

经济增长、电力消费与环境污染关系研究

——来自珠江三角洲的证据

张华 朱泯静

(中山大学岭南学院, 广东广州 510275)

摘要: 本文主要基于珠江三角洲 9 个城市 1996-2011 年的面板数据, 运用 IPS、LLC、Fisher 以及 individual ADF 单位根检验、Westerlund 多变量面板协整检验、面板误差修正模型、面板脉冲响应分析与面板格兰杰因果分析对经济增长、电力消费与环境污染三者的关系进行分析。实证结果表明: 第一, 三个变量均为非平稳序列, 且存在长期稳定的协整关系, 当三者的均衡关系在短期内偏离长期均衡时, 将以 57.16% 的调整速度将其调整至均衡; 第二, 电力消费与经济增长存在双向格兰杰因果关系, 而电力消费、经济增长分别对环境污染存在单向格兰杰因果关系; 第三, 珠三角地区 9 个城市环境污染对 GDP 的弹性系数排前四位的分别是: 佛山、肇庆、惠州、广州, 而排在最后两位的是中山和深圳。

关键词: 电力消费 经济增长 环境污染 面板 VAR 面板协整检验

中图分类号: F061.3 **文献标识码:** A

一、 引言

电力是现代文明的重要标志, 也是最重要的生产投入要素, 电力工业更是现代国民经济的重要支柱, 其发展水平与经济增长密切相关。然而, 我国的电力工业仍然以燃烧煤炭发电为主, 其排放的污染物是造成我国环境污染的重要原因。我国作为一个能源相对匮乏的大国, 虽然自改革开放以来, 保持着世界上最快的经济增长速度, 但已经面临环境污染和生

态被严重破坏的危机,因此,如何正确处理经济增长、电力消费和环境污染之间的关系已经成为关系我国国计民生的重要问题,理清三者之间的关系对于有关部门正确及有效制定电力能源发展规划以及实现我国在转轨期的经济发展目标具有重大的意义。

近年来,国内外针对经济增长和电力消费、电力消费和环境污染之间的相关关系展开了一系列的研究。林伯强(2003)通过构建宏观经济学模型从理论上分析了中国电力消费和经济增长的关系,并在此基础上,采用协整技术,实证研究了两者的关系,表明电力消费与GDP之间存在着协整关系,并且短期来看,电力消费是经济增长的Granger原因。王海鹏等(2005)采用协整以及Granger因果检验实证研究了经济增长和电力消费的关系,结果表明两者存在双向因果关系,且存在长期稳定的均衡关系。Dinda.S (2006)采用88个国家1960-1990年间的数据构建面板误差修正模型,实证分析了经济增长和环境污染之间的相关关系,结果表明环境污染与经济增长之间存在单向格兰杰因果关系。Soytas和Sari(2006)采用中国数据研究发现,收入与电力消费不存在Granger因果关系。袁家海(2006)采用HP滤波分解出GDP序列的长期趋势和周期成分,并在此基础上运用协整分析了经济增长和电力消费的关系,表明经济增长和电力消费存在长期均衡关系,且这种均衡关系与经济周期性波动高度相关。汪旭辉等(2007)采用格兰杰因果检验实证分析了我国1978-2005年间能源消费和经济增长之间的相关性,发现能源消费是经济增长的格兰杰原因。Yuan et al.(2008)同样采用中国数据进行分析,发现长期来看,GDP和电力消费存在双向因果关系,而在短期,则只存在从GDP到电力消费的单向因果关系。Ang(2008)利用马来西亚的数据进行了研究,发现经济增长是电力消费的Granger原因。Song et al(2008)采用中国省级面板数据实证分析了中国环境污染和经济增长的关系,表明单位资本的污染排放物与单位资本的GDP之间存在长期协整关系。Huang B.N(2008)利用82个国家1972-2002年间的数据构建面板VAR模型实证分析了能源消耗和经济增长之间的相关关系,发现不同收入水平的国家能源消耗和经济增长的因果关系不同。Halicioglu(2009)研究了土耳其的数据,发现无论是在短期还是长期,污染物排放与收入水平存在双向的Granger因果关系,这与Soytas和Sari(2009)的研究结论相反。许广月(2010)采用Johansen协整检验分析了污染排放量与经济增长之间的关系,表明经济增长与污染排放具有双向因果关系,且存在长期均衡关系。牛叔文等(2010)以亚太八国为对象,运用面板回归模型,实证分析了1971-2005年间能耗、GDP和二氧化碳排放的关系,结果表明,三者之间存在长期均衡关系,且我国的能耗和碳排放量指标优于其他三个发展中国家但次于发达国家。刘竹(2011)采用脱钩理论,实证分析了我国经济增

