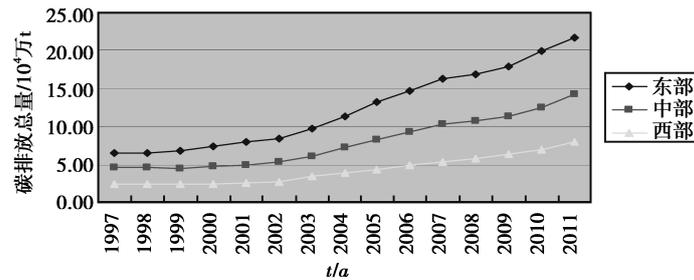


图 1 1997-2011 年东中西部地区的碳排放量变化趋势

3.2 实际 GDP 的区域比较

图 2 描述了东中西部地区的实际 GDP 的变动情况。可以看出,东部地区的实际 GDP 明显高于中西部地区。1997-2003 年各地区实际 GDP 的增长较缓慢。1997 年以来,东部地区的实际 GDP 平均每年以 2.43% 的增速增加。从 1997-2011 年间实际 GDP 增加了 17 694.57 亿元,年平均增加 1 263.90 亿元。中部地区的实际 GDP 平均每年以 2.87% 的增速逐年递增,1997-2011 年实际 GDP 增加了 9 709.18 亿元,年平均增加 693.51 亿元。西部地区的实际 GDP 平均每年以 3.08% 的增速递增,1997-2011 年实际 GDP 增加了 5 512.01 亿元,年平均增加 393.72 亿元。

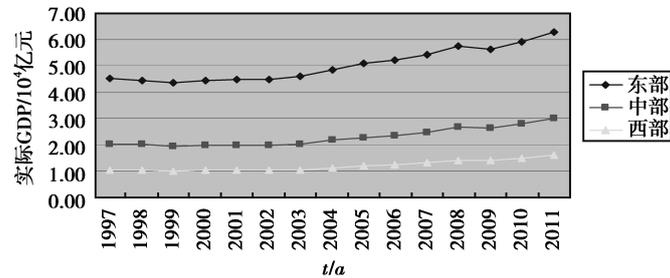


图 2 1997-2011 年东中西部地区的实际 GDP 变化趋势

3.3 碳排放强度的区域比较

图 3 描述了东中西部地区的碳排放强度的变动情况,碳排放强度是指每单位国内生产总值的增长所带来的二氧化碳排放量。可以看出,东部地区的碳排放强度明显低于中西部地区,中西部地区的碳排放强度变化趋势相近。1997 年以来,东部地区的碳排放强度的年均增长速度最快,平均每年以 6.78% 的速度增加。中、西部地区的碳排放强度平均每年以 5.37%,5.95% 的速度逐年递增;在 1997-2011 年,东中西部地区的碳排放强度增加了 2.01(t/万元),2.44(t/万元),2.70(t/万元)。

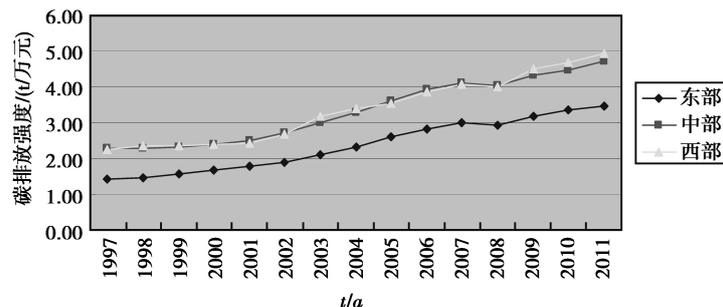


图 3 1997-2011 年东中西部地区的碳排放强度变化趋势

4 实证结果和分析

4.1 面板数据单位根检验

选用上述方法中的 LLC, IPS, ADF, PP 的检验方法对碳排放的对数、实际 GDP 的对数、能源强度以及其一阶差分进行单位根检验,4 种方法的原假设均为“存在单位根”,即序列是非平稳的;检验结果如表 2 示。

