

匯率貶值與出口

Exchange Rate Depreciation and Exports

方文碩*

逢甲大學經濟學系及僑光技術學院管理研究所教授
台中市西屯區文華路 100 號
E-mail: wsfang@fcu.edu.tw
TEL: 04-24517250-4452
FAX: 04-24518737

張倉耀

逢甲大學商學博士班

朱曉萍

嶺東技術學院商業文書科

第五屆實證經濟學論文研討會

2004 年 6 月 12、13 日，逢甲大學，台中

*通訊作者。

匯率貶值與出口

摘要

關鍵字：實質有效匯率、匯率風險、出口收益、雙變量 GARCH-M 模型

本文建立雙變量 GARCH-M 模型，使用 1979 至 2001 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貿易的影響，並據以評估匯率貶值刺激出口的效果。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，則負面衝擊出口貿易收益，並造成出口貿易的波動，匯率及其風險的總合淨效果很小，僅是基本出口的干擾噪音，匯率不是增加出口貿易的有效工具。

Exchange Rate Depreciation and Exports

Abstract

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

The net effect of exchange rate depreciation and its risk on exports in Taiwan between 1979 and 2001 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 trade policy.

匯率貶值與出口

壹、前言

台灣為一小型開放經濟社會，存在高的貿易依存度，1970 至 1999 年間的出口占 GDP 比重的年平均值為 43%，出口在台灣經濟發展過程中扮演重要角色。傳統觀點認為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；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。匯率貶值固然可能增加出口，但若匯率貶值波動風險減少出口，其總合淨效果為何，值得關注。本文實證探討匯率貶值及其風險對出口的影響，評估匯率貶值淨效果，並據以提出政策建議。

探討匯率及其他總體經濟活動影響出口貿易的實證文獻很多，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，皆發現匯率貶值刺激已開發國家出口；然則 Athukorala(1991)，Athukorala and Menon(1994) 與 Abeyasinghe and Yeok(1998) 也發現匯率升值不一定阻礙亞洲國家出口的證據。

另一方面，固定匯率制度崩潰，匯率波動成為常態，其衍生的匯率不確定風險對出口貿易的影響，引起廣泛的討論，探討匯率風險與出口貿易關係的理論與實證文獻明顯出現或正、或負不一致的結論。理論上，Ethier(1970) 認為風險規避(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，則匯率風險引發的出口利潤不確定性風險，降低出口；De Grauwe(1988)則認為出口廠商面對匯率風險，為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，認為匯率波動風險增加，提高出口選擇權的價值，進而增加出口。實證上，Pozo(1992)發現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 等國家的出口皆出現負的匯率風險效果；Weliwita et al.(1999)發現斯里蘭卡(Sri Lanka)對六個已開發國家的出口皆隨著風險增加而減少；Arize(1996b)與 Arize et al.(2000)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。

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)利用單變量 GARCH 模型設定，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，使用雙變量 GARCH-M 模型(Bollerslev et al., 1988；Bollersiev, 1990；Engle and Kroner, 1995)，估計台灣 1979 年至 2001 年，實質有效匯率及其風險對出口收益的影響。證據顯示，匯率貶值增加出口，但匯率波動風險則

顯著負面衝擊出口，兩者個別與總合淨效果皆不大，匯率似乎不是增加出口的有效工具。實證結果建議有關當局若採行外匯市場干預政策刺激出口，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。

本文模型目的及設定不同於存在的出口貿易實證文獻。(1) Athukorala and Menon(1994), Abeyasinghe and Yeok(1998), Bahmani-Oskooee and Kara(2003)等檢視匯率貶值對出口的影響，此一傳統觀點忽略匯率風險的干擾，可能高估匯率貶值效果；另一系列，例如 Fang and Lai(2003)的台灣研究等，則僅關注匯率風險對出口貿易的衝擊，本文主要貢獻及與存在文獻的差異為同時估計出口的匯率貶值及其波動風險效果，並據以數量分析兩者總合淨效果，探討匯率貶值增加出口的有效性。(2) Chowdhury(1993), Arize(1995, 1996a,b, 1997), Arize et al.(2000), Arize et al.(2003)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。(3) Hodrick and Srivastava(1984)指出匯率風險隨時間變動，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，本研究的雙變量 GARCH-M 模型聯立估計隨時間變動匯率風險及其對出口的影響。(4) 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，可能出現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,充分捕捉匯率及其風險的出口貿易效果。

