

石油價格與台幣實質匯率-VECM 模型之應用

毛慶生

台灣大學經濟系

*鄭漢亮

台灣大學經濟系

關鍵詞：實質匯率、石油價格、Balassa and Samuelson 效果、VECM、 Bootstrap、
樣本外預測。

JEL 分類代號：C32 E47

*聯繫作者：鄭漢亮，台灣大學經濟系，台北市徐州路 21 號。Email: d94323006@ntu.edu.tw

石油價格與台幣實質匯率

摘要

本文主旨係利用 Balassa and Samuelson 經濟理論建構 VECM 模型，利用不同認定方式，試圖認定出 Balassa and Samuelson 效果。另外一方面，台灣為海島型國家各項資源皆十分仰賴進口，尤其是石油。因此當石油價格波動將易其傳導至島內，使得物價與產出產生波動。由於台灣石油仰賴程度相對其他國家高，理論上，當石油價格上升時，將導致台灣貿易財貨價格增加，進而造成實質匯率貶值，透過衝擊反應函數證實此效果確實存在。另一方面，既然石油價格對台灣的經濟變數有重要的影響力，我們也檢視加入石油價格後，是否可以提高對實質匯率的預測能力，研究結果發現，VECM 可以改善短期預測台美實質匯率之成長率，對實質匯率水準值的表現則差異不大。再者，加入石油價格亦可以改善台英實質匯率水準值的預測。並且 VECM 模型對於實質匯率水準值預測在某些預測期數甚至可以打敗隨機漫步，此一良好預測除可供貨幣管理當局的訂立匯率政策之參考外並且對於進出口廠商從事預測台幣實質匯率亦多有幫助，實為本文最大貢獻。

1. 導論

台灣為典型海島型國家，自 1970 年後的出口導向經濟發展策略，大致以美國為主要貿易對象，從而累積大量貿易順差與外匯存底，並躋身亞洲四小龍之列。儘管台美雙邊貿易比重逐年遞減，其雙邊貿易金額仍位居台灣第三大貿易伙伴。此外，在台灣出口導向經濟發展歷程中，央行屢次引導匯率貶值刺激對出口，以期達成擴張景氣的功效。理論上，實質匯率為衡量兩國財貨相對價格的客觀指標，Marshall-Lerner Condition 即指出，倘若本國進口與出口彈性的加總大於 1，則實質匯率的貶值將有助改善經常帳，國內相關文獻可參考張造 (2006)。因此，若中央關注的議題在進出口貿易應關注於實質匯率而非名目匯率，其雖不能直接掌控實質匯率，仍可藉由調節名目匯率與物價指數（例如：物價指數或名目匯率），達成刺激經常帳之功效。另一方面，電子資訊產品出口廠商在台灣整個貿易結構中居於主導地位，這些廠商除業內營收外，為避免業外的匯兌損失風險，亦不免需要更為精確的實質匯率走勢。有鑑於此，實質匯率的預測實為一項益受重視的課題。

另外一方面，國際金融裡最早研究實質匯率與經濟基本變數的濫觴為 Balassa and Samuelson (1964)，在他們所架構模型中，實質匯率為相對技術與相對貨幣政策的函數。因此，理論上實質匯率應為兩國基本面因素所決定，其中被相對技術所解釋部分稱為 Balassa and Samuelson 效果。Clarinda and Gali (1994)將 Balassa and Samuelson 的理論應用到實證方面，研究基本面變數對於實質匯率影響，在他們的模型中，Balassa and Samuelson 效果並沒有辦法被明確認定。Annika (2005)指出 Clarinda and Gali (1994)在他們的分析中，將長期關係向忽略，只做 VAR (vector auto-regression) 模型，因此遺漏某些訊息，沒有辦法透過長期關係將 Balassa and Samuelson 效果認定出，由此可知當忽略重要資料將導致分析的偏誤。另外一方面，既然預測實質匯率走勢課題至為重要，當擁有越多資訊則預測能力越高，故我們也跟隨 Annika (2005)將長期關係納入模型考量，使用 VECM

做預測。

台灣四面環海且資源缺乏，因此石油皆依賴國外進口。近年石油價格不斷攀升，導致國內物價成長率屢創新高，實質匯率既為衡量兩國相對價格指標，而石油價格更為影響台灣物價之重要因素，加諸台灣產業對於石油依賴程度高，因此可以預期石油價格升高將使台灣物價相對國外為高，特別是在貿易財方面，此舉亦將導致台灣實質匯率貶值。相關研究如 Cheng (2007) 檢視美元對 G7 的實質匯率與石油價格關係，發現相對石油進口國家，當石油價格升高將造成實質匯率貶值。另外，作者也發現石油價格與實質匯率存在共整合關係，且石油價格對實質匯率確存在良好之預測關係，有鑒於此，故擬將石油價格加入預測實質匯率的解釋變數，以檢視石油價格是否可以促進台幣實質匯率預測能力。

本文其他章節順序為：第二節為模型推導、第三節為資料來源、單根檢定與共整合檢定、第四節為衝擊反應函數與變異數分析、第五節預測實質匯率、第六節結論與政策建議。

2. 模型推導

我們以下簡述 Balassa and Samuelson (1964) 模型。作者假設一國只存在貿易財與非貿易財且為一小型開放經濟體系，分別設定 L_T (L_N) 和 K_T (K_N) 為勞動與資本雇用於貿易財 Y_T (非貿易財 Y_N)。兩種財貨生產函數為 Cobb-Douglas 形式，表示如下：

$$Y_T = A_T L_T^{1-\alpha_T} K_T^{\alpha_T}, \quad (1)$$

$$Y_N = A_N L_N^{1-\alpha_N} K_N^{\alpha_N},$$

其中 A_T (A_N) 代表貿易財(非貿易財)的技術因子而 α_T (α_N) 為貿易財(非貿易財)資本比，由於要素市場係完全競爭，因此廠商為要素與產出價格接受者。貿易財廠商面對利潤極大化問題如下：

$$\max_{k_T, L_T} P_T A_T L_T^{1-\alpha_T} K_T^{\alpha_T} - (WL_T + RK_T), \quad (2)$$

其目標為選擇最適化資本與勞動雇用。在不失一般性下我們標準化 $P_T = 1$ ，同樣的在非貿易財部門，面臨的利潤極大化問題：

$$\max_{K_N, L_N} A_N L_N^{1-\alpha_N} K_N^{\alpha_N} - (WL_N + RK_N),$$

令 $k = K / L$ ，則一階條件可以表示為：

$$R = A_T \alpha_T (k_T)^{\alpha_T-1}, \quad (3)$$

$$R = P_N A_N \alpha_N (k_N)^{\alpha_N-1}, \quad (4)$$

$$W = P_N A_N (1-\alpha_N) (k_N)^{\alpha_N-1}, \quad (5)$$

$$W = A_T (1-\alpha_T) (k_T)^{\alpha_T-1}, \quad (6)$$

在小型開放國家的假設中，隱含 R 是外生的。由式 (3) 可以得到貿易部門的資本勞動比為：

$$k_T = \left(\frac{\alpha_T A_T}{R} \right)^{1/(1-\alpha_T)}, \quad (7)$$

將其帶入式 (6) 可得 $W = (1-\alpha_T) (A_T)^{\frac{1}{1-\alpha_T}} \left(\frac{\alpha_T}{R} \right)^{\frac{\alpha_T}{1-\alpha_T}}$ ，再將其帶入式 (5)，得到：

$$k_N = \left(\frac{(1-\alpha_T) A_T^{\frac{1}{1-\alpha_T}} (\alpha_T / R)^{\frac{\alpha_T}{1-\alpha_T}}}{(1-\alpha_N) P_N A_N} \right)^{\frac{1}{\alpha_T}}, \quad (8)$$

同樣的將上式帶入式 (4)，可以得到：

$$P_N = \frac{A_T^{\frac{1-\alpha_N}{1-\alpha_T}}}{A_N} C R^{\frac{\alpha_N-\alpha_T}{1-\alpha_T}}, \quad \text{where } C \text{ is a constant.}$$

將左右式取對數，定義 $a = \ln(A)$ ， $r = \ln(R)$ 和 $c = \ln(C)$ ，則貿易財相對價格可以表示為：

$$p^N = \left(\frac{1-\alpha_N}{1-\alpha_T} \right) a_T - a_N + \left(\frac{\alpha_N-\alpha_T}{1-\alpha_T} \right) r + c, \quad (9)$$

本國物價指數為貿易財與非貿易財的組成 $p = (P^T)^\alpha (P^N)^{1-\alpha}$ 的 Cobb-Douglas 形式，其中貿易財占的比率為 α ，將 p 取對數形式可以表示為：

$$p = \alpha p^T + (1-\alpha) p^N, \quad (10)$$

同理國外物價指數也可用相同表示方式呈現：

$$p^* = \alpha^* p^{T*} + (1-\alpha^*) p^{N*}, \quad (11)$$

實質匯率定義取對數之後 $q = s - p + p^*$ ，則將物價指數的定義帶入 q 可以得到：

$$q = (s + p^{T*} - p^T) + (1-\alpha)(p^T - p^N) - (1-\alpha^*)(p^{T*} - p^{N*}), \quad (12)$$

另外，在不失一般性的假設 $P^T = 1$ ，則 $p = (P^N)^\alpha$ ，因此式(12)可以改寫為

$$q = (s + p^{T*} - p^T) - (1-\alpha)(p^N) + (1-\alpha^*)(p^{N*}), \quad (13)$$

其中 p^N (p^{N*}) 代表本國非貿易財貨與貿易財價格比 (外國非貿易財貨與貿易財價格比)。另外一方面，文獻上大部分發現 PPP 可以成立於可貿易財 (trade good) 上，故我們可以將等式右邊第一項省略，並且假設 $\alpha \approx \alpha^*$ ，則實質匯率將決定於兩國貿易財與非貿易財價格的相對差異。如 Cheng (2007) 所發現當本國對於石油進口需求高於外國時，石油價格上升，一般而言貿易財物價指數相對上升，因此 $p^N > p^{N*}$ ，實質匯率將會貶值。因此可以合理推測當一國對石油仰賴程度高，石油價格與實質匯率將會有正向關係。此外，在文獻上實質匯率存在所謂 Balassa and Samuelson 效果，將式 (9) 帶入式 (13) 可以得到：

$$q = (s + p^{T*} - p^T) + (1-\alpha) \left(\left(\frac{1-\alpha_N}{1-\alpha_T} \right) (a_T^* - a_T) - (a_N^* - a_N) + \left(\frac{\alpha_N - \alpha_T}{1-\alpha_T} \right) (r^* - r) \right),$$

實質匯率應可由兩國相對技術與資本租金率(capital rent rate)等基本面變數所解釋，已知資本租金率等於利率減通貨膨脹率，將此帶入上式。

$$q = (s + p^{T*} - p^T) + (1-\alpha) \left(\left(\frac{1-\alpha_N}{1-\alpha_T} \right) (a_T^* - a_T) - (a_N^* - a_N) + \left(\frac{\alpha_N - \alpha_T}{1-\alpha_T} \right) ((i^* - i) + (\pi - \pi^*)) \right) \quad (14)$$

$((i - i^*) + (\pi^* - \pi))$ 可以視為貨幣政策的干擾項，在長期下，當貿易財購買力

評價成立時，等式左邊第一式在可以省略。一般而言，貿易財貨大多為製造業，而非貿易財主要提供者為服務業，因此貿易財會相對資本密集（ $\alpha_N < \alpha_T$ ），故當本國有較高名目利率時將使實質匯率貶值，本國貿易財技術有相對進步或具不偏的技術成長時，將使實質匯率升值。

3.資料來源

由Balassa and Samuelson (1964)模型與式(14)，我們可以知道實質匯率可以經由兩國相對生產力與貨幣政策所解釋，因此我們將以CPI (consumer price index) 作為貨幣政策的代理變數，再者，由於台灣對石油進口之程度高於美國，我們也試圖在模型中加入石油價格，以檢視其與各變數的短期動態關係，檢視其是否能增進台幣實質匯率的預測效果。本文VAR模型以二種不同設定模式¹ (1) 實質匯率(real exchange rate, RER)可以由兩國實質國內生產毛額差與兩國物價水準所解釋 (2) 實質匯率可由兩國實質國內生產毛額差、兩國物價水準及石油價格所解釋，分別檢視其預測能力。本文的資料皆取自於台灣新報資料庫，各變數均經季節調整及取對數值，出處與定義如下：

表 1 資料出處

變數	出處
台灣實質 GDP	台灣新報資料庫
美國實質 GDP	台灣新報資料庫
美國 CPI(2000)	台灣新報資料庫
台灣 CPI (2000)	台灣新報資料庫
北海原油價格	台灣新報資料庫
名目匯率(台/美)	台灣新報資料庫

