

中国碳减排与 GDP 增长的实证分析

王保忠¹, 何炼成²

(1. 西安工程大学 管理学院, 陕西 西安 710048;
2. 西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710062)

摘要:为研究中国经济发展速度和碳排放增长的规律,基于陕西省1980~2018年碳排放量和GDP的实际数据,运用离散二阶差分预测方程预测陕西省2020年碳排放量和GDP,得到陕西2020年碳排放强度的预测值;通过构建向量自回归模型,对1980~2018年间陕西省碳排放量和GDP实际数据序列和预测数据序列进行了相关性比对,检验了DDEPM预测方法准确性。研究表明,陕西省能够实现中国2020碳减排目标,目标实现的主要贡献来自于GDP快速增长形成的分母拉动效应,但长期来看这种效应存在一定程度的不可持续;各省份应当从碳排放的绝对量上寻找突破路径,增加低碳技术和煤炭高效利用技术的投入与研发,提高单位煤耗的利用效率;提升清洁能源技术研发水平,加大现有新能源使用力度和效率,实现降低碳排放水平和中国社会经济可持续发展的目标。

关键词:GDP;碳排放强度;陕西省;离散二阶差分预测;煤炭消费比重;向量自回归;脉冲响应函数

中图分类号:X321;F224

文献标志码:A

文章编号:1671-6248(2020)03-0055-13

Empirical analysis on China's carbon emission reduction and GDP growth

WANG Baozhong¹, HE Liancheng²

(1. School of Management, Xi'an Polytechnic University, Xi'an 710048, Shaanxi, China; 2. School of Economics and Management, Northwestern University, Xi'an 710062, Shaanxi, China)

Abstract: Based on the annual amount of carbon emissions and actual GDP data of Shaanxi province

收稿日期:2020-02-20

基金项目:陕西省社会科学基金项目(2017D016);西安市科协项目(201801);陕西省科技厅资助软科学项目(2018KRM161)

作者简介:王保忠(1975-),男,山西左权人,教授,经济学博士。

in 1980 ~ 2018, this paper uses the Discrete Difference Equation Prediction Model (DDEPM) to forecast Shaanxi's carbon emission and GDP in order to study China's economic development speed and the patterns in carbon emission increase, and then obtains the predicted carbon emission intensity of the province in 2020. By constructing a vector auto-regression model (VAR), this paper conducts a correlation analysis comparing the amount of carbon emissions of Shaanxi province in 1980 ~ 2018 with the actual and predicted data sequences of GDP, and examines the accuracy of the DDEPM forecast method. Research shows that the 2020 carbon emission reduction targets of Shaanxi province put forward by the central government can be achieved. The denominator driving effect resulted from the rapid growth of GDP is the main factor contributing to the achievement of targets, but in the long term this effect is not sustainable to a certain extent. All provinces and regions should look for path of breakthrough in terms of reducing the absolute amount of carbon emissions, increase the input and R&D of low-carbon technology and highly efficient utilization technology of coal, enhance the utilization efficiency of coal consumption per unit, improve the R&D level of clean energy technology, amplify the utilization rate of existing new energy resources and efficiency, and aim to achieve targets both in reducing carbon emissions and the social and economic sustainable development of China.

Key words: GDP; carbon emission intensity; Shaanxi province; discrete difference equation prediction; coal consumption proportion ratio; vector auto-regression model; impulse response function

2016 年, G20 峰会上《巴黎协定》的签署, 将全球低碳和绿色发展的潮流推向新的高度。作为发展中国家, 中国通过富有成效的能源革命, 以有责任心的姿态引领世界经济社会迈向更加可持续发展的道路。中国自 20 世纪 90 年代开始, 国内生产总值逐年持续高速增长, 取得了举世瞩目的经济成就, 但与之相伴也引发了一些环境、生态和气候问题, 导致经济发展与生态环境可持续发展产生了一定的矛盾。“十三五”期间, 中国经济发展创新驱动的特征更加突显。为应对全球气候变化问题, 实现中国经济社会的可持续发展, 中国政府提出了 2020 碳减排行动目标, 即 2020 年单位 GDP 碳排放相比 2005 年降低 40% ~ 45% 的总体目标。按照中国目前经济发展速度和碳排放增长的规律, 届时中国碳排放强度能否兑现所提出的承诺目标? 以煤炭为主的能源消费现状, 给中国经济发展能争得多大的碳排放空间? 在中央政府提出的总体目标下, 各省级政府如何理解并最终完成各自的指标? 本文以能源资源大省陕西省为例, 通过对其碳排放强度预测及煤炭能源消费比重检验尝试回答这些

问题。

一、文献综述

碳排放强度研究是近年来经济研究的一个热点问题, 相关文献很丰富。从碳排放强度概念的不同理解划分, 当前研究主要有两个方面: 一是碳排放因子的研究。这类研究的主要指标包括人均碳排放、产业增加值碳排放等。二是狭义碳强度的研究, 即单位 GDP 碳排放。(1) 从现有文献来看, Ang et al. 是碳排放强度领域最具影响力的学者, 其开创的平均迪氏分解方法 (LMDI) 也成为该领域中的一个代表性研究方法。因此, Ang et al. 在 2000 年、2004 年的文献被相关研究广泛引用^[1-2]。(2) 以 Ang et al. 的研究为基础, 学者对中国碳排放分解也从不同层面展开了相当丰富的研究。从全国层面来看, Wang et al. 通过对中国 1957 ~ 2000 年的二氧化碳排放进行分解, 发现当前能源强度下降的最重要因素是节能技术, 而可再生能源使用和能源结构的作用不明显^[3]。主春杰等将二氧化碳排放总量

