

文章编号: 1000-5013(2011)01-0096-04

台湾地区经济增长和能源消费的单方向因果关系

陈燕武^{1,2}, 吴承业^{1,2}

(1. 华侨大学 数量经济研究院, 福建 泉州 362021;

2. 华侨大学 经济与金融学院, 福建 泉州 362021)

摘要: 应用多变量时间序列间的协整和单方向因果测度理论, 探讨 1954—2008 年台湾地区 GDP(国内生产总值)和能源消费之间的长期均衡关系和因果关系. 基于误差修正模型及协整阶数的似然比检验, 可以发现台湾地区 GDP 与能源消费, GDP 与石油消费, GDP 与电力消费之间都存在协整关系. 单方向因果测度的 Wald 统计检验表明, GDP 和能源消费相互影响, 而 GDP 对石油消费及电力消费的影响只是单方向的.

关键词: 协整分析; 单方向; 国内生产总值; 能源消费; 台湾地区

中图分类号: O 212; F 224.12(258)

文献标识码: A

自 20 世纪 70 年代末以来, 各国学者采用不同的方法对能源消费与经济增长的关系进行了大量的研究, 得到了不尽相同的结果^[1-2]. 我国学者在国外研究的基础上, 也对中国大陆能源消费与经济增长关系进行了研究^[3-5]; 而有关台湾地区能源消费与经济增长之间关系的研究也有报道^[6-7]. 以上的文献表明, 对相同变量在不同时间区间进行分析是无法得到统一的因果关系方向. 1969 年, Granger 导入了分析时间序列之间的非因果性概念. 文[8-9]有效地描述了两组服从非确定性趋势二阶平稳过程时间序列变动的相互关系, 奠定了单方向因果分析的理论基础. Yao 等^[10]基于误差修正模型提出了单方向因果测度理论的 Wald 检验, 并给出了时间序列间的因果测度的置信区间, 从根本上解决了将单方向因果测度理论应用于分析动态经济系统的统计检验问题. 姚峰等^[11]最早将单方向因果测度方法应用于日中经济关系的实证分析, 指出日中贸易特别是从日本的进口贸易有益于日本经济发展. 本文应用单方向因果测度的 Wald 检验, 揭示台湾地区经济发展和能源消费之间的因果关系.

1 单方向因果测度理论

一个线性有限阶 p 维 VAR(a) 过程 $Z(t)$, 可用误差修正模型表述为

$$\Delta Z(t) = \alpha\beta^* Z(t-1) + \sum_{k=1}^{a-1} \Gamma(k) \Delta Z(t-k) + \mu + \varepsilon(t). \quad (1)$$

式(1)中: $\varepsilon(t)$ 渐进服从于独立同分布 (Independent Identically Distributed, IID) $N(0, \Sigma)$ ($t=1, 2, \dots, T$); μ 是 p 维向量; $Z(t)$ 的最初 a 个观测值为初始值; α, β 是 $p \times r$ 阶满秩矩阵 ($r \leq p$). 其中: α 为调整系数矩阵, 表示时间序列从不平衡状态调整到平衡状态的调整速度; β 为协整参数矩阵, 表示时间序列之间的长期均衡关系.

基于误差修正模型, 可以应用文[12]的完全信息极大似然比检验理论来确定协整个数和协整向量. 对于模型(1)及时间序列 $Z(t) = (\mathbf{X}(t)^*, \mathbf{Y}(t)^*)^*$, 当确定了协整阶数 r 和协整向量 $\hat{\beta}$ 之后, 可以利用普通最小二乘法估计出所有其他参数, 包括 $\alpha, \Gamma(k)$ ($k=1, 2, \dots, a$), 以及模型误差项的协方差矩阵 Σ . 其中: $\mathbf{X}(t)$ 和 $\mathbf{Y}(t)$ 分别是 p_1 和 p_2 维向量, $p=p_1+p_2$.

