

中国碳排放与经济增长关系的实证研究

李明贤, 刘 娟

(湖南农业大学 经济学院, 长沙 410128)

摘 要: 本文选取 1978—2006 年中国碳排放总量和经济总量的时间序列数据, 从碳排放与经济增长的相关关系出发, 通过相关系数分析、回归分析及其检验和因果关系阐述, 研究中国碳排放与经济增长的演替轨迹, 并建立碳排放与经济增长的计量模型。研究结果表明: 在目前状况下, 中国经济增长是碳排放增长的推动原因, 随着中国经济的增长, 二氧化碳排放量也呈逐渐增多的趋势, 但单位 GDP 碳排放逐渐降低, 即碳排放增长率明显低于经济增长率。

关键词: 碳排放; 经济增长; 回归诊断; Granger 因果检验

中图分类号: F061.3 文献标识码: A 文章编号: 1002-980X(2010)09-0033-04

1 文献综述

气候变暖是世界普遍关注的问题。随着工业化进程的加速, 二氧化碳等温室气体的大量排放导致全球气候的变暖, 带来了海平面上升、极端气候事件不断增加等危及人类生存和发展的问題。而中国温室气体排放量已居世界第二位, 且中国刚进入工业化发展的中期阶段, 工业化和城市化进程加快, 未来温室气体的排放量还将继续增加, 预计到 2025 年前后, 中国的温室气体排放量很可能超过美国, 成为全球温室气体排放第一大户。因此选择合理的经济增长方式对与中国经济的可持续增长以及负责任大国形象的塑造都具有重要的意义。

对于碳排放量与经济增长之间的关系, 国内外学者已经做了一些研究。徐玉高等探讨了人均 GDP 与人均 CO₂ 排放的关系, 并重点分析了人口增长、能源消费强度变化对人均碳排放的影响, 认为人均碳排放与人均 GDP 之间不存在 Kuznets 曲线, 人口增长和人均 GDP 的增加是人均碳排放量的主要来源^[1]。张雷用多元化指数的方法分析了经济发展对碳排放的影响, 认为经济结构的多元化和能源消费结构的多元化会导致国家从高碳燃料为主向低碳为主的转变^[2]。王琛运用 SPSS 统计软件对我国人均 GDP 与人均 CO₂ 排放进行了回归分析, 发现我国人均二氧化碳排放量和人均 GDP 的关系曲线并不呈现发达国家所描述的倒 U 型, 二氧化碳的排放仍处于恶化阶段, 没有证据显示库茨涅茨曲线拐点出现的迹象。如果没有环境政策的干预, 二氧化

碳的排放量可能不会随着经济的增长而自动下降^[3]。

国外关于碳排放与经济增长关系的实证研究的多数结果支持环境库茨涅茨曲线假说。Schmalensee 和 Galeotti 都验证了二氧化碳排放状况与人均收入之间的倒 U 型曲线关系; Friedl 等认为, 1960—1999 年间奥地利的 CO₂ 排放状况与经济增长呈 N 型而非倒 U 型关系; Grubb 等认为, 在工业化初期, 随着人均收入的增加, 人均 CO₂ 排放量较高, 但是跨越这一阶段之后, 人均财富和人均 CO₂ 排放量的关系很弱, 如早期工业化国家英国和美国, 人均 CO₂ 排放量已经在不同水平上趋于饱和; Shafik 和 Barry opadhyay 发现 1960—1990 年 149 个国家 CO₂ 排放量和人均收入之间呈正向线性关系。本文在这些研究的基础上, 对我国碳排放量与经济增长的关系进行了回归分析、协整检验和因果检验, 并对实证研究结果做出相关定性分析^[4]。

2 数据来源和模型构建

2.1 数据来源

本文以 1978—2006 年的中国 GDP 和二氧化碳排放量两个时间序列数据来分析两者之间的关系。GDP 采用各年实际 GDP 值, 即把各年 GDP 折算到 1978 年, 通过 2009 中国统计年鉴(1978—2006 年)整理而得到, 二氧化碳排放量数据来源于 Gregg Marland 二氧化碳信息分析中心(1978—2006 年)。GDP 为以 1978 年不变价计算的 GDP, 二氧化碳排放量为每年二氧化碳排放总量, 数据详情见表 1。

