

云南省经济增长与电力消费的关系研究

李明琼, 孙红兵

(昆明理工大学 理学院, 云南 昆明 650500)

摘要:电力与经济紧密相关,电力是经济发展的物质基础,经济的发展会带动电力的发展,电力的供应不足会制约经济的发展。文中采用协整分析、Granger 因果分析及误差修正模型研究了云南省电力消费与经济增长之间的关系,研究结果表明云南省电力消费是实际 GDP 的单向 Granger 原因,GDP 与电力消费之间存在着长期协整关系,其长期弹性为 0.945 9,短期弹性为 0.129 6。从脉冲响应函数和方差分解分析的结果可知,云南省电力消费对经济增长有较大的影响,经济增长对电力消费有较强的依赖性。

关键词:电力消费;国内生产总值;协整;修正模型;因果关系

中图分类号:TP31

文献标识码:A

文章编号:1673-629X(2014)02-0216-04

doi:10.3969/j.issn.1673-629X.2014.02.054

Research on Relationship of Economic Growth and Electricity Consumption in Yunnan Province

LI Ming-qiong, SUN Hong-bing

(Faculty of Science, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650500, China)

Abstract:Power is closely related to economy, electricity is the material basis of economic development, economic development will promote the development of electric power, the power supply will restrict the development of economy. It adopts the cointegration analysis, Granger cause-effect analysis and error correction model to research the relationship between electricity consumption and economic growth in Yunnan province. The research results show that the electricity consumption in Yunnan province is a one-way Granger cause of real GDP, there are long-term cointegration relationship between GDP and electricity consumption. Its long-term elasticity is 0.945 9, and the short-term elasticity is 0.129 6. From the results of impulse response function and variance decomposition analysis, can draw a conclusion that the electricity consumption has great influence on economic growth in Yunnan province and economic growth has strong dependence on electricity consumption.

Key words:electricity consumption; GDP; cointegration; error correction model; causal-effect relationship

0 引言

近二十年来,云南经济一直保持着快速稳定的增长态势。实际 GDP 从 1990 年的 451.67 亿增长到 2011 年的 3 438.21 亿,平均年增长率达到 10.1%。同时,云南电力消费也保持了高速增长,电力消费从 1990 年的 124.55 亿千瓦时,增加到 2011 年的 1 109.63 亿千瓦时,平均年增长率达到 12.05%。云南省能源资源十分丰富,2011 年累计发电量达 1 422.9 亿千瓦时,电力消费 1 109.63 亿千瓦时,煤炭消费 3 284.45 万吨,煤炭和电力消费占能源消费 50.21%。

因此,面对云南省能源结构过分依赖煤炭和电力

的现状,综合考虑地区发展模式与发展路径,对云南省电力消费与经济增长关系进行定量研究,对促进云南省经济健康、稳定、可持续发展具有较大的实际意义。

近年来,国内外学者对能源消费与经济增长之间的关系进行了大量的研究,Glasure & Lee 利用 Granger 因果分析研究了新加坡能源对 GDP 的因果关系^[1]。于伟采用协整分析和 Granger 因果关系检验的方法,发现电力消费和 GDP 之间存在长期协整关系^[2]。胡源应用协整理论和误差修正模型证明了我国经济增长与电力消费之间存在均衡关系,且电力消费和经济增长互为 Granger 原因^[3]。朱天星等采用协整理论和误差修正模型研究了电力消费与经济增长的长短期关

收稿日期:2013-05-13

修回日期:2013-08-17

网络出版时间:2013-11-29

基金项目:云南省应用基础研究计划面上项目(2011FZ044)

