

# 中国城市化进程中影响 CO<sub>2</sub> 排放的政策分析

赵晓丽, 胡雅楠

(华北电力大学 经济与管理学院 低碳经济与贸易研究所, 北京 102206)

**摘要:** 城市化进程是中国 CO<sub>2</sub> 排放快速增长的重要影响因素。基于自回归滞后(Autoregressive-Distributed Lag, ARDL)协整模型,重点分析了政策因素在城市化进程中对 CO<sub>2</sub> 排放的影响。ARDL 方法更稳健,更适合对小样本数据进行分析。ARDL 协整模型构建中以人均 CO<sub>2</sub> 排放量为因变量,以城市人口占总人口比重、第二产业占 GDP 比重、城镇固定资产投资占全社会固定资产投资比例、政策变量等作为自变量。基于 1978—2010 年的样本数据所得到的研究结果显示:中国 1997 年节约能源法的颁布对 CO<sub>2</sub> 的排放起到了有效的抑制作用;同时,城市人口比例的增长是影响 CO<sub>2</sub> 排放快速增长的最重要原因。因此,制定针对城市人口增长的节能减排政策,例如鼓励实现节约型的能源消费模式,对实现中国 CO<sub>2</sub> 的减排目标具有重要意义。

**关键词:** 城市化进程; CO<sub>2</sub> 排放; 固定资产投资; CO<sub>2</sub> 排放政策分析

中图分类号: F062.1

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2013)01-0005-07

## 引言

中国经济快速发展伴随着环境的高成本性,近年来,中国因环境问题引发的群体性事件以年均 29% 的速度递增,严重影响了社会稳定<sup>[1]</sup>。环境问题中,CO<sub>2</sub> 排放引起的气候变化具有长期性、全球性特征。随着全球极端天气现象的不断出现,气候变化问题成了国际舆论关注的焦点,而中国 CO<sub>2</sub> 排放及其变化更是世界各国关注的核心。图 1 显示,自 2002 年以来中国 CO<sub>2</sub> 排放快速增长。目前,中国每年的温室排放量占全部发展中国家排放量的近 1/2,接近全世界总排放量的 15%,而温室气体排放中,CO<sub>2</sub> 比例达 80% 以上<sup>[2]</sup>。过去 10 年中,中国 CO<sub>2</sub> 排放年均增长 17.8%,增长速度位于世界前列。

中国目前仍然处于快速城市化时期,2009 年中国城市化率为 46.59%,虽然与 1978 年的 17.96% 相比,有了很大提高(图 2),但是与中等收入和发达国家的城市化率水平相比还有很大差距:中等收入国家城市化率为 61%,发达国家城市化率为 78%<sup>[3]139-140</sup>。中国的快速城市化进程还将需要 10 年左右的时间。有研究显示,中国快速的城市化进程将在 2020 年左右告一段落<sup>[4]</sup>。因此,中国 CO<sub>2</sub> 排放在未来较长一段时间内仍将保持快速增长。面对国际社会 CO<sub>2</sub> 减排和国内环境保护的双重压力,中国“十二五”规

划提出单位 GDP 能源消耗在 2010 年的基础之上降低 16%,单位 GDP CO<sub>2</sub> 降低 17%。在城市化进程中,如何降低 CO<sub>2</sub> 排放增长速度,实现中国政府制定的 CO<sub>2</sub> 减排目标,是一个值得关注的课题。

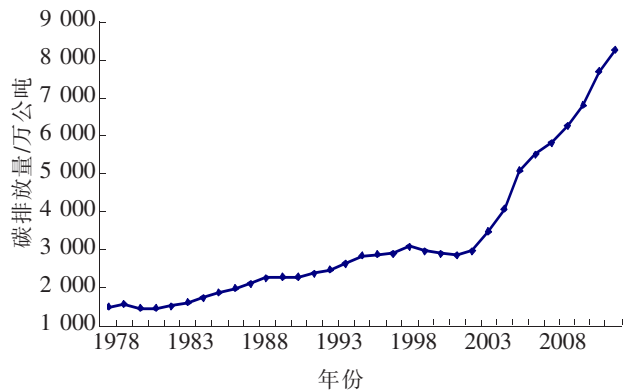


图 1 中国 CO<sub>2</sub> 排放总量<sup>①</sup>

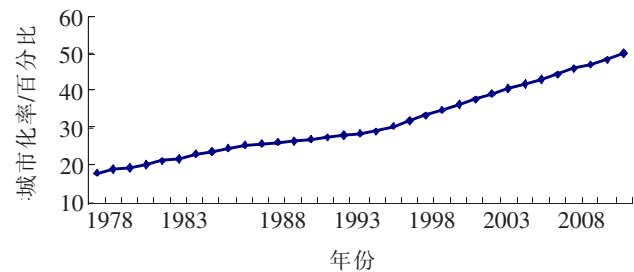


图 2 中国城市化率的变化<sup>②</sup>

收稿日期: 2012-11-12

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71073053)

作者简介: 赵晓丽(1970—),女,教授,博士,E-mail: email99zxl@vip.sina.com

①资料来源: U.S. EIA.

②资料来源: 中国统计年鉴, 2011.

