

电力消费和经济增长:来自中国的证据

胡浩然¹, 张 方²

(1. 河南省长葛市电力公司 电力调度中心, 河南 长葛 461500; 2. 沈阳师范大学 国际商学院, 沈阳 110034)

摘要:对 1971—2009 年中国人均实际 GDP 和人均耗电量的 Zivot-Andrews 单位根检验表明,两序列都是带有结构突变的趋势平稳过程,所以,采用两种方法检验两者间的因果关系:基于 VAR 的 Dolado-Lütkepohl 检验,和基于去势数据的 Granger 因果检验。两种检验都取得了从人均耗电量到人均实际 GDP 的单向因果关系的有力证据。这意味着电力供应对满足日益增长的用电量,从而维持中国经济增长是至关重要的。

关键词:电力消费;经济增长;因果关系

中图分类号:F407.61;X773 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2012)09-0098-04

虽然没有经济理论明确地说明能源消费和经济增长间的关系,但对这方面的实证研究却是近几十年来能源经济学文献中最有吸引力的区域。自从 Kraft 和 Kraft 开创性的文献^[1]以来,许多研究考查了经济增长和能源消费间的因果关系。在分类水平上,电力消费不仅关系到社会财富,而且是社会经济发展水平的一个指标。例如,Ferguson 等分析了一百多个国家用电量和经济发展水平的相关关系发现,对于全球经济整体而言,用电量和财富创造间有很强的相关性^[2]。但由于相关分析不涉及因果关系,最近的研究专注于电力消费和经济增长间的因果关系。Jiahai 等在分类水平上研究了中国能源消费和经济增长间的因果关系^[3],侯建朝等在总体水平上研究了中国能源消费和经济增长间的因果关系^[4],这类信息对推断能源政策的影响是非常有用的。

和其他发展中国家一样,中国也面临着不断增加的电力需求。例如,在 1979 到 2009 年间,中国人均电力消费的年均增长率为 7.6%,而此期间的人均 GDP 年均增长率为 8.4%。人均用电量也从 1980 年的 281.6kWh/人稳步增长到 2009 年的 2631.4kWh/人,但和发达国家相比仍有差距。中国在 20 世纪 80 年代和 90 年代经历了几次和当时的经济发展状况相对应的电力供应短缺,公共资金不足和国有电力垄断的表现不佳导致了 2002 年开始的电力体制改革^[5]。

分析收入和能源消费之间的因果关系的实证研究方法有两种:二元法和多元法。自从 Stern 使用含 4 个变量的向量自回归(VAR)模型^[6]开始,Masih 和

Masih, Stern, Narayan 和 Smyth 都运用了含多个向量的生产函数模型来研究 GDP 和能源之间的关系,因此这些模型自然包含了 GDP, 能源, 劳动, 资本和技术创新等变量^[7-9]。

另一方面,一些研究使用二元模型检测 GDP 和能源之间的因果关系,例如 Ghosh, Soytas 和 Sari, Yoo 等等只注重因果关系的方向性^[10-12]。在中国,电力消费虽然逐年增长,但目前只构成总能源消费的一小部分。另一方面,工业用电量正在减少,而家庭用电量在增加。因此一个完整的生产函数模型应该包括所有类型的能源和其他生产要素。但为了简化分析,可采用双变量方法考察中国总电力消费和实际 GDP 之间的因果关系方向。由于排除变量可能会发生设定偏误,可用不同的方法来检验因果关系的稳健性。

1 理论背景

Granger 因果关系检验通过估计向量自回归(VAR)模型来进行。根据 Granger 的表示定理,如果一对 I(1)序列是协整的,它们之间必定至少有一个单向的因果关系,不论是哪种指向^[13]。因此,一个检验两时间序列有无因果关系的方法通常涉及单位根检验和协整检验。在实证中,通常进行 ADF(Augmented Dickey-Fuller)单位根检验,然后根据单位根检验的结果,进行 Engle-Granger 或 Johansen 协整检验。如果存在协整关系,就可以用整合的数据估计双变量自回归模型来进行因果检验。如果数据是单整而不是协整的,可用一阶差分实现数据的平稳性来

收稿日期:2012-06-10

作者简介:胡浩然(1976—),男,河南长葛人,长葛市电力公司工程师,工学学士,研究方向:电力经济。

进行因果检验。

在一个非限制性 VAR 模型中,Granger 非因果关系检验可简单地通过检验一些参数是否共同显著为 0 来实现,通常使用标准(Wald)F 检验。Sims 等和 Toda 等在单整和协整系统中审查了这种方法,指出在单整或协整的非限制性 VAR 模型中,这种 Granger 非因果关系的 Wald 检验会有非标准极限分布^[14-15]。Toda 的研究还给出了替代检验程序,但需要序贯的检验且计算繁琐。Toda 指出基于误差修正机制(ECM)的因果关系推断会有严重的偏差^[16]。