长和碳排放量的关系,结果表明两者之间相关性不明显。郑长德(2011)采用空间计量经济学方法实证研究了我国31个省份的碳排放量和经济增长之间的关系,结果表明,碳排放量与经济增长在空间分布上存在一定的自相关性。吴献金、邓杰(2011)采用省级面板数据,实证研究了我国贸易自由化、经济增长对碳排放污染物的影响,结果表明,人均收入对碳排放污染物具有显著的正向影响。

综上所述,现有的文献大多数只是对电力消费(或能源消费)与经济增长或经济增长和污染物排放(或碳排放量)两者之间的关系进行理论或实证研究,而研究我国经济增长、电力消费与环境污染三者之间关系的文献还较少,本文试图利用珠江三角洲的面板数据研究我国经济增长、电力消费和环境污染三者之间的关系,全文结构安排如下:1 引言;2 经济增长、电力消费与环境污染关系的实证分析;3 结论及政策建议。

二、 经济增长、电力消费与环境污染关系的实证分析

接下来,本文实证分析珠江三角洲9市经济增长、电力消费与环境污染的关系。参照以往学者的做法,本文选取国内生产总值GDP作为经济增长的指标,电力消费量EC作为电力消费的指标,使用工业废气排放量FQ作为环境污染的指标。为了消除面板数据中的异方差性,本文对所有变量均取自然对数,得到LnGDP、LnEC、LnFQ,这并不影响变量之间的协整关系。本文采用STATA 11.0对经济增长、电力消费与环境污染之间的关系进行实证分析。

(一) 数据说明

实证研究的面板样本数据由1996-2011年间珠江三角洲9市——广州、深圳、东莞、佛山、惠州、肇庆、珠海、中山、江门的三个指标——国内生产总值GDP,电力消费量EC,工业废气排放量FQ构成。国内生产总值GDP和电力消费量EC的数据均来源于中经网统计数据库,作为环境污染代理变量的工业废气排放量FQ则来源于历年《广东统计年鉴》,2008年广州的电力消费量数据缺失,本文采用移动平均的方法进行了处理。

(二) 实证结果

1、平稳性检验 多数的经济变量都存在非平稳的问题,因此,首先,有必要通过单位

根检验来检验各变量的平稳性（吴世农，潘越，2007）。目前，用于单位根检验的方法有很多种，如多变量 ADF 方法（Sarno 和 Taylor，1998）、individual ADF 方法（Pesaran2003）、IPS 方法（Im、Pesaran 和 Shin，2003）、LLC 方法（Levin、Lin 和 Chu，2002）、Fisher 方法（Maddala 和 Wu，1999）等。这些方法的使用条件和检验势（Power）都各有不同。为了确保单位根检验结果的稳健性，本文采用多种方法检验变量的平稳性。本文的面板数据为 T=16、N=9，考虑到本文数据中可能存在的截面异质性和截面相关性，本文采用 IPS、LLC、Fisher 以及 individual ADF 四个方法来检验 LnGDP、LnEC、LnFQ 的平稳性，结果如表 1。

表 1 LnGDP、LnEC、LnFQ 的单位根检验结果

变量	IPS 单位根检验		LLC 单位根检验		Fisher 单位根检验		Individual ADF	
	t 值	p 值	t 值	p 值	χ^2 值	p 值	t 值	P 值
LnGDP	-1.451	0.581	-4.249	0.0160	1.5531	1.0000	-2.049	0.177
LnEC	-1.342	0.707	-4.281	0.0403	15.6251	0.6187	-1.243	0.922
LnFQ	-1.484	0.540	-3.381	0.4009	4.7309	0.9992	-1.977	0.236
D.lngdp	-2.751	0.000	-8.790	0.0000	39.9676	0.0021	-2.885	0.001
D.lnec	-2.813	0.000	-9.554	0.0000	51.3913	0.0000	-2.612	0.007
D.lnfq	-3.479	0.000	-11.434	0.0000	98.7066	0.0000	-2.942	0.000

