



中国碳排放强度影响因素的 动态计量检验

周五七^{1,2}, 聂鸣¹

1 华中科技大学 管理学院, 武汉 430074

2 淮南联合大学 经济学系, 安徽 淮南 232038

摘要:为探讨基于碳排放强度下降的中国低碳经济发展路径,利用1978年至2010年的时间序列数据,运用ARDL模型和边界检验方法对经济增长中的产业结构、能源消费结构、能源效率、对外贸易和城市化等因素与中国碳排放强度之间的动态关系和Granger因果关系进行计量检验。研究发现,碳排放强度与所有解释变量之间存在长期稳定的协整关系,与煤炭消费比重、工业比重和人口城市化显著正相关,与能源效率显著负相关,与外贸依存度呈微弱负相关,能源效率和人口城市化对碳排放强度的短期影响最为显著。为实现中国碳排放强度下降的预期目标,短期应着力推动节能技术应用和能源效率提升,并适当控制人口城市化速度,克服城市化中的投资冲动和城市功能异化现象,建立起一个资源节约与环境友好型的地方经济增长有效激励相容机制;从长期看,中国必须实施结构调整和结构转型,实现工业结构、外贸结构和能源消费结构的低碳化。

关键词:碳排放强度;能源消费结构;能源效率;产业结构;边界检验

中图分类号:F205

文献标识码:A

文章编号:1672-0334(2012)05-0099-09

1 引言

温室气体尤其是与人类活动相关的碳排放被认为是气候变暖的主要原因^[1],尽管仍有一些“怀疑论者”和“阴谋论者”对此提出质疑,但无法影响主流科学界对全球气候变暖达成的广泛共识,难以改变国际社会推动节能减排和发展低碳经济的大趋势。自20世纪90年代以来,联合国政府间气候变化委员会(IPCC)先后4次推出全球气候变化评估报告,为国际社会认知和应对全球气候变化提供了科学依据,碳排放也被纳入《气候变化框架公约》和《京都议定书》共同确立的全球治理构架。《京都议定书》没有规定发展中国家定量减排义务,但中国作为全球最大的发展中国家和碳排放增量最多的国家,在围绕后京都时代各国减排责任的国际气候谈判中面临来自国际社会的巨大减排压力。中国政府于2009年提出强度减排目标,即到2020年单位GDP的碳排放量比2005年下降40%~45%,并将其作为约束性指标纳入国民经济和社会发展中长期规划。根据发达国家经验,随着经济发展水平的提高,碳排放强度、

人均碳排放和总碳排放分别经历先递增后递减的变动趋势,3条倒U型曲线的拐点依次出现^[2]。中国碳排放强度已呈下降趋势,而人均碳排放和碳排放总量仍呈上升趋势,基于碳排放强度下降的减排承诺,避免了超越经济发展阶段而承担绝对减排的不利影响,也为实现人均减排和绝对减排赢得时间。因此,研究中国碳排放强度变动的影响因素,从理论和经验上总结碳排放强度下降的可行路径,对中国发展低碳经济和参与国际气候谈判有重要的现实意义。

2 相关研究评述

关于碳排放强度影响因素的研究,现有文献大体上可分为两大类。一类是运用解析法对碳排放强度的影响因素进行结构分解分析(SDA)和指数分解分析(IDA),IDA方法因其良好的统计特征和实证应用价值,逐渐成为该领域重要的研究工具。Ang等^[3]、Liu等^[4]对IDA方法的演进进行比较研究;Ang^[5]认为LMDI分解模型整体上要优于其他指数分

收稿日期:2011-11-07 修返日期:2012-05-23

作者简介:周五七(1974-),男,安徽枞阳人,华中科技大学管理学院博士研究生,淮南联合大学副教授,研究方向:技术经济与创新管理等。E-mail:oiotto@126.com

解模型;Ang等^[6]运用不同的IDA方法对1985年至1990年中国工业碳排放进行解析,认为工业产出和能源强度分别对碳排放增长起正向和负向作用;Greening等^[7]较早地采用AWD方法对1971年至1991年OECD国家生产部门的碳排放强度进行分解,认为能源强度和能源价格等对其下降有重要影响;Bhattacharyya等^[8]运用LMDI方法研究发现,1990年至2007年欧盟15国碳排放强度下降主要来自于德国和英国,其决定性因素是能源强度下降;Fan等^[9]使用AWD方法对1980年至2003年中国物质生产部门碳排放强度进行分析,认为碳排放强度下降主要源于能源强度下降和一次能源结构的变化;张友国^[10]利用基于投入产出的结构分解法研究发现,1987年至2007年中国能源强度下降是碳排放强度下降的主要原因,分配结构、产业结构和中间产品投入结构的变化抑制了碳排放强度下降。

另一类是使用计量模型进行实证检验。Ang等^[11]使用1997年104个国家的截面数据研究发现,碳排放强度与人均收入之间符合倒U型曲线关系;Stern等^[12]利用能源强度随机前沿模型分析要素投入产出比、气温和技术进步等对能源强度的影响,并对中国和印度的碳排放强度进行情景预测,认为中国要实现碳排放强度下降目标,需要比印度付出更多的努力,并要采取更为激进的减排政策;沈小波等^[13]运用1980年至2007年的时间序列数据对中国碳排放强度影响因素进行实证检验,认为能源效率促进碳排放强度下降,工业化水平促进碳排放强度上升;虞义华等^[14]基于省际面板数据的实证结果发现,碳强度与人均GDP之间存在N形关系,第二产业比重与碳强度正相关;孙传旺等^[15]对碳排放强度约束下的全要素生产率指数进行分解,发现技术进步是碳排放强度约束的全要素生产率提高的主要因素;王淑新等^[16]的研究发现,产业结构、技术进步、能源消费和经济增长对中国经济低碳化进程产生重要影响。

