

## 臺灣地區電力尖峰負載預測之研究

劉美琦\*

淡江大學統計系

### 摘要

能源需求預測是能源供給規劃之基礎，特別是尖峰負載，並且是研擬能源需求管理政策及措施之依據。本文依此宗旨進行尖峰負載預測之研究。

本文經比較國內外學者之實證模式後，擬採八種不同的尖峰負載預測模式進行比較，尋求一最適精準的模式。而八種預測模式分別為時間多項式迴歸模式、時間與季節虛擬迴歸模式、九項三角函數迴歸模式、五項三角函數迴歸模式、指數平滑模式、溫特(Winter)模式、ARIMA單變量時間序列模式及誤差修正模式等；最後根據樣本外資料比較其預測績效，結果顯示以誤差修正模式為最佳，次之為ARIMA單變量時間序列模式。在此說明聯立體系的誤差修正模式比任何一條方程式模式優；簡單的ARIMA單變量時間序列模式表現不錯，因為它對季節性因素做一番的調整，所以預測績效也較精準些。

另外，根據預測尖峰負載之誤差修正模式，從本文中我們證實工業生產指數對尖峰負載影響同時來自於短期動態的調整以及長期均衡，而且工業生產指數的變動是領先尖峰負載之變動約四期(即一年)；平均每人國民所得對尖峰負載祇存在是長期關係而非短期影響。對於目前電力尖峰負載量之多寡，可從前一年的工業生產指數來進行推估；而尖峰負載會影響到平均每人國民所得，平均每人國民所得亦會影響到工業生產指數。

**關鍵詞：**尖峰負載預測、誤差修正模式、ARIMA單變量時間序列

---

\*淡江大學統計系

\*Department of Statistics Tamkang University

聯絡地址：台北縣淡水鎮英專路152號

151, Ying-Chuan Road, Tamsui, Taipei, Taiwan 251, R.O.C.

聯絡電話：02-26215656 ext 2984, 2632，傳真：02-26209732

e-mail: [monica@mail.tku.edu.tw](mailto:monica@mail.tku.edu.tw)

作者現任職於淡江大學統計系專任講師兼教育發展中心教育品質管理組組長

## 壹、前言

目前最被普遍使用的能源為「電力」；近年來，台灣地區伴隨著經濟快速長成以及國民所得逐年提高，對於電力需求量更是逐年攀升，因而電力成為現代化生活中不可或缺的動力。然而，電力具有不易儲存的特性，因而無存貨可資備用情況下，對於電力的需求則以即時生產來滿足之，但由於電廠及輸變電設施的規劃與興建皆需要較長的前置時間和龐大資金的投入，因此，開發電源首先應作準確地預測未來電力需求量，特別是尖峰負載預測，以避免投資不足造成電力供給的短缺，形成經濟成長的瓶頸，足見電力供需規劃的重要性。

在規劃電力供給時，由於電力不易經濟有效地儲存，因此電力事業必須瞬間滿足任何時段負載的需求，所以，妥善規劃供電系統的機組容量，必須依靠準確的了解尖峰時段之最高負載量。有效掌握尖峰負載成長，方可作為調控的依據。此為本文第一個研究動機。

國內過去有關電力的供給或需求預測時，大部分的文獻均建立經濟計量迴歸模式，進行因果關係解釋與樣本外預測。然而由於一般的複迴歸計量經濟模型，均假設模型的誤差項符合平穩性 (stationarity) 的基本假設，俾進行迴歸估計參數的顯著性檢定。近年來，不少實証文獻發現自變數為社經變數如實質國內生產毛額，工業生產指數與利率等，常為一非平穩性的序列資料，故值得探討變數間的長期均衡關係，以及由於自變數太多，常常造成彼此間有共線性相關，影響了預測能力。因此本研究動機二，是在找最適簡單的預測模式。

本研究目的之一，係找出最適之尖峰負載預測模式，另一目的是分析尖峰負載與經濟變數如工業生產指數和平均每人國民所得間有何關連性，藉此提供政府在規劃未來電力能源需求預測時，能有效應用其他輔助性變數來幫助作精準的預測分析。

## 貳、文獻探討

### 一、能源預測相關文獻

在尖峰負載預測文獻中，採趨勢分析法(trend extrapolation method)，藉由歷史資料來配適某種函數型態的趨勢線，再依循該曲線進行預測；其中指數平滑法(exponential smoothing)爲此領域的典型方法，美國太平洋電力及瓦斯公司(PG&E; 1991)即以此方法進行預測負載需求。利用時間數列ARIMA模型，可有效地掌握季節及循環趨勢，此極適用在短期預測方面，這方面的文獻包括周文賢(1987)，以及Hagan與Behr (1987)、Tserkezos (1992)等。宋之臣 (1987)曾利用五項以及九項三角函數模式進行電力饋線損失量預測。