注：变量前加“D.”表示对变量作一阶差分。

由上表可知，当我们对各个变量的水平值进行检验时，检验结果均表明不能拒绝“存在单位根”的原假设，LnGDP、LnEC、LnFQ 的原序列都是非平稳序列；而当我们对各个变量的一阶差分进行检验时，检验结果的 P 值都很小，显著地拒绝“存在单位根”的原假设。因此，我们断定各个变量均为非平稳的 I(1)过程。

2、面板协整检验 由于协整检验以及 Granger 因果关系检验对滞后阶数都较为敏感，因此，在进行协整检验和 Granger 因果关系检验分析之前，需要建立由 LnGDP、LnEC、LnFQ 构成的面板 VAR 模型来确定之后阶数。由表 2 可知，根据 BIC 准则选定面板 VAR 模型的滞后阶数为 1，而根据 AIC、HQIC 准则选定面板 VAR 模型的滞后阶数为 2。为了充分消除模型的序列相关性，本文选取模型的滞后阶数为 2。

表 2 滞后阶数的选择

阶数	AIC	BIC	HQIC
----	-----	-----	------

1 阶	-0.611955	0.198412*	-0.282728
2 阶	-0.807991*	0.254384	-0.37668*
3 阶	-0.676675	0.664391	-0.132921
4 阶	-0.693974	0.957466	-0.025799
5 阶	-0.502408	1.49744	0.304048

时间序列数据的协整检验通常采用 Johansen (1990) 的方法来检验, 这种方法并不适用于面板数据; 而此前一些基于残差的面板协整检验统计量都是基于“同要素限制”的假设, Banerjee(1998)的研究指出, 当这一假设无法满足时, 以残差为基础的面板协整检验统计量的检验功效会大幅降低。因此, 本文采用比较新的 Westerlund (2007) 提出的基于误差修正模型的协整检验方法, 该方法的原假设为各变量不存在协整关系, 共给出四个统计量 Gt、Ga、Pt、Pa。由于本文使用的样本量比较小, 为了使得四个统计量更为稳健, 使用 Bootstrap 的方法来处理, bootstrap1000 次的结果如下: 四个统计量 Gt、Ga、Pt、Pa 的值分别为-3.861、-4.263、-7.291、-4.861, p 值为 0.042、0.013、0.002、0.008, 由此可知, 四个统计量都在 5% 显著水平上都拒绝了“不存在协整关系”的原假设, 因此我们认为 LnGDP、LnEC、LnFQ 之间存在至少一对协整关系。即从长期来看, 三者之间存在一定的长期均衡关系, 具有共同的随机趋势。下面给出本文的面板修正模型及其估计结果。

3、面板误差修正模型 由于经济环境、政策导向等因素的影响, 经济增长、电力消费与环境污染三者并不总是处于均衡状态, 为了描述这种偏离均衡状态的程度, 需要计算误差修正模型, 这是由于误差修正模型能很好的反映出具有协整关系的非平稳序列的短期和长期偏离均衡状态的程度。由 Granger 定理, 若变量之间存在协整关系, 则可用误差修正模型的形式来表示 (Granger, 1987)。因此, 本文建立 MG¹估计量的面板误差修正模型对经济增长、电力消费与环境污染之间的短期动态和长期均衡进行定量描述, 估计结果如下:

表 3 面板误差修正模型的短期动态关系

	系数	标准差	Z 统计量	P 值
α	-0.5716	0.1451	-3.94	0.000
D. lngdp	0.8086	0.3161	2.56	0.011
D.lnec	-0.5341	0.3957	-1.35	0.177

¹ MG 估计量允许所有个体的长期误差修正系数和短期系数都随个体而改变, 更具有灵活性。

_cons	-0.8908	0.2981	-2.99	0.003
-------	---------	--------	-------	-------

表 4 面板误差修正模型的长期均衡关系

变量	系数	标准差	z 统计量	概率 P 值
lngdp	0.5627	0.2396	2.35	0.019
lnec	0.3032	0.1430	2.12	0.026

表 3 给出了面板误差修正模型中电力消费、经济增长对环境污染的短期动态影响的估计结果,表 4 给出了面板误差修正模型中电力消费、经济增长对环境污染的长期均衡关系即协整关系的估计结果,因此本文的面板误差修正模型估计结果的完整形式可以表述如下:

$$\Delta \ln FQ_t = -0.8908 + 0.8086 \Delta \ln GDP_{t-1} - 0.5341 \Delta \ln EC_{t-1} - 0.5716 ECM_{t-1}$$

