

## 匯率與總體經濟變數之關係：台灣實證分析\*

徐 千 婷

### 摘 要

本文的主要目的是建立一個共整合與誤差修正模型，並藉由觀察衝擊反應函數 (impulse-response function) 與變異數分解 (variance decomposition) 結果，以瞭解匯率變動對台灣主要總體經濟變數，包括實質輸出、實質輸入、產出、以及物價等的影響。實證結果發現，當名目有效匯率指數上升(代表台幣相對一籃子通貨升值)時，實質輸出在第3季以後開始減少，表示台幣匯率的變動的確影響我國的出口表現；在實質輸入部份，當台幣升值後，由於其所引發的負向所得效果大於正向的價格效果，使得實質輸入不增反減；就匯率對產出的影響而言，台幣升值之後，產出將於第2季開始減少；而台幣升值將透過

匯率的轉嫁效果，使得進口品之新台幣價格下跌，從而可抑制輸入型通貨膨脹；最後，比較新台幣名目有效匯率指數與金融業隔夜拆款利率對於產出的相對解釋力之後發現，匯率對於產出的解釋力較利率為高，似乎隱含匯率對於我國經濟的影響較利率為大，這也反映了我國開放經濟體系的性質。此外，本文也針對模型的設定進行強韌性檢驗 (robustness check)，這些檢驗包括：匯率採用不同定義、模型中以淨出口代替實質輸出變數、加入投資等變數、以及考慮央行行為等，結果顯示，改變模型的設定，並不會大幅改變前面主要的實證結果；也就是說，本文的模型設定與估計結果具有一定的強韌性。

### 1. 前 言

有關匯率的議題，不僅為媒體或一般民眾所關心，對於開放經濟體系的貨幣當局而言，由於匯率管道是貨幣政策效果的傳遞過程中，極其重要的一環，而匯率與總體經濟

變數關係的緊密與否，亦攸關匯率政策的走向，甚至匯率制度的選擇，因此，匯率與其他經濟變數的關係，值得加以深入探討。

雖然，不管就學理上或傳統看法上，對

---

\*感謝匿名審稿人的費心審閱，以及經濟研究處施處長燕、嚴副處長宗大、林行務委員宗耀、盧研究員志敏、汪研究員建南、以及李研究員光輝等所提供的意見。惟文中所持觀點僅代表作者個人看法，與服務單位無關；如有任何錯誤，亦概由作者負責。

於匯率變動與總體經濟的關係，已大體有一致的看法。例如，一國貨幣升值，將使該國出口品的價格競爭力下降，進而不利出口以及總體經濟表現；另一方面，本國貨幣升值，將造成以國內貨幣計價的進口品價格下降，進而可能帶動國內一般物價下跌。反之，本國貨幣貶值，將有利於出口擴張，但可能帶動國內物價上揚。職是之故，許多開放經濟體系，其貨幣當局有時會傾向於讓本國貨幣低估，以提高本國出口品的價格競爭力，藉以推升經濟成長；同時，當國內物價有上揚壓力時，也可能採取讓本國幣升值的作法，以平抑國內物價。

但是，上述的傳統思維，如果考量若干個體經濟面的因素之後，是否仍然成立？進一步言，在考慮進、出口廠商的可能決策模式之後，匯率對於總體經濟的影響，似乎出現了一些不確定性。例如：

第一，當某種出口產品已臻成熟期(如 DRAM 等)，市場已呈現高度(價格)競爭、甚至接近完全競爭的情形，此時個別廠商在訂價上大體屬於價格接受者(price-taker)，因此，即使面臨國內貨幣升值的局面，出口商也無法在短期間內改變產品的訂價，或者，廠商為維持市場占有率，也未必會提高其產品在國際市場的售價。不管是「不能」或是「不願」改變售價，結果都是，廠商在面臨本國幣升值時，短期內只能以壓縮利潤的方式加以因應。若這種情況普遍存在，則此時

(以外幣表示的)出口值短期內可能不會因本國幣升值而有太大改變。而這種現象在產品屬於齊一性(homogeneous)或無自有品牌時，可能更容易發生。至於就長期來看，如果廠商無法忍受毛利率的持續壓縮時，則可能會以提高售價、轉型、外移、或者關廠等方式加以因應。

至於前述接近完全競爭的出口廠商，在面臨國內貨幣貶值時，是否會因此而調降產品的國際訂價，或者不調整價格，而順勢挹注其利潤，則較不確定，而取決於廠商認為匯率變動係屬短期波動或長期走勢改變而定。不過，貶值對於出口廠商而言，應是利多於弊。

第二，就匯率對物價的影響而言，如果本國貨幣貶值，進口商的進口成本將提高，至於其是否會將成本提高的部份轉嫁出去，反映在國內售價上，也受到許多因素左右。例如，如果該項進口品具有價格以外的競爭優勢，且需求的價格彈性小，則進口商轉嫁的可能性就較高、或轉嫁較為完全；反之，如果該項進口品接近完全競爭的商品，廠商只是價格的接受者，則面臨貶值之際，只有自行吸收成本一途。如果後者的情況較為普遍，則可以預見的是，匯率變動對於一般物價水準的影響將較預期來得小。此外，廠商轉嫁的程度，也受到當時景氣的好壞、以及某項產品的市場競爭程度影響。

第三，如果進、出口商已採取匯率避險

措施，則匯率變動較不會影響其進出口的行為，但是廠商須付出額外的避險成本(註 1)。

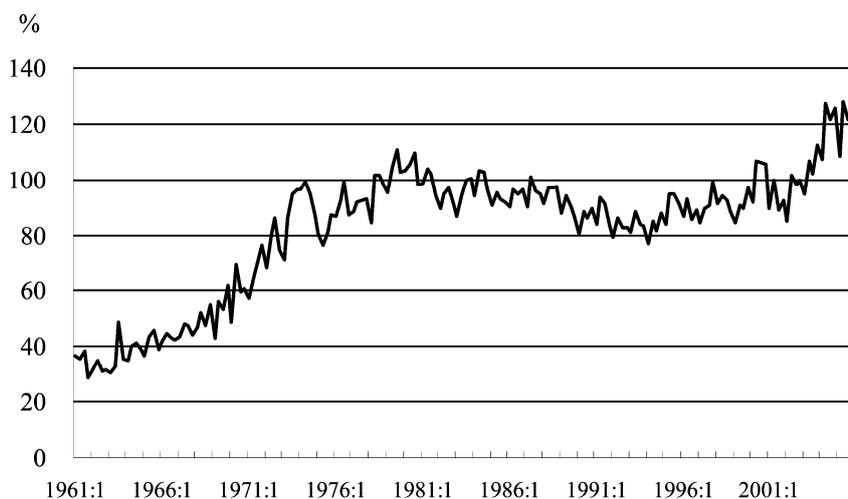
第四，除了匯率變動的影響效果大小存在不確定性之外，效果產生的時點也存在不確定性。詳言之，不論就進、出口商而言，當匯率變動之後，短期內，廠商可能基於市場占有率、以及菜單成本(menu cost)等因素的考量，而不會立即改變其產品售價；但是，一段時間之後，廠商可能無法長期忍受毛利率下跌，或無法長期自行吸收成本，因而開始調整進出口品的售價，進而使得進、出口值發生改變。至此，匯率變動的影響效果才開始顯現。

綜上所述，不管是個體面的產品特性與結構、避險操作，或者總體面的市場特性、景氣與整體物價情況等，不管是在影響幅度或是影響時點上，均可能影響匯率變動的效

果，而使得匯率效果存在高度不確定性，有賴以實證分析加以釐清。以我國而言，我國屬於小型開放經濟體系，進出口占名目 GDP 的比重目前已超過 100%(見圖 1)。因此，匯率與總體經濟變數的關係，一直是我國貨幣當局相當重視的課題。但是，衡諸相關文獻，特別針對我國的匯率與經濟活動間的關係進行量化分析者，並不多見。因此，本文擬利用計量方法，即共整合(cointegration)與向量誤差修正(vector error correction, VEC)模型，分析台灣的匯率與貨幣當局較為重視的總體經濟變數，如實質輸出、實質輸入、產出、以及物價等的關係(註 2)。

本文的章節安排如下：除本節前言外，第二節為文獻回顧，第三節進行實證分析，第四節就實證結果進行強韌性分析(robustness check)，第五節則為結語與未來研究方向。

圖 1 我國的開放程度：1961Q1-2005Q4



## 2. 文獻回顧

本節主要就匯率影響效果的國內外文獻進行回顧與整理，以瞭解過去的實證研究得到的主要結論為何？是否有一致的看法？俾與本文的實證結果作一對照比較。惟初步發現，現有相關實證研究文獻中，同時探討匯率與產出、物價、以及其他主要經濟金融變數關係的文獻並不多見，相對地，大部份文獻均集中於探討匯率變動對於物價的影響，也就是所謂的「匯率轉嫁」(exchange rate pass-through)的問題，至於匯率變動對實質經濟面影響的實證則相對較為少見。以下的文獻回顧方式，將以經濟變數作為分類依據，分別介紹相關文獻的主要發現。

### 2.1 匯率與出口的關係

文獻上的普遍看法是，一國貨幣的貶值對於該國出口具有正面的影響，茲分述如下。

首先，Kikuchi (2004) 針對 5 個東亞國家(印尼，菲律賓，新加坡，南韓，泰國)，利用共整合與誤差修正模型進行分析後，得到的實證結果為，這 5 國貨幣的實質貶值對於各自國家的出口表現，幾乎均有正面的影響。

其次，Kroner and Lastrapes (1993) 指出，本國幣貶值將透過價格競爭力的提高，而刺激出口成長。

Blanchard (2000) 認為，在富有國家，實質貶值最後終將促成貿易餘額的改善，但必

須在 6 個月到 1 年以後才會反應。以美國為例，貿易餘額對實質匯率變動的反應有相當長的落後期，例如，1981 年美元開始升值，及至 1983 年美國的淨出口才開始下降；1985 年開始美元貶值，但要等到 1988 年美國淨出口才開始好轉。

王泓仁 (2005) 針對台幣匯率對我國經濟的影響，利用結構向量自我迴歸(SVAR)模型進行實證後發現，台幣貶值有利於出口，因此貿易餘額在匯率正向衝擊(貶值)的初期有明顯增加。

Taggart and Taggart (1998) 則利用問卷及人員面訪的方式，在 1989-1993 年間，針對屬於歐盟匯率機制(Exchange Rate Mechanism)以及歐元區國家的愛爾蘭，以及沒有採行特定匯率制度的英國，分別訪問這兩個國家的私人企業，詢問他們對於匯率與國際競爭力之間關係的看法。作者發現，廠商的產品如果屬於低價值、大量製造、或者已臻成熟的商品，則貶值對出口廠商而言將有利；但如果廠商無法循貨幣貶值一途提高價格競爭力，則可能會轉而改變競爭策略，發展創新產品，以獲取更高的利潤。

不過，也有文獻指出，貶值與出口的關係微弱。例如，Fang and Miller (2004) 曾針對新加坡的情況，利用 GARCH-M 模型進行研究後發現，貶值對於推升新加坡的出口並無

明顯助益。

## 2.2 匯率與產出的關係

有關匯率與產出之間的關係，文獻上有兩種截然不同的看法，其一是貶值對於本國經濟具有擴張效果(稱為貶值擴張說，Expansionary Devaluation Hypothesis, EDH)，另一種看法則認為貶值將產生緊縮效果(稱為貶值緊縮說，Contractionary Devaluation Hypothesis, CDH)。

