

# 亞洲金融危機後大陸出口貿易之動態分析

## The Dynamics Process of Mainland China's Exports after the Impact of Asian Financial Crisis

許永聲<sup>1</sup> Yun-Sheng Hsu 王志成<sup>2</sup> Chi-Chen Wang 曾淑惠<sup>3</sup> Shu-Hui Tseng

國立中興大學會計研究所

明新科技大學國際企業系

致理技術學院國際貿易系

<sup>1</sup> Institute of Accounting, National Chung Hsing University, <sup>2</sup>Department of International Business, Ming Hsin University of Science and Technology, & <sup>3</sup>Department of International Trade, Chihlee Institute of Technology

(Received January 6, 2006; Final Version March 22, 2006)

**摘要：**本研究應用時間數列模式來建構中國大陸出口金額的預測模式，探討亞洲金融危機對中國大陸出口貿易的衝擊效應，並在不同的期間，分析亞洲金融危機後中國大陸出口金額的動態過程，同時比較多變量模糊時間數列（二因子模式、引導式模式、馬可夫模式）、時間數列ARIMA模式及向量ARMA模式在預測的適用性。由本文的實証結果發現，中國大陸當期出口金額受到當期干擾項，落差十二期的干擾項和落差十三期的干擾項所影響，而亞洲金融危機的衝擊，應不是造成該期間出口減少的主因。如果選取的期間資料是亞洲金融危機的第二年或第三年後，對於中國大陸的出口金額的外在衝擊程度已逐漸減低。就預測模式而言，當分析的資料期間愈長，則時間數列ARIMA模式的預測誤差較小；分析的資料期間愈短，則多變量模糊時間數列模式有較佳的預測能力。

**關鍵詞：**亞洲金融危機、中國大陸出口金額、時間數列ARIMA模式、多變量模糊時間數列模式

**Abstract：** This study applied time series models to forecast the exports of Mainland China around the years of Asian Financial Crisis (1997) and then, compared the forecasting appropriateness of the multivariable fuzzy time series models and the ARIMA time series model. The results showed that the

disturbing factors of the exports of the current term, together with the lag 12 and the lag 13, affected the current exports. Namely, the exports reflected the Asian Financial Crisis one year ahead and the aftereffects were much less in the second and third years of the Asian Financial Crisis. In respect to the forecasting models, the mean square error (MSE) was smaller with ARIMA time series model when the data period was longer; otherwise, the multivariable fuzzy time series models appeared to be a better forecasting model.

**Keywords :** Asian Financial Crisis, the Export of Mainland China, ARIMA Time Series Model, Multivariable Fuzzy Time Series Models

## 1. 緒論

中國大陸自1979年採取對外開放政策以來，即迅速展開與全球各國的貿易和投資活動（經濟部工業局，民88），且自1992年確定社會主義改革路線後，在擴張性財政政策的推動下，固定投資開始大幅成長，並成為支撐其經濟快速成長的主要動力。自1999年下半年開始，中國大陸所實施的提高出口退稅率，配合亞洲地區的經濟復甦，更促進進出口貿易的全面成長，例如2000年的出口金額達到2492億美元，就比1999年增加27.8%；而進口額2251億美元，增加率高達35.8%；全年出超為241億美元。

在外資的投入方面，1997年的亞洲金融風暴雖造成不利的影響，但在2000年以後，由於亞洲金融經濟逐漸復甦，資金也陸續流入，例如到2000年，協議外資金額為623.8億美元，成長率達51.32%，且後續年度也持續正成長。

而且自中國大陸實施改革政策以來，兩岸的雙邊貿易皆以間接的方式為主，透過轉口貿易，使得台灣對中國大陸的貿易順差逐步擴大，同時兩岸貿易相互依存度也逐漸提高。2001年12月加入WTO以後，中國大陸市場進一步開放與進口限制的減少，推動著兩岸貿易的發展，包括香港在內的中國大陸已超越美國成為台灣最大的出口市場，自2001年11月開始，台灣對中國大陸出口額已超越美國，到2002年3月已連續5個月超過美國。其中2002年第一季，台灣對中國大陸出口56.8億美元，比上一年增加18.9%，而台灣對中國大陸出口市場依存度上升到22.6%，首次突破20%，中國大陸成為台灣最大的出口市場，同時台灣已成為中國大陸的第五貿易夥伴和第三大進口市場，而中國大陸是台灣第二大出口市場和最大貿易順差來源地。

台灣與中國大陸貿易依存度逐年升高，但台灣對中國大陸貿易依存度的上升，要高於中國大陸對台灣的依賴程度。若以進出口的依存度來看，在外銷市場的相互依賴上，台灣對中國大陸的依賴度較高。由於台灣出口到中國大陸多為原料加工再轉出口，因此中國大陸出口成長與否也間接影響到台灣出口至中國大陸的成長。台灣以垂直分工模式，將國內生產零組件等技術層次較

高，附加價值較大的半成品，運送到中國大陸利用當地廉價勞力組裝出口，以帶動國內半成品成長，因此中國大陸出口金額的變化，也將影響我國的經濟成長（吳宛芳，民92）。若以垂直分工之體系而言，中國大陸對外出口的良窳，更間接影響台灣廠商的利潤成長與否，所以台商為了充分掌握中國大陸下游廠商對原料的需求，了解中國大陸出口貿易的變動和出口貿易未來的趨勢，對於經營策略的擬定則是十分重要。

由於中國大陸的財經政策目前採宏觀的計劃經濟，人為管制的色彩仍非常濃厚，但在對外貿易上由於涉及到貿易雙方的互動，並非由單方面所能操控的，所以相關的貿易數據，較能反應經濟體系的實質面，尤其是涉及中國大陸出口金額的變化以及未來變動的趨勢更是如此（高長，民88）。就我國財經當局的立場而言，利用相關的貿易數據分析中國大陸出口的現狀，才能有效研判未來中國大陸出口貿易，以作為財經決策的依據與建立因應之道。

因此本文應用時間數列模式來建構中國大陸出口金額的預測模式，探討亞洲金融危機對中國大陸出口貿易的衝擊效應，並在不同的期間，分析亞洲金融危機後中國大陸出口金額的動態過程，預測中國大陸出口金額的變動趨勢，以作為財經當局及產業界的財經決策與企業政策的參考。

## 2. 文獻探討

不論在一般民間企業或政府控制和管理的決策過程，預測扮演著不可或缺的角色。然而從模式庫（model base）的觀點來看，傳統上是以建構出統計模式作為資料分析或預測工具，其過程偏向由數值資料中，藉由先驗的模式族群中，如：ARIMA模式族、ARCH模式族或門檻模式族等，找出最適模式。但由於資料蒐集的誤差、時間的延遲（lag）或變數間交互影響，使得單一度量的數值，形式上看似一精確值，而實際上所隱含的卻是某一區間範圍的可能值。例如新台幣對美元的匯率或股票指數漲跌，是以開盤、收盤或是最高最低價之平均為準，結果有相當大的差距。這些資料若以傳統模式建構及分析方法，配適出一數學模式來解釋時間數列資料與走勢，往往會造成模式過度配適及資料過度解釋的潛在危機。

為了解決模式過度配適及資料過度解釋的危機，相關研究已將模糊邏輯應用於動態分析方法上，而且其應用有逐漸增加的趨勢，但這些研究都僅限於單變量模糊時間數列建構之方法及應用。如Song and Chissom（1993 a, 1993 b, 1994）利用模糊理論建立單變量模糊時間數列，Sullivan and Woodall（1994）對Markov模式選擇進行模糊預測及比較，Chen（1996）提出引導式模式並針對美國阿拉巴馬入學學生人數進行預測及比較，吳柏林、林玉鈞（民90）利用單變量模糊時間數列Markov模式對台股收盤進行預測及Tseng et al.（2001）根據時間數列ARIMA模式及模糊迴歸模式提出單變量模糊時間數列ARIMA（FARIMA）模式來預測台幣和美元的匯率等。

另外將模糊邏輯應用於方法論研究及社會科學應用上如曹勝雄等（民85）以國人赴港旅客需求之預測為例進行傳統迴歸、模糊迴歸、GMDH及類神經網路四種方法之預測應用之比較，吳