由上式可知,误差修正项 ECM_{t-1} 系数为负,符合反向修正机制,系数值则是表示调整均衡偏差的速度。当该系数越大,表明经济增长、电力消费与环境污染之间出现长期偏离均衡时,变量回归到均衡状态时速度越快。由上述结果可以看出,当经济增长、电力消费与环境污染在短期内偏离长期均衡状态时,将以 57.16% 的调整速度将其调整至均衡状态。即工业废气排放量(环境污染指标)的实际值与其长期均衡值的偏差值约有 57.16% 在下一期被修正。

长期来看,环境污染与电力消费、经济增长之间的协整关系为:

$$\ln FQ = 0.5627 \ln gdp + 0.3032 \ln ec$$

协整方程中各变量前的系数反映了变量之间的长期均衡关系,由于该模型中的变量都进行了对数化处理,因此各变量前的系数表示长期的弹性关系,具有明显的经济意义。从上式可以看出,电力消费、经济增长都与环境污染呈现出正向相关关系,在其他变量保持不变的情况下,经济增长每增加 1%,废气排放量就增加 0.5627%;在其他变量保持不变的情况下,电力消费每增加 1%,废气排放量就增加 0.3032%。

下面,我们试图给出 9 个城市在经济增长对环境污染的影响力方面进行比较,结果如表 5 所示:

表 5 9 个城市的面板误差修正模型估计结果

地区	弹性系数	Z 统计量	P 值
----	------	-------	-----

广州	1.26	2.06	0.04
深圳	-0.34	-3.88	0.00
佛山	2.197	2.49	0.013
江门	0.348	2.96	0.003
肇庆	1.922	2.97	0.003
东莞	0.133	1.68	0.094
中山	-0.02	-4.12	0.000
珠海	0.143	4.62	0.000
惠州	1.64	2.54	0.011

由表 5 可以看出：除了东莞 $\ln gdp$ 的系数在 10% 的显著性水平下显著外，其他地区的 $\ln gdp$ 的系数均在 5% 的水平下显著，珠三角地区环境污染对 GDP 的弹性系数排前四位的分别是：佛山、肇庆、惠州、广州，其中广州环境污染对 GDP 的弹性系数为 1.26，表明在其他因素不变的情况下，广州市 GDP 每增加 1%，其环境污染可以相应地增加 1.26%；而排在最后两位的是中山和深圳，它们的环境污染对 GDP 的弹性系数分别为 -0.02 和 -0.34，说明这两个城市的经济增长并没有以牺牲环境质量作为代价。

4、脉冲响应分析 在分析误差修正模型时，常常分析外界冲击对模型系数的动态影响，这种分析方法称为脉冲响应分析法。依据前面的分析，笔者依然选取滞后阶数为 2，参照 Love(2006)的做法，进行面板 VAR 的脉冲响应分析，在进行 Monte-carlo 模型 200 次后的结果如下图所示：