¹ 本研究嘗試僅用石油價格解釋實質匯率並執行共整合檢定，結果並無發現有共整合現象。

表 2 變數定義

變數	定義
Y	$\log(\text{台灣實質GDP}) - \log(\text{美國實質GDP})$
CPI	$\log(\text{台灣實質CPI}) - \log(\text{美國實質CPI})$
Oil price	$\log(\text{北海原油價格})$
RER	$\log(\text{實質匯率})$

我們樣本取樣期間為 1984Q1~2005Q1¹，共計 85 筆資料。

3.1 單根檢定

進一步的，為了確保我們的變數為定態，因此我們執行 ADF (argument Dickey and Fully test) 檢定，表三顯示我們的結果，括弧中表示 p-value。檢定結果發現，其 ADF 統計量不拒絕存在單根的虛無假設，因此各序列並非為定態序列。另一方面，為避免存在虛假回歸關係與資訊遺漏，我們再進行 Johansen (1988)共整合檢定。

表 3 單根檢定

	ADF 統計量
相對產出(Y)	-0.33 (0.99)
相對 CPI(CPI)	-1.35 (0.87)
石油價格(Oil)	-2.28 (0.44)
實質匯率(RER)	-1.75 (0.71)

註：1.所有單根檢定加入常數項與趨勢項，虛無假設為存在單根。

2.括弧內為 p 值。

3.2.共整合檢定

在擬執行共整合檢定前，我們必需先決定向量自我回歸 (vector

¹經CUSUM檢定 1984Q1~2005Q1 的石油價格並無明顯的結構性改變。

auto-regression,VAR) 的最適落後期數，本文選取資料為季資料，因此我們將選取 4 個期數，因其足以捕捉季資料之短期動態。依照經濟理論，實質匯率長期應為一白噪音(white noise)過程，因此利用無截距項¹的方式，檢定是否存在共整合現象，表 4 呈現出檢定結果。由共整檢定我們可以發現不論是模型一(二)在 5% 顯著水準下，其存在兩(三)條共整合向量，但我們仍選取最大特性根的特徵向量作為共整合向量。

表 4 共整合檢定

模型一			模型二		
無截距項			無截距項		
Trace	Statistic	Max-Eigen	Trace	Statistic	Max-Eigen
51.2*		37.9*	80.29*		43.06*
13.2*		12.5*	37.23*		22.33*
0.7		0.7	14.89*		14.89*
			0.007		0.007

註:1.星號代表在 5%信心水準下，拒絕虛無假設。

4.衝擊反應函數

當 I(1)的變數存在共整合時我們可以將 VECM 模型表示為:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2 \Delta \mathbf{y}_{t-2} \cdots \Phi_p \Delta \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{e}_t, \text{ 其中 } \Delta \mathbf{y}_t \text{ 為內生變數向量矩陣。}$$

假設我們的認定方法為半結構式，由 Cholesky 方法可以將殘差矩陣表示為 $\Sigma = \mathbf{C}\mathbf{C}'$ ，則 VECM(vector error correct model)的衝擊反應函數可以表示為：

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2 \Delta \mathbf{y}_{t-2} \cdots \Phi_p \Delta \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{C}\mathbf{e}_j, \text{ where } \mathbf{e}_j \text{ 代表第 } j \text{ 元素為 } 1$$

其他為 0 的向量。

¹ 依經濟理論，實質匯率長期下應為一白噪音(white noise)，並非在一固定值左右，故無須在共整合向中加入常數項，例如:當 $CPI=Oil=GDP=0$ ，代表實質匯率不受到其他變數干擾時，實質匯率為一白噪音，另外若嘗試加入常數項 t 值也不顯著。

在不失一般化的假設下，令起始值 $\Delta \mathbf{y}_{t-1} = \Delta \mathbf{y}_{t-2} = \cdots = \Delta \mathbf{y}_{t-p} = \mathbf{0}$ ，因此第 0 期裡第 j 衝擊(shock) 對變數衝擊反函數為 $\Delta \mathbf{y}_0 = \mathbf{e}_j \mathbf{C}$ ，則第一期的衝擊反應函數表示為：

$$\Delta \mathbf{y}_1 = \Pi \mathbf{y}_0 + \Phi_1 \Delta \mathbf{y}_0,$$

但是 $\{\mathbf{y}\}_{t=0}^T$ 是未知的，我們則利用共整合的長期關係得知誤差修正項的遞歸序列，將 Π 表示為 $\Pi = \alpha \beta'$ ，並且定義 $\beta' \mathbf{y}_{t-1} = \mathbf{z}_{t-1}$ ，由此定義可以得到：

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{z}_{t-1} + \beta \Delta \mathbf{y}_t,$$

假設起始值 $\mathbf{z}_{-1} = \mathbf{0}$ ，我們可以求得 $\alpha \mathbf{z}_0 = \alpha \beta' \Delta \mathbf{y}_0 = \Pi \mathbf{y}_0$ ，有了此一資訊便可以求出 $\Delta \mathbf{y}_1$ ，接著反覆上述步驟便可以求出 VECM 的各期衝擊反應函數。另外，我們僅有 85 樣本數，衝擊反應函數的信賴區可能無法仰賴大樣本理論求得，因此我們將藉由 Bootstrap 方式取得信賴區間。其方式如下敘述：

步驟一：

藉由 LSE (least square estimate) 方式取得估計式：

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2 \Delta \mathbf{y}_{t-2} \cdots \Phi_p \Delta \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t.$$

步驟二：

本文採用無母數抽樣方法，即從均等分配 (uniform distribution) 抽出 n 個樣本隨機變數 $\{\mathbf{v}_i\}$ ，並從序列 $\{\mathbf{u}_1, \mathbf{u}_2, \dots, \mathbf{u}_{T-p-1}\}$ 的相對應位置 $\{\mathbf{v}_i \times T\}$ 取出新的殘差序列 $\{\mathbf{u}_1^*, \mathbf{u}_2^*, \dots, \mathbf{u}_{T-p-1}^*\}$ 。

步驟三：

給定起始值 $1 \sim p$ 期 \mathbf{y}_i 和 \mathbf{z}_i 下 VECM 的模型，則

$$\Delta \hat{\mathbf{y}}_{p+1} = \hat{\alpha} \mathbf{z}_p + \hat{\Phi}_1 \Delta \mathbf{y}_p + \hat{\Phi}_2 \Delta \mathbf{y}_{p-1} \cdots \hat{\Phi}_p \Delta \mathbf{y}_0 + \mathbf{u}_1^*.$$

步驟四：

由於我們需要估計 \mathbf{z} 的 $p+1$ 期估計值，利用長期共整合關係，可以得到：

$$\mathbf{z}_{p+1} = \mathbf{z}_p + \hat{\beta}' \Delta \hat{\mathbf{y}}_{p+1}, \text{ where } \hat{\Pi} = \hat{\alpha} \hat{\beta}' \text{ and } \hat{\mathbf{z}}_t = \beta' \hat{\mathbf{y}}_t.$$

則第 2 期的序列可以回復爲：

$$\Delta \mathbf{y}_{p+2} = \hat{\alpha} \mathbf{z}_{p+1} + \hat{\Phi}_1 \Delta \mathbf{y}_{p+1} + \hat{\Phi}_2 \Delta \mathbf{y}_p \cdots \hat{\Phi}_p \Delta \mathbf{y}_1 + \mathbf{u}_2^*.$$

步驟五：

反覆步驟三和步驟四 T 次可以得到序列 $\{\Delta \mathbf{y}_{p+1}, \Delta \mathbf{y}_{p+2}, \dots, \Delta \mathbf{y}_T\}$ 和 $\{\mathbf{z}_{p+1}, \mathbf{z}_{p+2}, \dots, \mathbf{z}_T\}$ ，因爲起始值爲 \mathbf{y}_p ，所以我們可以得到 $\mathbf{y}_{p+1} = \mathbf{y}_p + \Delta \mathbf{y}_{p+1}$ ，進一步的可以將 \mathbf{y} 序列表示爲：

$$\mathbf{y}_{p+t} = \mathbf{y}_p + \sum_{i=1}^{T-p} \Delta \mathbf{y}_{p+i}, \quad \forall t \leq T-p,$$

反覆上述一到五步驟 1000 次，可以得到 bootstrap 重抽的序列 $\{\mathbf{y}_t\}_{t=1}^T$ ，進一步再求取 VECM 衝擊反應函數，取其上下 95% 區間，便可以得到 VECM 衝擊反應函數的信賴區間。爲了節省篇幅我們只呈現模型二的衝擊反應函數，因爲透模型二可以讓我們了解變數間的短期動態關係。

既然石油價格對台灣而言爲外生決定，因此我們將模型二 Cholesky 分解排列順序表示爲：石油價格、相對 CPI、實質匯率、相對 GDP，圖 1 橫軸分別表示爲石油價格、相對 CPI、實質匯率、相對 GDP 變數對外生衝擊之反應。

我們欲求得各變數的衝擊反應函數而非差分值的衝擊反應函數。因此我們將各變數衝擊反應函數累加 (accumulate)，得到各變數水準值的衝擊反應函數。如圖 1 所示，圖中上下曲線分別表示爲 bootstrap 百分之 95 信賴區間。由於各變數爲 $I(1)$ 序列，故一旦發生衝擊即會永久性改變。另外一方面，既然石油價格對於美國或台灣而言爲外生，在此我們並不討論其他變數對石油價格影響。再者，我們所關心的爲石油價格衝擊及相對技術衝擊對各變數的影響，故暫不討論其他外生變數衝擊的影響。

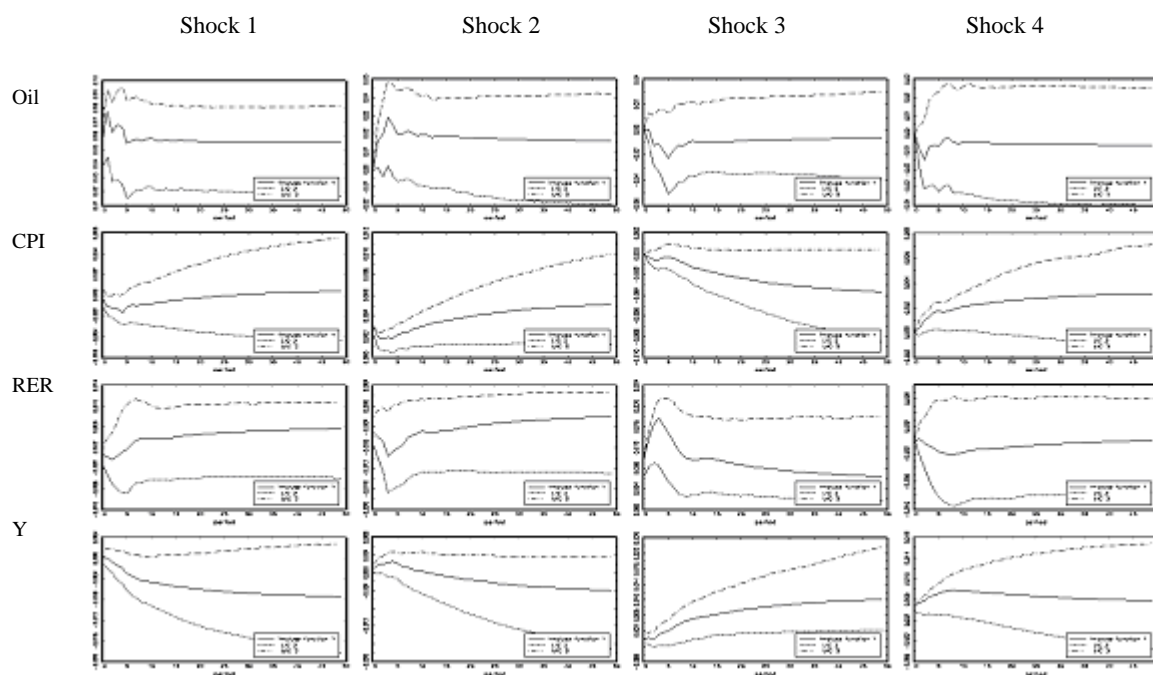


圖 1 VECM 累加衝擊反應函數

在評估相對 CPI 成長率對於石油價格衝擊時，發現台灣早期受石油衝擊對於 CPI 影響低於美國，但隨著期數增加台灣 CPI 增加速度則高於美國。推論也許與中油公司長期先行吸收油價上漲成本有關，使得 CPI 上漲趨勢延後。在實質匯率方面，對於石油價格衝擊會造成永久性的貶值，此結果符合理論預期，顯示出由於台灣對石油依賴程度較高，當石油價格上升將使台灣貿易財貨價格高於美國，進而造成實質匯率貶值，結果與前面理論的推論一致。相對實質 GDP 成長率對於石油價格衝擊而言，其先行增加而後永久性減少。由於台灣十分仰賴石油進口，因此當石油價格上升時，會造成過度的通貨膨脹，同時，高油價也使美國經濟疲軟，對台灣出口需求也減少，造成台灣景氣衰退將比美國嚴重。