柏林、許毓云（民88）將模糊統計分析在台灣地區失業率應用，李建興（民89）利用變數模糊時間序列模型來判斷貨幣需求結構改變金融變數轉折區間，及曾能芳（民91）將模糊隨機變數應用在線性迴歸模式上。

除了上述的模糊時間數列所建立預測模式外，爲了瞭解所建立預測模式的適用性，我們必須另外建立其他的預測模式作爲比較基準。

一般對於總體經濟變數的預測，常以迴歸分析來建立預測模式，但這種以迴歸所建立的預測模式卻有下列缺失：

- (1) 忽略了時間數列資料本身所蘊含的動態過程，而動態關係在模式的確認非常重要。迴歸模式之因果關係係由先驗的經濟理論來決定，若先驗經濟理論對變數間的因果關係有爭論，卻任意的將變數之時間數列作迴歸分析，將使所建立之模式，對於實證結果造成解釋上的偏誤。
- (2) 迴歸模式僅考慮變數間的因果關係，忽略變數間反向回饋關係。
- (3) 對於時間數列資料，有落差期數必須利用已有的經濟理論來引入，所以必須事先設定，但設定落後期時太長，則自由度很小，落後期數設定太短，則採普通最小平方方法估計將產生偏差及不一致。
- (4) 殘差項往往以 Durbin-Watson 值來檢定模式是否滿足白噪音，但變數本身若有顯著的自我相關，以 Durbin-Watson 值檢定反而得到錯誤的顯著關係。

基於上述的觀點，本文建構預測模式時並不採用迴歸模式，而是直接以變數本身的時間特性來構建時間數列模式，即以時間數列ARIMA及VARMA模式作爲與多變量模糊時間數列之比較基礎。

本研究嘗試將模糊邏輯應用於動態分析上，以多變量模糊時間數列三種模式構建中國大陸出口金額的預測模式，並與時間數列ARIMA模式及VARMA模式比較，以了解預測模式的適用性。同時探討亞洲金融危機是否對中國大陸出口金額產生衝擊效應，並在不同的期間，分析中國大陸出口金額的動態過程，更進一步比較多變量模糊時間數列模式和時間數列ARIMA模式及VARMA模式的預測能力。

### 3. 研究方法

由於以迴歸分析模式所構建之預測模式有諸多缺失，近年來時間數列分析法在應用上有日趨普及的現象。時間數列分析法乃純粹以變數的實際資料來解釋行爲，避免迴歸分析模式對殘差項的不當處理。

時間數列分析模式依決策需要包括ARMA模式、ARIMA轉移函數模式以及向量ARIMA模式。模式之選用依決策需要，從多個可接受模式中選取適用模式，雖然不同模式有其準則可循，但還是完全決定於分析者之判斷與抉擇。所以本文在發展成熟的時間數列分析模式中，以ARIMA

模式及向量ARMA模式作為傳統時間數列模式的代表，與模糊時間數列模式在預測上作績效的比較。

### 3.1 時間數列 ARIMA 模式

時間數列ARIMA模式是Box-Jenkins（1970）所提出，主要是以P階自我迴歸及Q階移動平均因子來描述序列之特性，使延伸序列能掌握歷史資料之波動情況，而ARIMA模式之建立的流程如圖1如示。

### 3.2 向量ARMA模式

Box and Tiao（1977）所提出之多變量時間數列分析法，依據實際資料特性，設定出合適的遞延變數及因果方向，尤其當變數間之關係有爭論時，運用向量ARMA模式，可直接由資料本身

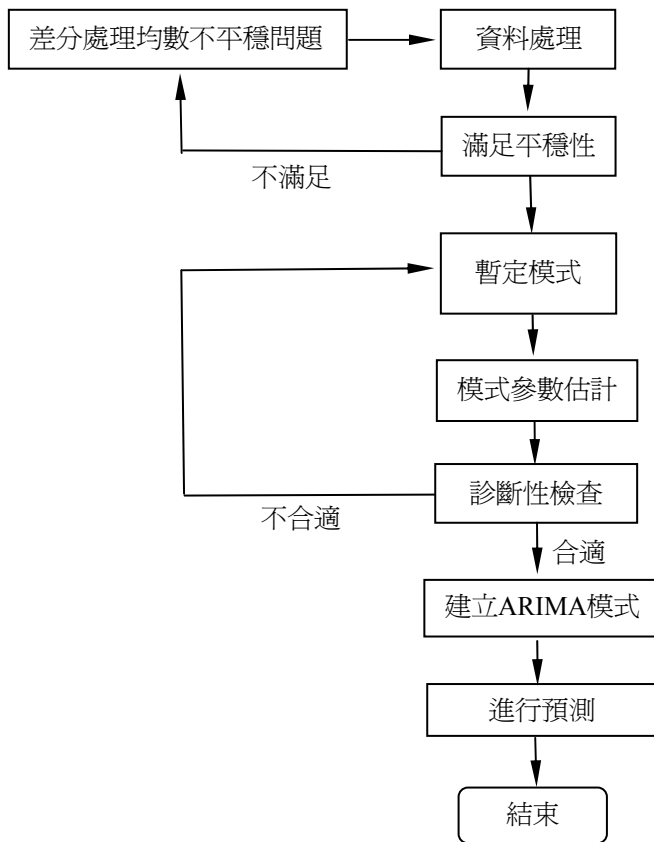


圖1 時間數列ARIMA的建構流程

顯現之行爲來解釋變數間之關係，彌補單變量ARIMA模式之不足，同時克服Box和Jenkins分析法上數列與數列間之反饋（feedback）關係之限制，由於向量ARMA是一種最具彈性及限制最少的時間數列模式，它不僅將其它的變數列入考慮，並可了解變數間的動態關係，增加預測效力，故本研究將利用向量ARMA模式來作為預測方法的比較基準之一。

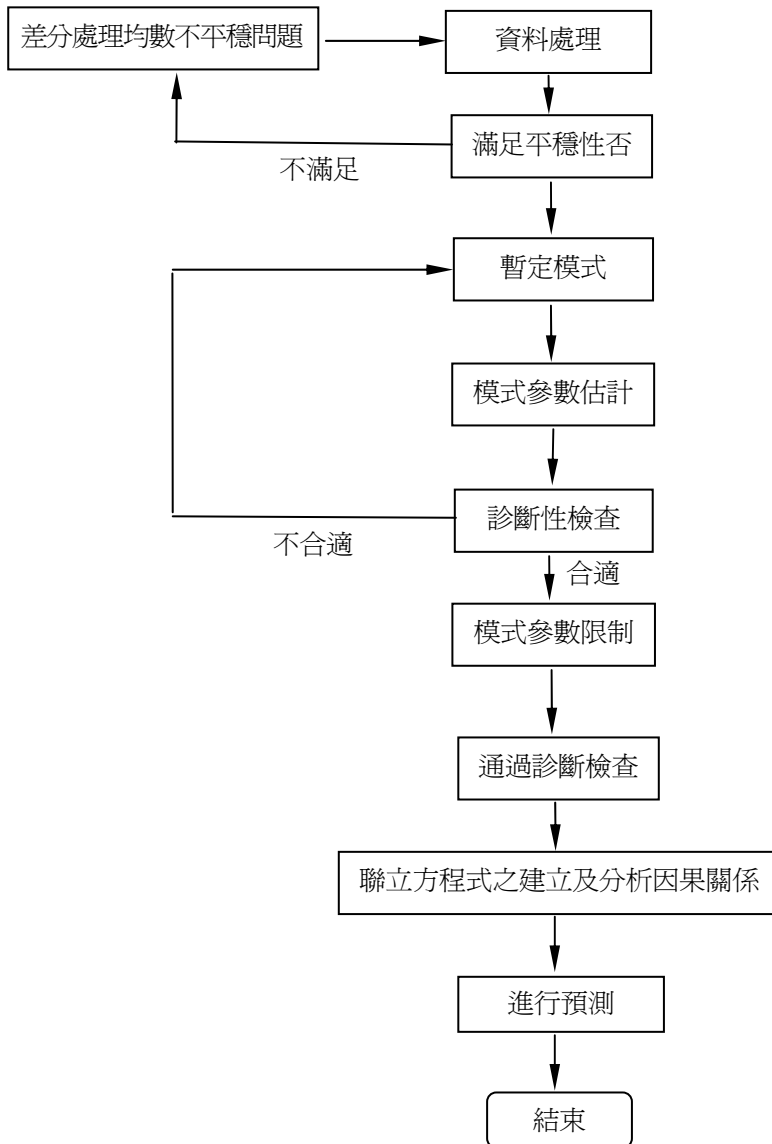


圖2 向量ARMA模式的建構流程

### 3.3 多變量模糊時間數列二因子模式 (two-factor models)

Chen and Hwang (2000) 所提出多變量模糊時間數列二因子模式，其相關概念基本定義如下：

#### 定義3.3.1 隸屬度函數 (two-factors)

假設  $A$  為論域  $U$  的一模糊集合， $U = \{\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n\}$ ， $\mu_A$  是  $A$  的隸屬度函數， $\mu_A : U \rightarrow [0,1]$ ， $\mu_A(\mu_i)$  代表元素  $\mu_i$  在模糊集合  $A$  中的隸屬程度。