总体而言,国内外关于碳排放的研究,针对碳排放总量指标的分解较多,针对碳排放比率指标(如碳排放强度)的分解较少,这可能与《京都议定书》中对附件I国家第一履约期内的减排义务采取绝对量化减排的规定有关,但针对中国碳排放强度影响因素的研究近几年出现了明显的增加趋势。本研究注意到,在面向后京都时代各国减排责任的新一轮气候谈判中,世界各国基于不同的政治意愿和国家利益,在碳排放量绝对减排与碳排放强度减排、强制减排与自愿减排等方面仍存在尖锐的分歧,不同的利益集团也出现分化组合,以美国为首的伞形集团国家以及以中国、印度和巴西等为代表的新兴经济体国家大多倾向选择碳排放强度降低的减排方案。目前,有关中国碳排放强度影响因素的研究大多使用指数分解法和结构分解法进行静态的统计分析,而运用动态计量模型进行实证检验的较少。碳排放强度因素分解分析的研究成果,在研究假设提出、模型设定、变量选择和研究成果对比等方面为碳排放强

度影响因素的动态计量检验奠定了基础。本研究在中国工业化、城市化及全球应对气候变化的国内外背景下,借鉴因素分解分析的研究成果,运用ARDL模型和边限协整技术,对中国碳排放强度的影响因素进行动态计量分析。

3 研究设计

3.1 模型设定

碳排放强度是碳排放量与实际国内生产总值的比值,其分解公式为

$$\begin{aligned} CEI &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \frac{C_{ij}}{GDP} \\ &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \frac{C_{ij}}{E_{ij}} \frac{E_{ij}}{E_i} \frac{E_i}{GDP_i} \frac{GDP_i}{GDP} \\ &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n R_{ij} ES_{ij} EI_i IS_i \end{aligned} \quad (1)$$

其中,CEI为碳排放强度, i 为产业类别, j 为能源种类, C 为碳排放量, E 为能源消费量, R 为碳排放系数, ES 为能源消费结构, EI 为能源强度, IS 为某类产业增加值在GDP中所占比重(即产业结构)。

从(1)式可知,决定碳排放强度大小的因素有产业结构、能源强度、能源消费结构和不同能源的碳排放系数。由于样本的时间范围仅限于1978年至2010年,在此较短时期内,不同品种能源的碳排放系数变化微小,可以忽略不计。考虑到中国处于城市化快速发展时期,同时又是全球产业转移的重要承接地和世界制造中心,因此在实证研究中还将考察人口城市化(UR)和外贸开放度(TR)对碳排放强度的影响。基于此,本研究使用的基础计量模型设定为

$$\begin{aligned} CEI_t &= c + \alpha_1 EE_t + \alpha_2 ES_t + \alpha_3 IS_t + \alpha_4 TR_t + \\ &\quad \alpha_5 UR_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中,EE为能源效率, c 为常数项, $\alpha_1 \sim \alpha_5$ 为相应回归元的弹性系数, t 为时间, ε 为随机误差项。为减小数据剧烈波动和异方差的影响,模型中所有变量均取其自然对数值,但这种变换并不改变变量之间的动态变化关系,对上述各变量的含义和度量说明如下。

碳排放强度是指单位GDP(按1978年不变价计算)的碳排放量,碳和二氧化碳分子量分别为12和44,即1吨碳约合3.67吨二氧化碳,文中相关数据若未做特别说明均是指碳排放量;中国处于工业化发展阶段,工业增加值占GDP的比重呈上升趋势,工业也是碳排放的主要来源,故以工业增加值占GDP的比重代表产业结构;中国一次能源消费以碳排放系数高的煤炭为主,故以煤炭消费比重代表能源消费结构;能源强度的倒数即能源效率,即每吨标准煤消耗所生产的实际GDP,能源强度下降意味着能源效率提高;城市化水平的度量有单一指标法和综合指标法,中国城市化是在二元经济结构和不平衡工业化背景下进行的,这给中国城市化赋予了丰富的内涵,尽管综合指标可以更全面地评价城市化水平,但容易与模型中其他变量形成重合和共线性,本研究选择城市人口比重这一通用指标衡量城市化水平;对

外贸开放度以进出口贸易额占GDP比重表示。

3.2 研究方法

由于宏观经济时间序列大多不平稳,对非平稳序列直接进行OLS估计可能产生伪回归,一般采用协整方法检验变量之间的动态关系。协整检验主要有EG两步法^[17]、极大似然函数估计法^[18]和边界检验法^[19],前两种方法要求水平序列同阶单整,且在小样本情况下存在估计偏误。相比较而言,边界检验法有明显优点,即对数据平稳性要求不严格,无论是 $I(0)$ 或 $I(1)$ 序列还是两者的混合序列都可应用;操作简便,只要确定最优滞后期,用OLS方法即可得到相关结果;对样本容量不敏感,在小样本下比其他方法更稳健。鉴于此,本研究采用Pesaran等^[20]提出的边界检验法。