作者简介:李明琼(1986-),女,云南昆明人,硕士,研究方向为经济数学;孙红兵,通讯作者,教授,硕士生导师,研究方向为经济数学。

网络出版地址: <http://www.cnki.net/kcms/detail/61.1450.TP.20131129.0826.006.html>

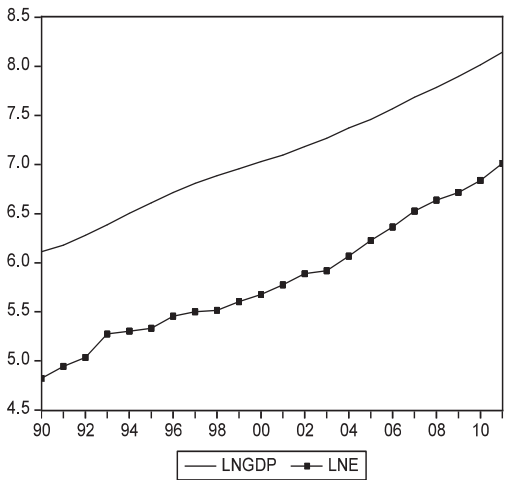
系,结果发现我国存在电力消费到经济增长方向的长期和短期因果关系^[4]。赵秀恒,关会娟运用协整理论、误差修正模型和格兰杰因果关系检验等方法对河北省电力消耗与经济增长之间的关系进行探讨,从长期来看,研究证明两者之间存在着稳定的均衡关系,并且互为因果关系^[5]。王荣桂用向量误差修正模型以及Granger 因果分析研究了广东省电力消费与经济增长之间的关系,实证结果表明,实际 GDP 与电力消费之间存在着长期均衡关系^[6]。郑定成采用协整及相关性理论分析了广东省现有经济发展模式下能源、电力消费与经济发展的关系,建立了能源与经济、电力与经济之间的关系模型^[7]。汪旭晖等选取 1978 ~ 2005 年我国能源消费和 GDP 数据,运用协整分析和格兰杰因果检验方法得到的结论为,能源消费与经济增长长期稳定均衡,存在从能源消费到经济增长单向的因果关系^[8]。张学志等基于 VECM 模型,检验了中国石油消费与经济增长之间的长期和短期因果关系,发现无论长期还是短期,经济增长都是石油消费的原因,未发现反向因果关系存在^[9]。Yu 等采用两步格兰杰因果检验法(Engle-Granger test),发现美国的能源消费和收入之间不存在长期因果关系^[10]。Yu 等采用美国 1947 ~ 1979 年能源消费和 GNP 数据样本进行研究,结论为两者之间无因果关系存在^[11]。Erol 等分别对 6 个工业化国家进行分析,结论是 GDP、能源消费及就业之间不存在因果关系^[12]。文中采用协整分析、Granger 因果关系检验以及误差修正模型,对云南省 1990 ~ 2011 年电力消费和 GDP 之间的关系进行了实证分析。

1 云南省经济增长与电力消费关系的实证研究

1.1 数据来源

文中选取 1990 ~ 2011 年云南省终端电力消费量和地区生产总值总量两组数据,来反映云南省电力消费与经济增长关系的研究对象,但由于 1994 年云南电力消费年均增长为-0.58%,可能是由于电费增加导致的,所以 1994 年电力消费取 1993 年和 1995 年的平均值。数据来源于历年《云南统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。为了剔除价格因素的影响,地区生产总值以 1990 年为基期,按历年云南省地区生产总值价格指数(1990 年为 100)进行折算,得到了实际地区生产总值(GDP),单位是亿元人民币;电力消费量(E)单位是亿千瓦时。由于自然对数变换不改变原变量之间的关系,并能使其趋势线性化,消减时间序列中存在的异方差,所以对电力消费量(E)、实际地区生产总值(GDP)序列的数据进行自然对数变换。

从图 1 可知,云南省电力消费总量与实际地区生产总值随着时间的推移,都呈现出明显的上升趋势,初步可以判断两个变量都是非平稳的。



[横坐标:年份(年) 纵坐标:GDP 与 E 的回归解释]