Toda 和 Yamamoto, Dolado 和 Lütkepohl 等提出了理论上和计算上相对简单的因果检验,涉及到在一个扩展 VAR 模型中的修正 Wald 检验,不需要对 VAR 系统的协整性进行序贯检验^[17-18]。这种思想下的 Toda-Yamamoto (TY) 检验通过最大单整阶数($d_{\max}$)人为地增加了 VAR 模型的真实的滞后长度(p),因此,扩展 VAR 模型的最大阶数为($p+d_{\max}$)。另一方面,Dolado-Lütkepohl(DL)检验也用扩展的 VAR 模型,但是只在真实滞后长度加上 1 而成为($p+1$)阶,只对前 p 阶执行 Wald 检验。Toda 和 Yamamoto 证明,无论序列是平稳的还是非平稳的,扩展 VAR 模型中的修正 Wald 检验使用的 Wald 统计量都服从 χ^2 分布。DL 检验不需要前期的单位根检验和协整检验,因为 DL 检验程序对序列的单整和

协整性质具有很好的稳健性。

考虑如下 VAR(p)模型:

$$y_t = \gamma + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

其中 y_t, γ 和 $\epsilon_t \sim (0, \Omega)$, 都是 k 维向量, A_q 是 $k \times k$ 系数矩阵。为实施 TY 因果检验,需要估计下面的扩展 VAR($p+d$)模型:

$$y_t = \hat{\gamma} + \hat{A}_1 y_{t-1} + \cdots + \hat{A}_p y_{t-p} + \hat{A}_{p+d} y_{t-p-d} + \epsilon_t \quad (2)$$

上述两模型假设实际滞后长度 p 已知, d 是变量单整的最大阶数。但实践中实际滞后长度 p 很少情况下是已知的,它可以用一般的滞后长度选择准则来产生。可以看到,如果最大单整阶数 d 为 1, TY 检验就和 DL 检验极为相似。对模型(2)用一种修正的 Wald 检验来检验下面的零假设:

H_0 : 对所有的 $q=1, 2, \cdots, p$, A_q 的第 i 行, 第 j 列的元素对于零

如果这个假设 H_0 不被拒绝, y_t 的第 j 个元素就不是 y_t 的第 i 个元素的 Granger 原因。

2 实证分析

所用数据是 1971 年到 2009 年的年度数据,来自世界银行数据库,人均实际 GDP 以 2000 年固定价格衡量且以美元计,人均电力消费数据以千瓦时计。将有数据作对数处理后描点,如图 1 所示。

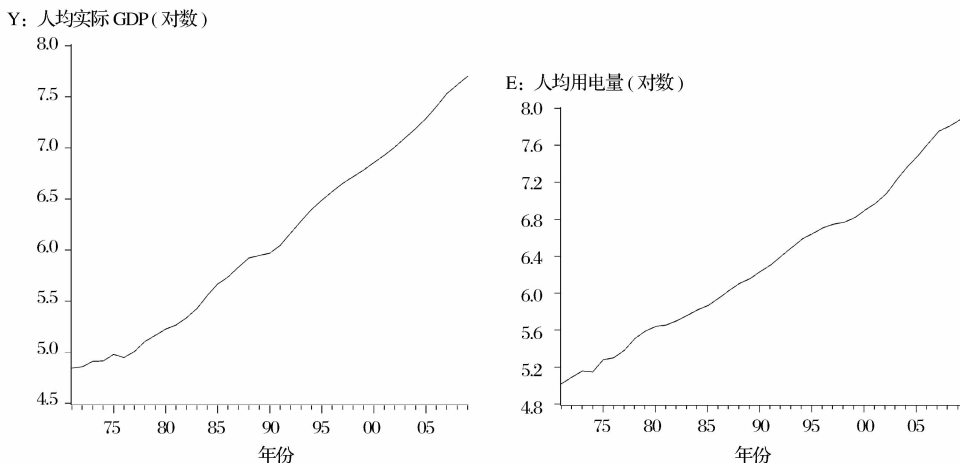


图 1 中国的人均实际 GDP 和人均用电量(1971—2009)

