

匯率貶值及其風險與出口

方文碩、張倉耀、葉志權*

摘 要

匯率經由兩個管道影響出口，一是貶值效果，一是風險效果，本文建立雙變量 GARCH-M 模型，使用 1981 至 2004 年的月資料，聯立估計匯率貶值及其隨時間變動匯率風險對台灣出口收益的影響，並據以評估匯率貶值刺激出口的淨效果。實證結果分析顯示，匯率貶值增加以本國貨幣表示的出口收益，但效果不大，而匯率貶值波動引發的匯率風險，負面衝擊出口收益，並造成出口的波動，同時負的匯率風險效果大於正的貶值效果，兩者的總合淨效果很小，僅是基本出口的干擾噪音，匯率不是增加出口的有效工具。

關鍵詞：實質有效匯率、匯率貶值、匯率風險、出口收益、雙變量 GARCH-M 模型

JEL 分類代號：F14, F31

* 作者分別為逢甲大學經濟學系及僑光技術學院財務金融系教授、逢甲大學商學研究所博士生、僑光技術學院財務金融系講師及淡江大學財務金融所博士。我們感謝 貴刊編輯及二位評審教授的寶貴意見，實質改善及豐富本文的討論。作者感謝國科會專題計畫，NSC 92-2415-H-035-002，對本文主題研究的經費補助。

投稿日期：民國 92 年 12 月 2 日；修訂日期：民國 93 年 9 月 21 日；

接受日期：民國 94 年 3 月 31 日

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 41:1(2005), 105-139。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

傳統國際經濟學主張匯率是影響一國出口的重要解釋變數，其他情況不變，匯率貶值提高本國出口產品國際市場價格競爭力，增加出口；例如，早期，Junz and Rhomberg (1973) 與 Wilson and Takacs (1979) 使用固定匯率時期資料，近期，Bahmani-Oskooee and Kara (2003) 使用浮動匯率資料，分別發現匯率貶值刺激已開發國家出口；然則，始自 1970 年代初期，固定匯率制度崩潰，匯率波動成爲常態，其衍生的匯率貶值不確定風險可能阻礙出口貿易的成長。

探討匯率風險與出口貿易關係的理論與實證文獻出現或正、或負不一致的結論。理論上，Ethier (1970) 認爲風險規避 (risk averse) 的出口廠商，防止匯率風險所造成損失的成本過高，或是根本不可能避險，匯率風險引發的出口利潤不確定性風險，降低出口；De Grauwe (1988) 則認爲出口廠商面對匯率風險，爲抵銷潛在出口利潤損失，可能增加出口；Franke (1991), Broll and Eckwert (1999) 從出口選擇權的觀點，認爲匯率波動風險增加，提高出口選擇權的價值，進而增加出口。實證上，Pozo (1992) 指出匯率風險減少英國對美國的實質出口；Chowdhury (1993), Arize (1995, 1996a, 1997) 發現美國、歐洲及 G7 等國出口顯現負的匯率風險效果；Weliwita et al. (1999), Arize (1996b), Arize et al. (2000), Arize et al. (2003) 廣泛證實匯率風險負面衝擊開發中及低度開發國家 (LDCs) 的出口貿易；然則，Asseery and Peel (1991) 的研究顯示除了英國外，美國、日本、澳洲、德國等國家的匯率風險顯著正向影響出口貿易；Kroner and Lastraps (1993) 發現匯率條件變異數與法國，德國及日本的出口存在正向關係，但對美國及英國的出口出現負面衝擊；McKenzie and Brooks (1997) 發現德國與美國雙邊出口貿易存在正的風險效果。

國內相關研究，黃柏農 (1993) 的誤差修正模型因果關係檢定發現，不論是中美或中日的雙邊貿易，匯率沒有單向影響進出口貿易餘額，支持調整匯率無法有效改善雙邊貿易的論點；蕭文宗、陳乙銘 (1998) 以實質匯率變動的移動平均標準差衡量匯率波動，探討匯率波動對台灣不同產業出口的影響，發現匯率波動正向影響農漁牧業出口，但負向影響多個製造業出口；王凱立 (2000) 的多變量 GARCH-M 模型發現加權實質匯率的 GARCH 效果對台灣總出口及個別產業出口多沒有顯著的影響；然則 Fang and Lai (2003) 的實質美元匯率 ARCH 效果顯著負向衝擊台灣總出口貿易。一般來說，不同的樣本期間、變數選擇及研究方法等影響實證結果。

即使匯率貶值增加出口，但若匯率貶值波動風險減少出口，則其總合淨效果為何，值得關注。存在的國內、外文獻或是從匯率變動的貶值（升值）、或是從匯率變動的風險觀點，探討匯率與出口貿易的關係，尚缺乏評估匯率貶值及其風險對出口衝擊淨效果的研究。本文以台灣為例，應用雙變量 GARCH-M 模型 (Bollerslev et al., 1988; Bollerslev, 1990; Engle and Kroner, 1995)，實證觀察匯率貶值及其風險對出口的影響，並據以評估匯率貶值淨效果，此一觀點尚缺乏參考文獻，當屬創新，應為本文的重要貢獻。

台灣為一小型開放經濟社會，存在高的貿易依存度，例如，1970 至 1990 年代、30 年的出口占 GDP 比重的年平均值為 43%，Darrat et al. (2000) 指出出口導向政策為台灣經濟快速成長的重要關鍵，而匯率則廣泛被認為是影響出口的關鍵因素。台灣 1978 年 8 月放棄固定匯率制度，1979 年 2 月開放外匯市場運作，Fang and Lai (2003) 發現隨時間變動的實質美元匯率風險負向影響台灣總出口貿易，然則美元為雙邊匯率，是否為台灣總出口的適當解釋變數，存在疑慮。本文編製台灣出口加權實質有效匯率，建立雙變量 GARCH-M 模型，使用 1981 年至 2004 年月資料，估計出口收益的實質有效匯率及其風險效果。實證結果與分析顯示，匯率貶值增加出口，但匯率波動風險則顯著負面影響出口，且風險的負面效果大於貶值的正面

效果，兩者總合淨效果很小，樣本期間，匯率似乎不是增加出口的有效工具，有關當局若採行匯率政策刺激出口，當審慎評估匯率貶值及其風險的正、負效果，或至少，若忽略負的匯率風險效果，可能高估正的匯率貶值效果。

本文研究方法、模型設定、及目的，不同於存在的出口貿易實證文獻。(1) Abeyasinghe and Yeok (1998), Bahmani-Oskooee and Kara (2003), 黃柏農 (1993) 等採用共整合分析，探討出口與匯率的長期關係，及利用誤差修正模型檢視出口變動與匯率貶值的短期調整過程，兩者皆忽略匯率風險第二動差的影響，可能高估匯率貶值效果。Lee (1994) 在短期失衡調整的觀點上，建議 GARCH 模型連結共整合誤差修正項，據此，本文實證過程，在聯立估計匯率貶值及其風險對出口影響的 GARCH-M 模型前，先行檢定出口與匯率及其他解釋變數的長期共整合關係，若存在共整合，則 GARCH-M 模型加入代表短期調整的誤差修正項，否則無此一需求。(2) Pozo (1992), Kroner and Lastrapes (1993), Arize et al. (2003), Fang and Lai (2003), 王凱立 (2000) 等關注匯率風險對出口貿易的衝擊，本文與此一系列文獻的差異為同時關注出口的匯率貶值及其波動風險效果，並據以數量分析兩者的淨效果。(3) Hodrick and Srivastava (1984) 指出匯率風險隨時間變動，Chowdhury (1993), Arize (1995, 1996a,b, 1997), Arize et al. (2000), Arize et al. (2003), 蕭文宗、陳乙銘 (1998) 等採用匯率的移動標準差代表匯率風險，此一著手法存在邏輯不一致的困擾，移動標準差仍假設固定變異數 (homoskedasticity)，但卻用來作為異質變異數 (heteroskedasticity) 的代理變數。本文 GARCH 模型匯率變異數方程式估計的匯率風險，隨時間變動，可避免上述邏輯上的困擾。(4) Pozo (1992), McKenzie and Brooks (1997), Weliwita et al. (1999), Fang and Lai (2003) 等先利用單變量 GARCH 模型估計匯率風險，再代入出口方程式，估計風險效果，此一二階段 (two-step) 估計過程減弱模型估計效率，本文雙變量 GARCH-M 模型同時估計