貶值擴張說的主張，實則為傳統教科書的說法，亦即實質貶值可提高出口，並以國內製造的產品取代進口品，因此，綜合而言可刺激國內總需求。

Kim (2004) 利用韓國的資料，研究匯率變動對產出的影響後發現，匯率的影響效果在韓國具有結構性變遷的現象，其中，1970-1985年間的工業化後期，實質貶值對產出的影響效果為正；但在1986-2001年間的自由化階段，實質貶值對產出的效果卻轉而為負。

王泓仁 (2005) 針對台幣匯率對我國經濟的影響，利用SVAR模型進行實證後發現，台幣貶值對於產出的影響，大約在12個月以後出現正向的衝擊反應，惟此一效果在統計上並不顯著。

Agenor (1991) 利用追蹤資料迴歸法(panel data regression) 進行分析，其結論為，意料之外的(surprises)實質匯率貶值將推升產出成長。

關於貶值緊縮說的部份，在1970及1980年代，有許多理論文獻曾討論貶值的緊縮效果，雖然，此一理論近年來文獻較少討論，但卻值得再度檢視。其中，認為貨幣貶值對於經濟表現有負面影響者，首推Krugman and Taylor (1978)。該文作者認為，貶值將提高進口品(包含中間投入及最終消費品)的價格，進而帶動國內一般物價上升；相對地，名目工資的調整卻具有僵固性，因此造成實質工資下跌，使所得由低儲蓄的工人移轉至高儲蓄的資本家，因而降低整體民間消費。他們更進一步指出，如果名目貨幣供給短期內固定不變，則貶值導致的通膨將侵蝕實質貨幣供給並減緩經濟活動的進行。此外，貶值還會造成通貨膨脹的暫時性上揚，降低企業及消費者信心，因而抑制支出，而通貨膨脹的上揚還會引起名目利率上揚，進而加重借款者的債務負擔，不利於支出的擴張。

在實證研究方面，Edwards (1989) 與Morley (1992) 均曾利用追蹤資料迴歸分析法進行研究，得到貶值降低產出的實證結論；Rogers and Wang (1995) 針對墨西哥的情況，估計一個VAR模型，其結論為實質匯率的正向衝擊(即貶值)將使產出下降；Kamin and Rogers (1997) 針對墨西哥的情況進行實證研究後亦發現，實質貶值將使通膨提高，並降低產出。

## 2.3 匯率與物價的關係

有關匯率與物價之間的關係，即「匯率

轉嫁」的研究，主要是探討當名目匯率改變時，對於各種物價指數的影響。

近年來的研究大多認為，匯率變動轉嫁至國內物價的程度，自 1980 年代以後即逐漸減弱。Gagnon and Ihrig (2002) 將這樣的現象，歸因於中央銀行越來越重視物價穩定之故，他們並利用 1971 年至 2000 年間 20 個工業化國家的資料進行實證，並發現匯率轉嫁的程度與通膨的變異程度有顯著的正相關，因而支持其論點。

針對匯率轉嫁的問題，Taylor (2000) 曾提出一個假說，即低通膨的經濟環境將使得匯率轉嫁至國內物價的程度降低。針對此一

假說，Choudhri and Hakura (2001) 利用 1979-2000 年間、71 個國家的資料，建立一個開放經濟總體模型進行實證後，也發現匯率轉嫁程度與通貨膨脹率的關係既強烈又顯著，也就是說當通貨膨脹率越高，匯率轉嫁程度就越高，當通貨膨脹率越低，匯率轉嫁的程度就越低。

至於其他的文獻方面，Bhundia (2002) 針對南非的情況進行實證後發現，名目匯率轉嫁至消費者物價的程度一般而言並不高；Campa and Goldberg (2002) 利用 OECD 國家的資料進行實證分析後亦發現，匯率變動在短期內僅有部份會轉嫁至進口物價上。

### 3. 實證分析

在尚未進行計量分析之前，首先觀察我國匯率的演變。圖 2 為我國 1965 年以來新台幣兌美元名目匯率的變動情形(以一塊錢美金可兌換多少台幣表示)。由圖 2 可以看出，在 1978 年以前，我國係採取釘住美元的固定匯率制度；1979 年實施外匯自由化措施，並成立外匯市場之後，我國央行改採管理浮動匯率制度，台幣不再緊釘美元，某種程度上可以自由浮動；自 1989 年 4 月開始，央行進一步建立以自由議價為基礎的新匯率制度，而允許匯率更自由的浮動。值得注意的是，雖然匯率原則上是由外匯市場的供需所決定，但以實際情況來看，由於台灣為一開放經濟，因此，央行也一向非常重視匯率的穩

定，當面臨季節性因素、市場出現不理性的預期心理、或發生其他重大事件(如政治因素等)，而造成匯率大幅波動或偏離經濟基本面時，央行通常會進場干預，以維持新台幣匯率在一合理的價位，並避免匯率過度波動。

圖 3 為 1979 年第 1 季至 2005 年第 4 季我國新台幣兌美元名目匯率與實質淨輸出(即實質輸出減去實質輸入)占實質 GDP 的比率。由圖 3 可以明顯看出，匯率與淨輸出比率呈現同向變動的關係，亦即台幣貶值通常伴隨淨輸出比率的上揚，而升值則通常伴隨淨該比率的下滑，而且，此一現象在 1987 年以後尤為明顯。

透過圖 3 的觀察，對於本文所欲研究的

圖 2 新台幣兌美元名目匯率：1965Q1-2005Q4

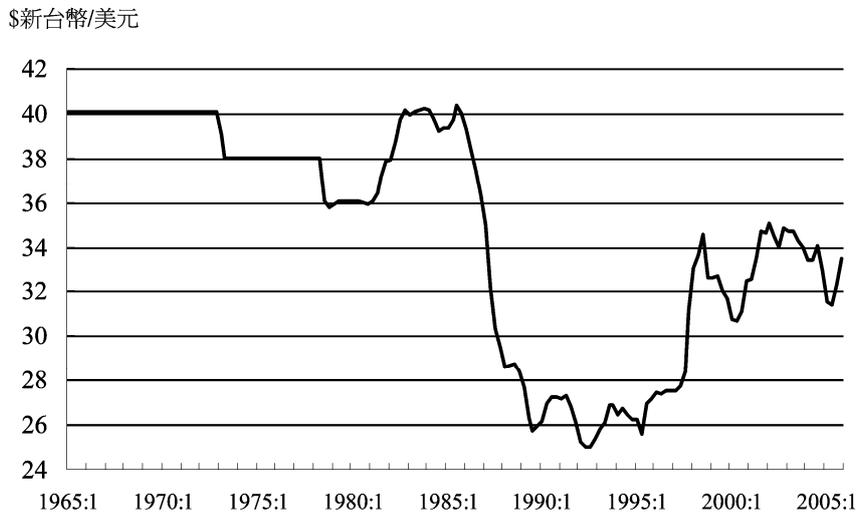
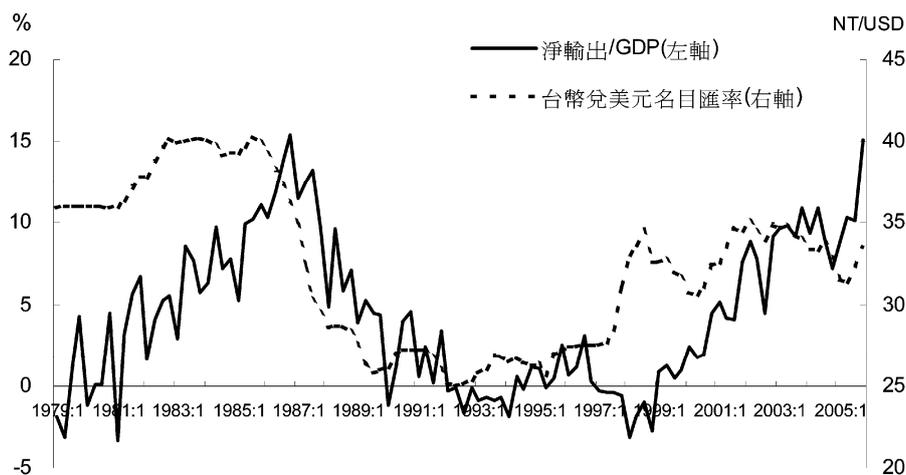


圖 3 匯率 v.s. 淨輸出/GDP：1979Q1-2005Q4



主題，大致可以得到一個初步的輪廓，但是，這種粗略的觀察法，一則無法判斷匯率與淨出口之間的因果關係，二則兩者之間的關係可能是虛假的 (spurious)，亦即兩個變數可能同時受到第三因的影響，因而出現圖形中所看到的正相關。因此，以下進行較為嚴謹的數量分析，以得到較為可信的結果。

在實證方法上，本文採用共整合與誤差修正模型，先估計匯率與其他總體經濟變數之間的關係，然後再進行衝擊反應函數 (impulse-response function) 與變異數分解 (variance decomposition)，以進一步瞭解匯率的影響效果。實證資料係採用季資料，樣本期間為 1982 年第 1 季至 2005 年第 4 季。

### 3.1 模型變數的決定

根據傳統的 IS-LM 模型，一個基本的開放經濟體系為：

$$Y=C(Y-T)+I(Y,i)+G+EX(Y,E)+IM(Y^*,E) \quad (1)$$

$$\frac{\bar{M}}{P}=L(Y,R) \quad (2)$$

其中，(1)式為商品市場均衡式，(2)式為貨幣市場均衡式。模型中的內生變數包含名目利率( $R$ )、產出( $Y$ )、出口( $EX$ )、進口( $IM$ )、名目匯率( $E$ )、與物價( $P$ )等，外生變數則包括稅收( $T$ )、政府支出( $G$ )、貨幣供給( $\bar{M}$ )、以及國外所得( $Y^*$ )等。此外，由於本文主要的目的是探討匯率變動對於總體經濟的影響，因此，應該將可能造成匯率變動的外部衝擊 (external shock) 納入模型中，尤其是當外部衝擊同時造成匯率以及其他經濟變數發生變化時，特別需要加以納入。主要的考量是，外部衝擊才是直接影響產出及物價變動的主要原因，而非匯率本身，因此，模型中應將這些外生變數放進去，才能單獨觀察匯率本身變動對其他總體變數的影響效果。否則，如果沒有進行外生衝擊的控制，將可能誤將總體經濟變數的變動全部歸因於來自匯率的影響。例如，王泓仁 (2005) 在研究匯率對總體經濟的影響時，在其 SVAR 模型中即加入央行國外資產變數，以反映央行的外匯市場操作行為，其目的一則在探討央行外匯操作對經濟金融的影響，一則將央行操作導致匯率變動的部份加以控制，因而實證上看到的是匯率

的自發性變動(而非央行操作後的變動)對其他變數的影響。值得思考的一點是，央行的外匯操作會不會「同時」影響匯率及其他總體變數(註3)? 如果答案是肯定的，則應該將此一因素納入模型中。

本文在基本的模型設定中，先不考慮央行外匯操作的部份，亦即先不區分匯率變動的原因是否屬於政策誘發的 (policy-induced)、抑或自發性的變動，然後在模型強韌性分析 (robustness check) 時再將此類的變數納入模型中。

綜合上述，在內生變數部份，由於總產出的支出面組成項目中，輸出與輸入是本文所關注的重點，因此，模型中選擇放入名目匯率、名目利率、實質輸出、實質輸入、產出、以及物價，外生變數則包括貨幣總計數與國外所得(註4)。有關模型變數的說明置於文末附錄。

### 3.2 向量誤差修正模型之估計

本節進行向量誤差修正(vector error correction, VEC)模型的估計。向量誤差修正模型是一種有限制的 VAR (vector autoregression)，主要用於分析一組非恆定(nonstationary)、但又具有共整合關係的時間數列。因此，VEC 模型中兼具變數的長期均衡關係(即誤差修正項)以及短期的動態調整行為。