近年来,已有不少学者开始关注中国的城市化进程与CO<sub>2</sub>排放的关系问题,与已有的研究相比,本文的贡献主要体现在以下两个方面:第一,在回归模型构建中,加入了政策虚拟变量,着重分析了城市化进程中影响CO<sub>2</sub>排放的政策因素;第二,运用ARDL模型对相关问题展开研究。ARDL模型由Pesaran(1999)首次提出,与Johansen多变量协整检验相比,ARDL更适合进行小样本数据的分析<sup>[5]</sup>。

## 一、文献综述

现有文献对CO<sub>2</sub>排放影响因素的分析主要集中在人口因素、能源结构、能源强度、经济规模、产业结构五个方面。例如,申笑颜(2010)采用灰色关联分析方法研究了中国CO<sub>2</sub>排放及其与各影响因素之间的关系(1995—2004年),分别从人口数量、能源结构、经济增长三个角度分析了中国CO<sub>2</sub>排放及其与各影响因素之间的关系<sup>[6]</sup>;Zhang(2009)基于对数平均Divisia指数因素分解法(LMDI)研究了CO<sub>2</sub>排放影响因素,表明经济增长效应是CO<sub>2</sub>排放的主要因素,能源强度对CO<sub>2</sub>排放有抑制作用<sup>[7]</sup>。许士春(2012)从人口规模、GDP经济产出、能源强度、能源结构、产业结构五个方面对CO<sub>2</sub>排放的影响因素进行了分析,认为GDP对CO<sub>2</sub>排放的正向影响最大<sup>[8]</sup>;Liu(2007)运用LMDI分解法对中国工业部门36个行业1998—2005年间的CO<sub>2</sub>排放进行因素分解,认为能源强度是推动CO<sub>2</sub>排放变化的最重要因素<sup>[9]</sup>。

由于城市化进程是影响中国CO<sub>2</sub>排放的最重要因素之一,很多文献对中国城市化进程与CO<sub>2</sub>排放的关系进行了研究。例如,Peter(2008)在对20世纪80年代以来CO<sub>2</sub>快速增长影响因素的研究中加入了城市人口消费这一要素,认为固定资本投入的增加和家庭消费,特别是城市人口消费的增长是决定CO<sub>2</sub>排放增加的主要因素,这两个因素部分抵消了效率的提高和技术变化带来的CO<sub>2</sub>排放降低的效益<sup>[10]</sup>。雷钊(2011)把人口变量分解成为总人口( $P$ )、城市化水平( $U$ )和劳动适龄人口( $L$ ),研究认为,总人口和人均GDP的增加是造成碳排放量增加的主要因素<sup>[11]</sup>。

在分析城市化进程对CO<sub>2</sub>排放影响方面,主要采用两大类研究方法:一是基于面板模型,例如,金洪(2012)<sup>[12]</sup>和王建增(2012)<sup>[13]</sup><sup>[139-140]</sup>均采用动态面板数据模型研究了城市化进程对CO<sub>2</sub>排放的影响;乌力吉图、王东亚(2012)<sup>[13]</sup>,许泱、周少甫(2011)<sup>[14]</sup>利用省区的面板数据,对中国城市化发展与CO<sub>2</sub>排放

之间的关系进行了研究。二是基于协整模型方法,例如,肖周燕(2011)<sup>[15]</sup>基于协整模型方法研究了城市化进程与CO<sub>2</sub>排放的关系,研究认为,从短期来看,CO<sub>2</sub>排放不受当年城市化变动的影响,但从长期来看,城市化与CO<sub>2</sub>排放之间具有长期的稳定关系。林伯强、刘希颖(2010)<sup>[16]</sup>利用Johansen协整方法研究了中国城市化阶段的CO<sub>2</sub>排放影响因素。上述研究得到结论均是:中国的城市化进程对CO<sub>2</sub>排放具有重要影响作用。

已有文献虽然对中国城市化进程对CO<sub>2</sub>排放的影响进行了比较深刻的分析,但仍存在以下两点需要进一步完善之处:第一,城市化进程中缺乏政策变量对CO<sub>2</sub>排放影响的分析;第二,有的文献在运用传统协整模型进行分析的过程中,没有考虑样本数量的要求,在样本数量较小的情况下,采用传统协整模型进行分析时,得到结论的可靠性会受到质疑。本文的研究将弥补上述两方面的不足。

## 二、研究方法 with 数据来源

### (一)变量的选取

#### 1. 城市化指标的选取

城市化与工业化高度相关。在工业化进程中,生产要素不断在城市集中,这就是城市化进程<sup>[2]</sup>。由此,本文选取城市化进程的指标包括以下3个方面:

(1)城镇人口占全部人口的比例。劳动力是重要的生产要素之一,在城市化的进程中,大量农村劳动力涌向城市,使得城镇人口快速增长,加快了对能源的需求。张馨的研究显示,一个农村居民转变为城市居民,将会增加能源消费量1 085.26千克标煤,从而引起CO<sub>2</sub>排放量的增加<sup>[7]</sup>。(2)城镇固定资产投资占全社会固定资产投资比例。固定资产投资是社会固定资产再生产的主要手段,反应资本、生产等要素的集中程度。城镇固定资产投资占全社会固定资产投资比重能反映城镇化进程中资本向城市集中的过程<sup>[8]</sup>。(3)第二产业占GDP比重。第二产业占GDP比重直接反映工业化进程情况,因此,也是反映城市化进程的重要指标。此外,一些文献研究指出,产业结构的变化也是影响CO<sub>2</sub>排放的重要因素。

#### 2. 政策变量指标的选取

改革开放以来,中国采取一系列促进节能减排的政策措施<sup>[9]</sup>,其中以法律形式颁布的包括两个:一是1997年颁布的《节约能源法》,二是2005年颁布的《可再生能源法》。因此,本文最初拟在模型中加入两个政策虚拟变量,时间点分别是1997年和2005年。但是,2005年的政策变量无法通过 $F$ 检

