

# 台灣與主要貿易國的股市關聯性： 一般化 IRF 實證分析

劉宗欣\* 林恭正\*\* 賴美穎\*\*\*

## 摘要

本文使用一般化 IRF 分析法，首先探討 1991 年開放外資投資後，台灣與 10 個主要貿易國股市的關聯性及股價的衝擊反應，其次分析貿易關係密切程度是否可以解釋股市關聯性與股價傳遞機能的差異。實證結果顯示，台股報酬率變異數約 67% 係來自本身的衝擊，相對於其他股市而言仍較為孤立，但與其他股市的關聯性，比開放外資投資前已大幅提高。與各國股市的關聯性差異頗大，其中與新加坡及香港股市的關聯性最高。對國內外股市未預料到的衝擊，台灣股市反應頗有效率。不過，台灣與各國的貿易關係密切程度，與股市關聯性的差異相關性很低；對來自國外股市之衝擊，台股的反應（大小及型態）與貿易關係密切程度亦無明顯相關。由此顯示，貿易關係密切程度似乎無法解釋台灣與貿易國股市的關聯性及股價衝擊反應的差異。

**關鍵詞：**股市報酬率、貿易關係、一般化變異數分解（衝擊反應）

**JEL 分類代號：**G15

---

\* 逢甲大學經濟學系教授、亞洲大學國際企業學系教授。E-mail：zsliau@fcu.edu.tw。  
作者很感謝逢甲大學經濟學系張倉耀教授對本文提供許多建議。文中若有錯誤，當屬作者之責。

\*\* 逢甲大學財稅學系副教授

\*\*\* 逢甲大學經濟學系博士班研究生

## 1. 前言

自 1980 年代起全球主要股市逐漸國際化，國際股市間的關聯性 (interdependence) 也逐漸提高，1987 年 10 月紐約股市崩潰引發幾近全球性的股市崩潰即呈現此一關聯性 (Von Furstenberg and Jeon, 1989)。1990 年代，開發中國家股市亦逐漸降低國外投資限制，加之投資者在國際間分散投資的普及，資訊科技的進步使訊息傳遞更加快速等，國際股市間的關聯程度更加提高，並引起許多學者的興趣與研究。

許多研究已證實，國際間大多數的股市具有顯著的關聯性。例如，Eun and Shim (1989)，Jeon and Von Furstenberg (1990)，Friedman and Shachmurove (1997) 等發現，已開發國家股市間具有顯著的關聯性，股價對訊息的反應也很有效率；尤其是較大的股市（美國、德國、法國）會顯著的影響較小的股市，但反之則否。Janakiramanan and Lamba (1998)，Masih and Masih (2001)，Rogers (1994) 及 Soydemir (2000) 等探討已開發國家股市與新興國家股市的關聯性，結果顯示，除了對國外投資限制較嚴格的國家外（例如台灣、韓國），美國股市會影響大多數新興股市，但沒有任一新興股市會影響美國股市，故美國股市在全球最具有影響力。此外，也發現經濟結構及地理區位相近的國家，股市間有較顯著的關聯性。1980 年代中以後，亞太地區國家股市的蓬勃吸引許多國際資金投入，也成為學者探討的重點。徐守德 (1995) 檢定結果發現，亞洲主要股市間（台灣、日本、新加坡、香港、韓國）不存在顯著的共整合關係。Chowdhury (1994) 及 Dekker et al. (2001) 的研究則顯示，亞太地區股市深受美國股市的影響，尤其是越自由開放的股市（例如日本、香港及新加坡），但對國外投資限制較嚴格的股市受到影響的程度則不顯著（例如台灣及韓國）。Sheng and Tu (2000)、Cha and Oh (2000) 等更探討 1997 年亞洲金融危機對亞太地區股市關聯性的影響，結果顯示各國股市皆無法倖免於此危機，但美國股市依然具有領導地位。此外，Chen et al. (2002) 檢定 6 個拉丁美洲股市的整合關係也發現，彼此間具有顯著的關聯性。但