的变化进行分解,研究发现中国二氧化碳大幅度减排的主要原因在于能源环境政策对环境保护提供了良好的政策环境^[4]。Ang 研究表明,与碳排放呈正相关特征的因素主要包括能源消费、高收入和高贸易开放度三大因素,而技术进步则与碳排放呈负相关关系^[5]。Liu et al. 通过对 1998 ~ 2005 年期间工业二位数行业碳排放分解研究,表明碳排放最重要的驱动因素是工业经济发展和工业终端能源强度^[6]。李健等选用 2001 ~ 2008 年全国及 28 个主要省域的碳排放总量等数据,运用灰色关联分析方法研究了中国碳排放强度与三次产业的关联度,研究结论表明第二产业是影响地区碳排放强度的主要因素^[7]。顾阿伦等采用 IO-SDA 方法研究了经济结构历史变化对于 CO₂ 排放的影响,研究表明中国终端能源结构总体上趋于高碳化的发展方向^[8]。姚从容研究发现,经济增长、人口增长和城市化是主要工业化国家和新兴经济体碳排放增长主要正向驱动因素,而能源强度和碳强度则没明显的规律性^[9]。朱帮助等基于拓展 Kaya 恒等式,评估了 1991 ~ 2012 年中国 7 个部门 14 种驱动因素对碳排放变化的影响,认为人均 GDP 一直驱动碳排放增长,生产部门能源强度是中国减排的关键因素^[10]。董锋等基于协整方程,采用蒙特卡洛动态模拟方法模拟了中国 2020 年碳排放情况,结果表明按照目前的发展方式 2020 年中国单位 GDP 二氧化碳排放相较 2005 年下降约 36% ~ 39%,距完成国家减排目标还有一定距离^[11]。陈诗一的研究表明,改革开放以来中国工业碳排放强度下降的直接原因是能源强度的降低,而能源结构调整因素的贡献不大^[12]。杨莉莎等分析了中国各区域各大产业二氧化碳排放变动的驱动因素及各驱动因素的碳排放变动效应,从数量上明确了技术进步在二氧化碳减排过程中的关键性作用^[13]。董昕灵等对影响产业碳排放强度变化的产业结构效应从生产要素层面分解,研究表明 TFP、资本和劳动投入变化通过影响经济总量的变化,进而影响产业结构变化,最终通过产业结构效应影响碳排放强度变化^[14]。此外,田华征等、黄和平等分别从工业和旅游业等行业视角对碳

排放强度变化的结构因素及时空变化特征进行了研究^[15-16]。

从省区层面来看,研究文献也相当丰富。岳超等对 1995 ~ 2007 年中国各省区的碳排放量、人均碳排放和碳排放强度进行了分析,结果表明,中西部地区碳强度远远高于东部地区,中国省际碳强度差异的影响因素主要源自各省能源资源禀赋、产业结构和能源消费结构的差异^[17]。吕洁华等对不同准则下的省域碳排放核算结果进行了实证检验,研究表明中国省域间存在显著的碳转移,且各省份的碳强度存在较大差异,“利益原则”下的各省碳排放核算准则存在显著差异^[18]。赵桂梅等对中国碳排放强度空间面板数据进行测算,结果表明碳排放强度水平相近的省区均呈现出先减弱后增强的空间集聚现象,中国省际碳排放强度存在俱乐部收敛的演进特征^[19]。宋杰鲲对山东省碳排放研究表明人均财富是碳排放增加的最大拉动因素,而人口、能源消费强度、能源消费结构、产业结构等作用方向尚不稳定^[20]。此外武义青等、张乐勤等分别对河北、安徽省进行了碳排放驱动因素的分解研究^[21-22]。

由于预测方法难于选择和预测结果可信度难于把握,当前碳排放强度预测的文献较驱动因素分解的文献较少。王锋等运用协整技术和马尔可夫链模型、刘朝等运用情景分析方法、刘广为等采用离散二阶差分预测方法分别对中国 2020、2030、2050 年的碳排放情景进行了预测,研究表明低碳发展对中国能源与环境建设具有多重正效应,要实现碳减排目标需要付出艰苦努力^[23-25]。杜祥琬等对中国经济发展与能源消费及碳排放的关联关系进行分析,研究表明 2020 年后中国经济增长与能源消费会呈现脱钩趋势,到 2030 年将实现完全脱钩,同时中国高碳能源消费将达到峰值^[26]。

综上所述,关于碳排放强度驱动因素的研究成果已经颇为丰富,而进行碳排放强度预测的文献则较少。目前碳排放预测常用方法有三大类:线性回归预测法、灰色预测方法和情景分析法。本文运用离散二阶差分预测方法(DDEPM),以陕西省为例对其碳排放和 GDP 进行预测,并对陕西碳排放强度进

行预测;同时针对陕西以煤炭为主的能源结构现状,采用向量自回归模型(VAR),分析煤炭消费比重与陕西碳排放强度的关系,以碳强度、煤炭消费比重实际数据与预测数据同步进行向量自回归处理,同时运行 VAR 模型,以比较验证 DDEPM 预测方法的准确度。

二、离散二阶差分预测方法(DDEPM)

采用 DDEPM 模型^[19]进行碳排放预测,相比已有研究常使用的灰色预测方法等,该模型拥有更好的适用性。情景分析预测的主要缺陷在于其主观性较强(诸如对人口增长率、经济增长率等需要主观设定),而 DDEPM 模型预测的依据则均采用客观实际值,准确性强。线性回归预测是依据拟合的线性回归方程进行预测,但需要对各个影响因素进行合理估计,使预测的可靠性降低,而 DDEPM 模型依据非线性函数,可以将许多无法拟合成线的点信息包括在内,从而提高了预测精度,减少了误差。而与 GM(1,1)相比,DDEPM 的明显优势是对转折点(也称拐点)进行更准确的模拟。DDEPM 模型通过 5 个步骤进行运算,图 1 给出 DDEPM(2,1)建模流程。

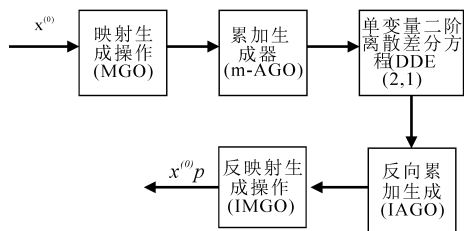


图 1 离散二阶差分预测模型建模流程

(一)映射序列生成(MGO)

设 $x^{(0)}$ 为原始数列, $x_m^{(0)}$ 为经过 MGO 运算过后的数列,定义 $x_m^{(0)}$ 为

$$x_m^{(0)} = \{x_m^{(0)}(1), x_m^{(0)}(2), x_m^{(0)}(3), \dots, x_m^{(0)}(n)\} \quad (1)$$

$$x_m^{(0)}(i) = f_{MGO}[x^{(0)}(i)] = s + \gamma \cdot x^{(0)}(i) \quad (2)$$

式中: n 为原始数列的数量; m 为经过 f_{MGO} 运算过后

的相应数列下标; s 代表位移因子; γ 代表比例因子; $x^{(0)}(i)$ 为原始数列的第 i 笔资料。因为本文原始数据的特殊性,即不存在负数,则不必做位移处理和比例缩放,因此 s 的值取为 0, γ 的值取为 1。

(二)一次累加序列生成(1-AGO $x^{(0)}$)

设 $x^{(1)}$ 为 $x_m^{(0)}$ 一次累加生成的时间序列,则 $x^{(1)}$ 可表示为

$$x^{(1)} = \{x^{(1)}(1), x^{(1)}(2), x^{(1)}(3), \dots, x^{(1)}(n)\} \quad (3)$$

式中: $x^{(1)}(p) = \sum_{i=1}^p x_m^{(0)}(i)$, ($p = 1, 2, \dots, n$), p 为预测的步距。

(三)运用单变数二阶差分方程式建模[DEE(2,1)]