先构造一个非约束误差修正模型(UECM),如(3)式所示,运用边界检验确定碳排放强度与各解释变量之间是否存在长期协整关系,即

$$\begin{aligned} \Delta CEI_t = & c + \sum_{v=1}^m \beta_{1v} \Delta CEI_{t-v} + \sum_{v=0}^m \beta_{2v} \Delta EE_{t-v} + \\ & \sum_{v=0}^m \beta_{3v} \Delta ES_{t-v} + \sum_{v=0}^m \beta_{4v} \Delta IS_{t-v} + \sum_{v=0}^m \beta_{5v} \Delta TR_{t-v} + \\ & \sum_{v=0}^m \beta_{6v} \Delta UR_{t-v} + \gamma_1 CEI_{t-1} + \gamma_2 EE_{t-1} + \\ & \gamma_3 ES_{t-1} + \gamma_4 IS_{t-1} + \gamma_5 TR_{t-1} + \gamma_6 UR_{t-1} + \mu_t \quad (3) \end{aligned}$$

其中, v 为差分项的滞后阶数, $\beta_{1v} \sim \beta_{6v}$ 为相应变量各阶滞后差分项的待估系数, $\gamma_1 \sim \gamma_6$ 为相应变量的长期相关系数, μ_t 为白噪声序列。检验变量之间是否具有长期协整关系的原假设为 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0$,备择假设为 $H_1: \gamma_1 \neq 0, \gamma_2 \neq 0, \gamma_3 \neq 0, \gamma_4 \neq 0, \gamma_5 \neq 0, \gamma_6 \neq 0$,可用 $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5, \gamma_6$ 联合显著的F统计量来判断。

Pesaran等^[20]认为,在无法识别水平序列是 $I(0)$ 过程还是 $I(1)$ 过程的情况下,普通最小二乘法下的F统计量和t统计量不具有标准的渐进分布,但其渐进临界值分布在一个有限的区间范围内,上界是所有变量为 $I(1)$ 过程的渐进临界值,下界是所有变量为 $I(0)$ 过程的渐进临界值;如果F统计值大于上临界值,则拒绝原假设,表明变量之间存在协整关系;如果F统计值小于下临界值,则不能拒绝原假设,说明变量之间不存在协整关系;如果F统计值在上下临界值之间,则无法得出确定性结论。

边界检验结果若能证明碳排放强度与各解释变量之间存在协整关系,根据因变量的滞后项、解释变量的当期项和滞后项构建ARDL模型,运用AIC和SBC准则,选择最优滞后阶数,可对碳排放强度与各变量间的长期关系和短期关系进行参数估计,为了避免因参数不稳定而影响模型设定的可靠性,最后需要对模型参数的稳定性进行检验。

3.3 数据来源

本研究采用年度时间序列数据,样本区间设定为1978年至2010年。碳排放强度是碳排放量与实际GDP的比值,由于中国官方没有公布碳排放量数据,

现有文献关于中国碳排放量数据主要通过两种方式获取,一是利用联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)推荐的二氧化碳排放估算参考方法来估算;二是取自国际上温室气体排放数据开发机构的专业数据库,此类机构主要有美国能源信息署(EIA)、美国橡树岭国家实验室二氧化碳信息分析中心(CDIAC)、世界资源研究所(WRI)、联合国气候变化框架公约(UNFCCC)以及经济合作与发展组织(OECD)下设的国际能源署(IEA)。人为碳排放主要来自化石能源燃烧及其他原材料使用(如水泥生产过程中的石灰石煅烧分解产生的碳排放),与其他机构的数据相比,CDIAC估算的碳排放数据不仅包括化石能源燃烧产生的碳排放,还涵盖水泥生产释放的碳排放,能更好地反映中国城市化过程中的基础设施建设和建筑业发展的碳排放效应,本研究碳排放数据取自CDIAC的碳排放数据集。其他数据均根据《中国统计年鉴2011》和《新中国六十年统计资料汇编》中的相关数据整理所得,2000年至2008年的GDP数据是根据2004年和2008年两次经济普查结果修订后的数据,GDP数据被调整为1978年不变价格水平。

4 实证分析

4.1 边界协整检验

尽管边界检验并不要求所有变量均为同阶单整,但边界协整检验要求被解释变量为 $I(1)$,解释变量为 $I(0)$ 或 $I(1)$,如果解释变量为 $I(2)$ 或者更高单整阶数,用以判断变量协整关系的F检验不再有效。因此,在进行边界协整检验之前,仍有必要对各变量进行序列平稳性检验。使用常用的ADF检验方法进行单位根检验,检验结果见表1,结果表明各变量的水平序列均不平稳,一阶差分序列经检验都是平稳的,所以各变量均为 $I(1)$ 序列,可以适用边界协整检验。

根据基础计量模型构造相应的条件无约束误差修正模型(UECM),鉴于考察的样本点只有33个,样本容量较为有限,选择差分项的最大滞后阶数为2,分别针对方程有趋势项和没有趋势项两种情形,对无约束误差修正模型中水平滞后变量系数进行联合显著性检验,输出结果为F统计量,F统计量值、一阶序列和二阶序列相关的LM检验统计量值及AIC值如表2所示。将每种情形下的F统计量值与Pesaran等^[20]计算出的边界临界值上下限进行比较,以判断水平变量间是否存在协整关系。