實質匯率對於相對技術外生衝擊，將使實質匯率永久性升值，理論上實質匯率應反兩國的基本經濟情況，當台灣有較高的 GDP 表現，則實質匯率會升值，此與前面模型的推論一致。而相對 CPI 對於相對技術外生衝擊，將導致台灣 CPI 相對增加，雖然台灣經濟成長也會帶來通貨膨脹問題。另一方面，當發生相對 CPI 衝擊，會造成實質匯率先升值而後持續性貶值的現象。

藉由衝擊反應函數分析，吾等可觀察各變數短期間互動及驗證理論模型，進

一步我們也將試圖了解外生變數衝擊與預測誤差變異數之間的關係，因此下節我們將進行變異數分解之分析。

4.1 變異數分解

變異數分解用意為了解外生衝擊佔某變數預測誤差變異數的比率，給定預測誤差為：

$$\mathbf{y}_{t+k} - E_t(\mathbf{y}_{t+k}), \quad \text{其中 } \mathbf{y} \text{ 為內生變數 } n \times 1 \text{ 向量.}$$

因此預測誤差變異數為 $Var(\mathbf{y}_{t+k} - E_t(\mathbf{y}_{t+k}))$ ，給定 SVAR (structural vector auto-regression) 形式為：

$$\Phi(L)\mathbf{y}_t = B\mathbf{e}_t, \quad \text{則 } \mathbf{y}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i B\mathbf{e}_{t-i}.$$

其中 $\mathbf{y}_{t+k} = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i B\mathbf{e}_{t+k-i} = \sum_{i=0}^{k-1} \Phi_i B\mathbf{e}_{t+k-i} + \sum_{i=k}^{\infty} \Phi_i B\mathbf{e}_{t+k-i}$ ，因此第 t 期預測 $t+k$ 期的預測值可以表示為：

$$E_t \mathbf{y}_{t+k} = \sum_{i=k}^{\infty} \Phi_i B\mathbf{e}_{t+k-i},$$

預測誤差為：

$$(\mathbf{y}_{t+k} - E_t \mathbf{y}_{t+k}) = \sum_{i=0}^{k-1} \Phi_i B\mathbf{e}_{t+k-i},$$

則其預測變異數可以表示為：

$$Var(\mathbf{y}_{t+k} - E_t \mathbf{y}_{t+k}) = Var\left(\sum_{i=0}^{k-1} \Phi_i B\mathbf{e}_{t+k-i}\right),$$

由於 \mathbf{e}_t 服從標準常態分配，因此對於 \mathbf{y}_t 向量中第 i 變數變異數為：

$$\begin{aligned} Var(\mathbf{y}_{i,t+k} - E_t \mathbf{y}_{i,t+k}) &= Var\left(\sum_{i=0}^{k-1} \Phi_i B\mathbf{e}_{t+k-i}\right)_i = \left(\sum_{i=0}^{k-1} \Phi_i B B' \Phi_i\right)_i, \\ &= \sum_{i=0}^{k-1} \sum_{j=1}^n A_{ijs}. \end{aligned}$$

因此第 j 外生衝擊佔第 i 變數預測誤差為：

$$R = \frac{\sum_{i=0}^{k-1} A_{ijs}}{\sum_{i=0}^{k-1} \sum_{j=1}^n A_{ijs}}.$$

我們將結果整理至表 5，分別列出期數 8、16、32 與無窮期下進行變異數分解，括弧中為 Bootstrap 變異數分解的 95%信賴區間。既然石油價格對於美國與台灣而言是外生決定，因此可以發現石油幾乎由自身所解釋，而實質匯率衝擊在期數 8 下佔 4.0%，並且隨期數增加呈比率遞減，直到無窮期只剩 1.3%。而相對 CPI 衝擊在期數 8 下佔石油價格預測誤差為 9.0%，其比率隨時間增加而遞減，到無窮期為 7.2%。

而相對 CPI 本身的解釋隨時間而減至 51.7%，石油衝擊逐漸降至 0.7%，而實質匯率衝擊所佔比率逐漸提高至 28.2%，相對於技術衝擊，隨時間增加到無窮期時，能解釋相對 CPI 預測變異數比率為 19.4%。

實質匯率大部分變異大多由自身解釋，但隨時間而降至 51.3%，而石油衝擊雖然在期數 8 只解釋 1.1%，但時間拉長則可以解釋到 42.9%，台美實質匯率預測波動大多源自於石油價格，而基本面產出與物價指數，所能被解釋比率卻是很低，相對技術衝擊與相對 CPI 長期下分別只佔 0.2%和 5.6%。顯然 Balassa and Samuelson 效果在無法被半結構式 VAR 所認定。

相對產出在期數為 8 時自身所解釋為 78.1%，並隨期數增加被解釋能力下降。石油價格解釋相對技術預測誤差能力長期下可達到 26.4%，因此可以顯現出台灣石油需求仰賴進口，造成石油價格波動對台灣產出有重大影響，故石油價格能解釋相當比例預測誤差變異數。另外，實質匯率衝擊在長期下，可以解釋相對所得變異部分可達 50.5%，既然台灣為仰賴進出口國家，因此實質匯率波動影響台美進出口，進而影響兩國 GDP，另外一方面，實質匯率貶值具 J 曲線效果 (J curve effects)，因此實質匯率長期影響相對產出能力增加，故能解釋相對技術預測誤差變異數部分增加。

在 VECM 模型存在一個重要傳導途徑，即長期共整合關係。吾人為凸顯此途徑所導致差異，故先行忽略共整合關係，而直接進行 VAR 模型，以比較有無共整合項變異數分解差異。

表 5 VECM 模型變異數分解 (Variance decomposition)

變數	期間	shock			
		Oil	P	RER	y
Oil	8	85.8	9.0	4.0	1.2
		(37.9, 94.8)	(0.7, 46.7)	(0.3, 25.1)	(0.3, 27.8)
	16	86.3	9.2	3.5	1.0
		(32.1, 94.6)	(0.7, 45.2)	(0.3, 34.2)	(0.3, 29.3)
	32	87.3	8.8	2.8	1.1
P	8	(22.9, 94.9)	(0.6, 47.3)	(0.3, 45.6)	(0.3, 33.6)
		90.1	7.2	1.3	1.4
		(7.5, 96.3)	(0.2, 53.0)	(0.1, 62.2)	(0.1, 43.3)
		16.8	59.6	2.5	21.1
		(1.4, 48.2)	(31.2, 93.5)	(0.3, 28.2)	(0.2, 37.8)
	16	7.4	58.5	9.4	24.7
		(0.7, 50.3)	(21.6, 95.0)	(0.2, 43.1)	(0.1, 37.6)
	32	2.2	56.2	18.2	23.4
		(0.3, 56.5)	(14.0, 94.9)	(0.1, 55.1)	(0.1, 40.6)
	∞	0.7	51.7	28.2	19.4
RER	8	(0.1, 66.6)	(3.7, 94.8)	(0.1, 67.2)	(0.1, 42.7)
		1.1	20.5	77.8	0.6
		(0.7, 50.3)	(1.4, 61.1)	(18.2, 91.8)	(0.1, 24.8)
		4.2	19.7	75.0	1.1
		(0.9, 62.8)	(1.1, 55.1)	(12.3, 90.1)	(0.2, 22.4)
	16	10.0	17.3	71.7	1.0
		(0.8, 71.2)	(0.8, 52.4)	(6.5, 89.9)	(0.2, 28.3)
	32	42.9	5.6	51.3	0.2
		(0.4, 84.7)	(0.2, 61.1)	(0.9, 88.9)	(0.1, 56.5)
	∞	9.8	5.9	6.1	78.1
Y	8	(0.2, 31.0)	(0.5, 29.0)	(0.2, 27.8)	(46.4, 96.4)
		17.8	2.1	19.5	60.6
		(0.1, 39.4)	(0.5, 43.3)	(0.2, 41.9)	(30.0, 95.1)
		23.2	2.7	33.5	40.7
		(0.1, 47.5)	(0.5, 57.6)	(0.2, 57.1)	(15.6, 90.8)
	16	26.4	8.9	50.5	14.2
		(0.1, 53.0)	(0.2, 72.4)	(0.1, 74.7)	(1.2, 86.6)
	32				
	∞				

註：1.括弧內為 bootstraps 百分 95 信賴區間，數字單位為百分比。

2.事實上當期數為 400 期，各外生衝擊所佔比率已穩定，可視為無窮期結果。

表 6 VAR 模型變異數分解 (Variance decomposition)

變數	期間	shock			
		Oil	P	RER	y
Oil	8	79.7	8.9	6.0	5.4
		(55.1, 85.9)	(4.2, 25.6)	(3.1, 21.4)	(1.3, 9.3)
	16	79.2	9.1	6.2	5.5
		(53.3, 85.0)	(4.7, 27.7)	(3.1, 22.5)	(1.5, 9.4)
	32	79.2	9.1	6.2	5.5
		(53.3, 85.0)	(4.7, 27.7)	(3.2, 22.6)	(1.5, 9.4)
P	8	79.2	9.1	6.2	5.5
		(53.3, 85.0)	(4.7, 27.7)	(3.1, 22.6)	(1.5, 9.4)
	16	10.0	82.7	3.9	3.4
		(9.0, 33.7)	(56.0, 83.7)	(1.3, 13.1)	(1.4, 11.1)
	32	10.0	82.7	3.9	3.5
		(8.9, 33.7)	(55.7, 83.6)	(1.4, 13.4)	(1.4, 11.3)
RER	8	10.0	82.6	3.9	3.5
		(8.9, 33.7)	(55.6, 83.6)	(1.4, 13.5)	(1.4, 11.3)
	16	10.0	82.7	3.9	3.5
		(8.9, 33.7)	(55.6, 83.6)	(1.4, 13.5)	(1.4, 11.3)
	32	5.2	13.6	70.7	10.5
		(1.3, 12.2)	(4.7, 32.8)	(49.5, 81.1)	(5.5, 20.0)
Y	8	5.4	13.6	70.2	10.8
		(1.4, 12.5)	(4.9, 32.8)	(48.4, 80.5)	(5.7, 20.2)
	16	5.4	13.6	70.2	10.8
		(1.4, 12.5)	(4.9, 32.8)	(48.4, 80.4)	(5.7, 20.2)
	32	5.4	13.6	70.2	10.8
		(1.4, 12.5)	(4.9, 32.8)	(48.4, 80.4)	(5.7, 20.2)
Y	8	5.3	4.8	12.7	77.2
		(2.9, 17.9)	(2.5, 21.6)	(5.3, 28.3)	(50.4, 81.8)
	16	5.4	4.9	12.7	77.0
		(2.9, 18.0)	(2.7, 22.3)	(5.4, 28.3)	(49.3, 80.6)
	32	5.4	4.9	12.7	76.9
		(2.9, 18.0)	(2.7, 22.4)	(5.4, 28.3)	(49.2, 80.5)
Y	∞	5.4	5.0	12.7	76.9
		(2.9, 18.0)	(2.7, 22.4)	(5.4, 28.3)	(49.2, 80.5)

註：括弧內為 bootstraps 百分 95 信賴區間，數字單位為百分比。

事實上當期數為 400 期，各外生衝擊所佔比率已穩定，可視為無窮期結果。

石油預測變異數對於實質匯率衝擊所佔部分提高，但是大部分仍為自身所解釋。而相對 CPI 的自己解釋能力提高，即使是到無窮期仍然有 82.7%，但實質匯率對其變數解釋部分則大幅降低。另外一方面，實質匯率也大多由自身解釋，石油價格長期能解釋部分降至 5.4%。而相對實質 GDP 相對長期下 76.9% 由相對技術與 12.7% 由實質匯率解釋，石油價格衝擊也顯得不重要，這些結果顯然與前面 VECM 模型有很大差異。既然在我們刻意忽略各變數共整合關係下，則長期下各變數的變異大多只能由本身所捕捉，因此提高自身解釋能力，使得 VECM 與 VAR 產生迥異的結果，故長期關係在分析上實為一重要資訊，若忽略此資訊將導致分析錯誤。

前面所述的衝擊反應函數，是由半結構性 (semi-structural) 方法所認定，吾人進一步跟隨 Annika (2005) 使用長期限制 (long restriction) 的認定方式，希望藉由不同認定方式，認定出 Balassa and Samuelson 效果與頑強衝擊反應函數分析。一般而言長期下貨幣中立性成立下，因此相對實質所得長期應不受 CPI 影響，而石油為生產面的衝擊，因此長期下仍會影響實質產出，故實質所得長期只受到本身與石油價格影響，另一方面石油長期只受到本身的影響。假設相對 CPI 長期下不受到實質匯率的影響，我們可將結構性 VAR 表示如下：