首先，利用 Johansen (1988) 和 Johansen and Juselius (1990) 提出的最大概似(maximum likelihood)多變量共整合分析法，先檢定內生

變數間是否具有長期均衡共整合(cointegration)關係，如果有，再估計此一長期關係，並以此作為建立與估計誤差修正模型的基礎。為便於說明，將共整合的基本原理簡單陳述如下。假設  $X_t$  為一  $p \times 1$  的向量，並可將之表示成下列階的自我迴歸 (autoregressive) 過程：

$$X_t = \Pi X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

其中  $\varepsilon_t$  為常態分配誤差項， $\mu$  為常數項， $D_t$  為確定項 (deterministic term，包括時間趨勢、虛擬變數、及其他外生變數等)。經由代數運算，(3)式可寫成下列的差分(或稱「誤差修正」)型式：

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

其中，係數矩陣  $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_i - I$ ， $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$ ， $\Pi$  又可表示為  $\alpha\beta'$ ， $\beta'$  即為所欲估計的共整合向量。

根據上述的符號定義，本文所要檢定的共整合向量中應包含的變數為名目匯率 (*neer*)、名目利率 (*R*)、實質輸出 (*ex*)、實質輸入 (*im*)、總產出 (*y*)、以及物價 (*p*) 等，因此， $X_t$  為 (*neer*, *R*, *ex*, *im*, *y*, *p*)'。至於  $D_t$  則包含貨幣總計數  $M2(m2_t)$  與主要出口國所得 (*y*)。所有變數除利率之外，均取過對數。

在進行共整合分析之前，應先判定各個內生變數的整合級次 (order of integration)。先將 6 個內生變數的水準值、以及一階差分後的數值分別繪於圖 4 及圖 5。由圖 4 可以明顯看出，幾乎所有變數都具有明顯的趨勢，故可能都具有單根。而取一階差分後，由圖 5 可以看出，所有變數幾乎均在一個固定的平均值上下擺盪，具有  $I(0)$  的特質。接下來，我們採用 ADF 單根檢定 (augmented Dickey-Fuller unit root test) 來進一步確認變數的整合級次，其對應的虛無假設為變數是  $I(1)$  (即具有

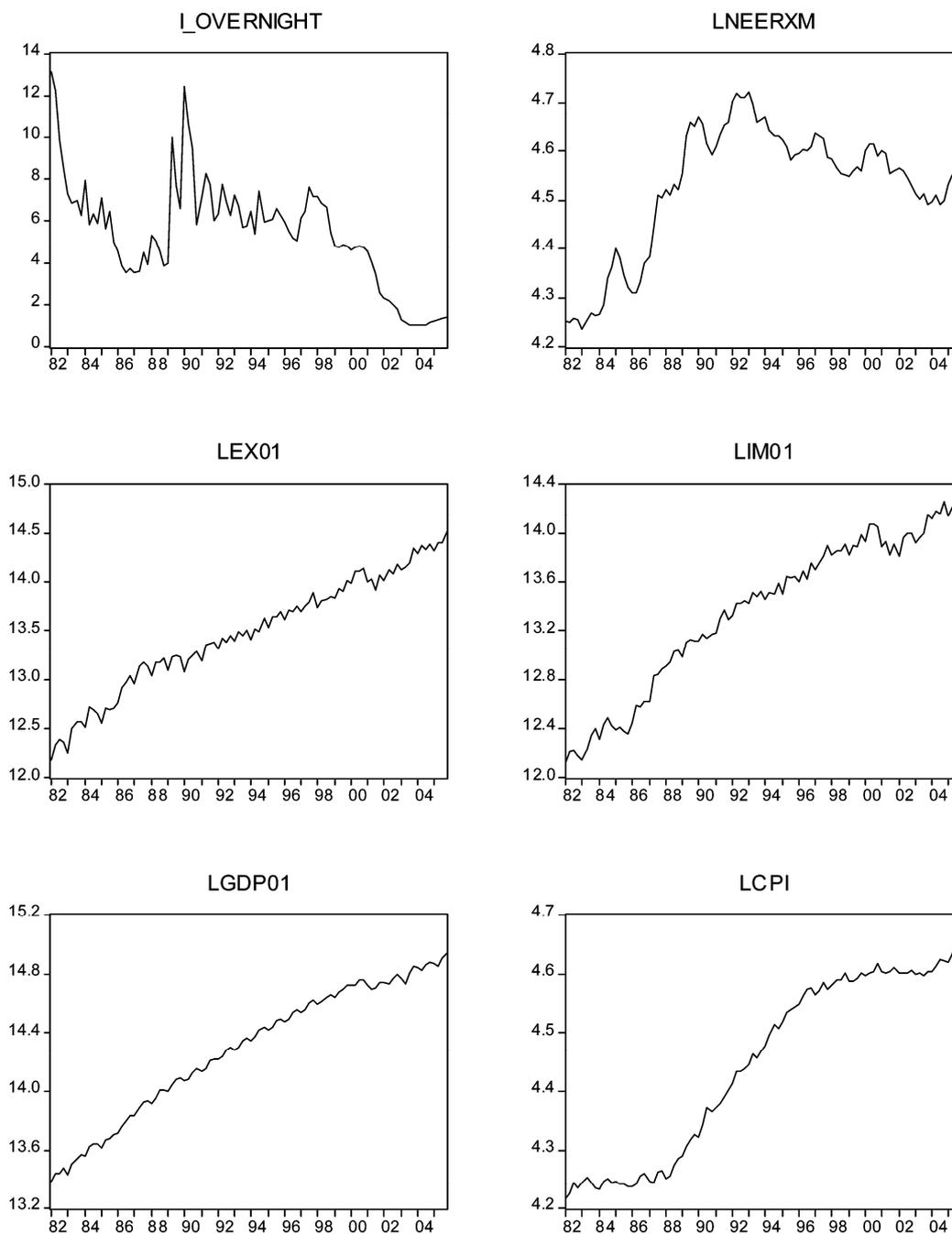
表 1 ADF 單根檢定結果

水準值	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	一階差分	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$
<i>neer</i> <sub><i>t</i></sub>	-2.42	-1.19	$\Delta neer$ <sub><i>t</i></sub>	-2.83*	-4.02**
<i>R</i> <sub><i>t</i></sub>	-2.27	-2.49	$\Delta R$ <sub><i>t</i></sub>	-9.48***	-9.44***
<i>ex</i> <sub><i>t</i></sub>	-0.80	-2.89	$\Delta ex$ <sub><i>t</i></sub>	-3.43**	-3.39*
<i>im</i> <sub><i>t</i></sub>	-1.82	-1.48	$\Delta im$ <sub><i>t</i></sub>	-3.19**	-3.55**
<i>y</i> <sub><i>t</i></sub>	-2.43	-0.97	$\Delta y$ <sub><i>t</i></sub>	-2.11	-3.82**
<i>p</i> <sub><i>t</i></sub>	-0.28	-1.41	$\Delta p$ <sub><i>t</i></sub>	-4.07***	-3.97**

說明：1.  $\tau_\mu$  表示 ADF 檢定迴歸式中包含常數項之檢定統計量， $\tau_\tau$  則表示同時包含常數項與時間趨勢時的檢定統計量；由於 ADF 檢定統計量在這兩種情況下的分配不同，故臨界值亦有所差異。

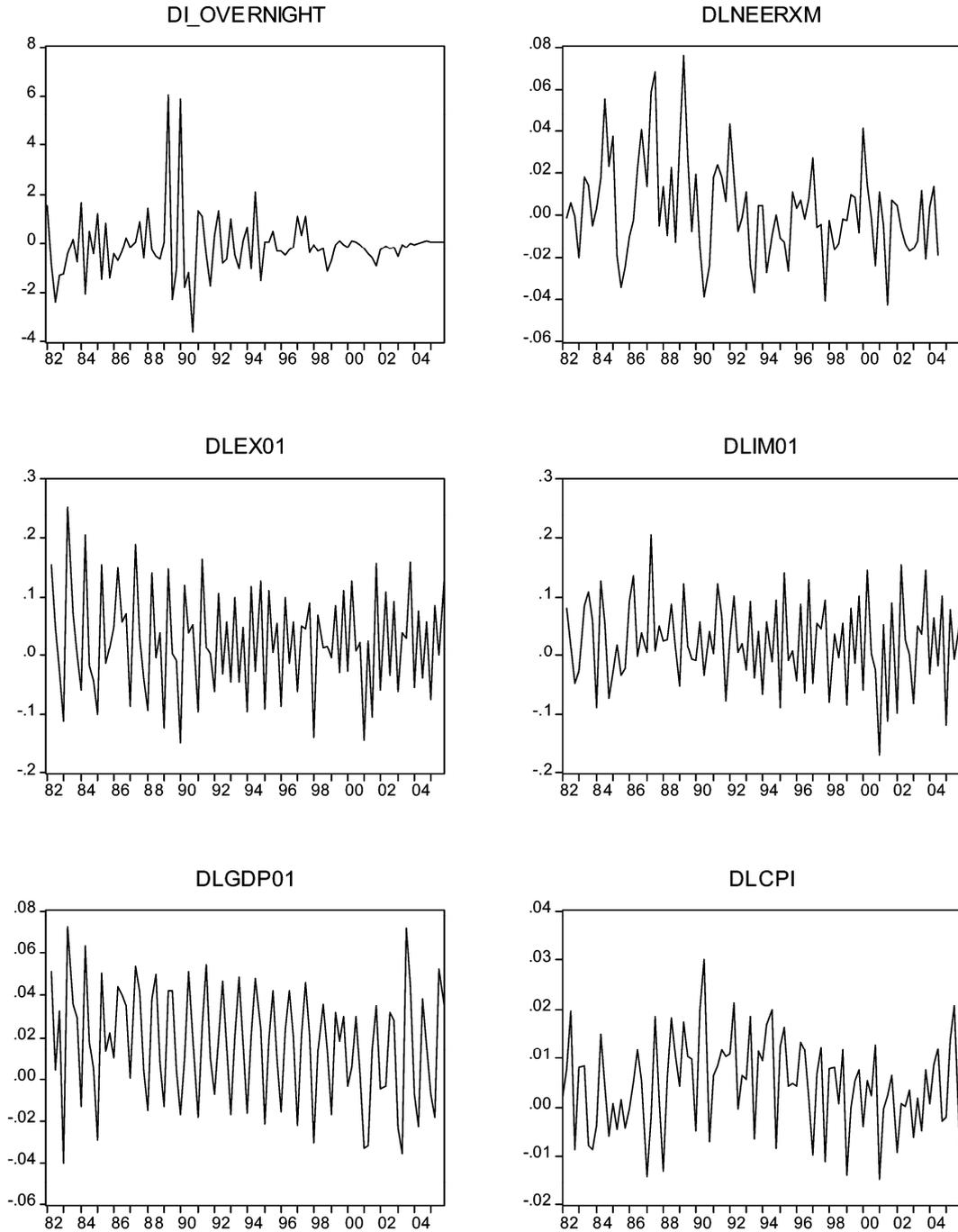
- 表中數字標上\*\*\*，\*\* 與 \*，分別代表在 1%、5%與 10%的顯著水準下，拒絕該時間序列有單根的虛無假設。
- 檢定時利用 AIC 判斷準則 (Akaike Information Criterion)，決定單根檢定式中的落後期數。

圖 4 內生變數水準值



變數說明：I\_OVERNIGHT—金融業隔夜拆款利率；LNEERXM—取對數後之新台幣名目有效匯率指數；LEX01—取對數後之實質輸出；LIM01—取對數後之實質輸入；LGDP01—取對數後之實質 GDP；LCPI—取對數後之消費者物價指數。