由表 2 知,除个别情况外,对全国和东中西地区 CAR, GDP 的对数和能源强度的原值进行单位根检验时,检验结果在 1% 的显著性水平下,都表明接受原假设,即 $\ln \text{CAR}$ 、 $\ln \text{GDP}$ 、能源强度是非平稳的;而对全国和东中西地区 CAR、GDP 的对数和能源强度的一阶差分进行单位根检验时,检验结果在 1% 的显著性水平下,都表明拒绝原假设,即 $\ln \text{CAR}$ 、 $\ln \text{GDP}$ 、能源强度是平稳的;因此综合认为 $\ln \text{CAR}$ 、 $\ln \text{GDP}$ 、能源强度都是 $I(1)$ 过程,即 $\ln \text{CAR}$ 、 $\ln \text{GDP}$ 、能源强度的面板数据为一阶单整的。由于上述数据在应用最小二乘法估计时可能导致伪回归,所以必须要分析相关变量的协整关系,进而分析理论模型的长期均衡关系。

表 2 碳排放、实际 GDP 的对数和能源强度及其一阶差分的面板单位根检验结果

方法	原值			一阶差分			
	$\ln \text{CAR}$	$\ln \text{GDP}$	NYQD	$d(\ln \text{CAR})$	$d(\ln \text{GDP})$	$d(\text{NYQD})$	
全国	LLC	6.3(1.00)	-6.7(0.00)	4.4(1.00)	-10.1(0.00)	-15.5(0.00)	-13.2(0.00)
	IPS	11.9(1.00)	1.0(0.85)	9.0(1.00)	-6.9(0.00)	-9.3(0.00)	-9.9(0.00)
	ADF	4.2(1.00)	43.4(0.94)	9.0(1.00)	148.3(0.00)	185.5(0.00)	201.3(0.00)
	PP	2.3(1.00)	120.5(0.00)	6.7(1.00)	171.1(0.00)	283.7(0.00)	231.0(0.00)
东部地区	LLC	2.0(0.98)	-3.5(0.00)	2.5(0.99)	-7.4(0.00)	-9.8(0.00)	-6.9(0.00)
	IPS	6.0(1.00)	0.8(0.79)	5.5(1.00)	-5.5(0.00)	-6.2(0.00)	-5.5(0.00)
	ADF	2.0(1.00)	20.3(0.68)	5.0(1.00)	71.6(0.00)	77.1(0.00)	72.1(0.00)
	PP	1.5(1.00)	58.5(0.00)	3.0(1.00)	86.0(0.00)	108.4(0.00)	84.7(0.00)
中部地区	LLC	4.6(1.00)	-4.2(0.00)	2.9(0.99)	-5.4(0.00)	-8.8(0.00)	-7.2(0.00)
	IPS	7.3(1.00)	0.4(0.66)	5.3(1.00)	-3.7(0.00)	-5.4(0.00)	-5.5(0.00)
	ADF	0.6(1.00)	11.0(0.89)	2.0(1.00)	43.2(0.00)	58.9(0.00)	61.0(0.00)
	PP	0.3(1.00)	23.3(0.18)	1.9(1.00)	45.9(0.00)	87.0(0.00)	73.0(0.00)
西部地区	LLC	4.8(1.00)	-4.0(0.00)	2.4(0.99)	-4.4(0.00)	-8.3(0.00)	-8.4(0.00)
	IPS	7.5(1.00)	0.5(0.71)	4.9(1.00)	-2.5(0.01)	-4.4(0.00)	-6.3(0.00)
	ADF	1.7(1.00)	12.1(0.84)	2.1(1.00)	33.6(0.02)	49.5(0.00)	68.2(0.00)
	PP	0.5(1.00)	38.7(0.00)	1.8(1.00)	39.2(0.00)	88.3(0.00)	73.3(0.00)