$$A = \sum_{i=1}^n \mu_A(\mu_i) / \mu_i = \mu_A(\mu_1) / \mu_1 + \mu_A(\mu_2) / \mu_2 + \dots + \mu_A(\mu_n) / \mu_n$$

#### 定義3.3.2 單變量與雙(多)變量模糊時間數列之區分

假設  $F(t)$  與  $G(t)$  為關於模糊時間數列預測因子(素)，如果我們只利用  $F(t)$  來解決預測問題，則稱為單變量模糊時間數列，如果我們同時利用  $F(t)$  與  $G(t)$  來解決預測問題，則稱為雙(多)變量模糊時間數列。

#### 定義3.3.3 主因子與第二因子模糊時間數列

假設  $F(t)$  與  $G(t)$  為關於模糊時間數列  $Y(t)$  的兩個因子，而  $F(t) = \{\mu_{11}(t), \mu_{12}(t), \dots, \mu_{1n}(t)\}$ ， $G(t) = \{\mu_{21}(t), \mu_{22}(t), \dots, \mu_{2n}(t)\}$ ， $\mu_{1i}(t)$  及  $\mu_{2i}(t)$  是時間  $Y(t)$  的模糊集合， $1 \leq i \leq n$ 。假設我們要利用  $G(t)$  來預測  $F(t)$ ，那麼  $F(t)$  與  $G(t)$  我們分別稱為主因子及第二因子模糊時間數列。

#### 定義3.3.4 準則向量 $C(t)$ (criterion vector) 和操作矩陣 $O^w(t)$ (the operation matrix)

$$C(t) = f(t-1) = [C_1, C_2, \dots, C_m]$$

稱為準則向量 (criterion vector  $C(t)$ )

$$O^w(t) = \begin{bmatrix} f(t-2) \\ f(t-3) \\ \vdots \\ f(t-w) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} O_{11} & O_{12} & \cdots & O_{1m} \\ O_{21} & O_{22} & \cdots & O_{2m} \\ \vdots & & & \vdots \\ O_{(w-1)1} & \cdots & \cdots & O_{(w-1)m} \end{bmatrix}$$

稱為操作矩陣 (the operation matrix  $O^w(t)$ )

其中  $f(t-1)$  表示主因子模糊時間數列  $F(t)$  在時間  $t-1$  和  $t-2$  之間差異 (變化)；

$w$  表示期間基礎 (window basis)；

$m$  表示論域  $U$  的分割成模糊化區間的個數；

$C_j$  和  $O_{ij}$  是個數值， $0 \leq C_j \leq 1$ ， $0 \leq O_{ij} \leq 1$ ， $1 \leq i \leq w-1$  及  $1 \leq j \leq m$ 。

由定義3.3.4得知，準則向量及操作矩陣都受主因子模糊時間數列  $F(t)$  的影響，接著我們要定義第二因子向量模糊時間數列  $G(t)$  的準則向量  $S(t)$ 。

### 定義3.3.5 準則向量 $S(t)$

$$S(t) = g(t-1) = [S_1, S_2, \dots, S_m]$$

其中  $g(t-1)$  代表第二因子模糊時間數列  $G(t)$  在時間  $t-1$  時模糊化資料。其中  $m$  代表論域  $U$  分割成模糊化區間的個數， $S_i \in [0,1]$ ， $1 \leq i \leq m$ 。

### 定義3.3.6 模糊二因子關係矩陣 $\mathfrak{R}$ (Fuzzy Two-factors relation Matrix)

$$\mathfrak{R} = O^w(t) \otimes S(t) \otimes C(t) = \begin{bmatrix} O_{11} \times S_1 \times C_1 & O_{12} \times S_2 \times C_2 & \cdots & O_{1m} \times S_m \times C_m \\ O_{21} \times S_1 \times C_1 & O_{22} \times S_2 \times C_2 & \cdots & O_{2m} \times S_m \times C_m \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ O_{(w-1)1} \times S_1 \times C_1 & O_{(w-1)2} \times S_2 \times C_2 & \cdots & O_{(w-1)m} \times S_m \times C_m \end{bmatrix}$$

根據定義3.3.6，我們可得主因子模糊時間數列  $F(t)$  在時間  $t$  和  $t-1$  的模糊預測差異（變異）。

$$F(t) = \left[ \max(R_{11}, R_{21}, \dots, R_{(w-1)1}), \max(R_{12}, R_{22}, \dots, R_{(w-1)2}), \dots, \max(R_{1m}, R_{2m}, \dots, R_{(w-1)m}) \right]$$

爲了進一步了解多變量模糊時間數列二因子模式之建構過程，我們分爲下面六個步驟：(Chen, 2000)

步驟1、計算主因子模糊時間數列  $F(t)$  兩個連續日的差異（一次差分），並決定論域；

步驟2、定義模糊集合  $A_i$ ，將資料模糊化；

步驟3、決定第二因子模糊時間數列  $G(t)$  的論域，及定義模糊集合  $B_i$ ，將資料模糊化，配合主因子模糊區間，定義隸屬度函數；

步驟4、選取適當的window basis  $w$ ，定義準則向量  $C(t)$  及  $S(t)$  和操作矩陣  $O^w(t)$ ，並計算模糊關係矩陣  $\mathfrak{R}$ ；

步驟5、利用模糊關係矩陣  $\mathfrak{R}$ ，得出模糊預測差異（變化） $F(t)$ ；

步驟6、將模糊預測差異（變化） $F(t)$  反模糊化。

至於反模糊化的法則有下面3點：(Chen and Hwang, 2000)

法則1、當模糊預測差異（變化） $F(t)$  的隸屬度皆爲0時，則得到預測差異（變化）值爲0；

法則2、當模糊預測差異（變化） $F(t)$  的隸屬度最大值落在  $\mu_i$ ，則其值爲  $\mu_i$  的組中點  $m_i$ ；



法則3、當模糊預測差異（變化） $F(t)$  的隸屬度最大值為多個時，則模糊預測差異值為  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k$  的各個組中點平均  $m^* = (m_1 + m_2 + \dots + m_k) / k$ 。

### 3.4 多變量模糊時間數列引導式模式

由 Chen (1996) 提出，經 Huarng (2001a,b) 加以改良的引導式模式，由於 Huarng (2001a,b) 所提之引導式模式在執行過程中涉及結構性改變 (structure change) 觀念，所以本文以自迴歸門檻模式 (TAR 模式, Threshold model) 為例，將轉捩點 (change point) 的觀念提出加以說明。

#### 定義3.4.1 傳統門檻模式 (TAR模式, Threshold model)

各個時間點觀察值所組成的序列  $\{Y_t\}$ ，我們根據其過去可能發生的值，來建立一個線性模式。通常，我們考慮的轉捩點 (change point)，即在一個時間數列，將所有的觀察值依其變化情形，清楚劃分為兩個區域，且各自成一系統，服從不同的自迴歸模式。而一個傳統的自迴歸模式 (TAR) 其表示的形式如下：

$$Y_t = \begin{cases} \Phi_{1,0} + \sum_{i=1}^{k_1} \Phi_{1,i} Y_{t-i} + a_{1,t} & \text{if } Y_{t-d} \leq r, \\ \Phi_{2,0} + \sum_{i=1}^{k_2} \Phi_{2,i} Y_{t-i} + a_{2,t} & \text{if } Y_{t-d} > r, \end{cases}$$