验,即不能证明该变量与其他变量具有长期协整关系,因此本文只选取了 1997 年颁布的《节约能源法》作为政策变量。

(二)多元线性回归模型及数据来源

本文首先建立考虑政策因素的城市化进程中 CO<sub>2</sub> 排放的影响模型

$$CO_2 = a + a_1FI + a_2POP_t + a_3STR_t + a_4POL_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中,CO<sub>2</sub> 为 人均 CO<sub>2</sub> 排放量;FI 为 城镇 固定 资产 投资 占 全 社 会 固 定 资 产 投 资 比 例;POP 为 城 市 人 口 占 总 人 口 比 重;STR 为 第 二 产 业 占 GDP 比 重;POL 为 政 策 虚 拟 变 量,1978—1997 年 之 间 取 0 (不 包 括 1997 年),1997—2010 年 之 间 为 1 (包 括 2010 年)。为了减弱数据的异方差性,对式(1)各变量取自然对数

$$\ln CO_2 = b + b_1 \ln FI + b_2 \ln POP_t + b_3 \ln STR_t + b_4 \ln POL_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

CO<sub>2</sub> 排放数据来源于 EIA,人口总数来源于《中国统计年鉴》(2010),据此计算人均 CO<sub>2</sub> 排放量。城镇人口占总人口比重和第二产业占 GDP 比重均来自于《中国统计年鉴》(2010)。城镇固定资产投资占全社会固定资产投资比例来源于新中国统计资料汇编和国研网统计数据库。样本区间选为 1978—2010 年。

(三)ARDL 协整检验模型

ARDL 协整检验,也叫做边界检验(Bounding Test),比一些单一的协整分析有计量优势,主要体现在:(1)ARDL 方法更稳健,更适合对小样本数据进行分析,例如 30~80 个数据的样本,而 Johansen 多变量协整检验则要求具有大样本数据。(2)对数据稳定性的要求相对不严格,无论数据只是零级协整, I(0);一级协整, I(1),也无论他们之间的协整关系是否明显<sup>[20]</sup>,该方法均可适用。(3)在 ARDL 模型基础上通过简单的线性转换,就可以得到动态的误差修正模型(ECM model),由此得到的误差修正模型可以同时反映出短期动态和长期动态信息。式(2)的 ARDL 模型为

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_2 = & c + \sum_{i=1}^m c_{1i} \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^m c_{2i} \Delta \ln FI_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^m c_{3i} \Delta \ln POP_{t-i} + \sum_{i=0}^m c_{4i} \Delta \ln STR_{t-i} + \\ & c_5 \ln CO_{2t-i} + c_6 \ln FI_{t-i} + c_7 \Delta \ln POP_{t-i} + \\ & c_8 \ln STR_{t-i} + c_9 \ln POP_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

边界检验程序是基于 Fisher (F) 或者 Wald 统计,并且它是 ARDL 协整方法的第一步。相应地,式(3)协整关系存在的原假设是不存在稳定的长期关系,即

$$H_0: c_5 = c_6 = c_7 = c_8 = c_9 = 0$$

$$H_1: c_5 \neq c_6 \neq c_7 \neq c_8 \neq c_9 \neq 0$$

该假设用 c<sub>5</sub>,c<sub>6</sub>,c<sub>7</sub>,c<sub>8</sub>,c<sub>9</sub> 联合显著的 F 统计量判断,其临界值由 Pesaran<sup>[21]</sup>等给出,若 F 值大于上限值,则拒绝不存在协整关系的原假设,接受具有协整关系的备择假设;若 F 值小于下限值,则接受原假设;若 F 值介于上下限值之间,则无法判断。

一旦长期关系被建立,使用 Akaike information criterion (AIC) 或者 Schwarz Bayesian criterion (SBC) 选择适合的滞后阶数,式(3)可以被估算,是 ARDL 协整方法的第二步。同时,可以对 ARDL 模型的误差修正模型的参数进行有效性检验。构造方程式(3)的误差修正模型(ECM)方程为

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_{2t} = & d + \sum_{i=0}^m d_{1i} \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^m d_{2i} \Delta \ln FI_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^m d_{3i} \Delta \ln POP_{t-i} + \sum_{i=0}^m d_{4i} \Delta \ln STR_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \nu_t \end{aligned} \quad (4)$$

其中,λ 表示偏离均衡时的调整速度;EC<sub>t-1</sub> 是式(1)估计得出的残差。

(四)格兰杰因果检验

格兰杰因果检验的思想是:如果变量 X 的过去值能够显著地预测变量 Y,那么就说“Y 是由 X Ganger 引起的”。当变量是平稳的,可以使用变量为水平值的标准的 Granger 因果检验,如果变量是非平稳的,并且它们之间存在协整关系,应加入误差修正项进行 Granger 因果检验。而如果变量是非平稳的,并且它们之间不存在协整关系,则构建误差修正模型时,令误差修正项系数为零。

$$\begin{aligned} (1-L) \begin{bmatrix} CO_{2t} \\ FI_t \\ STR_t \\ POP_t \\ POL_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p (1-L) \begin{bmatrix} e_{11i} e_{12i} e_{13i} e_{14i} e_{15i} e_{16i} \\ e_{21i} e_{22i} e_{23i} e_{24i} e_{25i} e_{26i} \\ e_{31i} e_{32i} e_{33i} e_{34i} e_{35i} e_{36i} \\ e_{41i} e_{42i} e_{43i} e_{44i} e_{45i} e_{46i} \\ e_{51i} e_{52i} e_{53i} e_{54i} e_{55i} e_{56i} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \lambda_4 \\ \lambda_5 \end{bmatrix} [EC_{t-1}] + \begin{bmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \\ \omega_3 \\ \omega_4 \\ \omega_5 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