注:括号内为估计量的伴随概率

4.2 面板数据协整检验

为防止伪回归线性的出现,现进行面板数据的协整检验,以检验各个非平稳状态下的序列之间是否存在协整关系。采用 Kao 检验的方法,以回归的残差序列为基础进行面板协整检验。全国及东中西地区的协整检验结果如表 3 所示。从表 3 的协整关系可知:全国及东中西地区的 ADF 统计量在 5% 的显著性水平下拒绝“不存在协整关系”的原假设。由此可知,可建立我国各省地区碳排放的面板协整方程为

$$\ln \text{CAR}_{it} = \alpha_i + \beta_{i1} \ln \text{GDP}_{it} + \beta_{i2} \text{NYQD}_{it} \quad (8)$$

它表明了我国东中西地区碳排放量和 GDP、能源强度之间的长期均衡关系。

表 3 ln CAR、ln GDP、NYQD 的协整检验结果

	全国	东部	中部	西部
ADF 统计量	-2.747 726	-2.260 392	-4.181 739	-2.869 250
P 值	0.003 0	0.011 9	0.000 0	0.002 1

4.3 面板协整方程估计及分析

由于全国及东中西地区 ln CAR、ln GDP、NYQD 之间的协整关系是成立的,因此可分别对其数据进行估计。考虑到各个地区之间经济增长和能源强度的差异性,故采取地区固定效应的方法,Hausman 检验和似然比检验也证实了这一点。检验结果如表 4 示:

表 4 Hausman 检验和似然比检验

地区	Hausman 检验		似然比检验	
	统计量	P 值	统计量	P 值
全国	70.171 996	0.000 0	13.512 843	0.000 0
东部	8.937 927	0.011 5	12.749 025	0.000 0
中部	73.778 278	0.000 0	31.171 684	0.000 0
西部	26.083 719	0.000 0	23.493 814	0.000 0

注: Hausman 检验的原假设是存在随机效应,备择假设是存在固定效应;似然比检验的原假设是不存在固定效应,备择假设是存在固定效应。

从表 4 可以看出,估计面板协整方程时,应采取地区固定效应的方法,同时为了消除截面数据的异方差和自相关问题,采取在面板数据的计量分析过程中常使用的 PEGLS (Pooled Cross-section weights Least Squares) 方法的变系数模型具体分析各省份之间的经济增长和能源强度对碳排放的影响,同时使用面板 EGLS 的方法估计各地区间的长期均衡方程。面板数据模型估计结果如表 5 示:

表 5 面板协整的参数估计结果

	截距	ln GDP 系数及 P 值	NYQD 系数及 P 值	
东部地区	北京	-1.766 7	1.163 627(0.000 0)	0.455 361(0.000 0)
	天津	-0.068 1	1.013 644(0.000 0)	0.267 814(0.000 0)
	河北	1.071 9	0.829 679(0.000 0)	0.383 921(0.000 0)
	辽宁	2.101 8	0.775 835(0.000 0)	0.201 887(0.000 0)
	上海	-1.920 8	1.184 129(0.000 0)	0.421 208(0.000 0)
	江苏	7.442 1	0.081 728(0.682 0)*	0.570 436(0.000 0)
	浙江	3.636 3	0.499 012(0.126 0)*	0.566 924(0.000 0)
	福建	16.742 7	-1.211 960(0.002 5)	0.747 422(0.000 0)
	山东	12.023 7	-0.410 213(0.392 4)*	0.411 114(0.000 0)
	广东	7.612 0	0.061 002(0.913 2)*	0.713 439(0.000 0)
	广西	3.558 1	0.459 138(0.045 1)	0.513 620(0.000 0)
	海南	11.982 2	-1.125 832(0.312 6)**	0.511 345(0.000 0)
中部地区	山西	-0.281 7	1.191 382(0.000 0)	0.086 687(0.000 0)
	内蒙古	8.286 8	-0.099 921(0.024 6)	0.168 577(0.000 0)
	吉林	0.128 6	1.019 155(0.000 0)	0.213 599(0.000 0)
	黑龙江	0.433 0	0.958 395(0.000 0)	0.249 179(0.000 0)
	安徽	1.463 5	0.772 253(0.000 0)	0.386 405(0.000 0)
	江西	0.742 0	0.827 852(0.000 0)	0.492 875(0.000 0)
	河南	4.249 7	0.458 506(0.024 6)	0.388 380(0.000 0)
	湖北	1.071 9	0.829 679(0.000 0)	0.383 921(0.000 0)
湖南	-1.141 2	1.101 564(0.000 0)	0.402 824(0.000 0)	