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效果;第六節為結論與建議。

貳、出口與匯率及其風險實證模型

Rose(1990)使用非結構模型實證觀察匯率與進出口等貿易流量間的關係,在此一觀點上,我們設定實質出口(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:

$$x = f(y, q, h_q) \quad (1)$$

實質出口為以本國貨幣表示的實質出口收益;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家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,增加出口收益;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,其效果為一實證問題。

為了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:

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

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, \ln 代表自然對數。

匯率風險為隨時間變動的匯率波動 GARCH(1,1)過程(Bollerslev, 1986)¹：

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

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

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

其中 $h_{q,t}$ 為誤差項 $\varepsilon_{q,t}$ 在(t-1)期訊息集合 Ψ_{t-1} 下的條件變異數。匯率設定為 AR(P)過程，用以捕捉匯率的序列相依性，並保證 $\varepsilon_{q,t}$ 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；如果 $\beta_2 = 0$ ，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)-(5)單變量 GARCH 模型估計匯率風險， $\hat{h}_{q,t}$ ，再代入式(2)出口方程式，觀察風險效果，則為兩階段估計。本文採用較具效率的式(6)-(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：

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

$$\Delta l x_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \Delta l x_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_i \Delta l y_{t-i} + \sum_{i=0}^n c_i \Delta l q_{t-i} + \sum_{i=0}^n d_i h_{q,t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (6)$$

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

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

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

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

$$h_{xq,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{x,t-1} \varepsilon_{q,t-1} + \gamma_2 h_{xq,t-1} \quad (11)$$

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， $\varepsilon_{x,t}$ 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)。

式(6)-(11)GARCH 模型中，條件變異數及共變異數皆隨時間變動，共變異數矩陣每一元素受到單變量 GARCH 模型變數殘差值的影響，任一外生衝擊(例如 1997 年亞洲金融危機)增加匯率或出口的變異數，亦將增加他們的共變異數。式(6)條件出口平均值方程式加入 $h_{q,t-i}$ 為另一解釋變數，構成探討匯率風險衝擊出口貿易的雙變量 GARCH-M 模型，我們假設國外所得及匯率外生決定，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²。所有模型參數皆由最大概似的 BHHH 演算法 (Berndt, Hall, Hall and Hausman, 1974)估計。

²此一外生性假設為國際貿易相關實證文獻普遍採用的策略，例如，Kroner and Lastrapes(1993)。

參、資料與隨時間變動變異數

本文使用月資料，觀察匯率及其風險對出口的影響，據以評估匯率貶值效果。樣本期間自 1979 年 1 月至 2001 年 5 月，共 269 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的資料，我們根據 2001 年底台灣出口貿易相關統計資料，選取美國、日本、韓國、德國、馬來西亞、荷蘭、英國、法國、加拿大與義大利等 10 個主要出口貿易國，建立出口加權實質有效匯率， q_t ，

$$q_t = \sum_{j=1}^{10} W_j^t \cdot IRX_j^t$$

其中 IRX_j^t 為 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 10 個主要貿易國的出口總值，貿易權量和 $\sum_{j=1}^{10} W_j^t$ 為 1。國外所得為使用相同出口權量(此即 W_j^t)、10 個主要出口貿易國工業生產指數(IP)出口加權平均值。所有變數基期皆為 1995 年。資料來源包括 IMF 的國際金融統計(IFS)，OECD 主要經濟指標(MEI)及台灣 AREMOS 資料庫。

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 ADF(augmented Dickey and Fuller)單根(unit root)檢定結果，三個數列皆不存在時間趨勢，AIC 模型選取標準決定最小落遲期數，並保證 ADF 迴歸式不存在自我相關。在 5% 的顯著水準下，所有變數水準項無法拒絕非定性(nonstationary)的虛無

假設，但一次差分項，此即， $\Delta l x_t$ ， $\Delta l y_t$ 及 $\Delta l q_t$ ，則拒絕非定性虛無假設，三個變數皆為 I(1)一階整合數列，可以從事 GARCH 模型估計、檢定及推論³。

樣本期間，諸如 1997 年亞洲金融危機等外生衝擊，可能造成變數結構性改變，導致非定性的結論。結構性改變時間點當由資料本身、而非事前決定，Perron(1997)單根檢定先行內生決定結構性改變時間點，再檢定變數定性特徵，表 1 中的 Perron 單根檢定 t 統計值，在選定顯著的檢定迴歸式 AR 落遲項後，不論是檢定截距改變，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)，不能拒絕存在單根的虛無假說，三個變數即使出現結構性改變，亦不影響他們為 I(1)一階整合變數的結論。