图 1 显示人均用电量可能有一个结构性突变点。所以有理由怀疑,这些序列在一个有突变点的趋势周围是平稳的,而不是单整序列。因此,使用 Zivot 和 Andrews 提出的内生结构突变单位根检验^[19]。

2.1 Zivot-Andrews 单位根检验

为检验截距和斜率都有结构性突变点的趋势平

稳过程是否存在单位根,需要用到如下回归:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta_1 t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (4)$$

其中 DU_t 和 DT_t 是虚拟变量,分别代表发生在

时点 T_B 的均值突变和趋势突变, 即 $DU_t =$
$$\begin{cases} 0, & t \leq T_B \\ 1, & t > T_B \end{cases}, DT_t = \begin{cases} 0, & t \leq T_B \\ t - T_B, & t > T_B \end{cases}$$
。突变点由 $t = 1, 2, \dots, T-1$ 期的普通最小二乘估计 (OLS) 得出, 因此需要做 $(T-2)$ 个回归。滞后长度用 Perron 给出的方法^[20]来决定。

表 1 Zivot-Andrews 单位根检验结果

序列	T	T_B	滞后长度	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$
Y	37	1979	1	2.010 737 (3.207 698)	-0.027 758 (-1.164 326)	0.018 874 (2.660 177)	0.016 504 (1.689 692)	-0.418 641 (-3.213 986)*
E	36	1998	2	2.384 962 (4.400 136)	-0.053 473 (-1.989 204)	0.007 484 (4.338 252)	0.032 466 (3.669 430)	-0.479 473 (-4.318 364)*

注: 括号内是 t 统计量。 $\hat{\alpha}$ 的 t 统计量是检验 $\alpha=1$ 的虚拟假设。* 表示利用 Zivot 和 Andrews 给出的临界值表 4A 在 1% 显著水平上拒绝原假设。

根据表 1 给出的 ZA 检验的结果, 在 1% 显著水平上拒绝原序列有单位根的假设。人均实际 GDP 的突变点是 1979 年, 与中国 20 世纪 70 年代后期改革开放的经济状况吻合; 人均用电量的突变点是 1998 年, 与 20 世纪 90 年代后期亚洲金融危机和我国初步电力体制改革吻合。

在能源消费和 GDP 之间的因果关系分析中, 常见的做法是对单整序列进行协整检验。但中国人均实际 GDP 和人均用电量序列都不是单整的, 相反, 这些序列在一个有突变点的趋势周围是平稳的, 这种情况下协整检验不适用, 且不能对数据进行差分。为了进一步检验两序列间的因果关系, 可用去势方法得到平稳数据后进行标准的 Granger 因果检验。另一方面, 也可采用 DL 检验, 而不管序列的性质如何, 即不管序列是单整的, 还是平稳的, 还是在有突变点的趋

势周围是平稳的。为检查两种程序所得结果的稳健性, 下面使用这两种程序检验中国人均实际 GDP 和人均用电量之间的因果关系。

2.2 Dolado-Lütkepo 检验

为使用 DL 检验, 首先要确定非限制性双变量 VAR 模型(1)的滞后长度, 因为它不是先验的。根据赤池信息量(AIC)和施瓦兹信息量(SC), 最适滞后长度应为 1。因此用 OLS 法估计滞后长度为 2 的方程(2), 即

$$\begin{bmatrix} E_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(1)} & a_{12}^{(1)} \\ a_{21}^{(1)} & a_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(2)} & a_{12}^{(2)} \\ a_{21}^{(2)} & a_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_{t-2} \\ Y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

双变量 VAR 模型(5)的估计结果如表 2 所示。

表 2 VAR 模型的估计结果

变量	截距	E_{t-1}	E_{t-2}	Y_{t-1}	Y_{t-2}
E	-0.026 767 (-0.355 81)	1.345 203 (7.173 48)	-0.346 085 (-1.794 92)	0.007 764 (0.116 223)	0.342 534 (1.661 63)
Y	-0.111 980 (-1.760 69)	0.139 888 (2.268 343)	0.245 459 (1.505 82)	1.246 463 (6.637 24)	-0.351 275 (-2.015 62)