隨時間變動匯率風險及其對出口的影響，較具估計效率。(5) 匯率及其風險對出口的衝擊可能存在當期與落遲效果，不同的經濟、金融環境及不同的出口產業結構、出口廠商反應行為等，可能造成不同的動態調整過程；本文設定自我迴歸落遲分配 (ADL) 出口方程式，不同於 Kroner and Lastrapes (1993) 僅考慮匯率當期效果的多變量 GARCH-M 模型，給予出口更大的調整空間，充分反應匯率及其風險的影響，Pesaran et al. (2001) 與 Bahmani-Oskooee and Kara (2003) 等皆建議使用 ADL 設定，捕捉模型的動態特徵。

本文除前言外，第二節介紹出口與匯率及其風險雙變量 GARCH-M 模型；第三節分析資料與檢視隨時間變動匯率風險；第四節估計出口與匯率雙變量 GARCH-M 模型；第五節數量分析匯率貶值及其風險淨效果；第六節為結論與建議。

2. 出口與匯率及其風險實證模型

Rose and Yellen (1989) 與 Rose (1990) 使用非結構縮減式 (reduced form) 實證觀察匯率與進、出口貿易間的關係，在此一架構上，我們考慮匯率風險效果，設定實質出口 (x) 為實質國外所得 (y)、實質有效匯率 (q) 與實質有效匯率風險 (h_q) 的函數：

$$x = f(y, q, h_q) \quad (\text{式 1})$$

實質出口為以本國貨幣表示的名目出口收益平減本國物價水準；與本國出口貿易關係密切的國外所得正向影響出口需求；名目匯率為以本國貨幣表示的外國貨幣價格，實質有效匯率為本國主要貿易國實質匯率的出口加權平均值，匯率上升代表本國貨幣貶值，出口財貨在國外市場較具價格競爭力，增加出口；匯率風險對出口的衝擊，可能為正、可能為負，不同的國家、金融環境、產業結構可能出現不同的反應，其影響為一實證問題。

為捕捉匯率及其風險的動態效果，我們設定出口方程式為自我

迴歸落遲分配 (ADL) 模型：

$$\Delta l x_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \Delta l x_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_i \Delta l y_{t-i} + \sum_{i=0}^n c_i \Delta l q_{t-i} + \sum_{i=0}^n d_i \hat{h}_{q,t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (\text{式 2})$$

其中 $\Delta l x_t \equiv 100 \times (\ln x_t - \ln x_{t-1})$ ， $\Delta l y_t \equiv 100 \times (\ln y_t - \ln y_{t-1})$ ， $\Delta l q_t \equiv 100 \times (\ln q_t - \ln q_{t-1})$ ， $\hat{h}_{q,t}$ 為估計的匯率風險， $\varepsilon_{x,t}$ 為隨機誤差， Δ 為一次差分運算因子， l 代表自然對數。

匯率風險為 GARCH (1,1) 過程 (Bollerslev, 1986) 估計的匯率貶值條件變異數¹：

$$\Delta l q_t = s_0 + \sum_{i=1}^p s_i \Delta l q_{t-i} + \varepsilon_{q,t} \quad (\text{式 3})$$

$$\varepsilon_{q,t} | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{q,t}) \quad (\text{式 4})$$

$$h_{q,t} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{q,t-1}^2 + \beta_2 h_{q,t-1} \quad (\text{式 5})$$

其中 $h_{q,t}$ 為(式 3) 匯率貶值平均值方程式誤差項 $\varepsilon_{q,t}$ 在 (t-1) 期訊息集合 Ψ_{t-1} 下的匯率貶值條件變異數；匯率貶值為 AR(p)過程，用以捕捉其時間相依性，及保證 $\varepsilon_{q,t}$ 為白噪音(white noise)；(式 5)變異數方程式估計參數須為不小於零，此即， $\beta_0, \beta_1, \beta_2 \geq 0$ ，且 $\beta_1 + \beta_2 < 1$ ，滿足變異數為正、有限及模型安定的條件。GARCH 模型允許變異數隨時間變動，當 $\beta_1, \beta_2 \neq 0$ ，變異數隨時間變動；若 $\beta_2 = 0$ ，模型簡化為 Engle (1982) 的 ARCH(1)模型。條件變異數 $h_{q,t}$ 代表匯率的波動， $h_{q,t}$ 愈大，匯率風險愈高。

若先利用(式 3)-(式 5)單變量 GARCH 模型估計匯率風險， $\hat{h}_{q,t}$ ，

¹ 一般來說，GARCH (1,1) 過程已足夠捕捉總體、金融等變數變異數隨時間變動的特徵（參閱 Bollerslev, Chou and Kroner, 1992）。

再代入(式2)出口方程式,觀察匯率風險效果,則為二階段估計,Fang and Lai (2003) 使用二階段估計,發現美元匯率風險負面衝擊台灣出口貿易,本文採用較具效率的(式 6)-(式 11)雙變量 GARCH(1,1)-M 模型,聯合估計匯率及其風險對出口的影響:

$$\Delta l x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta l x_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_i \Delta l y_{t-i} + \sum_{i=0}^n c_i \Delta l q_{t-i} + \sum_{i=0}^n d_i h_{q,t-i} + \omega EC_{t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad (式 6)$$

$$\Delta l q_t = s_0 + \sum_{i=1}^p s_i \Delta l q_{t-i} + \varepsilon_{q,t} \quad (式 7)$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{x,t}, \varepsilon_{q,t}) \quad \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad H_t = \begin{bmatrix} h_{x,t} & h_{xq,t} \\ h_{xq,t} & h_{q,t} \end{bmatrix} \quad (式 8)$$

$$h_{x,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{x,t-1}^2 + \alpha_2 h_{x,t-1} \quad (式 9)$$

$$h_{q,t} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{q,t-1}^2 + \beta_2 h_{q,t-1} \quad (式 10)$$

$$h_{xq,t} = \rho_{xq} \sqrt{h_{x,t} \cdot h_{q,t}} \quad (式 11)$$

其中 $h_{x,t}$ 為實質出口條件變異數, H_t 為條件共變異數矩陣, $h_{xq,t}$ 為條件共變異數, ρ_{xq} 為相關係數, $\varepsilon_{x,t}$ 與 $\varepsilon_{q,t}$ 為白噪音過程, $(\varepsilon_{x,t}, \varepsilon_{q,t})$ 為雙元常態分配(bivariate normal distribution), EC_{t-1} 代表出口、匯率與國外所得短期調整的誤差修正項,若沒有共整合,則無需此一調整項。

(式 6)-(式 11)GARCH模型中,條件變異數及共變異數皆隨時間變動,任一外生衝擊,例如樣本期間的 1997 年亞洲金融危機,增加匯率或出口的變異數,亦將增加兩者的共變異數;(式 11)為 Bollerslev (1990) 固定條件相關係數設定,其優點為顯著簡化模型估計與推論

的過程²；(式6) 出口平均值方程式加入 $h_{q,t-i}$ 為另一解釋變數，構成探討匯率貶值及其風險衝擊出口貿易的雙變量GARCH-M模型；模型假設匯率與國外所得外生決定，此一外生性假設降低模型估計的複雜性，更能專注於觀察匯率及其風險對出口的影響³。所有模型參數皆由最大概似的BHHH演算法 (Berndt et al., 1974) 估計。