图 1 云南省电力消费与实际 GDP 的对数趋势图

1.2 单位根检验

由于文中采用的电力和经济总量时间序列可能不具有平稳性,首先对数据的平稳性进行单位根检验,这里采用 ADF 单位根检验对相关变量进行检验,检验结果如表 1 所示。

表 1 变量的单位根检验结果

检验变量	模型检验类型(C,T)	ADF 检验值	显著性(1%)	显著性(5%)	显著性(10%)	结论
LNGDP	(1,1)	-1.906	-4.533	-3.674	-3.277	不平稳
	(1,0)	2.651	-3.887	-3.052	-2.667	不平稳
	(0,0)	2.581	-2.708	-1.963	-1.606	不平稳
D(LNGDP)	(1,1)	-1.020	-4.532	-3.674	-3.277	不平稳
	(1,0)	-2.081	-3.809	-3.020	-2.650	不平稳
	(0,0)	0.561	-2.686	-1.959	-1.607	不平稳
D(LNGDP,2)	(1,1)	-6.145***	-4.533	-3.674	-3.277	平稳
	(1,0)	-6.206***	-3.832	-3.030	-2.655	平稳
	(0,0)	-6.299***	-2.692	-1.960	-1.607	平稳
LNE	(1,1)	-1.586	-4.572	-3.691	-3.287	不平稳
	(1,0)	1.018	-3.788	-3.012	-2.646	不平稳
	(0,0)	1.865	-2.708	-1.963	-1.606	不平稳
D(LNE)	(1,1)	-2.493	-4.616	-3.710	-3.298	不平稳
	(1,0)	-1.931	-3.857	-3.040	-2.661	不平稳
	(0,0)	-0.840	-2.700	-1.961	-1.607	不平稳
D(LNE,2)	(1,1)	-7.599***	-4.572	-3.691	-3.287	平稳
	(1,0)	-7.074***	-3.857	-3.040	-2.661	平稳
	(0,0)	-7.284***	-2.700	-1.961	-1.607	平稳

注:C 表示截距项,T 表示时间趋势项,*,**,*** 分别表示 10%,5%,1% 显著性水平下检验值是显著的,Δ 代表一阶差分。

由表 1 的检验结果可知:LNGDP 和 LNE 均为非平稳序列,一阶差分后,ΔLNGDP 和 ΔLNE 的 ADF 检验值都小于其临界值,即 D(LNE,2) 和 D(LNGDP,2) 为平稳序列,因此 LNE 和 LNGDP 两个序列都是二阶单整时间序列 I(2),所以可以对变量进行协整分析。

1.3 协整检验

为了进行协整分析,建立由 LNGDP 和 LNE 组成的 VAR 模型,确定滞后阶数为 1。

协整检验的常用方法有双变量的 Engle-Granger 检验法和多变量的 Johansen 检验法。LNE_{*t*} 与 LNGDP_{*t*} 均为二阶单整序列,符合 E-G 检验法的前提条件,故采用 E-G 检验方法进行检验,E-G 检验分两步:

第一步,建立含有常数项的协整回归模型:

$$\text{LNGDP}_t = \alpha + \beta \text{LNE}_t + \varepsilon_t$$

其中, α 和 β 表示回归系数的估计值; ε_t 表示回归的残差项。回归的结果是:

$$\begin{aligned} \text{LNGDP}_t &= 1.565\,7 + 0.945\,9\text{LNE}_t + \varepsilon_t \\ (10.756\,8) \quad &(38.152\,8) \\ R^2 &= 0.986\,4 \quad \text{DW} = 0.505\,6 \end{aligned}$$

回归结果表明,GDP 增量对能源消费增量的解释为 98.64%,拟合优度非常高。

第二步,检验回归的残差是否有单位根,若 $\varepsilon_t \sim I(0)$,即为平稳序列,则变量之间存在协整关系。对残差序列

$$\varepsilon_t = \text{LNGDP}_t - 1.565\,7 - 0.945\,9\text{LNE}_t$$

进行 ADF 检验,检验结果如表 2。

表 2 残差序列 ε 的 ADF 检验结果

检验变量	ADF 检验值	1% 临界值	检验结论
ε	-3.334 0	-3.326 8	平稳

从检验结果看,在 1% 的显著水平下,可以拒绝序列 $\{\varepsilon_t\}$ 存在单位根的原假设,即这个误差项序列是平稳的,是 $I(0)$,因此,序列 $\{\text{LNGDP}\}$ 和 $\{\text{LNE}\}$ 之间存在 (1,1) 阶协整关系,即它们之间存在长期稳定的均衡关系,长期弹性为 0.945 9。