Elyasiani et al. (1998) 探討斯里蘭卡與其貿易國股市間的關聯性，發現關係並不明顯。

除證實國際股市間關聯性的存在與否外，近期有些研究更嘗試探討那些經濟基要因素 (economic fundamentals) 可以解釋為何國際股市間會存在關聯性。較早期的研究，Von Furstenberg and Jeon (1989) 曾探討經濟及財務事件對美國、日本、德國及英國股價走勢的影響，但結果不顯著，因而認為國際股市間的關聯性不排除係反映蔓延性的股市衝擊 (contagious market shocks)，與經濟基要因素無關。但近期的研究，Kasa (1992) 發現國際間股利的長期共同趨勢 (common trend) 可以解釋股價的共同趨勢。Leachman and Francis (1995) 以 G-5 及 G-7 國家為例，認為國際間的政策合作為股價具長期整合關係的原因。Chen and Zhang (1997) 的檢定則發現，亞太地區國家彼此間的貿易關係可以解釋股市報酬率的相關性。Cheung and Lai (1999) 檢定總體經濟因素 (貨幣供給、股利及工業生產) 對國際間股價長期共移性 (co-movement) 的解釋能力，結果發現可以部份解釋 1987 年後 EMS 國家股市的共移性。Pretorius (2002) 檢定 10 個經濟基要因素對 10 個新興股市股價相關係數的解釋能力，結果顯示只有雙邊貿易密切程度及工業生產成長差異兩個因素具有顯著效果。此外，地理區位相近程度也是顯著的因素，總共約可解釋 40% 的股市相關性。

另一方面，Bracker et al. (1999) 及 Soydemir (2000) 則探討為何國際股市間之關聯性及股價傳遞機能 (衝擊反應大小及型態) 會有差異？Bracker et al. (1999) 以影響兩國貿易及資本移動的因素，檢定對兩國股市整合程度的效果，結果顯示雙邊進口依賴度、利率差、地理區位距離及市場大小差異等因素具有顯著效果。Soydemir (2000) 則發現，經濟結構差異及貿易關係密切程度，可以解釋對來自國外股市之衝擊各國股價反應的差異。當經濟結構越相似，股價反應會越靈敏；而貿易關係越密切，則衝擊反應程度越大且反應型態越明顯。以美國、墨西哥、阿根廷及巴西股市為例，墨西哥與美國的貿易關係較密切，故與美國股市存在顯著關聯性，股價反應型態因而也較可預測；相對的，阿根廷及巴西與美國的貿易

關係較弱，股市關聯性較低，衝擊反應大小及型態也較難預測。

由最近的研究結果顯示（例如：Bracker et al., 1999；Chen and Zhang, 1997；Pretorius, 2002；Soydemir, 2000），在解釋國際股市間為何會存在關聯性，及股市關聯性及股價傳遞機能為何會有差異上，貿易關係是許多可能的經濟基要因素中，最顯著也最具頑強性的因素。主要的經濟原因是，當兩國貿易關係越密切，或貿易相互依賴度越高，表示兩國的經濟活動整合程度越高，以及資金移動程度越大，故股市也應會有越強的關聯性（Bracker et al., 1999；Chen and Zhang, 1997），同時，短期股價傳遞機能也會越快且幅度越大（Soydemir, 2000）。不過，如 Chowdhury（1994）所指出，當一國對其資本市場的交易或與外國的資本移動有嚴格的限制時，將會減低股市關聯性及股價的衝擊反應。例如，美國為亞洲四個新興工業化國家（NIEs）的主要貿易國，故 NIEs 的股市應會顯著反應美國股市的衝擊；但因台灣及韓國對國外投資限制較嚴格，因而股市的反應並不顯著。