收稿日期: 2010-06-04

作者简介: 李明贤(1968—), 女, 陕西大荔人, 湖南农业大学经济学院院长、教授, 博士生导师, 管理学博士, 研究方向: 农村财政与金融; 刘娟(1987—), 女, 湖南衡山人, 湖南农业大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 低碳经济及碳金融。

表 1 1978—2006 年中国 GDP 与碳排放量统计表

年份	CO ₂ 排放量 (10 万吨)	1978 年不变价 GDP (亿元)	年份	CO ₂ 排放量 (10 万吨)	1978 年不变价 GDP (亿元)
1978	14805.6	3645.20	1993	27867.65	14596.58
1979	15126.46	3922.24	1994	29585.33	16505.92
1980	14770.54	4228.73	1995	31980.93	18309.18
1981	14629	4450.44	1996	33401.02	20141.66
1982	15667.96	4853.52	1997	32888.61	22014.24
1983	16527.06	5380.27	1998	31074.05	23738.69
1984	17962.06	6196.78	1999	32555.23	25547.54
1985	19481.49	7031.25	2000	33377.21	27701.53
1986	20489.09	7653.26	2001	34199.12	30000.84
1987	21871.44	8539.75	2002	36262.75	32725.54
1988	23454.33	9503.09	2003	42685.49	36006.40
1989	23855.75	9889.22	2004	50373.04	39637.66
1990	23992.46	10268.87	2005	55477.58	43772.96
1991	25195.53	11211.44	2006	60000	48871.20
1992	26433.38	12808.03			

2.2 模型构建

观察两者的趋势图(见图 1),可以看出两个变量有大致相同的生长和变化趋势。

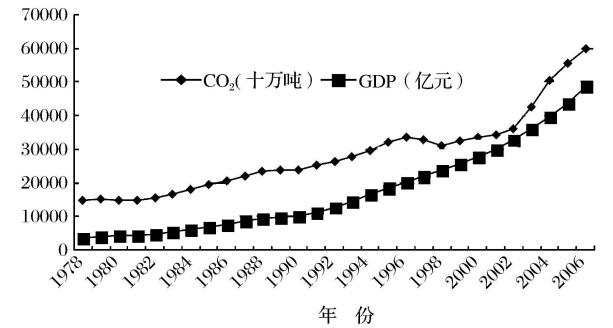


图 1 1978—2006 年中国碳排放量和 GDP 增长趋势图

由图 1 我们可以判断,碳排放量与 GDP 之间存在一定的相关关系,我们可以用相关系数来量化这一关系。根据相关系数定义,令变量为 X 、 Y , 则两者的相关系数为:

$$\rho_{XY} = \text{Cov}(X, Y) / (\sigma_X \times \sigma_Y).$$

其中: ρ_{XY} 表示 X 、 Y 的相关系数; $\text{Cov}(X, Y)$ 表示两者的协方差; σ_X 、 σ_Y 分别表示 X 、 Y 的标准差^[5]。根据表 1 数据,可以计算出两者的相关系数 $r = 0.975189$ 。这说明中国的碳排放量同 GDP 之间存在很强的相关性,但是为了更精确的描述这两者之间的数量关系,下面用最小二乘法(OLS)作进一步的回归分析。令 $CO_2 = a + b \times GDP$, 其中 b 表示经济总量对碳排放量的边际变化量, a 为组成 CO_2 的其他部分。对 1978—2006 年中国 GDP 和碳排放量两组数据进行回归分析(基于 EVIEWS6.0), 结果如表 2 所示。

表 2 回归统计结果

分项	回归系数	t 统计量	概率(5%)	F 统计量	概率
a	13290.20	9.565621	0.0000	1011.920	0.000000
b	0.871279	13.95016	0.0000		
AR(1)	1.473967	9.690151	0.0000		
AR(2)	-0.741792	-4.533115	0.0001		
R ²	0.992481	D- W 值	1.790313		
(Adj R ²)	0.991500				