从表2可以看出,在含趋势项的模型中,当一阶差分项的滞后期数是1时,不能拒绝原假设,当一阶差分项的滞后期数是2时,在10%的显著水平上拒绝原假设,因此在下面的分析中趋势项不再被保留;在不含趋势项的模型中,一阶差分项的滞后期数为1和2时,分别在10%和5%的显著性水平上拒绝原假设,表明在样本期间中国碳排放强度与能源消费结构、产业结构、能源效率、外贸开放度和城市化水平之间存在长期协整关系。

表1 各变量的单位根检验结果
Table 1 Unit Root Test Results for All Variables

水平变量	ADF 值	K	结论	差分变量	ADF 值	K	结论
CEI	-2.182	2	非平稳	ΔCEI	-2.923**	1	平稳
ES	-2.872	2	非平稳	ΔES	-3.249***	0	平稳
IS	-2.261	1	非平稳	ΔIS	-4.209***	0	平稳
EE	-2.549	2	非平稳	ΔEE	-3.159**	1	平稳
TR	-2.277	1	非平稳	ΔTR	-4.256***	0	平稳
UB	-1.492	2	非平稳	ΔUR	-4.281***	1	平稳

注: K 为回归方程的扩展度, K=0 表示不含常数项和时间趋势, K=1 表示含常数项, K=2 表示含常数项和时间趋势; ***为在1%显著性水平下显著, **为在5%显著性水平下显著, 下同。

表2 边界协整检验结果
Table 2 Bounds Testing Results for Co-integration

滞后阶数	不含趋势项				含趋势项			
	AIC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(2)$	F 值	AIC	$\chi^2(1)$	$\chi^2(2)$	F 值
1	-5.079	5.213**	9.481***	2.509*	-5.148	4.964**	9.462***	2.108
2	-5.932	18.343***	26.684***	4.703**	-5.881	17.335***	26.338***	3.697*
临界值	p 值	I(0)	I(1)		p 值	I(0)	I(1)	
	10%	2.26	3.35		10%	2.49	3.38	
	5%	2.62	3.79		5%	2.81	3.76	
	1%	3.41	4.68		1%	3.50	4.63	

注: 表中边界检验的临界值分别引用 Pesaran 等^[20] 的表 CI (iii) 和表 CI (iv) 中的原数据; *为在10%显著性水平下显著。

4.2 ARDL 模型估计

考虑各变量的最大滞后阶数为2, 依据 SBC 信息准则和相关诊断结果, 从各变量所有不同阶数的估计方程中得到表达简练的 ARDL(2,2,1,0,1,1) 模型, 从而进一步估计出变量之间的长期关系和短期动态关系, 估计结果如表3所示。

表3下半部的模型诊断检验结果表明, 模型通过了残差序列相关性检验、函数形式检验、正态性检验和异方差性检验, ARDL 模型设定恰当。根据 ARDL 模型确立的协整关系表明, 煤炭消费比重、工业增加值比重和人口城市化水平与碳排放强度显著正相关, 三者弹性系数均至少在5%显著水平下通过显著性检验, 估计结果符合经济意义, 表明中国以煤为主的能源消费结构不利于碳排放强度的下降, 过快的工业化和城市化也不利于碳排放强度的下降。能源效率与碳排放强度显著负相关, 能源效率的提高有利于促进碳排放强度下降。外贸开放度与碳排

放强度呈负相关但不显著, 显示出外贸活动对中国碳排放强度影响的复杂性。中国外贸以加工贸易为主, 而加工贸易发展又伴随着外商直接投资的产业进入, 毫无疑问, 外贸促进了中国的经济增长, 但也带动了国外部分高能耗、高排放的污染产业向中国转移, 大量的低端产品输出增加了中国的碳排放, 这对中国碳排放强度的下降是不利的^[21]。不可否认的是, 伴随着贸易及外商直接投资而向中国转移的并非都是污染密集型的“肮脏产业”, 国外一些先进的技术设备和“干净产业”向中国的转移^[22]则发挥了国际先进知识和先进技术的溢出效应, 在一定程度上促进了中国节能减排, 使中国最终没有成为西方工业“污染的天堂”。所以, 外贸开放度的提高整体上促进了中国碳排放强度的下降, 但这种促进作用尚不显著, 应该重视外贸结构的调整, 减少污染密集型产品的出口, 增加技术密集型产品的进口, 加强对地方政府吸引外商直接投资的产业引导, 才能增强

这种促进效应的有效发挥。

表3 ARDL 模型估计结果

Table 3 Estimation Results for the ARDL Model

回归变量	系数	标准误	T 统计量
$CEI(-1)$	0.428	0.198	2.161**
$CEI(-2)$	-0.496	0.177	-2.809**
EE	-1.289	0.174	-7.413***
$EE(-1)$	0.754	0.349	2.161**
$EE(-2)$	-0.569	0.238	-2.397**
ES	0.465	0.445	1.043
$ES(-1)$	0.869	0.342	2.541**
IS	0.339	0.146	2.313**
TR	0.009	0.032	0.304
$TR(-1)$	-0.066	0.036	-1.806*
UR	1.146	0.335	3.424***
$UR(-1)$	-0.955	0.323	-2.952***
c	2.229	1.987	1.121

模型诊断检验结果

残差序列相关检验	$\chi^2(1) = 0.853$	伴随概率值 = 0.356
函数形式检验	$\chi^2(1) = 0.051$	伴随概率值 = 0.822
正态性检验	$\chi^2(2) = 0.528$	伴随概率值 = 0.768
异方差性检验	$\chi^2(1) = 2.531$	伴随概率值 = 0.112