其中,(1-L)是滞后算子;EC<sub>t-1</sub> 是误差修正项。通过检查每一个变量的滞后差分的统计显著性,可以测量短期因果关系;通过检查误差修正项的统计显著,可以测量长期因果关系。

(五)模型平稳性检验

在进行协整检验和建立长期均衡方程时,一般



都默认所估计的参数固定不变;事实上,时间序列模型存在的一个问题就是估计参数有可能随时间而变化。因此式(2)中得到的各变量之间长期均衡的存在,并不能得到模型中的各参数是稳定的<sup>[22]</sup>。为避免由参数不稳定而导致模型最终设定的不可靠,有必要针对估计的参数进行稳定性检验。Brown(1975)<sup>[23]</sup>建议利用估计方程递归残差累计和(Cumulative Sum of Recursive Residuals,CUSUM)或递归残差平方累计和(Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals,CUSUMSQ)对模型结构的参数进行稳定性检验,这两个检验都是在5%显著水平下进行。

### 三、实证计算结果及分析

#### (一) 单位根检验结果

虽然 ARDL 方法有诸多优点,但应用 ARDL 方

法仍有一定前提,那就是各变量序列的单整阶数不超过1。因此,在应用 ARDL 方法之前,单位根检验十分必要。本文选取中国 1978—2010 年数据,在样本数量比较小情况下,ADF 检验、PP 检验的功效明显下降。而在小样本情况下,由于 DF-GLS 检验法可以对 ADF 检验方法和 PP 检验方法进行补充。因此,为了提高各变量序列单位根检验结果的可信性,本文采用 ADF、PP、DF-GLS 检验法对各变量进行单位根检验,并给出检验结果(表 1)。

由表 1 可知,在 ADF 检验、PP 检验、DF-GLS 检验下,人均 CO<sub>2</sub> 排放量、城镇固定资产投资比重、城镇人口比重、第二产业占 GDP 比重在一阶差分后,在 1%、5%和 10%的显著性水平下拒绝原假设,即认为这些变量在一阶差分之后为平稳序列,符合 ARDL 模型要求的 I(1)。

表 1 单位根检验结果

变量	原序列	滞后阶数	选择不同检验式	1 阶差分序列	滞后阶数	选择不同检验式
ADF 单位根检验						
CO <sub>2</sub>	0.632 684	1	截距项	-2.701 814*	0	截距项
FI	-3.517 300**	1	截距项	-2.687 845**	0	截距项
POP	-1.493 133	1	趋势项和截距项	-4.278 846***	0	截距项
STR	-2.629 205	1	趋势项和截距项	-4.239 700***	0	截距项
DF-GLS 单位根检验						
CO <sub>2</sub>	-2.081 844	1	趋势项和截距项	-2.745 890***	0	截距项
FI	-2.408 831**	4	趋势项和截距项	-6.122 274***	0	趋势项和截距项
POP	-1.605 303	1	趋势项和截距项	-3.822 765***	4	趋势项和截距项
STR	-2.228 936	1	趋势项和截距项	-4.169 738***	0	截距项
Phillips-Perron 单位根检验						
CO <sub>2</sub>	-0.899 244***	2	趋势项和截距项	-3.281 603**	2	截距项
FI	-2.261 860	2	截距项	-5.613 780***	1	截距项
POP	-0.414 848	4	截距项	-4.450 268***	4	截距项
STR	-2.372 293	1	趋势项和截距项	-4.257 197***	1	截距项

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1% 的水平下显著;K 表示所选择的滞后阶数。

#### (二) ARDL 模型选择及结果分析

运用 ARDL 协整模型进行分析的前提是确定变量间的协整关系是否存在。式(3)检验变量之间的协整关系。对于式(3)估计时,一般依据赤池信息准则(AIC)或施瓦茨贝叶斯准则(SBC)选择滞后阶数,为了更准确地确定模型的滞后阶数,本文采用 LL、SBC、AIC、LR test 和 Adjusted LR test 准则,选择式(3)的一阶差分滞后阶数为 1。ARDL 模型中一阶差分变量的滞后阶数确定之后,对以上方程进行估计,进而利用 F 检验或 Wald 检验对变量的系数进行联合显著性检验,结果如表 2 所示。

表 2 协整关系的 F 检验结果

1 阶滞后后的 F 统计量	
$F_c(\text{CO}_2 \text{FI}, \text{POP}, \text{STR}, \text{POL})$	$F(4,22)=2.011 8[0.000]$
$F_c(\text{FI} \text{CO}_2, \text{POP}, \text{STR}, \text{POL})$	$F(4,22)=3.352 2[0.028]$
$F_c(\text{POP} \text{FI}, \text{POP}, \text{STR}, \text{POL})$	$F(4,22)=2.229 9[0.000]$
$F_c(\text{STR} \text{FI}, \text{POP}, \text{STR}, \text{POL})$	$F(4,22)=5.087 0[0.004]$