记 $\Sigma_{i,j}$ ($i, j=1, 2$) 为 Σ 的 p_1 和 p_2 阶分块矩阵, $C(\exp(-i\lambda))$ 为多项式矩阵 $\mathbf{I}_p - (\mathbf{I}_p + \alpha\beta^*) \times$

收稿日期: 2010-05-27

通信作者: 陈燕武(1971-), 女, 副教授, 主要从事金融工程和金融计量的研究. E-mail: cywhelen@163.com.

基金项目: 福建省科技计划项目(2010R0074); 福建省高等学校新世纪优秀人才支持计划项目(07FJRC07); 教育部高等学校博士点学科专项科研基金资助项目(20050385001)

$\exp(-i\lambda) - \sum_{j=1}^{a-1} \Gamma(j)\exp(-ij\lambda) - \exp(-i(j+1)\lambda)$ 的伴随矩阵, $\Delta \exp(-i\lambda) = \mathbf{C}(\exp(-i\lambda) - \boldsymbol{\Sigma}^{1/2})$ 为频谱响应函数. 基于

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \Delta(\exp(-i\lambda)) \Delta(\exp(-i\lambda))^* = \begin{bmatrix} f_{1,1}(\lambda) & f_{1,2}(\lambda) \\ f_{2,1}(\lambda) & f_{2,2}(\lambda) \end{bmatrix}, \quad (2)$$

非平稳时间序列 $\{\mathbf{X}(t)\}$ 对 $\mathbf{Y}(t)$ 的单方向频谱测度(FMO)可以定义为

$$M_{Y \rightarrow X}(\lambda) = \log(\det f_{1,1}(\lambda) / \det \{f_{1,1}(\lambda) - \bar{f}_{1,2} \bar{f}_{2,2}^{-1} \bar{f}_{2,1}\}), \quad (3)$$

式(3)中: $\bar{f}_{11}(\lambda) = f_{1,1}(\lambda)$; $\bar{f}_{2,1}(\lambda) = (-\boldsymbol{\Sigma}_{2,1} \boldsymbol{\Sigma}_{1,1}^{-1} \mathbf{I}_{p_2}) \mathbf{C}_{1,1}(\exp(-i\lambda))^{-1} f_{\cdot,1}(\lambda)$; $f_{\cdot,1}(\lambda)$ 是矩阵 $f(\lambda)$ 的最初 p_1 列; $\bar{f}_{2,2}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} (\boldsymbol{\Sigma}_{2,2} - \boldsymbol{\Sigma}_{2,1} \boldsymbol{\Sigma}_{1,1}^{-1} \boldsymbol{\Sigma}_{1,2})$. 将模型(1)的参数重新排列, 则有 $\theta = \text{vec } \boldsymbol{\beta}^*$, $\boldsymbol{\Psi} = \text{vec}(\text{vec}(\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\Gamma}, v(\boldsymbol{\Sigma})))$. 其中: $v(\boldsymbol{\Sigma})$ 为 $n_{\boldsymbol{\Psi}} = p(r + p(a-1)) + p(p+1)/2$ 维向量, $\boldsymbol{\Gamma} = \{\Gamma(1), \dots, \Gamma(a)\}$, $M_{Y \rightarrow X}(\lambda | \theta, \boldsymbol{\Psi}) \equiv M_{Y \rightarrow X}(\lambda)$. 因此, 可定义 $\{\mathbf{Y}(t)\}$ 对 $\{\mathbf{X}(t)\}$ 的单方向全测度(OMO)为

$$G(\theta, \boldsymbol{\Psi}) = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} M_{Y \rightarrow X}(\lambda | \theta, \boldsymbol{\Psi}) d(\lambda). \quad (4)$$

在这种情况下, 假设 $G(\theta, \boldsymbol{\Psi})$ 是关于参数 $(\theta, \boldsymbol{\Psi})$ 的可微分函数. 记 $(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}})$ 是模型参数 $(\theta, \boldsymbol{\Psi})$ 的极大似然估计, $\mathbf{H}(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}})$ 为 $\sqrt{T}\{G(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}}) - G(\theta, \boldsymbol{\Psi})\}$ 的协方差矩阵. 单方向因果测度 $G(\theta, \boldsymbol{\Psi})$ 的 Wald 统计量为

$$W = T\{G(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}}) - G(\theta, \boldsymbol{\Psi})\}^2 / \mathbf{H}(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}}), \quad (5)$$

