
工业用电量与经济增长的关系分析

—基于浙江 11 个地市面板数据的实证研究

郭 鹰¹, 金 鹰²

(1. 浙江省社会科学院, 浙江杭州, 310025;

2. 中信金通证券有限责任公司, 浙江杭州, 310052)

【摘 要】从长期来看, 工业用电量与经济增长之间呈现正相关, 工业用电量对经济增长的弹性系数为 1.55。2009 年浙江省用电量的回升, 表明浙江的经济已逐渐走出全球金融危机影响的低谷。

【关键词】浙江; 工业用电; 经济增长

【中图分类号】F127

【文献标识码】A

【文章编号】1673- 0453(2010)04- 0050- 04

经济的发展离不开电力消费的增长, 而工业是经济发展的先行者, 工业电力消费与经济增长之间的关系更加紧密。因此, 对工业用电量与经济增长的关系进行研究, 将对在我国资源稀缺条件下, 建立低碳经济, 制订科学的电力发展规划与产业政策决策, 促进经济的可持续发展具有重大的意义。

自 20 世纪 70 年代末以来, 学术界对电力消费与经济增长之间的因果关系进行了大量的实证研究, 但没有得出一致的结论, 这是因为不同国家或地区的电力消费与经济增长之间的内在依从关系不尽相同, 即使是同一个国家的不同发展时期, 其内在的依从关系也不尽相同。造成这种复杂局面的原因有很多, 例如, 不同国家有不同的经济结构和体制, 而相同的国家在不同的发展时期也会有不同的能源政策和经济政策, 这些应该作为分析结论千差万别的主要原因。但另一方面, 有关经济增长与电力消费之间关系研究的不同文献在研究的过程中所采用的方法也不尽相同, 有的方法本身就存在明显的缺陷与不足^[1]。最近几年的实验研究主要集中在亚洲经济的电力与经济增长的关系研究上, 如 Glasure 与 Lee 对韩国、新加坡的电力与经济增长关系的研究, 结论是其影响为双向的^[2]。Asafu- Adjaye 用误差矫正技术模型对印度、印度尼西亚、菲律宾、泰国的电能与经济的关系进行了研究, 得出电能、收入、价格对泰国来说是相互影响的, 而存在相反方向因果关系的国家是菲律宾^[3]。赵丽霞、魏巍贤将能源作为新变量引入 Cobb—Douglas 生产函数, 由此建立 VAR 模型, 结果得出我国能源消费与经济增长之间存在正相关的结论^[4]。林伯强通过分析能源需求与 GDP、能源价格、经济结构中重工业份额的协整关系建立了中国能源需求的计量经济模型^[5]。林伯强又应用协整和误差修正模型技术研究了我 国电力消费与经济增长的关系, 结果表明: 在 GDP、资本、人力资本以及电力消费之间存在着长期的协整均衡关系, 并对效率和能源需求等进行了中长期的预测^[6]。林伯强较之赵丽霞等的进步之处在于进行差分, 考虑了变量的平稳性, 并分析了变量之间的长期均衡关系。林伯强的研究与传统生产函数仅考虑劳动力投入的数量不同, 他进一步考虑了劳动力素质, 加入了劳动者受教育时间的因素, 这使其分析研究更加的严谨和客观。

收稿日期: 2010- 05- 15

基金项目: 浙江省社会科学院 2010 年一般课题“政府投资、民间投资与浙江产业转型”(10CYB16)

作者简介: 郭鹰(1967-), 男, 浙江杭州人, 浙江省社会科学院经济研究所副研究员, 管理学博士, 主要从事管理学研究。

但上述研究普遍存在以下不足:1) 以往的研究主要集中在国家或省级的层面,对于地市层面的研究很少。2) 使用时间序列或截面数据,用 OLS 方法进行估计,导致样本容量偏小,估计方法过于简单,且不能同时反映各区域间的静态差异情况和各个区域本身的动态变化特征,因此会影响模型的拟合效果,估计结果的可信度不高。因此,本文以沿海地区发达省份浙江省为样本,采用 11 个地市的面板数据进行分析,深度挖掘工业用电量与经济增长的关系。

一、理论模型与数据

本研究建立以下实证模型:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i P_{it} + u_{it} \quad (1)$$