表 1 單根檢定

	ADF		Perron	
	水準項	一次差分項	截距	截距與斜率
$l x_t$	-1.6566(14)	-3.4702(13)*	-3.9498(11)	-4.8400(12)
$l y_t$	0.1668(13)	-4.1576(12)*	-4.3583(12)	-4.3206(12)
$l q_t$	-1.6231(13)	-4.8412(12)*	-4.2025(12)	-4.4016(12)

括號中的數字為最適落遲期數，保證 ADF 迴歸式的殘差不存在自我相關，或為 Perron 單根檢定迴歸式中顯著的 AR 落遲項；*表示在 5%的水準下顯著。

為了設定適當的雙變量 GARCH-M 模型，我們需要進一步瞭解實質出口與實質有效匯率自然對數一次差分的基本統計量。表 2 中， $\Delta l q_t$ 的偏態係數趨近於零，但在 5%顯著水準下，拒絕 $\Delta l x_t$ 的對稱分配； $\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 的峰態統計值，顯著大於 3，二個數列皆呈高峽峰(leptokurtic)分配；Jarque-Bera 檢定亦拒絕出口與匯率為常態分配的假設。

³ Johansen 共整合檢定(Johansen, 1991)的 λ_{\max} 及 Trace 統計值，在 5%顯著水準下，皆不顯著，三個變數不存在共整合關係。

Ljung-Box Q(LB Q)統計量檢定變數自我相關，落遲期數(k)的選擇影響其檢定力，Tsay(2002)建議選取樣本數的自然對數值為落遲期數，具有較佳的檢定力。本文樣本數為 269，因此最適落遲期數為 $\ln(269)=5.59$ ，據此，本文自我相關檢定的落遲期數為 6。表 2 中的 Ljung-Box 統計值建議 $\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 存在高階自我相關； $\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 平方項的 Ljung-Box 統計值則建議出口與匯率可能存在異質變異數。

$\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 數列出現自我相關，其平方項的 LB Q 統計值偏向支持異質變異數，表 3 進一步以 Engle(1982)的 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。在考慮自我相關後， $\Delta l q_t$ 的 AR(9)及 $\Delta l x_t$ 的 AR(11)過程的 LM 統計值指出， $\Delta l q_t$ 存在高階異質變異數； $\Delta l x_t$ 僅在 10%顯著水準下，出現較弱的異質變異數證據。

表 2 出口與匯率基本統計量

	$\Delta l x_t$	$\Delta l q_t$
樣本	268	268
平均數	0.6045	-0.0183
標準差	8.7018	1.5473
極大值	37.3463	6.3571
極小值	-25.9363	-4.6615
偏態	0.4665*	0.0390
	(0.1496)	(0.1496)
峰態	4.9229*	4.1091*
	(0.2993)	(0.2993)
J-B N	51.0076*	13.8065*
LB Q(3)	95.001*	4.2121
LB Q(6)	95.468*	13.927*
LB Q ² (3)	34.151*	24.565*
LB Q ² (6)	35.349*	25.436*

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的自我相關檢定，k 代表落遲期數；*表示在 5%的水準下顯著。

表 3 ARCH LM 檢定

k	$\Delta l x_t$	$\Delta l q_t$
1	3.6298**	12.3190*
2	3.6274	12.8388*
3	3.8991	15.3642*
4	3.9503	16.8353*
5	3.8097	17.5003*
6	7.3103	17.0761*

LM(k) 統計值為一自由度為 k 的 χ^2 分配，其中 $k=1,2,3,..6$ ；*與**分別表示在 5%及 10%的水準下顯著。

表 4 利用 GARCH(1,1)模型認定 $\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 變異數的變動。兩個標準化殘差的 Ljung-Box Q 統計值，至落遲 6 期，皆不存在自我相關，建議 $\Delta l x_t$ 與 $\Delta l q_t$ 的 AR 過程為適當的設定，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 Q^2)，至落遲 6 期，亦皆不顯著，不再存在異質變異數。雖然兩個 GARCH(1,1)模型皆足夠捕捉異質變異數，然而， $\Delta l q_t$ 條件變異數的 AR 項估計參數， β_2 ，在 5%水準下，並不顯著； $\Delta l x_t$ 條件變異數的 AR 及 MA 項估計參數， β_2 與 β_1 ，皆不顯著。