协整关系 表达式	$CEI = -1.035^{***} EE + 1.248^{***} ES +$ (0.066) (0.292)
	$0.317^{**} IS - 0.052TR +$ (0.115) (0.038)
	$0.179^{***} UR + 2.088$ (0.055) (1.863)

注:协整关系表达式括号内数字为标准误。

4.3 基于 ARDL 的误差修正模型估计

从上述协整关系中可得到长期均衡误差项 (ECT) 的数学表达式,即

$$ECT = CEI + 1.035EE - 1.248ES - 0.317IS + 0.052TR - 0.179UR - 2.088$$

可进一步得到误差修正模型的估计结果和变量之间的短期变动关系,如表4所示。

从表4可知,煤炭消费比重、外贸开放度的短期变动与碳排放强度的变动正相关,但这种影响在短期内并不显著,尤其是煤炭消费比重对碳排放强度

的短期效应明显低于其长期效应,短期和长期弹性系数分别为0.465和1.248。因此,煤炭消费结构和外贸结构的调整应该基于长期改进的目标,这也符合中国能源资源禀赋和宏观经济需求特征。工业增加值的变动与中国碳排放强度的变动显著正相关,从理论上说,快速工业化可能使高投入、高能耗的重化工业过快增长,同时工业资源配置效率降低,经济增长方式粗放,过度依赖要素投入而非效率推动,导致“低价工业化”与“高价城市化”并存的现象^[23],从而阻碍碳排放强度的下降。能源效率和城市化水平的变动在短期内对碳排放强度变动的的影响均在1%水平达到显著,弹性系数分别是-1.289和1.146。在短期内能源效率的提升能显著促进中国碳排放强度的下降,但在现有的财政分权体制下,地方政府在城市化过程中普遍存在土地城市化的冲动和倾向,城市经营的经济功能被过度放大,而其社会功能及环境绩效被忽视,那些纳入城镇人口统计的常住城市(6个月)的大量务工人员因被城市边缘化而未拥有真正的市民身份,局部地区因为人口聚集却已经显现能源紧张、交通拥堵和环境损害等问题,人口城市化背后的城市功能异化拉动了中国碳排放强度的提升。因此,在保证一定经济增长速度的前提下,适度控制人口城市化速度,提高人口城市化质量,有利于促进碳排放强度的下降。均衡误差项 (ECT) 对应的估计系数显著为负,说明系统在偏离长期均衡水平后能回归均衡,符合反向修正机制,也证实了前文边界协整检验中关于碳排放强度与各回归变量之间存在长期均衡关系的结论。

表4 ARDL 模型的误差修正表达

Table 4 Error Correction Representation for the ARDL Model

回归量	系数	标准误	t 统计量
$\Delta CEI(-1)$	0.496	0.177	2.809***
ΔEE	-1.289	0.174	-7.413***
$\Delta EE(-1)$	0.569	0.237	2.397**
ΔES	0.465	0.445	1.044
ΔIS	0.339	0.146	2.313**
ΔTR	0.009	0.032	0.304
ΔUR	1.146	0.335	3.424***
Δc	2.229	1.988	1.122
$ECT(-1)$	-0.989	0.125	-7.948***
R^2	0.925	调整后 R^2	0.874
$F(8, 22)$	27.590***	极大似然值	93.828
$D. W.$	2.089	RSS	0.004

注:因变量为 ΔCEI 。

表5 Granger 因果关系检验
Table 5 Granger Causality Tests

零假设 (H_0)	滞后期	F 统计量	p 值	结论
ES 不是 CEI 的 Granger 原因	2	2.033	0.151	接受
CEI 不是 ES 的 Granger 原因		5.299	0.012	拒绝
IS 不是 CEI 的 Granger 原因	2	1.417	0.260	接受
CEI 不是 IS 的 Granger 原因		0.955	0.398	接受
EE 不是 CEI 的 Granger 原因	2	5.749	0.009	拒绝
CEI 不是 EE 的 Granger 原因		2.706	0.086	拒绝
TR 不是 CEI 的 Granger 原因	2	2.067	0.147	接受
CEI 不是 TR 的 Granger 原因		2.853	0.076	拒绝
UR 不是 CEI 的 Granger 原因	2	0.728	0.492	接受
CEI 不是 UR 的 Granger 原因		1.703	0.202	接受



图1 碳排放增长、实际GDP增长与碳排放强度变动

Figure 1 Carbon Emissions Growth, Real GDP Growth and Carbon Emission Intensity Changes

4.4 Granger 因果关系检验

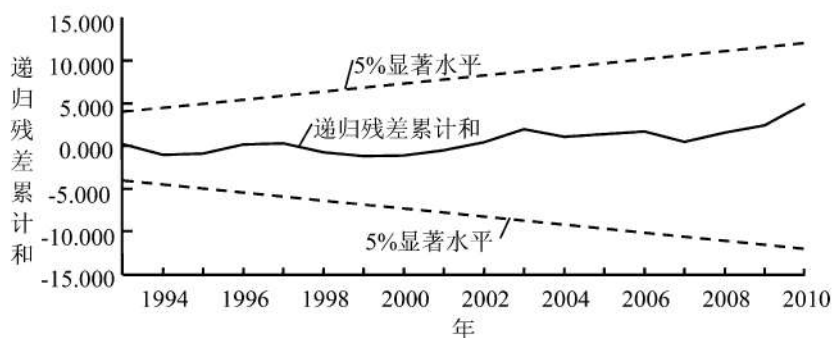
误差修正模型中均衡误差项的估计系数显著不为零,说明煤炭消费比重、工业增加值比重、能源效率、外贸开放度和城市化水平是碳排放强度长期变动的原因,为了进一步考察这些变量之间的短期因果关系,接下来进行 Granger 因果检验,结果如表 5 所示。