由表 2 可知,在人均 CO<sub>2</sub> 排放作为被解释变量时, $F_c(\text{CO}_2|\text{FI}, \text{POP}, \text{STR}, \text{POL})=-2.011 8$ ,其 P 值为 0.000,因此,在 1%的显著水平下拒绝变量 CO<sub>2,t-1</sub>, FI<sub>t-1</sub>, POP<sub>t-1</sub>, STR<sub>t-1</sub>, POL<sub>t-1</sub> 的系数全为 0,也就是得到中国人均 CO<sub>2</sub> 排放量和城镇固定资产投资比例、人口比重、第二产业比重、政策变量之间存在协整关

系。同理也可以从表 2 中看到,城镇固定资产投资比例  $P$  值在 5% 水平下显著,城镇人口比重、第二产业占 GDP 比重和政策变量的 CO<sub>2</sub> 值在 1% 水平下显著,因此各变量之间存在协整关系。

通过使用  $\bar{R}^2$ , AIC, SBC 和 Hannan Quinn 准则,确定式(3)各变量的具体关系,估计结果如表 3 所示。从表 3 中看出  $\bar{R}^2$ , AIC 准则确定的方程拟合优度很好,估计的标准误差也较小,因而选定模型 ARDL(1,0,0,0)。

表 3 显示,由  $\bar{R}^2$ , AIC 准则确定 ARDL 模型为同一模型。从长期看,城镇人口的增长对中国 CO<sub>2</sub> 排放具有最显著的影响作用,1% 的城镇人口占总人口比例的增加,将导致 8.695 1% 人均 CO<sub>2</sub> 排放的增长。从短期看,1% 的城镇人口占总人口比例的增加,将导致 2.008 5% 人均 CO<sub>2</sub> 排放的增长。从长期看,城镇固定资产投资的增长也对 CO<sub>2</sub> 排放的增加具有重要的正向影响作用。本文中,我们最感兴趣的变量是政策对 CO<sub>2</sub> 排放的影响。与我们所期望的结果相同,1997 年颁布的《节约能源法》对中国 CO<sub>2</sub> 排放的增长起到了抑制性作用,其影响系数为 -0.806 96。

本文同时给出了由  $\bar{R}^2$ , AIC 两种准则确定的误差修正模型,结果如表 4 所示。表 4 显示,误差修正项系数统计检验非常显著,其系数为 -0.056 5,表明在偏离长期均衡状态之后,第一年可以回到均衡状态的 5.65%。这一结果表明,中国城市化进程中 CO<sub>2</sub> 的排放将保持持续增长,因为中国城市化进程将伴随着城市人口的快速增长而增长。

表 3 ARDL 协整模型结果

因变量	模型选择标准	
	$\bar{R}^2$	AIC
CO <sub>2</sub>	ARDL(1,0,0,0)	ARDL(1,0,0,0)
面板 A 的结果:长期均衡模型结果		
FI	0.820 96[1.598 0]*	0.820 96[1.598 0]*
POP	8.695 10[3.450 7]***	8.695 10[3.450 7]***
STR	0.894 24[0.594 2]	0.894 24[0.594 2]
POL	-0.806 96[-3.451 2]***	-0.806 96[-3.451 2]***
INPT	-32.140 50[-3.353 5]***	-32.140 50[-3.353 5]***
TREND	-0.184 27[-2.724 9]**	-0.184 27[-2.724 9]**
面板 B 的结果:短期均衡模型结果		
FI	0.189 39[0.894 3]	0.189 39[0.894 3]
POP	2.005 80[4.258 1]***	2.005 80[4.258 1]***
STR	0.206 29[-1.026 4]	0.206 29[-1.026 4]
POL	-0.049 1[-0.870 7]	-0.049 1[-0.870 7]
INPT	-7.414 40[-3.199 1]**	-7.414 40[-3.199 1]**
TREND	-0.042 508[-3.506 8]***	-0.0425 08[-3.506 8]***

注:\*,\*\*,\*\*\* 分别表示在 10%,5%,1% 的显著性水平下显著。

表 4 ECM 修正模型

因变量 $\Delta$ CO <sub>2</sub>	模型选择准则	
	$\bar{R}^2$	AIC
回归量	ARDL(1,0,0,0)	ARDL(1,0,0,0)
$\Delta$ FI	0.036 1[0.3005]	0.036 1[0.3005]
$\Delta$ POP	1.838 8[2.2422]**	1.838 8[2.2422]**
$\Delta$ STR	0.079 6[0.2061]	0.079 6[0.2061]
$\Delta$ INPT	-2.562 0[-1.3559]	-2.562 0[-1.3559]
$\Delta$ TREND	-0.020 7[-1.8401]**	-0.020 7[-1.8401]**
ECM(-1)	-0.056 5[-0.7720]**	-0.056 5[-0.7720]**
$\bar{R}^2$	0.648 9	0.648 9
F-statistic	2.905 9**	2.905 9**
DW-statistic	1.757 9	1.757 9
RSS	0.072 6	0.072 6

注:\*,\*\*,\*\*\* 分别表示在 10%,5%,1% 的显著性水平下显著。 $\Delta$  表示一阶差分。

(三) 格兰杰因果关系检验

由于变量之间存在协整关系,格兰杰因果检验中应该加入误差修正项。表 5 给出了格兰杰因果引导关系的长期效应与短期效应。由  $F$  统计量的  $P$  值可知,在所给出的显著性水平 5% 和 10% 下,存在城镇人口比重到人均 CO<sub>2</sub> 排放的短期和长期单向因果关系,并存在城镇人口、CO<sub>2</sub> 排放到固定资产的短期和长期单向因果关系(长期因果关系的存在是因为误差修正模型显著)。