其中  $\Phi_{i,j}$ ：自迴歸係數，

$Y_{t-d}$ ：為一變數，控制門檻發生之處（或稱為延誤參數），

$r$ ：為一常數，稱之為門檻（或稱轉捩點），

$a_{1,t}, a_{2,t}$ ：為白噪音項。

#### 定義3.4.2 模糊邏輯關係

假定  $t$  與  $t-1$  其存在一模糊關係  $R(t-1, t)$ ，使得  $F(t) = F(t-1) \times R(t-1, t)$ ，那麼我們可以說  $F(t)$  受到  $F(t-1)$  的影響，且  $F(t)$  與  $F(t-1)$  間的關係可以表示成

$$F(t-1) \rightarrow F(t) \quad \circ$$

又假定  $F(t-1) = A_i$ ， $F(t) = A_j$  那麼  $F(t)$  與  $F(t-1)$  的模糊邏輯關係可以表示成  $A_i \rightarrow A_j$ 。

這裡  $A_i$  命名為邏輯關係的左側 (left-hand side)， $A_j$  命名為邏輯關係的右側 (right-hand side)。

#### 定義3.4.3 模糊邏輯關係整合

依照將相同的左側值聚集，並整合所有可能的模糊邏輯關係得到一模糊邏輯群。例如，以相同的左側值  $A_i$  為例，其所有的模糊邏輯關係可以表示成

$$A_i \rightarrow A_{j1}, A_i \rightarrow A_{j2}, A_i \rightarrow A_{j3} \dots$$

經整合可表示成

$$A_i \rightarrow A_{j1}, A_{j2}, A_{j3}, \dots$$

為了進一步了解多變量模糊時間數列引導式模式之建構過程，我們分為下面五個步驟：  
(Huang, 2001a,b)

步驟1、決定論域  $U$ 。

步驟2、決定之最適區間長度，定義模糊集合  $(u_1, u_2, u_3, \dots, u_t)$ ，其中各區間中點為  $m_1, m_2, m_3, \dots, m_t$ ，將資料模糊化。

步驟3、建立模糊邏輯關係。

步驟4、模糊邏輯關係整合，並建立門檻模式。

步驟5、進行預測。

值得一提的是步驟5進行預測時，根據Huang (2001a,b) 所提，遵循法則有下面3點：

法則1、當模糊邏輯關係整合後  $A_j$  是空集合；如  $A_j \rightarrow$ ，那麼  $F(t)$  的預測值為  $m_j$ ，即  $u_j$  的組中點。

法則2、當模糊邏輯關係整合後  $A_j$  是一對一型式；如  $A_j \rightarrow A_{p1}$ ，那麼  $F(t)$  的預測值為  $m_{p1}$ ，即  $u_{p1}$  的組中點。

法則3、當模糊邏輯關係整合後  $A_j$  是一對多型式；如  $A_j \rightarrow A_{p1}, A_{p2}, \dots, A_{pk}$ ，那麼  $F(t)$  的預測值為  $m_{p1}, m_{p2}, \dots, m_{pk}$  的算術平均，即  $u_{p1}, u_{p2}, \dots, u_{pk}$  的各組組中點平均。

### 3.5 多變量模糊時間數列Markov模式

一個精準模糊關係是建立一個良好模糊時間數列模型的基礎，假如我們能透過模糊關係建立出一模糊關係矩陣，那麼透過模糊時間數列模型必能提供較好的配適及預測。計算模糊關係矩陣以Wu (1986) 所提之模糊馬可夫關係矩陣  $\mathfrak{R}^*$  做為建構模糊時間數列模型的依據。

#### 定義3.5.1 模糊馬可夫關係矩陣 (Fuzzy Markov relation Matrix)

假設模糊時間數列  $\{F(X(t))\}$  為一階模糊時間數列FAR(1) (Fuzzy autoregressive process of order one)，也就是對所有t而言， $F(X_t)$  完全倚賴  $F(X_{t-1})$ ，令  $F(X_t)$  的隸屬度函數為  $\mu_i(X_t)$ ， $i = 1, 2, \dots, r$ ，那麼模糊馬可夫關係矩陣可以表示成

$$\mathfrak{R}^* = \left[ \mathfrak{R}_{ij}^* \right]_{r \times r} = \max_{2 \leq t \leq n} \left[ \min(\mu_i(X_{t-1}), \mu_j(X_t)) \right]_{r \times r}$$

**定義3.5.2**  $p$  階自迴歸模糊時間數列  $FAR(p)$

若時間數列模型具有下列形式，我們稱其階次為  $p$  的模糊自迴歸模式( $p$ -th order of fuzzy auto-regressive model)， $\mathfrak{R}^*$  為  $F(t)$  與  $F(t-1)$ ， $F(t-2)$ ，...， $F(t-p)$  之間的模糊關係矩陣。

$$F(t) = F(t-1) \circ F(t-2) \circ \dots \circ F(t-p) \times \mathfrak{R}^*$$

當  $p=1$  時， $F(t) = F(t-1) \times \mathfrak{R}^*$ 。

我們稱之為一階自迴歸模糊時間數列  $FAR(1)$

如何將模糊數值轉換成語言變量值並進行預測，是模糊時間數列的重點。根據模糊邏輯的特性及非線性時間數列的不穩定走勢，我們考慮(1)最大隸屬度法(2)隸屬度加權平均法，來做模糊數值之轉換，在本研究實証應用中以方法(1)做為模糊數值之轉換依據。

(1) 最大隸屬度法

設  $w_1, w_2, \dots, w_n$  為論域  $U$  上輸出元素的隸屬度。令  $w_0 = \max\{w_1, w_2, \dots, w_n\}$ ，我們選擇此  $w_0$ ，即輸出元素的最大隸屬度，其所在區間的中點為輸出值。

當輸出的隸屬度有兩個以上最大隸屬度時，則取各最大隸屬度所在區間中點之平均為輸出值。

(2) 隸屬度加權平均法

設  $w_1, w_2, \dots, w_n$  為論域  $U$  上輸出元素的隸屬度，我們考慮以標準化的隸屬度加權數，對各組中點做平均為其輸出值，亦即輸出值  $O$

$$O = S_1 * M_1 + \dots + S_n * M_n$$

其中， $S_i = w_i / \sum w_i$ ，為標準化後的隸屬度， $M_i$  為區間的組中點， $i = 1, 2, \dots, n$ 。

**定義3.5.3** 一階自迴歸多變量模糊時間數列 (FVAR(1)time series)

$\{FX_{1,t}, FX_{2,t}, \dots, FX_{k,t}\}$  為一階自迴歸多變量模糊時間數列，當

$$(FX_{1,t}, FX_{2,t}, \dots, FX_{k,t}) = (FX_{1,t-1}, FX_{2,t-1}, \dots, FX_{k,t-1}) \begin{bmatrix} \mathfrak{R}_{11}^* & \dots & \mathfrak{R}_{1k}^* \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathfrak{R}_{k1}^* & \dots & \mathfrak{R}_{kk}^* \end{bmatrix}$$

對所有的  $t$  來說。而  $\mathfrak{R}_{ij}$  為  $\{FX_{i,j}\}$  和  $\{FX_{j,t}\}$  模糊馬可夫相關矩陣， $i, j = 1, 2, \dots, k$ ，既然  $(FX_{1,t}, FX_{2,t}, \dots, FX_{k,t})$  完全倚賴  $(FX_{1,t-1}, FX_{2,t-1}, \dots, FX_{k,t-1})$ ，對所有的  $t$  來說，那麼我們可以將它稱為多變量模糊馬可夫過程。