3. 資料與隨時間變動變異數

本文使用月資料，檢視匯率及其風險與出口的關係，進而據以評估匯率貶值淨效果。樣本期間自 1981 年 1 月至 2004 年 2 月，共 278 個觀察值。實質出口為經過季節調整，以本國貨幣表示的名目出口收益平減躉售物價指數。台灣官方並未公佈實質有效匯率指數，我們根據 2003 年底台灣出口貿易相關統計資料（參閱附錄），選取香港、美國、中國大陸、日本、新加坡、韓國、德國、荷蘭、馬來西亞、英國、菲律賓、加拿大與義大利等 13 個主要出口貿易國，計算出口加權實質有效匯率， q_t ，

$$q_t = \sum_{j=1}^{13} W_j^t \cdot IRX_j^t,$$

其中 IRX_j^t 為以 2001 年為基期的 t 期本國與第 j 國的實質匯率指數； $W_j^t = X_j^t / X^t$ 為 t 期本國與第 j 國的出口貿易權量， X_j^t 為 t 期本國與第 j 國的出口值， X^t 為 t 期本國與 13 個主要貿易國的出口總值，出口貿易權量和為 1， $\sum_{j=1}^{13} W_j^t = 1$ ；國外所得為使用相同出口權量（此即 W_j^t ）、13 個主要出口貿易國工業生產指數 (IP) 出口加

² 我們亦使用非固定條件相關設定， $h_{xq,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{x,t-1} \varepsilon_{q,t-1} + \gamma_2 h_{xq,t-1}$ ，估計(式6)-(式11)模型，因為 $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$ 皆不顯著，為增加模型估計效率，採用固定條件相關設定，實證結果顯示兩個模型估計參數很是接近，並無實質差異。

³ 匯率與國外所得等其他解釋變數外生決定為相關實證文獻常採用的假設，例如，Kroner and Lastrapes (1993)，Lee (1999)。

權平均值；所有變數基期皆為 2001 年。資料來源與出口加權實質有效匯率的編製，請參閱附錄。

有效的 GARCH 模型推論要求所有變數為定性(stationary)，表 1 報告出口、國外所得及匯率三個變數 Dickey and Fuller (1981) ADF 與 Perron (1997) 單根 (unit root) 檢定結果，三個數列皆為常數與時間趨勢模型，AIC 選取 ADF 迴歸式最適落遲期數，並確定迴歸殘差沒有自我相關。在 5% 的顯著水準下，三個變數水準項無法拒絕非定性 (nonstationary) 虛無假設，但一次差分項， $\Delta l x_t$ ， $\Delta l y_t$ 及 $\Delta l q_t$ ，則拒絕非定性虛無假設。樣本期間，諸如 1997 年亞洲金融危機外生衝擊國內外匯市場，引起經濟波動，可能造成匯率、出口等變數結構性改變，導致非定性結論。Perron (1997) 允許變數一次結構改變及內生決定改變時間點，檢定變數單根，表 1 中 Perron 檢定 t 統計值，在選定顯著的檢定迴歸式 AR 落遲項及確定殘差沒有自我相關後，不論是檢定截距、或同時檢定截距與斜率的改變，皆小於 5% 顯著水準的臨界值（分別為 -4.80 與 -5.08），不能拒絕單根虛無假設，結構性改變不影響一階整合的結論。三個變數皆為 I(1) 一階整合數列，一次差分項滿足 GARCH 模型設定、估計、檢定及推論的要求。

表 1 單根檢定

	ADF		Perron	
	水準項	一次差分項	截 距	截距與斜率
$l x_t$	-2.2595(10)	-7.1837 (9)*	-2.1465(10)	-2.3085(10)
$l y_t$	-2.6227(12)	-3.5809(12)*	-4.6915(12)	-3.9607(11)
$l q_t$	-1.5557 (1)	-14.2104 (0)*	-3.0062 (6)	-3.0572 (6)

括號中的數字為最適落遲期數，ADF 檢定落遲期數由 AIC 選取，並確定迴歸殘差不存在自我相關；Perron 檢定落遲期數為顯著的 AR 落遲項；*表示在 5% 的水準下顯著。

正確的 GARCH 模型設定須考慮變數的共整合關係。表 2 分別報告出口、匯率與國外所得三個 I(1) 變數的 Engle and Granger

(1987) 及 Gregory and Hansen (1996) 共整合檢定結果，兩者皆為虛無假說沒有共整合的 ADF 殘差檢定，然則前者對立假說的共整合向量不隨時間改變、後者允許共整合向量出現一次的結構改變。Gregory et al. (1994) 指出忽略結構性改變大幅降低 ADF 檢定力，傾向於獲得沒有共整合的結論，因此，如果樣本期間出現結構改變，但在一次改變的條件下，出口、匯率與國外所得仍存在長期均衡關係，則 Engle and Granger 檢定可能不會拒絕沒有共整合的虛無假說，錯誤地作出結論，Gregory and Hansen 檢定允許共整合方程式的常數及斜率改變，則有較佳的機會拒絕虛無假說，獲致正確的模型設定。表 2 中 C 及 C/T 分別代表 Engle and Granger 共整合檢定的常數及常數與時間趨勢迴歸模型；Gregory and Hansen 檢定的 C 及 C/T 則代表此兩個模型出現常數的結構性改變，或為水準項移動； C/S 為常數與斜率的改變，或為體制移動。

表 2 小括號內的 ADF 落遲截割項由 Perron and Vogelsang (1992) 建議的 t 值決定，此即，我們先選定 12 期最大落遲，然後依序向下檢定，直到最後一個一次差分項滿足 5% 的顯著水準。傳統的 Engle and Granger 檢定在 5% 顯著水準下，無法拒絕出口與匯率及國外所得三變數沒有共整合關係的虛無假說；Gregory and Hansen 檢定内生決定共整合模型常數項或常數項與斜率結構改變時間點，三個模型改變日分別為 1993 年 6 月，1985 年 1 月，1989 年 11 月，殘差檢定的 ADF 統計值為 -3.4924，-3.6538，-3.6733，分別小於 Gregory and Hansen (1996) 估算的 5% 顯著水準臨界值 -4.92，-5.29，-5.50，亦不能拒絕沒有共整合的虛無假說，樣本期間，在允許水準項或體系移動的條件下，出口等三個變數仍沒有共整合關係。(式 6) GARCH 模型的出口方程式無需加入誤差修正項。

表 2 共整合檢定

	Engle and Granger	Gregory and Hansen		
	t 值	t 值	結構改變點	結構改變日
C	-2.6367(11)	-3.4924(12)	0.54	1993.6
C/T	-2.4269 (8)	-3.6538(10)	0.18	1985.1
C/S	—	-3.6733(12)	0.38	1989.11

小括號內落遲期數由 Perron and Vogelsang (1992) 建議的 t 值決定。

在確定變數的整合階及共整合關係後，多變量 GARCH-M 模型設定亦需考慮變數的基本統計特徵。表 3 中，出口成長 ($\Delta l x_t$) 的月平均數，或以標準差及極大值、極小值表示的成長波動皆大於匯率貶值 ($\Delta l q_t$)；在 5% 顯著水準下，偏態與峰態係數及 Jarque-Bera 統計值建議出口成長呈常態分配，匯率貶值偏態係數趨近於零，峰態統計值則顯著大於 3，皆呈高峽峰 (leptokurtic) 分配；Jarque-Bera 檢定拒絕匯率為常態分配的假設。Ljung-Box Q (LB Q) 統計量檢定變數時間相依性，落遲期數影響 LB Q 檢定力，Tsay (2002) 建議選取樣本數的自然對數值為落遲期數，本研究樣本數為 277， $\ln(277) = 5.62$ ，因此，落遲期數為 6。表 3 中的 Ljung-Box 統計值顯示 $\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 存在高階時間相依性，建議使用 AR(p) 過程捕捉出口及匯率的動態特徵；顯著的 $\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 平方項 Ljung-Box 統計值則建議出口與匯率變異數可能不為固定。

$\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 數列的時間相依性可能造成其平方項的 LB Q 統計值支持異質變異數，表 4 再以正式的 Engle (1982) ARCH-LM 統計值檢定出口與匯率是否存在隨時間變動的變異數。表 4 中 $\Delta l x_t$ 的 AR(3) 及 $\Delta l q_t$ 的 AR(1) 過程的 Ljung-Box 自我相關統計值 (LB Q) 不顯著，出口與匯率 AR 過程已足夠捕捉變數的自我相關，其殘差為白噪音；LM 統計值建議 $\Delta l q_t$ 存在顯著異質變異數， $\Delta l x_t$ 則無異質變異數。