圖 5 內生變數的一階差分



變數說明：D 代表一階差分，其餘變數定義參見圖 4 下方的說明。

單根)。各變數的單根檢定結果如表 1 所示。由表 1 得知，所有變數的水準值均無法拒絕有單根的虛無假設，而各變數的一階差分，則全部拒絕有單根的虛無假設，亦即  $X_t$  向量中的變數全部均為  $I(1)$  的過程，故利用共整合分析方式是適當的。

在進行共整合分析之前，應先行檢驗 VAR 模型(即(1)式)的設定是否恰當，亦即進行模型的診斷檢定。首先，最重要的是決定 VAR 體系的落後期數  $k$ ，並觀察在這種落後結構中所估計出來的殘差項  $\varepsilon_t$  是否有序列相關、是否有 ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity) 現象、以及是否符合常態分配。

#### 落後期數的選擇以及序列相關檢定：

落後期數的選擇，最重要的原則是要使殘差項變成 white noise，特別是沒有自我相關。本文曾嘗試利用落後期數的選擇標準，如連續修正的概似比檢定法 (sequential modified likelihood ratio test)、AIC(Akaike information criterion)、SC(Schwarz criterion)、以及 HQ(Hannan-Quinn)法等決定落後期數，再觀察殘差項是否有自我相關，惟由此得到的最適落後期數，不是太小而無法通過自我相關檢定，就是太大而使自由度不足(註 5)，因此，本文最後選擇落後期數  $k=5$ ，並利用 LM (Lagrange multiplier)自我相關檢定後發現，VAR 體系內的殘差項幾乎沒有自我相關(註 6)。

#### ARCH 檢定：

針對上述式(5)方程組中各條式子的殘差項作 ARCH LM (Lagrange multiplier) 檢定(階次為 3)的結果見表 2。由表 2 可知，除了  $R_t$  與  $y_t$  之外，其餘變數在 5% 的顯著水準下均無法拒絕殘差項沒有 ARCH 現象的虛無假設。

#### 常態分配檢定：

由於 Johansen 係利用最大概似估計法進行共整合分析，而殘差的邊際分配 (marginal distribution) 則假設為常態，因此，必須就 VAR 模型中各式的殘差分配加以檢定。檢定原理為計算殘差項的三級動差—偏態 (skewness) (常態分配下的偏態為零)，及四級動差—峰度 (kurtosis) (常態分配下的峰度為 3)，並據此求出 Jarque-Bera 檢定統計量。常態檢定結果亦列於表 2，其中除了  $R_t$  的殘差項不符合常態分配假設之外，其餘均接受常態的虛無假設。所幸雖然 Johansen 的分析方法係植基於誤差項的常態假設上，但此一分析法的漸近性質 (asymptotic property) 卻是根據誤差項獨立一致分佈 (iid) 的性質而來，因此殘差項是否符合常態對共整合分析的影響並不大(註 7)。

由診斷檢定結果可知，上述模型的設定大致符合共整合分析的基本假設，因此，接下來即進行共整合向量的檢定。本文欲分析的共整合向量，在內生變數方面為  $(near_t, R_t, ex_t, im_t, y_t, p_t)'$ ，而在確定項的部份則加入常數項與時間趨勢。

表 2 殘差項診斷檢定結果

應變數	ARCH(3) (F 統計量)	偏態	峰度	常態檢定 (Jarque-Bera 統計量)
$neer_t$	0.69	0.36	2.88	2.07
$R_t$	13.95 <sup>***</sup>	2.19	13.84	547.0 <sup>***</sup>
$ex_t$	1.84	-0.14	2.54	1.09
$im_t$	0.64	-0.15	2.77	0.53
$y_t$	5.45 <sup>***</sup>	-0.50	3.40	4.35
$p_t$	1.44	0.01	2.59	0.68

說明：1. Ljung-Box Q 統計量後括弧內的數字表示落後期數。

2. 表中數字為對應的統計量，其上標\*\*\*，\*\*及\*分別代表在 1%、5%、10%下拒絕虛無假設。

Johansen (1988) 和 Johansen and Juselius (1990) 提出兩種檢定統計量，即跡檢定 (trace test) 以及最大特徵根檢定 ( $\lambda_{\max}$ )，前者的虛無假設為  $H(r): Q^* = \Gamma A'$ ，即  $n$  個變數間存在  $r$  組共整合關係，對立假設為大於  $r$  組共整合向量；後者的虛無假設與前者相同，但對立假設為存在  $r+1$  組共整合向量。共整合方程式

中包含截距項但不包含確定趨勢 (deterministic trend)，而 VAR(或資料) 中則包含截距項與確定趨勢。共整合向量個數的檢定結果列於表 3。

由表 3 的檢定結果可知，在 5% 的顯著水準下，trace 檢定顯示變數間存在 2 組共整合向量，而  $\lambda_{\max}$  檢定亦顯示變數間存在 2 組共整

表 3 共整合向量檢定結果

特徵值	Trace			$\lambda_{\max}$		
	統計量	$p$ 值	$H_0$	統計量	$p$ 值	$H_0$
0.5851	179.34	0.0000	$r = 0$ <sup>**</sup>	80.07	0.0000	$r = 0$ <sup>**</sup>
0.4471	99.27	0.0000	$r \leq 1$ <sup>**</sup>	53.94	0.0001	$r \leq 1$ <sup>**</sup>
0.1676	45.33	0.0847	$r \leq 2$	16.69	0.6063	$r \leq 2$
0.1428	28.64	0.0676	$r \leq 3$	14.03	0.3625	$r \leq 3$
0.0860	14.60	0.0678	$r \leq 4$	8.19	0.3600	$r \leq 4$
0.0680	6.42	0.0113	$r \leq 5$	6.42	0.0113	$r \leq 5$

說明：1.  $r$  代表相異的共整合向量的個數。

2. \*\*表示在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

合向量。選取特徵根最大、同時共整合向量的係數符號較符合理論預期的一組共整合向量，並經過標準化(normalization)後，可得到長期均衡(共整合)關係如下(註 8)：

$$\begin{aligned} & \underset{(0.006)}{neer_t} - 0.002 \underset{(0.159)}{R_t} - 0.046 \underset{(0.099)}{ex_t} - 0.915 \underset{(0.385)}{im_t} + 2.628 y_t \\ & + 0.963 p_t = 0 \end{aligned} \quad (5)$$

在(5)式中，估計係數下方括弧內的數字為標準差。由(5)式可知，除了實質輸出之外，其餘變數的係數符號均與理論預期相符，所幸，實質輸出的估計係數值與零無顯著差異。

根據 Granger 的代表式定理 (representation theorem)，如果一組 I(1)的變數間存在共整合關係，則其背後亦將存在一個對應的動態誤差修正代表式。因此，向量誤差修正模型為下列的(6)式：

$$\begin{aligned} \Delta X_t = & \mu + \Pi_1' X_{t-1} + \Gamma_1' \Delta X_{t-1} + \Gamma_2' \Delta X_{t-2} + \Gamma_3' \Delta X_{t-3} \\ & \Gamma_4' \Delta X_{t-4} + \phi_1 D_t + \delta Err_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)中的 $\varepsilon_t$ 為干擾項， $Err_{t-1}$ 為誤差修正項或前一期的共整合向量(經過標準化)。此外，在向量誤差修正模型(6)式中，共整合向量的個數係設定為 1 個(即(5)式)。在估計 VEC 模型之後，即可以進行匯率變動對其他變數影響的衝擊反應函數分析。

### 3.3 衝擊反應函數分析與變異數分解

以下進行衝擊反應函數分析，並利用變異數分解的結果加以佐證。衝擊反應函數分析係指，當 VAR 體系內某一變數發生改變，

亦即該方程式的干擾項(innovation)受到衝擊後，引起體系內其他內生變數產生反應的過程。

在本文中，我們比較關心的是主要總體經濟變數在面對名目匯率(*neer*)衝擊(shock)時的反應如何。我們將此部份的衝擊反應函數分析結果繪於圖 6。在圖 6 中，縱軸表示某變數受到 *neer* 一個標準差大小的衝擊(impulse)後，所發生的反應(response)強度(註 9,10)。例如，0.01 的數值表示相對於基準值，受衝擊的變數增加了 1%。

變異數分解則是描述 VAR 體系內各變數間的動態關係的另一種方法，其主要功能在瞭解體系內每一個隨機干擾項對於 VAR 體系內變數的相對影響大小，亦即各變數在解釋某一變數(如本文之輸出)的預測誤差之變異(variance)時的相對貢獻率。因此，我們可以藉由輸出的變異數分解結果，觀察各變數對於輸出的相對影響力及其消長情形。表 4(a)至(d)分別列出實質輸出、實質輸入、產出以及物價的變異數分解結果。

### 3.4 模擬結果解讀

#### 3.4.1 匯率對實質輸出的影響：

由衝擊反應圖(圖 6)可知，當實質輸出受到一個標準差大小的名目有效匯率指數正向衝擊(代表台幣相對一籃貨幣升值)時，實質輸出在前兩期短暫上升，可能是反應 J 曲線(J Curve)效果(註 11)。惟在第 3 期(季)以後，實質輸出即開始減少，顯示台幣升值之後，

圖 6 內生變數受到匯率衝擊後的反應路徑

Response to Cholesky One S.D. Innovations

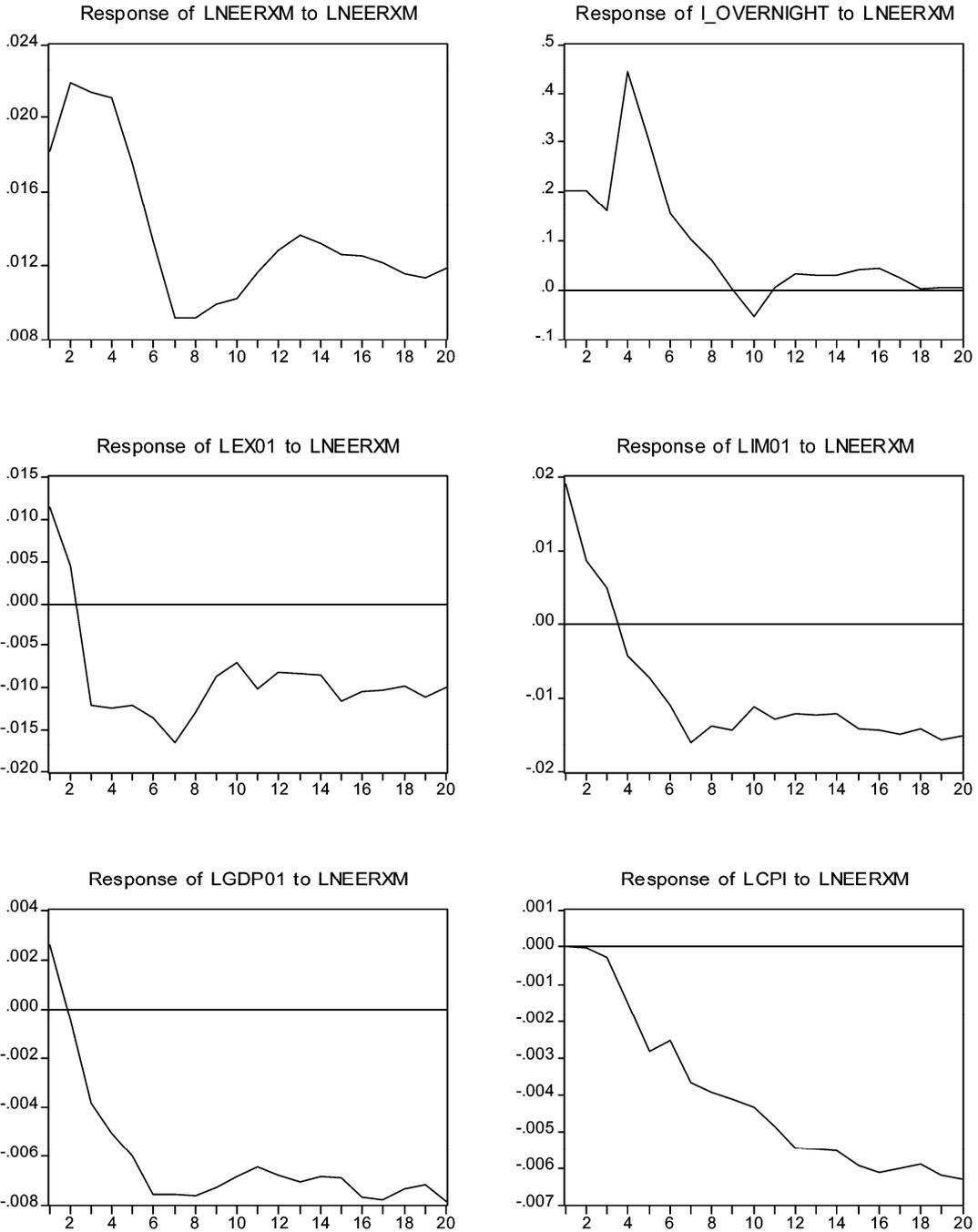


表 4(a) 變異數分解結果：實質輸出(*ex*)