經濟計量模型係以經濟理論爲根據，使用迴歸模式來建構尖峰負載預測模型，如林國卿(1979)、林哲雄(1981)均採經濟計量模型預測臺電系統尖峰負載。Charleson與Weber (1993)則利用向量自我迴歸(vector autoregressive; VAR)的計量模型，預測西澳州的能源需求。Bentzen與Engsted (1993)對所得及能源消費資料序列的非恆定現象，引入共整合(cointegration)概念，建立丹麥能源需求預測的誤差修正模型(error correction model; ECM)。許志義、毛維凌與柏雲昌(1996)亦採用向量自我迴歸模型及誤差修正模型進行中長期能源需求預測。陳澤義(1996)採用共整合分析方法，建立誤差修正模式以掌握尖峰負載的變化內涵，並探討其長短期的調整效果。

### 二、共整合理論文獻

Sims(1972)提出向量自我迴歸模式，應用於在分析探討各總體經濟變數之關聯性。探討統計因果關係最早者爲Granger(1969)所提出，其論述主要從預測能力的角度，給予因果關係新的定義。尤其在1970年之後，許多對於因果關係的實證研究，則經常是採用Granger所定義的因果關係來作變數間因果檢定。Geweke and Dent(1983)以Monte Carlo模擬方法，發現Granger檢定法可能是最好的因果關係檢定方法。

VAR模式之最大特色，是視模式中所有變數爲內生變數，因此，對於變

數間的相互影響行為，都能被探討。假如研究的變數，尙未能確定何者是因以及何者是果時，最好將所有可能的關係都納入考慮範圍，可使用VAR模式來探討。從Nelson和Plosser(1982)之文章發表後，學術界普遍接受大多數的經濟變數均屬於不穩定型的時間序列。一般解決不穩定性最簡單的方法，將變數取差分，差分後的序列可成爲穩定型。但是經濟變數若經過差分處理後，極可能會扭曲或流失變數本身所負載之長期重要的訊息。共整合分析最主要的特色是對於不穩定型的時間序列，事先均不作差分處理，因此保留長期均衡的重要訊息。在向量自我迴歸模式中再加入共整合(長期均衡)關係後的模式，即爲誤差修正模式。故誤差修正模式包含向量自我迴歸模式，故建構誤差修正模式前需先建立向量自我迴歸模式；其程序首先必須確定模式中的變數是否爲平穩型的時間序列，其方法爲使用單根檢定(unit root test)；若模式內各變數均爲非平穩序列，則可進行共整合檢定；若各變數間存在共整合關係，根據Granger representation theorem，原模型可表爲誤差修正模式。

### 參、研究方法

本文所擬建構的預測模式爲時間多項式迴歸模式、時間與季節虛擬迴歸模式、九項三角函數迴歸模式、五項三角函數迴歸模式、指數平滑模式、溫特(Winter)模式、ARIMA單變量時間序列模式及誤差修正模式等。以下針對上述模式的概念和建立程序加以說明之。

模式一：時間多項式迴歸模式；以時間多項式迴歸進行尖峰負載預測。

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \epsilon_t$$

其中， $t$ 爲時間 $t=1, n$ ， $Y$ 爲尖峰負載， $\epsilon_t$ 爲誤差項。

模式二：時間與季節虛擬迴歸模式；使用季節性虛擬變數及時間進行尖峰負載預測。

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + \beta_4 D_3 + \epsilon_t$$

其中， $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 與 $\beta_3$ 分別表示第一季、第二季、第三季與第四季相差之效果； $D_1$ 、 $D_2$ 與 $D_3$ 分別爲第一季、第二季及第三季之虛擬變數。

模式三：九項三角函數迴歸模式；式子如下：

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \sin \frac{2\pi t}{L} + \beta_3 t \sin \frac{2\pi t}{L} + \beta_4 \cos \frac{2\pi t}{L} + \beta_5 t \cos \frac{2\pi t}{L} + \beta_6 \sin \frac{4\pi t}{L} + \beta_7 t \sin \frac{4\pi t}{L} + \beta_8 \cos \frac{4\pi t}{L} + \beta_9 t \cos \frac{4\pi t}{L} + \varepsilon_t$$

其中，L為季節的個數，本文以L=4代入三角函數迴歸模式。

模式四：五項三角函數迴歸模式；式子如下：

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \sin \frac{2\pi t}{L} + \beta_3 t \sin \frac{2\pi t}{L} + \beta_4 \cos \frac{2\pi t}{L} + \beta_5 t \cos \frac{2\pi t}{L} + \varepsilon_t$$

