

doi:10.3969/j.issn.1674-8131.2010.05.012

中国城市化与碳排放关系实证分析^{*}

何吉多

(中共长沙市岳麓区委党校,湖南长沙430013)

摘要:我国的城市化与碳排放量之间存在着高度的正相关性。在短期内,碳排放量与城市化水平之间的长期均衡关系对当前碳排放偏离均衡水平的调整力度较大;长期内,碳排放量的增加会伴随着短期城市化水平的提升;两者之间的相互作用还存在一定的“时间延滞”;城市化是碳排放量持续增长的 Granger 原因,但碳排放却不是城市化水平提升的 Granger 原因。因此,我国在推进城市化进程中必须注重环境保护,建设低碳城市。

关键词:碳排放;城市化;城市的 U 型反转;能源消费;城市代谢;土地利用方式;低碳城市

中图分类号:F291.1;F061.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2010)05-0079-08

Empirical Analysis of Dynamic Relationship between Urbanization and Carbon Emission Level in China

HE Ji-duo

(Party School of Changsha Yuelu District Committee of C. P. C., Changsha 430013, China)

Abstract: The urbanization and carbon emissions in China have greatly positive correlation. In the short term, the long-run equilibrium relationship of carbon emissions and urbanization level greatly influences deviation from the current equilibrium level of carbon emissions; in the long-term, the increase in carbon emissions is associated with short-term urbanization level upsurge. The interaction between urbanization and carbon emissions in China has a phenomenon of “time delay.” And urbanization is carbon emissions Granger causality, but carbon emissions are not urbanization Granger causality. Therefore, the push on the urbanization in China should concern about carbon emissions, focus on environmental protection, and build the Low-carbon City.

Key words: carbon emissions; urbanization; urban U-shape reversion; energy consumption; urban metabolism; land use method; low carbon city

一、引言

2009年12月的哥本哈根气候变化峰会再一次将全世界的目光聚焦到二氧化碳的排放和环境问题上。根据国际能源署(IEA)、世界资源研究所(WRI)、荷兰环境评估局(MNP)、英国风险评估公司Maplecroft等多家研究机构的报告,2009年中国

二氧化碳排放总量已超过美国,跃居世界第一。虽然中国的人均排放量(4.1吨),只占美国的1/5、英国的1/2,低于世界平均水平(4.3吨),但随着中国经济的快速发展,碳排放量不可避免地会持续增加。同时,随着中国的城市化进程的不断加快,农村人口持续向城市迁移,农村土地向城市用地转

* 收稿日期:2010-07-15;修回日期:2010-08-30

作者简介:何吉多(1983—),男,湖南衡南人;硕士,在中共长沙市岳麓区委党校任教,主要从事经济管理和公共政策研究;E-mail:hejiduo@sina.com。

化,碳收支严重失衡,环境保护问题日益突出。因此分析碳排放的影响因素,进而扩大碳汇、减少碳源,实现碳循环的正常运转已经成为国内外讨论的热点问题之一。

在国外,为了分析和表达人类活动对环境的影响,Ehrlich 等学者在 1970 年初先后提出了环境影响方程,即 IPAT 方程,把环境影响归结为人口、富裕度、技术三个关键驱动力乘积的结果,清晰而简洁地阐释环境影响如何随驱动力的变化而变化,因而在 CO₂ 减排上也得到广泛的应用。^[1]1989 年日本教授 Yoichi Kaya 在 IPCC 的一次研讨会上提出用 Kaya 恒等式反映出能源结构碳强度、单位 GDP 能源强度、人均国内生产总值对 CO₂ 排放量的影响程度。^[2]1991 年,美国经济学家 G. Grossman 和 A. Kureger 提出了环境库兹涅茨曲线,反映出经济增长和环境污染之间存在倒 U 型的关系,成为分析 CO₂ 排放与经济增长关系的主要方法。^[3]但是迄今为止尚未形成明确的定论。已有研究验证了 CO₂ 和人均收入之间分别存在着线性、二次和三次递减形式关系,其中以支持 CO₂ 的 EKC 曲线存在的有效证据居多,但是文献中 EKC 曲线峰值对应的人均收入差异却很大。^[4]2008 年, Svirjeva-Hopkin 等提出了一个基于人口密度空间分布的双参数“Γ 分布”模型,该模型基于区域和世界碳排放和城市碳输出的动态对城市化进行了情景预测,并对城市年碳平衡进行了估算。^[5]