期數	<i>neer</i>	<i>R</i>	<i>ex</i>	<i>im</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	%
1	6.933	1.887	91.180	0.000	0.000	0.000	
2	5.085	4.186	84.788	0.042	5.627	0.272	
3	6.837	6.815	77.499	0.148	8.081	0.620	
4	8.079	9.954	69.630	1.775	10.058	0.505	
5	7.146	8.698	68.115	4.597	8.511	2.933	
6	7.872	7.957	64.626	6.381	9.471	3.694	
7	9.313	7.112	63.451	6.564	9.596	3.964	
8	9.783	7.508	60.673	7.885	10.325	3.826	
9	8.838	6.674	60.574	8.985	9.777	5.152	
10	8.446	6.500	59.738	9.548	10.239	5.529	
11	8.490	6.188	59.956	9.517	10.246	5.603	
12	8.379	6.514	58.971	10.070	10.608	5.458	
13	7.947	6.139	59.401	10.337	10.240	5.936	
14	7.836	6.088	59.252	10.396	10.398	6.031	
15	8.032	5.901	59.468	10.259	10.344	5.996	

對我國輸出將有不利影響，此點與大多數文獻的結果一致。

而就實質輸出的變異數分解結果來看(表 4(a))，大體而言，新台幣名目有效匯率指數對實質輸出預測誤差的解釋力並不高，相對解釋力在 10% 以下。也就是說，在我國出口的決定因素中，價格效果相對上似乎並不大，此與一般文獻上的看法一致，亦即在影響出口的因素中，國際景氣或者所得效果，較匯率因素或價格效果來得重要(註 12)。

#### 3.4.2 匯率對實質輸入的影響：

由圖 6 可知，當實質輸入受到一個標準差大小的名目有效匯率指數正向衝擊(代表台幣升值)時，實質輸入僅在第 1 至 3 期提高，此部份的變動方向與理論預期相符，惟在第 4 期以後，實質輸入即開始減少，則與理論預期不一致。

為何會產生這種結果？或許可以從實質輸入的變異數分解結果來嘗試找出原因。從表 4(b)可以發現，除了輸入本身之外，以實質輸出(*ex*)對實質輸入預測誤差的相對解釋力

表 4(b) 變異數分解結果：實質輸入(*im*)

期數	<i>neer</i>	<i>R</i>	<i>ex</i>	<i>im</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	%
1	15.730	0.694	26.993	56.582	0.000	0.000	
2	10.865	1.739	30.910	45.983	9.768	0.735	
3	7.950	5.206	34.908	37.870	13.477	0.588	
4	6.353	6.646	35.748	33.275	17.507	0.471	
5	5.400	5.424	41.986	27.766	18.331	1.093	
6	5.573	5.670	42.285	24.879	20.523	1.069	
7	6.740	4.980	43.224	23.499	20.514	1.044	
8	7.195	4.631	42.282	22.480	22.390	1.022	
9	7.463	4.135	43.688	20.867	22.467	1.380	
10	7.400	3.864	43.492	20.531	23.325	1.389	
11	7.537	3.541	43.499	20.345	23.693	1.385	
12	7.548	3.424	42.941	19.856	24.893	1.337	
13	7.470	3.166	43.722	19.345	24.769	1.529	
14	7.464	2.999	43.574	19.294	25.163	1.506	
15	7.649	2.819	43.541	19.270	25.264	1.457	

最大，甚至到第 4 期(含)以後，解釋力即超過輸入本身；此外，國內產出(*y*)對於輸入的解釋能力也頗高，顯示所得效果不小。名目有效匯率指數對於實質輸入的影響並不大，解釋力均低於 10%。至於其他的變數，如利率以及物價等，對於實質輸入的解釋力亦均不高。而由上一段的分析可知，台幣升值對於輸出有負面影響，而此一負面影響將間接地傳遞至輸入，甚至於大過貨幣升值本身對於輸入的正向價格效果；此外，由稍後的分析也可以發現，由於台幣升值對於產出也有不

利影響，進而透過所得效果，也會波及輸入的表現。

簡言之，就實質輸入而言，由於台幣升值引發的負向所得效果大於正向價格效果，加上輸出帶動的負面影響效果，使得匯率變動對於實質輸入的衝擊，出現與理論預期不一致的結果(註 13)。

### 3.4.3 匯率對產出的影響：

由圖 6 可知，當產出受到一個標準差大小的名目有效匯率指數正向衝擊(代表台幣升值)時，產出在第 1 期短暫上升之後，於 2 期

表 4(c) 變異數分解結果：實質 GDP ( $y$ )

期數	$neer$	$R$	$ex$	$im$	$y$	$p$	%
1	4.087	0.718	60.919	5.890	28.385	0.000	
2	2.213	1.214	61.188	7.565	27.604	0.216	
3	4.931	2.369	57.904	7.308	27.242	0.246	
4	8.697	2.983	53.792	5.987	27.622	0.919	
5	10.458	3.466	52.129	4.081	28.779	1.089	
6	13.944	2.807	51.579	3.751	26.379	1.540	
7	16.825	2.417	49.919	3.840	25.657	1.344	
8	19.462	2.395	47.090	3.438	26.159	1.455	
9	19.714	2.180	46.127	2.924	27.421	1.635	
10	19.835	1.907	46.610	2.895	26.703	2.049	
11	20.377	1.764	46.231	2.934	26.808	1.887	
12	21.287	1.756	44.846	2.761	27.478	1.873	
13	21.204	1.652	44.448	2.538	28.231	1.926	
14	21.169	1.509	45.215	2.562	27.449	2.096	
15	21.667	1.426	44.949	2.693	27.278	1.986	

以後開始下降，顯示台幣升值之後，對我國產出將有負向衝擊效果。

而從產出的變異數分解結果(表 4(c))來看，以實質輸出對產出的解釋力最大，因此，匯率變動之後，透過對於輸出的影響，而影響產出表現。從另一個角度來看，新台幣名目有效匯率指數對產出的相對解釋力，到第 5 期(含)以後超過 10%，並且逐期明顯增加。因此，初步來看，匯率對於我國的經濟表現應有相當程度的影響力。

而從表 4(c)或許可以附帶觀察一個有趣的現象：比較新台幣名目有效匯率指數( $neer_t$ )

與隔夜拆款利率( $R_t$ )對產出的預測誤差的相對解釋力之後可以發現，匯率對於產出的解釋力似乎遠高於利率，這也反映了我國開放經濟體系的性質(註 14)。

#### 3.4.4 匯率對物價的影響：

由圖 6 可知，當物價受到一個標準差大小的名目有效匯率指數正向衝擊時，國內物價將如預期般下降。也就是說，當新台幣升值之後，透過匯率的轉嫁效果(exchange rate pass-through)，將使進口品價格下跌，從而使得我國整體物價下降。從變異數分解結果來看(表 4(d))，物價本身的前期項對於物價具有

表 4(d) 變異數分解結果：物價( $p$ )

期數	$neer$	$R$	$ex$	$im$	$y$	$p$
1	0.002	1.320	1.335	1.084	1.192	95.069
2	0.001	0.725	0.907	0.580	1.468	96.318
3	0.059	5.751	0.651	4.781	2.221	86.537
4	1.204	7.447	0.694	7.961	5.261	77.434
5	3.683	11.903	1.058	7.135	5.930	70.292
6	4.568	13.922	1.343	8.560	6.541	65.068
7	6.511	15.345	1.111	10.595	7.832	58.605
8	8.011	15.865	0.977	11.807	9.550	53.790
9	9.074	15.940	1.325	12.576	10.131	50.954
10	10.036	16.430	1.509	13.499	10.368	48.157
11	11.182	16.854	1.406	14.596	10.889	45.074
12	12.513	16.725	1.371	15.426	11.490	42.475
13	13.404	16.641	1.605	16.034	11.634	40.682
14	14.164	16.735	1.713	16.581	11.774	39.033
15	15.065	16.807	1.656	17.122	12.079	37.271

極高的解釋力，符合物價具有慣性(inertia)的特質，至於其他的內生變數，整體而言，以實質輸入對物價的相對解釋力最大。至於名目有效匯率指數，短期之內(第 10 期以前)，其對於物價的解釋力偏低，都在 10% 以下，至第 10 期以後影響效果才漸趨擴大。

#### 3.4.5 實證結果小結

本文前言曾經提到，如果出口商在國際市場上為價格接受者，則當本國貨幣升值時，出口商若不因此而提高產品的國際售價，則此時以外幣表示的出口值短期內可能不會減少。不過，即便如此，在換算成以本

國幣表示的出口值時，還是會因為升值因素而使實質輸出呈現減少的現象。

其次，就匯率對物價的影響效果而言，由實證結果可知，當台幣升(貶)值時，進口商的進口成本將下降(提高)，而且會將成本變動的部份反映在售價上。此似乎表示大部份進口品具有價格以外的競爭優勢，且需求的價格彈性小，因此，當面臨貶值時，進口商轉嫁的程度較高，或轉嫁較為完全。

至於就匯率變動效果產生的時點而言，當匯率變動之後，廠商可能基於市場占有率、以及菜單成本等因素的考量，而不會立

即改變其行為，例如，就本文的實證分析結果可知，當台幣升值之後，實質輸出在第 3

季以後才開始下降。

#### 4. 模型強韌性分析

本節進行模型的強韌性分析 (Robustness Check)，亦即模型中設定不同的內、外生變數等，以檢驗前一節的實證結果是否具有足夠的強韌性，亦即是否容易因為模型設定的改變，而大幅改變實證結果(註 15)。惟有模型具有足夠的強韌性，實證結果才具有可信度。

##### 4.1 匯率採用不同的定義

本文在基準模型中使用的匯率是新台幣名目有效匯率指數，而文獻上常見的匯率代理變數，尚包括雙邊名目匯率等。因此，以下將匯率改為新台幣兌美元名目匯率  $E$ ，並觀察模型在改變變數的資料後，衝擊反應函數是否亦將有大幅改變。其中，為與有效匯率指數的變動方向一致，新台幣兌美元匯率係以一單位台幣可兌換的美元數量表示，故匯率上升代表台幣升值，下降代表貶值。