模式五：指數平滑模式；基本上指數平滑法是以上一時段的預測值與對觀測值的線性組合當下一時段的預測值，式子如下：

$$S_t = \alpha X_t + (1 - \alpha) S_{t-1}$$

其中，S<sub>t</sub>為第t期的平滑數值，X<sub>t</sub>為第t期的實際值，α為權數。

模式六：溫特(Winter)模式；式子如下：

$$X_t = (a + bt)s(t) + \varepsilon_t$$

其中，a和b為趨勢參數，s(t)為第t期的季節參數。

模式七：ARIMA單變量時間序列模式；為Box和Jenkins(1970)所提出非平穩型的時間序列可經由連續差分方式，轉換成平穩型的時間序列，此即為(p,d,q)階之整合自我迴歸移動平均模式。模式表示如下：

$$\phi(B)(1-B)^d Y_t = \delta + \theta(B)a_t$$

其中，φ(B)為自我迴歸參數函數，而θ(B)為移動平均參數函數。

模式八：誤差修正模式；應用此模式時，必須要經過以下各步驟。

(一)要求資料為平穩型序列時，其檢定方法在本文使用Dickey-Fuller檢定法(簡稱DF)以及Augmented Dickey-Fuller檢定法(簡稱ADF)兩種單根檢定。

1.DF檢定法：依據Dickey and Fuller(1979)所提出的單根檢定方法，表示如下：

$$\nabla Y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 Y_{t-1} + a_t$$

其中β<sub>0</sub>表示常數項；T為時間趨勢項；β<sub>1</sub>,β<sub>2</sub>為模式中的係數；∇表示一

階差分，即 $\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ； $a_t$ 為白噪音。

檢定結果，若接受 $\beta_2 = 0$ 的虛無假設，表示有單根存在， $Y_t$ 為不平穩型的序列；反之，若檢定結果接受 $\beta_2 \neq 0$ ，表示 $Y_t$ 無單根而為平穩型時間序列。

2.ADF檢定法：學者Said and Dickey(1984)修正DF單根檢定法；假設誤差項不是在白噪音狀況時，修正的方法是將迴歸式右邊，再加入數個被解釋變數之落後項，以期使誤差項達到白噪音，爾後再進行單根檢定。此修正DF單根檢定法稱作ADF檢定法，式子表示如下：

$$\nabla Y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \nabla Y_{t-i} + a_t$$

其中， $\nabla Y_{t-i}, i = 1, 2, \dots, p$ ，為 $\nabla Y_t$ 之 $p$ 個落後項。

同樣地，ADF單根檢定最主要還是檢定 $Y_{t-1}$ 項之係數 $\beta_2$ 是否為0；若檢定結果接受 $\beta_2 = 0$ 則表示存在有單根，反之，若檢定結果接受 $\beta_2 \neq 0$ 則表示時間序列無單根。

### (二)落後期數的選取

本文在決定適當落差期數時使用之準則，採Sims(1980)的判定法公式為：

$$(T - C)[\log(\det \Sigma_r) - \log(\det \Sigma_u)]$$

其中， $\Sigma_r$ 表示限制下的殘差共變異矩陣； $\Sigma_u$ 表示無限制下的殘差共變異矩陣； $T$ 為觀察樣本個數； $C$ 表示修正項，乃未受限制下的最大落後期數乘以每條方程式中之變數個數。

### (三)VAR模式之介紹

VAR模式是為一縮減式的時間序列模式，它考慮了變數間所有因果關係的可能性，其中每個變數均視為內生變數，而有一條對應之迴歸方程式，其右方自變數為各內生變數的落後期組成。現以三變數為例的VAR模式表示如下：

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{其中： } Z_t = \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \\ W_t \end{bmatrix} ; A_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \end{bmatrix} ; A_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{bmatrix} ; \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{X_t} \\ \varepsilon_{Y_t} \\ \varepsilon_{W_t} \end{bmatrix} ;$$

$E(\epsilon_t) = 0_{3 \times 3}$ ,  $E(\epsilon_t Z_{t-1}) = 0_{3 \times 3}$ ,  $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$ ;  $Z_t$  為一  $(3 \times 1)$  的向量組成在  $t$  時期平穩型的變數;  $X_t$ ,  $Y_t$  和  $W_t$  為模型中所探討的研究變數;  $A_0$ ,  $A_1$  為模式中的係數矩陣;  $Z_{t-1}$  為  $(3 \times 1)$  的落差項變數;  $\epsilon_t$  為  $(3 \times 1)$  的誤差項。

#### (四) 共整合關係

共整合關係的檢定方法，首先由 Granger (1986) 及 Engle and Granger (1987) 提出，使用兩步驟檢定法。其後 Engle and Yoo (1987) 則探討超過二個以上變數間的共積關係。具體而言，若有兩個非平穩時間序列  $X_t$  與  $Y_t$ ，假如它們的線性組合  $Y_t - \beta X_t = Z_t$  會成為平穩型時間序列，表示  $X_t$  與  $Y_t$  會因  $\beta$  而產生了共整合關係，而這迴歸式  $Y_t = \beta X_t + Z_t$  即稱作共整合迴歸式。 $Y_t = \beta X_t$  則被視為一種長期均衡關係，而  $Y_t - \beta X_t = Z_t$  是為衡量系統偏離均衡的程度。