在国内,徐国泉等(2006)基于碳排放量的基本等式,采用对数平均权重 Divisia 分解法,定量分析了 1995—2004 年间,能源结构、能源效率和经济发展等因素的变化对中国人均碳排放的影响。结果显示经济发展对拉动中国人均碳排放的贡献率呈指数增长,而能源效率和能源结构对抑制中国人均碳排放的贡献率都呈倒“U”型。这说明能源效率对抑制中国碳排放的作用在减弱,以煤为主的能源结构未发生根本性变化,能源效率和能源结构的抑制作用难以抵消由经济发展拉动的中国碳排放量增长。^[6]胡初枝、黄贤金等(2008)运用 EKC 模型,采用平均分配余量的分解方法,利用我国 1990—2005 年经济规模、产业结构和碳排放强度的数据,发现经济增长与碳排放之间呈现出“N”型关系,经济规模对碳排放变动具有增量效应;产业结构调整对碳排放具有一定的减量效应,但抑制作用并不明显,

产业结构仍有待优化;技术效应波动性较大,总体上具有正的效应,从减少碳排放角度来看,现有技术对降低碳排放并未发挥优势。^[7]林伯强、蒋竺均(2009)采用对数平均迪式分解法(LMDI)和 STIRPA 模型,分析影响中国人均二氧化碳排放的主要因素,解析差异原因。其主要结论是中国二氧化碳库兹涅茨曲线的理论拐点对应的人均收入是 37 170 元(即 2020 年左右)。除了人均收入外,能源强度、产业结构和能源消费结构都对二氧化碳排放有显著影响。^[8]而宋德勇等(2009)则认为有效控制和减少碳排放的根本途径在于切实转变增长方式。^[9]

上述的研究各具特色,着重分析了能源消费与经济发展对碳排放的影响,但很少涉及城市化与碳排放的相关动态研究。本文正是从这一角度,试图分析碳排放与城市化这两种重要的“现代化”特征之间短期、长期的动态关系。具体方法是采用中国 1978—2008 年城市化与碳排放量的年度时间序列,借助协整理论考察我国碳排放与城市化水平的长期均衡关系,进而利用误差修正模型分析二者之间的短期动态关系,并运用 Granger 检验分析二者因果关系,最后提出相应的政策建议。

二、城市化影响 CO₂ 排放量的理论分析

从社会发展过程看,由于工业革命导致大规模地使用化石燃料,在过去的 200 年间,全球 CO₂ 排放量和城市化水平一直在同步稳定增长,目前均有加快的趋势。在工业革命前夕,全球的城市化水平在 6% 左右,CO₂ 浓度为 280ppm 左右。到了 2007 年,全球的城市化水平达到了 50%,CO₂ 浓度为 383.1ppm(而危险值为 385 ppm),全球平均气温也比工业革命时期上升了 0.74℃。^[10]城市作为人口、建筑、工业、交通、消费的集中地,一直是高耗能、高碳排放的“重灾区”。据统计,全世界城市消耗的能源占全球的 75%,温室气体排放量占全球的 80%。根据已有的理论成果,城市化主要在以下方面对 CO₂ 排放量产生影响:

1. 能源消费增加

20 世纪全球的能源消耗量增加了 16 倍,CO₂ 的排放量增加了 10 倍。全世界大部分高碳排放国家的能源消费量与 CO₂ 的排放量增加趋势显著相关。城市能源消费带来的碳排放主要来源于以下方面:(1)工业生产、电力生产中的化石燃料燃烧;

(2)燃料加工、运输以及工业使用过程中的泄漏和挥发;(3)交通工具带来的碳排放;(4)居民独立采暖和生活炉灶中化石燃料的使用。^[11-12]根据美国资料,由建筑物排放的 CO₂ 约占 39%,交通工具排放的 CO₂ 约占 33%,工业排放的 CO₂ 约占 28% (Brookings,2008)。因此,改变能源消费结构、提高能源利用效率是减少城市碳排放量的主要途径之一。