续表5

	截距	ln GDP 系数及 P 值	NYQD 系数及 P 值	
西部地区	重庆	-1.764 81	0.798 301(0.000 0)	0.387 952(0.000 0)
	四川	-0.852 05	0.688 982(0.000 0)	0.426 839(0.000 0)
	贵州	-2.459 22	1.032 054(0.000 0)	0.148 252(0.000 0)
	云南	-3.045 61	0.993 062(0.000 0)	0.316 559(0.000 0)
	陕西	0.611 73	0.516 505(0.083 4)	0.264 582(0.000 0)
	甘肃	-2.305 1	0.966 335(0.000 0)	0.186 806(0.000 0)
	宁夏	0.275 018	0.520 020(0.003 4)	0.154 777(0.000 0)
	青海	-1.807 11	0.867 694(0.000 0)	0.213 132(0.000 0)
	新疆	-3.758 47	1.178 924(0.000 0)	0.156 598(0.000 0)
	地区	全国	-2.834 441	1.416 919(0.000 0)
东部		-1.692 444	1.180 211(0.000 0)	0.333 523(0.000 0)
中部		-5.771 825	1.831 186(0.000 0)	0.098 302(0.000 0)
西部		-0.747 981	1.179 899(0.000 0)	0.159 619(0.000 0)

注: * 值在 10% 的显著性水平下不显著

表 5 结果表明:除个别省份,ln GDP,NYQD 的系数在 5% 的显著性水平下统计显著。同时可以看出,在全国范围上,GDP 对碳排放的弹性系数为 1.42,能源强度对碳排放的系数为 0.17,说明在其他因素不变的情况下,全国的 GDP 每增加 1%,其碳排放平均将增加 1.42%;在其他因素不变的情况下,全国的能源强度每增加 1 个单位,其碳排放量平均将增加 0.17%。

东中西部地区,GDP 对碳排放量的弹性系数最大的是中部,其次分别是东部和西部,说明中部地区的 GDP 的增长对于碳排放的贡献较之东西部而言要高;而能源强度对碳排放量增长的系数最大的是东部,其次分别是西中部地区,说明对于东部发达地区,若能够提高技术水平,降低能源强度,对碳减排有着重要的意义。

东部地区,GDP 对于碳排放量的弹性系数排在前 5 位的分别是上海、北京、天津、河北、辽宁;而能源强度对于碳排放增长的系数排在前 5 位的分别是福建、广东、江西、浙江、广西。

中部地区,GDP 对于碳排放量的弹性系数排在前 5 位的分别是山西、湖南、吉林、黑龙江、江西;而能源强度对于碳排放增长的系数排在前 5 位的分别是江西、湖南、河南、安徽、湖北。

西部地区,GDP 对于碳排放量的弹性系数排在前 5 位的分别是新疆、贵州、云南、甘肃、青海;而能源强度对于碳排放增长的系数排在前 5 位的分别是四川、重庆、云南、陕西、青海。

全国及东中西部地区的协整方程表明,1997-2011 年间,碳排放总量与 GDP 和能源强度存在着稳定的长期均衡关系,所有变量在 5% 的置信水平下通过统计量检验,且模型具有较高的拟合度。从协整结果来看,长期内,GDP 和能源强度同碳排放呈正相关关系。这和国内大部分研究结论基本一致,GDP 和能源强度增加提高了碳排放。

4.4 建立误差修正模型(ECM)