渐进服从自由度为 1 的 χ^2 分布. 因果测度 $G(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}})$ 的 $(1-\alpha)\%$ 的置信区间为 $(G(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}}) - \sqrt{(1/T)\mathbf{H}(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}})\chi_{\alpha}^2(1)}, G(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}}) + \sqrt{(1/T)\mathbf{H}(\hat{\theta}, \hat{\boldsymbol{\Psi}})\chi_{\alpha}^2(1)})$.

2 初步分析

台湾地区能源消费主要由煤炭、石油、天然气与电力构成, 其中石油与电力占八成以上, 煤炭与天然气占不足两成. 因此, 首先对台湾地区 GDP 和能源消费及其组成部分石油消费和电力消费的年度数据进行单位根检验; 然后, 构建适用于单方向因果分析的误差修正模型. 采用的数据为台湾地区 1954—2008 年的年度数据, 变量包括台湾地区国内生产总值(GDP)、能源消费、石油消费、电力消费. 其中: GDP 单位为百万新台币, 以 2001 为基准年; 能源消费序列用石油当量标记, 单位是千升. 按照通常的做法, 模型分析采用各指标的自然对数值. 鉴于 20 世纪 70 年代中期以来, 煤及其相关产品的消费和天然气消费在总体能源消费构成中比例较低, 故分别重点分析 GDP 与能源消费、石油消费和电力消费的协整关系及因果关系.

GDP 和能源消费、石油消费、电力消费等序列的单位根检验结果, 如表 1 所示. 表 1 中: DW 值为 Durbin-Watson 检验统计量; t 值为 T 统计量. 由表 1 可知, GDP 和能源消费、石油消费、电力消费是一阶单整 $I(1)$ 的. 以 GDP 时间序列为例, 由于时间趋势项的 t 值是 -0.3048 , 大于其 ADF(Augmented Dicky-Fuller) 统计量 -3.5005 , 在统计上显著, 表明 GDP 时间序列是确定性趋势非平稳过程. 通过进一步差分处理后, 时间趋势项的 t 值是 -6.5946 , 小于其 ADF 统计量 -3.5024 , 在统计上不显著, 表明 GDP 差分是平稳过程.

表 1 ADF 单位根检验结果

Tab. 1 ADF unit-root tests

变量	t 值	DW 值	趋势	差分变量	t 值	DW 值	趋势
GDP	-0.304 8	1.902 6	非平稳	GDP	-6.594 6	2.010 8	平稳
能源消费	-0.678 3	1.784 8	非平稳	能源消费	-6.080 9	1.984 8	平稳
石油消费	1.337 3	1.818 3	非平稳	石油消费	-6.250 8	1.980 1	平稳
电力消费	2.081 1	1.752 9	非平稳	电力消费	-5.586 8	2.024 7	平稳

同样的处理也可用于能源消费、石油消费和电力消费序列的单位根检验. 分析表明, 能源消费、石油消费和电力消费时间序列也是确定性趋势非平稳过程, 差分处理后的时间序列是平稳过程.

建立向量自回归模型除了要满足平稳性条件外, 还应该确定滞后期. 滞后阶数的选择采用赤池信息

量准则(Akaike's Information Criterion,简称 AIC). 根据 AIC 信息量检验基准,变量 GDP 和能源消费,GDP 和电力消费之间的最佳模型均为滞后 1 阶的误差修正模型 ECM(1);而变量 GDP 和石油消费的最佳模型为滞后 3 阶的误差修正模型 ECM(3). 估计的 AIC 统计量,如表 2 所示.

为了建立最佳模型,除了基于 $\Gamma(r)$ 统计量确定协整阶数 r 以外,采用对小样本问题更有效的 Hosking 统计量^[13]做进一步的残差序列非自相关性检验.