表 3 出口與匯率基本統計量

	$\Delta l x_t$	$\Delta l q_t$
樣本	277	277
平均數	0.7951	0.0728
標準差	9.5197	1.5703
極大值	31.7072	7.4066
極小值	-29.0187	-6.0101
偏態	0.1792 (0.1472)	0.0925 (0.1472)
峰態	3.3206 (0.2944)	5.1763* (0.2944)
J-B N	2.6694	55.0595*
LB Q(3)	95.145*	7.6232**
LB Q(6)	98.976*	12.673*
LB Q ² (3)	22.559*	9.7858*
LB Q ² (6)	29.490*	11.125**

J-B N為Jarque-Bera常態分配檢定；LB Q(k)及LB Q²(k)分別為變數水準項及平方項自我相關檢定， k 為落遲期數；*與**分別表示在 5%及 10%的水準下顯著。

表 4 ARCH LM 檢定

k	$\Delta l x_t$	$\Delta l q_t$
1	0.0092	10.7791*
2	0.0920	10.7452*
3	1.2623	10.9170*
4	6.9088	12.2072*
5	9.9824	12.2502*
6	9.6524	12.4156**
ARMA(p, q)	(3,0)	(1,0)
LB Q(3)	1.0705	1.4784
LB Q(6)	1.8148	8.6976

LM(k) 統計值為一自由度為 k 的 χ^2 分配，其中 $k=1,2,3,\dots,6$ ；LB Q(k) 為標準化殘差自我相關檢定 Ljung-Box 統計值， k 為落遲期數；*與**分別表示在 5%及 10%的水準下顯著。

表 5 報告 GARCH (1,1) 模型估計的出口與匯率變異數過程。 $\Delta l x_t$ 與 $\Delta l q_t$ 平均值方程式分別為 AR (3) 與 AR (1) 過程，標準化殘差的 Ljung-Box Q 統計值，至落遲 6 期，不存在自我相關，其殘差為白噪音；較小的標準化殘差平方項的 Ljung-Box Q 統計值 (LB Q²)，亦至落遲 6 期不顯著，不再存在異質變異數， $\Delta l x_t$ 與 $\Delta l q_t$ 的

表 5 單變量 GARCH 模型估計

	$\Delta l x_t$			$\Delta l q_t$	
	GARCH(1,1)	ARCH(1)		GARCH(1,1)	ARCH(1)
a_0	1.8736*	1.8868*	S_0	0.0676	0.0779
	(0.4276)	(0.4415)		(0.0854)	(0.0861)
a_1	-0.8842*	-0.8747*	S_1	0.0985	0.0954
	(0.0642)	(0.0641)		(0.0764)	(0.0745)
a_2	-0.5275*	-0.5180*			
	(0.0765)	(0.0731)			
a_3	-0.1496*	-0.1462*			
	(0.0589)	(0.0579)			
α_0	15.8684	48.9014*	β_0	1.4490*	1.6767*
	(42.4802)	(5.6694)		(0.3728)	(0.1938)
α_1	0.0250	0.0152	β_1	0.3135*	0.3166*
	(0.0669)	(0.0840)		(0.0900)	(0.0860)
α_2	0.6535		β_2	0.0980	
	(0.8956)			(0.1525)	
LB Q(3)	1.1187	1.0618		1.9179	1.7486
LB Q(6)	1.9271	1.8262		10.0374	9.6194
LB Q ² (3)	1.6793	1.2713		2.3697	2.6071
LB Q ² (6)	8.8897	87849		7.7763	8.7828
ADF(n)					-13.7002(0)*
LR(1)		0.5234			0.4518
LM_2		7.39			4.59
LM_3		6.76			4.54

小括號內為估計係數標準差；LB Q(k)及LB Q²(k)分別為標準化殘差及其平方項自我相關檢定Ljung-Box 統計值；ADF檢定ARCH效果的定性；LR(1)概似比統計值為自由度為 1 的 χ^2 分配，檢定 $\alpha_2=0$ 或 $\beta_2=0$ ； LM_2 與 LM_3 檢定模型參數結構性改變；*表示在 5%的水準下顯著。

AR(3)與 AR(1)過程設定適當;因為 $\Delta l x_t$ 條件變異數的 AR 及 MA 項估計參數, α_2 與 α_1 , 及 $\Delta l q_t$ 條件變異數的 AR 項估計參數, β_2 , 在 5%水準下不顯著,我們再估計精簡的 ARCH (1) 模型。

表 5 的 ARCH(1)模型,在 5%顯著水準下, $\Delta l q_t$ 條件變異數方程式的兩個估計參數皆為顯著,匯率貶值變異數隨時間變動,其中 $\beta_0 > 0$ 且 $1 > \beta_1 = 0.32 > 0$, 變異數過程為正、有限與穩定;標準化殘差的水準及平方項的 Ljung-Box 統計值,至落遲 6 期,皆不顯著, $\varepsilon_{q,t}$ 不再存在自我相關及異質變異數。 $\Delta l x_t$ 的 GARCH(1,1)與 ARCH(1)估計值皆不顯著, $\Delta l x_t$ 不存在 ARCH 效果,此一結果對應到表 4 $\Delta l x_t$ 不顯著的 LM 統計值,並不意外;ADF 單根檢定顯示 $\Delta l q_t$ 的 ARCH 效果為定性,此亦為市場波動常見的特徵;概似比(LR)統計值檢定 GARCH(1,1)過程中的 AR 項是否為零,LR 值為自由度為 1 的 χ^2 分配,較小的 LR 值顯示,ARCH(1)模型設定已能充分捕捉 $\Delta l q_t$ 或 $\Delta l x_t$ 變異數過程(即使 $\Delta l x_t$ 沒有 GARCH 或 ARCH 效果); LM_2 與 LM_3 為 Chu (1995) 檢定 GARCH 模型參數穩定性統計值, LM_2 假設模型隨機誤差為常態分配與存在異質變異數, LM_3 則為非常態與異質變異數,5%水準臨界值為 14.82,出口與匯率 LM_2 與 LM_3 統計值小於臨界值,皆不顯著,樣本期間,出口與匯率條件變異數沒有結構性改變。匯率貶值 ARCH(1)模型的變異數 $h_{q,t}$ 的平均值為 2.44,標準差為 1.50,變動區間從 1.68 到 16.88。

4. 匯率及其風險雙變量 GARCH-M 模型估計

估計匯率風險雙變量 GARCH-M 模型前,我們須先確定(式 6)出口方程式的落遲期數。 $\Delta l x_t$ 存在自我相關(表 3),因此,太少的落遲期數可能無法解決殘差項自我相關的困擾,過多的落遲期數,則減少模型的自由度及估計效率。我們先利用(式 3)-(式 5)的單變量 ARCH 過程,計算匯率風險估計值, $\hat{h}_{q,t-i}$, 代入(式 2),依據

AIC模型選取標準及顯著的LR統計值，決定 8 期落遲的ADL設定⁴。總之，表 1 的單根、表 2 的共整合、表 3 的自我相關與異質變異數等統計特徵、表 4 的ARCH檢定、表 5 的單變量GARCH模型估計及 8 期的ADL落遲期數選擇等，建議本文設定(式 12)-(式 16)雙變量GARCH-M模型，估計匯率及其風險對出口的影響：

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^8 \alpha_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^8 b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^8 c_i \Delta q_{t-i} + \sum_{i=0}^8 d_i h_{q,t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (\text{式12})$$

$$\Delta q_t = s_0 + s_1 \Delta q_{t-1} + \varepsilon_{q,t} \quad (\text{式13})$$

$$h_{x,t} = \alpha_0 \quad (\text{式14})$$

$$h_{q,t} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{q,t-1}^2 \quad (\text{式15})$$

$$h_{xq,t} = \rho_{xq} \sqrt{h_{x,t} \cdot h_{q,t}} \quad (\text{式16})$$

(式 12)-(式 16)模型同時估計匯率隨時間變動風險($h_{q,t-i}$)及其對出口的影響⁵。因為表 5 的出口變異數為常數及匯率變異數為ARCH過程，因此(式 6)-(式 11)雙變量GARCH-M模型簡化為(式 12)-(式 16)的雙變量ARCH-M模型，匯率變異數為出口方程式中的解釋變數，該模型體系的訊息矩陣(information matrix)非為區隔斜線(block diagonal) (參閱Kroner and Lastrap, 1993)，聯合估計較具效率(二階段估計不具效率)。表 6 報告一般化未受限雙變量ARCH-M模型估計係數及標準差、去除一般化模型中不顯著變數的簡化模型估計值，及自由度為受限個數、檢定簡化模型有效性的LR統計值。