上面讨论的协整方程只是表现了变量之间的“长期均衡”关系,而没有考虑各变量在短期不均衡下的情况,而实际经济数据却是由“非均衡过程”生成的,因此建模时需要用数据的动态非均衡过程来逼近经济理论的长期均衡过程。最一般的模型是自回归分布滞后模型(ADL),通过 SC 和 ACI 准则,可判断应为一阶自回归分布滞后模型,因此为了研究面板序列变量之间长期均衡与短期调整之间的关系,可建立如下误差修正模型:

$$\Delta \ln \text{CAR}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln \text{GDP}_t + \beta_2 \Delta \text{NTQD}_t + \lambda \text{ECM}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中的差分项反映了变量短期波动的影响;ECM 为误差修正项,反映了 GDP 和能源强度与碳排放量在短期波动中偏离它们长期均衡关系的程度,其系数大小反映了对偏离长期均衡的调整力度。

对误差修正模型的估计方法为 E-G 两步法,在估计协整方程时可获得误差修正项,进而利用 OLS 方法估计误差修正模型,表 6 为全国及东中西地区的误差修正模型的估计结果:

表 6 全国及东中西地区的误差修正模型的估计结果

地区	d(ln GDP)	d(NYQD)	ECM	R ²	D.W.
全国	0.940 491(0.000 0)	0.179 057(0.000 0)	-0.051 167(0.000 2)	0.86	1.93
东部	0.865 483(0.000 0)	0.350 139(0.000 0)	-0.118 099(0.000 0)	0.89	1.72
中部	0.996 549(0.000 0)	0.125 166(0.000 0)	-0.023 006(0.509 9)	0.79	1.88
西部	0.918 654(0.000 0)	0.146 159(0.000 0)	-0.027 192(0.461 5)	0.92	1.74

注:括号内为 P 值

模型中,各差分项反映了变量短期波动的影响。被解释变量 ln CAR 的波动被分解为两个部分:长期均衡和短期波动。长期均衡如表 5 所示;短期波动情况为 GDP 的变动和能源强度的变动在当期引起碳排放量相同方向的变化,即当其他情况不变下,GDP 增长 1%,将引起当期碳排放量增长 94.05%;当其他情况不变下,能源强度增长 1%,将引起当期碳排放量增长 17.91%。误差修正项 ECM 的系数反映了对偏离长期均衡的调整力度,符号为负,符合反向修正机制。本期对上期系统偏离长期均衡的调整力度最大的是东部,为-0.118 1,其次为西部和中部。整理来看,我国本期对上期系统偏离长期均衡的调整力度为-0.051 2,调整幅度不是很大说明影响碳排放的因素众多,不止是各地区的 GDP 和能源强度。

5 结论和建议

(1) 从碳排放总量上看,东部地区的碳排放量最高,其次是中部和西部。1997-2011 年,全国每年的碳排放量为 24.555 9 亿 t,其中,东部地区年碳排放量为 12.335 7 亿 t,占全国年碳排放量的 50.23%;中西部地区的年碳排放量分别为 7.936 1、4.284 2 亿 t,分别占了 32.32%、17.45%。从实际 GDP 总量的变化趋势上看,东部地区的实际 GDP 明显高于中西部地区。从东中西部地区的碳排放强度的变动情况上看,东部地区的碳排放强度明显低于中西部地区,中西部地区的碳排放强度变化趋势相近。1997-2011 年间,东部地区的平均碳排放强度为 2.45 t/万元,中西地区的平均碳排放强度分别为 3.45、3.51 t/万元。

(2) 从全国(指除西藏外的其他 30 个省、自治区、直辖市的样本数据)来看,各省、市、自治区的面板数据得出的结果表明:ln CAR、ln GDP 和 NYQD 之间存在显著的协整关系,这种协整关系意味着在长期,GDP 的增长和能源强度的改变能够显著地影响碳排放的增长。

(3) 分地区看,东中西部地区的面板数据结果证实了 GDP、能源强度和碳排放量存在着长期均衡关系,说明各地区的碳排放的增长在很大程度上是由于经济的快速增长和能源强度。