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Phi_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \Phi_p \Delta \mathbf{y}_{t-p} + (I - D_0)^{-1} B \mathbf{e}_t, \quad \text{where } \mathbf{e}_t \text{ is structural error.}$$

另外，將結構性誤差表示為：

$$\mathbf{e}_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{石油衝擊(oil shock)} \\ \text{技術衝擊(productivity shock)} \\ \text{貨幣政策衝擊(monetary shock)} \\ \text{實質匯率衝擊(RER shock)} \end{bmatrix}$$

進一步將 VAR 表示為 SVRMA(∞)，則可得 $\Delta \mathbf{y}_t = C(L)\mathbf{e}_t$ ，跟隨 Blanchard and Quah (1989) 的設定，則認定條件可以表示為：

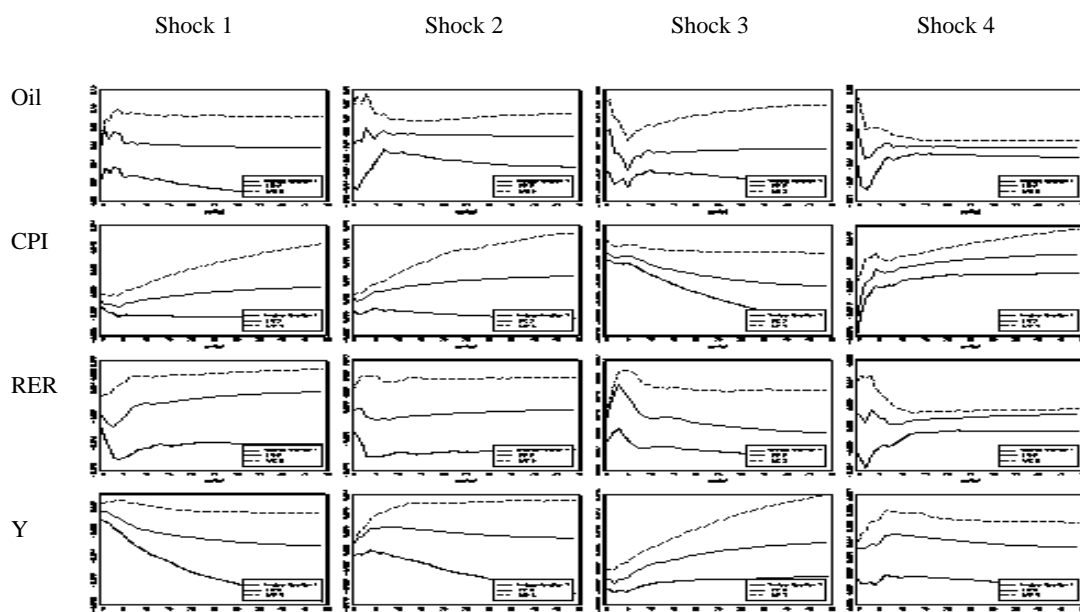


圖 2 VECM 累加衝擊反應函數(long restriction)

$$C(1) = \begin{bmatrix} C11(1) & 0 & 0 & 0 \\ C21(1) & C22(1) & 0 & 0 \\ C31(1) & C32(1) & C33(1) & 0 \\ C41(1) & C42(1) & C43(1) & C44(1) \end{bmatrix}, \quad \text{where } C(1) = \Phi(1)^{-1}(I - D_0)^{-1}B.$$

其中 $\sum_{h=0}^{\infty} C_{ij,h} = C_{ij}(1)$ ，由此可以進步的求出 $(I - D_0)^{-1}B$ ，並將其帶入前面所述 VECM 衝擊反應函數取代 C ，得到長期限限制下的衝擊反應函數。

由圖 2 衝擊反應函數中，可以發現實質匯率對於石油衝擊會造成實質匯率先升值隨後永久性貶值的現象，顯示出石油價格升高對台幣對美元的實質匯率貶值的結果具頑強性。另一方面，當發生相對 CPI 衝擊，會造成實質匯率持續性大幅貶值，當本國技術相對進步時，則會使實質匯率大幅升值，後以非常緩慢的速度回復長期均衡值。相對產出對於石油衝擊，一開始會因為物價上升而使產出增加，隨後持續的減少，並且造成相對 GDP 永久性減少。相對產出對於實質匯率衝擊則由於實質匯率貶值，使進出口增加造成相對產出永久性增加。相對 CPI 對於石油的衝擊，一開始稍微下降，之後呈現永久性持續增加的結果。相對 CPI 對於相對技術衝擊則會造成永久性增加。上述的結果都與半結構性認定方法相同，故我們的衝擊反應函數分析具有頑強性。

表 7 VECM 模型變異數分解(Variance Decomposition)

變數	期間	shock			
		Oil	y	P	RER
Oil	4	93.4	1.1	0.9	4.6
		(21.6, 95.3)	(0.4, 29.0)	(0.4, 52.8)	(0.3, 32.3)
	16	97.5	0.4	0.3	1.8
		(21.7, 97.7)	(0.4, 25.0)	(0.3, 45.6)	(0.4, 38.3)
	32	98.1	0.4	0.2	1.4
		(12.3, 98.6)	(0.2, 30.4)	(0.1, 53.4)	(0.2, 45.9)
Y	4	97.4	0.7	0.1	1.8
		(2.8, 99.7)	(0.0, 49.5)	(0.0, 64.1)	(0.0, 67.1)
	16	1.1	96.2	1.9	0.8
		(0.3, 47.7)	(12.5, 96.8)	(0.2, 46.1)	(0.2, 15.2)
	32	26.4	61.7	0.6	11.3
		(0.5, 74.5)	(12.8, 96.1)	(0.1, 27.4)	(0.1, 30.1)
P	4	41.2	37.1	0.8	20.9
		(0.5, 84.9)	(5.7, 95.6)	(0.1, 38.6)	(0.1, 47.6)
	16	56.8	8.2	1.0	34.0
		(0.2, 91.1)	(0.5, 96.3)	(0.0, 59.5)	(0.0, 69.8)
	32	4.0	36.9	31.0	28.1
		(1.4, 68.5)	(0.6, 67.8)	(9.0, 89.2)	(0.4, 39.9)
RER	4	3.0	60.3	9.5	27.2
		(0.8, 82.3)	(0.3, 79.5)	(2.5, 87.3)	(0.1, 46.5)
	16	8.0	55.9	4.1	32.0
		(0.5, 86.0)	(0.2, 78.9)	(0.9, 83.4)	(0.1, 54.3)
	32	16.8	46.4	0.8	36.0
		(0.2, 91.1)	(0.1, 80.4)	(0.1, 81.8)	(0.0, 63.7)
RER	4	12.3	3.4	2.5	81.7
		(0.2, 50.0)	(0.2, 52.1)	(0.5, 65.7)	(14.3, 91.6)
	16	6.1	7.3	1.7	84.9
		(1.1, 54.2)	(0.4, 60.7)	(0.4, 71.1)	(6.4, 89.3)
	32	4.6	7.0	1.5	86.9
		(1.0, 72.3)	(0.4, 63.9)	(0.4, 65.8)	(4.2, 87.8)
RER	∞	15.1	2.2	1.0	81.7
		(0.3, 91.1)	(0.1, 69.2)	(0.1, 57.5)	(0.7, 86.3)

註：1.括弧內為 bootstraps 百分 95 信賴區間，數字單位為百分比。

2.事實上當期數為 400 期，各外生變數所佔比率已穩定，可視為無窮期結果。

表 8 VECM 模型變異數分解(Variance Decomposition)

變數	期間	shock		
		y	P	RER
Y	4	94.9	4.0	1.1
		(51.2, 98.7)	(0.2, 39.1)	(0.3, 20.9)
	16	84.6	6.7	8.8
		(37.5, 98.1)	(0.2, 31.1)	(0.1, 47.8)
	32	62.8	15.5	21.7
(14.8, 96.9)		(0.2, 50.1)	(0.1, 75.1)	
P	4	10.3	36.6	53.1
		(1.1, 96.2)	(0.0, 82.9)	(0.1, 96.3)
	16	50.8	29.2	20.0
		(0.7, 69.6)	(11.5, 96.2)	(0.4, 52.3)
	32	73.8	15.3	10.8
(0.8, 85.4)		(3.4, 96.6)	(0.2, 50.4)	
RER	4	77.2	6.9	15.9
		(1.0, 88.3)	(1.5, 95.5)	(0.1, 61.2)
	16	70.2	0.9	28.9
		(1.0, 90.7)	(0.2, 90.9)	(0.3, 79.5)
	32	6.8	28.2	64.9
(0.2, 66.2)		(0.5, 58.2)	(18.0, 97.3)	
P	4	13.9	25.5	60.6
		(0.3, 78.2)	(0.3, 70.4)	(11.2, 96.5)
	16	15.2	24.0	60.7
		(0.4, 77.3)	(0.3, 69.5)	(8.1, 96.6)
	32	14.5	20.3	65.2
(0.5, 89.4)		(0.1, 76.4)	(0.8, 96.3)	

註：1.括弧內為 bootstraps 百分 95 信賴區間，數字單位為百分比。

2.事實上當期數為 400 期，各 shock 所佔比率已穩定，可視為無窮期結果。

進一步的我們希望可以透過長期限限制認定出 Balassa and Samuelson 效果，由表 7 中可以看到，在模型二中實質匯率預測變異數可經由相對技術解釋部分，在長期下仍只有 2.2%，而石油價格仍有 15.1%，但是在 Balassa and Samuelson (1964) 原模型中並無石油價格一項，因此我們使用模型一做變異數分解，可以發現相對技術可以解釋實質匯率預測變異，且長期下已經提高至 14.5%，而相對 CPI 可以解釋部分在無窮期下為 20.3%，故資料支持 Balassa and Samuelson 效果，但仍屬偏低。

5. 預測實質匯率

Diebold and Mariano (1995) 提出 DM (Diebold and Mariano) 統計量以檢定兩模型預測能力是否有顯著差異，其定義目標損失函數可以為 (1) 二次函數 (2) 絕對函數 (3) 效用函數，在本文中選擇損失函數為二次式，即設 $g(e_t) = E(y_t - \hat{y}_t)^2$ ，設 $d_t = g(e_{1t}) - g(e_{2t})$ ，其中 $\{e_{1t}\}_{t=0}^T$ ($\{e_{2t}\}_{t=0}^T$) 為模型一 (二) 中的預測殘差序列。DM 統計量的虛無假設為「 $H_0: RMSE(1) = RMSE(2)$ 」，而對立假設為「 $H_1: RMSE(1) < RMSE(2)$ 」，則 DM 統計量可以表示為：

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{\hat{\gamma}(0) + 2 \sum_{j=1}^q \hat{\gamma}(j)}{T-1}}} \xrightarrow{d} N(0,1), \quad \text{where } q = T^{\frac{1}{3}}, \quad \bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T d_t,$$

由於對立假設為單邊，因此 DM 檢定為單邊檢定。Diebold and Mariano (1995) 指出由大樣本理論 DM 統計量會收斂至標準常態分配，但在的有限小樣本下，DM 並非服從常態分配，因此我們藉由蒙地卡羅 (Monte Carlo) 模擬，來取得小樣本分配。在虛無假設成立之下，兩模型的預測殘差應有相同動差，但殘差之間可能具有同期相關 (contemporaneous correlation) 或跨期相關 (serial correlation)，因

此模擬時需考慮殘差之間同期或跨期相關性，則模擬步驟可以表示如下¹：

1. 假設兩模型所得殘差序列為常態分配，因此我們可以從二維常態分配中抽取

T 期的 $\mathbf{u}_t = (u_{1t}, u_{2t}) \sim i.i.d.N(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ ， $t = 1, \dots, T$ 。

2. 假設兩殘差序列的同期相關為 ρ ，將定義 \mathbf{R} 和 $\mathbf{\Omega}$ 如下：

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}, \quad \text{and} \quad \mathbf{\Omega} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho & \sqrt{1-\rho^2} \end{bmatrix}.$$

則將 \mathbf{u}_t 前乘 $\mathbf{\Omega}$ ，可以得到序列 $\mathbf{v}_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{R})$ ，則 v_{1t} 與 v_{2t} 序列同期相關係為 ρ 。

3. 為模擬殘差具跨期相關，假設形式為 MA(1)，因此可將序列 \mathbf{v}_t 做以下轉換：

$$e_{j,t} = \frac{1+\theta L}{\sqrt{1+\theta^2}} v_{j,t}, \quad \text{for } j=1,2 \text{ and } t=1, \dots, T.$$