表 5 格兰杰因果检验结果

因变量	$\Delta$ CO <sub>2</sub>	$\Delta$ FI	$\Delta$ POP	$\Delta$ STR	EC <sub>t-1</sub>
$\Delta$ CO <sub>2</sub>	—	0.095 60	4.493 43**	0.939 03	-0.856 65**
$\Delta$ FI	2.698 46*	—	2.691 27*	2.179 48	-0.568 77**
$\Delta$ POP	0.624 23	0.608 64	—	2.267 06	-0.031 51***
$\Delta$ STR	1.955 85	1.137 87	1.817 61	—	-0.462 06**

注:因果推断:CO<sub>2</sub>→FI;POP→CO<sub>2</sub>;POP→FI。

(四) 递归残差累计和递归残差平方累计和检验

利用递归残差累计和(CUSUM)和递归残差平方累计和(CUSUM SQ)对模型结构的参数进行稳定性检验,检验结果如图 3、图 4 所示。设置图 3、图 4 的坐标起始点为 1997 年,因为政策变量  $P$  从 1997 年开始,之前的数据为 0,模型不存在递归残差累计和递归残差平方累计和。从图 3、图 4 可以看出,递归残差累计和(CUSUM)和递归残差平方累计和(CUSUMSQ) 统计量都在给定的边界之内,由此可以认为所构建的 ARDL(1,0,0,0)模型的系数都是稳定的,而且是可信的。因此,在利用给定模型进行政策制定的过程中,不会造成很大的偏差。

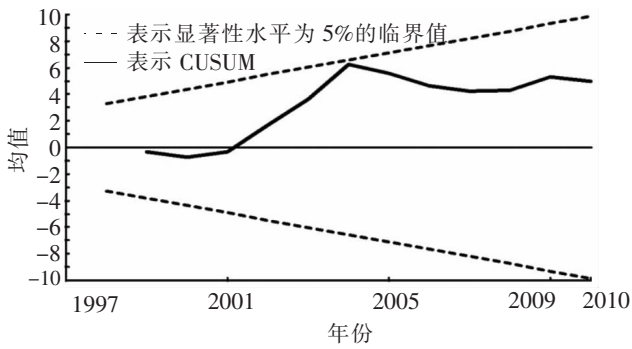


图3 递归残差累计和

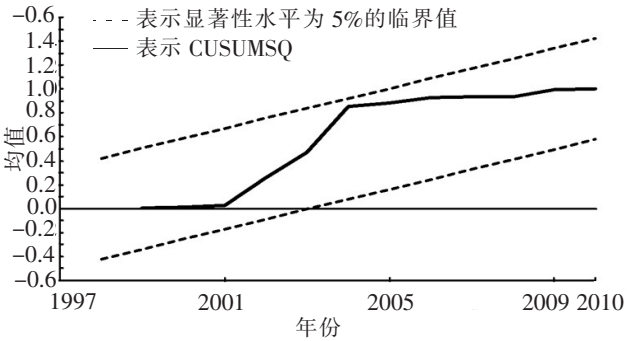


图4 递归残差平方累计和

### (五)进一步分析

以上计算结果显示,中国城市化进程中影响CO<sub>2</sub>排放的最重要影响因素是城镇人口比例的增加,城镇人口的增加将主要通过住房、交通、家电等耗能产品需求的增加,引起能源消费以及CO<sub>2</sub>排放的增长。因此,在城市化进程中若控制CO<sub>2</sub>排放的增长,需要重点控制的是人口的增长对能源消费增长带来的压力,即需要培养公众、尤其是城镇人口节约消费的意识,例如,鼓励城镇人口购买小户型住房、节能汽车和家电等,将节约型的能源消费视为美德。

计算结果反映出来的另一个重要问题是政策变量对CO<sub>2</sub>的排放起到了重要的影响作用。本文研究证明了1997年《节约能源法》的颁布对CO<sub>2</sub>排放起到的作用。2005年中国颁布的《可再生能源法》对CO<sub>2</sub>排放的影响虽然在本文研究中没有得到证明,但是自《可再生能源法》颁布后,以风电为代表的可再生能源得到了快速发展。风电装机容量从2005年的1 267 MW提高到2011年的45 051 MW,其增长率远高于世界风电容量平均增长率。2008年,中国新增风电容量在世界排名第二,占世界风电容量的22%。2009年,中国成为世界上风电发展最快的国家,新增风电装机容量规模第一,占全球新增装机容量的33%。2010年和2011年这个趋势得到延续,中国风电总装机容量成为世界第一。上述数据表明,《可再生能源法》的颁布,通过促进可再生

能源的快速发展促进了中国CO<sub>2</sub>排放的降低。

鉴于政策对抑制CO<sub>2</sub>排放的重要影响作用,今后应该进一步推进中国节能减排的法律政策建设工作,并逐步由行政性导向的强制型管制政策向市场导向的灵活型管制政策过渡,变企业被动应付节能环保的政策为主动采取预防行为,从而更加有效地实现节能环保目标。

## 四、结论及政策建议

本文基于中国1978—2010年的样本数据,运用ARDL模型对中国城市化进程中影响CO<sub>2</sub>排放的因素进行了分析,重点关注政策对CO<sub>2</sub>排放的影响。结果表明,城镇人口比重、城镇固定资产投资比重、政策变量与中国人均CO<sub>2</sub>排放量之间存在长期均衡关系。其中,城镇人口比重对CO<sub>2</sub>排放的贡献最大,政策变量对CO<sub>2</sub>排放的影响也非常显著。格兰杰因果检验表明,城镇人口比重对CO<sub>2</sub>的排放无论短期还是长期均具有显著的单向因果关系。