1.4 格兰杰因果关系检验

根据单位根检验结果可以知道,LNGDP 与 LNE 的一阶差分为平稳的时间序列,所以继续检验二者之间是否存在因果关系。运用 Eviews 分析软件,采用 Granger 因果关系检验,结果见表 3。

表 3 格兰杰因果关系检验

Null Hypothesis	Obs	F-Statistic	Prob.
LNE does not Granger Cause LNGDP	21	26.572 5	7. E-05
LNGDP does not Granger Cause LNE		0.154 29	0.699 1

根据表 3 的检验结果可以知道,经济增长对能源消费影响不显著,没有通过 10% 的显著性检验,然而能源消费对经济增长的影响较为明显,通过了 1% 的显著性水平检验。电力消费是引起国内生产总值变化的 Granger 原因。

1.5 误差修正模型

在协整检验的基础上,可知误差修正项 (ECM) 为:

$$e_{t-1} = \text{LNGDP}_{t-1} - 1.565\,7 - 0.945\,9\text{LNE}_{t-1}$$

将其代入误差修正模型,可得误差修正模型:

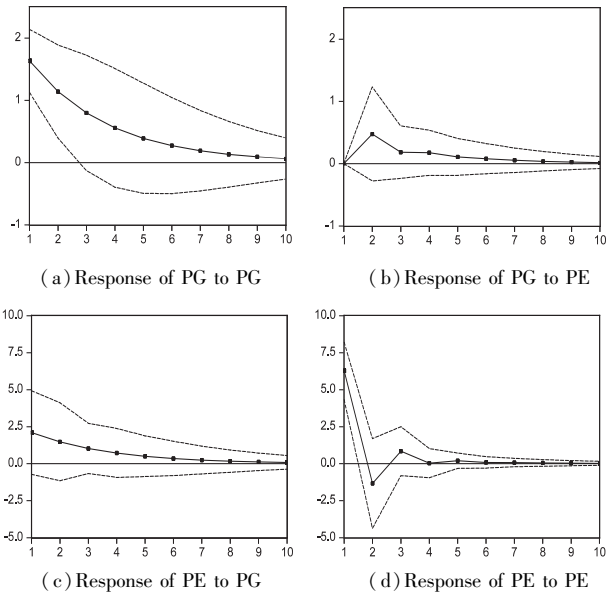
$$\begin{aligned} \Delta \text{LNGDP}_t = & 0.089\,7 + 0.129\,6\Delta \text{LNE}_t - 0.041\,0\Delta \text{LNE}_{t-1} - 0.200\,7U_{t-1} \\ (12.447) \quad & (2.932) \quad \quad (-0.755) \quad \quad (-4.837) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.678\,2 \quad \overline{R^2} = 0.617\,9 \quad \text{DW} = 1.332\,7$$

应用 OLS 估计,根据估计结果可知,云南省经济与电力消费存在长期均衡的稳定关系。从长期来看,电力消费对 GDP 的弹性是 0.945 9,即云南省电力消费每增长 1%,GDP 将增长 0.945 9%,反映电力消费对 GDP 的拉动作用非常显著。从短期来看,电力消费对 GDP 的弹性为 0.129 6,小于长期弹性,说明了电力消费对 GDP 短期的动态关系。误差修正项的系数为负数 (-0.200 7),说明对偏离长期均衡的调整幅度为 20.07%,即上年度经济和电力消费的非均衡误差以 20.07% 的比率对本年度的 GDP 增长作出修正,使短期内 GDP 由非均衡状态逐渐向长期的均衡状态趋近。