⁴ 另外，亦可採用(式 6)-(式 11)的雙變量GARCH模型決定ADL的最適落遲期數，但本文報告的方法較具時間效率，且二種方法選取的結果幾乎相同。

⁵ 我們以匯率條件變異數 $h_{q,t}$ 代表匯率風險，其他常用的選擇包括 $\ln h_{q,t}$ ，

$h_{q,t}^{\frac{1}{2}}$ 等。

表 6 雙變量 ARCH-M 模型估計

	一般化		簡化	
	係數	標準差	係數	標準差
a_0	3.1457	2.3904	3.6622*	0.9333
a_1	-0.9025*	0.0676	-0.9109*	0.0598
a_2	-0.5526*	0.0881	-0.5656*	0.0805
a_3	-0.2508*	0.0941	-0.2738*	0.0803
a_4	-0.1391	0.0925	-0.1611*	0.0802
a_5	-0.0987	0.0874	-0.1278**	0.0782
a_6	-0.0117	0.0865	-0.0496	0.0818
a_7	-0.1756*	0.0893	-0.1416**	0.0828
a_8	-0.1839*	0.0688	-0.1791*	0.0663
b_0	0.1833	0.2090		
b_1	-0.0713	0.2397		
b_2	0.4276	0.2785	0.4089*	0.1997
b_3	0.3392	0.2671	0.4741**	0.2453
b_4	0.5987*	0.3043	0.6135*	0.2780
b_5	0.4512	0.2902	0.4132**	0.2296
b_6	0.1487	0.2889		
b_7	-0.3149	0.2754		
b_8	-0.2727	0.2423		
c_0	2.6329	2.0022		
c_1	-0.0188	0.3825		
c_2	-0.6023**	0.3341	-0.4867**	0.2776
c_3	0.0502	0.3718		
c_4	0.3669	0.3177		
c_5	-0.1568	0.2863		
c_6	-0.2410	0.3491		
c_7	0.7143**	0.3831	0.6132*	0.3022
c_8	0.6012**	0.3480	0.6034*	0.2961
d_0	-0.0127	0.2584		
d_1	-0.7572*	0.3602	-0.7056*	0.3264

d_2	0.4941	0.5190		
d_3	-0.1488	0.3232		
d_4	0.2700	0.3377		
d_5	-0.4593	0.5090		
d_6	0.0886	0.4070		
d_7	-0.0879	0.4205		
d_8	0.0214	0.3530		
s_0	0.0660	0.0912	0.0699	0.0902
s_1	0.1001	0.0745	0.0975	0.0776
α_0	57.4254*	26.2373	42.5868*	4.0833
β_0	1.6939*	0.2061	1.6886*	0.2035
β_1	0.3169*	0.0926	0.3206*	0.0930
ρ_{xa}	-0.5650*	0.2804	-0.0418	0.0791
LR(19)			22.5686	
L-B Q_2 (6)	19.4370		20.3916	
L-B Q_2^2 (6)	20.8615		21.9752	

LR(19)為檢定一般到簡化模型的概似比統計值；L-B Q_2 (6)與 L-B Q_2^2 (6)分別檢定模型雙變量標準化殘差的水準項及平方項的自我相關(Hosking, 1980)；*與**分別表示在 5%及 10%的水準下顯著。

表 6 中，雖然 8 期落遲的一般化模型估計，不存在自我相關及異質變異數，但是過多不顯著的估計參數，較難評估匯率貶值及其風險的衝擊效果。根據 Hendry (1985)一般到簡化的模型精簡過程，我們去除一般化模型中 19 個不顯著的變數，此一精簡過程的優點包括降低線性重合、增加模型估計係數的精確性、增加自由度、較可靠的估計值、較大的檢定力、及精簡模型。表 6 中，不顯著的概似比統計值 LR(19)=22.57，在 5%水準下，建議簡化與原始一般化模型具有相同的解釋能力。簡化模型的匯率貶值變異數為正與收斂($\beta_0 = 1.69 > 0$ 且 $1 > 0.32 = \beta_1 > 0$)；風險變數 $h_{q,t}$ 平均值為 2.46，標準差為 1.52，變動區間為 1.69 至 17.08，很是接近單變量 ARCH 效果的統計值。

診斷性檢定建議(式12)-(式16)簡化的雙變量 ARCH-M 模型設定適當：出口方程式中的解釋變數，國外所得、匯率及匯率風險估計係數皆至少在 10%水準下顯著；Hosking (1980)多變量 Ljung-Box 統計值($LB Q_2(k)$)聯合檢定出口與匯率貶值雙變量 GARCH-M 模型標準化殘差 $\hat{\varepsilon}_t = (\hat{\varepsilon}_{x,t}, \hat{\varepsilon}_{q,t})$ 的自我相關， $LB Q_2(k)$ ，至落遲 6 期，不存在自我相關；標準化殘差平方項的 Ljung-Box 值 ($LB Q_2^2(k)$)亦至落遲 6 期不顯著，模型不再存在異質變異數，(式 12)-(式 16)簡化模型可據以從事進一步分析與推論，(式 17)列出雙變量 ARCH-M 模型估計的出口方程式。

5. 匯率貶值及其風險效果分析

雙變量 ARCH-M 模型估計的出口方程式為：

$$\begin{aligned}
 \Delta x_t = & \quad 3.66 & -0.91\Delta x_{t-1} & -0.57\Delta x_{t-2} & -0.27\Delta x_{t-3} & -0.16\Delta x_{t-4} \\
 & (3.92)^* & (-15.23)^* & (-7.02)^* & (3.41)^* & (-2.01)^* \\
 & -0.13\Delta x_{t-5} & -0.05\Delta x_{t-6} & -0.14\Delta x_{t-7} & -0.18\Delta x_{t-8} & +0.14\Delta y_{t-2} \\
 & (-1.63)^{**} & (-0.61) & (-1.71)^{**} & (-2.70)^* & (2.05)^* \\
 & +0.47\Delta y_{t-3} & +0.61\Delta y_{t-4} & +0.41\Delta y_{t-5} & -0.49\Delta q_{t-2} & +0.6\Delta q_{t-7} \\
 & (1.93)^{**} & (2.21)^* & (1.80)^{**} & (-1.75)^{**} & (2.03)^* \\
 & +0.60\Delta q_{t-8} & 0.71h_{t-1} & & & \\
 & (2.04)^* & (-2.16)^* & & &
 \end{aligned}$$

(式 17)

(式 17) 小括號內為 t 值。國外所得增加出口收益，且存在顯著的落遲效果，與王凱立 (2000)、Arize et al. (2000)、Fang and Lai (2003) 等在不同樣本期間的台灣研究結果一致。其他情況不變，若忽略截距項，則出口收益 2 個月落遲的國外所得彈性為 $\% \Delta x_t / \% \Delta y_t = \Delta x_t / \Delta y_t = 0.41$ ，3、4、5 個月的落遲彈性分別為

0.47、0.61 與 0.41，顯著的國外所得彈性，反映台灣為小型開放經濟體系的特性。

我們進一步利用(式 17)外生變數的特徵從事數量分析⁶。出口加權國外所得變動(Δy_t)百分比平均值為 0.23%，隱含 5 個月後的平均累積效果為；樣本期間，國外所得變動百分比極大值為 7.84%，出口貿易可能躍升 14.90%，國外所得最大月跌幅為-11.30%，則對出口貿易造成-21.47%的衝擊，國外經濟不景氣明顯減少台灣出口收益，可能引起國內經濟的不景氣；國外所得標準差為 2.47%，因此多數觀察值介於 2.70%至-2.24%之間，對出口收益的影響則在 5.13%到-4.26%之間；國外所得的平均效果不大，但卻對出口收益帶來不小的干擾。