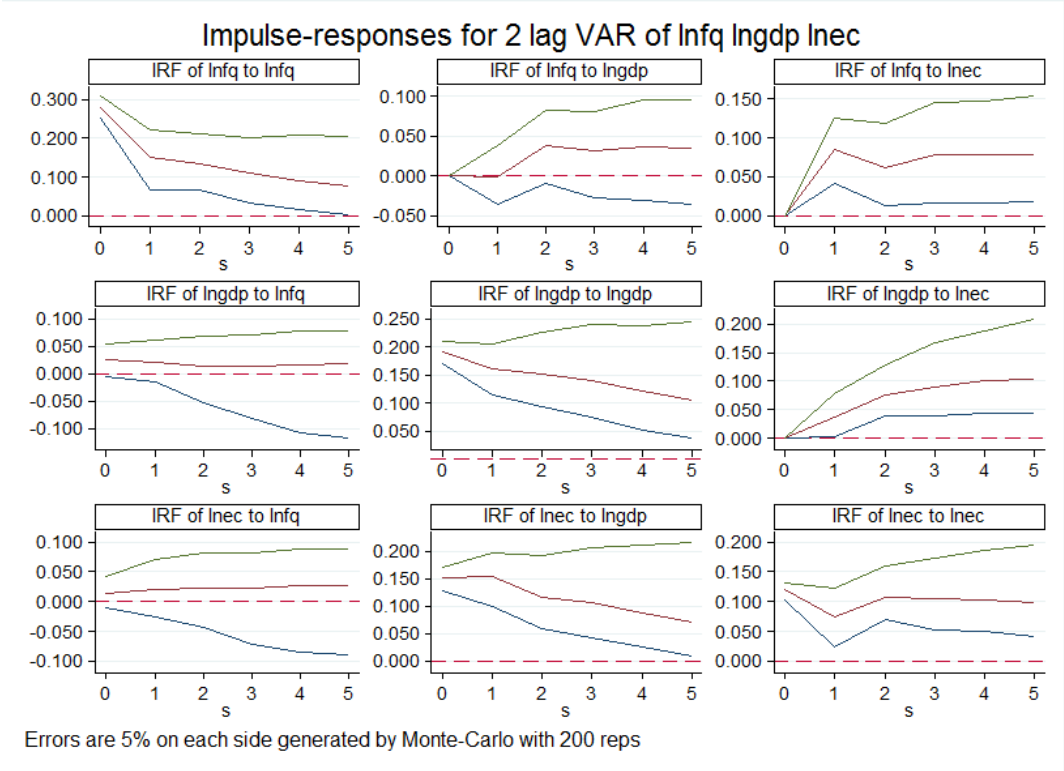


图 1 面板脉冲响应分析

从图 1 可以看出，经济增长的冲击对环境污染具有正向的影响，这种影响存在 1 年左右的滞后期，并且呈现出先逐渐增加再稍有下降直至稳定的态势，2 年后这种影响达到最大；电力消费的冲击同样对环境污染具有正向的影响，但并没有滞后期，表明电力消费对环境污染的影响几乎是立竿见影的，1 年后达到一个顶点后略有下降，2 年后达到一个最低点后再逐步上升至稳定水平；电力消费的冲击对经济增长也具有正向的影响，并呈现出逐渐增加至稳定的态势；而经济增长的冲击对电力消费则具有一个逐步降低的正向影响，且具有 1 年左右的滞后期。

5、Granger 因果关系检验 以上分析只能说明经济增长、电力消费与环境污染之间存在长期均衡关系，三者之间具有共同变化趋势，具有相关关系。那么，经济增长、电力消费与环境污染之间是否存在因果关系却并未解决，这需要进一步分析。本研究采用面板的 Granger 因果检验来对三个变量进行因果分析。值得注意的是，Granger 检验的分析结果显著依赖于滞后阶数的选择。根据 AIC 和 BIC 原则，使用滞后阶数为 2 的 Granger 因果检验，如表 6 所示。

表 6 面板 Granger 检验结果

判断	χ^2 值	P 值	结论
----	------------	-----	----

LnFQ 与 LnGDP	8.9738	0.011	LnGDP 是 LnFQ 的格兰杰原因
LnGDP 与 LnFQ	0.2931	0.864	LnFQ 不是 LnGDP 的格兰杰原因
LnGDP 与 LnEC	9.717	0.008	LnEC 是 LnGDP 的格兰杰原因
LnEC 与 LnGDP	8.9123	0.012	LnGDP 是 LnEC 的格兰杰原因
LnFQ 与 LnEC	16.168	0.000	LnEC 是 LnFQ 的格兰杰原因
LnEC 与 LnFQ	0.5519	0.759	LnFQ 不是 LnEC 的格兰杰原因

表 6 的面板 Granger 因果关系检验结果显示：在判断经济增长和电力消费对环境污染的格兰杰因果关系时，在 5% 的显著性水平下均拒绝了“不存在格兰杰因果关系”的原假设，表明经济增长、电力消费都是环境污染的 Granger 原因；在判断电力消费对经济增长的格兰杰因果关系时，P 值小于 1%，表明在 1% 的显著性水平下拒绝原假设，电力消费是经济增长的格兰杰原因；而环境污染对经济增长的格兰杰因果关系检验的 P 值为 0.864，大于 10%，表明我们无法拒绝原假设，环境污染不是经济增长的格兰杰原因；经济增长对电力消费的格兰杰因果检验的 P 值为 0.012，小于 5%，表明在 5% 的显著性水平下拒绝原假设，经济增长是电力消费的格兰杰原因；环境污染对电力消费的格兰杰因果检验的 P 值为 0.759，大于 10%，表明即便是在 10% 的显著性水平下，我们都无法拒绝原假设，环境污染不是电力消费的格兰杰原因。综上所述：电力消费与经济增长存在双向格兰杰因果关系，而电力消费和经济增长对环境污染均存在单向格兰杰因果关系，与前面的脉冲响应分析结果一致。