本文在探討變數間長期關係時，採用最大概似檢定法，係由 Johansen (1988)、Johansen and Juselius (1990) 及 Johansen (1991) 等提出。Johansen 最大概似估計法之共整合檢定，是假設存在有  $p$  個內生變數的行向量  $Z_t$ ，在資料產生的過程中若含有確定成分 (deterministic components)，則可表示如下：

$$Z_t = \mu + \Psi D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i Z_{t-i} + \epsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

上式中  $\mu$  為常數項， $D_t$  為季節性或其他虛擬變數， $\Pi_i$  為  $p \times p$  係數矩陣， $\epsilon_t$  為  $p \times 1$  白噪音向量， $T$  為樣本數，此模型假定最適落後期數為  $k$  期，這時誤差項成為白噪音。在以下的討論中，均假設  $Z_t$  向量內各變數之整合級次為  $I(1)$ ，故  $\nabla Z_t$  內之序列資料成為  $I(0)$ 。一般而言，上式可改成一階差分型式的向量自我迴歸模式：

$$\nabla Z_t = \mu + \Psi D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \nabla Z_{t-i} + \Pi Z_{t-k} + \epsilon_t$$

其中， $\Gamma_i = -(I_p - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i)$ ， $\Pi = -(I_p - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k)$ ，

$$t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, 2, \dots, k-1$$

式中除了  $\Pi Z_{t-k}$  為  $I(1)$  之線性組合外，其餘各項皆為  $I(0)$ 。因為等式左右兩邊必須保持平衡階數， $\Pi Z_{t-k}$  必須要為  $I(0)$ ，所以此時的  $\Pi$  一者必須為一零值的矩陣，或者  $Z_{t-k}$  應含有一組以上， $p-1$  組以下共整合向量。

#### (五)誤差修正模式之介紹

假設兩變數 $X_t$ 與 $Y_t$ 間具有共整合關係，誤差修正模式表示如下：

$$\nabla X_t = -\gamma_1(Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{x_1} a_{1i} \nabla X_{t-i} + \sum_{i=1}^{y_1} b_{1i} \nabla Y_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$\nabla Y_t = -\gamma_2(Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{x_2} a_{2i} \nabla X_{t-i} + \sum_{i=1}^{y_2} b_{2i} \nabla Y_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

其中，共整合殘差 $(Y_{t-1} - \beta X_{t-1})$ 代表上期失衡的誤差項，透過 $\gamma_1$ 和 $\gamma_2$ (其值都介於零與一之間)本期可修正回來它們所代表的百分比，其值愈接近一，表示修正誤差的速度愈快，可愈早回復均衡；反之，若其值愈接近零，修正速度愈慢。 $x_1$ 、 $x_2$ 、 $y_1$ 與 $y_2$ 代表最適落後期數； $a_{1i}$ 、 $a_{2i}$ 、 $b_{1i}$ 和 $b_{2i}$ 為系統動態調整係數； $\varepsilon_{1t}$ 、 $\varepsilon_{2t}$ 和 $\eta_t$ 為白噪音。

### 肆、實證結果

本研究所使用的變數資料為台灣電力尖峰負載、工業生產指數(基期為1996年)以及平均每人國民所得。被預測變數為尖峰負載；預測變數則為工業生產指數及平均每人國民所得。本文所擬建構的尖峰負載預測模式如前所述共計八種。

資料來源取自於教育部電子計算機中心所建立之台灣經濟統計資料庫(AREMOS)中，『台灣地區能源統計資料庫』的尖峰負載、『台灣地區工業生產統計資料庫』的工業生產指數(以1996年為基期)以及『台灣地區國民經濟動向統計季報資料庫』的平均每人國民所得。本研究所使用的套裝軟體為SAS及RATS。

建構模式時所使用樣本內資料的時間，係從1982年第1季至1999年第3季計71筆季資料。保留資料1999年第4季至2000年第3季計4筆，為樣本外資料供比較預測模式績效之用。

為了方便起見，有關於在本研究中所使用到的變數，以英文字母簡化如下：

PEAK：尖峰負載經自然對數轉換；DPEAK：PEAK之一階差分値。

IND：工業生產指數；DIND：IND之一階差分値。



NIPC：平均每人國民所得；DNIPC：NIPC之一階差分値。

開始建模前，首先我們觀察研究變數PEAK、IND以及NIPC等三個序列的走勢圖；在未差分前之圖形皆顯示明顯上升趨勢。經取一階差分後的圖形顯示三變數已無長期趨勢，成為平穩型序列。故若由圖形來看，此三變數的序列資料都是屬於具有單根的不平穩型序列，唯尚需進一步以嚴謹的計量方法來檢驗之，此即為單根檢定。