建模方程式如下

$$x^{(1)}(p+2) + a \cdot x^{(1)}(p+1) + b \cdot x^{(1)}(p) = 0 \quad (4)$$

式中: a 、 b 为未定系数; p 为一整数。利用线性关系最小平方误差估计(linear leastsquare estimation, LLSE) 评估未定系数 a 和 b , 可得

$$\Theta = (X^T \cdot X)^{-1} \cdot X^T \cdot Y \quad (5)$$

式中: Y 、 X 、 Θ 分别表示为

$$Y = \begin{bmatrix} x^{(1)}(3) \\ x^{(1)}(4) \\ \vdots \\ x^{(1)}(n) \end{bmatrix}_{(n-2) \times 1}$$

$$X = \begin{bmatrix} -x^{(1)}(2) & -x^{(1)}(1) \\ -x^{(1)}(3) & -x^{(1)}(2) \\ \vdots & \vdots \\ -x^{(1)}(n-1) & -x^{(1)}(n-2) \end{bmatrix}_{(n-2) \times 2}$$

$$\Theta = \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix}_{2 \times 1}$$

如果将矩阵 X 及 Y 代入公式(5) 进一步展开后,可求得待定系数 a 和 b 的计算式,为节省篇幅将其省略。

(四)求解单变量二阶差分方程

令 $x^{(1)}(p) = r^p$ 并代入式(4),求解可得

$$r^{p+2} + a \cdot r^{p+1} + b \cdot r^p = 0 \tag{6}$$

$$r^p(r^2 + a \cdot r + b) = 0 \tag{7}$$

由此可解得:

$$r_1 = \frac{-a + \sqrt{a^2 - 4b}}{2}, r_2 = \frac{-a - \sqrt{a^2 - 4b}}{2} \tag{8}$$

式中: r_1, r_2 是(6)式的两个根。针对不同的 r_1 和 r_2 情形,讨论如下 3 种情况:

情形 1:当 $r_1 \neq r_2$, 则二阶差分方程式的解为

$$x^{(1)}(p) = C_1 \cdot r_1^p + C_2 \cdot r_2^p \tag{9}$$

$$C_1 = \frac{x^{(0)}(1) \times (2r_1 - 1) - x^{(0)}(2)}{r_1^2} \tag{10}$$

$$C_2 = \frac{x^{(0)}(1) \times (1 - r_1) + x^{(0)}(2)}{r_1^2} \tag{11}$$

情形 2:当 $r_1 = r_2$, 且均为实根时,令 $\lambda_1 = r_1 = r_2$, 二阶差分方程式的解为

$$x^{(1)}(p) = C_1 \cdot \lambda_1^p + C_2 \cdot p \cdot \lambda_1^p \tag{12}$$

$$C_1 = \frac{x^{(0)}(1) \times (2\lambda_1 - 1) - x^{(0)}(2)}{\lambda_1^2} \tag{13}$$

$$C_2 = \frac{x^{(0)}(1) \times (1 - \lambda_1) - x^{(0)}(2)}{\lambda_1^2} \tag{14}$$

情形 3:如果 r_1, r_2 为共轭虚根, 则二阶差分方程式的解为

$$x^{(1)}(p) = C_1 \cdot \rho^p \cdot \sin(\varphi p) + C_2 \cdot \rho^p \cdot \cos(\varphi p) \tag{15}$$

$$\begin{aligned} C_1 &= [x^{(0)}(1) \cdot \rho^2 \cdot \cos(2\varphi) - \\ &x^{(0)}(1) \cdot \rho \cdot \cos\varphi - x^{(0)}(2) \cos\varphi] / \\ &[\rho^3(\sin\varphi \cdot \cos(2\varphi) - \cos\varphi \cdot \sin(2\varphi))] \tag{16} \\ C_2 &= [x^{(0)}(1) \cdot \rho^2 \cdot \sin\varphi + x^{(0)}(2) \cdot \rho \cdot \sin\varphi - \\ &x^{(0)}(1) \cdot \rho^2 \cdot \sin(2\varphi)] / [\rho^3(\sin\varphi \cdot \cos(2\varphi) - \\ &\cos\varphi \cdot \sin(2\varphi))] \tag{17} \end{aligned}$$

式中: C_1, C_2 分别为二阶差分方程式的系数, ρ 为特征根的模, $x^{(0)}(1)$ 为原始数列第 1 个元素, $x^{(0)}(2)$ 为原始数列的第 2 个元素,

$$\begin{aligned} \rho &= \sqrt{\left(-\frac{a}{2}\right)^2 + \left(\frac{\sqrt{4b - a^2}}{2}\right)^2} \\ &= \sqrt{b}, \varphi = \tan^{-1}\left(-\frac{\sqrt{4b - a^2}}{a}\right) \end{aligned}$$

(五) 逆累加序列还原(IAGO)

由于 DDEPM 预测模型是基于一次累加生成的数列建模,故需要对该累加生成数列进行逆运算以还原为原始数列。还原公式为

$$\hat{x}^{(0)} = x^{(1)}(p) - x^{(1)}(p - 1) \tag{18}$$

(六) 逆映射序列生成(IMGO)

由于原始数列首先经过映射生成,因此要得到真正的预测值,还需要进行逆映射运算。逆映射序列生成公式为

$$x_p(0) = f_{\text{IMGO}}[\hat{x}^{(0)}(p)] = \frac{1}{\gamma}[\hat{x}^{(0)}(p) - s] \tag{19}$$

式中: $x_p^{(0)}$ 表示在预测步距 p 下的最后预测值; $\hat{x}^{(0)}(p)$ 为在逆累加生成后的预测值; s 为位移因数; γ 为比例因数。

三、陕西碳排放与 GDP 预测分析

(一) 碳排放与 GDP 预测

以陕西 1980 ~ 2018 年的碳排放实际数据和 GDP 实际数据作为 DDEPM 预测模型中的原始数列 $x_i^{(0)}$,应用 Matlab 软件对 DDEPM 预测模型的函数运算过程进行编程,则可对陕西 2020 年碳排放和 GDP 进行预测。预测数据结果见表 1。

由于 Matlab 软件至少基于 4 期数据进行预测,因此从 1980 年至 1983 年的预测值缺省。根据表 1 数据分别绘制碳排放与 GDP 的实际值和预测值的对比曲线如图 2、图 3 所示。

由图 2 可以看出,碳排放模拟数据与实际值的拟合度很高,基本反映了陕西碳排放的未来发展趋势。从图 3 可知,陕西经济增长的历史水平与其预测值水平也高度一致,从长期看,陕西经济增长将呈现加速上升趋势。总体来看,随着经济的快速增长,陕西未来碳排放也相应呈现加速上升的趋势。