表 4 亦報告 $\Delta l x_t$ 及 $\Delta l q_t$ 兩個較精簡的 ARCH(1)模型估計。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 $1 > \beta_1 = 0.25 > 0$ ，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， $\varepsilon_{q,t}$ 不存在自我相關及異質變異數。 $\Delta l x_t$ 不存在 ARCH 效果，此一結果並不意外，因為表 3 僅出現較弱的 ARCH 效果。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。最後，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

表 4 單變量 GARCH 模型的估計

	$\Delta l x_t$		$\Delta l q_t$	
	GARCH(1,1)	ARCH(1)	GARCH(1,1)	ARCH(1)
s_0	0.8985** (0.4766)	0.9709* (0.4934)	0.0535 (0.0976)	0.0758 (0.0994)
s_1	-0.7368* (0.0758)	-0.8351* (0.0741)	0.0528 (0.0768)	0.0716 (0.0769)
s_2	-0.5227* (0.0889)	-0.5186* (0.0831)	0.0018 (0.0778)	0.0022 (0.0715)
s_3	-0.1524 (0.0963)	-0.1590** (0.0939)	0.0526 (0.0709)	0.0810 (0.0566)
s_4	0.1017 (0.0894)	0.1062 (0.0882)	-0.0008 (0.0691)	0.0037 (0.0697)
s_5	0.2796* (0.0904)	0.2735* (0.0907)	0.1242** (0.0644)	0.1171** (0.0659)
s_6	0.2796* (0.0983)	0.2804* (0.0960)	0.1121* (0.0513)	0.1046** (0.0535)
s_7	0.2022* (0.0973)	0.2067* (0.0926)	-0.0053 (0.0564)	0.0074 (0.0547)
s_8	0.03610 (0.0995)	0.0356 (0.1000)	0.0803 (0.0684)	0.0921 (0.0689)
s_9	0.0121 (0.0887)	0.0094 (0.0888)	-0.1193* (0.0587)	-0.1050** (0.0616)
s_{10}	-0.1830* (0.0732)	-0.1822* (0.0755)		
β_0	13.9408 (10.1381)	33.1212* (3.4277)	1.0858* (0.3496)	1.6595* (0.1549)
β_1	0.1035 (0.0790)	0.0921 (0.0789)	0.2664* (0.1183)	0.2461* (0.1135)
β_2	0.5157 (0.3184)		0.2505 (0.1857)	
LB Q(3)	0.8125	0.6385	0.1018	0.0484
LB Q(6)	0.8925	0.6591	0.9224	0.9816
LB Q ² (3)	0.0673	0.3679	1.0998	4.3018
LB Q ² (6)	3.9506	4.6510	2.3015	5.0553
ADF(n)				-12.2605(0)*
LR(1)		1.1192		1.8068

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，k 為落遲期數；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 $\beta_2=0$ ；*與**分別表示在 5% 及 10% 的水準下顯著。

GARCH 或 ARCH 效果)。匯率貶值 ARCH(1)模型的變異數 $h_{q,t}$ 的平均值為 2.21，標準差為 0.98，變動區間則從 1.66 到 11.1。

肆、匯率及其風險雙變量 GARCH-M 模型估計

在估計匯率風險雙變量 GARCH-M 模型前，我們須先確定式(6)ADL 出口方程式的落遲期數。 $\Delta l x_t$ 存在自我相關(表 2)，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，但過多的落遲期數，則減少模型的自由度及估計效率。我們先利用式(3)-(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)，再利用 LR、AIC、SC 三個模型選取準則，決定 ADL 的最適形式⁴。表 5 列出落遲 6 期的 LR、AIC 及 SC 統計值。最小的 AIC 及 SC 值分別是落遲 4 期與 3 期，第一個顯著的 LR 統計值為落遲 5 期，我們考慮落遲 4 期與 3 期的模型，但在 3 期時，模型殘差仍存在自我相關，因此，我們選擇 4 期為出口方程式的最適落遲期數。

表 5 模型選取標準

K/k-1	LR	k	AIC	SC
6/5	10.4238*	6	6.5202	6.9016
5/4	8.2616	5	6.5046	6.8306
4/3	20.5646*	4	6.4810min	6.7519
3/2	35.2884*	3	6.5040	6.7201min
2/1	57.6106*	2	6.5821	6.7438
1/0	133.357*	1	6.7433	6.8507