式(1)中,Y代表地区生产总值(经 GDP 平减指数平减)变量;P代表地方工业用电量变量;i为1~11,分别表示浙江省的杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山、温州、金华、衢州、台州和丽水 11 个市;t表示不同的年度,本文中表示 1995 年~ 2008 年; u_{it} 为随机扰动项。为消除序列异方差,对模型进行对数化处理,即

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln F_{it} + u_{it} \quad (2)$$

根据截距项 α 和系数项 β 的不同,可以将模型分为三种类型:

无个体影响的不变系数模型,即

$$\alpha_i = \alpha_j, \beta_i = \beta_j \quad (3)$$

含有个体影响的不变系数模型即变截距模型,即

$$\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i = \beta_j \quad (4)$$

含有个体影响的变系数模型即无约束模型,即

$$\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i \neq \beta_j \quad (5)$$

面板数据包括横截面和时间两维的数据,如果模型设定不正确,将造成较大的偏差,估计结果与实际将相差甚远,因此研究面板数据的第一步是检验所研究的问题属于上述三种类型的哪一种,广泛使用的方法是协方差分析检验。主要检验两个假设:

$$\begin{aligned} H_1: & \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \\ H_2: & \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N, \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \end{aligned}$$

如果接受假设 H_2 ,则可以认为样本数据符合模型(3),无需进行进一步的检验。如果拒绝假设 H_2 ,则需检验假设 H_1 。如果接受

假设 H1, 则认为样本数据符合模型 (4), 反之, 则认为样本数据符合模型 (5)。对应假设 H₁ 和 H₂, 在检验的过程中构造的检验统计量分别为:

$$F_2 = \frac{(s_3 - s_1) / [(N - 1)(k + 1)]}{s_1 / [NT - N(k + 1)]} \sim F[(N - 1)(k + 1), N(T - k - 1)] \tag{6}$$

$$F_1 = \frac{(s_2 - s_1) / [(N - 1)k]}{s_1 / [NT - N(k + 1)]} \sim F[(N - 1)k, N(T - k - 1)] \tag{7}$$

给定显著性水平 α, 若 F₂> F_α, 则拒绝假设 H2, 继续检验假设 H₁。反之, 则认为样本数据符合模型 (3)。

若 F₁> F_α, 则拒绝 H1, 认为样本数据符合模型 (5), 否则认为是模型 (4)。

根据模型中待估参数的不同特性, 还可以将模型分成固定效应模型和随机效应模型。如果模型中省略因素对个体差异的影响是固定不变的, 则模型为固定效应模型。如果模型中省略因素对不同个体的影响是随机的, 则模型为随机效应模型。至于采用固定效应模型或随机效应模型, 可以根据所研究问题的特点来决定。如果仅对样本自身的效应进行分析, 则使用固定效应模型。如果是用样本推断总体效应, 则宜使用随机效应模型。另外, 也可以使用 Hausman 检验进行识别。

本文使用的面板数据分别取自历年《浙江省统计年鉴》及各市各年度的统计年鉴并经过整理, 因部分地市 1995 年前的工业用电量统计数据无法获取, 所以本文的研究采用 1995 年~ 2008 年的统计数据。

二、实证分析及结果

(一) 面板数据平稳性检验

对地区经济增长(lnY)和工业用电量(lnP)变量分别进行 LLC、IPS(W)、ADF—Fisher 和 PP—Fisher 四种检验对其水平值和一阶差分值进行检验。检验发现, 经过一阶差分后, 所有变量都变得平稳, 以 1%高置信度通过了单位根检验, 即各个地市所有的变量都是一阶单整, 也即 I(1), 所以各个地市各个变量之间存在协整关系的可能, 具体结果见表 1。

表 1 面板数据单位根检验结果

变量	检验类型 (c, t, k)	水平值			
		LLC	IPS(W)	ADF—Fisher	PP—Fisher
lnY	(c, t, 0)	−2.71	−0.166	29.88	33.67
		(0.0033)	(0.4341)	(0.1214)	(0.0531)
ΔlnY	(c, 0, 2)	−4.87	−4.08	56.62	74.24
		(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)
lnP	(c, 0, 2)	−1.68	2.93	13.25	6.13
		(0.0464)	(0.9983)	(0.926)	(0.9996)
ΔlnP	(c, 0, 1)	−6.31	−4.46	56.25	55.01
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0001)