从表 5 可以看出,短期内系统只存在能源效率与碳排放强度的双向 Granger 因果关系,结合向量误差修正模型可知,短期内提高能源效率能显著促进碳排放强度的下降,其他变量则不构成碳排放强度的短期 Granger 原因,而碳排放强度则是能源消费结构和外贸开放度变动的短期 Granger 原因。对此,我们提出如下解释。①碳排放强度变动的影响因素可分为效率性因素和结构性因素,效率性因素如能源效率对碳排放强度的影响较为直接,能成为碳排放强度短期变动的先导因素;而结构性因素特别是能源消费结构和产业结构等在短期内变动缓慢,它们对碳排放强度变动的传导过程也更为复杂,短期内

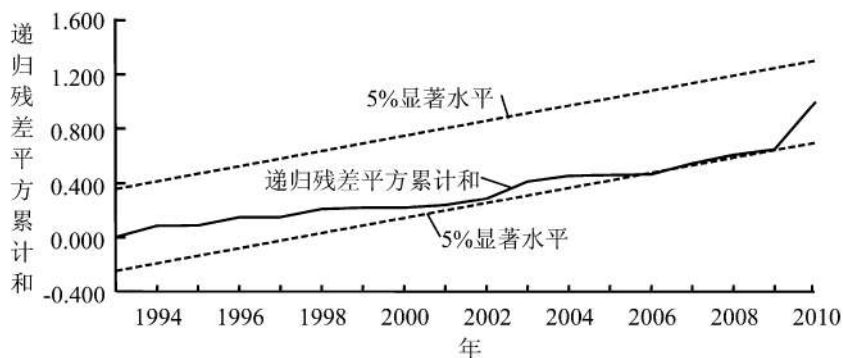
对碳排放强度变动的影响相当有限,难以成为碳排放强度短期变动的先导因素。②碳排放强度变动取决于碳排放量与 GDP 之间的相对变化,当 GDP 增长率高于碳排放增长率,碳排放强度趋于下降^[24],如图 1 所示。图 1 表明,在样本期间的绝大多数年份,中国实际 GDP 增长率高于碳排放增长率,碳排放强度持续下降,实际只有在 2002 年至 2004 年期间,碳排放增长率高于 GDP 增长率,引起碳排放强度的转折上升,这可能与在此期间中国重工业化倾向再度抬头有关,因此碳排放强度变动速度快。而中国能源需求富有刚性,加上富煤少油的资源禀赋及不合理的能源价格机制,以煤为主的能源消费结构具有较强的惯性,能源消费结构变动在短期内滞后于碳排放强度变动,没有构成碳排放强度变动的先导潜因。

4.5 参数稳定性检验

在利用非平稳时间序列数据进行协整检验和方程估计时,一般假定方程估计的参数是不随时间变化而变化的,但实际上时间序列数据往往会出现一些结构性断点而影响参数估计的稳定性,因此对模



(a) 递归残差累计和检验结果



(b) 递归残差平方累计和检验结果

图 2 ARDL 模型参数稳定性检验

Figure 2 Tests for the Parameter Stability of ARDL Model

型参数的稳定性检验十分必要。本研究运用递归残差累计和 (CUSUM) 与递归残差平方累计和 (CUSUMSQ) 分别进行参数稳定性检验, 检验结果见图 2 (a) 和 (b)。图 2 中的实线分别是递归残差累计和 (CUSUM) 与递归残差平方累计和 (CUSUMSQ), 两条虚线表示 5% 显著水平的临界区域。从图 2 中可以看出, CUSUM 和 CUSUMSQ 的数值均位于两条临界线之内, 表明碳排放强度与回归变量之间的参数估计稳定、可靠。

5 结论

本研究利用 1978 年至 2010 年的时间序列数据, 运用 ARDL 方法对中国碳排放强度与能源消费结构、产业结构、能源效率、外贸开放度和人口城市化等变量之间的动态关系进行计量检验, 研究结果如下。①中国碳排放强度与所有解释变量之间存在长期的协整关系, 对碳排放强度长期变动影响程度从大到小依次是能源消费结构、能源效率、产业结构、人口城市化和外贸开放度, 能源消费结构、产业结构和人口城市化水平与碳排放强度显著正相关, 能源效率与碳排放强度显著负相关, 外贸开放度与碳排放强度微弱负相关。因此, 从长期看, 中国碳排放强度下降的动力主要来自煤炭消费比重的下降和能源效率的提高, 工业增加值比重的提高抑制了碳排放强度下降。②Granger 因果检验结果显示, 在短期内能源效率是中国碳排放强度的 Granger 原因, 其他变量则不构成碳排放强度的 Granger 原因, 因此短期内能源效率的提高是促进碳排放强度下降的重要途径。③

参数稳定性检验结果表明, 可以通过制定和实施有效的节能减排政策, 对能源效率、能源消费结构和产业结构等重要影响因素进行合理调节, 以促进碳排放强度下降的预期目标的实现。