注: 括号内为 t 统计量。

建立人均实际 GDP 不 Granger 导致人均耗电量的虚拟假设:

$$H_0: a_{12}^{(1)} = 0 \quad (6)$$

而人均耗电量不 Granger 导致人均实际 GDP 的虚拟假设为:

$$H_0: a_{21}^{(1)} = 0 \quad (7)$$

表 2 中 $a_{12}^{(1)}$ 和 $a_{21}^{(1)}$ 的 t 值表明存在从人均耗电量到人均实际 GDP 的单向因果关系。

2.3 标准 Granger 因果检验

第二种因果检验程序是标准 Granger 因果检验。鉴于 ZA 检验结果, 对数据作一阶差分得到的平稳序列可能导致误导性的结论。因为人均实际 GDP 和人均耗电量的对数有结构性突变点, 所以平稳序列可由考虑结构性突变的去势方法即如下回归得到

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta_t t + \gamma DT_t + e_t \quad (8)$$

其中 e_t 是去势平稳序列。基于去势数据的 Granger 因果检验结果如表 3 所示。滞后长度由 AIC 和 SC 决定。

表 3 基于去势数据的 Granger 因果检验结果

虚拟假设	F 值	滞后长度	P 值	结论
E 不是 Y 的 Granger 原因	5.145 38	2	0.029 58	拒绝
Y 不是 E 的 Granger 原因	0.013 51	2	0.908 14	不拒绝

这些结果显示了从人均耗电量到人均实际 GDP 的单向因果关系的有力证据,和 DL 检验的结果一致。

3 结论

1971 到 2009 年的中国人均耗电量和人均实际 GDP 都被证明是带有结构突变的趋势平稳序列。因此,以上分析采用两种不同的方法来检验去势序列的 Granger 因果关系。两种检验都产生了从人均耗电量到人均实际 GDP 的单向因果关系的有力证据。Granger 定义因果关系时指出,在预测方面“如果 y_t 是 x_t 的 Granger 原因,那么信息集中包含 y_{t-j} 比不包含 y_{t-j} 的情况下能更好的预测 x_{t+1} ”。因此,从人均耗电量到人均实际 GDP 的单向因果关系可解释为中国的电力消费先于 GDP 增长。实际上不能把两个变量直接联系起来,因为它们都可能取决于其他一些因素。在这种情况下,电力消费的增长可以看成是经济增长的先行指标。这表明了在中国,电力供应对满足电力消费进而维持经济增长是极其重要的。中国是一个能源依赖型经济体,能源是产出增长的限制因素。电力短缺会严重阻碍经济增长的步伐,因此中国电力部门发展应被政策制定者优先考虑。

上述分析虽然用不同的方法得出稳健的因果关系结果,但毕竟只考虑了由两个变量组成的简单经济系统,而把其他因素作为外生变量处理。复杂经济系统中多变量间的因果关系将是进一步研究的内容之一。

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] FERGUSON R,WILKINSON W,HILL R. Electricity use and economic development[J]. Energy Policy, 2000,28: 923—934.

[3] JIAHAI Y,JIANGANG K,CHANGHONG Z. Energy consumption and economic growth: Evidence from China at both aggregated and disaggregated levels[J]. Energy Economics, 2008,30: 3077—3094.

[4] 侯建朝,谭忠富,谢品杰. 中国能源消费与经济发展的动态

关系研究[J]. 技术经济, 2008, 27(12): 76—80.

[5] 陈武, 李云峰. 电网企业转变发展方式的理论体系探讨[J]. 科技和产业, 2012, 12(2): 87—91.

[6] STERN D I. Energy use and economic growth in the USA: a multivariate approach[J]. Energy Economics, 1993,15: 137—150.

[7] MASIHA M M, MASIH R. A multivariate cointegrated modeling approach in testing temporal causality between energy consumption, real income and prices with an application to two Asian LDCs[J]. Applied Economics, 1998,30: 1287—1298.

[8] STERN D I. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the U. Smacroeconomy[J]. Energy Economics, 2000,22: 267—283.

[9] NARAYAN P K, SMYTH R. Electricity consumption, employment and real income in Australia: evidence from multivariate Granger causality tests[J]. Energy Policy 2005(33): 1109—1116.

[10] GHOSH S. Electricity consumption and economic growth in India[J]. Energy Policy, 2002,30: 125—129.

[11] SOYTAS U,SARI R. Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets [J]. Energy Economics, 2003,25:33—37.

[12] YOO S H. Electricity consumption and economic growth: evidence from Korea[J]. Energy Policy, 2005,33:1627—1632.

[13] GRANGER C W J. Some recent developments in a concept of causality[J]. Journal of Econometrics, 1988,39: 199—212.

[14] SIMS C,STOCK J,WATSON M. Inference in linear time series models with unit roots[J]. Econometrica, 1990, 58: 113—144.

[15] TODA H Y, PHILLIPS P C B. Vector autoregressions and causality[J]. Econometrica, 1993, 61:1367—1393.