回归结果显示: a 、 b 皆通过了显著性水平为 5% 的 t 检验; 而 F 统计量的值说明回归方程是显著的; R^2 为 0.992481, 则方程的拟合优度较高。加入 $AR(1)$ 和 $AR(2)$, 是为了消除自相关。DW 值, 查表 $n = 29$ 、 $k = 1$ 可知 $d_l = 1.34$ 、 $d_u = 1.48$, $d_u < DW = 1.790313 < 4 - d_u$, 所以不存在自相关。由此, 可以得出如下回归方程:

$$CO_2 = 13290.20 + 0.871279GDP + 1.473967AR(1) - 0.741792AR(2).$$
 (1)

虽然回归方程是显著的, 但这并不一定就说明方程能够解释实际情况, 在对回归结果进行进一步分析之前, 必须验证回归结果的真伪性。

2.3 回归诊断

2.3.1 时间序列的平稳性检验(基于 EVIEWS6.0)

如果直接用 OLS 对非平稳序列进行回归会产生伪回归, 使得回归模型得出的结果没有任何意义, 因而考察时间序列的平稳性是非常必要的^[6]。为了判断两个序列是否稳定, 本文采用单位根检验来考察序列的平稳性。这里采用增广的迪基-富勒检验(Dickey-Fuller)的 ADF 单位根检验来分别对各指标进行序列的平稳性检验, 滞后项的确定采用 AIC

和 SC 准则。ADF 检验有如下 3 个模型:

模型 1: $Y_t = a + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_m Y_{t-m} + U_t$ (方程包含常数项 a 和时间趋势 t)。

模型 2: $Y_t = a + b Y_{t-1} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_m Y_{t-m} + U_t$ (方程只包含常数项 a)。

模型 3: $Y_t = b Y_{t-1} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_m Y_{t-m} + U_t$ (方程既没有常数项 a , 也没有时

间趋势 $t^{[7]}$)。
进行 ADF 检验时, 先从模型 1 开始, 假如不能拒绝零假设 ($b = 0$), 就要继续检验模型 2 和模型 3, 直至原来序列不存在单位根为止。并先检验二氧化碳排放量序列的稳定性, 再考察 GDP 序列的稳定性。检验结果见表 3。

表 3 CO₂ 和 GDP 的 ADF 单位根检验表

变量	检验形式 (C, T, K)	ADF 值	临界值	AIC 值	序列差分
CO ₂	(N, N, 1)	1.691939	-1.953858(5%)	17.33192	零阶
GDP	(N, N, 1)	1.658376	-1.953858(5%)	14.06790	零阶
CO ₂	(N, N, 1)	-0.897078	-1.953858(5%)	17.36626	一阶
GDP	(N, N, 0)	4.354970	-1.953858(5%)	14.09819	一阶
CO ₂	(C, T, 1)	-4.959674	-4.374307(1%)	17.42903	二阶
GDP	(N, N, 1)	-1.637874	-1.609329(10%)	14.26573	二阶

注: (C, T, K) 分别表示所设定的检验方程含有截距项 a 、时间趋势 t 和滞后阶数。N 指不包括 C 或 T。

由表 3 可得, 如果 ADF 统计量均小于对应的临界值, 则说明数据是平稳的。CO₂ 序列不能拒绝单位根假设, 是非平稳的, 但经过二阶差分后的 ADF 值小于 1% 水平的临界值, 即 $-4.959674 < -4.374307$, 说明 CO₂ 序列经过二阶差分后没有单位根, CO₂ 序列是

二阶单整的。同理可判断 GDP 序列是非平稳的, 但它的二阶差分序列在 90% 的置信水平下拒绝单位根假设, 具有平稳性, 是二阶单整序列。最后根据 EG 两步法, 对方程 1 的残差 $\hat{e}$ 进行稳定性检验, 检验结果见表 4。

表 4 协整检验表

变量	检验形式 (C, T, K)	ADF 值	临界值	AIC 值	序列差分
$\hat{e}$	(N, N, 0)	-4.709996	-2.656915(1%)	16.72947	否