上述研究结论可以帮助我们分析实现碳排放强度下降的短期和长期路径选择, 概括地说, 就是短期提效率、控速度, 长期调结构, 但要实现碳排放强度下降的预期目标依然面临挑战。中国是一个正处于工业化和城市化快速发展进程中的发展中国家, 面临着能源约束、结构调整、减排与发展的深刻矛盾, 在中短期内, 碳排放强度下降的动力主要来自工业、建筑业和交通运输业等关键领域能源效率的提升, 而实践中存在节能减排的私人激励严重不足、节能减排技术的商业化推广较为缓慢等问题, 当前的财政分权体制和 GDP 导向的官员政绩考核机制使地方政府在工业化中存在环境“竞次”行为, 在城市化中存在土地城市化的倾向, 导致固定投资和基础设施建设空前扩张, 制约了能源效率的提升, 亟需建立一个资源节约与环境友好导向的地方经济增长有效激励相容机制。从长期可持续发展看, 中国必须实施结构调整和结构转型, 包括三次产业结构、工业内部结构、能源消费结构和需求结构的调整, 中国政府一直积极推动结构转型与优化, 但经济结构扭曲并没有得到根本改善, 工业生产长期陷于国际分工体系的低端环节, 要素投入推动而非效率主导的经济增长引致的环境压力依然很大。因此, 完善能源价格机制, 促进能源替代和能源使用结构调整, 加快产业结构调整 and 增长方式转型, 调整外贸结构, 减少对

低端产品出口需求的路径依赖,将是促进碳排放强度下降和最终实现绝对减排的长远战略选择。

中国正在经历的经济转型为碳排放和碳减排的经济学研究提供了良好的样本,中国政府基于碳强度减排的自主行动也为发展中国家树立了典范。本研究旨在揭示中国碳排放强度与效率和结构两类影响因素之间的时序动态变化关系,尽管所得结论符合预期假设,也具有明确的实际经济意义,但在一些细节问题上仍值得进一步探究。一是如何客观衡量城市化水平,尽管本研究使用的城镇人口比重指标是国际上衡量城市化水平的一个通用指标,但这一指标能否涵盖中国城市化的丰富内涵、能否客观反映城市化对碳排放强度的影响,城市化对碳排放强度变动的深层作用机制又是什么;二是外贸开放度指标的选择,尽管本研究结论显示“污染的避难所”假说在中国外贸中并不成立,但外贸开放度是一个比率指标,反映中国经济增长的国际市场依赖,但也隐匿了外贸的结构性因素影响,我们无法从模型中识别出口的商品结构对碳排放强度的影响,无法判断进口对中国碳排放强度下降是否具有技术溢出效应。另外,受时间序列数据性质和研究方法的限制,本研究也没有分析碳排放强度影响因素的地区差异和行业差异。以上可作为今后进一步研究的重点和改进的方向。

参考文献:

- [1] IPCC. Fourth assessment report (AR4) [R]. New York: Cambridge University Press, 2007: 512-513.
- [2] 陈劭锋,刘扬,邹秀萍,苏利阳,汝醒君. 二氧化碳碳排放演变驱动力的理论与实证研究[J]. 科学管理研究, 2010, 28(1): 43-48.
Chen Shaofeng, Liu Yang, Zou Xiuping, Su Liyang, Ru Xingjun. A theoretical and empirical study on driving forces of carbon dioxide emissions evolution [J]. Scientific Management Research, 2010, 28(1): 43-48. (in Chinese)
- [3] Ang B W, Zhang F Q. A survey of index decomposition analysis in energy and environmental studies [J]. Energy, 2000, 25(12): 1149-1176.
- [4] Liu F L, Ang B W. Eight methods for decomposing the aggregate energy-intensity of industry [J]. Applied Energy, 2003, 76(1/3): 15-23.
- [5] Ang B W. The LMDI approach to decomposition analysis: A practical guide [J]. Energy Policy, 2005, 33(7): 867-871.
- [6] Ang B W, Zhang F Q, Choi K H. Factorizing changes in energy and environmental indicators through decomposition [J]. Energy, 1998, 23(6): 489-495.
- [7] Greening L A, Davis W B, Schipper L. Decomposition of aggregate carbon intensity for the manufacturing sector: Comparison of declining trends from 10 OECD countries for the period 1971-1991 [J]. Energy Economics, 1998, 20(1): 43-65.
- [8] Bhattacharyya S C, Matsumura W. Changes in the GHG emission intensity in EU-15: Lessons from a decomposition analysis [J]. Energy, 2010, 35(8): 3315-3322.
- [9] Fan Y, Liu L C, Wu G, Tsai H T, Wei Y M. Changes in carbon intensity in China: Empirical findings from 1980-2003 [J]. Ecological Economics, 2007, 62(3/4): 683-691.
- [10] 张友国. 经济发展方式变化对中国碳排放强度的影响 [J]. 经济研究, 2010, 45(4): 120-133.
Zhang Youguo. Economic development pattern change impact on China's carbon intensity [J]. Economic Research Journal, 2010, 45(4): 120-133. (in Chinese)
- [11] Ang B W, Liu N. A cross-country analysis of aggregate energy and carbon intensities [J]. Energy Policy, 2006, 34(15): 2398-2404.
- [12] Stern D I, Jotzo F. How ambitious are China and India's emissions intensity targets? [J]. Energy Policy, 2010, 38(11): 6776-6783.
- [13] 沈小波,戴平生. 中国碳强度的影响因素 [J]. 气候变化研究进展, 2011, 7(1): 54-58.
Shen Xiaobo, Dai Pingsheng. Factors affecting China's carbon intensity [J]. Advances in Climate Change Research, 2011, 7(1): 54-58. (in Chinese)
- [14] 虞义华,郑新业,张莉. 经济发展水平、产业结构与碳排放强度: 中国省级面板数据分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2011(3): 72-81.
Yu Yihua, Zheng Xinye, Zhang Li. Carbon dioxide emission and economic development: A panel data analysis [J]. Economic Theory and Business Management, 2011(3): 72-81. (in Chinese)
- [15] 孙传旺,刘希颖,林静. 碳强度约束下中国全要素生产率测算与收敛性研究 [J]. 金融研究, 2010(6): 17-33.
Sun Chuanwang, Liu Xiying, Lin Jing. On the measurement and convergence of total factor productivity under the constraint of carbon intensity [J]. Journal of Financial Research, 2010(6): 17-33. (in Chinese)
- [16] 王淑新,何元庆,王学定. 中国低碳经济演进分析: 基于能源强度的视角 [J]. 中国软科学, 2010(9): 25-32.
Wang Shuxin, He Yuanqing, Wang Xueding. Analysis of low carbon economy development in China: Based on energy intensity perspective [J]. China Soft Science, 2010(9): 25-32. (in Chinese)
- [17] Engle R F, Granger C W J. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing [J]. Econometrica, 1987, 55(2): 251-276.
- [18] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: With applications to the demand for money [J]. Oxford Bulletin of E-