本研究使用的單根檢定是採DF和ADF等兩種方法，模型中考慮同時具常數項和時間趨勢項及僅包含常數項等兩種情形。在ADF檢定裡，落後期數(p)的選擇原則上以使誤差項近似於白噪音為主，p值太小可能會遺失重要的參數，太大則可能過度參數而使檢定力降低，因此本研究採ADF(4)來進行ADF單根檢定，估計結果列示於表1。

由DF和ADF檢定統計量顯示，PEAK、IND和NIPC大部分顯示是不棄卻有單根的虛無假設，此即表示資料是為不平穩型，故必須作一階差分的處理。接著，將各變數取一階差分之後，DPEAK、DIND和DNIPC等三差分序列，無論在DF檢定或ADF檢定中，全部均棄卻有單根的虛無假設，表示這三差分變數皆為平穩型，而它們的原始序列具單根為非平穩時間序列。接下來分別進行八種預測模式的參數估計。

表1 單根檢定結果表

變數	NT <sup>1</sup>		T <sup>1</sup>	
	DF	ADF(4) <sup>2</sup>	DF	ADF(4) <sup>2</sup>
PEAK	-1.5901	-3.0035*	-7.4223*	-0.2523
IND	-0.8021	-0.3628	-6.7816*	-3.6271*
NIPC	-0.6639	-0.6639	-1.4409	-1.3068
DPEAK	-8.3217*	-18.3254*	-8.2564*	-19.6680*
DIND	-14.5093*	-3.5890*	-14.4097*	-3.5596*
DNIPC	-8.5550*	-8.5550*	-8.5176*	-8.4968*

註: 1. NT 表示沒有包含時間趨勢項，T 表示包含有時間趨勢項。

2. ADF(4) 表示考慮落後期數在 4 期。

\* 表示在 5%顯著水準下顯著，在 NT 時的臨界值為 -2.9048，在 T 時的臨界值為 -3.4769，臨界值是由 RATS 軟體提供。

根據樣本內的資料進行參數估計得表2至表6，此為從模式一至模式七的參數估計值，但其中模式五指數平滑與模式六Winters模式並沒有列出，原因為它們是根據前期預測值與對觀察值的線性組合當下一期之預測值，故不列之。

表2 模式一時間多項式迴歸模式之參數估計表

變數	參數估計	標準誤	T 值	p 值
截距項	8.6427	0.0366	235.683	0.0001
T	0.0245	0.0023	10.450	0.0001
T2	-0.00008	0.00003	-2.548	0.0131
$\bar{R}^2=0.9376$ C.V.=1.0663 Root MSE=0.1001 DW=1.94				

表3 模式二時間與季節虛擬迴歸模式之參數估計表

變數	參數估計	標準誤	t 值	p 值
截距項	8.6706	0.0137	632.596	0.0001
T	0.0186	0.0002	74.953	0.0001
D1	-0.0752	0.0144	-5.192	0.0001
D2	0.0927	0.0144	6.402	0.0001
D3	0.1721	0.0144	11.879	0.0001
$\bar{R}^2=0.9886$ C.V.=0.4563 Root MSE=0.0428 DW=2.18				

表4 模式三九項三角函數迴歸模式之參數估計表

變數	參數估計	標準誤	t 值	p 值
截距項	8.7174	0.0103	840.559	0.0001
T	0.0186	0.0002	74.321	0.0001
SINTWO	-0.1083	0.0154	-7.011	0.0001
TSINTWO	-0.0004	0.0003	-1.341	0.1850
COSTWO	-0.0421	0.0149	-2.814	0.0066
TCOSTWO	-0.0001	0.0003	-0.349	0.7286
SINFOUR	-1.8999E12	3.1697E12	-0.599	0.5512
TSINFOUR	39265222370	59952475845	0.655	0.5150
COSFOUR	-0.0160	0.0123	-1.305	0.1968
TCOSFOUR	0.0004	0.0003	1.356	0.1801
$\bar{R}^2=0.9884$ C.V.=0.4591 Root MSE=0.0431 DW=0.49				

這些模式進行參數估計時，皆有檢示誤差項之變異數是否是均等，結果顯示變異數是均等；另外在檢示誤差項是否具有自我相關時除了模式三之外，大部分均顯示無自我相關存在。

表5 模式4五項三角函數迴歸模式之參數估計表

變數	參數估計	標準誤	t 值	p 值
截距項	8.7180	0.0101	854.853	0.0001
T	0.0186	0.0002	75.536	0.0001
SINTWO	-0.1054	0.0141	-7.447	0.0001
TSINTWO	-0.0005	0.0003	-1.491	0.1407
COSTWO	-0.0418	0.0146	-2.854	0.0058
TCOSTWO	-0.0001	0.0003	-0.349	0.7280
$R^2 = 0.9888$ $C.V. = 0.4519$ $Root\ MSE = 0.0424$ $DW = 2.38$				