2. 土地利用方式变化

城市的迅速扩张会导致土地利用方式或覆盖面遭受重大的变化,进而从以下两个方面影响碳排放:一是城市扩张会带来更多的工业及服务业碳排放、产品消费碳排放及使用原材料带来的间接碳排放;二是城市扩张还会促进地类转化带来非工业化碳排放,如森林或草地转化为城市建筑用地,而建筑用地是重要的碳排放来源之一。李颖、黄贤金等(2008)对江苏省不同土地利用方式的碳排放效应的研究发现,建设用地产生的 CO₂ 排放量占总排放的 50% 以上,而且随着建设用地的扩展,碳排放强度有逐年增加的趋势。^[13]

3. 植被和土壤变化

植被和土壤是城市系统的重要碳汇和碳库。虽然它们不能直接减少或增加 CO₂ 排放量,但是能吸收一部分 CO₂,间接减少 CO₂ 的排放量。而不少地区的城市扩张是以农田、森林、草地、湿地的破坏为代价的,这在一定程度上损害了大自然对 CO₂ 的吸收能力,间接增加了 CO₂ 排放量。因此,城市植被在降低大气 CO₂ 浓度方面起着重要作用,但另一方面城市树木、草地的维护也会带来的一部分 CO₂ 排放。而城市土壤大部分长期被硬化的地面覆盖,既不能生长植被,也不能接收雨水下渗,因此非城市景观向城市景观的转化会强烈改变土壤碳库和碳通量。

4. 城市代谢的增加

城市代谢是将物质、能量、食物等输入城市系统,并将产品和废物从城市系统中输出的过程 (Wolman,1965)。^[14] Kennedy 等对世界五大洲 8 个都市区的城市代谢过程进行了宏观研究,发现大部分城市的污水、能源和原料等代谢量都呈明显增加的趋势。城市代谢的增加意味着城市足迹区面临着较大的环境资源负担,即 CO₂ 排放量在不断增

加。另外,从人口消费角度来看,城市家庭的碳排放要高于农村家庭。^[15]罗婷文(2005)的研究发现,随着城市化进程的加速,1993 年以来,北京城市家庭食物人均及户均碳消费量呈明显增加趋势,主要原因是食物消费结构的变化。食物碳消费量与家庭收入、年龄结构和教育水平等有一定的关系。这都是城市化水平提高引发的物质代谢加快带来的碳排放量增加。^[16]

三、中国城市化与碳排放的关系实证

1. 变量及数据说明

(1)城市化水平。由于城市化是一个涉及人口、空间、经济社会转换等的动态过程,目前,学术界尚未就其衡量标准达成一致。比较常用的测算方法有:人口比重指标法、调整系数法、农村城镇化指标法、城镇土地利用指标法和现代城市化指标法等 5 种,但是后 4 种方法在操作层面存在一些困难。^[17]因此,学界普遍采用人口比重指标法,即用“城市人口占总人口的比重(%)”来衡量城市化水平。本文也将采用这一指标来衡量我国的城市化水平,记为 U 。

(2)碳排放量。对碳排放量本文采用以下公式进行估算:

$$C = \sum_i m_i \times \delta_i \quad m_i = E \times F_i$$

其中, C 为碳排放量, m_i 为 i 类能源的消费量, E 表示能源消费总量, F_i 表示 i 类能源消费量占总消费量中的比重, E 和 F_i 在《中国统计年鉴》中均可查到(见表 1), δ_i 为 i 类能源的碳排放系数。通过查阅有关文献,收集有关能源消耗的碳排放系数并进行比较计算,最终取平均值确定为各能源消耗碳排放系数(见表 2)。通过计算得到我国 1978—2008 年的碳排放量(见表 3)。