**定義3.5.4**  $L$  階自迴歸多變量模糊時間數列 (FVAR(L)time series)

對一階自迴歸多變量模糊時間數列，對所有的  $t$  來說滿足下面式子

$$(FX_{1,t}, FX_{2,t}, \dots, FX_{k,t}) = (FX_{1,t-1}, FX_{2,t-1}, \dots, FX_{k,t-1}) \begin{bmatrix} \mathfrak{R}_{11}^* & \dots & \mathfrak{R}_{1k}^* \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathfrak{R}_{k1}^* & \dots & \mathfrak{R}_{kk}^* \end{bmatrix}$$

(1) 一階模糊預測

$$(FX_{1,n}(1), FX_{2,n}(1), \dots, FX_{k,n}(1)) = (FX_{1,n}, FX_{2,n}, \dots, FX_{k,n}) \begin{bmatrix} \mathfrak{R}_{11}^* & \dots & \dots & \mathfrak{R}_{1k}^* \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \mathfrak{R}_{k1}^* & \dots & \dots & \mathfrak{R}_{kk}^* \end{bmatrix}.$$

(2) 二階模糊預測

$$(FX_{1,n}(2), FX_{2,n}(2), \dots, FX_{k,n}(2)) = (FX_{1,n}, FX_{2,n}, \dots, FX_{k,n}) \begin{bmatrix} \mathfrak{R}_{11}^* & \dots & \dots & \mathfrak{R}_{1k}^* \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \mathfrak{R}_{k1}^* & \dots & \dots & \mathfrak{R}_{kk}^* \end{bmatrix}^2.$$

(3)  $l$  階模糊預測

$$(FX_{1,n}(l), FX_{2,n}(l), \dots, FX_{k,n}(l)) = (FX_{1,n}, FX_{2,n}, \dots, FX_{k,n}) \begin{bmatrix} \mathfrak{R}_{11}^* & \dots & \dots & \mathfrak{R}_{1k}^* \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \mathfrak{R}_{k1}^* & \dots & \dots & \mathfrak{R}_{kk}^* \end{bmatrix}^l.$$

我們給定多變量模糊時間數列Markov模式建構步驟如下：

- 步驟1、架構時間數列  $\{X_{1,t}\}, \dots, \{X_{k,t}\}$  論域的模糊集合，給定語言變數  $\{L_{i1}, L_{i2}, \dots, L_{in}\}$   $i = 1, 2, \dots, k$ ，並將資料模糊化；
- 步驟2、分別計算  $\{FX_{i,t}\}, \{FX_{j,t}\}$ ， $i, j = 1, 2, \dots, k$  的最大隸屬度函數；
- 步驟3、計算  $\{FX_{i,t}\}$  與  $\{FX_{j,t}\}$  的模糊關係， $i, j = 1, 2, \dots, k$ ；
- 步驟4、根據步驟3，我們得到一模糊馬可夫關係矩陣，並建構一多變量模糊時間數列模型；
- 步驟5、進行預測，並將預測結果反模糊化。

## 4. 實証分析與結果

### 4.1 全部期間分析結果

樣本資料來自於中國國家統計局網站及中國外匯管理局網站，從1995年1月至2002年10月的出口金額及即期匯率資料，這兩種資料分別有93筆。作為比較基準的時間數列ARIMA模式、向量ARMA模式，以及本文討論的多變量模糊時間數列模式（包括二因子模式、引導式模式及馬可夫模式），並以2002年11月至2006年1月的出口金額及即期匯率資料，共38筆作為樣本外預測。所構建的模式其樣本內預測誤差如圖3及表1所示。

#### 4.1.1 時間數列ARIMA模式

(1) 以時間數列ARIMA模式執行的結果為：

$$X_{11t} = \varepsilon_t + 0.38696\varepsilon_{t-1} - 0.71964\varepsilon_{t-12} - 0.34739\varepsilon_{t-13}$$

，式中， $X_{11t} = \log X_1$ ，其預測誤差(MSE)

如圖3所示。

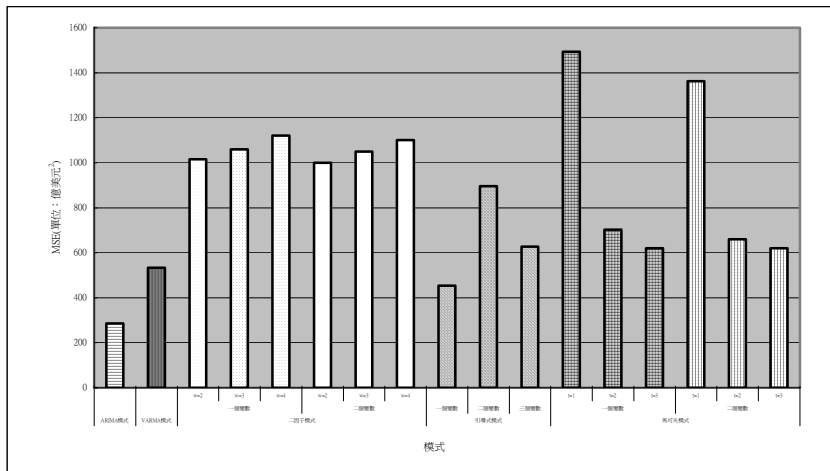


圖3 五種預測模式樣本內預測誤差 (MSE) 結果比較 (1995.01~2002.10出口金額)

表1 五種預測模式樣本內預測誤差 (MSE) 結果比較表(1995.01~2002.10出口金額)

ARIMA 模式	VARMA 模式	二因子模式				引導式模式			馬可夫模式					
		w=2	w=3	w=2	w=3	一個變數	二個變數	三個變數	t=1	t=2	t=3			
285.5	532.9	1015.2	1059.6	999.2	1049.7	453.2	896.5	627.5	1493.6	701.9	619.7	1362.0	660.0	619.7
***	*					**								

註：\*\*\*表MSE最小者；\*\*表MSE次小者；\* 表MSE第三小者。

(2) 從模式中可以看出此模式為季節性的移動平均模型，顯示當期的出口金額，受到前一期，前十二期，前十三期殘差的影響，無法由過去的出口金額多寡來解釋，特別是落差十二期，即前一年同期干擾最大，同落差十三期的干擾項一樣，對當期出口金額是負向干擾，使得出口金額大幅衰退。顯示影響出口金額有許多的複雜因素。例如國內外相對價格或國外所得，甚至貿易政策等都有可能造成出口金額的波動。

另外，在1997年7月以來，東南亞的泰銖大幅貶值波及馬來西亞、菲律賓、印尼、及新加坡等國的匯價，引發了東南亞金融危機。在當時人民幣是否會隨之而貶值，更是亞洲各國的財經當局關注的焦點，深怕人民幣貶值，導致整個亞太地區形成貶值競賽（魏艾，民91）。事後中國大陸財經當局雖全力固守人民幣於穩定的匯價，但人民幣相對於亞洲各國貨幣的貶值，也大幅提高中國大陸對外貿易的出口成本，是否對出口金額產生重大的影響，必須作進一步分析。即1997年7月所發生的東南亞金融危機是否有造成中國大陸出口產生結構性的改變？甚至是反應在前一年或後續時間點，本研究針對可能發生結構性轉變的不同時間點執行Chow結構轉變檢定（Chow breakpoint test），結果顯示在該期間發生結構性轉變的時間點皆不顯著。如表2所示。

#### 4.1.2 向量 ARMA 模式

以向量ARMA模式執行的出口金額與即期匯率的預測模式分別為：

$$X_{11t} = 0.93X_{11t-1} + 59.63 - 8.82Y_{11t-1} + \varepsilon_t - 0.34\varepsilon_{t-1} - 0.41\varepsilon_{t-2}$$

$$Y_{11t} = 0.87Y_{11t-1} + 0.9 - 0.001X_{11t-1} + \varepsilon_t - 0.39\varepsilon_{t-1} - 0.19\varepsilon_{t-2}$$

其預測誤差 (MSE) 如圖3所示。其中  $X_{ii} = \log X_i$ ， $X_i$  為出口金額； $Y_{ii} = \log Y_i$ ， $Y_i$  為即期匯率。