經由 ADF 單根檢定，發現  $e$  (取過對數後的  $E$ ) 為  $I(1)$  變數，而經共整合檢定後，發現  $(e_t, R_t, ex_t, im_t, y_t, p_t)'$  變數向量存在共整合關係。經估計 VEC 模型並進行衝擊反應函數分析後，將結果列於圖 7 以供參考。由圖 7 可知，新台幣對美元升值，對於實質輸出、實質輸入、產出、以及物價的影響，與基準模型的結果大致相近。

##### 4.2 以淨出口代替實質輸出、入

為進一步驗證匯率對於我國貿易表現的影響，將模型中的實質輸出與實質輸入兩個變數，改為由淨出口(即實質輸出減輸入，或實質貿易餘額)， $NX$  取代，其餘變數則維持不變。經由 ADF 單根檢定後，發現  $NX$  亦為一  $I(1)$  數列，而經過共整合檢定，發現  $(neer_t, R_t, NX_t, y_t, p_t)'$  具有一組共整合關係。茲將匯率變動對淨出口的衝擊反應路徑繪如圖 8。由圖 8 可知，當淨出口受到一個標準差大小的名目有效匯率指數正向衝擊時，淨出口立即減少，並持續遞減，顯示台幣升值之後，對淨出口不利，與前面基準模型的結論相同。

##### 4.3 考慮投資等變數

韓國央行的 Kim (2004) 曾同樣利用 VEC 模型，針對韓元匯率對產出的影響進行研究，比較特別的是，模型中包含實質投資變數，因此，其 VEC 模型的內生變數依序為：實質出口、實質投資、實質 GDP、貨幣總計數、以及韓元對美元的實質匯率等。Kim 的主要實證發現為，在不同的經濟發展階段，匯率變動對於產出的影響效果不同，其中，在工業化後期(指 1970-1985 年間)，韓元貶值有助於提高韓國產出，但在經濟自由化階段(1986-2001 年間)，韓元兌美元實質貶值反而

圖 7 內生變數受到匯率衝擊後的反應路徑：匯率為新台幣兌美元名目匯率

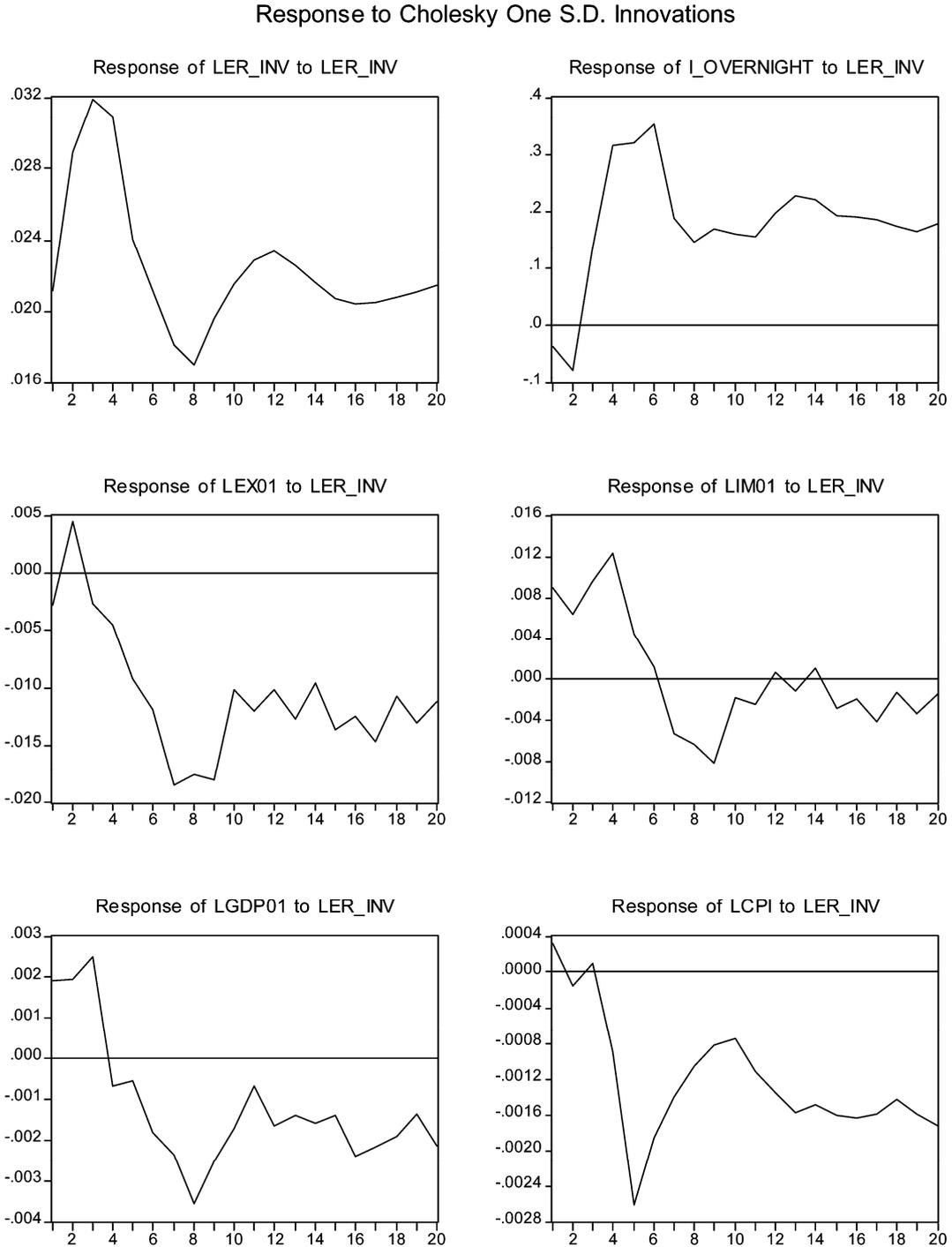
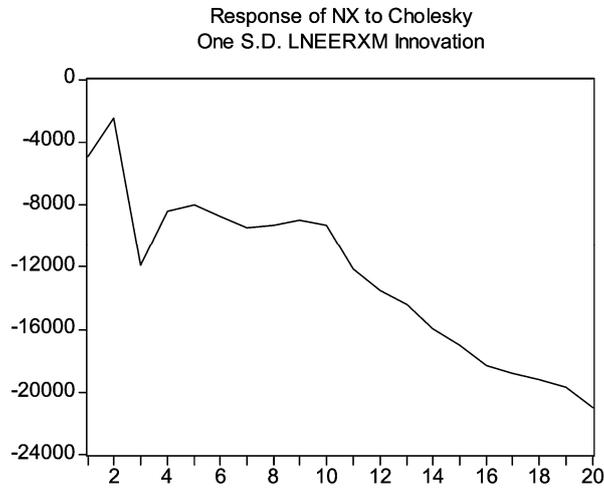


圖 8 名目有效匯率指數對淨出口的衝擊反應



變數說明：NX－實質淨輸出。

使產出減少。為何兩個經濟發展階段的匯率效果南轅北轍？主要關鍵在於貶值對投資的影響效果在這兩個階段不同所致。

本節仿照 Kim (2004) 的變數設定與排序，進行匯率變動效果的衝擊反應分析，因此，模型中變數依序為  $(ex_t, ifix_t, y_t, m2_t, reer\_inv_t)'$ ，其中， $ifix$  為我國固定資本形成(取對數)， $m2$  為廣義貨幣總計數 M2(取對數) (註 16)， $reer\_inv$  為實質有效匯率指數的倒數，目的在於便於與 Kim 的實證結果進行比較 (註 17)。經由 ADF 單根檢定， $ifix$  與  $m2$  是介於 I(1) 與 I(2) 之間的數列；進一步利用 Phillips-Perron 單根檢定後，確認兩者均為 I(1) 數列。而共整合分析結果發現， $(ex_t, ifix_t, y_t, m2_t, reer\_inv_t)$  存在共整合關係 (註 18)。VEC 模型的衝擊反應函數繪於圖 9(a)，由圖可知，新台幣貶值之後，實質輸出將增加，與 Kim 的結

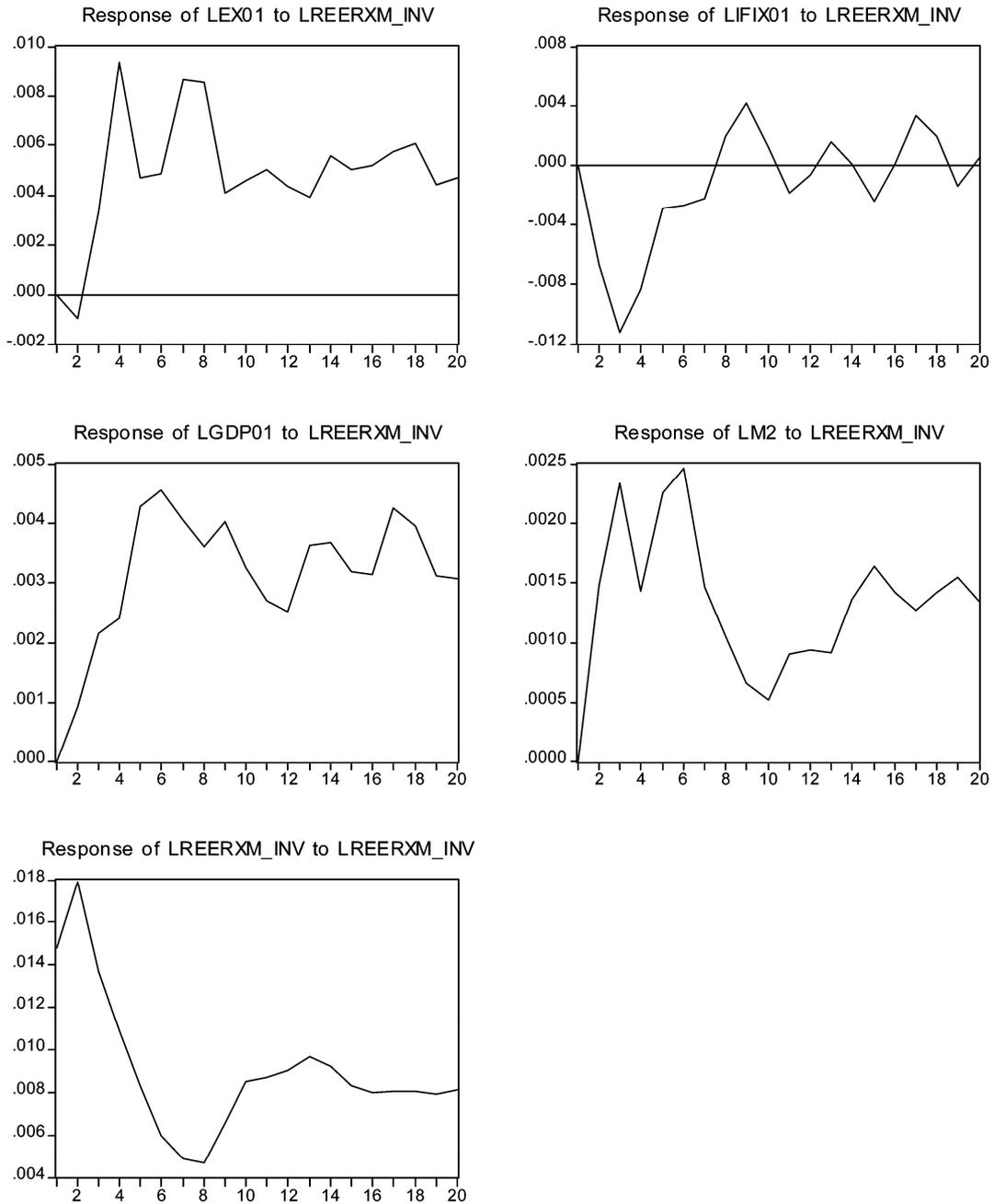
果大體一致；至於實質固定資本形成則呈現增減互見的現象，與 Kim 的結果不同；至於台幣貶值之後，產出係呈現增加的情形，與 Kim 利用 1986-2001 年間的韓國資料所得到的結果並不一致。為進一步比較，我們也將樣本期間縮短為 1986Q1-2005Q4，並將得到的衝擊反應函數列於圖 9(b)。由此圖可以看出，台幣貶值對於實質輸出與產出的影響大致不變，而對於實質固定資本形成的影響為負，與 Kim 的結果相同。不過，雖然貶值導致實質投資下降，但貶值對我國輸出具有正向的影響，因此，綜合而言，在 1986Q1-2005Q4 期間，台幣貶值對產出仍具有正向影響。