匯率貶值在 2 個月後降低出口收益，在第 7 及第 8 個月後，才顯現增加出口收益的正面效果，與傳統理論預期及多數實證結果相同，例如，Bahmani-Oskooee and Kara (2003)發現 5 個工業化國家匯率貶值改善出口貿易，且由於 J-曲線效果，估計係數出現或正、或負不規則調整，但不同於王凱立(2000)發現台灣僅存在較弱的匯率貶值提振出口的證據。若國外所得與匯率風險不變，第 2、7、8 個月落遲匯率貶值彈性分別為-0.49, 0.61, 0.60，與國外所得彈性相近；累積的彈性效果為 0.72，隱含匯率貶值 1%僅促使出口收益增加 0.72%；若價格不變，匯率貶值增加以本國貨幣表示的出口貿易收益，但減少以外國貨幣表示的出口收益。

匯率貶值平均值為 0.07% (參閱表 3)，(式17)的匯率估計係數隱含平均月衝擊為 $0.07\% \times 0.72 = 0.05\%$ ，雖然高狹峰變數有較長尾端，但匯率貶值效果幾乎無足輕重。最大及最小的 Δq_t 引發的月衝擊，從 $7.4\% \times 0.72 = 5.34\%$ 到 $-6.0\% \times 0.72 = -4.33\%$ ；1.57%的標準差建議匯率貶值多落在 1.62%到-1.52%之間，因此匯率貶值對出

⁶ 樣本期間，我們編製的出口加權國外所得， Δy_t ，共 277 個觀察值，其平均值為 0.23，標準差為 2.47，極大值為 7.84，極小值為-11.30。

口的影響在 1.17%到-1.09%之間；雖然貶值增加出口收益，但其效果委實不大，很難給予積極的評價。

匯率風險係數在 5%水準下顯著，為出口方程式不可缺少的解釋變數，落遲 1 期效果為-0.71，匯率風險造成預期出口利潤的不確定性，風險規避的出口廠商減少出口，此一結果與Arize et al. (2000)、Fang and Lai (2003)相同，然則王凱立(2000)發現出口與匯率風險並無顯著的關係，其中Fang and Lai使用的美元匯率與王凱立的 5 國實質有效率匯率，不同於本文 13 國的出口加權實質有效匯率⁷。Frey (2002)認為匯率風險估計係數的顯著性可能受到匯率條件變異數平均值的影響，英國與美國的平均值較高(分別為 5.11 與 4.24)，出現顯著負的匯率風險效果，法國與德國較低(分別為 1.51 與 0.71)，則沒有顯著的效果，本文雙變量ARCH-M模型估計的匯率條件變異數平均值為 2.46，出現負的匯率風險效果。若與國外所得及匯率貶值的 5 期與 8 期落遲比較，匯率風險僅存在 1 期落遲效果，台灣出口廠商似乎能夠相當快速地調整匯率風險的衝擊。

我們進一步分析匯率風險影響出口收益的規模。雙變量 ARCH-M 模型匯率風險 $h_{q,t}$ 的平均值為 2.46，其他情況不變，匯率風險對出口收益的平均衝擊，一個月後為 $2.46 \times (-0.71) = -1.75\%$ ，樣本期間，匯率風險的最大、最小估計值分別為 17.08、1.69，隱含 -12.13、-1.20 的月衝擊， $h_{q,t}$ 的標準差為 1.52，多數匯率風險觀察值在 3.98 與 0.94 之間，因此，月平均衝擊效果在-2.83%至-0.67%之間。

表 7 列出國外所得、匯率及其風險三個變數衝擊出口收益的效果。就月平均衝擊效果來說，正的國外所得效果小於負的匯率風險效果，匯率增加出口收益，但效果微不足道；不論是正、負一個標準差的平均效果波動區間，或是極大、極小值區間，相較於匯率及

⁷ 王凱立(2000)選取美國、日本、德國、加拿大與英國編製台灣出口加權實質匯率，忽略香港及中國大陸的角色，附表 1 中，美國等 5 國占台灣總出口貿易的 32.21%，本文包括香港及中國大陸等 13 國則占 80.92%。

其風險，國外所得都呈現最大的衝擊效果，台灣為小型開放經濟體，與台灣關係密切的出口貿易國的所得變動為造成台灣出口收益波動最重要因素，王凱立(2000)亦認為國外經濟景氣強弱對台灣實質出口的影響大於匯率貶值及其風險；匯率風險衝擊出口平均收益及造成收益波動的負面效果明顯大於匯率貶值刺激出口的正面效果，就出口貿易的觀點，安定外匯市場應比匯率貶值政策更為重要。

表 7 出口收益衝擊效果

單位：百分比

	國外所得	匯率	匯率風險
平均效果	0.44	0.05	-1.75
平均效果區間	(5.13,-4.26)	(1.17,-1.09)	(-2.83,-0.67)
極值區間	(14.90,-21.47)	(5.34,-4.33)	(-12.13,-1.20)

平均效果區間為平均效果加、減一個標準差區間；極值區間為極大、極小值效果區間。

為評估匯率及其風險的淨效果，本文設計一個實驗，模擬出口收益的時間趨勢。我們使用出口收益的原始資料及(式 17)的估計係數、忽略(式 17)的匯率及其風險變數，建立本文出口收益的基本模型，圖 1 為實際出口與基本模型模擬出口時間趨勢圖，兩者差額(difference)平均值為-0.01，至落遲 6 期，Ljung-Box Q統計值為 2.69，ARCH LM檢定統計值為 2.86，具有有限的平均值與變異數，在 5%顯著水準下，差額為一獨立且相同分配的白噪音過程，因此，匯率貶值及其風險僅為出口收益基本模型的干擾噪音⁸；Fang and Thompson (2004)在不同的樣本期間，使用不同的匯率定義與模

⁸ Engle and Granger及Gregory and Hansen ADF檢定拒絕出口、國外所得、匯率 3 變數的共整合關係(參閱表 2)；若我們利用表 5 ARCH(1)模型估計的隨時間變動匯率風險，檢定出口、國外所得、匯率及匯率風險 4 變數的共整合關係，Engle and Granger ADF檢定 t 值($=-2.62$)，在 5%顯著水準下，無法拒絕出口等 4 個變數線性組合為非定性的虛無假設，亦不存在共整合長期均衡關係。

型，亦發現匯率不是刺激台灣出口的有效工具，此一結果也呼應到黃柏農(1993)發現匯率變動無法解釋中美與中日間的貿易關係，及王凱立(2000)發現匯率及其風險皆非顯著影響總出口的解釋變數。

最後，本文實證研究引發的一個有趣觀察是出口與匯率相關係數是否為決定匯率貶值（升值）效果顯著與否的先決條件。樣本期間，根據表 3 原始資料計算的匯率貶值與出口變動的相關係數為 0.06，很是接近表 6 ARCH-M 模型估計的-0.04，我們在匯率貶值及其風險觀點上，發現匯率變動僅是出口收益的干擾項，匯率貶值不具刺激出口的實質效果；Wilson and Tat (2001)的研究報告 1970-1996 年間，新加坡匯率與出口貿易的相關係數為 0.13，Abeyasinghe and Yeok (1998)發現新加坡匯率升值沒有阻礙出口貿易的成長，而再出口(re-export)為匯率升值不影響出口的重要因素；雖然探討問題的觀點不同，但是兩國偏低的匯率與出口相關係數，其與匯率貶值出口效果的關聯性為何？則是個值得深究的主題，當然，更多的國際證據是回答此一問題的必要條件。