表2 不同時間點之結構性檢定結果

檢定時點	統計量	機率值 (=0.05為顯著水準)
1996年7月	F-statistic=1.860901 Log-likelihood ratio=7.7870507	P=0.126659 P=0.096439
1997年7月	F-statistic=1.792145 Log-likelihood ratio=7.593076	P=0.734233 P=0.698818
1998年7月	F-statistic=0.416815 Log-likelihood ratio=1.831394	P=0.795989 P=0.766734
1999年7月	F-statistic=1.792145 Log-likelihood ratio=7.593076	P=0.139782 P=0.107674
2000年7月	F-statistic=0.630960 Log-likelihood ratio=0.599409	P=0.64200 P=0.599409

由實証結果得知當期的出口金額受到上一期的出口金額之影響，程度高達0.95，也受到上一期即期匯率的影響，但僅有0.065。而向量ARMA模式的預測誤差相對比ARIMA模式的預測誤差來得大，向量ARMA模式並未因為引入即期匯率這個解釋變數而有較佳的預測績效。匯率影響會出口但出口變化也會間接影響匯率，而出口與匯率也同時受到其他總體變數之影響。由ARMA模式的第二式也可看出當期匯率受到前一期匯率之影響，甚至也受到前一期的出口之影響。再由該期間（1995/1~2002/10）的匯率走勢觀之，發現在1995年7月人民幣匯率從8.43急遽下降到1998年時的8.30後一直到2002年12月匯率皆維持在8.27附近，顯示中共在該期間固守人民幣在穩定的價位。是否因為這種人為干預的結果也導致匯率變化的訊息無法有效的反應到向量ARMA模式，反而不如僅以出口本身的時間序列資訊所構建的ARIMA模式有較佳的預測力。

#### 4.1.3 多變量模糊時間數列二因子模式

二因子模式係根據多變量模糊時間數列二因子模式建構步驟，將資料分成七等份，分別考慮只利用出口金額做預測的單變量模糊時間數列，及同時利用出口金額為主因子及即期匯率資料為輔助預測因子的多變量模糊時間數列，考慮往前回溯期數為2及3，求得預測誤差 (MSE) 如圖3所示。

#### 4.1.4 多變量模糊時間數列引導式模式

根據多變量模糊時間數列引導式模式建構步驟，將資料分成七等份，比較一個變數（出口金額）、二個變數（加入即期匯率的變動為輔助因子）及三個變數（加入即期匯率的變動大小為輔助因子）的預測結果，其預測誤差 (MSE) 如圖3所示。

#### 4.1.5 多變量模糊時間數列馬可夫模式

根據多變量模糊時間數列馬可夫模式建構步驟，將資料分成七等份，分別考慮只利用出口金額做預測的單變量模糊時間數列，及同時利用出口金額為主因子及即期匯率資料為輔助預測因子的多變量模糊時間數列，考慮往前回溯期數為1、2及3，求得預測誤差 (MSE) 如圖3所示。

我們將上述五種模式所得預測誤差 (MSE) 加以整理，如表1所示。我們發現以時間數列ARIMA模式預測結果較佳。

但就單一時間長度來說，顯示時間數列ARIMA模式有較小的預測誤差，是否因為期間較長，時間數列ARIMA模式較容易捕捉其趨勢；而多變量模糊時間數列中，二因子模式和馬可夫模式雖都引進第二個解釋變數（即期匯率），但該資訊卻無法有效的提高模式的預測能力，是否因為匯率受到人為干預以致無法反應市場現況。此外，二因子模式無論是一個變數或兩個變數，往前追溯期間愈長預測誤差愈大，顯示運用愈早期的資訊在本模式裡效果不彰。

此外，本研究為了測試上述五種模式的預測能力，以2002年11月至2006年1月的出口金額與即期匯率為樣本外資料，將上述五種模式所得預測誤差 (MSE) 加以整理，如表3所示：發現短

表3 五種預測模式樣本外預測誤差 (MSE) 結果之比較表(2002.11~2006.01出口金額)

ARIMA 模式	VARMA 模式	二因子模式				引導式模式			馬可夫模式					
		一個變數		二個變數		一個 變數	二個 變數	三個 變數	一個變數			二個變數		
		w=2	w=3	w=2	w=3				t=1	t=2	t=3	t=1	t=2	t=3
431.5	532.9	405.2	539.7	637.6	749.7	363.4	597.0	487.5	593.6	601.8	783.3	562.1	650.8	645.4
*		**				***								

註：\*\*\*表MSE最小者；\*\*表MSE次小者；\*表MSE第三小者。

期仍然以多變量模糊時間序列有較小的預測誤差，尤其是二因子模式與引導式模式的一個變數(出口金額)。但兩種模式對引入第二個變數(即期匯率)預測效力並不佳，或許這與即期匯率在這段期間幾乎是固定無法有效的反應經濟現況有關，從1998年初至2004年人民幣對美元的匯價都維持在8.27一直到2005年初中共在美國強力施壓下，人民幣對美元才有小幅升值。這種對匯率的干預結果導致該變數在預測模式中仍無法用來解釋出口的走勢。

## 4.2 不同期間分析結果

為了進一步釐清是否因為分析期間的長短，才會造成時間數列ARIMA模式有較佳的預測能力，同時也進一步分析亞洲金融危機對中國大陸的出口金額是否產生重大的影響。我們把資料期間加以切割，分成三段期間作進一步的探討。三組不同期間的分析分別為：

- (1) 從1995年1月至2002年10月的出口金額資料，共有93筆，期間則涵蓋亞洲金融危機發生的期間(1997年7月)以及發生前夕。
- (2) 從1998年1月至2002年10月的出口金額資料，共有57筆，期間則不涵蓋亞洲金融危機發生期間(1997年7月)，但包括其後續效應。
- (3) 從2000年1月至2002年10月的出口金額資料，共33筆，期間則不涵蓋亞洲金融危機發生期間(1997年7月)，同時也淡化其後續效應。

作為比較基準的時間數列ARIMA模式、向量ARMA模式，以及本文討論的多變量模糊時間數列模式(包括二因子模式、引導式模式及馬可夫模式)的模式預測誤差如圖4、5及表4所示。

### 4.2.1 時間數列ARIMA模式

以時間數列ARIMA模式執行的結果如表5所示，其預測誤差(MSE)如圖3、圖4、圖5所示。

比較1998.01~2002.10和2000.01~2002.10這兩組時間數列ARIMA模式，其干擾項第一期落差和出口金額呈負向關係，而干擾項的第十二期落差和出口金額呈正向關係，並且其係數相差不大，顯示東南亞金融危機(1997年7月)發生的第二年和第三年後中國大陸的出口金額受到外在的衝擊程度已經減低。但是反觀1995.01~2002.10這組時間數列ARIMA模式，其干擾項的第一期落差和出口金額呈正向，但第十二期和十三期則和出口金額呈負向，與前組模式不同。在干擾項



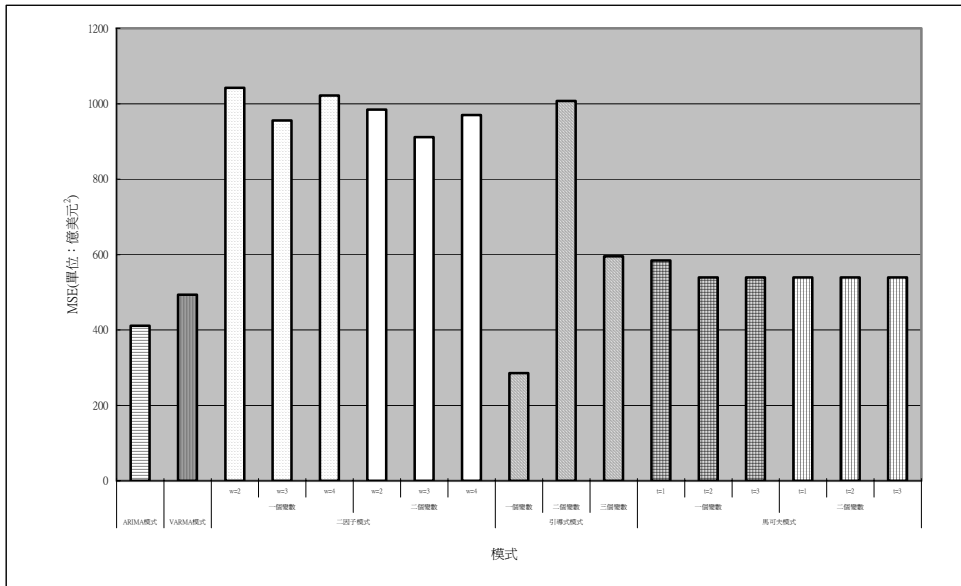


圖4 五種預測模式預測誤差 (MSE) 結果之比較 (1998.01~2002.10大陸出口金額)