#### 4.4 考慮央行的行為

在本文的 3.1 節中曾經提到，有關模型外生變數的設定，似應將央行外匯操作的影響納入模型中。由於央行外匯操作的數字不易

圖 9(a) 衝擊反應函數：Kim's 模型(1982Q1-2005Q4)

Response to Cholesky One S.D. Innovations



變數說明：LIFIX01—取對數後之實質固定資本形成；LM2—取對數後之 M2；LREERXM\_INV  
—取對數後之實質有效匯率指數倒數。

圖 9(b) 衝擊反應函數：Kim's 模型(1986Q1-2005Q4)

Response to Cholesky One S.D. Innovations

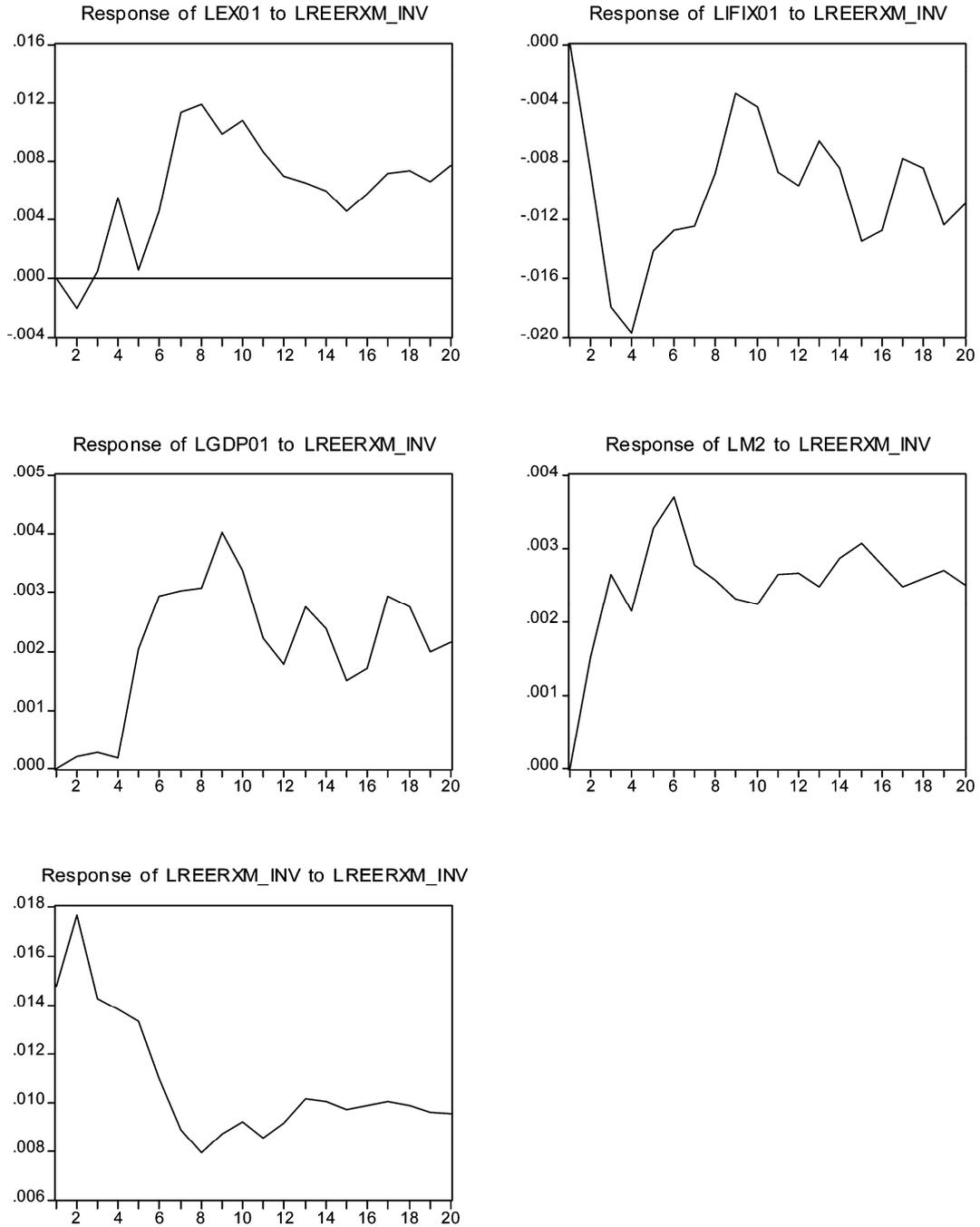
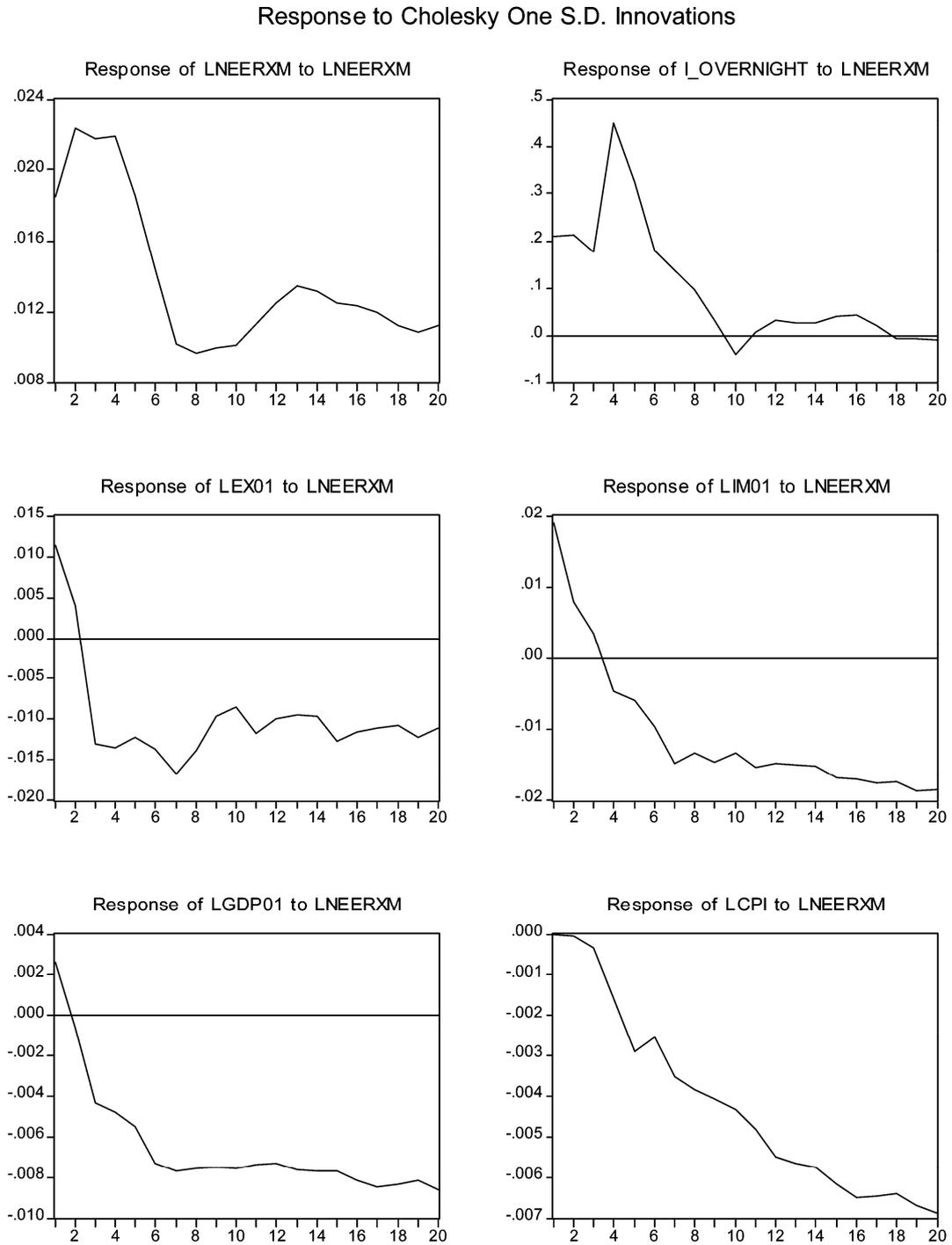


圖 10 內生變數受到匯率衝擊後的反應路徑：考慮央行行為



取得，因此本文仿照王泓仁 (2005) 的作法，利用我國外匯存底金額的變動作爲代理變數 (註 19)。VEC 模型的衝擊反應分析繪於圖 10。與圖 6 — 即沒有加入央行干預行爲的結果比較後發現，所有變數對於匯率變動的反應，

均無明顯改變。

由以上的模型強韌性分析可知，台幣貶值對於主要經濟變數的影響，在各個模型中的變動方向頗爲一致，因此，模型的設定應具有相當的強韌性。

## 5. 結語與未來研究方向

本文的主要目的是透過實證分析的方式，瞭解新台幣匯率變動對我國的總體經濟，特別是進、出口、產出以及物價等的影響。由實證結果可知，新台幣貶值(以名目有效匯率指數來看)對於實質輸出的確有正面的影響，或者說，新台幣升值對於實質輸出有不利影響。此外，由於我國爲一開放經濟，出口表現攸關整體經濟的表現，因此，台幣升(貶)值也連帶地具有(減緩(刺激)經濟成長的效果。至於台幣匯率升(貶)值對輸入的影響，並未如預期般具有正(負)向的影響，推測可能是升(貶)值的價格效果爲升(貶)值所帶來的所得效果所抵銷。而台幣升(貶)值對於我國一般物價的影響，如同預期出現緩和(推升)物價上揚的作用，表示新台幣匯率變動之後，將透過轉嫁效果，傳遞至進口物價以及國內一般物價水準。

此外，經由模型的強韌性檢驗可知，匯率影響效果的模擬結果，對於模型中的設定方式並不太敏感，也就是說，並不會因為模型設定的改變，而大幅改變實證的主要結

論。

本文僅討論匯率的升(貶)值對於總體經濟的影響，並著重於短期動態效果的分析，初步發現，貶值在短期內的確可以藉由提高出口品的價格競爭力，而有利於出口擴張；惟就長期而言，此一效果能能否持續，則是一個值得關切的問題。另一方面，本文並未討論匯率波動對出口的影響。一般認爲，匯率的波動不利於長期的出口成長，因為長期出口要能夠成長，有賴長期的持續投資，而匯價經常波動並不利於投資決策(Currie and Williamson, 1995)。不過，台幣匯率的波動對我國出口的影響效果究竟如何，有賴進一步的分析。