在残差序列非自相关性的假设下,对于充分大的样本数 T 和阶数 $s(s \gg$

$a)$, a 是模型的滞后阶数,自相关检验的 Hosking 统计量渐近服从自由度为 $f = p^2(s - a)$ 的 χ^2 分布. 针对样本数及向量自回归模型的阶数,取 $s = 18$. 在残差序列非自相关的假设下,GDP 和能源消费,GDP 和石油消费及 GDP 和电力消费的 Hosking 统计量的观测值分别为 70.616 5,64.761 3,82.735 1,而其概率 P 值则分别为 0.266,0.198,0.058. 统计检验表明,在选择滞后长度下被识别模型的所有残差项在 95%置信水平下都满足非自相关性,可在保证提出的误差修正模型的基础上进行单方向因果分析.

3 单方向因果分析

4 个单方向频谱因果测度 FMO 的分布结果、协整阶数和全测度 OMO 值(M),以及 Wald 统计量(W)的估计值,如图 1 所示. 在非因果性的原假设被拒绝时,全测度的 95%置信区间也被列入对应的图中. 全测度 OMO 由基于单方向频谱因果测度 FMO 对频谱区间 $(0, \pi]$ 做 200 等分的数值积分所得. 从图 1 可以可知,能源消费对 GDP,GDP 对能源消费,GDP 对石油消费和 GDP 对电力消费的单方向因果影响都只是长期的.

(1) 能源消费对 GDP 的单方向频谱测度较弱,但有统计意义. 其单方向因果测度为 0.2,Wald 检验统计量为 4.84,概率值为 0.027,而 95%置信区间为 $(0.02, 0.38)$. 测定的 FMO 分布表明,能源消费对 GDP 存在较弱且仅是长期的单方向因果影响.

(2) GDP 对能源消费的单方向频谱测度较弱,在 $\alpha = 0.05$ 显著性水平下没有统计意义,在 $\alpha = 0.10$ 显著性水平下有统计意义. 其单方向因果测度为 0.091,Wald 检验统计量为 2.95,概率值为 0.086.

(3) GDP 对石油消费的单方向频谱测度较弱,在 $\alpha = 0.10$ 的显著性水平下有统计意义. 其单方向因果测度为 0.04,Wald 检验统计量为 3.71,概率值为 0.054.

(4) GDP 对电力消费的单方向频谱测度比较弱,在 $\alpha = 0.05$ 显著性水平下有统计意义. 其单方向因果测度的大小为 0.25,置信区间为 $(0.01, 0.49)$,Wald 检验统计量为 4.31.FMO 分布表明,GDP 对电力消费存在较弱且仅是长期的单方向因果影响.

4 结论

基于 1954—2008 年的年度数据的协整分析表明,台湾地区国内生产总值与能源消费、石油消费及电力消费之间都存在协整关系. 单方向因果测度的 Wald 检验分析表明,能源消费对台湾的经济增长的单方向因果影响虽然较弱,但有统计意义. 台湾的经济增长对能源消费影响较弱,且仅在 $\alpha = 0.1$ 的显著性水平下有统计意义.

经济增长对石油消费及电力消费只有单方向因果影响. 单方向频谱因果测度表明,台湾的经济发展对能源消费、石油消费、电力消费的单方向因果影响都只是长期的,而且能源消费对台湾的经济发展的影响也是长期的. 经济计量分析的结果表明,台湾地区经济发展拉动能源消费,特别是石油消费和电力消费. 这意味着台湾经济增长将需要更多地能源消费,同时更多的能源消费将促进经济增长. 台湾经

表 2 AIC 统计量

Tab. 2 AIC statistics

变量	AIC(1)	AIC(2)	AIC(3)	AIC(4)
GDP 和能源消费	-8.278 6	-8.252 9	-8.080 5	-7.975 2
GDP 和石油消费	-6.723 7	-6.741 4	-7.086 4	-7.024 2
GDP 和电力消费	-8.616 7	-8.550 6	-8.404 2	-8.495 4