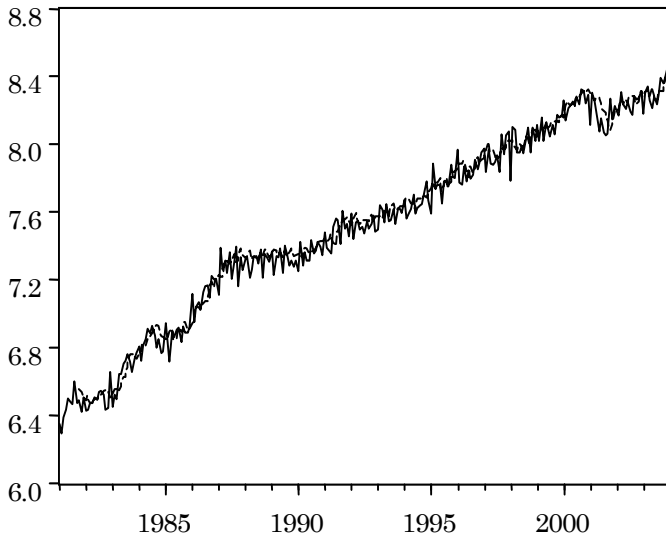


圖 1 出口收益：—實際---模擬

6. 結論與建議

傳統經濟學主張匯率是影響一國出口貿易的重要因素，匯率貶值增加出口；然則，始自 1970 年代初期，固定匯率體系崩潰，匯率貶值波動引發的不確定風險可能降低出口貿易。台灣 1978 年放棄固定匯率，1979 年開放外匯市場運作，本文使用雙變量 GARCH-M 模型，估計及數量分析 1981 至 2004 年間，出口加權實質有效匯率及其風險的出口效果，並評估匯率貶值淨效果，據以提出政策建議。

實證結果分析發現，與台灣出口貿易關係密切的國外所得顯著正向影響出口收益。台灣為對外貿易依存度很高的小型開放經濟社會，出口反應國外所得的變化，雖然國外所得影響台灣出口的平均效果不大，但是國外所得為干擾出口收益的最重要因素，出口廠商當重視通貨存貨管理。

匯率貶值增加以本國貨幣表示的出口收益，然則貶值不具出口彈性，可能減少以外國貨幣表示的出口收益，同時匯率貶值刺激出口的效果很小，似乎不宜當作政策指標。匯率風險為出口方程式不可或缺的重要解釋變數，若實質國外所得及實質有效匯率不變，隨時間變動匯率風險，顯著負面影響出口收益，然則出口廠商隨後即能快速調整，消彌風險衝擊。負的風險效果建議出口貿易政策應審慎評估外匯市場的角色，一則匯率貶值本身效果有限，另則貶值引發的匯率不確定性風險衝擊明顯大於匯率貶值效應，忽略負的匯率風險效果，至少將高估正的匯率貶值效果。進一步分析本文估計的出口模型，發現匯率及其風險的總合淨效果很小，僅是基本出口收益的噪音，匯率似乎不是刺激出口的有效工具。

就總體經濟政策而論，貿易政策應該公式化、明確說明穩定的物價水準與可資預測的匯率目標。穩健的貨幣供給成長、競爭的外匯市場、與開放的國際投資環境等將提升通貨的可信度、降低匯率

風險、及增加出口。

本文使用總合(aggregate)資料，發現匯率貶值只是台灣總出口收益的干擾噪音，實質效果有限。匯率在美國、日本等台灣重要出口國的雙邊貿易上，是否扮演相同的角色？或是在台灣傳統的農產品或當前主要出口的電子產業中，權量又是如何？都是值得深入探討的主題。台灣為對外貿易依存度很高的小型開放經濟體，出口明顯影響長期經濟成長與短期經濟波動，更多的研究，更能清楚瞭解匯率對出口的影響，進而判斷匯率的角色及選擇更為正確的貿易策略。

附錄

本文依據附表 1 所列 2003 年台灣 13 個主要出口貿易國，編製 1981 年 1 月至 2004 年 2 月的出口加權實質有效匯率指數，台灣出口至香港、美國、中國大陸、日本等 13 個國家的出口值占台灣總出口的 80%，應具代表性。

編製出口加權實質有效匯率指數，包括下列 4 個執行步驟：

1. 轉換名目匯率為實質匯率

$$RX_j^t = \frac{CPI_j^t \cdot E_j^t}{CPI_i^t} \quad (A1)$$

RX_j^t 為 t 期以本國貨幣（此即台幣）表示的一單位第 j 個外國貨幣價格的實質匯率； E_j^t 為以本國貨幣表示外國貨幣 j 的名目匯率； CPI_j^t 與 CPI_i^t 分別為 t 期第 j 個貿易國與本國（台灣）的消費者物價指數；消費者物價指數基期為 2001 年。

2. 轉換實質匯率為匯率指數

$$IRX_j^t = \frac{RX_j^t}{RX_j^{2001}} \cdot 100 \quad (A2)$$

IRX_j^t 為 t 期第 j 國的實質匯率指數。我們分別以第 j 國 2001 年的實質匯率 RX_j^{2001} 為基期，計算主要貿易國的實質匯率指數。

3. 計算出口加權權量

$$W_j^t = \frac{X_j^t}{X^t} \quad j = 1, 2, 3, \dots, 13 \quad \sum_{j=1}^{13} W_j^t = 1 \quad (A3)$$

W_j^t 為 t 期我國與第 j 國的出口貿易權數，其和為 1； X_j^t 為 t 期我國與第 j 國的出口值； X^t 則為 t 期我國與 13 個主要貿易國出口總值。

4. 計算出口加權實質有效匯率指數

$$q_t = \sum_{j=1}^{13} W_j^t \cdot IRX_j^t \quad (A4)$$

q_t 為第 t 期出口加權實質有效匯率指數，為各國出口貿易權量 W_j^t 乘上實質匯率指數 IRX_j^t 的加總。

變數資料來源包括：IMF 的國際金融統計及國際金融市場統計資料庫，DRI 的亞洲總體經濟統計資料庫，INTLINE 國際經濟統計資料庫，及國內的 AREMOS 資料庫。樣本期間選擇以資料為依歸。近年來，香港與中國大陸占台灣出口貿易比重顯著，為不可忽略的出口貿易國，附表 2 列出 1992-2003 年台灣出口至香港與中國大陸的貿易值及其占總出口的百分比。因為香港缺乏工業生產指數月資料，我們以 DRI 1981 年 1 月始有的香港零售銷售量指數（Retail Sales Vol Index）月資料為所得代理變數；中國大陸在 1991 年 11 月以前亦缺乏工業生產指數資料，因此，1991 年 11 月以前的出口加權國外所得為未包括中國大陸的 12 國，1991 年 12 月以後，則為包括中國大陸的 13 國；附表 2 顯示 1990 年代開始，中國大陸始逐漸增加台灣出口比重，因此，本文編製的出口加權國外所得，雖然受限於資料，在 1991 年 12 月以後，方考慮中國大陸，但正足以反應事實。另外，德國、荷蘭與義大利三個歐洲國家為歐洲經濟暨貨幣聯盟（European Economic and Monetary Union, EUM）的創始國，自 1999 年 1 月 1 日起實施歐元（euro）單一貨幣。我們根據公布的歐元與各會員國貨幣的固定兌換比例，計算 1999 年 1 月至 2004 年 2 月間，台灣與德國、荷蘭及義大利貨幣的匯率，建立完整的資料，計算實質有效匯率。

附表 1 2003 年台灣出口貿易統計

單位：百萬新台幣

國別	出口值	百分比
香港	974,527	19.68%
美國	891,399	18.00%
中國大陸	734,469	14.83%
日本	409,393	8.27%
新加坡	171,111	3.46%
韓國	157,169	3.17%
德國	144,512	2.92%
荷蘭	141,544	2.86%
馬來西亞	104,643	2.11%
英國	99,082	2.00%
菲律賓	79,016	1.60%
加拿大	50,531	1.02%
義大利	50,178	1.01%
小計	4,007,574	80.92%
其他國家	944,901	19.08%
總值	4,952,475	100.00%