表 3 说明我国 1978—2008 年的城市化水平和碳排放量都呈增长趋势。城市化水平 1978 年只有 17.92%,至 2008 年达到了 45.68%,年均增长 5% 左右;而碳排放量,1978 年为 37 612.94 万吨,2008 年为 168 370.1 万吨,年均增长 11.2%。为了消除原始数据可能存在的异方差,对城市化水平和碳排放数据均做了取对数处理,分别记为 $\ln U$ 和 $\ln C$ 。通过相关检验,发现两者相关系数为 0.973 1,说明两者之间存在很强的正相关性,当然其具体经济关系尚需借助计量方法进行更为严密的检验。

表1 我国1978—2008年的能源消费总量和消费结构

年份	能源消费总量 /万吨标准煤	占能源消费总量的比重/%			年份	能源消费总量 /万吨标准煤	占能源消费总量的比重/%		
		煤炭	石油	天然气			煤炭	石油	天然气
1978	57 144	70.7	22.7	3.2	1994	122 737	75.0	17.4	1.9
1979	58 588	71.3	21.8	3.3	1995	131 176	74.6	17.5	1.8
1980	60 275	72.2	20.7	3.1	1996	138 948	74.7	18.0	1.8
1981	59 447	72.7	20.0	2.8	1997	137 798	71.7	20.4	1.7
1982	62 067	73.7	18.9	2.5	1998	132 214	69.6	21.5	2.2
1983	66 040	74.2	18.1	2.4	1999	133 831	69.1	22.6	2.1
1984	70 904	75.3	17.4	2.4	2000	138 553	67.8	23.2	2.4
1985	76 682	75.8	17.1	2.2	2001	143 199	66.7	22.9	2.6
1986	80 850	75.8	17.2	2.3	2002	151 797	66.3	23.4	2.6
1987	86 632	76.2	17.0	2.1	2003	174 990	68.4	22.2	2.6
1988	92 997	76.2	17.0	2.1	2004	203 227	68.0	22.3	2.6
1989	96 934	76.1	17.1	2.1	2005	224 682	69.1	21.0	2.8
1990	98 703	76.2	16.6	2.1	2006	246 270	69.4	20.4	3.0
1991	103 783	76.1	17.1	2.0	2007	265 583	69.5	19.7	3.5
1992	109 170	75.7	17.5	1.9	2008	285 000	68.7	18.7	3.8
1993	115 993	74.7	18.2	1.9					

数据来源:《中国统计年鉴》(2006、2009)

表2 各类能源的碳排放系数

数据来源	煤炭	石油	天然气
	消耗碳排放系数 t(C)/t	消耗碳排放系数 t(C)/t	消耗碳排放系数 t(C)/t
DOE/EI	0.702	0.478	0.389
日本能源经济研究所	0.756	0.586	0.449
国家科委气候变化项目	0.726	0.583	0.409
国家发改委能源研究所	0.747 6	0.582 5	0.443 5
平均值	0.732 9	0.557 4	0.422 6

表3 我国1978—2008年的城市化水平和碳排放量

年份	城市化/%	碳排放/万吨	年份	城市化/%	碳排放/万吨	年份	城市化/%	碳排放/万吨
1978	17.92	37 612.94	1989	26.41	64 163.22	2000	36.22	88 097.74
1979	18.96	38 551.88	1990	26.41	65 131.42	2001	37.66	89 778.95
1980	19.39	39 639.02	1991	26.94	68 652.90	2002	39.09	95 232.31
1981	20.16	39 005.03	1992	27.46	72 093.65	2003	40.53	111 269.10
1982	21.13	40 745.96	1993	27.99	76 201.89	2004	41.76	128 795.70
1983	21.62	43 245.87	1994	28.51	80 354.93	2005	42.99	142 745.10
1984	23.01	46 765.52	1995	29.04	85 513.00	2006	43.90	156 417.60
1985	23.71	50 621.68	1996	30.48	91 068.62	2007	44.94	168 370.10
1986	24.32	53 452.43	1997	31.91	89 070.30	2008	45.68	177 651.00
1987	25.32	57 359.26	1998	33.35	84 516.03			
1988	25.81	61 573.54	1999	34.78	85 813.68			