[16] TODA H Y. Finite sample performance of likelihood ratio tests for cointegrating ranks in vector autoregressions[J]. Econometric Theory, 1995, 11: 1015—1032.

[17] TODA H Y, YAMAMOTO T. Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes[J]. Journal of Econometrics, 1995, 66: 225—250.

[18] DOLADO J J,LüTKEPOHL H. Making Wald test work for cointegrated VAR systems[J]. Econometric Theory, 1996, 15: 369—386.

[19] ZIVOT E, ANDREWS D W K. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1992, 10: 251—270.

[20] PERRON P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis[J]. Econometrica, 1989, 57: 1361—1401.

(下转第 167 页)

会,更要对其进行业务知识培训等方面支持。可以利用现有的网络技术资源,结合集中授课和网上远程教育的新模式,开设对兼职导游的培训课程,节省培训时间和经费,为兼职导游提供便利。如 2007 年广州市在网上建立了两个兼职导游培训的平台,一个是建立导游服务网群,为导游提供学习交流的平台,一个是建立适合导游的继续教育网络平台,用现代高科技教育手段提高导游员综合素质。

可采取对顾客进行问卷调查或电话访问的方式,以了解导游的工作情况,或采用“神秘顾客”的方式,一方面对导游的业绩成效作出专业的评估,另一方面对导游的违规操作进行详细的记录,为导游的奖惩提供准确的依据,形成兼职导游改进自身业务水平的积极性。通过对兼职导游的绩效考核,建立兼职导游人员资料档案,优先为业务水平高的导游安排工作,形成兼职导游之间的竞争压力,从而不断提升服务水平。

4.4 丰富兼职导游的职业生活,增强职业认同感

可以通过举行导游沙龙,职业生涯规划,线路设计培训,优秀导游评选等活动丰富导游的职业生活,

增强其归属感。另外,要着眼于提高公众对导游职业的认识。适当的公关策划宣传是塑造正面的导游公众形象的重要手段。比如可以通过宣传模范导游的先进事迹,与媒体联合介绍导游职业队伍的发展现状,开展社会公众导游职业体验活动等提高导游员的社会认知度。

参考文献

[1] 赵曙明. 人力资源经理职业化的发展[J]. 南开管理评论, 2003(5):73—77.
[2] 郭晨炜. 以职业化为导向的新员工入职培训[J]. 中国人力资源开发, 2008(4):22.
[3] 汪群,邵葵. 职业化视角下人力资源管理的演进历程[J]. 求索, 2009(3):66—68.
[4] 陈方英. 我国导游职业倦怠调查研究——以泰安市导游为例[J]. 泰山学院学报, 2010(9):68—71.
[5] 王丽. 对职业化导游建设的几点认识[J]. 职业教育, 2010(4):120.
[6] 陈秋萍. 我国导游职业化的障碍和对策[J]. 乐山师范学院学报, 2007(5):62—65.
[7] 张永安,苏黎. 导游服务公司为兼职导游提供发展空间[N]. 中国旅游报, 2002—12—17(5).

A Research on the Obstacles and Countermeasures of
Part-time Tour Guide’s Professionalization

LIN Dan

(Tourism Department of Minjiang University, Fuzhou 350108, China)

Abstract: The professionalization of the tour guide includes professional quality, professional behavior and professional ability. Part-time tour guide is the new force of the guide team. Their professional development has become the protection of the normal development of the tourism industry, which contributes to the improvement of the service quality of the overall tour guide, and promote the healthy and sustainable development of tourism. It is necessary to explore the barriers to part-time tour guide in the process of professionalization and take measures to improve the professional level of part-time tour guide.

Key words: part-time tour guide; professionalization; obstacle

(上接第 101 页)

Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from China

HU Hao-ran¹, ZHANG Fang²

(1. Electric Power of Changge, Changge Henan 461500, China;

2. College of International Business, Shenyang Normal University, Shenyang 110034, China)

Abstract: Both of the series of electricity consumption per capita and real GDP per capita in China were found to be a stationary process around a structural break during the period of 1979—2009 by the Zivot and Andrews test. Thus, two different methodologies have been employed to test the Granger causality between the two series: the Dolado—Lütkepohl test using the VARs in levels, and the standard Granger causality test using the detrended data. Both of the results have yielded a strong evidence for unidirectional causality running from the electricity consumption to the income. This indicates that the supply of electricity is vitally important to meet the growing electricity consumption, hence to sustain the economic growth in China.

Key words: electricity consumption; economic growth; causality