資料來源：教育部 AREMOS 資料庫

附表 2 台灣對香港與中國大陸出口貿易統計

單位：百萬新台幣

年	香 港		中國大陸	
	出口值	百分比	出口值	百分比
1992	387,519	18.92%	26	0.001%
1993	485,870	21.70%	424	0.02%
1994	561,311	22.85%	3,489	0.14%
1995	689,122	23.36%	10,015	0.34%
1996	734,004	23.11%	17,077	0.54%
1997	820,223	23.59%	17,984	0.52%
1998	828,652	22.44%	27,847	0.75%
1999	838,132	21.39%	81,628	2.08%
2000	975,186	21.12%	131,331	2.84%
2001	908,811	21.96%	160,175	3.87%
2002	1,064,569	23.62%	342,976	7.61%
2003	974,527	19.68%	734,469	14.83%

資料來源：教育部 AREMOS 資料庫

參考文獻

- 王凱立(2000),「匯率波動風險對台灣出口之影響：一般化多變量 GARCH-M模型之應用」, 台灣經濟學會年會論文集, 277-315。
- 黃柏農(1993),「貿易收支與匯率及總體變數間之因果關係探討—台灣與美日兩國間的實證分析」, 台灣經濟學會年會論文集, 211-228。
- 蕭文宗、陳乙銘(1998),「匯率及其波動對我國出口產業的影響」, 台灣銀行季刊, 49:2, 47-66。
- Abeyasinghe, T., and T. L. Yeok (1998), “Exchange Rate Appreciation and Export Competitiveness. The Case of Singapore,” *Applied Economics*, 30, 51-55.
- Arize, A. C. (1995), “The Effects of Exchange-Rate Volatility on U.S. Exports: An Empirical Investigation,” *Southern Economic Journal*, 62:1, 34-43.
- Arize, A. C. (1996a), “Real Exchange-Rate Volatility and Trade Flows: The Experience of Eight European Economies,” *International Review of Economics and Finance*, 5:2, 187-205.
- Arize, A. C. (1996b), “The Impact of Exchange-Rate Uncertainty on Export Growth: Evidence from Korean Data,” *International Economic Journal*, 10:3, 49-60.
- Arize, A. C. (1997), “Foreign Trade and Exchange-Rate Risk in the G-7 Countries: Cointegration and Error-Correction Models,” *Review of Financial Economics*, 6:1, 95-112.
- Arize, A. C., T. Osang and D. J. Slottje (2000), “Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence From Thirteen LDC’s,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 18,

10-17.

- Arize, A. C., J. Malindretos and K. M. Kasibhatla (2003), "Does Exchange Rate Volatility Depress Export Flow: the Case of LDCs" *International Advances in Economics Research*, 9:1, 7-19.
- Asseery, A. and D. A. Peel (1991), "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates," *Economics Letters*, 37, 173-177.
- Bahmani-Oskooee, M. and O. Kara, (2003), "Relative Responsiveness of Trade Flows to a Change in Prices and Exchange Rate," *International Review of Applied Economics*, 17:3, 293-308.
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, 653-665.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T. (1990), "Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Bollerslev, T., R. J. Chou and K. F. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Bollerslev, T., R. Engle, and J. Wooldridge (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariance," *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
- Broll, U. and B. Eckwert (1999), "Exchange Rate Volatility and International Trade," *Southern Economic Journal*, 66:1,

178-185.

- Chowdhury, A. R. (1993), "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence From Error-Correction Models," *The Review of Economics and Statistics*, 75:4, 700-706.
- Chu, C. S. (1995), "Detecting Parameter Shift in GARCH Models," *Economic Reviews*, 14:2, 241-266.
- Darrat, A. F., M. K. Hsu and M. Zhong (2000), "Testing Export Exogeneity in Taiwan: Further Evidence," *Applied Economics Letter*, 7, 563-567.
- De Grauwe, P. (1988), "Exchange Rate Variability and The Slowdown in Growth of International Trade," *IMF Staff Papers*, 35, 63-84.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50:4, 987-1007.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Presentation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Engle, R. F. and K. F. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, 11, 122-50.
- Ethier, W. (1973), "International Trade and the Forward Exchange market," *American Economic Review*, 63, 494-503.
- Fang, W. S. and Y. Lai (2003), "The Dynamic Effect of Exchange Rate Risk on Exports," *Pan Pacific Management*

- Review*, 6, 85-99.
- Fang, W. S. and H. Thompson (2004), "Exchange Rate Risk and Export Revenue in Taiwan," *Pacific Economic Review*, 9:2, 117-129.
- Franke, G.. (1991), "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy," *Journal of International Money and Finance*, 10, 292-307.
- Frey, R. (2002), "Exchange Rate Volatility and International Trade — Some GARCH Estimations Stress the Importance of Trade Diversification," working paper.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen (1996), "Residual-Based Test for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Gregory, A. W., J. M. Nason and D. Watt. (1994), "Testing for Structure Breaks in Cointegrated Relationships," *Journal of Econometrics*, 71:1, 321-341.
- Hendry, D. (1985), "Econometric Methodology," *paper presented to the Econometric Society Fifth World Congress, MIT*.
- Hodrick, R. J. and S. Srivastava (1984), "An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange," *Journal of International Money and Finance*, 3, 5-29.
- Hosking, J. R. M. (1980), "The Multivariate Portmanteau Statistic," *Journal of the American Statistical Association*, 75, 602-608.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Junz, H. and R. R. Rhomberg (1973), "Price Competitiveness in Export Trade Among Industrial Countries," *American*

- Economic Review, Papers and Proceedings*, 63, 412-418.
- Kroner, K. F. and W. D. Lastrapes (1993), "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH in Mean Model," *Journal of International Money and Finance*, 12, 298-318.
- Lee, T. H. (1994), "Spread and Volatility in Spot and Forward Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, 13, 375-383.
- Lee, J. (1999), "The Effect of Exchange Rate Volatility on Trade in Durables," *Review of International Economics*, 7:2, 189-201.
- McKenzie, M. D. and R. D. Brooks (1997), "The Impact of Exchange Rate Volatility on German-U.S. Trade Flow," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, 73-87.
- Perron, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variable," *Journal of Econometrics*, 80, 355-385
- Perron, P. and T. J. Vogelsang (1992), "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Pozo, S. (1992), "Conditional Exchange-Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the Early 1990s," *The Review of Economics and Statistics*, 325-329.
- Rose, A. K. (1990), "Exchange Rates and the Trade Balance,"

Economics Letters, 34, 271-275.

Rose, A. K. and J. L. Yellon (1989), "Is There a J-Curve?,"

Journal of Monetary Economics, 24, 53-68.

Tsay, R. S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons, Inc, USA.

Weliwita A., E. M. Ekanayake and H. Tsujii (1999), "Real Exchange Rate Volatility and Sri Lanka's Exports to the Developed Countries, 1978-96," *Journal of Economic Development*, 24, 147-165.

Wilson, J. F. and W. E. Takacs (1979), "Differential Responses to Price and Exchange Rate Influences in the Foreign Trade of Selected Industrial countries," *Review of Economics and Statistics*, 61:2, 267-279.

Wilson, P., and K. C. Tat (2001), "Exchange Rates and the Trade Balance: The case of Singapore 1970 to 1996," *Journal of Asian Economics*, 12, 47-63.

Exchange Rate Depreciation, Risk and Exports

Wen-Shwo Fang

Department of Economics, Feng Chia University;

*Department of Finance, The Overseas Chinese Institute of
Technology*

Tsang-Yao Chang

Graduate Institute of Business, Feng Chia University

Chih-Chuan Yeh

Department of Finance, The Overseas Chinese Institute of Technology

Received 2 December 2003; revised 21 September 2004; accepted 31 March 2005

Abstract

The exchange rate affects exports in two ways: the depreciation effect and the risk effect. The net effect of exchange rate depreciation and its risk on exports in Taiwan between 1981 and 2004 is investigated in a bivariate GARCH-M model that simultaneously estimates time varying risk. Exchange rate depreciation is found to stimulate export revenue in domestic currency but the quantitative impact is small and any associated increase in exchange rate risk has a negative impact. Further evidence shows that the exchange rate and its risk only add noise to underlying export revenue fundamentals, suggesting that exchange rate depreciation has negligible net effect on exports. The exchange rate is not a viable tool of export policy.

Keywords: real effective exchange rate, exchange rate depreciation, exchange rate risk, export revenue, bivariate GARCH-M model

JEL classification: F14, F31