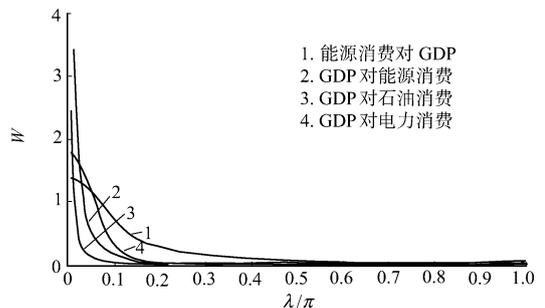


图 1 单方向因果测度分布

Fig. 1 One-way effect measure distributions

济增长会拉动石油消费或电力消费,而石油消费或电力消费的个别供给不足,对台湾经济增长产生的不利影响比较有限。

美国次贷危机以来,国际经济环境发生了比较大的变化,国际原油价格经历了短期快速增长后有所下降,能源供给与各国经济发展的关系也会有所变化. 不可再生资源的代替技术的研究与进步,特别是台湾地区与中国大陆日益密切的贸易交流,都将对台湾地区经济发展与能源消费关系产生重大影响。

参考文献:

- [1] KRAFT J, KRAFT A. On the relationship between energy and GNP[J]. *Journal of Energy and Development*, 1978, 3:401-403.
- [2] URI N D. Crude oil price volatility and unemployment in the United States[J]. *Energy*, 1996, 21(1):29-38.
- [3] 赵丽霞, 魏巍贤. 能源与经济增长模型研究[J]. *预测*, 1998, 17(6):32-34.
- [4] 林伯强. 中国能源需求的计量经济分析[J]. *统计研究*, 2001(10):34-39.
- [5] 马超群, 储慧斌, 李科, 等. 中国能源消费与经济增长的协整与误差校正模型研究[J]. *系统工程*, 2004, 22(10):47-50.
- [6] CHENG B S, LAI T W. An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan[J]. *Energy Economics*, 1997, 19(4):35-44.
- [7] YANG H Y. A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan[J]. *Energy Economics*, 2000, 22(3):309-317.
- [8] HOSOYA Y. The decomposition and measurement of the interdependency between second-order stationary processes[J]. *Probability Theory and Related Fields*, 1991, 88(4):429-444.
- [9] HOSOYA Y. A limit theory for long-range dependence and statistical inference on related models[J]. *The Annals of Statistics*, 1997, 25(1):105-137.
- [10] YAO F, HOSOYA Y. Inference on one-way effect and evidence in Japanese macroeconomic data[J]. *Journal of Econometrics*, 2000, 98(2):225-255.
- [11] 姚峰, 史宁中. 日本经济发展与中日贸易的经济计量分析[J]. *管理科学学报*, 2003, 6(4):55-62.
- [12] JOHANSEN S. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models; *Advanced texts in econometrics*[M]. Oxford: Oxford University Press, 1996.
- [13] HOSKING J R M. The multivariate portmanteau statistics[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1980, 75(371):602-608.

One-Way Causal Relationships between Economic Growth and Energy Consumption in Taiwan

CHEN Yan-wu^{1,2}, WU Cheng-ye^{1,2}

(1. Institute for Quantitative Economics, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China;

2. College for Economics and Finance, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China)

Abstract: In this paper we discuss the long-run balanced relationship and causal relationship between gross domestic product (GDP) and energy consumption in Taiwan during the period of 1954—2008 with theories of cointegration among multivariate series and one-way causation measurement. Based on the error-correction model and likelihood ratio test, we find that there is a co-integrated relationship between GDP and energy consumption, GDP and oil consumption, GDP and electricity consumption in Taiwan. The Wald test of the one-way causation measurement shows that there is a mutual effect between the GDP and energy consumption, whereas only one-way that the GDP influences oil and electricity consumption.

Keywords: co-integration analysis; one-way; gross domestic product; energy consumption; Taiwan