LR 為概似比統計值；min 為 AIC 或 SC 的最小值；*表示在 5%的水準下顯著。

⁴另外，亦可採用式(6)-(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。

總之，表 1 至表 3 的定性、高狹峰分配、及異質變異數等統計特徵，表 4 的單變量 GARCH 模型估計，及表 5 的最適 ADL 落遲期數等建議本文設定式(12)-(16)雙變量 GARCH-M 模型，估計匯率及其風險對出口的影響：

$$\Delta l x_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i \Delta l x_{t-i} + \sum_{i=0}^4 b_i \Delta l y_{t-i} + \sum_{i=0}^4 c_i \Delta l q_{t-i} + \sum_{i=0}^4 d_i h_{q,t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad (12)$$

$$\Delta l q_t = s_0 + \sum_{i=1}^p s_i \Delta l q_{t-i} + \varepsilon_{q,t} \quad (13)$$

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

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

$$h_{xq,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{x,t-1} \varepsilon_{q,t-1} + \gamma_2 h_{xq,t-1} \quad (16)$$

此模型同時估計隨時間變動風險($h_{q,t-i}$)及其對出口的影響⁵。因為表 4 的出口變異數為常數，而匯率變異數為 ARCH 過程，因此雙變量 GARCH-M 模型簡化為雙變量 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、檢定去除不顯著變數的簡化模型有效性的 LR 統計值。

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 中，雖然 4 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's(1985)一般到簡化(general to simple)的模型精簡過程，我們去除一般化模型中 15 個不顯著的變數。精簡模型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、及精簡的模型。在此一簡化過程中，不顯著的概似比統計值 $LR(15)=18.5$ ，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、且為收斂($\beta_0 > 0$ 且 $1 > 0.23 = \beta_1 > 0$)；風險變數 $h_{q,t}$ 平均值為 2.24，標準差為 0.92，變動區間為 1.73 至 11.0，很是接近單變量 ARCH 效果的統計值。

診斷性檢定建議雙變量 ARCH-M 模型為適當的設定：出口方程式中的匯率風險係數，在 10% 水準下，顯著異於為零；概似比統計值 $LR(2)=9.06$ 聯合檢定 $h_{q,t-2}$ ， $h_{q,t-3}$ 的顯著性，在 5% 水準下，顯著拒絕 ARCH 匯率風險與出口相互獨立的假設， $h_{q,t-2}$ 與 $h_{q,t-3}$ 為出口方程式中不可或缺的解釋變數。Kroner and Lastrapes(1993)指出概似比(LR)檢定較 t 值更具檢定力。LM 統計值檢定自我相關及異質變異數， $\varepsilon_{x,t}$ 與 $\varepsilon_{q,t}$ 的 LM 統計值，至落遲 6 期，分別為 10.84 與 5.83，在 5% 水準下，無法拒絕 $\varepsilon_{x,t}$ 與 $\varepsilon_{q,t}$ 殘差項沒有自我相關的虛無假設，兩個數列皆為白噪音； $\varepsilon_{x,t}$ 與 $\varepsilon_{q,t}$ 標準化殘差平方項的 LM 統計值，至落遲 6 期，分別為 1.36 與 6.05，建議模型不存在異質變異數。

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	1.9966	2.5410	1.1676	1.3661
a_1	-0.8719*	0.0611	-0.9092*	0.0609
a_2	-0.5976*	0.0844	-0.6039*	0.0830
a_3	-0.2933*	0.0928	-0.3325*	0.0984
a_4	-0.0755	0.0712	-0.0975	0.0673
b_0	2.2643*	0.5954	1.9394*	0.5586
b_1	0.2221	0.7163		
b_2	2.0350*	0.6365	2.3582*	0.6248
b_3	-1.0865**	0.5905		
b_4	0.7998	0.6477		
c_0	0.3358	0.4512		
c_1	0.4947**	0.2753	0.5012*	0.2547
c_2	0.2151	0.2780		
c_3	0.2852	0.2781		
c_4	0.3605	0.2533		
d_0	-0.0905	0.6548		
d_1	0.3452	0.7110		
d_2	-2.0988	1.4848	-1.3003**	0.7747
d_3	2.2158	1.5098	1.2285**	0.7034
d_4	-0.8400	0.8413		
s_0	0.0698	0.0991	0.0598	0.0960
s_1	0.0647	0.0638		
s_2	0.0333	0.0716		
s_3	0.1011	0.0633	0.0978**	0.0565
s_4	0.1106**	0.0623		
s_5	0.1090**	0.0630		
s_6	0.1051*	0.0482	0.1051**	0.0539
s_7	-0.0277	0.0571		
s_8	0.1492*	0.0671	0.1288**	0.0693
s_9	-0.1722*	0.0571	-0.1101*	0.0561
α_0	34.0171*	3.2936	33.9229*	2.8489
β_0	1.833*	0.1889	1.7320*	0.1481
β_1	0.1870**	0.1106	0.2269*	0.1037
γ_0	-1.9652	1.4773	-0.7006	0.9287
γ_1	-0.2169*	0.0642	-0.0681	0.0970
γ_2	-0.1763	0.2247	-0.3333	0.8563
LR(15)			18.5512	
LR(2)			9.061*	