数据来源:城市化水平数据来源于历年中国统计年鉴;碳排放量数据经由 $C = \sum_i E \times Fi \times \delta_i$ 公式计算而来,其中能源消费总量和煤炭、石油、天然气的消费比重来源于历年《中国统计年鉴》。

2. 单位根检验

在设定模型形式和对模型进行估计之前,首先对 $\ln C$ 和 $\ln U$ 数据序列及其差分序列进行平稳性检

验,其差分序列分别记为 $\Delta(\ln U)$ 和 $\Delta(\ln C)$ 。ADF (Augmented Dickey-Fuller) 单位根检验的检验结果如表 3:

表 3 $\ln U$ 与 $\ln C$ 序列单位根 ADF 检验结果

	ADF 值	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
$\ln U$	0.421 492	(0.980 0)	-3.711 457	-2.981 038	-2.629 906
$\ln C$	0.687 439	(0.989 2)	-3.737 853	-2.991 878	-2.635 542
$\Delta(\ln U)$	-3.449 391	(0.018 6)	-3.724 070	-2.986 225	-2.632 604
$\Delta(\ln C)$	-3.885 688	(0.007 1)	-3.737 853	-2.991 878	-2.635 542

检验结果显示, $\ln U$ 以较大 P 值,即 98% 的概率接受原假设,存在单位根,说明该时间序列不平稳。对 $\ln U$ 进行一阶差分,然后对 $\Delta(\ln U)$ 进行 ADF 检验,得出在 5% 的显著水平下拒绝原假设,即为一阶单整序列。同样, $\ln C$ 以较大 P 值,即 98.92% 的概率接受原假设,存在单位根,说明该时间序列不平稳。对 $\ln C$ 进行一阶差分,然后对 $\Delta(\ln C)$ 进行 ADF 检验,得出在 1% 的显著水平下拒绝原假设,即为一阶单整序列。此时,即可对 $\ln U$ 、 $\ln C$ 进行协整分析。

3. 协整检验

协整专门用来描述时间序列之间长期趋同发展的关系。假定有两个或多个 $I(n)$ 序列,如果存在

某个线性组合,使得新得到的序列是平稳的,那么这几个时间序列之间是协整的,它们之间存在一种长期的均衡关系。反之,如果这些变量不是协整的,则它们之间不存在长期的均衡关系。其常用的方法有 2 种:一种是基于回归残差的 Engle - Granger 两步法协整检验;另一种是基于回归系数的 Johansen 检验方法,包括 Trace 统计量和 Max - Eigen 统计量。本文采用后者进行分析,由于该方法基于向量自回归 (vector auto regression, VAR) 模型,因此首先需要确定 VAR 模型的滞后阶数。本文将利用 AIC (Akaike information criterion) 和 LR (likelihood ratio) 检验方法来确定,检验结果如表 4 所示。

表 4 VAR 模型的最优滞后阶数检验结果

滞后阶数	1	2	3	4	5	6	7	8
LR 值	158.54	25.847 *	3.010	7.269	2.588	9.369	8.839	5.448
AIC 值	-9.276	-10.365	-10.205	-10.376	-10.244	-10.833	-11.590	-12.150 *

由表 4 可知,根据 AIC 准则确定的最优滞后阶数为 8,而根据 LR 统计量确定的最优滞后阶数为 2。由于本文所用样本期较短,若滞后项过大,会导致自由度大量减小,直接影响到模型参数估计量的有效性,不宜选取过大的阶数,因此依据 LR 检验方

法确定滞后阶数为 2。在 VAR(2) 的基础上,得出 Johansen 协整检验的具体结果,如表 5 所示,其中趋势假设为:时间序列数据存在线性确定性趋势,协整等式只有截距项。

表 5 $\ln U$ 与 $\ln C$ 间的 Johansen 协整检验结果

零假设:协整个数	Trace 统计量	5% 临界值	Max-Eigen 统计量	5% 临界值
没有	18.839 39 **	15.494 71	18.810 48 ***	14.264 6
最多一个	0.028 913	3.841 466	0.028 913	3.841 466