注: (C, T, K) 分别表示所设定的检验方程含有截距项 a 、时间趋势 t 和滞后阶数。N 指不包括 C 或 T。

通过表 4 结果的分析发现, 残差序列在 1% 的置信水平下拒绝原假设, 接受不存在单位根的结论, 因此可以确定残差序列是平稳序列, 至此, 可以判断 CO₂ 和 GDP 这两个时间序列为二阶协整, 说明 CO₂ 和 GDP 之间存在稳定的协整关系。

2.3.2 建立协整方程^[8]

首先建立误差修正模型 (ECM), 由 CO₂ 和 GDP 的回归表达式 (方程 (1)) 可得:

$$ECM = CO_2 - 13290.20 - 0.871279GDP - 1.473967AR(1) + 0.741792AR(2)。$$

具有协整关系的变量一定具有协整方程表达式, 因此, 借助 EViews6.0 分析可得如下协整方程:

$$\Delta CO_2 = -266.5098 + 1.168982 \Delta GDP + 0.539820 ECM_{(t-1)}。$$

协整方程表明, 二氧化碳排放量和 GDP 之间存在一种长期的平稳关系。此结果表明, 中国二氧化碳排放随着经济增长在持续攀升, 这与中国为成长型经济体是相符合的, 也中国的产业结构是以制造业为主是相吻合的。同时历年单位 GDP 碳排放

系数(单位 GDP 碳排放系数 = 当年碳排放总量 / 当年实际 GDP, 见图 2)呈下降趋势, 说明我国碳排放增长速度远远低于经济增速, 这可能与中国的环境政策、科技政策的有效性有关, 也可能与科技进步有关。

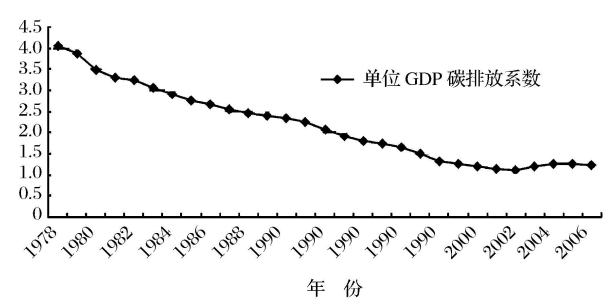


图 2 单位 GDP 碳排放系数时序图

3 格兰杰因果关系检验

基于 OLS 回归分析是考虑一个变量依赖于另一个变量的变化关系, 为了考察两者是否具有因果关系, 需要借助于格兰杰因果检验。格兰杰因果检验是从统计上对两个变量之间的因果关系进行检

验,其基本假定是:未来不能预测过去;如果变量 X 是变量 Y 的格兰杰原因,则 X 的变化应先于 Y 的变化。因此,在做 Y 对其自身滞后值的回归时,如果把 X 的滞后值包括进来能显著改进对 Y 的预测,就可以说 X 是 Y 的格兰杰原因^[9]。

运用 Eviews6.0 对这两个时间序列进行格兰杰因果关系检验,选取 1~6 阶滞后的检验结果见表 4。如果同时考虑检验模型的序列相关性以及赤池信息准则^[10],我们发现滞后 5 阶的检验模型拥有最小的 AIC 值,且从 LM 检验相应的概率来看,在 11

阶和 2 阶的情况下已分别不存在自相关性,这时 GDP 和 CO₂ 两者的因果关系为: GDP $\rightarrow$ CO₂ 的单向因果关系,即 GDP 是二氧化碳排放量的格兰杰原因,二氧化碳排放量不是 GDP 的格兰杰原因。我国 GDP 是二氧化碳排放的格兰杰原因表明:中国过分依赖投资的经济增长方式和以第二产业(工业)为主的经济结构在很大程度上是导致温室气体排放量增加的主要原因。我们可以得出结论:经济增长推动了二氧化碳排放的增长,但二氧化碳排放的增长并不能换来经济相应的增长。