- economics and Statistics, 1990, 52(2):169-210.
- [19] Pesaran M H, Shin Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis [C] // Strom S. Econometrics and economic theory in the 20th century: The ragnar frisch centennial symposium. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 1998:371-413.
- [20] Pesaran M H, Shin Y, Smith R. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships [J]. Journal of Applied Econometrics, 2001, 16(3):289-326.
- [21] 许广月, 宋德勇. 我国出口贸易、经济增长与碳排放关系的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2010(1):74-79.
Xu Guangyue, Song Deyong. An empirical research on the relationship of export trade, economic growth and carbon emissions [J]. Journal of International Trade, 2010(1):74-79. (in Chinese)
- [22] 李小平, 卢现祥. 国际贸易、污染产业转移和中国工业 CO₂ 排放 [J]. 经济研究, 2010, 45(1):15-26.
Li Xiaoping, Lu Xianxiang. International trade, pollution industry transfer and Chinese industries' CO₂ emissions [J]. Economic Research Journal, 2010, 45(1):15-26. (in Chinese)
- [23] 中国经济增长与宏观稳定课题组. 城市化、产业效率与经济增长 [J]. 经济研究, 2009, 44(10):4-21.
Research Group on China's Growth and Macroeconomic Stability. Urbanization, industrial efficiency and economic growth [J]. Economic Research Journal, 2009, 44(10):4-21. (in Chinese)
- [24] 何建坤, 刘滨. 作为温室气体排放衡量指标的碳排放强度分析 [J]. 清华大学学报:自然科学版, 2004, 44(6):740-743.
He Jiankun, Liu Bin. Analysis of carbon emission intensity as the main index for greenhouse gas emission mitigation commitments [J]. Journal of Tsinghua University: Science and Technology, 2004, 44(6):740-743. (in Chinese)

A Dynamic Econometric Test on Influential Factors of Carbon Emission Intensity in China

Zhou Wuqi^{1,2}, Nie Ming¹

1 School of Management, Huazhong University of Science & Technology, Wuhan 430074, China

2 Department of Economic, Huainan United University, Huainan 232028, China

Abstract: To explore the low-carbon economic development path based on the decline of carbon emission intensity, this study deals with the dynamic relationship and Granger causality between industrial structure, energy consumption structure, energy efficiency, foreign trade, urbanization level and carbon emission intensity by collecting time series data in China over the period from 1978 to 2010 and employing autoregressive distributed lag (ARDL) modeling and bounds testing approach. Empirical results suggest an evidence of a stable long-run co-integration relationship between carbon emission intensity and all explanatory variables. In the long run, the coal share in primary energy consumption, industry share in GDP and the urbanization level play a significantly positive effect on carbon emission intensity respectively, but energy efficiency shows a significantly negative related to carbon emission intensity. In the meantime, the degree of dependence on foreign trade has a negative but not significant effect on carbon emission intensity. In the short-term, energy efficiency and urbanization level play the most important role in affecting carbon emission intensity. In order to achieve the targeted reductions in carbon emission intensity, Chinese government should improve energy efficiency by facilitating energy-saving and low-carbon technological innovation, make a proper control of urbanization rate, overcome the local investment frenzy and urban function alienation phenomenon in the process of urbanization and establish an effective incentive mechanism for local economic growth with resource-saving and environment-friendly targets. But in the long run, China must take measures to implement structural adjustment and transformation, optimize industrial structure, foreign trade structure and energy consumption structure for the low-carbon trend.

Keywords: carbon emission intensity; energy consumption structure; energy efficiency; industrial structure; bounds testing

Received Date: November 7th, 2011 **Accepted Date:** May 23rd, 2012

Biography: Zhou Wuqi, an Anhui Zongyang native (1974 -), is a Ph. D. candidate in the School of Management at Huazhong University of Science & Technology and is an associate professor in the Huainan United University. His research interests include technological economics and innovation management, etc. E-mail: oicoo@126.com

□