鉴于本文研究所得到的两个重要结论:第一,城镇人口的快速增长对CO<sub>2</sub>排放具有重要的正向影响作用;第二,节能减排政策可以有效抑制CO<sub>2</sub>排放。因此,在中国城市化进程中,为促进中国经济与环境的协调发展,实现CO<sub>2</sub>减排目标,应进一步加强节能减排政策的制定和实施。

自1978年开始,中国开始实施了一系列节能政策(当时实施节能政策的主要目的是为了保障能源长期供给,进而保障经济发展),其主要手段主要有宏观经济政策、产业政策和价格政策。1990年以前的节能政策,主要以行政政策为主导;进入20世纪90年代以后,中国节能政策开始注重通过能源价格调整等经济手段促进能源效率的提高,进而促进节能目标的实现<sup>[9]</sup>。

中国所实行的一系列节能减排政策对促进中国能源效率的提高、污染物(及温室气体)排放强度的降低发挥了重要作用。但是,目前中国能源效率整体水平与发达国家相比仍有较大差距,CO<sub>2</sub>等温室气体和污染物的排放总量仍呈快速上升趋势。在中国城市化进程仍将持续相当长的时期,如何通过节能减排政策的制定,促进经济与环境的协调发展,是中国政府面临的一项重要挑战。为此,本文提出如下政策建议:

第一,促进行政导向政策与市场导向政策之间的协调。节能减排政策中,行政导向政策作用效果快,但具有短期效应;市场导向政策具有长期效益,但作用效果相对较慢。因此,在中国的节能减排政



策制定中,应同时注重行政导向政策和市场导向政策的影响作用,注重二者的协调。

第二,加强需求导向的节能减排政策建设,建立消费节约型社会,并进而促进产业结构调整。产业结构的调整包括自上而下和自下而上两种方式,由消费者所主导的需求模式的调整属于自下而上的方式,这种方式具有更强大的生命力。目前,中国政府已经实行了节能家电的购买补贴政策(节能产品惠民工程)等促进节能产品发展的政策措施,这些措施对中国节能减排目标的实现将发挥重要作用。但是,另一方面,众多富裕起来的中国居民仍然在一定程度上追求豪华、奢侈的消费模式,住大房、买豪车……结果,中国耕地资源日益减少,能源越加贫乏,环境不断恶化。因此,如何从政策导向上引导消费者消费模式的转变,建立消费节约型的社会

发展模式,是在中国城镇人口快速增长的过程中,实现减少能源消费和环境污染的重要方式之一。

第三,加强政策实施效果的研究,提高政策的执行力。不同政策的实施成本和效果具有差异性,因此,应该在对不同种节能减排政策实施效果进行评价的基础上,制定更加科学、合理的政策。在节能减排政策的制定中应该重点考虑以下因素:(1)政策实施的有效性,即政策目标的完成情况。(2)政策效率,包括静态效率(成本效益),即实现目标的成本是否最低;以及动态效率,即政策是否为技术开发和创新提供激励。(3)政策公平性,即政策分配的后果是否公平。(4)政策可行性,即应该考虑利益相关方对政策的接受情况,消费者或纳税人的成本,以及政策执行的行政成本和复杂性等问题。

#### 参考文献:

- [1] 马中,陈红枫.谈建立我国环境与自然资源损害评价制度[J].环境保护,2007,6(3B):22-25.
- [2] 中国国家发展和改革委员会.中国应对气候变化国家方案[R].2007:6.
- [3] 王建增.碳排放增长的驱动因素:城市化与经济发展[J].统计与决策,2012(6):139-140.
- [4] 何晓萍,刘希颖等.中国城市化进程中的电力需求预测[J].经济研究,2009(1):118-130.
- [5] Pesaran MH,Shin Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis (Chapter 11)[M]// Econometrics and Economic Theory in the 20th Century:The Ragnar Frisch Centennial Symposium,Strom S (ed.). Cambridge: Cambridge University Press,1999.
- [6] 申笑颜.中国碳排放影响因素的分析与预测[J].统计与决策,2010(19):90-92.
- [7] Zhang M,Mu H,Ning Y,et al.Decomposition of energy-related CO<sub>2</sub> emission over 1991-2006 in China [J]. Ecological Economics,2009,68(7):2122-2128.
- [8] 许士春.中国能源消耗碳排放的影响因素分析及政策启示[J].资源科学,2012,34(1):2-12.
- [9] Liu L,Fan Y,Wu G,et al. Using LMDI method to analyze the change of China's industrial CO<sub>2</sub> emissions from final fuel use: an empirical analysis[J]. Energy Policy,2007,35(11):5892-5900.
- [10] Guan D,Hubacek K,Webber C,Peters G P. Drivers of China's CO<sub>2</sub> emissions from 1980-2030 [J]. Global Environmental Change,2008,18(4):626-634.
- [11] 雷钊.我国碳排放影响因素分析与减排政策思考[J].统计与决策,2011(16):156-158.
- [12] 金洪.城市化、居民消费水平与碳排放动态面板数据考察[J].求索,2012(2):79-80.
- [13] 乌力吉图,王东亚.中国城市化发展与碳排放关系的实证研究[J].统计与决策,2012(3):151-154.
- [14] 许洪,周少甫.我国城市化与碳排放的实证研究[J].长江流域资源与环境,2011,20(11):1304-1309.
- [15] 肖周燕.中国城市化发展阶段与CO<sub>2</sub>排放的关系研究[J].中国人口·资源与环境,2011,21(12):139-145.
- [16] 林伯强,刘希颖.中国城市化阶段的碳排放:影响因素和减排策略[J].经济研究,2010(8):66-78.
- [17] 张馨,牛叔文,赵春升,胡莉莉.中国城市化进程中的居民家庭能源消费及碳排放研究[J].中国软科学,2011(9):65-75.
- [18] 王国刚.城镇化:中国经济发展方式转变的重心所在[J].经济研究,2010(12):70-81.
- [19] 赵晓丽,洪东悦.中国节能政策演变与展望[J].软科学,2010,24(4):29-33.
- [20] Ferda Halicioglu. An econometric study of CO<sub>2</sub> emissions,energy consumption,income and foreign trade in Turkey[J].Energy Policy,2009,37:1156-1164.
- [21] Pesaran M H,Shin Y,Smith R J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships[J]. Journal of Applied Econometrics,2001,16:289-326.
- [22] Bahmani-Oskooee M,Chomsisengphet S. Stability of M2 money demand functions in industrial countries [J]. Applied Economics,2002,34:2075-2083.
- [23] Brown R L,Durbin J,Evans J M. Techniques for testing the constancy of regression relations over time[J]. Journal of the Royal Statistical Society,1975,Series B 37:149-163.