表6 模式7 ARIMA模式之參數估計表

$$(1 - B^1)(1 - B^4)PEAK_t = (1 - 0.6582B^1)(1 - 0.6383B^4)a_t$$

(6.48)\*\*                  (6.28)\*\*

註：括號內為 t 統計量的值；\*表示顯著機率 p 值 < 0.05，\*\*表示顯著機率 p 值 < 0.01。

在模式的檢核方面，經 Q 統計量不能拒絕  $H_0: p_k = 0$  的假設，表示殘差項為白噪音，此模式配適良好。從表 6 參數估計之結果顯示，尖峰負載極易受短期之前一期的季節變動影響。

另外，對於有經濟變數加入預測模式之探討上，本文採誤差修正模式。由於前面表 1 顯示尖峰負載、工業生產指數與平均每人國民所得等三個變數，皆為具單根的非平穩型時間數列。確認這些變數均為非平穩型後，即可進行共整合檢定。

採 Sims(1980)所提的序列概似比檢定法(sequential likelihood ratio test)，得到 VAR 模式之最適落後期數為 4。在決定確定成分上採迴歸方程式中不包含截距項，但在共整合向量中必須要包含截距項。再利用 Johansen 的最大概似法檢定結果列於表 7。由表 7 共整合檢定表顯示， $\lambda - \max$  和 Trace 與其相對之

90%臨界值比較，可判定PEAK、IND、和NIPC三個變數間，存在有二組共整合(長期均衡)關係。第一組共整合向量顯示尖峰負載、工業生產指數與平均每人國民所得等三個變數是呈現同向變化即正向關係；第二組的共整合向量亦顯示三者間皆具同向關係。根據常理顯示，尖峰負載、工業生產指數與平均每人國民所得等三個變數應具正向關係，故本研究共整合向量以擇其一取第一列，計算共整合殘差。

表7 共整合檢定結果表

特徵值	假設檢定	$\lambda - \max$	Trace	$\lambda - \max$ (90%)的	Trace(90%)
0.4939	$r = 0$	45.63	63.72	14.09	31.88
0.2160	$r \leq 1$	16.30	18.09	10.29	17.79
0.0263	$r \leq 2$	1.78	1.78	7.50	7.50

$$\text{共整合向量 } \beta' = \begin{bmatrix} 1 & -0.005 & -0.0010 & -6.674 \\ 1 & -0.013 & -0.0002 & -6.272 \end{bmatrix}$$

$$\text{誤差修正係數向量 } \alpha' = \begin{bmatrix} -0.020 & 0.002 & -0.000 \\ -1.112 & -0.178 & -0.244 \end{bmatrix}$$

註：本迴歸模型  $\nabla Z_t = \sum_{i=1}^4 \Gamma_i \nabla Z_{t-i} + \alpha \beta' Z_{t-4} + \varepsilon_t$

變數向量  $\nabla Z = (\text{DPEAK DIND DNIPC})$ ，

$Z = (\text{PEAK IND NIPC CONSTANT})$

從共整合向量中我們可知，當工業生產指數上升10%，尖峰負載會上升0.05%，當平均國民所得上升10%時，尖峰負載亦會上升0.01%，相對的可見平均國民所得對尖峰負載之影響是較大。對於個別檢定向量中各元素是否為零，在5%顯著水準下，則全部拒絕為零。誤差修正係數向量中第一個元素為負值，表示前期消費者對尖峰負載有超額需求，本期則會自動往下修正2%。個別檢定誤差修正係向量中，各元素是否為零，在5%顯著水準下皆顯示是異於零。故尖峰負載的迴歸方程式可表示為：

$$DPEAK_t = \sum_{i=1}^4 a_{1i} DPEAK_{t-i} + \sum_{i=1}^4 a_{2i} DIND_{t-i} + \sum_{i=1}^4 a_{3i} DNIPC_{t-i} + \sum_{i=1}^4 a_{4i} SEASON_i + a_5 EC_{t-3} + \varepsilon_{1t}$$