三、 结论及政策建议

本文利用珠江三角洲 9 市 1996-2011 年间的国内生产总值、电力消费量、工业废气排放量三个指标构成的面板数据，通过构建面板误差修正模型、面板脉冲响应分析以及面板格兰杰因果检验等方法实证分析了经济增长、电力消费与环境污染的关系，得到如下有意义的结论：

一是通过多种方法进行面板单位根检验后发现，经济增长、电力消费与环境污染的水平值序列都为非平稳序列，而它们的一阶差分序列都为平稳序列，表明它们都是非平稳的 I(1) 过程。

二是通过面板协整检验分析，经济增长、电力消费与环境污染之间存在长期稳定的协整

关系；进一步构建面板误差修正模型实证发现，经济增长、电力消费对环境污染都具有正向的长期均衡影响，且经济增长对环境污染的弹性为 0.5627，电力消费对环境污染的弹性为 0.3032。当经济增长、电力消费与环境污染三者在短期内偏离长期均衡时，将以 57.16% 的调整力度将其调整至均衡态。

三是参照 Love（2006）的做法，通过面板 VAR 的脉冲响应分析发现，经济增长的冲击对环境污染具有正向的影响，这种影响存在 1 年左右的滞后期，并且呈现出先逐渐增加再稍有下降直至稳定的态势，2 年后这种影响达到最大；电力消费的冲击同样对环境污染具有正向的影响，但并没有滞后期，表明电力消费对环境污染的影响几乎是立竿见影的，1 年后达到一个顶点后略有下降，2 年后达到一个最低点后再逐步上升至稳定水平；电力消费的冲击对经济增长也具有正向的影响，并呈现出逐渐增加至稳定的态势；而经济增长的冲击对电力消费则具有一个逐步降低的正向影响，且具有 1 年左右的滞后期。

四是通过面板格兰杰因果检验后发现，电力消费与经济增长存在双向格兰杰因果关系，而电力消费和经济增长对环境污染均存在单向格兰杰因果关系。广东省是中国经济发展最快的省份之一，其用电量要是逐年上涨。而根据南方电网的内部数据显示，2006-2011 年间，广东省的火电发电所占比重最大，在 77%-82% 间波动。火力发电为主的发电方式带来了大量的环境污染问题。电力消费与经济增长互为 Granger 因果关系，作为以能源为拉动力的经济增长方式，广东省的经济增长必然是以能源的消耗和环境作为代价的。本文的分析结论也与现实相符。

五是通过比较分析面板误差修正模型中各个截面的环境污染对 GDP 的弹性系数大小发现，珠三角地区 9 个城市环境污染对 GDP 的弹性系数排前四位的分别是：佛山、肇庆、惠州、广州，排在最后两位的是中山和深圳，它们的环境污染对 GDP 的弹性系数均为负数，说明这两个城市的经济增长并没有以牺牲环境质量作为代价。

根据如上分析，本文提出如下两点促进经济增长与环境协调发展的政策建议：

一方面，加快电力企业技术改造升级，降低污染物排放量。从本文的分析可看出，经济增长与电力消费都是环境污染的 Granger 原因，且经济增长与电力消费互为 Granger 因果关系，可见推进珠三角发电企业技术升级，除硫降尘，在提高发电效率的同时降低环境污染，是促进经济增长与环境协调发展的重要举措之一。

另一方面，从前面的实证研究发现，经济增长和电力消费之间互为格兰杰因果关系，这

说明单纯地降低电力消费会造成经济增长速度降低,这对我国这样一个发展中国家来说,因噎废食不可行。因此,必须致力于改变经济增长方式,提高经济增长的技术含量,从而提高电力使用效率,有效降低电力消费。目前,珠三角地区的发展模式仍是能源消耗型发展模式,唯有改变这种模式,以技术驱动取代能源驱动,才能实现经济的可持续发展。

[参考文献]