2 经济增长率与电力消费增长率的脉冲响应分析

脉冲响应函数是用来分析模型中每个内生变量对它自身及其他内生变量的扰动作出的反应。根据脉冲响应分析方法,建立 GDP 增长率 PG 和电力消费增长率 PE 的两个变量之间关系的一般冲击反应,得到的脉冲响应如图 2 所示。



[横坐标:期数(年) 纵坐标:影响程度]

注:图中实线表示脉冲响应,虚线表示脉冲响应的置信区间,为脉冲响应加减 2 倍的标准离差。

图 2 VAR(1) 系统的脉冲响应图

图(a)为 PG 受到一个标准差的冲击后对自身的影响,在第一年产生大概 1.634 的正向影响,之后正向

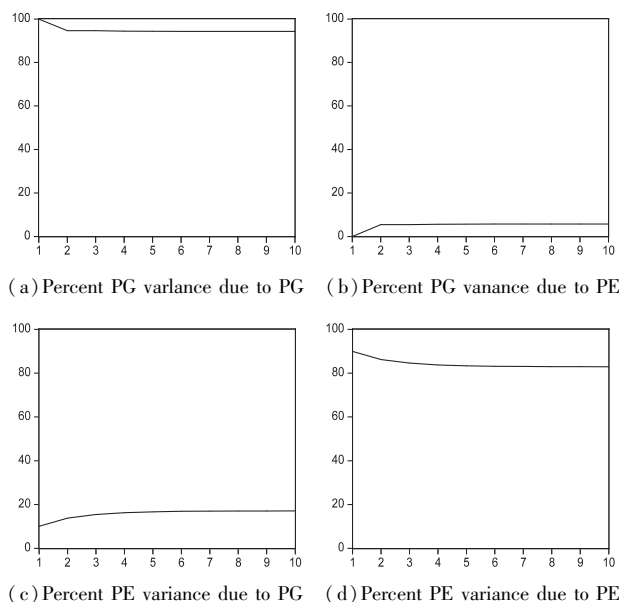
影响随着时间的推移逐渐减弱,十年之后趋于平稳。说明本身滞后值与经济的增长有正向的关联性,即本年的经济增长对次年及以后的经济增长呈现出正向的影响,但是影响随着时间的推移逐渐减弱。图(c)为PG受到一个标准差的冲击后对PE的影响。在第一年产生大概2.102的正向影响,同样由于经济体的时滞性,之后正向影响逐渐趋于零,到第十年之后影响为零。

图(b)为PE受到一个标准差的冲击后对PG的影响。PG对来自PE的扰动并没有立即做出反应,第一年的影响接近为零,之后第二年呈现0.4767的正向影响,第三年开始正向影响逐渐减弱,第九年正向收敛于零。说明电力消费的增加受经济的时滞性不会立即影响到经济的增长,到第二年才对经济的增长产生较大的影响,并且影响持续减弱。图(d)为PE受到一个标准差的冲击后对自身的影响。从图中可以看出,PE受到冲击后对本年的影响最大,为6.2893,下一年对自身产生负的影响,之后第三年产生正向影响,第四年产生趋近于零的影响,之后继续在零附近波动,第六年基本为零。

从脉冲响应分析的结果来看,PG的扰动对PG的影响小于对PE的影响,但PE的扰动对PE的影响大于对PG的影响,与此同时,PE扰动对PE的影响高于PG扰动对PE的影响,这表明电力消费的波动对经济增长的影响更大。

3 方差分解分析

方差分解是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献率,进一步评价不同结构冲击的重要性,方差分解见图3。



[横坐标:期数(年) 纵坐标:贡献率(%)]

图3 方差分解图

从图3可以看出,经济增长率的预测方差是由本身的变动引起的。而随后从第2期开始,电力消费增长率对经济增长率的影响逐渐明显,从0增加到第10期的5.72%后稳定,同时PG自身的变动对预测方差的贡献率趋于94.28%,可知,经济增长主要受到自身的影响。在第1期,PG对PE的预测方差的贡献率为10.049%,剩余89.951%的贡献率全部由PE自身承担。随着预测期的推移,经济增长率对能源消费增长率的贡献率逐渐增大,从第11期基本稳定在17.08%,能源消费增长率对自身影响为82.92%。随着预测期的推移,能源消费增长率对经济增长率的贡献率逐渐增大。