在本研究中利用CATS in RATS套裝軟體之遞迴估計法，檢定條件(部分)模型的迴歸係數是否具備穩定性，最後判定檢定樣本期間內沒有結構性改變。

利用最小平方法估計尖峰負載的迴歸方程式，由於在共整合檢定中已證明樣本期間內並沒有結構性改變，此處即無需再做係數穩定性診斷檢定，最後估計參數的結果如下：

$$\begin{aligned}
 DPEAK_t = & -0.6083DPEAK_{t-1} - 0.6015DPEAK_{t-2} - 0.4824DPEAK_{t-3} \\
 & (-4.31)^{***} \quad (-3.54)^{***} \quad (-3.25)^{***} \\
 & -0.1549DPEAK_{t-4} - 0.0011DIND_{t-1} + 0.0040DIND_{t-2} + 0.0014DIND_{t-3} \\
 & (-1.13) \quad (-0.68) \quad (2.04)^{**} \quad (0.82) \\
 & + 0.0036DIND_{t-4} - 0.0001DNIPC_{t-1} + 0.0001DNIPC_{t-2} - 0.00003DNIPC_{t-3} \\
 & (1.93)^* \quad (-1.42) \quad (0.95) \quad (-0.63) \\
 & + 0.00001DNIPC_{t-4} - 0.0224SEASON_1 + 0.0975SEASON_2 \\
 & (0.23) \quad (-0.69) \quad (2.96)^{***} \\
 & + 0.1199SEASON_3 - 0.0573SEASON_4 + 0.0146EC_{t-3} \\
 & (4.23)^{***} \quad (-1.77)^* \quad (2.67)^{***}
 \end{aligned}$$

$$EC_t = PEAK_t - 0.005IND_t - 0.001NIPC_t - 6.374$$

$$\bar{R}^2 = 0.9685 \quad , \quad DW = 1.99$$

在係數估計值下方括號內的數值為t統計量值，其中\*表示顯著機率p值 < 0.10，\*\*表示顯著機率p值 < 0.05，\*\*\*表示顯著機率p值 < 0.01。

由參數估計結果顯示，就工業生產指數而言，在落後第二期與第四期，對尖峰負載的短期影響均呈顯著正向；前面共整合向量中工業生產指數係數也是顯著異於零；綜合來看，工業生產指數對尖峰負載影響同時來自於短期動態的調整以及長期均衡，且工業生產指數變動領先尖峰負載變動四期(即一年)；由於工業生產指數並非模型中的弱外生變數，故兩者間存在相互影響關係。平均每人國民所得在共整合係數呈現顯著異於零，但是在各落後期數對尖峰負載皆無顯著異於零，表示平均每人國民所得對尖峰負載祇存在是長期關係而非短期影響。根據向量自我迴歸模式之因果關係檢定，在10%顯著水準下得圖1之結果，由此可看出工業生產指數影響著尖峰負載，而尖峰負載影響著平均每人國民所得，平均每人國民所得影響著工業生產指數，其間關係真是環環相扣。

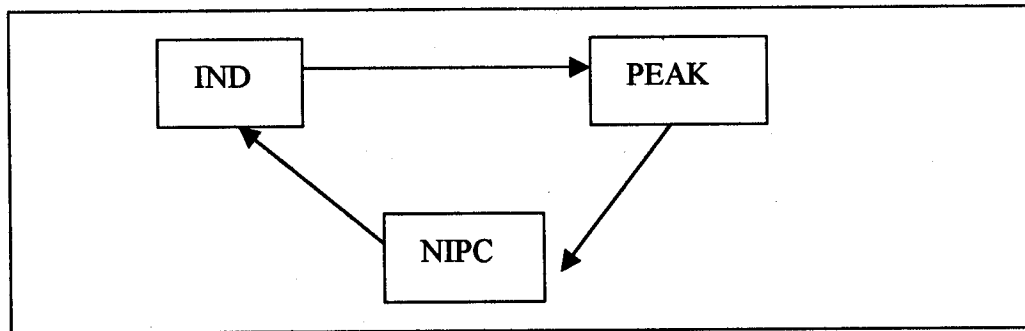


圖1 因果關係分析表

最後，本節將對前面各預測模式，在此進行預測績效比較。衡量方法係採平均百分誤差MPE與Theil修正不等係數公式。對於樣本外的觀察值加以比較，最後結果如表8所示。

表8 預測結果比較表

模式	一	二	三	四	五	六	七	八
MPE	-1.8907	-9.0174	-9.6382	-9.0024	-18.3	-12.2779	-3.1083	1.9448
Theil	0.1073	0.0895	0.0983	0.0929	0.1858	0.1362	0.0328	0.0276

從表8之MPE與Theil係數資料顯示；在MPE衡量標準下以模式一較佳，次之為模式八，而兩者間的差異不大，再次之為模式七；以Theil係數衡量標準下模式八呈現最佳，次之為模式七，而模式一則排在第6，與模式八和七皆相距甚遠。整體來看，以模式八(誤差修正模式)表現最佳，次之為ARIMA單變量時間序列模式。綜合以上比較模式之預測績效，以誤差修正模式表現較佳，可見多條等式聯立體系模式之預測績效較單一等式模式佳，而且是在於時間序列模式引用了較多的資訊之故。