LR(15)為檢定一般到簡化模型的概似比統計值；LR(2)聯合檢定匯率風險變數的顯著性；*與** 分別表示在 5%及 10%的水準下顯著。

伍、匯率及其風險效果分析

雙變量 ARCH-M 模型估計的出口方程式為：

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & 1.17 & -0.91\Delta x_{t-1} & -0.60\Delta x_{t-2} & -0.33\Delta x_{t-3} & -0.10\Delta x_{t-4} \\ & (0.08) & (-14.9)^* & (-7.28)^* & (-3.38)^* & (-1.45) \\ & +1.94\Delta y_t & +2.36\Delta y_{t-2} & +0.50\Delta q_{t-1} & -1.30h_{t-2} & +1.23h_{t-3} \\ & (3.47)^* & (37.7)^* & (1.97)^* & (-1.68)^{**} & (1.75)^{**} \end{aligned} \quad (17)$$

式中小括號內為 t 值。國外所得增加出口收益，此一特徵與已開發國家相同。其他變數不變，出口收益的當期國外所得彈性為 $\% \Delta x_t / \% \Delta y_t = \Delta x_t / \Delta y_t = 1.94$ ，二個月的落遲彈性(= 2.36)更較當期為大，累積的國外所得彈性為 4.30，反映台灣為小型開放經濟體系的特性；另外，台灣出口當期即能快速調整、反應國外所得的變化，與 Arize(1996a, 1997)發現 G7 及 8 個歐洲國家的出口立即增加的證據相一致。

我們進一步利用(17)式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 0.20%，隱含二個月後的平均累積效果為 $4.30 \times 0.2\% = 0.86\%$ ；樣本期間，國外所得變動百分比極大值為 1.82%，出口貿易可能躍升 7.8%，國外所得最大月跌幅為-2.31%，則對出口貿易造成-9.9%的衝擊，國外經濟不景氣明顯減少台灣出口收益，及可能引起國內經濟的不景氣；國外所得標準差為 0.67%，因此多數觀察值介於 0.87%至-0.47%之間，對出口收益的影響則在 3.7%到-2.0%之間；國外所得的平均效果不大，

⁶樣本期間，我們編製的出口加權國外所得， Δy_t ，共 269 個觀察值，其平均值為 0.20，標準差為 0.67，極大值為 1.82，極小值為-2.31。

但卻對出口貿易收益帶來不少的干擾。

匯率貶值在一個月後增加出口貿易，面對匯率變動，台灣出口調整速度相對較快，例如，Weliwita et al.(1999)發現斯里蘭卡至少需要 8 個月時間，才顯現匯率貶值的正面效果。若國外所得與匯率風險不變，較小的匯率貶值彈性顯示匯率貶值 1% 僅促使出口收益增加 0.5%；若價格不變，名目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-0.018%(參閱表 2)，式(17)的匯率估計係數隱含平均月衝擊為 $-0.018\% \times 0.5 = -0.009\%$ ，雖然高狹峰變數有較長尾巴，但匯率貶值效果幾乎無足輕重。最大及最小的 Δlq_t 引發的月衝擊，從 $6.36 \times 0.5 = 3.18\%$ 到 $-4.66 \times 0.5 = -2.33\%$ ；1.55 的標準差建議匯率貶值多落在 1.53 到-1.57 之間，因此匯率貶值對出口的影響在 0.77% 到-0.79% 之間，雖然貶值增加出口收益，但其效果委實很小，很難給予肯定的正面評價。台灣出口主要為電子產業產品，廠商規模多為中、小型，可以迅速反應匯率的衝擊。