(二) DDEPM 预测的误差率分析

根据误差率的计算公式:误差率 = (预测值 - 实际值) ÷ 实际值 × 100%,测算出陕西 1984 ~ 2014 年的碳排放预测值的误差率,如表 2 所示。

表 1 1980 ~2020 年陕西碳排放与 GDP 预测值

年份	碳排放实际 值/万 t	碳排放预测 值/万 t	GDP/ 亿元	GDP 预测 值/亿元	年份	碳排放实际 值/万 t	碳排放预测 值/万 t	GDP/ 亿元	GDP 预测 值/亿元
1980	869.93	—	94.91	—	2001	2 112.54	1 813.54	2 010.62	2 083.37
1981	880.73	—	102.09	—	2002	2 398.79	2 418.21	2 253.39	2 306.77
1982	925.75	—	111.95	—	2003	2 760.13	2 703.13	2 587.72	2 591.15
1983	1 056.27	—	123.39	—	2004	3 308.29	3 139.56	3 175.58	3 005.18
1984	1 151.56	1 204.88	149.35	140.93	2005	3 809.81	3 874.54	3 933.72	3 788.70
1985	1 296.04	1 264.94	180.87	177.19	2006	4 255.58	4 329.42	4 743.61	4 711.15
1986	1 365.89	1 458.61	208.31	214.63	2007	4 598.72	4 719.44	5 757.29	5 619.37
1987	1 487.46	1 453.83	244.96	242.20	2008	4 955.16	4 959.95	7 314.58	6 838.11
1988	1 511.02	1 627.12	314.48	287.23	2009	5 534.56	5 329.69	8 169.80	8 850.74
1989	1 542.22	1 552.67	358.37	382.14	2010	6 069.84	6 132.05	10 123.48	9 381.32
1990	1 582.13	1 591.51	404.30	414.88	2011	6 419.96	6 623.21	12 512.30	12 125.77
1991	1 664.96	1 640.13	468.37	466.15	2012	6 862.64	7 194.66	14 453.68	14 335.37
1992	1 720.17	1 765.88	531.63	545.87	2013	7 305.31	7 784.19	16 045.21	16 859.77
1993	1 805.54	1 793.47	678.20	614.48	2014	7 747.98	8 391.82	17 689.94	19 787.25
1994	1 894.26	1 909.00	839.03	822.00	2015	—	9 017.52	—	23 203.39
1995	2 107.40	2 001.07	1 036.85	1 004.32	2016	—	9 661.32	—	27 199.95
1996	2 212.49	2 338.63	1 215.84	1 240.55	2017	—	10 323.19	—	31 880.43
1997	2 254.37	2 335.67	1 363.60	1 424.03	2018	—	11 003.16	—	37 364.19
1998	2 118.06	2 314.34	1 458.40	1 568.43	2019	—	11 701.21	—	43 790.20
1999	1 854.47	1 999.84	1 592.64	1 645.42	2020	—	12 417.34	—	51 320.90
2000	1 824.96	1 608.97	1 804.00	1 812.15					

注:资料来源于《陕西统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

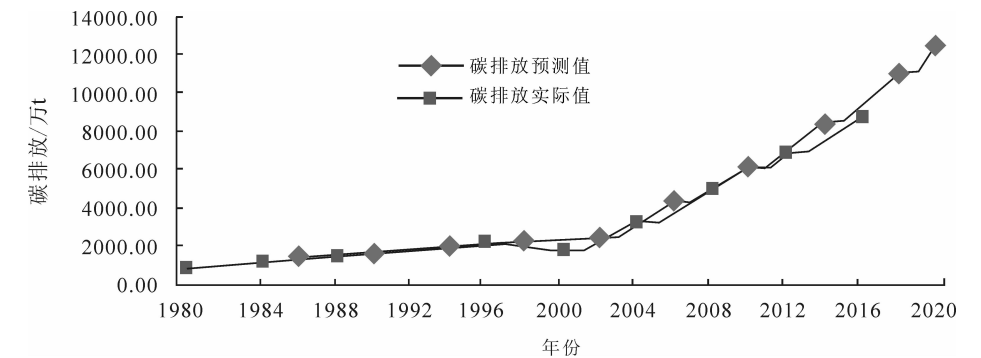


图 2 碳排放实际值与预测值曲线

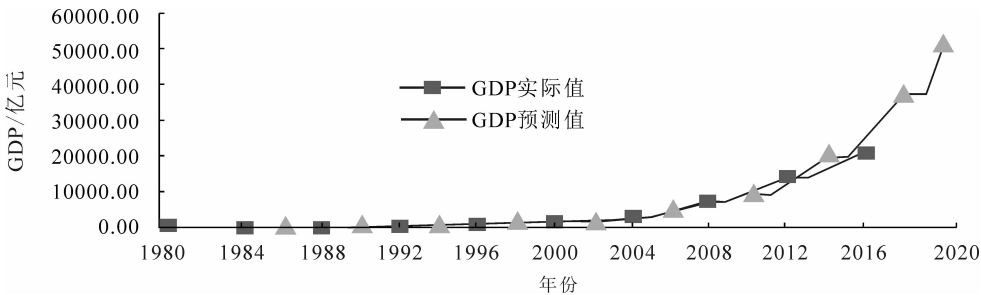


图 3 GDP 实际值与预测值曲线

表 2 1984 年~2014 年陕西碳排放预测值误差率

%			
年份	误差率	年份	误差率
1984	4.63	2000	11.84
1985	2.40	2001	14.15
1986	6.79	2002	0.81
1987	2.26	2003	2.06
1988	7.68	2004	5.10
1989	0.68	2005	1.70
1990	0.59	2006	1.74
1991	1.49	2007	2.63
1992	2.66	2008	0.10
1993	0.67	2009	3.70
1994	0.78	2010	1.02
1995	5.05	2011	3.17
1996	5.70	2012	4.84
1997	3.61	2013	6.56
1998	9.27	2014	8.31
1999	7.84		

注:表中误差率均为误差绝对值。

从表 2 中误差率数据进一步计算可知,应用 DDEPM 模型预测的碳排放数值平均相对误差率为 3.96%。误差率最大值为 14.15% (2001 年),最小值为 0.10% (2008 年),超过9.00% 的误差率有 3 次,超过 6.00% 的误差率有 6 次,因此,可以依据此数据判断 2011~2020 年的碳排放预测误差值大致在 9.00% 范围内上下波动,突破 9.00% 的误差率应当概率很小。同样的测算方法,通过计算陕西 1984~2014 年 GDP 的预测值与实际值的平均相对误差率为 4.00%,而误差率最大值均没有高于 9.00% 的误差出现。