將所得殘差序列 $\{e_{1t}, e_{2t}\}_{t=0}^T$ ，帶入 DM 統計量。重複 1~3 步驟一萬次，則可以得到

DM 分在樣數為 T 下的分配，其模擬結果如附表一~三所示，舉附表二為例，

當 $T=8$ 且 $\theta=0$ 和 $\rho=0$ 時，其 5% 臨界值為 -2.42 遠小於常態臨界值 -1.645，但當

$T=1000$ 時，不論 θ 或 ρ 值為何都趨近 -1.645，因此 DM 統計量大樣下分配為常態。

由於我們所估計 VECM 模型的殘差已經相當清晰，因此我們可以查詢 $\theta=0$ 和 $\rho=0$ 時的臨界值。

在預測之前我們先要選定樣本內的預測期數，為不失一般性，我們選一半左右樣本，設期數 $R=40$ 。另外一方面，當存在共整合時，我們可以將預期方程式其表示為：

$$\Delta \hat{\mathbf{y}}_{40+k} = \hat{\alpha} \hat{\mathbf{z}}_{40+k-1} + \hat{\Phi}_1 \Delta \hat{\mathbf{y}}_{40+k-1} + \hat{\Phi}_2 \Delta \hat{\mathbf{y}}_{40+k} \cdots \hat{\Phi}_p \Delta \hat{\mathbf{y}}_{40+k-p}.$$

以下簡短說明我們的預測步驟：

步驟一：

先估計 $R=40$ 下 VECM 的模型，則 41 期的預測值可以表示為：

$$\Delta \hat{\mathbf{y}}_{41} = \hat{\Pi} \mathbf{y}_{40} + \hat{\Phi}_1 \Delta \mathbf{y}_{40} + \hat{\Phi}_2 \Delta \mathbf{y}_{38} \cdots \hat{\Phi}_p \Delta \mathbf{y}_{42-p}.$$

¹曾翊恆 (2008) 模擬 MAE 的小樣本 DM 分配。

步驟二：

由於我們需要估計 y 的 41 期估計值，利用長期共整合關係，可以得到：

$$\hat{z}_{41} = z_{40} + \hat{\beta}' \Delta \hat{y}_{41}, \text{ where } \hat{\Pi} = \hat{\alpha} \hat{\beta}' \text{ and } \hat{z}_t = \beta' \hat{y}_t,$$

則第 42 期的預測可以表示為：

$$\begin{aligned} \Delta \hat{y}_{42} &= \hat{\Pi} \hat{y}_{41} + \hat{\Phi}_1 \Delta \hat{y}_{41} + \hat{\Phi}_2 \Delta y_{40} \cdots \hat{\Phi}_p \Delta y_{41-p} \\ &= \hat{\alpha} \hat{z}_{41} + \hat{\Phi}_1 \Delta \hat{y}_{41} + \hat{\Phi}_2 \Delta y_{40} \cdots \hat{\Phi}_p \Delta y_{41-p} \end{aligned}$$

步驟三：反覆步驟一和步驟二 k 次可以得到 $\Delta \hat{y}_{40+k}$ 。

因為我們使用遞歸 (recursive) 方式的樣本外預測 (out of sample predict)，因此每增加一個樣本點，便執行步驟一到三，故可得到 $T-R-k$ 個預測值與預測誤差。另外，我們用前面所述二種模型比較其與隨機漫步 (random-walk) 的預測能力，預測期數分別為 $k=1,2,3,4,6,8$ ，我們簡單將隨機漫步設定為：

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

藉由平賭序列 (martingale) 特性，則其 k -head 期差分值預測可以表示為 $E_t \Delta y_{t+k} = E_t \Delta y_t = 0$ ，另外我們加入模型一和模型二忽略長期關係項的 VAR 做為比較基礎，以檢視長期關係資訊在預測所扮演角色。

我們所得其結果如表 9 所顯示：不論是模型一或模型二，在忽略共整關係下，VAR 差分值預測能力皆低於 VECM 模型，模型一的 VECM 模型在 1~8 其 DM 為負值皆大於 10% 臨界值 -1.38，因此其預測能力雖未勝過隨機漫步，但至少表現一樣好，並且其 MSE 皆比隨機漫步的預測誤差小。模型一的 VAR 當 $k=1\sim3$ ，其預測能力與隨機漫步相同，但當 $k>3$ 時，與隨機漫步相較已明顯不佳，其 MSE 皆比隨機漫步的預測誤差大。如表 10 所顯示：模型二的 VECM 模型，在 $k=1\sim8$ 其預測能力表現皆與隨機漫步相同，但其 MSE 皆比隨機漫步的預測誤差小，在模型二 VAR 模型中，在 $k=1,2,4$ 預測能力與隨機漫步相同，但當 $k=3,6,8$ 時，其預測表現明顯劣於隨機漫步，且其 MSE 皆較隨機漫步模型大，故共整合關係項

有助於短期差分預測。另一方面，雖然模型二加入石油價格，但並未明顯增加預測能力，我們在變異數分解中得知實質匯率的預測誤差變異數有很大的比率來自石油價格，故於附錄中利用模擬的方式，發現給定台美實質匯率 VAR 估計參數下，當石油價格佔預測誤差變異數越高時，則加入石油價格會降低其預測能力。

雖然兩模型各變數之間存在共整合關係，即便擁有此一資訊，在某些期數仍

表 9 模型一 VAR 與 VECM 差分預測比較

		DM 統計量	MSE
模型一 (VAR)	k=1	0.40	154 x10 ⁻⁶
	k=2	0.99	169 x10 ⁻⁶
	k=3	2.80	179 x10 ⁻⁶
	k=4	3.50	170 x10 ⁻⁶
	k=6	3.48	199 x10 ⁻⁶
	k=8	2.31	193 x10 ⁻⁶
模型一(VECM)	k=1	-1.08	101 x10 ⁻⁶
	k=2	-1.06	103 x10 ⁻⁶
	k=3	-1.06	104 x10 ⁻⁶
	k=4	-1.06	100 x10 ⁻⁶
	k=6	-1.00	105 x10 ⁻⁶
	k=8	-1.20	105 x10 ⁻⁶
Random walk	k=1		141 x10 ⁻⁶
	k=2		143 x10 ⁻⁶
	k=3		146 x10 ⁻⁶
	k=4		143 x10 ⁻⁶
	k=6		148 x10 ⁻⁶
	k=8		152 x10 ⁻⁶

註：1.**(**,*)代表在 10%(5%,1%)下拒絕模型一預測能力與隨機漫步相同的虛無假設。

2. 10%(5%,1%)臨界值為-1.38(-1.76, -2.47)。

表 10 模型二 VAR 與 VECM 差分值預測比較

		DM 統計量	MSE
模型二(VAR)	k=1	0.80	170 x10 ⁻⁶
	k=2	1.04	178 x10 ⁻⁶
	k=3	1.67	182 x10 ⁻⁶
	k=4	-0.26	141 x10 ⁻⁶
	k=6	10.27	181 x10 ⁻⁶
	k=8	2.084	201 x10 ⁻⁶
模型二(VECM)	k=1	-1.12	102 x10 ⁻⁶
	k=2	-1.08	104 x10 ⁻⁶
	k=3	-1.10	105 x10 ⁻⁶
	k=4	-1.04	105 x10 ⁻⁶
	k=6	-0.91	113 x10 ⁻⁶
	k=8	-1.04	115 x10 ⁻⁶
Random walk	k=1		141 x10 ⁻⁶
	k=2		144 x10 ⁻⁶
	k=3		147 x10 ⁻⁶
	k=4		144 x10 ⁻⁶
	k=6		148 x10 ⁻⁶
	k=8		152 x10 ⁻⁶

註：1.*(**, ***)代表在 10%(5%,1%)下拒絕模型二預測能力與隨機漫步相同的虛無假設

2. 10%(5%,1%)臨界值為-1.38(-1.76, -2.47)。

無法擊敗隨機漫步。因此我們可合理推論：既然實質匯率為 I (1)序列，故在差分處理後，其序列為定態具有回到平均值特性 (reverse mean)，因此長期而言最佳預測均值為 0，因此不論哪一個模型，隨著預測期間加長其差分值預測能力會遞減，但加入長期的共整合關係資訊的 VECM，可以改善短期差分值預測。

由於我們所預測的為變數差分值，但事實上我們關心的為水準值預測，可藉由給定起始值，得到近似預測值：

$$\hat{y}_{t+k} \approx y_{R+k} + \sum_{i=R+1}^{t-1} (\Delta y_{i+k} - \Delta \hat{y}_{i+k}), \quad \forall t = R+1, \dots, T.$$

進一步，預測 MSE (mean square error) 表示為：

$$\frac{1}{T-R-k} \left(\sum_{t=1}^{T-R-k} y_{t+k} - \hat{y}_{t+k} \right)^2,$$

圖 3 與圖 4 分別表示為模型一與模型二的預測 $k=1$ 期，圖 3 第一行為石油價格預測，第二行為相對 CPI 預測，第三行為實質匯率預測，第四行為相對實質 GDP，而圖 4 順序與圖 3 相同。