## 伍、結論

本研究透過八個模式比較預測尖峰負載之績效，結果得知以多條等式聯立體系之誤差修正模式為最佳，其模式之優點為應用較多資訊(即工業生產指數及平均每人國民所得)，另外此模式中亦考慮到與其他變數間長期和短期的效果影響。若以簡單化模式比較上，ARIMA單變量時間序列模式則顯示不錯的預測績效，因為模式對於季節性影響有做相當不錯的處理，方得良好的成效，在此可看出尖峰負載受季節性波動影響很大。

根據預測尖峰負載之誤差修正模式，我們證實出工業生產指數對尖峰負載影響同時來自於短期動態的調整以及長期均衡，且工業生產指數變動領先尖峰負載變動四期(即一年)；平均每人國民所得對尖峰負載祇存在是長期關係而非短期影響。對於目前電力尖峰負載量之多寡，可從前一年的工業生產指數來進行推估；而尖峰負載會影響到平均每人國民所得，平均每人國民所得亦會影響到工業生產指數。

### 參考文獻

- 1.宋之臣，1987，電力饋線損失之估計，淡江大學管理科學研究所管理科學組碩士論文。
- 2.林哲雄，1981，臺電負載預測整體制度之規劃設計，經濟部研究發展專題，臺北。
- 3.林國卿，1979，氣溫變化對臺電系統負載之影響，臺電企劃處研究報告，臺北。
- 4.周文賢等，1987，臺灣地區各產業及住宅部門電力需求預測：貝氏方法之運用，中華經濟研究院計畫研究報告，臺北。
- 5.許志義、毛維凌與柏雲昌，1996，台灣中長期能源需求預測，經濟專論(170)，財團法人中華經濟研究院，臺北。
- 6.陳澤義，1996，台灣電力長期尖峰負載預測--共整合分析之應用，經濟專論(169)，財團法人中華經濟研究院，臺北。
- 7.Bentzen, J. and Engsted, T., 1993, Short-and Long-run Elasticities in Energy Demand, *Energy Economics*, Vol. 15, No.1, 9-16.
- 8.Box, G.E.P., and Jenkins, S.M., 1970, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco: Holden-Day.
- 9.Charleson, L. R. and E. J. Weber, 1993, Energy Forecasts for Western Australia, *Energy Economics*, Vol.15, No. 2, 111-122.
- 10.Dickey, D. A., and Fuller, W. A., 1979, Distribution of the Estimators for Autoegressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-437.
- 11.Engle, Robert F., and Granger, C. W. J., 1987, Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 2, 251-276.
- 12.Engle, Robert F., and Yoo, Byung Sam, 1987, Forecasting and Testing in Co- Integrated Systems, *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- 13.Geweke, Richard Meese, and Dent, Warren, 1983, Comparing Alternative Tests of



- Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence, *Journal of Econometrics*, 21, 161-194.
14. Granger, C. W. J., 1969, Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424-438.
  15. Granger, C. W. J., 1986, Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
  16. Hagan and Behr, 1987, The Time Series Approach to Short-term Load Forecasting, *IEEE Transactions on Power Systems*, Vol. PWRS-2.
  17. Johansen, Soren, 1988, Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
  18. Johansen, Soren, and Juselius, Katarina, 1990, Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
  19. Johansen, Soren, 1991, Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Regression Model, *Econometrics*, 59, 1551-1580.
  20. Nelson, C.R., and Plosser, C.I.P., 1982, Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implication, *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
  21. Pacific Gas and Electric Company, 1991, Revised ER 92 forecast of the Demand for Electricity, Pacific Gas and Electric Company, California.
  22. Said, S. E., and Dickey, D. A., 1984, Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71, 599-608.
  23. Sims, Christopher A., 1972, Money, Income, and Causality, *American Economic Review*, 62, 540-552.
  24. Sims, C.A., 1980, Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-48.
  25. Tserkezos, E. D., 1992, Forecasting Residential Electricity Consumption in Greece Using Monthly and Quarterly Data, *Energy Economics*, Vol.14, No.3, 226-232.

## A study on the Taiwan Peak Electricity Load Forecasting Models

Mei Chi Liu

Department of Statistics Tamkang University

### Abstract

This purpose of this paper is to develop a best model for peak load for electricity forecasting in Taiwan. Such a forecast can serve as the foundation of energy supply planning and the core of national energy demand management policy. We will conduct eight forecasting models for peak load. Models considered include time regression model, exponential smoothing model, Winters model, the five terms trigonometric model, the nine terms trigonometric, Box-Jenkins ARIMA, and error correction model. The accuracy of these forecasting models is using the forecasting errors in a post-sample period. The results show that the simultaneous equation forecasting model outperforms the one equation model. In general, comparing these models, it shows that the error correction model is the best. The next best is Box-Jenkins ARIMA. It implies that ARIMA model catch the variation of seasons.

The other purpose of the study is that we find the index of industrial production leading for peak load four seasons. They have long-term interactive effect among the peak load, index of industrial production and national income.

**Key words:** error correction model, peak load forecasting, ARIMA, regression model, five terms trigonometric model, unit root.