(三)碳排放强度分析

本文使用的碳排放强度指标是指碳排放量除以 GDP 的比值,即与通常所指的单位 GDP 的碳排放量相一致,为后续计量检验方便,简记为 CEI。如表 3 给出陕西 1980~2020 年的碳排放强度数据,其中 1980~2014 年为实际值数据,而 2015~2020 年的碳排放强度用预测值计算。

如表 3 数据所示,2005 年陕西碳排放强度为 0.97t 碳/万元,2020 年陕西碳排放强度预测值为 0.24t 碳/万元,不考虑价格水平的情况下,相比 2005 年碳强度降幅为 75.00%,减排潜力远远超

表 3 1980~2020 年陕西碳排放强度

t 碳/万元			
年份	碳排放强度	年份	碳排放强度
1980	9.17	2001	1.05
1981	8.63	2002	1.06
1982	8.27	2003	1.07
1983	8.56	2004	1.04
1984	7.71	2005	0.97
1985	7.17	2006	0.90
1986	6.56	2007	0.80
1987	6.07	2008	0.68
1988	4.80	2009	0.68
1989	4.30	2010	0.60
1990	3.91	2011	0.51
1991	3.55	2012	0.47
1992	3.24	2013	0.46
1993	2.66	2014	0.44
1994	2.26	2015	0.39
1995	2.03	2016	0.36
1996	1.82	2017	0.32
1997	1.65	2018	0.29
1998	1.45	2019	0.27
1999	1.16	2020	0.24
2000	1.01		

过中央政府分配给陕西的减排目标。如果考虑价格水平变动,经过测算,同样采用 DDEPM 模型预测陕西未来的 GDP 指数,以 2005 年不变价测算 2020 年 GDP 后重新测算的碳强度为 0.55t 碳/万元,相比 2005 年碳排放强度水平下降幅度为 43.30%,这说明陕西完成国家碳减排指标的潜力较大。

此外,从表 1 数据可以看到,2020 年陕西 GDP 预测值为 51 320.90 亿元,与 2005 年 GDP 水平 3 933.72 亿元相比,在不考虑价格水平情形下,增幅为 1 204%;2020 年陕西碳排放量相比 2005 年增幅为 226%,如果考虑价格水平,以 2005 年不变价测算的 2020 年 GDP 为 22 713.05 亿元,其增幅为 576%。进一步分析,2020 年陕西碳排放强度如果呈现大幅下降,最主要原因是陕西 GDP 增长形成的分母拉动效应,而不是技术进步、产业结构升级等积极因素,因此预见未来 2020 年陕西碳减排的承诺目标实现虽然比较乐观,但是其推动的核心因素并不是节能减排的技术。

四、向量自回归模型检验

(一)煤炭消费比重预测分析

中国能源资源的禀赋特征为“富煤、贫油、少气”,在已经探明储量中,煤炭资源约占94.0%,石油约占5.4%,天然气约占 0.6%,这决定了中国在未来很长时期内以煤为主的能源结构不会改变。煤炭属于典型的高碳能源,中国碳排放强度高一定程度上取决于煤炭使用比重,二者必然有高度相关性,从定量角度准确刻画这种相关性,有助于提升控制碳排放量及碳排放强度的效率,达到最终降低化石能源的稀缺对经济发展的约束。通过整合碳排放强度与煤炭消费比重的预测数据、实际数据,构造两类原始数据进行向量自回归处理,比较其 VAR 模型估计的结果,以检验 DDEPM 模型预测的准确度。

以 1980 ~ 2014 年陕西煤炭消费比重(简称 CPI)原始数据为基础,运用 DDEPM 模型预测陕西 2014 ~ 2020 年煤炭消费比重,预测结果见表 4。

表 4 陕西煤炭消费比重预测 %

年份	实际比重	预测比重	年份	实际比重	预测比重
1980	84.90	—	2001	69.70	70.92
1981	84.50	—	2002	68.90	69.32
1982	82.00	—	2003	71.10	68.52
1983	84.40	—	2004	71.70	70.72
1984	85.40	84.02	2005	79.60	71.32
1985	88.60	85.02	2006	77.20	79.22
1986	89.80	88.22	2007	75.90	76.82
1987	90.80	89.42	2008	72.90	75.52
1988	88.40	90.42	2009	73.90	72.52
1989	86.10	88.02	2010	73.60	73.52
1990	85.50	85.72	2011	73.56	73.22
1991	84.60	85.12	2012	72.67	72.85
1992	84.30	84.22	2013	73.91	72.47
1993	87.00	83.92	2014	72.49	72.09
1994	86.20	86.62	2015	—	71.72
1995	86.50	85.82	2016	—	71.34
1996	86.30	86.12	2017	—	70.96
1997	84.40	85.92	2018	—	70.59
1998	81.90	84.02	2019	—	70.21
1999	79.00	81.52	2020	—	69.83
2000	71.30	78.62			

注:数据来源于《陕西统计年鉴》。

从表 4 数据来看,未来 6 年陕西能源消费以煤为主的格局难以改变,煤炭能源仍是陕西经济得以快速发展的根本保障。但是从预测数据能够看出微弱的下降趋势。如果未来低碳技术发展快速发展,新能源利用能够取得突破性进展,那么这一下降趋势将会更加迅速。

(二)向量自回归模型构建

向量自回归模型简称 VAR 模型,是一种常用的计量经济学模型,它是 AR 模型的推广,近年来 VAR 模型得到广泛应用。

一般的 VAR(p)模型如下

$$y_t = A_1y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + B_1x_t + \cdots + B_r x_{t-r} + \varepsilon_t \tag{20}$$

式中: y_t 表示 m 维内生变量向量; x_t 表示 d 维外生变量向量; A_1, \cdots, A_p 和 B_1, \cdots, B_r 是待估计的参数矩阵, p 和 r 表示内生、外生变量的滞后期阶数; ε_t 是随机扰动项。应用 Eviews6.0 计量经济学软件进行 CEI 和 CPI 的向量自回归模型构建。

(三)实际数据 VAR 模型

以陕西 1980 ~ 2014 年实际数据的 CEI 和 CPI 建立如表 5 所示的 VAR 模型。从表 5 及方程式(21)和(22)可知,CEI、CPI 方程调整后的可决系数 R^2 分别为0.992 054、0.853 470,表明所估计方程拟合度很高;而且 F 统计值、AIC 值、SC 值的大小均符合模型的基本要求,表明该 VAR 模型从理论角度看成立,但仍需要对其进行平稳性检验。图 4 给出模型的检验结果,VAR 模型的特征根全部落在单位圆曲线内部,表明模型的平稳性良好。因此,基于 CEI、CPI 实际值建立的 VAR 模型整体拟合度较好,解释力较强。下面给出 CEI 和 CPI 的向量自回归方程:

$$f_{CEI} = 0.877\ 118f_{CEI(-1)} + 0.099\ 512f_{CEI(-2)} - 4.095\ 241f_{CPI(-1)} + 1.334\ 926f_{CPI(-2)} + 2.009\ 525 \tag{21}$$

$$f_{CPI} = -0.001\ 600f_{CEI(-1)} + 0.006\ 103f_{CEI(-2)} + 1.027\ 358f_{CPI(-1)} - 0.253\ 197f_{CPI(-2)} + 0.164\ 296 \tag{22}$$