(4) 从各地区协整结果,可以发现,在长期当其他情况不变的情况下,各地区 GDP 每增长 1%,中部地区碳排放增长的幅度最大,为 1.831%,西部地区碳排放增长幅度最小,为 1.179 9%。说明,在 1997-2011 年间,中部地区经济的发展贡献的碳排放高于西东部地区,因此,为实现低碳经济,在发展经济时,应适当放缓中部地区经济发展的速度,提高西部地区的经济增长速度。

(5) 从能源强度上看,其他条件不变的情况下,能源强度每下降一个单位,东部地区碳排放下降的幅度最大,为 0.350 1%,中部地区碳排放下降的幅度最小,为 0.125 2%。说明,各地区间技术水平确实存在差异,东部地区对能源利用效率较弱,应大力改善东部地区的技术水平。

(6) 从短期的误差修正模型结果上看,碳排放与经济增长、能源强度之间存在动态调整机制,非均衡误差项的存在能够保证碳排放与经济增长、能源强度之间存在长期均衡关系。调整机制中,东部地区的调整

力度最大,其次是西部、中部。但整体调整幅度不是很大,说明影响碳排放的因素众多,不止是各地区的GDP和能源强度。而产业结构和能源结构对碳排放也存在一定的影响。

参考文献:

- [1] WANG C. Decomposition of Energy-related CO₂ Emission in China: 1957-2000[J]. Energy, 2005, 30(1): 73-83
- [2] 徐国泉. 中国碳排放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(6): 158-161
- [3] FAN Y. Changes in Carbon Intensity in China: Empirical Findings from 1980-2003[J]. Ecological Economics, 2007, 62(3-4): 683-691
- [4] 蔡静霞, 齐秀辉, 乔朋华. 碳排放与经济增长协整分析——基于黑龙江省的实证分析与检验[J]. 科技管理研究, 2013(4): 214-218
- [5] 田云, 张俊飏. 碳排放与经济增长互动关系的实证研究——以武汉市为例[J]. 华中农业大学学报: 社会科学版, 2013(1): 118-121
- [6] 姚韬. 能源消费碳排放和经济增长关系的实证性研究[J]. 中国管理信息化, 2014, 17(2): 32-35
- [7] 吴振信, 谢晓晶, 王书平. 经济增长、产业结构对碳排放的影响分析——基于中国的省际面板数据[J]. 中国管理科学, 2012, 20(3): 161-165
- [8] 李湘玲, 钟艳, 史常亮. 产业结构重型化对碳排放影响的实证研究——基于协整和ECM检验[J]. 资源开发与市场, 2013, 29(9): 932-935
- [9] MADDALA, WU G S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999(61): 631-652
- [10] IM K S, PEASARAN M H, SHIN Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels[J]. Journal of Econometrics, 2003(115): 53-74
- [11] 中国科学院可持续发展战略研究组. 2009中国可持续发展战略报告——探索中国特色的低碳道路[M]. 北京: 科学出版社, 2009

An Empirical study on the Relationship between Regional Carbon Emissions and Influencing Factors in China ——Based on Provincial Panel Data

MAO Ming-ming¹, SUN Jian²

(1. Research Center of the Economy of the Upper Reaches of the Yangtze River, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China; 2. School of Economics, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

Abstract: In comprehensive consideration of the impact of economic growth and energy intensity on carbon emission, based on the related data of 30 provinces during 1997–2011 in China, by using the panel unit root, co-integration test methods and error correction model, this paper describes the change trend of the amount of carbon emission, total GDP, carbon emission intensity in the eastern, middle and western regions, and verifies that there is long-term co-integration relationship among economic growth, energy intensity and carbon emission in each region of China. 1% increase of economic scale causes 1.42% increase of carbon emissions. Judging from the results of short-term error correction model, there is a dynamic adjustment mechanism among energy intensity, economic growth and carbon emissions.

Key words: economic growth; energy intensity; panel data