概似比統計值 LR(2)建議落遲 2 期及 3 期的匯率風險在 5% 的水準下顯著，為出口方程式不可缺少的解釋變數，第二及第三個月的落遲效果分別為-1.30 及 1.23。台灣出口貿易合約多以美元等外幣表示，匯率風險造成預測出口報酬及費用的困擾，風險規避的出口廠商減少出口；另外，負的匯率風險效果亦顯示台灣金融市場避險工具不足，無法完全含蓋風險損失。Frey(2002)發現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 2.24，分別出現負與正的風險效果，相互抵消後，其總合淨效果為-0.07。

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 2.24，其他情況不變，匯率風險對出口收益的平均衝擊，二個月後為 $2.24 \times (-1.30) = -2.91\%$ ，三個月後為 $2.24 \times 1.23 = 2.76\%$ ，雖然兩個個別效果還不算小，但加總的效果僅有-0.15%。樣本期間，匯率風險的最大估計值為 11.0，隱含-14.3%與 13.5%兩個很大的月衝擊，其加總衝擊效果則僅剩下 0.9%。 $h_{q,t}$ 的標準差為 0.92，多數匯率風險觀察值在 3.16 與 1.32 之間，因此，兩個月後效果將在-4.11%至-1.72%之間，而三個月後的效果則在 3.89%至 1.62%之間；雖然匯率風險暫時性(transitory)效果很大，然則出口廠商似乎能夠相當快速且完全地調整匯率風險的衝擊。

我們再設計一個實驗(experiment)，模擬出口收益的時間趨勢，以評估匯率及其風險的淨效果。我們使用出口收益的原始資料及(17)式的估計係數、忽略(17)式的匯率及其風險變數，建立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)為白噪音，其平均值為-0.001，至落遲 6 期，Ljung-Box Q 統計值為 10.5，ARCH LM 檢定統計值為 8.5，在 5%顯著水準下，其差額為一獨立且相同分配的數列，具有有限的平均值與變異數，匯率及其風險僅為出口收益基本模型的噪音。

樣本期間，匯率與出口年變動率的相關係數為 0.019，此一偏低的係數正值提供另

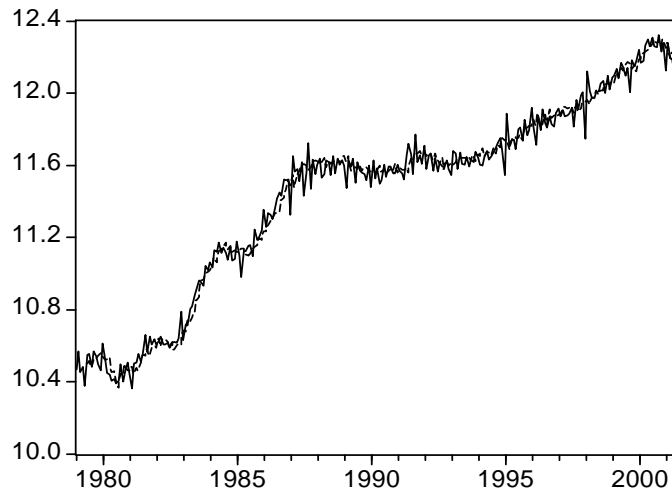


圖 1 出口收益：—實際---模擬

一證據說明匯率貶值與出口間不為顯著的關係。Wilson and Tat(2001)估計 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顯著阻礙出口貿易的成長，新加坡與台灣的實證特徵很是一致。Abeyasinghe and Yeok(1998)認為再出口(re-export)為新加坡匯率升值不影響出口的重要因素，本文則在匯率風險觀點上，結論匯率貶值僅為台灣出口貿易的干擾噪音，不具實質效果。

陸、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 1979 至 2001 年間，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，出口快速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，但是較高的國外所得彈性，隱含國外所得波動對出口貿易收益帶來不算小的干擾，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，遞增的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夠快速調整出口，彌補差額。負的風險效果建議貿易政策決定者應審慎評估外匯市場干預政策，匯率貶值本身效果有限，而貶值引發的匯率不確定性風險卻降低出口貿易活動，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貿易的有效工具。

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、日本等台灣主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。

參考文獻

1. Abeyasinghe, T., and Yeok T. L. 1998, "Exchange Rate Appreciation and Export Competitiveness. The Case of Singapore," *Applied Economics*, 30, 51-55.
2. Arize, A. C. 1995, "The Effects of Exchange-Rate Volatility on U.S. Exports: An Empirical Investigation," *Southern Economic Journal*, 62(1), 34-43.
3. 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.
4. Arize, A. C. 1996b, "The Impact of Exchange-Rate Uncertainty on Export Growth: Evidence from Korean Data," *International Economic Journal*, 10(3), 49-60.
5. 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.
6. Arize, A. C, Osang, T. and Slottje, D. J. 2000, "Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence From Thirteen LDC's," *Journal of Business and Economic Statistics*, 18, 10-17.