表 5 实际数据 CEI 和 CPI 互动关系的 VAR 模型及检验结果

变量	CEI	CPI	评价统计量	CEI	CPI
$f_{CEI(-1)}$	0.877 118 [4.399 000]	-0.001 600 [-0.070 980]	R^2	0.993 189	0.874 403
			调整后的 R^2	0.992 054	0.853 470
$f_{CEI(-2)}$	0.099 512 [0.508 910]	0.006 103 [0.276 080]	平方和残差	1.267 308	0.016 197
			S. E. 方程	0.229 792	0.025 978
$f_{CPI(-1)}$	-4.095 241 [-2.371 290]	1.0273 58 [5.262 040]	F 统计量	874.945 900	41.771 930
			最大似然估计	4.241 592	67.459 310
$f_{CPI(-2)}$	1.334 926 [0.770 940]	-0.253 197 [-1.293 450]	AIC 信息准则	0.052 304	-4.307 540
			施瓦兹准则	0.288 045	-4.071 800
C	2.009 925 [2.580 250]	0.164 296 [1.865 680]	因变量均值	3.001 034	0.809 352
			因变量标准差	2.577 871	0.067 865

由上述方程及表 5 中相关统计量判定,碳排放强度 CEI 和煤炭消费比重 CPI 均显著地受到自身滞后一阶变化的影响,而其滞后两阶自回归内相互影响不显著。

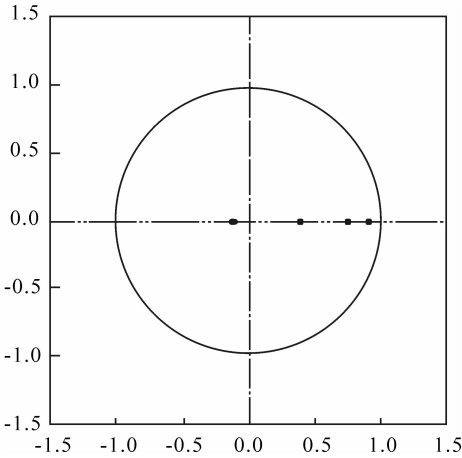


图 4 实际数据模型的平稳性检验 AR 根图

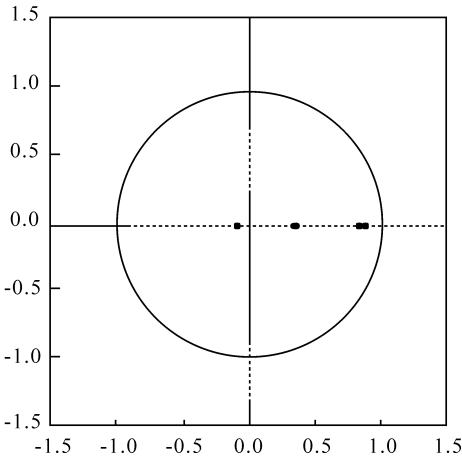


图 5 预测整合数据模型的平稳性检验 AR 根图

(四)整合预测数据 VAR 模型

本文预测数据只有 6 年,由于时间序列较短,如果直接基于预测数据构建 VAR 模型则会影响模型的解释力,有鉴于此将 1980 ~ 2014 年的实际数据与 2015 ~ 2020 年的预测数据进行整合后再建构 VAR 模型,如表 6 所示。

由表 6 结果可知,经过预测整合后的 1980 ~ 2020 年 CEI 与 CPI 的 VAR 模型,调整后的可决系数 R^2 分别为 0.993 928、0.906 216,表明方程的拟合度很高;F 值、AIC 值、SC 值的大小也均符合 VAR 模型的基本要求。图 5 给出整合后的 VAR 模型检验结果,显示模型的全部特征根均落在单位圆曲线内部,表明 VAR 模型具有良好的平稳性。所以将预测数据整合形成的 CEI 和 CPI 的 VAR 模型具备了理论上的可靠性,据此认为模型的解释力较强。

下面给出 CEI 和 CPI 的向量自回归方程

$$\begin{aligned} f_{CEI} = & 0.894\ 101f_{CEI(-1)} + 0.083\ 484f_{CEI(-2)} - \\ & 4.019\ 462f_{CPI(-1)} + 1.525\ 867f_{CPI(-2)} + 1.784\ 519 \end{aligned} \tag{23}$$

$$\begin{aligned} f_{CPI} = & -0.000\ 256f_{CEI(-1)} + 0.004\ 368f_{CEI(-2)} + \\ & 1.035\ 306f_{CPI(-1)} - 0.231\ 808f_{CPI(-2)} + 0.139\ 389 \end{aligned} \tag{24}$$

将方程(23)与(21),方程(24)与(22)相比较,CEI 和 CPI 的一阶滞后和二阶滞后项的系数以及常数项系数 C 正负号一致,且系数值大小相差较小,同时其反映出 CEI 和 CPI 的变动规律与实际值构建的模型具有高度一致性。这表明从规律性角度看,

表 6 预测整合数据 CEI、CPI 互动关系的 VAR 模型及检验结果

变量	CEI	CPI	评价统计量	CEI	CPI
$f_{CEI(-1)}$	0.894 101 [5.343 540]	0.000 256 [0.013 570]	R^2	0.994 567	0.916 088
			调整后的 R^2	0.993 928	0.906 216
$f_{CEI(-2)}$	0.083 487 [0.508 350]	0.004 368 [0.235 480]	平方和残差	1.288 863	0.016 441
			S. E. 方程	0.194 699	0.021 990
$f_{CPI(-1)}$	-4.019 462 [-2.753 500]	1.035 306 [6.279 470]	F 统计量	1 556.155 000	92.796 340
			最大似然估计	11.152 520	96.206 220
$f_{CPI(-2)}$	1.525 867 [1.058 250]	-0.231 808 [-1.423 430]	AIC 信息准则	-0.315 514	-4.677 240
			施瓦兹准则	-0.102 237	-4.463 970
C	1.784 519 [3.069 520]	0.139 389 [2.122 830]	因变量均值	2.328 974	0.785 231
			因变量标准差	2.498 685	0.071 806