4 结束语

文中实证分析了云南省1990年~2011年经济增长与电力消费之间的内在关系。主要得到以下结论:

1)从协整检验结果可知,云南电力消费与经济增长之间存在着长期稳定的均衡关系,电力消费每增加1%,实际GDP将平均增长0.9459%。

2)电力消费是GDP的单向Granger原因。从误差修正模型来看,电力消费对GDP的短期弹性为0.1296。

3)从脉冲响应函数和方差分解分析的结果看,电力消费扰动对GDP的影响大于GDP的扰动对电力消费的影响,电力消费对GDP的贡献率高于GDP对电力消费的贡献率。

研究结果表明,云南省经济的持续增长对电力具有较强的依赖性,电力的增加会带来经济产出的增长,电力消费对云南省经济发展有着重大的影响。但是,这一结论也带来更多的思考。一方面,保持经济持续增长,需要不断扩大的能源供应作为保障。然而,由于云南省能源结构存在偏重电力和煤炭的缺陷,以及受枯水期和丰水期的影响,电力过剩和电力短缺因季节而变化,因此,对能源供应可能出现的波动应保持高度警惕,并做好应对的准备。另一方面,在全球温室气体减排的压力下,云南省加大对清洁能源的投资力度,提高可再生能源对煤电的替代,鼓励节能行业的发展,加大节能减排的力度,提高能源利用率。

参考文献:

- [1] Glasure Y U, Lee A R. Cointegration, error-correction, and the relationship between GDP and electricity: the case of South Korea and Singapore[J]. Resource and electricity economics, 1997, 20: 17-25.
- [2] 于伟. 电力消费与GDP关系的实证检验[J]. 统计与决

(下转第223页)

误差公式定义为:

$$E_{RMS} = \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^n (P^* - \bar{P}_m)^2}{m}} \leq \varepsilon$$

隐层单元输出值计算公式为:

$$f(S_j) = \frac{1}{1 + e^{-S_j}}$$
$$S_j = \sum_{i=1}^3 x_j W_{ji} - \theta_j$$

此例采用两层BP网络进行实验,将样本分组,每组数据都包含有一组标定的数据,网络输入参数设为温度、电压和重量,期望值为水分值,学习因子取值为0.02,训练次数为5万次,隐层神经元设定为15个,数据误差见表4。

表4 计算结果与期望值差δ的分布数

误差	≤0.1	>0.1	>0.2	>0.3	>0.4	>0.5	>1.0
0.000 1	81	56	28	20	11	23	2
0.000 2	41	47	37	29	20	38	9
0.000 3	38	34	31	29	26	45	18
0.000 4	29	31	32	28	24	53	24
0.000 5	29	25	23	31	21	60	32

表4表明:随着训练次数的增加,误差越小,网络输出值越接近期望值。

为了验证该数据处理分析方法,又选用了60组其他数据代入该算法中,设定0.000 1为训练误差,结果,输出的水分值与标定值的误差均小于0.5。从数据可以看出BP网络具有很好的泛化功能。

4 结束语

利用电容式方法检测粮食水分需要考虑的影响因素较多,如温度、紧密度等。因此需要利用多种传感器硬件设备采集多种不同类型的数据;同时,又由于没有一个统一、规范的数学模型来处理各种数据类型,因

此,采用人工神经网络对各种类型的数据进行融合,不断改变各种网络参数,综合处理分析数据,以实现食品水分的精确检测。

参考文献:

[1] 管杰. 浅析粮食水分检测方法[J]. 民营科技, 2011(4): 113-113.

[2] 邱禹, 李长友, 徐凤英, 等. 基于平板结构的电容式粮食水分检测仪的设计[J]. 农机化研究, 2013(1): 78-82.