- [1] Ang J.B. Economic Development, Pollutant Emissions and Energy Consumption in Malaysia[J].Journal of Policy Modeling, 2008, 30, 271-278.
- [2] Engle Robert F, C W J Granger. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing[J]. Econometrica, 1987, 55 (2), 251-276.
- [3] Halicioglu F. An Econometric Study of CO₂ Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey[J]. Energy Policy, 2009, 37, 1156-1164.
- [4] Song T., Zheng T.G., Tong L.J. An Empirical test of the Environmental Kuznets Curve in China: a Panel Cointegration Approach[J].China Economic Review, 2008, 19, 381-392.
- [5] Soytas U. , Sari R.Can China Contribute more to the Fight against Global Warming?[J].Journal of Policy Modeling, 2006, 28 (8), 837-846.
- [6] Westerlund J.Testing for Error Correction in Panel Data[J].Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2007, 69 (9), 709-748.
- [7] Xiao-Ping Zhang, Xiao-Mei Cheng.Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic growth in China[J].Ecological Economics, 2009, 68, 2706-2712.
- [8] Yuan J.H., Kang J.G., Zhao C.H., Hu Z.G. Energy Consumption and economic Growth: Evidence from China at both Aggregated and Disaggregated Levels[J].Energy Economics, 2008, 30, 3077-3094.
- [9] 谷安平, 史代敏.面板数据单位根检验 LLC 方法与 IPS 方法比较研究[J]. 数理统计与管理, 2010, 29 (5), 812-818.
- [10] 蒋金荷, 姚愉芳.中国经济增长与电力发展关系的定量分析研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2002, 10, 5-10.
- [11] 林伯强. 电力消费与中国经济增长: 基于生产函数的研究[J]. 管理世界, 2003, (11),

- 18-27.
- [12] 刘竹, 耿涌, 薛冰. 中国低碳试点省份经济增长与碳排放关系研究[J]. 资源科学, 2011, 33 (4), 620-625.
- [13] 米国芳, 赵涛. 中国经济增长、电力消费与碳排放量关系研究[J]. 科学管理研究, 2012, 30 (1), 89-92.
- [14] 吴世农, 潘越. 香港红筹股、H 股与内地股市的协整关系和引导关系研究[J]. 管理学报, 2007, 2 (2), 190-199.
- [15] 吴献金, 邓杰. 贸易自由化、经济增长与碳排放的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21 (1), 43-48.
- [16] 王海鹏, 田澎, 靳萍. 中国电力消费与经济增长的变参数协整关系[J]. 华北电力大学学报, 2005, 32 (4), 48-51.
- [17] 许广月. 中国能源消费、碳排放与经济关系的研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2010, 92-100.
- [18] 袁家海, 丁伟, 胡兆光. 电力消费与中国经济发展的协整与波动分析[J]. 电网技术, 2006, 30 (9), 10-15.
- [19] 郑长德, 刘帅. 基于空间计量经济学的碳排放与经济增长分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21 (5), 80-86.
- [20] 牛舒文, 丁永霞, 李怡欣, 罗光华等. 能源消耗、经济增长和碳排放之间的关联分析--基于亚太八国面板数据的实证研究

Research on the Relationship among Economic Growth, Electricity Consumption and Environmental Pollution in the Pearl River Delta

ZHANG Hua, ZHU Minjing

(Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou, 510275)

Abstract: Based on the panel data of nine cities in the Pearl River Delta, this article mainly analysed the relationship among economic growth, electricity consumption and environmental pollution using the

methodologies of IPS、LLC、Fisher's and individual ADF unit root test、Westerlund's multivariate panel cointegration test、panel error correction model、panel impulse-responses analysis and panel granger causality analysis. The empirical results show that: on one hand, the three variables are non-stationary series, and there is a long-term stable cointegration relationship among them; when there is bias away from the equilibrium, it will adjusts back to equilibrium with a speed of 57.16%;On the other hand, there exit a bi-directional Granger causality between economic growth and electricity consumption, while there only exists single directional Granger causality between economic growth and environmental pollution and also between electricity consumption and environmental pollution; thirdly, comparing the elasticity coffecients of environmental pollution to GDP among the nine cities in the Pearl River Delta, we found the four cities with largest elasticity coefficients are foushan, zhaoqing, huizhou, guangzhou and the last two cities are zhongshan and shenzhen.

Key Words: Electricity Consumption; Economic Growth; Environmental Pollution; Panel VAR;
Panel Cointegration Test

收稿日期：2014-3-24

作者简介：张华 (1983-), 湖南邵阳人, 中山大学岭南学院博士; 朱泯静 (1983-), 广西柳州人, 中山大学岭南学院博士。

【本期编辑：关红玲】