运用 DDEPM 模型对陕西 2011 ~ 2020 年的碳排放强度与煤炭消费比重预测结果的准确性得到了理论上的进一步检验。

五、CEI 与 CPI 相关性分析

基于实际数据和预测整合数据所构建的 VAR 模型均揭示出碳排放强度 CEI 和煤炭消费比重 CPI 都受到自身滞后一阶变化显著影响,但是这种显著影响并未刻画出 CEI 和 CPI 两变量之间相互冲击的影响,而这种相互冲击的影响可以通过脉冲响应函数 (IRF) 加以刻画。

脉冲呼应函数用于衡量来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前和未来取值的影响。为保证分析结果的可靠性和准确性,本文采用基于陕西 1980 ~ 2014 年的实际数据建构的 VAR 模型。以上述检验分析和模型估计结果为基础,应用脉冲响应函数分析 CEI 和 CPI 的相互关系。图 6a、6b 给出表述 CEI 与 CPI 之间关系的脉冲响应函数。

由图 6a 分析可知,煤炭消费比重 CPI 增长冲击后,碳排放强度 CEI 的增加表现为负向效应。且负向效应呈现递减趋势,到滞后第 7 期其负效应达到最小值 -23.97%,此后趋于递增。这说明在短期内 GDP 增速高于碳排放增速,而煤炭消费比重的增长所导致的碳排放增速仍小于 GDP 的增速,从而形成短期内较为显著的碳排放强度的分母拉动效应。

所以,在短期内 CPI 与 CEI 呈负相关关系;而长期来看,煤炭消费比重 CPI 的持续增长总会导致碳排放强度 CEI 的增速会超过 GDP 的增速,进而造成 CEI 的增加,最终使冲击效应由负变正。

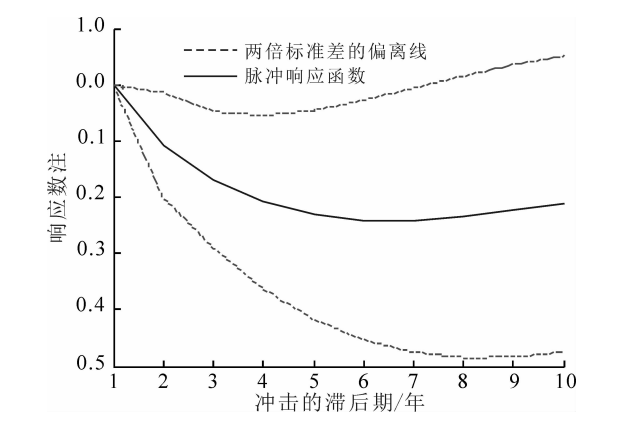


图 6(a) CEI 响应 CPI 冲击的脉冲响应函数图

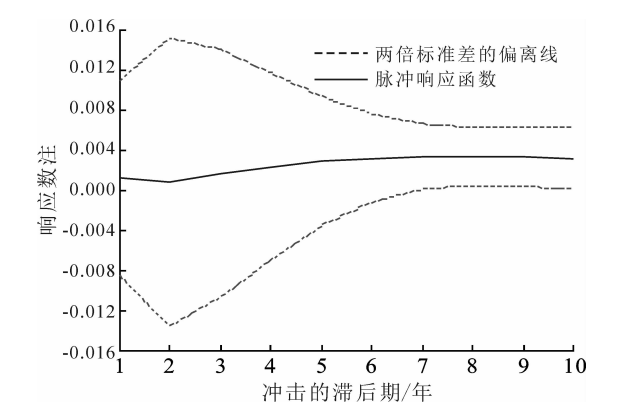


图 6(b) CPI 响应 CEI 冲击的脉冲响应函数

从图 6b 分析,当 CEI 增长冲击后,CPI 呈现正向效应,滞后两期正效应为最低值 0.088 0%,滞后第 8 期达到正向最大值 0.339 9%,第 8 期以后冲击

效应趋于平稳。这表明,碳排放强度的增长冲击煤炭消费比重具有正效应,且效应逐渐增强。在短期内,碳排放强度增长是煤炭消费比重快速增长的合理结果,因此这一结果与上述分析得到了相互印证。

六、结论与政策性建议

本文运用离散二阶差分预测法(DDEPM),以陕西 1980~2010 年碳排放量和 GDP 的实际数据为基础,首先预测陕西 2020 年碳排放与 GDP 数值,其次估算陕西 2020 年碳排放强度的预测值。鉴于陕西能源消费在未来较长时期内以煤炭为主的现状,以碳排放强度 CEI 和煤炭消费比重 CPI 为变量构建向量自回归模型进行相关性分析,同时对比了 1980~2010 年实际数据的 VAR 模型和 1980~2020 年预测整合数据的 VAR 模型,最后完成对 DDEPM 预测结果准确性的检验。主要结论如下。

第一,根据本文预测结果,陕西单位 GDP 的碳排在 2020 年将下降至 0.24t 碳/万元。如果不考虑价格变动因素,相比 2005 年碳排放水平降低了 75.0%,如果考虑价格变动因素,降幅为 43.3%,可见陕西省能够实现中央政府分配的碳减排目标。2020 年陕西 GDP 较 2005 年增幅为 1204.0%;2020 年陕西碳排放量相比 2005 年水平增幅为 226.0%,GDP 增幅远远大于碳排放量的增幅。可见,如果生产技术状况不发生变化,陕西未来碳强度下降的潜力,将主要缘于生产总值增幅远大于碳排放量增幅所形成的分母拉动效应。

第二,本文预测的碳排放数据与实际数据的平均相对误差率为 3.96%,最大误差率不超过 9.00%,DDEPM 预测结果的准确性得到了数值角度的初步检验。通过构建 1980~2010 年和 1980~2020 年的 CEI 与 CPI 的实际数据 VAR 模型和预测整合数据的 VAR 模型,经过比较相关统计检验值发现两组模型整体拟合度较好,平稳性良好,且所显示的 CEI 与 CPI 的规律也基本相同,进一步从规律

性角度对 DDEPM 预测结果的准确性进行了检验,说明本文预测数据和结果具有较高的参考价值和可靠性。

第三,通过脉冲响应函数对碳排放强度与煤炭消费比重的相关性分析表明:煤炭消费比重的增长,必然带来碳强度的增长,但是在短期内由于 GDP 增幅超过碳排放量的增幅,因此短期内碳强度与煤炭消费比重呈现负相关;长期来看碳排放增幅会随着煤炭消费比重的持续增加而最终超过 GDP 增幅,从而形成碳强度的快速提高。碳排放强度增长与煤炭消费比重呈正向效应,在短期内碳排放强度的增长是煤炭消费比重快速增长的合理结果。