此外，本文所採用的模型設定，基本上是屬於一種「線性」的設定方式，亦即，匯率升值與貶值具有對稱的效果，且匯率對於總體經濟的影響，不受升貶值的幅度、以及升貶值的持續期間所影響。事實上，觀察實際情況可以發現，不管是匯率「水準值」或者「波動性」，對於出口廠商行爲的影響，

均不是線性的。例如，當匯率尚未升值或貶值到某一個其心目中的門檻值、或者當匯率波動程度不超過某一容忍限度時，廠商並不會任意改變其訂價、出口、生產、或投資策略，特別是面臨此一競爭日益激烈的國際市場時，更是如此。因此，未來似宜利用非線性的模型，如門檻自我迴歸模型(Threshold Autoregression)、門檻共整合(Threshold Cointegration)等研究方法，來深入探討匯率的影響效果。

此外，廠商有無避險，亦將影響匯率效果的強弱。例如，我國央行目前已開放遠期外匯、選擇權、換匯、換匯換利、外幣保證金等外匯避險工具。先驗上，如果廠商採取

匯率避險措施，應可以降低匯率變動的影響，惟此有待實證的進一步檢驗。

最後要提到的一點是，雖然從整個經濟的角度來看，貶值有助於改善貿易餘額，並可能有刺激產出的作用。但是，從所得分配或福利的角度來看，貶值對於不同的經濟部門卻有不同的影響。例如，對於以出口為主的廠商而言，本國幣貶值是有利的；但對於進口商以及消費進口品的人而言，卻是不利的。所以，貶值產生了財富重分配的效果；再例如，新開放總體經濟的文獻指出，貶值後消費者的社會福利損失可能大於產出的增加，故使得整體經濟福利下降。凡此皆是以總體資料進行分析時，所未能觀照到的問題。

## 附錄：模型變數說明

變數符號	定義	資料來源
<i>neer</i>	新台幣名目有效匯率指數	中央銀行內部資料
<i>reer</i>	新台幣實質有效匯率指數	中央銀行內部資料
<i>R</i>	金融業隔夜拆款加權平均利率	金融統計月報
<i>ex</i>	實質輸出，2001 年為基期	主計處國民所得統計(93SNA)
<i>im</i>	實質輸入，2001 年為基期	主計處國民所得統計(93SNA)
<i>y</i>	實質 GDP，2001 年為基期	主計處國民所得統計(93SNA)
<i>p</i>	消費者物價指數	主計處物價統計月報
<i>E</i>	新台幣兌美元即期名目匯率	金融統計月報，銀行間收盤匯率日平均數
<i>FER</i>	我國外匯存底(以美元表示)	<i>Financial Statistics, ROC, The Central Bank of China</i>
<i>y<sup>f</sup></i>	主要出口國所得	香港、美國與日本的實質 GDP 加權後的總合，權數為 2004 年出口值占三國出口值總合的比重
<i>ifix</i>	實質固定資本形成，2001 年為基期	主計處國民所得統計(93SNA)

### 附 註

- (註 1) 根據本行總裁彭淮南 (2005) 的看法，近年來透過央行不斷宣導，我國出口廠商已習慣使用遠期外匯工具避險，因此，短期而言，新台幣升值對出口產業之不利影響已有所降低。
- (註 2) 限於篇幅，本文不擬討論匯率波動與主要經濟變數之間的關係。
- (註 3) 例如，假設當新台幣面臨升值壓力，央行為防止新台幣升值過於快速，故進場干預，買入美元，釋出台幣資金，此時將影響國內的金融市場，如利率水準、以及銀行體系的資金等，進而影響經濟金融情況。
- (註 4) 由於 VAR 模型的解釋變數包含所有模型變數的遞延項，因此將耗用相當的自由度。為使模型不產生自由度過低以及過度配適 (over-fitting) 的問題，本文在實證上所採用的模型，將省略前述 IS-LM 模型中的政府稅收(T)與政府支出(G)兩個外生變數。
- (註 5) Johansen (1995) 認為，VAR 體系的落後期數應避免太長，以免待估計的參數太多；如果必須選擇一較長的落後期數才能使殘差項變成 white noise，則應重行考慮變數的選取是否適當。
- (註 6) 在落後期為 1 至 24 期的檢定中，只有在落後 2 期及 4 期時有自我相關，其餘的所有落後期數均沒有自我相關。
- (註 7) Johansen 曾指出，殘差項未能符合常態假設的問題，對於共整合分析之影響並不大，見 Johansen (1995), p. 29。

- (註 8) 由於共整合向量有兩個，因此，選擇長期均衡時將面臨認定 (identification) 的問題。本文的認定方法為，選取特徵根最大、同時共整合向量的係數符號較符合理論預期的一組向量，希望透過這樣的認定程序，能減輕多重共整合向量問題的嚴重性。
- (註 9) 如果在衝擊反應函數分析中，衝擊部份採用一般化的衝擊 (generalized impulses)，則干擾項將變成同期互不相關 (orthogonal)，因此不受 VAR 排序的影響，見 Pesaran and Shin (1998)。不過，本文仍沿用一般文獻上較常用的 Cholesky 衝擊。
- (註 10) 由於本文所使用的計量軟體 Eviews 5.1，並不提供 VEC 模型信賴區間的計算，因此，本文相關圖形中均只繪出衝擊反應函數的點估計值，惟如此將無法判斷衝擊反應函數在統計上是否顯著異於零。
- (註 11) J 曲線 (J Curve) 效果是指，匯率變動對貿易餘額的動態影響效果。亦即，當貶值發生時，匯率即時變動，但出口數量或進口數量的反應較慢，因此，當匯率貶值時，一開始會造成貿易餘額惡化，然後馬婁條件方始成立，貿易餘額改善。這種現象即稱為「J 曲線效果」—如同英文字母 “J” 一樣，先下後上。
- (註 12) 不過，由於國外所得在本模型中為外生變數，因此，無法利用 VEC 模型中的衝擊反應函數或變異數分解等方法，模擬國外所得變動對於我國實質輸出的影響效果。
- (註 13) 在王泓仁 (2005) 有關台幣匯率對我國經濟金融活動影響的相關研究中，匯率在三種不同的模型設定中，對於進口的影響方向或不顯著、或有正有負，亦即台幣匯率變動對我國進口的影響存在不確定性。
- (註 14) 不過，雖然就「實證結果」而言，匯率對於產出的影響大於利率，但從「實務上」來看，匯率與利率何者對於產出的影響較大，還應該考量這兩個變數在真實世界中的實際波動情況而定，例如，如果全球利率在某段期間發生較劇烈的變化，而匯率則相對維持平穩，則在該段期間當中，利率的影響力即要比匯率來得重要。
- (註 15) 原本欲針對不同的樣本期間進行強韌性分析，惟因自由度不足故而加以省略。
- (註 16) 在此貨幣總計數為內生變數，而在基準模型中，貨幣總計數為外生變數。
- (註 17) 在此匯率仍採用新台幣實質有效匯率指數，主要原因有二：第一為與本文的基準模型的設定較為一致；第二，Kim (2004) 在文中的註腳 14 也提到，利用雙邊實質匯率與實質有效匯率指數得到的實證結果相近。
- (註 18) VAR 模型的落後期數為 4，才能使模型穩定，亦即沒有根落在單位圓之內。
- (註 19) 事實上，影響外匯存底規模變動的要素尚包括外匯孳息的增加、以及外匯存底中各幣別資產對美元的升貶值所造成的外匯存底帳面價值的變動等。

## 參考文獻

- 王泓仁 (2005)，台幣匯率對我國經濟金融活動之影響，《中央銀行季刊》，27 卷 1 期，頁 13-45。
- 侯德潛，田慧琦 (2000)，通貨膨脹預期與泰勒法則—台灣地區實證分析，《中央銀行季刊》，22 卷 3 期，頁 21-48。
- 彭淮南 (2005)，新台幣匯率持續升值，對產業之生存與發展造成衝擊，應如何因應，《中央銀行季刊》，27 卷 1 期，頁 1-8。
- Akhtar, M.A. and R.S. Hilton (1984), “Exchange Rate Uncertainty and International Trade: Some Conceptual Issues and New Estimates for Germany and the US,” *Federal Reserve Bank of New York, Research Paper No. 8403*, May.
- Blanchard, Olivier (2000), *Macroeconomics*, 2<sup>nd</sup> edition, Printice-Hall.
- Bhundia, Ashok (2002), “An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-Through in South Africa,” *IMF Working Paper*, WP/02/165.
- Campa, Jose Manuel, and Linda S. Goldberg (2002), “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Macro or Micro Phenomenon?” *IESE Business School, University of Navarra, Research Paper*, No. 475.
- Choudhri, Ehsan U. and Dalia S. Hakura (2001), “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?” *IMF Working Paper*, No.194.

- Coes, D.V. (1989), "Real Exchange Rates: Definition, Measurement and Trends in France, West Germany, Italy and the UK," in D. Hodgman and G. Wood (eds.), *Macroeconomic Policy and Economic Interdependence*, Macmillan, London.
- Currie, D. and P. Williamson (1990), "Will ERM Entry Make British Companies More Competitive?" *Business Strategy Review*, Autumn, 494-503.
- Dale, S. and A.G. Haldane (1995), "Interest Rates and the Channels of Monetary Transmission: Some Sectoral Estimates," *European Economic Review*, 39, pp. 1611-26.
- Fang, Wen Shwo and Stephen M. Miller (2004), "Exchange Rate Depreciation and Exports: The Case of Singapore Revisited," Manuscript.
- Feige, E.L. and D.K. Pearce (1979), "The causal relationship between money and income: some caveats for time series analysis," *The Review of Economics and Statistics*, 61, 521-553.
- Gagnon, Joseph E. and Jane Ihrig (2002), "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through," Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gertler, M. and S.G. Gilchrist (1993), "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, 95, pp. 43-64.
- Geweke, J. (1984), "Inference and causality in economic time series models," in *Handbook of Econometrics*, Griliches, Z. and Intriligator, M.D., eds, Elsevier, Holland, 2, 1101-1144.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—With applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kamin, S.B. and J.H. Rogers (1997), "Output and the real exchange rate in developing countries: An application to Mexico," *International Finance Discussion Papers*, No. 580, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Kikuchi, Toshihiro (2004), "The Impact of Exchange Rate Volatility Bilateral Exports in East Asian Countries," University of Tsukuba, manuscript.
- Kim, Hee-Sik (2004), "Structural Change in the Effects of the Exchange Rate on Output in Korea," *Bank of Korea Economic Papers*, Vol. 7, No. 2, 1-19.
- Kroner, K.F. and W.D. Lastrapes (1993), "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using GARCH-in-mean Model," *Journal of International Money and Finance*, 12, 298-318.
- MAS, economics explorer series #2: Monetary Policy & The Economy.
- Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin (1998), "Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Saktiandi, S., Phang, A., Ng, H.T., and Robinson, E. (2003), "Investigating the Relationship between Exchange Rate Volatility and Macroeconomic Volatility in Singapore," *MAS Staff Paper*, No. 25, June.
- Taggart, J.M. and J.H. Taggart (1988), "Exchange Rate Effects and Competitive Performance: A Comparison of UK and Irish Firms Exporting to the EU," *Irish Marketing Review*, Vol. 10, No. 2, 43-52.
- Taylor, John B. (2000), "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, Vol. 44, 1389-1408.
- Toda, H.Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes," *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Viaene, J.M. and C.G. Vries (1992), "International Trade and Exchange Rate Volatility," *European Economic Review*, 36, 1311-21.
- Warner, D. and M. Kreinin (1983), "Determinants of International Trade Flows," *Review of Economics and Statistics*, 65, 96-104.