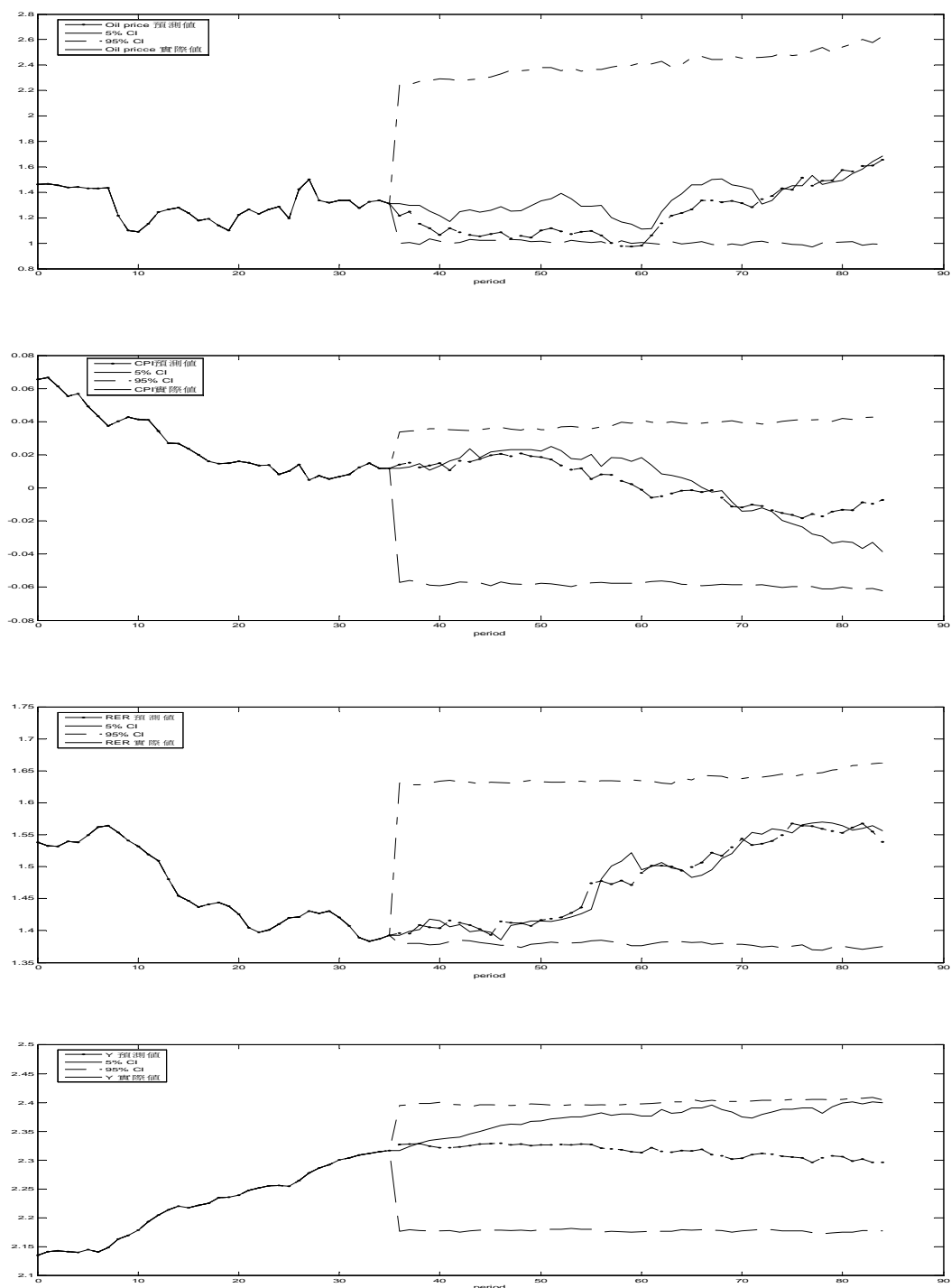


圖 3 $k=1$ 時模型一預測水準值

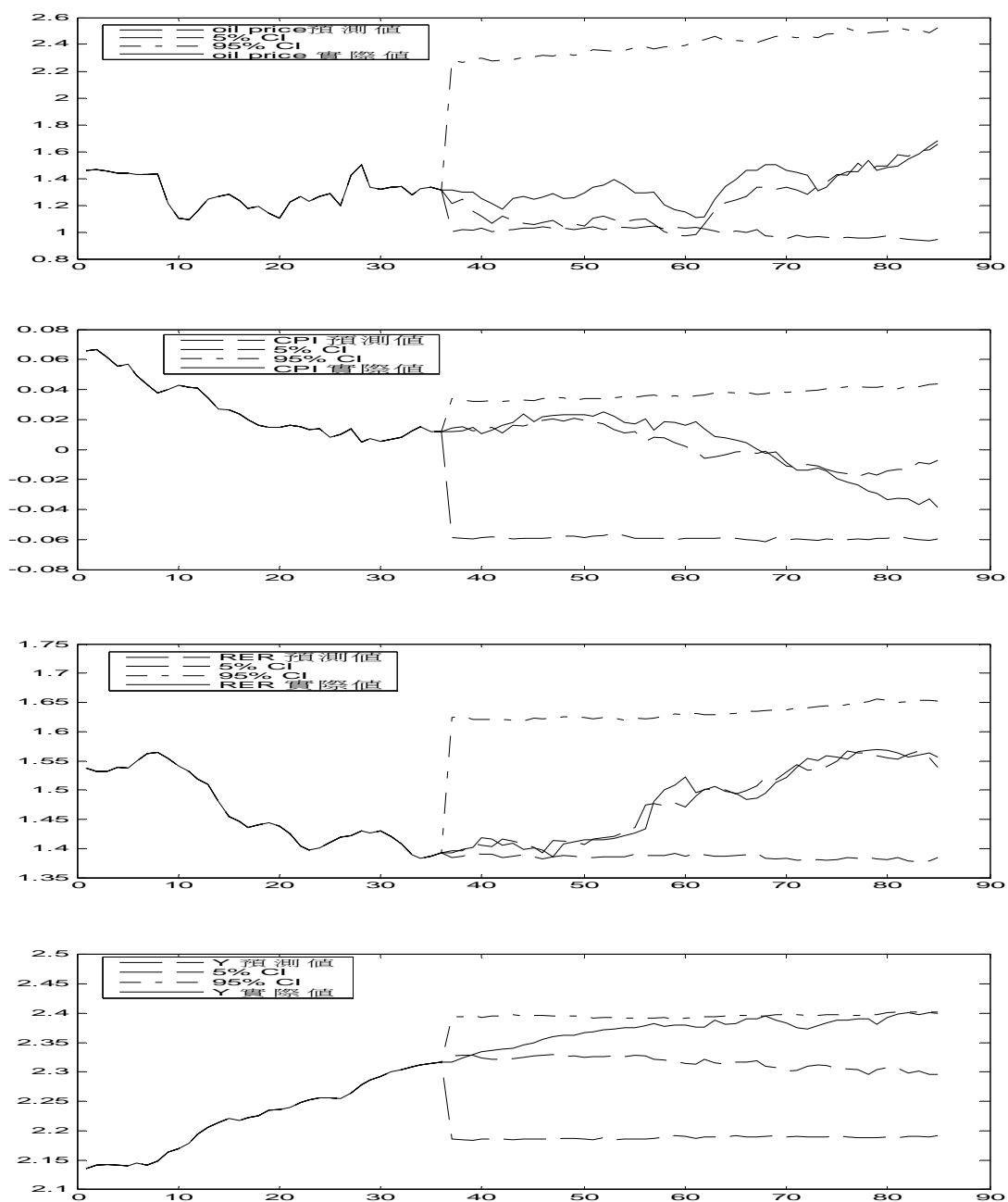


圖 4 $k=1$ 時模型二預測水準值

由圖 3 與圖 4 可知，模型一與模型二在預期相對實質 GDP 的誤差較大，但其預測值與實際值在仍然 bootstrap 所得的 95%信賴區間內，其他變數的預測和真實資料亦步亦趨，故我們所設定模型對於資料配適度良好。

進一步，吾等可再利用隨機漫步(random-walk)平賭序列特性得到：

$$E_t \mathbf{y}_{t+k} = \mathbf{y}_t, \quad \forall t = R, \dots, T.$$

故隨機漫步水 $t+k$ 期水準值預測為 \mathbf{y}_t ，因此有了預測值便可與模型一與模型二做比較。如表 11 所示，模型一 VECM 在 $k=1,3$ 時表現與隨機漫步相同， $k=2$ 表現在 10%信心水準的表現仍比隨機漫步好，而 $k=4,6,8$ 表現在 5%信心水準下，拒絕隨機漫步預測能力與模型一相同的虛無假設，另一方面 VECM 的 MSE 表現皆小於隨機漫步的 MSE，且 VECM 模型隨預測期數增加，其預測能力增加。因為在短期下，實質會匯率過程（process）被隨機趨勢所支配，因此難以藉由經濟理論預測，但隨著期間增加變數之間的共整合關係會更加緊密，有了此一有用資訊，則可以使得預測實質匯率更加精確。

而模型一 VAR 各期下在 10%信心水準下皆劣於隨機漫步，顯示缺乏長期資訊將使預測能力大幅減弱，另外一方面，VECM 短期預測雖然無法優於隨機漫步，但表現至少一樣好，長期下甚至比隨機漫步好，並且各期擁有較小的 MSE，因此模型一預測能力表現尚佳。如表 12 所示，模型二 VAR 在忽略共整合關係之下，其在 $k=1,2,3,6$ 時在 5%信心水準下表現比隨機漫步來的差，但隨著預測期數增加，其預測能也跟著增加。使用 VECM 估計下，在 $k=1,3$ 時預測能力與隨機漫步相同， $k=2,4,6,8$ 則 5%信心水準下則優於隨機漫步，且擁有較小的 MSE。

爲了更清楚釐清 VAR 與 VECM 或模型一與二預測能力比較，吾等分別畫出在模型一與模型二下，VECM 在差分值和水準值與 VAR 在水準值預測跟隨機漫步比較的 DM 統計量變化。圖 5 中線（line）代表模型一而虛線（dash-dot）代表模型二，其中第一行表示 VECM 在差分值，第二行表示 VECM 在水準值的預測，第三行則表示 VAR 在水準值預測與隨機漫步比較下的 DM 統計量變化。既然實質匯率差分值長期被白噪音（white noise）過程所支配，因此可以發現 VECM 在差分值預測能力隨著預測期數（ k ）增加而降低。

表 11 模型一 VAR 與 VECM 水準值預測比較

		DM 統計量	MSE
模型一 (VAR)	k=1	2.21	$4,526 \times 10^{-6}$
	k=2	1.61	$2,723 \times 10^{-6}$
	k=3	1.48	$1,051 \times 10^{-6}$
	k=4	4.70	$4,016 \times 10^{-6}$
	k=6	3.80	$14,404 \times 10^{-6}$
	k=8	2.74	$7,444 \times 10^{-6}$
模型一 (VECM)	k=1	-0.26	138×10^{-6}
	k=2	-1.61*	167×10^{-6}
	k=3	-0.14	571×10^{-6}
	k=4	-1.92**	149×10^{-6}
	k=6	-1.92**	176×10^{-6}
	k=8	-2.28**	184×10^{-6}
Random walk	k=1		141×10^{-6}
	k=2		353×10^{-6}
	k=3		615×10^{-6}
	k=4		930×10^{-6}
	k=6		526×10^{-6}
	k=8		155×10^{-6}

註：1.**(**, ***)代表在 10%(5%,1%)下拒絕模型一預測能力與隨機漫步相同的虛無假設。

2. 10%(5%,1%)臨界值為-1.38(-1.76, -2.47)。

表 12 模型二 VAR 與 VECM 水準值預測比較

		DM 統計量	MSE
模型二 (VAR)	k=1	2.52	$5,549 \times 10^{-6}$
	k=2	2.34	$5,914 \times 10^{-6}$
	k=3	1.82	$1,690 \times 10^{-6}$
	k=4	1.06	$1,726 \times 10^{-6}$
	k=6	1.85	$6,335 \times 10^{-6}$
	k=8	0.24	$2,538 \times 10^{-6}$
模型二 (VECM)	k=1	0.37	149×10^{-6}
	k=2	-1.87**	145×10^{-6}
	k=3	-0.26	525×10^{-6}
	k=4	-1.87**	153×10^{-6}
	k=6	-1.95**	177×10^{-6}
	k=8	-2.29**	293×10^{-6}
Random walk	k=1		141×10^{-6}
	k=2		353×10^{-6}
	k=3		615×10^{-6}
	k=4		931×10^{-6}
	k=6		526×10^{-6}
	k=8		$2,156 \times 10^{-6}$

註：1.**(**,***)代表在 10%(5%,1%)下拒絕模型二預測能力與隨機漫步相同的虛無假設。

2. 10%(5%,1%)臨界值為-1.38(-1.76, -2.47)。

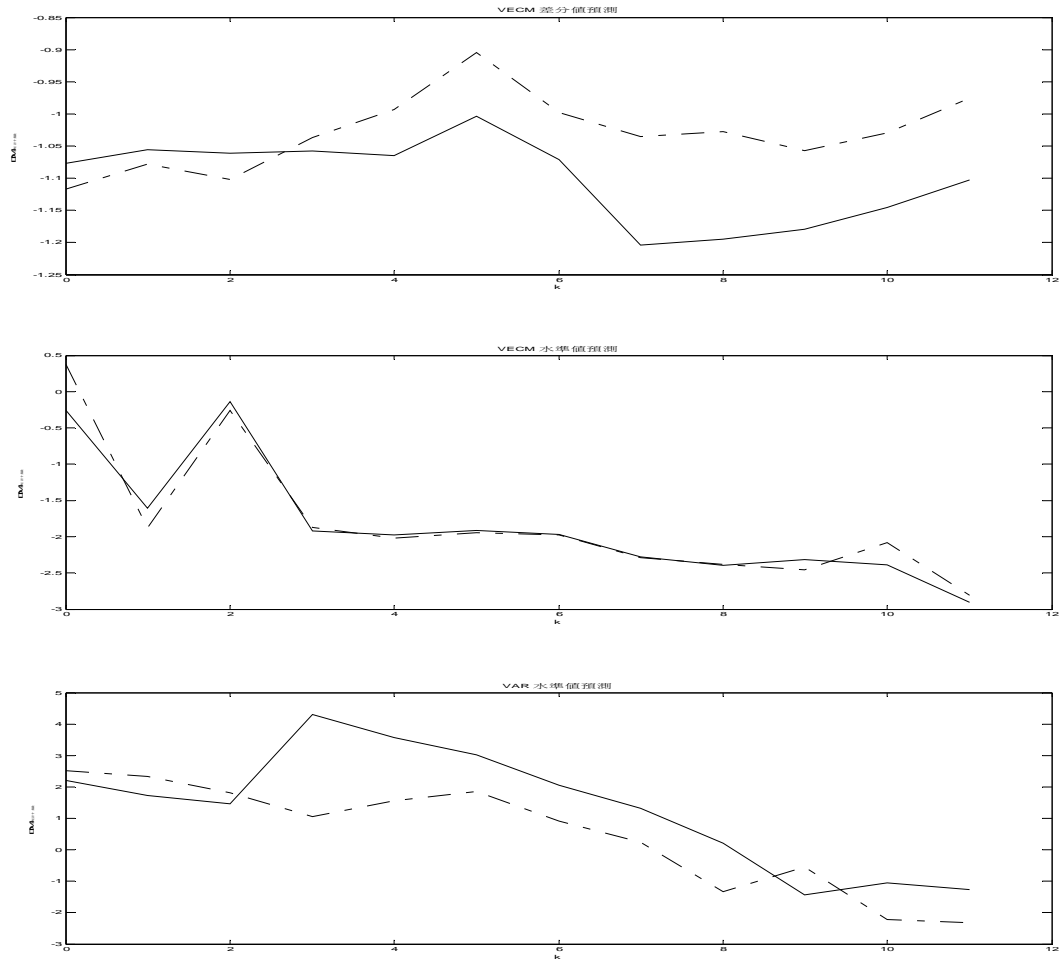
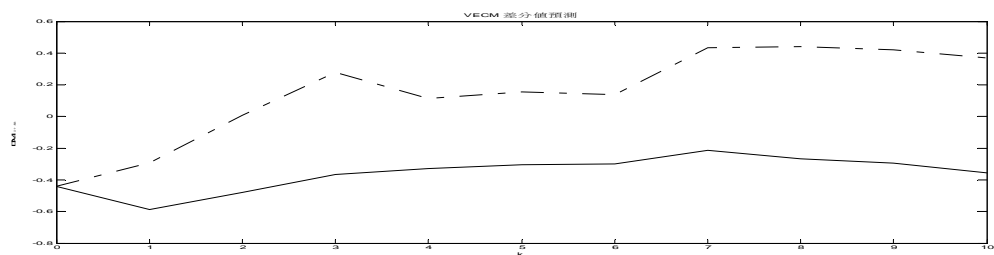