表 5 格兰杰因果检验结果

滞后长度	原假设	F 统计量	概率	AIC 值	LM(k) 的 p 值	结论
1	GDP 不是 CO ₂ 的格兰杰原因	2.46421	0.1290	17.61852	LM(1) 0.0014	接受
	CO ₂ 不是 GDP 的格兰杰原因	5.11140	0.0327	14.62308	LM(1) 0.0004	拒绝
2	GDP 不是 CO ₂ 的格兰杰原因	5.53497	0.0113	17.35350	LM(6) 0.0279	拒绝
	CO ₂ 不是 GDP 的格兰杰原因	0.78394	0.4689	14.13769	LM(2) 0.0379	接受
3	GDP 不是 CO ₂ 的格兰杰原因	2.23484	0.1173	17.37013	LM(3) 0.0082	接受
	CO ₂ 不是 GDP 的格兰杰原因	1.28907	0.3069	13.98695	LM(2) 0.0170	接受
4	GDP 不是 CO ₂ 的格兰杰原因	2.57607	0.0775	17.47288	LM(1) 0.0107	接受
	CO ₂ 不是 GDP 的格兰杰原因	1.61391	0.2192	14.00114	LM(2) 0.0384	接受
5	GDP 不是 CO ₂ 的格兰杰原因	4.54837	0.0128	15.53292	LM(11) 0.0226	拒绝
	CO ₂ 不是 GDP 的格兰杰原因	1.46219	0.2676	13.92094	LM(2) 0.0328	接受
6	GDP 不是 CO ₂ 的格兰杰原因	2.37011	0.1092	17.05376	LM(1) 0.0018	接受
	CO ₂ 不是 GDP 的格兰杰原因	1.07559	0.4369	14.06097	LM(9) 0.0214	接受

注:LM(K)的 p 值表示在滞后长度为 K 的时候通过 LM 检验时的 P 值。

4 结论及对策建议

4.1 结论

第一,方程(1)表达式是显著的,表明中国的碳排放同经济增长存在线性相关关系,这种线性关系是长期平稳的。我国经济现在正处于工业化中期阶段,重工业化比重仍在持续增加,能源密集度还在不断提高,能源消费还呈现迅速增比的趋势,这就决定了我国温室气体排放总量大、增速快、强度高。由图 2 可知中国单位 GDP 碳排放量是在逐年下降的,这主要归功于科技的发展、低碳技术的运用及中国科技、环境政策的引导,说明中国经济增比效率的不断提高。

第二,由于二氧化碳排放主要来源于第二产业,因此从碳排放总量同经济的相关关系,可以看出现阶段工业在中国国民经济中起主导作用,中国经济发展水平较低,是在工业驱动的实体型增长,这个以工业特别是以重工业为主的工业化发展阶段是中国经济长期稳定发展所难以跨越的。而发达国家经济发展走过了工业化阶段,经济发展水平较高,经济结构层次高,属于第三产业驱动的服务型增长,在产业结构方面中国同发达国家存在一定的差距。另外我国的能源特点是高煤少气贫油,也决定了我国在降

低能耗和减少碳排放方面比其他国家面临更多的困难和挑战。

4.2 对策建议

随着全球工业化进程加速,因温室气体(主要是 CO₂)过度排放而造成的全球气候变暖现象越来越严重,导致气候异常,造成了严重的环境危机。据挪威一项研究显示,如果不采取措施大力减排温室气体,北冰洋很可能在未来 60 年内变成一池“死水浑汤”。国内最新研究也表明,如果大气层中 CO₂ 浓度不下降的话,中国 2100 年的地表年平均气温可能要上升 2.2℃~4.2℃。发展低碳经济,在可持续发展理念指导下,通过技术创新、制度创新、产业转型、新能源开发等多种手段,尽可能地减少煤炭石油等高碳能源消耗,减少温室气体排放,实现经济社会发展与生态环境保护双赢,无论对世界还是对中国,都是一种必然选择。

1) 调整产业结构,逐步降低高碳产业在国民经济中的比重,促进工业终端能源消费向低碳、清洁方向发展。积极培育发展节能环保产业、装备制造业、电子信息产业等高新技术产业,替代能源原材料工业。同时大力发展二氧化碳排放强度低的第三产业,并逐步改善人们的消费需求偏好,降低单位产值的碳排放量,保护环境。

(下转第 118 页)

[30] 王望珍,王先甲,钱耕. 不对称信息下物业管理的委托代理分析[J]. 科技进步与对策, 2003, 20(8): 162-164

[31] 章平,戴燕. 住宅小区共享资源治理: 一个含有社会资本的动态模型解释[J]. 南方经济, 2006(7): 105-106.