注:**表示以 5% 显著性水平拒绝原假设,***表示以 1% 显著性水平拒绝原假设。

由表5可知,Trace 统计量和 Max-Eigen 统计量均在5%的显著性水平下拒绝不存在协整方程的原假设,而接受了存在一个协整方程的原假设,即 $\ln C$

与 $\ln U$ 之间存在一个协整方程,其标准化协整方程为:

$$\ln C = 5.8804 + 1.5804 \ln U$$

表6 $\ln U$ 与 $\ln C$ 间的回归结果

	Coefficient	Std. Error	t - Statistic	Prob.
C	5.880394	0.235047	25.01793	0.0000
LNU	1.580372	0.069482	22.74505	0.0000
R-squared	0.946919		Log likelihood	26.6814
Adjusted R-squared	0.945089		F-statistic	517.3375
Durbin-Watson stat	2.106089		Prob(F-statistic)	0.0000

回归结果可以发现, R^2 为 0.946919, 调整后的 R^2 为 0.945089, 表明模型能解释度达到 94% 左右; Log likelihood(对数似然比检验值)为 26.6814, 其绝对值较大, 说明模型较为精确; DW 统计量为 2.106089, 接近 2, 说明模型不存在自相关现象; F 检验统计量为 517.3375, 其概率为 0, 通过 F 检验, 结果较为理想。由此可知, 我国碳排放量与城市化水平之间存在长期稳定的均衡关系, 且从长期来看, 改革开放以来我国城市化水平对碳排放水平的弹性系数为 1.5804, 即城市化水平每增长 1%, 碳排放量将相应的增长 1.5804%, 说明城市化是导致

我国碳排放量增长的一个重要因素。

4. 向量误差修正模型

协整分析表明, 我国碳排放量与城市化水平之间存在长期均衡关系, 但不能确定二者之间的短期动态关系, 向量误差修正模型 (Vector error correction model, VECM) 可以解决这一问题。根据从一般到特殊的检验准则, 逐步剔除 t 统计量未通过 10% 显著性水平的解释变量, 模型最终估计结果见表 7。其中向量误差修正项为:

$$E_{t-1} = \ln C_{(t-1)} - 1.628593 \ln U_{(t-1)} - 5.706615$$

表7 $\ln C$ 与 $\ln U$ 间误差修正模型估计结果

	D(lnC)	D(lnU)
E_{t-1}	-0.299914 (-4.41829)	0.013496(3.40589)
$D(\ln C_{(t-1)})$	0.653331(4.23285)	-0.044707(-5.59130)
$D(\ln C_{(t-2)})$	-0.018712(-2.71206)	-0.034955(-4.42735)
$D(\ln U_{(t-1)})$	0.970028(-2.24008)	0.251086(2.18367)
$D(\ln U_{(t-2)})$	0.992074(-2.36003)	0.344785(4.67437)
Adj. R-squared	0.664643	0.718505

注:()中的数字为系数 t 统计值。

调整后 R^2 分别 0.664643 和 0.718505, 说明回归方程的拟合优度较好; t 统计值的绝对值都大于 2, 说明各项系数均通过 t 检验。同时, 经过递归残差累积和检验与递归残差累积平方和检验, 统计量均落在 2 倍标准差范围内, 表明在样本期内上述向量误差修正模型的系数是稳定的。由表 7 可知:

(1) 在短期内碳排放的波动 $D(\ln C)$ 受到自身和城市化水平波动的影响, 其中滞后 1 期的碳排放

变动和滞后 1、2 期的城市化水平变动对当期的碳排放有较大影响, 且滞后 2 期的碳排放对当期的碳排放有抑制作用, 也就是说一旦碳排放达到一定的限量, 就会引起社会和政府的高度关注, 继而采取措施阻止碳排放的持续快速增长。向量误差修正项 E_{t-1} 系数比较显著, 表明在短期内, 碳排放和城市化水平之间的长期均衡关系对当前碳排放量偏离均衡水平的调整力度较大, 这说明城市化是导致碳排