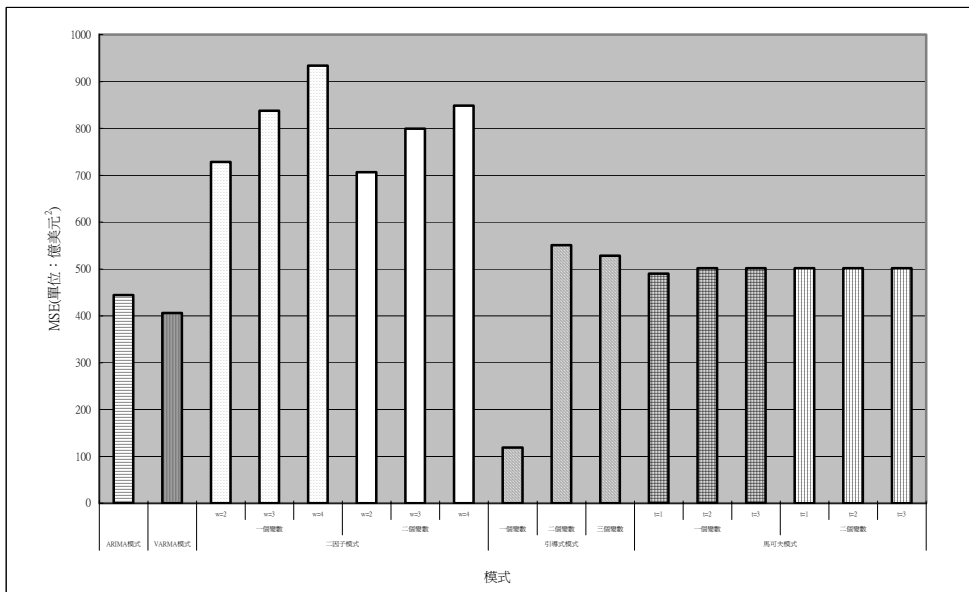


圖5 五種預測模式預測誤差 (MSE) 結果之比較 (2000.01~2002.10大陸出口金額)

表4 五種預測模式預測誤差 (MSE) 結果之比較表 (出口金額)

期間	ARIMA 模式	VARMA 模式	二因子模式						引導式模式			馬可夫模式										
			一個變數			二個變數			一個 變數	二個 變數	三個 變數	一個變數			二個變數							
			w=2	w=3	w=4	w=2	w=3	w=4				t=2	t=3	t=4	t=2	t=3	t=4					
199501 ~ 200210	285.6 ****	532.9 **	1015.3	1059.7	1121.1	999.2	1049.7	1100.4	453.2 ***	896.6	627.5	702.0	619.7	619.7	660.0	619.7	619.7	* *	* *	* *	* *	
199801 ~ 200210	411.6 ***	494.0 **	1041.9	955.9	1022.0	984.8	911.8	969.9	286.2 ****	1007.3	595.0	584.0	539.2	539.2	539.2	539.2	539.2	* *	* *	* *	* *	
200001 ~ 200210	444.2 **	405.8 ***	728.0	837.6	933.5	706.4	799.09	848.5	118.6 ****	550.8	528.6	490.1	502.0	502.0	502.0	502.0	502.0	* *				

註 \*\*\*\*：表橫向比較預測誤差 (MSE) 最小者；\*\*\*：表橫向比較預測誤差 (MSE) 次小者；

\*\*：表橫向比較預測誤差 (MSE) 第三小者；\*：表橫向比較預測誤差 (MSE) 第四小者。

表5 出口金額不同期間之比較表

總體經濟變數	期間	時間數列ARIMA模式
出口金額	1995.01~2002.10	$X_{11t} = \varepsilon_t + 0.38696\varepsilon_{t-1} - 0.71964\varepsilon_{t-12}$ $- 0.34739\varepsilon_{t-13}, X_{11t} = \log X_1$
出口金額	1998.01~2002.10	$X_{22t} = \varepsilon_t - 0.36911\varepsilon_{t-1} + 0.3869\varepsilon_{t-12},$ $X_{22t} = \log X_2$
出口金額	2000.01~2002.10	$X_{33t} = \varepsilon_t - 0.3744\varepsilon_{t-1} + 0.336735\varepsilon_{t-12},$ $X_{33t} = \log X_3$

的第十二期落差對出口金額的影響其減少幅度高度百分之七十，達到最高峰。如果該外在干擾是因東南亞金融危機對中國大陸出口金額所產生的衝擊，則出口有領先反應的趨勢，發生的時間應該是在前一年。但東南亞金融危機事件對於模式產生結構性轉變並不明顯，推測該期間出口金額的減少應是其他的外在因素所造成的。

#### 4.2.2 向量ARMA模式模式

向量ARMA模式執行的結果如表6所示，其預測誤差 (MSE) 如圖3、圖4、圖5所示。由實証結果得知除了1998.01~2002.03這段期間外，當期的出口金額受到上一期出口金額的影響最大，而在1998.01~2002.03這段期間當期出口金額受到前一期匯率的影響高達86.7%，且呈現反向關係，又該期間的匯率走勢呈固定，而這段期間距離前一次人民幣大幅升值間隔一年，出口減少是否因匯率下降的所產生的落後反應。

表6 出口金額不同期間之比較

總體經濟變數	期間	向量ARMA模式
出口金額	1995	$X_{11t} = 0.93X_{11t-1} + 59.63 - 8.82Y_{11t-1} + \varepsilon_t - 0.34\varepsilon_{t-1} - 0.41\varepsilon_{t-2}$ $Y_{11t} = 0.87Y_{11t-1} + 0.9 - 0.001X_{11t-1} + \varepsilon_t - 0.39\varepsilon_{t-1} - 0.19\varepsilon_{t-2}$
出口金額	1998	$X_{22t} = 0.81X_{22t-1} + 1786.77 - 265.79Y_{22t-1} + \varepsilon_t - 0.1\varepsilon_{t-1}$ $Y_{22t} = 0.26Y_{22t-1} + 4.94 - 0.0003X_{22t-1} + \varepsilon_t + 0.45\varepsilon_{t-1}$
出口金額	2000	$X_{33t} = 0.64X_{33t-1} + 1657.65 - 246.43Y_{33t-1} + \varepsilon_t + 0.17\varepsilon_{t-1}$ $Y_{33t} = 0.49Y_{33t-1} + 3.45 - 0.0001X_{33t-1} + \varepsilon_t + 0.1\varepsilon_{t-1}$

其中：  $X_{ii} = \log X_i$  ,  $X_i$  : 出口金額；  $Y_{ii} = \log Y_i$  ,  $Y_i$  : 即期匯率

#### 4.2.3 多變量模糊時間數列二因子模式

- (1) 我們同樣地將1998.01~2002.10和2000.01~2002.10這兩組期間資料，依上述模式建構步驟，求得預測誤差 (MSE) 如圖4、圖5所示。
- (2) 若只利用出口金額做預測，求得預測誤差 (MSE) 如圖4、圖5所示。

#### 4.2.4 多變量模糊時間數列引導式模式

根據多變量模糊時間數列引導式模式建構步驟，將資料分成七等份，比較一個變數、二個變數、三個變數預測誤差 (MSE) 如圖4、圖5所示。

#### 4.2.5 多變量模糊時間數列馬可夫模式

根據多變量模糊時間數列馬可夫模式建構步驟，將資料分成七等份，其預測誤差結果 (MSE) 如圖4、圖5所示。

我們將三組不同區間及五種模式所得預測結果加以整理 (如表4所示)。發現第一組資料涵蓋亞洲金融危機發生期間 (1997年7月) 以及前夕。期間自1995年1月到2002年3月所構建的預測模式，以時間數列ARIMA模式其預測誤差較小，似乎顯示時間數列ARIMA模式，對於所涵蓋期間愈長有較好的預測能力。但其餘第2組、第3組資料，都以多變量模糊時間數列引導式模式的預測結果較佳，其驗證了期間因素愈短，運用多變量模糊時間數列模式其預測的優勢會上升，是否因為期間愈短產生系統性誤差愈低。而在比較模糊時間數列一個變數與兩個變數預測結果，我們發現當期間愈短，兩者之間差異愈小，甚至有一個變數預測結果更小於兩個變數情形發生，尤其以馬可夫模式最為明顯，是否也反應該期間即期匯率幾乎沒有太大變動，導致用即期匯率的資訊來輔助預測出口金額的效果不佳。