[3] 王永安, 殷海双, 段志伟. 基于单片机AT89C51的粮食水分检测系统[J]. 化工自动化及仪表, 2013, 40(4): 464-467.

[4] 臧俊, 董玉德, 万志强, 等. 一种快速检测粮食水分的数据处理方法研究[J]. 装备制造技术, 2012(9): 23-25.

[5] 孙健, 周展明, 唐怀建. 国内外粮食水分快速检测方法的研究[J]. 粮食储藏, 2007, 36(3): 46-49.

[6] 宗伟林, 邓先明, 赵英麟. 煤粉仓粉位仪用电容传感器的研制[J]. 中国矿业大学学报, 1999, 28(3): 24-26.

[7] 陈惟蓉. 电磁学[M]. 北京: 清华大学出版社, 1994.

[8] 从爽. 面向MATLAB工具箱的神经网络理论与应用[M]. 合肥: 中国科学技术大学出版社, 1998.

[9] Kevin H, David Z. A survey of attack and defense techniques for reputation systems[J]. ACM computing surveys, 2007, 42(1): 1-31.

[10] Saachi S, Halligan K, Despain D J, et al. Estimation of forest fuel load from radar remote sensing[J]. IEEE transactions on geoscience and remote sensing, 2007, 45(6): 1726-1740.

[11] E Xu, Shao Liangshan, Yang Fang, et al. Decision making based on rough set theory and weight value[J]. Journal of advanced materials research, 2010, 121: 275-280.

[12] 刘金梅, 王俊红, 韦雪洁, 等. 虚拟仪器和神经网络在粮食水分检测中的应用[J]. 北华航天工业学院学报, 2012, 22(6): 19-21.

[13] 薛海燕, 邹丽霞. 基于RBF网络的粮食水分检测数据融合研究[J]. 计算机与现代化, 2011(6): 103-107.

++++++
(上接第219页)

策, 2009(15): 106-107.

[3] 胡源. 我国经济增长对电力消费影响关系的实证分析[J]. 统计与决策, 2012(15): 104-106.

[4] 朱天星, 徐明圣, 李倩, 等. 我国电力消费与经济增长关系研究[J]. 价格理论与实践, 2010(10): 69-70.

[5] 赵秀恒, 关会娟. 电力消费与经济增长关系的实证研究——以河北省为例[J]. 经济与管理, 2012, 26(7): 89-92.

[6] 王荣桂. 广东省经济增长和电力消费的关系研究[J]. 价格月刊, 2010(7): 64-67.

[7] 郑定成. 广东省经济发展与能源电力消费影响关系分析[J]. 能源工程, 2012(4): 31-35.

[8] 汪旭晖, 刘勇. 中国能源消费与经济增长: 基于协整分析和Granger因果检验[J]. 资源科学, 2007, 29(5): 57-62.

[9] 张学志, 才国伟. 基于VECM模型的石油消费与经济增长因果关系检验[J]. 清华大学学报(自然科学版), 2010, 50(5): 681-685.

[10] Yu E S H, Jin J C. Cointegration tests of energy consumption, income, and employment[J]. Resources and energy, 1992, 14(3): 259-266.

[11] Yu E S H, Hwang B K. The relationship between energy and GNP: Further results[J]. Energy economics, 1984, 6(3): 186-190.

[12] Erol U, Yu E S H. On the causal relationship between energy and income for industrialized countries[J]. Journal of energy and development, 1987, 13(1): 113-122.

云南省经济增长与电力消费的关系研究

作者: [李明琼](#), [孙红兵](#), [LI Ming-qiong](#), [SUN Hong-bing](#)
作者单位: [昆明理工大学 理学院, 云南 昆明, 650500](#)
刊名: [计算机技术与发展](#)

ISTIC

英文刊名: [Computer Technology and Development](#)

年, 卷(期): 2014(2)

本文链接: http://d.wanfangdata.com.cn/Periodical_wjfz201402055.aspx