7. Arize, A. C. Malindretos, J. and Kasibhatla, K. M. 2003, "Does Exchange Rate Volatility Depress Export Flow: the Case of LDCs" *International Advances in Economics Research*, 9, 1, 7-19.
8. Asseery, A. and Peel, D. A. 1991, "The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: Some New Estimates," *Economics Letters*, 37, 173-177.
9. Athukorala, P. 1991, "Exchange Rate Pass-Through: the Case of Korean Exports of Manufactures," *Economic Letters*, 35, 79-84.
10. Athukorala, P. and Menon, J. 1994, "Pricing to Market Behaviour and Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports," *Economic Journal*, 104, 271-281.
11. Bahmani-Oskooee, M. and Kara, O., 2003, "Relative Responsiveness of Trade Flows to a Change in Prices and Exchange Rate," *International Review of Applied Economics*, 17, 3, 293-308.
12. Berndt, E. K. Hall, B. H., Hall, R. E. and Hausman, J. A. 1974, "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, 653-665.
13. Bollerslev, T. 1986, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
14. 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.
15. Bollerslev, T. Chou, R. J. and Kroner K. F. 1992, “ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
 16. Bollerslev, T., R. Engle, and J. Wooldridge 1988, “A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariance,” *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
 17. Broll, U. and Eckwert, B., 1999, “Exchange Rate Volatility and International Trade,” *Shouthen Economic Journal*, 66(1), 178-185.
 18. 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.
 19. De Grauwe, P. 1988, “Exchange Rate Variability and The Slowdown in Growth of International Trade,” *IMF Staff Papers*, 35, 63-84.
 20. Engle, R. F. 1982, “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
 21. Engle, R. F. and Kroner, K. F. 1995, “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH,” *Econometric Theory*, 11, 122-50.
 22. Ethier, W. 1973, “International Trade and the Forward Exchange market,” *American Economic Review*, 63, 494-503.

23. Fang, W. S. and Lai, Y. 2003, "The Dynamic Effect of Exchange Rate Risk on Exports," PanPacific Management Review, (6), 85-99.
24. Franke, G. 1991, "Exchange Rate Volatility and International Trading Strategy," Journal of International Money and Finance, 10, 292-307.
25. Frey, R. 2002, "Exchange Rate Volatility and International Trade — Some GARCH Estimations Stress the Importance of Trade Diversification," working paper.
26. Hendry, D. 1985, "Econometric Methodology," paper presented to the Econometric Society Fifth World Congress, MIT.
27. Hodrick, R. J. and Srivastava, S. 1984, "An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange," Journal of International Money and Finance, 3, 5-29.
28. Johansen, S. 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," Econometrica, 59, 1551-1580.
29. Junz, H. and Rhomberg R. R. 1973, "Price Competitiveness in Export Trade Among Industrial Countries," American Economic Review, Papers and Proceedings, 63, 412-418.
30. Kroner, K. F. and Lastrapes, W. D. 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.
31. McKenzie, M. D. and Brooks, R. D. 1997, "The Impact of Exchange Rate Volatility on

- German-U.S. Trade Flow,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, 73-87.
32. Perron, P. 1997, “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variable.” *Journal of Econometrics*, 80, 355-385
33. 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.
34. Rose, A. K. 1990, “Exchange Rates and the Trade Balance,” *Economics Letters*, 34, 271-275.
35. Tsay, R. S. 2002, “Analysis of Financial Time Series,” John Wiley & Sons, Inc, USA.
36. Weliwita A., Ekanayake, E. M. and Tsujii, H. 1999, “Real Exchange Rate Volatility and Sri Lanka’s Exports to the Developed Countries, 1978-96,” *Journal of Economic Development*, 24, 147-165.
37. Wilson, J. F. and Takacs W. E. 1979, “Differential Responses to Price and Exchange Rate Influences in the Foreign Trade of Selected Industrial countries,” *Review Economics and Statistics*, 61, 2, 267-279.
38. Wilson, P., and Tat K. C. 2001, “Exchange Rates and the Trade Balance: The case of Singapore 1970 to 1996,” *Journal of Asian Economics*, 12, 47-63.