Domestic Research Review on CPR Governance in Urban Community

Lei Suijiang^{1,2}, Sun Rong²

(1. School of Business, Huaihai Institute of Technology, Lianyungang Jiangsu 222000, China;
2. School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China)

Abstract: This paper reviews domestic research progress on CPR governance theory as well as it in the field of urban community. Carding are made from the following four aspects: what is CPR of urban community; research development on CPR theory; research development on CPR of urban community; research methods on governance of CPR in urban community. Study points out that, in the following aspects, namely different governance models on CPR in urban community, how to capitalize CPR resources, the third party in property dispute, and whether exists the optimum governance model at different stages, there is research space.

Key words: urban community; common pool resource; governance; review

(上接第 36 页)

2) 积极支持节能减排和新能源技术领域的科技创新。特别是在能源密集型的工业部门, 要优先支持研发、推广应用先进成熟技术, 提高能效水平。积极开发利用水电、核电和可再生能源, 降低煤炭、石油等化石能源消费比例, 改变能源结构相对单一的局面。同时, 在碳捕获与封存技术、生物固碳技术等控制二氧化碳排放的关键技术方面, 加强与发达国家的交流与合作, 显著提高我国低碳技术水平^[11]。

改革开放以来, 我国经济一直保持着近两位数的高速增长。在盘点所取得的辉煌业绩时, 我们发现快速的经济增长是以资源的过度消耗和环境的严重污染为代价的。化石能源的大量消耗, 使得温室气体的排放量逐年上升, 现行的《京都议定书》虽未要求我国承诺减排指标, 但作为国际社会负责任的大国, 我国所要承担的减排压力还是很大^[12]。随着经济结构调整、科技技术进步和政府职能转变, 有关碳排放与经济增长的新情况和新问题会不断出现, 碳排放与经济增长的发展演变规律始终是值得探讨的课题。

参考文献

[1] 徐玉高, 郭元, 吴宗鑫. 经济发展, 碳排放和经济演化[J].

环境科学进展, 1999(4): 54-64.

[2] 张雷. 经济发展对碳排放的影响[J]. 地理学报, 2003(7): 629-637.

[3] 王琛. 我国碳排放与经济增长的相关性分析[J]. 管理观察, 2009(3): 149.

[4] 匡新瑞. 我国经济发展与二氧化碳排放研究[D]. 江南大学, 2009.

[5] 宋鹏臣, 姚建, 苏维, 等. 中国固体废弃物增长与经济增长的数量关系分析[J]. 环境科学与管理, 2007(9): 72-75.

[6] 李金克, 宋华岭, 王风华. 基于计量经济模型的煤炭消费与经济增长关系实证研究——以世界主要煤炭消费国为例[J]. 数理统计与管理, 2009(3): 204-209.

[7] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 北京: 高等教育出版社: 329-346.

[8] 于俊年. 计量经济学软件——Eviews 的使用[M]. 北京: 对外经济贸易大学出版社, 2006: 195-204.

[9] 潘省初, 周凌瑶. 计量经济分析软件[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2001: 10-56.

[10] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社, 2006: 155-157.

[11] 宋杰鲲. 我国二氧化碳排放量的影响因素及减排对策分析[J]. 价格理论与实践, 2010(1): 37-38.

[12] 张明文, 张金良, 谭忠富, 等. 碳税对经济增长、能源消费与收入分配的影响分析[J]. 技术经济, 2009(6): 48-51.

Empirical Study on Relationship Between Carbon Emission and Economy Growth in China

Li Mingxian, Liu Juan

(College of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: This paper uses the time series data about the total quantity of China's carbon emission and GDP from 1978 to 2006, and studies the relationship between the growth in carbon emission and the GDP growth in China. Through correlation analysis, regression analysis as well as test, and causality research, it establishes the econometric model about carbon emission and economy growth. The result shows that the growth of economy causes the growth of carbon emission. With the economic growth of China, the carbon emission also increases gradually, but the carbon emission of unit GDP reduces gradually, namely the growth rate of carbon emission is much lower than that of GDP.

Key words: carbon emission; growth of economy; regression diagnosis; Granger causality test