注: 检验类型中的 c 和 t 分别表示常数项和趋势项, k 表示滞后阶数。

(二) 面板数据协整检验

采用 Johansen 面板协整检验方法, 在滞后期取最大值 11 时, 结果见表 2。

表 2 Johansen 面板协整检验结果
(选择序列有截距和趋势而 VAR 无趋势的情况)

原假设	Fisher 联合迹 统计量(<i>p</i> 值)	Fisher 联合 λ -max 统计量(<i>p</i> 值)
0 个协整向量	93.59 (0.0000) *	80.88 (0.0000) *
至多 1 个协整向量	24.41 (0.3263)	24.41 (0.3263)

注: 加 * 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设而接受备选假设。

从检验结果可以看出, 浙江 11 个地市的经济增长和工业用电量的面板数据之间存在一个协整关系。

(三) 面板数据模型的选择与回归

为判断模型的具体形式, 根据式 (6) 和式 (7) 计算得到 ($N=11, k=1, T=14$): $F_2=0.659; F_1=1.316$ 。查 F 分布表, 在给定 1% 的显著性水平下, 相应的临界值为: $F(20, 132)=1.88; F(10, 132)=2.32$ 。由于 $F_2<1.88$, 所以接受 H_2 , 因此采用模型 (3), 即无个体影响的不变系数模型 (即混合模型)。由于不同区域之间的经济发展差异较大, 可能存在横截面异方差, 为了减少由此造成的影响, 在回归中选取了 GLS 方法, 即“广义最小二乘法”, 并采用截面加权 (Cross-section SUR)。估计的分析软件为 Eviews6.0。

由此得到一个协整方程:

$$\ln Y_i = 1.55 \ln P_i + u_{it}$$
$$t = (1.234 \ 32)$$
$$p = (0.0000)$$
$$R^2 = 0.999 \quad DW = 1.66$$

模型总体拟合度达到 99.9%, 说明模型拟合优度很高。但 DW 值只有 1.66, 说明残差存在自相关, 在本回归模型中可能是缺少解释变量所致^①。通过以上分析, 可以得到以下结论: 总体来看, 浙江工业用电量与经济增长之间呈现正相关关系, 各市的区域差异不大, 工业用电量对经济增长的弹性系数为 1.55, 即全省工业用电量每增长 1 个百分点, 全省经济平均增长 1.55 个百分点。因此, 工业用电量是经济增长的风向标, 能较好地印证经济发展的实情。

①面对回归模型中遗漏了解释变量, 一般有以下三种选择: 1) 忽略这个问题, 承受有偏、非一致性估计量的后果; 2) 试图为未观察到的解释变量找一个适意的代理变量; 3) 假定遗漏变量不随时间变化。在本文中我们选择了忽略遗漏解释变量的问题, 承受有偏、非一致性估计量的后果。

三、结 语

作为反映经济形势的先行指标,工业用电量能够准确地反映经济的运行态势,被认为是判断未来经济能否转暖的重要风向标。2009 年浙江省用电量持续回升,全年全社会用电量 2471 亿千瓦时,比上年增长 6.4%。其中,工业用电量 1904 亿千瓦时,增长 5.3%。与用电量相对应,浙江省的 GDP 增速也呈逐季回升之势,一季度、上半年和前三季度同比增长率分别为 3.4%、6.3% 和 7.7%,2009 年全省生产总值为 22832 亿元,比上年增长 8.9%。因此,有理由相信,在经历了一场百年不遇的全球性金融危机之后,浙江的经济已渐渐走出低谷,并将逐步回升。

参考文献:

- [1] 魏一.中国能源消费与经济增长、生产要素关联机制研究[D].济南:山东大学大硕士学位论文,2009:29.
- [2] GLASURE Y U,LEE A R.Cointegration,error cor-rection, and the relationship between GDP and elec-tricity:the case of South Korea and Singapore[J].Resource and Electricity Economics,1997(20):17-25.
- [3] ASAFU A J.The relationship between electricityconsumption, electricity prices and economicgrowth:time series evidence from Asian developingcountries[J].Energy Economics,2000(22):615-625.
- [4] 赵丽霞,魏巍贤.能源与经济增长模型研究[J],预测,1998(6):24- 32.
- [5] 林伯强.结构变化、效率改进与能源需求预测——以中国电力行业为例[J],经济研究,2003(5):28-36.
- [6] 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):19- 23.