放不断增加的重要因素之一。

(2)影响城市化水平的短期波动 $D(\ln U)$ 的较明显的因素有滞后 1、2 期的城市化增长变动,而滞后 1、2 期的碳排放对其影响较小。另外可知,在长期内碳排放和城市化水平之间存在正向相关,但在短期内,滞后 1、2 期的碳排放与城市化水平成负相关,也就是说碳排在短期内的迅速提高会抑制城市化进程。这在现实生活中也能找到根据。当碳排放持续增加,导致空气污染,环境恶化,且超出一定的界限,就会导致社会认真审视城市化的利弊,且出现反城市化的现象。但从长期来

看,特别是从中国的国情来看,城市化是一个不可逆转的趋势。

5. 格兰杰因果检验

上述协整检验及误差修正模型分别揭示了我国碳排放与城市化水平之间的长期均衡和短期动态关系,但它们是否具有经济意义还需借助 Granger 因果检验(Granger, 1969, Sims, 1972)。^[18] 本文在向量误差修正模型的基础上运用 Granger 检验来论证碳排放与城市化水平之间的因果关系,检验结果见表 8。

表 8 碳排放与城市化的 Granger 因果关系检验

原假设:	滞后期	观测值	F-Statistic	Prob.
$\ln C$ 不是 $\ln U$ 的 Granger 原因	2	29	1.156 06	0.331 6
$\ln U$ 不是 $\ln C$ 的 Granger 原因	2	29	7.190 50	0.003 6

结果表明: $\ln U$ 不是 $\ln C$ 的 Granger 原因,通过了 F 检验,显著水平为 0.003 6,低于 0.05,即拒绝了原假设,也就是说城市化是碳排放持续增长的原因;而原假设: $\ln C$ 不是 $\ln U$ 的 Granger 原因,没有通过 F 检验,所以碳排放不是城市化的推动因素。

四、主要结论及政策建议

通过以上分析,本文形成以下研究结论:

(1)城市化水平与碳排放量成正相关,两者的相关系数为 0.973 1。协整检验结果表明,我国碳排放与城市化水平之间存在长期稳定的均衡关系,且从长期来看,改革开放以来我国城市化水平对碳排放水平的弹性系数为 1.580 4,说明城市化是导致我国碳排放量增长的一个重要因素。

(2)误差修正模型表明,在短期内碳排放量是关于长期参数的强外生变量,即碳排放量与城市化水平之间的长期均衡关系对当前碳排放偏离均衡水平的调整力度较大;在长期内,碳排放量的增加会伴随着短期城市化水平的提升。上述结论从长短期角度论证了在我国推进城市化进程中必须关注碳排放,注重环境保护,实行良性扩展。当然,由于两者之间的相互作用还存在一定的“时间延滞”,因此相关部门进行决策时,既要有短期措施,更要站在战略高度进行长期规划。

(3)基于误差修正模型的 Granger 因果检验表明,城市化是碳排放持续增长的原因,而碳排放不

是城市化的推动因素。这一结论说明,在城市化进程中,应注重转变经济发展方式,调整产业结构,大力发展服务业等低碳产业,强力推进资源节约型和环境友好型社会建设,在推进城市化的同时达到节能减排的战略目标,实现我国城市经济的可持续发展。

(4)鉴于碳排放量和全球平均气温不断增加的事实,建设低碳城市、促进城市发展和环境保护的和谐共进已经日益成为全世界发展模式转变的迫切选择。降低碳排放,加强碳管理不一定会阻碍经济发展,^[19]完全可以在提高人们生活水平的同时通过采用低碳强度的交通系统、使用清洁能源和新能源、调节城市规划、土地和交通基础设施、塑造健康文明的消费文化等措施来实现城市的 U 型反转,即从城市发展初期的低碳到现在的高碳,再到未来的去碳,^[20]最终实现可持续发展,缓解城市化对全球变暖的影响。

参考文献:

- [1] Ehrlich P R, Ehrlich A H. Population, Resources, Environment: Issues in Human Ecology [M]. San Francisco: Freeman, 1970.
- [2] Kaya Yoichi. Impact of Carbon Dioxide Emission on GNP Growth: Interpretation of Proposed Scenarios [R]. Presentation to the Energy and Industry Subgroup, Response Strategies Working Group, IPCC, Paris, 1989.