[7] Chevallier J,Ielpo F,Mercier L. Risk aversion and institutional information disclosure on the European carbon market: a case-study of the 2006 compliance event [J]. Energy Policy,2009,37(1):15-28.

[8] Benz & Hengelbrock,E Benz,J Hengelbrock. Liquidity and price discovery in the European CO<sub>2</sub> futures market an intraday analysis[J]. Carbon Markets Workshop,LSE,2009(5):27-60.

[9] 郑爽. CDM 项目的风险与控制[J]. 中国能源,2006,28(3):19-23.

[10] 赵盟,康艳兵,冯升波,等. 我国 CDM 项目的发展动态、问题与建议[J]. 中国能源,2011,33(4):16-20.

[11] 张跃军,魏一鸣. 国际碳期货价格的均值回归:基于 EU EUS 的实证分析[J]. 系统工程理论与实践,2011,31(2):214-219.

[12] 凤振华,魏一鸣. 欧盟碳市场系统风险和预期收益的实证研究[J].管理学报,2011,8(3):451-455.

[13] ICE. ICE ECX EUA futures[EB/OL]. (2012-3-22)[2012-3-22]. <https://www.theice.com/homepage.jhtml>.

[14] 魏一鸣,刘兰翠,范英,等. 中国能源报告(2008):碳排放研究[M]. 北京:科学出版社,2008.

## Carbon Market: Systematic Risk and Expectations of Returns

### —Comparison Analysis of the EU ETS and CDM

TANG Baojun, SHEN Cheng

(Centre for Energy and Environmental Policy Research, School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

**Abstract:** The paper uses Capital Asset Pricing Model (CAPM) to analyze the market risk in European Union Emission Trading System (EU ETS) and Clean Development Mechanisms (CDM) and applies Zipf analysis technology to analyze the carbon price volatility in different expectations of returns in the two markets. The results show that the systematic risk of the EU ETS market is at around 0.07%, but CDM market is clearly divided into two stages, the systematic risk of the futures contracts in the previous stage (DEC09-DEC12) is less than EUETS market, but systematic risk of the futures contracts that entered into the market is greater than the EUETS market and has a higher market sensitivity. However, as to the unsystematic risk, the CDM market is always greater than the EU ETS market. Abnormal returns in the two carbon markets are both lower than 0.02%, but CDM is higher. The probability of price down is higher than that of price up. Carbon price is affected by market mechanism and external factors (economic crisis and environmental policies) in the case of low expectations of returns, but in the case of high expectations of returns, compared with the CDM market, the carbon price change in EU ETS market is more instable and risky.

**Key words:** european union emission trading system (EU ETS); clean development mechanisms (CDM); systematic risk; expectations of returns

[责任编辑:孟青]

(上接第 11 页)

## Study on the Policies of Influencing Carbon Emissions Considering China's Urbanization

ZHAO Xiaoli, HU Yanan

(Institute for Low Carbon Economy and Trade, School of Economics and Management, North China Electric Power University, Beijing 102206, China)

**Abstract:** China's urbanization plays an important role in the rapid growth of CO<sub>2</sub> emissions. Based on ARDL co-integration test model, the paper focuses on the impact of policy on CO<sub>2</sub> emissions with regard to China's urbanization process. ARDL model is more stable and more suitable for small samples. CO<sub>2</sub> emissions per capita is treated as the dependent variable, while independent variables include the urbanization rate, the second industry's share of GDP, the ratio of urban fixed-asset investment in the total social fixed assets investment and policies. According to data collected over the period of 1978 to 2010, the result shows that China Energy Conservation Law issued in 1997 plays an important role in the CO<sub>2</sub> emissions reductions. Meanwhile, the proportion of urban population growth is the most significant contributor to the CO<sub>2</sub> emissions increase. Therefore, making policies about energy saving and emission reduction in consideration of urban population growth—for instance, providing the incentive for energy saving—is important in order to achieve the goal of China's CO<sub>2</sub> emission reduction.

**Key words:** urbanization; CO<sub>2</sub> emissions; fixed assets investment; CO<sub>2</sub> emissions policy

[责任编辑:孟青]