圖 5 台美實質匯率預測 DM 統計量變化

另一方面，實質匯率與基本面變數長期存在共整合關係，因此可以發現 VECM 水準值預測隨著期數增加而使得預測能力增加，而 VAR 雖然忽略長期關係，但隨期數增加模型可以捕捉部分長期關係，因此預測能力也隨之增加，在此可以發現加入石油並在 $k = 1\sim 2$ 能提升在差分值的預測，超過 $k=2$ 時反而降低，而在水準值預測兩者表現差不多。



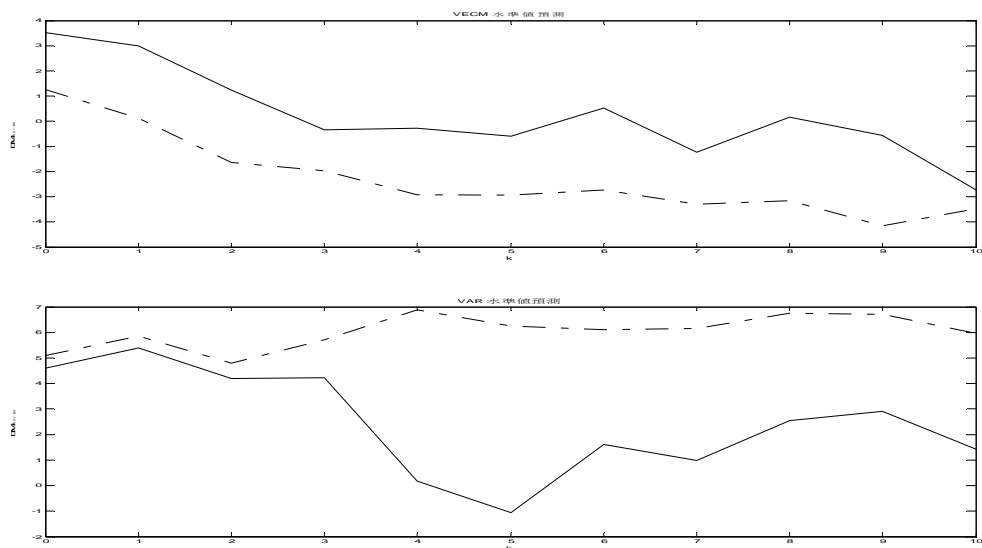


圖 6 台英實質匯率預測 DM 統計量變化

VECM 差分值預測能力隨期數增加遞減，直覺上很容易解釋，如前面所敘述過，既然實匯率差分值已經是白噪音，因此長期下序列可被白噪音過程所配適，而長期關係資訊只可改善短期預測實質匯率，故 DM 統計量隨著 k 增加，更加顯著不拒絕隨機漫步與模型預測能力一樣好的虛無假設。另外，在水準上的預測，短期上實質匯率被隨機趨勢所支配，因此即使存在長期關係資訊，仍難以優於隨機漫步，但隨著期數增加，實質匯率與其他變數之間關係更加緊密存在共整合關係，此一資訊有利我們做出預測，故 DM 統計量隨著 k 增加收斂至負值，並且更加顯著拒絕隨機漫步與模型一相同的虛無假設。

另外一方面，我們也檢視模型一與二台英之間的實質匯率，既然英國為產油國因此對進口石油依賴較台灣低很多，我們首先對台英與台英之間實質匯率與基本變數和石油價格依照模型一與二做存在共整合關係檢定，發現共整合關係皆成立，並且由衝擊反應函數發現，石油價格衝擊會使實質匯率貶值，顯示衝擊反應推論與實質匯率理論具頑強性，並且吾人也發現石油價格佔台英實質匯率預測誤差變異數都相對美國低，在無窮期下分別佔 5.43%，透過我們附錄模擬結果與圖 6 將可以知道石油價格可增加台英實質匯率水準值預測，但差分值預測反而惡化。另外由圖 5、6 可以觀察到，不管是哪一國的實質匯率 VECM 的 DM 差分值

預測能力，隨 k 增加而遞減，VECM 和 VAR 的 DM 水準值預測能力，因為長期關係資訊的加入隨著 k 增加而上升。

6. 結論與政策建議

台灣係仰賴石油進口之國家，當石油價格變動時，價格效果容易傳導至國內，致使物價水準波動進而影響產出，故石油價格變動對台灣經濟的影響不言而喻。透過 Balassa and Samuelson 模型，吾等建構模型一與模型二 VECM 模型，經由變數的交互關係，可以辨識石油價格在實質匯率所扮演的關鍵角色。我們發現當石油危機發生時，台灣『淺碟型』經濟將受嚴重影響，藉由衝擊反應函數可知，石油價格上升致使台幣實質匯率貶值，刺激台灣進出口貿易量增加，惟長期會造成台灣通貨膨脹現象相對美國惡化，經濟衰退現象亦比美國嚴重。因此，政府在面對石油危機，應提出相對能抑制通貨膨脹成長之政策，以減緩因通貨膨脹使得民間消費緊縮之幅度，令實質產出不致大幅衰退。同時研究也發現，本文所建構之模型一與模型二，不論置於資料所屬之任一國家，其 VECM 差分值預測能力皆與隨機漫步預測之結果相同，惟水準預測方面，若資料期數增加則結果優於隨機漫步之預測，因此模型一與模型二皆具備出色之預測能力，且在某些情況下模型二預測結果更佳。此外，忽略長期關係的 VAR 模型，其預測能力則明顯劣於 VECM 模型。

實質匯率為衡量兩國之間的商品價格，對於一國的進出口貿易實為一重要指標，因此實質匯率較名目匯率為衡量一國競爭力更適當的指標。不論進出口廠商或貨幣管理當局，皆需要對實質匯率預測之資訊，以維持出口競爭力，故準確預測實質匯率之工具，為維持貿易優勢的重要課題。本文係由經濟理論所建構之計量模型，除可供貨幣管理當局的訂立匯率政策之參考及對於進出口廠商從事預測台幣實質匯率亦多有幫助，實為本文最大貢獻。

「附錄 1」

模擬

我們使用模擬方式，證明在台美 VECM 中，石油價格對該預測變數的變異數分解佔有很大比率時，加入石油價格反而會使差分值預測惡化。使用台美實質匯率於模型二所估計參數作為母體參數並由 $\mathbf{u}_t \sim N(\mathbf{0}_{4 \times 4}, \mathbf{I}_{4 \times 4})$ 抽出 $T-p$ 個殘差序列，則遞歸的 VECM 模型可以表示為：

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2 \Delta \mathbf{y}_{t-2} \cdots \Phi_p \Delta \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{C} \mathbf{u}_t,$$

另外，假設一個極端結構性 \mathbf{C} 矩陣認定如下：

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} 0.1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.1 & 0.1 & 0 & 0 \\ 60 & 0.1 & 0.1 & 0 \\ 0.1 & 0.1 & 0.1 & 0.1 \end{bmatrix},$$

表示為第一個外生衝擊對於對三個變數在變異數分解佔有很高比率，進一步利用遞歸技巧回覆原本序列，再利用此序列做 VECM 模型差分值預測，反覆此過程 120 次，並且設使用 4 個變數的模型為模型一，而使用 3 變數不加入第一個變數稱為模型二。另外，DM 統計量的虛無假設為：模型一與二一樣好，對立假設為：模型一優於模型二好，模擬結果如圖一示，DM 統計量在 90% 信賴區間，幾乎不包含 0 以下，因此加入變數一反而使預測更差。

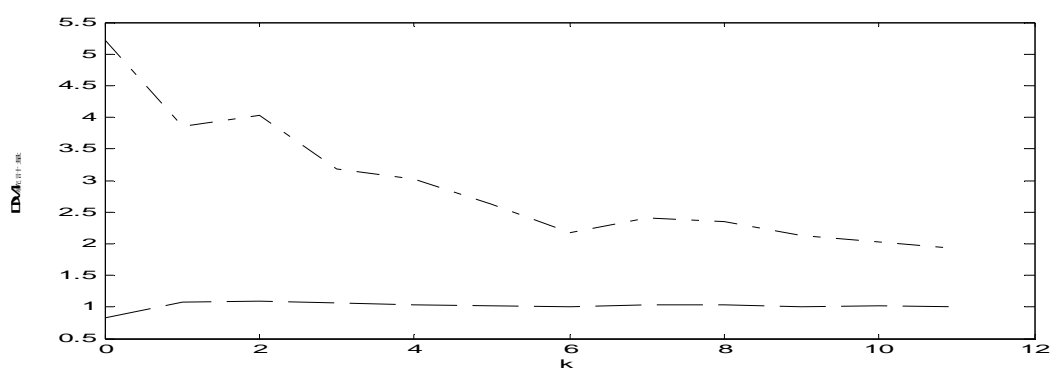


圖 1 台美 VECM 差分值預測

反之，若第一個變數對於對三個變數在變異數分解佔比率較低，則加入變數一可使預測改善，若結構性矩陣為：

$$C = \begin{bmatrix} 60 & 0 & 0 & 0 \\ 0.1 & 0.1 & 0 & 0 \\ 0.01 & 0.1 & 0.1 & 0 \\ 0.1 & 0.1 & 0.1 & 0.1 \end{bmatrix},$$

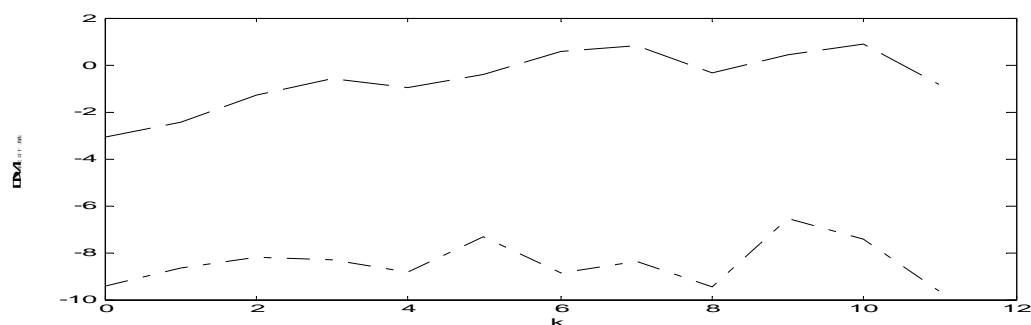


圖 2 VECM 差分值預測

表示為第一個外生衝擊對於對三個變數在變異數分解中佔的比率很低，由圖 2 可以看出 DM 統計量 90%信賴區間，幾乎為低於 0，顯示出加入第三個變數可以增加對第一個變數的預測。

而圖形 3 表示出當第一個衝擊對於對三個變數在變異數分解佔有很高比率，在加入此變數，反而使 VECM 水準值預測能力變差。而圖形 4 表示出當第一個變數對於對三個變數在變異數分解佔比率低，在加入此變數，有可能預測能力增加或變差。在實際資料中，石油價格佔台美實質匯率預測變異數比率很高，因此加入石油價格並不會增加差分與水準值預測能力，另外，我們也使用 VECM 估計台英實質匯率參數做模擬，得到當石油價格佔台英實質匯率預測誤差變異數的比率很高，如圖 5，則加入石油價格不一定會使差分值預測惡化，如圖 6 當比率很低則反而會使差分值預測變差，在水準值預測方面，如圖 7、8 石油價格佔預測誤差變異數比率的高低，不一定會惡化或改善預測，由實際資料石油價格佔台英實質匯率預測的比率很低，因此加入石油價格並不會增加差分值預測能力，