## 5. 結論

根據1995年1月至2002年10月的出口金額及即期匯率資料的實証分析結果，得到以下五點結論：

- (1) 就 1995 年 1 月至 2002 年 10 月的大陸出口金額，本研究發現出口金額受到其它外在因素的影響，與過去歷年來的出口金額多寡並無太大關連，所以要依據過去出口金額來推估未來的出口金額的變動，有其困難性存在。但整體而言，大陸出口金額的時間序列資料其趨勢是往上的，且隨著時間受到外在干擾因素，產生劇烈的波動。這些外在干擾因素對出口金額的衝擊程度，在落差期數是 12 期時，幾乎使出口金額減少到七成左右，達到最高峰。但再往前一期，則對出口金額衝擊程度減弱，幾乎是落差期數是 12 期的一半。顯示在落差期數 12 期、13 期有來自外在的衝擊影響，導致出口金額呈現大幅衰退，但研判該期間發生的亞洲金融危機，並非使得大陸出口貿易減少之主因。
- (2) 對 1998 年 1 月至 2002 年 10 月與 2000 年 1 月至 2002 年 10 月而言，東南亞金融危機（1997 年 7 月）發生的第 2 年與第 3 年後，中國大陸出口金額受到外在的衝擊程度已減低，可能的原因是，中國大陸財經當局採取「管理式的匯率制度」，透過外匯的操作，使人民幣相對於美元的匯率維持在一個穩定的區間內，當時大陸財經當局宣稱力守人民幣匯價，絕不使人民幣貶值，以免因人民幣的貶值，更使惡化的亞洲金融情勢雪上加霜。此外中國大陸自 1979 年對外改革開放以後，對外貿易與國外資本的流入變得十分的熱絡，持續累積的外匯存底變成對抗匯率急劇波動的後盾，透過在外匯市場的操作，使人民幣的匯價得以穩定，這點由匯率持穩的走勢可以看出來。而同時期的亞洲貨幣卻是劇烈振盪，一瀉千里，最後由聯合國的國際貨幣基金會（IMF）施以援手，整個情勢才得以控制下來。
- (3) 就預測結果而言，時間數列 ARIMA 模式仍具有其預測優勢，尤其當研究期間較長時，則時間數列 ARIMA 模式其預測誤差較小，顯示期間愈長，時間數列 ARIMA 模式較容易捕捉到出口金額變動的趨勢。反之，當研究的期間較短時，多變量模糊時間數列模式相對於時間數列 ARIMA 模式，其預測優勢相對增加的趨勢。
- (4) 就研究方法而言，當研究期間較短時，多變量模糊時間數列模式其預測誤差相對較小，尤其以引導式模式預測結果最佳，馬可夫模式次之。而二個變數結果通常都比一個變數結果好，以二因子模式和馬可夫模式為例，當引進的解釋變數受到人為干預無法反應市場情況時，二個解釋變數與一個解釋變數的預測誤差差異相對變小，甚至無差異。
- (5) 就預測目的而言，兩岸加入 WTO 後，中國大陸因入會削減關稅和其他市場開放措施，有助於台灣產品對中國大陸之出口，不過也將面臨其他國家相同產品的競爭。同時，加入 WTO 之後，台商投資的中國大陸廠商將可能成為台灣出口廠商的強勁對手，在這個貿易環境瞬息萬變的情況下，如何掌握對手經貿的未來趨勢，不但是我財經當局需予以強烈關注外，甚至

台商企業爲了因應中國大陸經營環境的快速變化，急需取得商業資訊，作爲管理決策的依據。在考量資料蒐集的方便性和時效性，運用多變量模糊時間數列的預測模式，可提供決策者快速簡捷訊息的依據。

## 參考文獻

- 經濟部工業局，「兩岸加入WTO對經濟發展及雙方互動之影響」，大陸工業發展季報，第十八期，民國88年，75-92頁。
- 王建民，「兩岸經貿關係新走向」，民國91年，華夏經緯網。
- 吳宛芳，「近期朝野共識之戒急用忍政策鬆綁探討—對我國總體經濟之影響」，大陸工業發展季報，第三十期，民國92年，23頁。
- 吳柏林、林玉鈞，「模糊時間數列分析與預測：以臺灣地區加權股價指數爲例」，應用數學學報，第二十五卷第一期，民國91年，67-76頁。
- 吳柏林、張鈿富、廖敏治，「模糊時間數列與台灣地區中學教師需求人數之預測」，國立政治大學學報，第七十三期，民國85年，287-312頁。
- 吳柏林、許毓云，「模糊統計分析在台灣地區失業率應用」，中國統計學報，第三十七卷第一期，民國88年，37-52頁。
- 高長，「加入WTO與我國大陸經貿政策之調適」，經濟前瞻，民國88年，64頁。
- 曹勝雄、曾國雄、江勁毅，「傳統計量迴歸、模糊迴歸、GMDH、類神經網路四種方法在預測應用之比較—以國人赴港旅客需求之預測爲例」，中國統計學報，第三十四卷第二期，民國85年，132-161頁。
- 李建興，「貨幣需求結構改變與金融變數轉折區間：變數模糊時間序列模型」，國立政治大學中山人文社會科學研究所博士論文，民國89年。
- 陳國任、林雅惠、吳柏林、謝邦昌，「模糊統計分析及在茶葉品質評定的應用」，台灣茶葉研究彙報，第十七期，民國87年，19-37頁。
- 曾能芳，「模糊隨機變數在線性迴歸模式上的應用」，國立政治大學統計研究所博士論文，民國91年。
- 魏艾，「大陸經濟面對國際貨幣波動考驗（爲台商診斷WTO架構下的大陸經濟）」，投資中國雜誌社與廈門大學兩岸經貿座談會，民國91年。
- Box, G. E. P. and Jenkins, G. M., *Time series Analysis Forecasting and Control*, 2nd, ed, San Francisco: Holden-Day, 1970.
- Box, G. E. P. and Tiao, G. C., "A Canonical Analysis of Time Series," *Biometrika*, Vol. 64, 1977, pp. 355-365.

- Chen, S. and Hwang, J., "Temperature Prediction Using Fuzzy Time Series," *IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics, -Part B: Cybernetics*, Vol. 30(2), 2000, pp. 263-375.
- Chen, S., "Forecasting Enrollments Based on Fuzzy Time Series," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 18, 1996, pp. 311-319.
- Huang, K., "Heuristic Models of Fuzzy Time Series for Forecasting," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 123, 2001a, pp. 369-386.
- Huang, K., "Effective Lengths of Intervals to Improve Forecasting in Fuzzy Time Series," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 123, 2001b, pp. 387-394.
- Song, Q. and Chissom, B. S., "Forecasting Enrollments with Fuzzy Time Series – Part II," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 55, 1994, pp. 1-8.
- Song, Q. and Chissom, B. S., "Forecasting Enrollments with Fuzzy Time Series-Part I," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 54, 1993a, pp. 1-9.
- Song, Q. and Chissom, B. S., "Fuzzy Time Series and Its Models," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 54, 1993b, pp. 269-277.
- Sullivan, J. and Woodall, W., "A Comparison of Fuzzy Forecasting and Markov Modeling," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 64, 1994, pp. 279-293.
- Tseng, F., Tzeng, G., Yu, H., and Yuan, B. "Fuzzy ARIMA Model for Forecasting the Foreign Exchange Market," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 118, 2001, pp. 9-19.
- Wu, W., "Fuzzy Reasoning and Fuzzy Relational Equations," *Fuzzy Sets and Systems*, Vol. 20, 1986, pp. 67-78 °