针对当前国家及各省区降低碳排放现状与发展趋势,结合本文结论,提出如下政策性建议。

第一,本文以陕西数据为例的研究对全国各省区具有普遍参考意义。“十三五”期间,中国经济发展的资源环境约束日益强化,在现有生产技术和能源现状不能得到突破性改变的情景下,各省级政府如何完成中央政府分配的 2020 年碳减排目标,大部分省区的乐观思路即源于 GDP 的快速增长所形成的碳强度下降的分母拉动效应。然而实践已经表明,以牺牲环境和资源为代价换来的高速 GDP 增长是不可持续的。各省经济发展的结构性调整和产业转型升级都需要较长的时间,因此各省完成中央政府的碳减排目标仍有较大压力。

第二,中国及各省区发展低碳经济的根本思路是在保持经济增长的同时,实现碳排放量的增长速度降低,也只有这样才能实现可持续发展的真正目标。因此,中央政府在实现 2020 年碳减排的国际承诺时,应尽快制定各省区碳减排目标的相对指标和总量指标有机结合的综合性指标,这样才能有力保证各省区在保持一定经济增速的同时,真正有动力去实现碳排放绝对量的下降。

第三,在现有的以煤为主的能源结构、技术能力和设备水平条件下,短期内提高煤炭消费比重,GDP 的增长会形成碳强度下降的分母拉动效应,但

长期来看,这种效应不可持续。各省区降低碳排放的真正途径应当从碳排放的绝对量上寻找突破路径,首先大力提高低碳技术投入,提高煤炭高效利用技术,提高单位煤耗的利用效率;其次加速提升清洁能源技术研发水平,加大现有新能源使用力度和效率,最后达到降低碳排放水平,实现中国社会经济可持续发展的目标。

七、结语

当前中国经济正在迈入高质量发展阶段,低碳经济、循环经济等绿色经济形态是中国经济高质量发展的基本内涵。从全国来看,中国提出的 2020 年碳减排行动目标,已经提前实现。但是由于各省区由于经济发展水平不同,对于碳减排的具体态度仍存在较大差异。本文以陕西省为例进行的碳减排预测分析,为经济发展水平相对落后的西部省区指明了加快经济发展与碳排放约束强化的冲突情形的解决思路,对落后省份迈入新时代的高质量发展提供了参考方向。本文尽管运用了比较前沿的预测技术,很好地预测了陕西省历年来的碳排放和 GDP 预测值,但是在较长时期内中国碳排放政策会发生巨大变化,各省在执行国家政策时也会存在较大的选择性倾向,这将导致预测的结果出现偏误。为此,在未来碳排放的预测研究中,根据不同强度的碳排放政策约束,区分不同情景将会提高预测研究的实用性。

参考文献:

- [1] Ang B W, Zhang F Q. A survey of index decomposition analysis in energy and environmental studies [J]. Energy, 2000, 25:1149-1176.
- [2] Ang B W. Decomposition analysis for policymaking in energy: which is the preferred method? [J]. Energy Policy, 2004(32):1131-1139.
- [3] Wang C, Chen J, Zou J. Decomposition of energy-related CO₂ emission in China: 1957 ~ 2000 [J]. Energy, 2005, 30(1):73-83.
- [4] 主春杰,马忠玉,王灿,等. 中国能源消费导致的 CO₂ 排放量的差异特征分析 [J]. 生态环境, 2006(5): 1029-1034.
- [5] Ang J B. CO₂ emission, research and technology transfer in China [J]. Ecological Economics, 2009, 68(10): 2658-2665.
- [6] Liu L, Fan Y, Wu G. et al. Using LMDI method to analyze the change of China's industrial CO₂ emission from final fuel use [J]. Energy Policy, 2007, 35(11): 5892-5900.
- [7] 李健,周慧. 中国碳排放强度与产业结构的关联分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2012(1):7-14.
- [8] 顾阿伦,吕志强. 经济结构变动对中国碳排放影响——基于 IO-SDA 方法的分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2016(3):37-45.
- [9] 姚从容. 工业化国家与新兴市场经济体碳排放驱动因子差异性研究 [J]. 世界经济研究, 2015(5):69-80, 128-129.
- [10] 朱帮助,王克凡,王平. 我国碳排放增长分阶段驱动因素研究 [J]. 经济学动态, 2015(11):79-89.
- [11] 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):1-8.
- [12] 陈诗一. 中国二氧化碳强度波动性下降模式及其经济解释 [J]. 世界经济, 2011(4):124-143.
- [13] 杨莉莎,朱俊鹏,贾智杰. 中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角 [J]. 经济研究, 2019, 54(11):118-132.
- [14] 董昕灵,张月友. 中国碳强度变化因素再分解的理论及实证 [J]. 软科学, 2019, 33(9):75-80.
- [15] 田华征,马丽. 中国工业碳排放强度变化的结构因素解析 [J]. 自然资源学报, 2020, 35(3):639-653.
- [16] 黄和平,乔学忠,张瑾,等. 绿色发展背景下区域旅游业碳排放时空分异与影响因素研究——以长江经济带为例 [J]. 经济地理, 2019, 39(11):214-224.
- [17] 岳超,胡雪洋,贺灿飞,等. 1995 ~ 2007 年我国省区碳排放及碳强度的分析——碳排放与社会发展 [J]. 北京大学学报(自然科学版), 2010(4):510-516.
- [18] 吕洁华,张泽野. 中国省域碳排放核算准则与实证检

验[J]. 统计与决策,2020(3):46-51.

[19] 赵桂梅,耿涌,孙华平,等. 中国省际碳排放强度的空间效应及其传导机制研究[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(3):49-55.

[20] 宋杰鲲. 基于 LMDI 的山东省能源消费碳排放因素分解[J]. 资源科学,2012(1):35-41.

[21] 武义青,赵亚南. 河北省碳排放与能源消费和经济增长[J]. 河北经贸大学学报,2015(1):123-129.

[22] 张乐勤,李荣富,陈素平,等. 安徽省 1995 年~2009 年能源消费碳排放驱动因子分析及趋势预测——基于 STIRPAT 模型[J]. 资源科学,2012(2):316-327.

[23] 王锋,冯根福. 优化能源结构对实现中国碳强度目标的贡献潜力评估[J]. 中国工业经济,2011(4):127-137.

[24] 刘朝,赵涛. 中国低碳经济影响因素分析与情景预测[J]. 资源科学,2011(5):844-850.

[25] 刘广为,赵涛,米国芳. 中国碳排放强度预测与煤炭能源比重检验分析[J]. 资源科学,2012(4):677-687.

[26] 杜祥琬,杨波,刘晓龙,等. 中国经济发展与能源消费及碳排放解耦分析[J]. 中国人口·资源与环境,2015(12):1-7.