但卻改善水準值的預測。

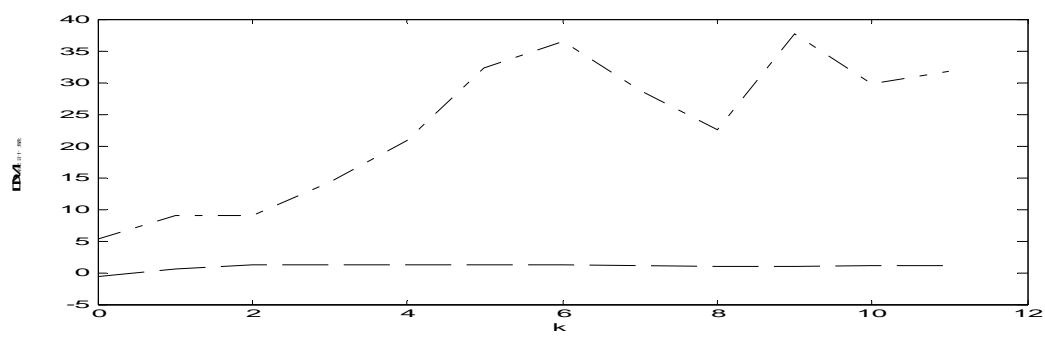


圖 3 台美 VECM 值水準值預測

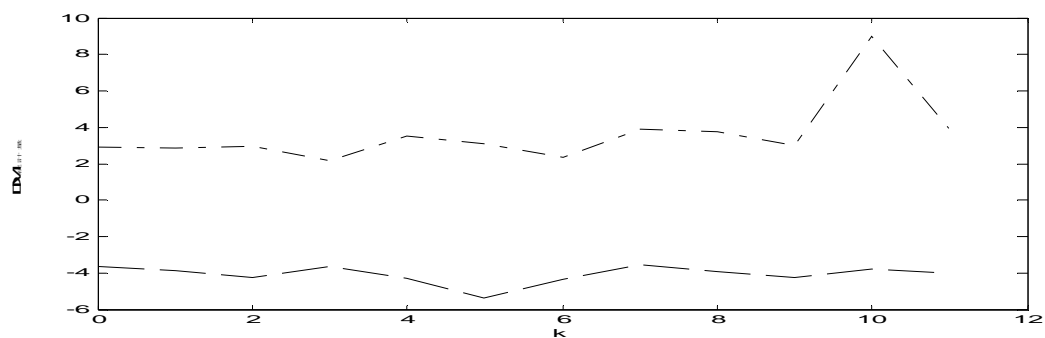


圖 4 台美 VECM 值水準值預測

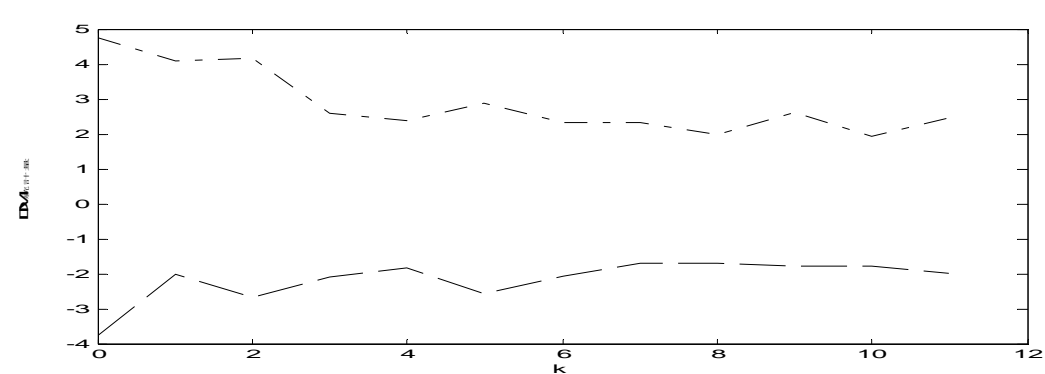


圖 5 台英 VECM 差分值預測

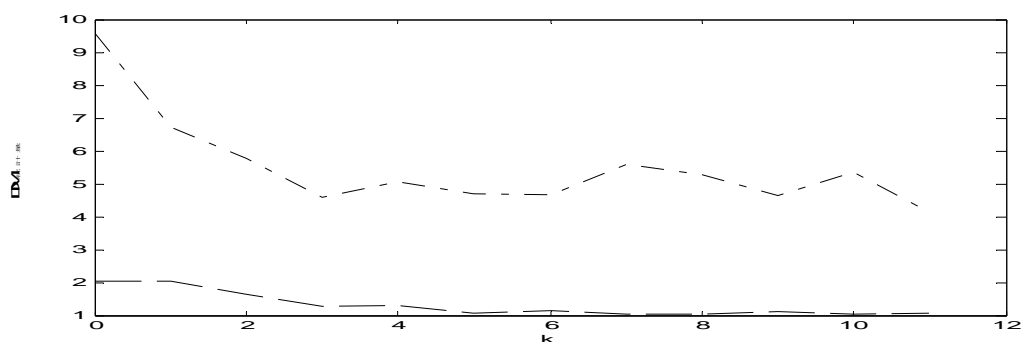


圖 6 台英 VECM 差分值預測

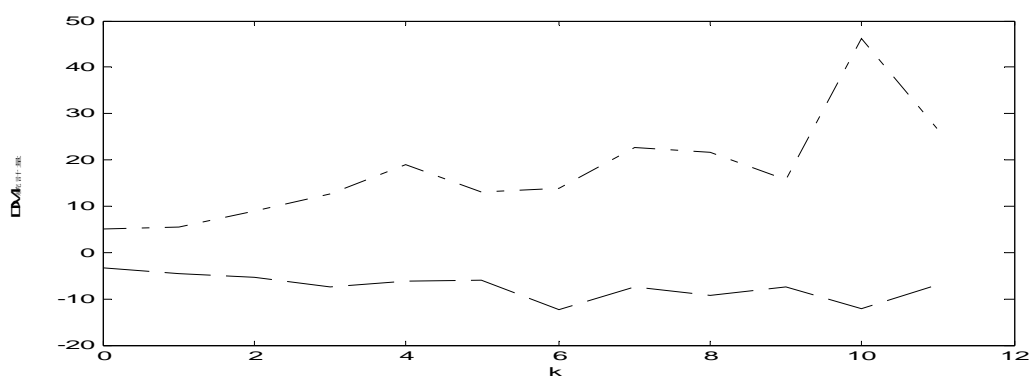


圖 7 台英 VECM 水準值預測

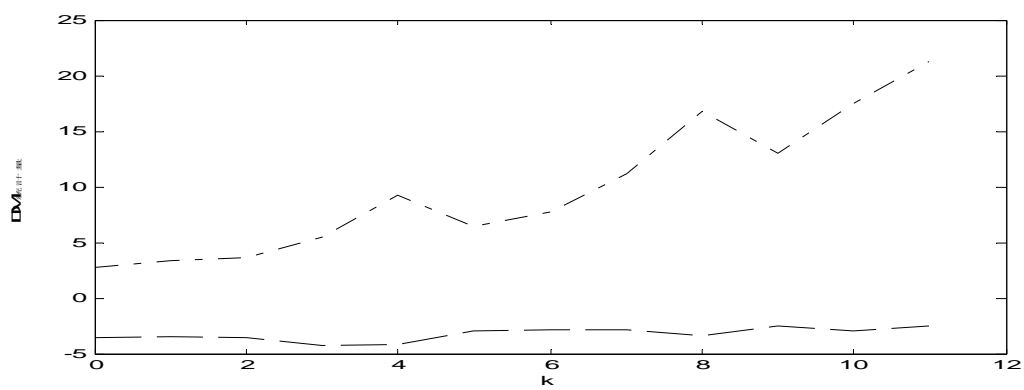


圖 8 台英 VECM 水準值預測

「附表 1」

DM 統計量 10%臨界値模擬表

樣本數 (T)	ρ	常態誤差		
		$\theta=0.0$	$\theta=0.5$	$\theta=0.9$
8	0.0	-1.73	-1.81	-1.77
8	0.5	-1.71	-1.83	-1.78
8	0.9	-1.71	-1.74	-1.72
16	0.0	-1.55	-1.55	-1.56
16	0.5	-1.57	-1.51	-1.54
16	0.9	-1.55	-1.55	-1.54
24	0.0	-1.50	-1.48	-1.39
24	0.5	-1.47	-1.47	-1.48
24	0.9	-1.48	-1.45	-1.42
41	0.0	-1.38	-1.40	-1.43
41	0.5	-1.40	-1.42	-1.43
41	0.9	-1.40	-1.38	-1.39
50	0.0	-1.38	-1.37	-1.37
50	0.5	-1.37	-1.40	-1.38
50	0.9	-1.39	-1.36	-1.35
100	0.0	-1.34	-1.32	-1.35
100	0.5	-1.29	-1.33	-1.32
100	0.9	-1.33	-1.38	-1.29
500	0.0	-1.28	-1.28	-1.28
500	0.5	-1.29	-1.29	-1.30
500	0.9	-1.30	-1.30	-1.30
1000	0.0	-1.28	-1.25	-1.29
1000	0.5	-1.29	-1.29	-1.30
1000	0.9	-1.28	-1.27	-1.30

「附表 2」

DM 統計量 5%臨界値模擬表

樣本數 (T)	ρ	常態誤差		
		$\theta=0.0$	$\theta=0.5$	$\theta=0.9$
8	0.0	-2.42	-2.42	-2.40
8	0.5	-2.52	-2.52	-2.47
8	0.9	-2.41	-2.41	-2.35
16	0.0	-2.07	-2.04	-2.03
16	0.5	-2.06	-1.99	-2.00
16	0.9	-2.04	-2.03	-1.99
24	0.0	-1.96	-1.92	-1.84
24	0.5	-1.96	-1.86	-1.93
24	0.9	-1.92	-1.91	-1.85
41	0.0	-1.78	-1.80	-1.82
41	0.5	-1.81	-1.83	-1.82
41	0.9	-1.85	-1.80	-1.78
50	0.0	-1.76	-1.78	-1.74
50	0.5	-1.77	-1.78	-1.74
50	0.9	-1.77	-1.74	-1.72
100	0.0	-1.72	-1.67	-1.72
100	0.5	-1.66	-1.71	-1.71
100	0.9	-1.72	-1.76	-1.62
500	0.0	-1.65	-1.66	-1.65
500	0.5	-1.65	-1.65	-1.67
500	0.9	-1.68	-1.69	-1.65
1000	0.0	-1.64	-1.63	-1.65
1000	0.5	-1.68	-1.64	-1.67
1000	0.9	-1.64	-1.64	-1.68

「附表 3」

DM 統計量 1%臨界値模擬表

樣本數 (T)	ρ	常態誤差		
		$\theta=0.0$	$\theta=0.5$	$\theta=0.9$
8	0.0	-4.70	-4.89	-4.38
8	0.5	-5.12	-4.60	-4.69
8	0.9	-4.82	-4.58	-4.42
16	0.0	-3.47	-3.23	-3.20
16	0.5	-3.52	-3.06	-3.11
16	0.9	-3.35	-3.26	-3.00
24	0.0	-3.02	-2.91	-2.73
24	0.5	-3.11	-2.74	-2.76
24	0.9	-3.04	-2.76	-2.71
41	0.0	-2.58	-2.59	-2.59
41	0.5	-2.70	-2.62	-2.52
41	0.9	-2.68	-2.54	-2.47
50	0.0	-2.47	-2.54	-2.43
50	0.5	-2.62	-2.54	-2.47
50	0.9	-2.59	-2.47	-2.44
100	0.0	-2.46	-2.35	-2.38
100	0.5	-2.42	-2.42	-2.40
100	0.9	-2.43	-2.51	-2.32
500	0.0	-2.34	-2.29	-2.31
500	0.5	-2.36	-2.34	-2.45
500	0.9	-2.41	-2.34	-2.38
1000	0.0	-2.35	-2.32	-2.29
1000	0.5	-2.33	-2.37	-2.33
1000	0.9	-2.30	-2.39	-2.39

參考文獻

- 張浩 (2006),「實際匯率長期變動趨勢--如何對貿易產生影響」,《創新研發學刊》, 2:2, 頁 17-23。
- Annika, A. (2005), " Productivity Shocks and Real Exchange," *Journal of Monetary Economics* 52, 555-566.
- Balassa, B. (1964), " The purchasing Power Parity Doctrine: a reappraisal," *Journal of Political Economy* 72, 584-596
- Blanchard, O.J. and Quah D. (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, 79(4), 655-673.
- Chen, S.S. and Chen H. C. (2007)," Oil Prices and Real Exchange Rates," *Energy Economics*, 29(3), 390-404.
- Clarida, R. and Gali, J. (1994), "Source of real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 32, 7-61.
- Diebold, F.X. and Mariano, R.S. (1995), " Comparing predictive accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 253-263.
- Johansen, S. (1988), " Statistical Analysis of Cointegration Vector." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Samuelson, P. A. (1964), " Theoretical Notes on Trade Problem," *Review of Economics and Statistics* 46, 145-154.

The Oil prices and Taiwan's real exchange rate

Our papers construct VECM based on the Balassa and Samuelson model, and we use a different identity method to identify impulse responses and the Balassa and Samuelson effect. On the other hand, Taiwan deeply relies on oil imports. When oil prices raise the price of trade goods in Taiwan to be higher than other countries, it makes the real exchange depreciate. The oil prices play an important role on Taiwan's real exchange rate as we find the oil prices can improve the forecast of the Taiwan/US real exchange growth rate in the short run, and improve the forecast of the Taiwan/UK real exchange rate.

keywords : real exchange rate 、 oil price 、 Balassa and Samuelson effect 、 VECM 、 Bootstrap 、 out of sample predict ◦

JEL classification : C32 E47