由於台灣的經濟發展對貿易的依賴度很高，且於 1991 年開放外資直接投資國內股市，但尚未見有研究針對台灣與主要貿易國股市的關聯性進行探討。因此，本研究擬先探討 1991 年開放外資投資後，台灣與主要貿易國股市的關聯性，以及對來自國內外股市的衝擊，台灣股市的反應是否具有效率？其次擬進一步分析，台灣與各國股市的關聯性及股價的衝擊反應是否有差異？又與各國貿易關係的密切程度，是否如先前研究 Soydemir（2000）的發現，可以解釋這些差異？

探討國際股市關聯性對投資者在國際資本市場分散投資，及開發中國家政策決策者在決定是否開放國內股市與國際股市接軌時，具有重要的參考價值（Pretorius, 2002）。例如，若一國股市與他國股市關聯性較低，且對來自國外股市之衝擊反應較無效率，表示該國股市具有風險分散及投資獲利的機會。因此，本研究第一個議題的實證發現具有這樣的意涵：自 1991 年開放外資投資後，台灣股市是否具有投資獲利機會以吸引外資？另外，本研究第二個議題的發現，一方面可檢測先前研究的發現是否適用於台灣股市，也可進一步提供投資者決策的參考：台灣與各國的貿易密切程度，

是否有助於預測台灣與各國股市關聯性的差異，及對來自外國股市的衝擊台灣股價反應的差異？

本研究使用各國股市日報酬率資料，並以 VAR (Vector Autoregression) 模型探討股市關聯性及股價的衝擊反應。在實證分析上，VAR 模型常被用來尋找不同的時間數列資料間所存在的關係，主要的好處是可避免對原始結構模型加上一些可能不正確的先驗限制。因此，在探討國際股市關聯性的文獻中，VAR 模型也是主要的分析方法。當 VAR 模型估計出來後，透過模擬分析，可以算出各國股市報酬率的預測誤差變異數分解 (Variance Decompositions, VDCs) 及衝擊反應函數 (Impulse Response Functions, IRFs)。由 VDCs 可以衡量某一股市報酬率的變動受其他股市的影響程度，由此可評估股市間的關聯性。由 IRFs 可以發現，任一股市對來自本身及其他股市未預料到的衝擊，反應的大小及型態，由此可評估該股市的反應是否具有效率？

與先前許多相關研究不同的是，先前研究的 VDC 及 IRF 分析大都使用傳統的正交化分析法 (orthogonalized approach) (Sims, 1980)，但此方法的結果深受 VAR 模型中變數排序 (ordering) 的影響。本研究採用 Pesaran and Shin (1998) 新發展出來的一般化分析法 (generalized approach) 進行分析，因此方法的結果不受變數排序的影響。近期研究 Dekker et al. (2001) 及 Masih and Masih (2001) 即以一般化分析法探討股市關聯性，結果顯示此方法優於傳統的正交化分析法，特別是更能合理的評估經濟及地理區位相近國家的股市關聯性。

除前言外，本文結構如下：第 2 節描述本文所使用的資料；第 3 節說明計量方法，特別是一般化 IRF 分析；第 4 節為股市關聯性及股價衝擊反應實證結果分析；第 5 節檢測貿易關係是否可以解釋股市關聯性的差異及股價傳遞機能的差異；最後為本文結論。

## 2. 資料

本研究選取台灣與 10 個主要貿易國進行探討，包括美國、日本、香港、德國、新加坡、南韓、馬來西亞、荷蘭、英國及澳洲，這些主要貿易國是以各國占台灣貿易總值（出口值加進口值）百分比前 10 國加以選取。各國間之貿易密切程度，我們以 1991~2001 年間之出口值、進口值及貿易總值占各國的百分比來代表，百分比越高代表貿易關係越密切。資料來源，台灣的貿易資料取自教育部 AREMOS 統計資料庫，其他國家取自 Direction of Trade Statistics, Yearbook (1991-2001), IMF。

各國股價資料使用 1991 年 1 月至 2001 年 12 月各國股市每日收盤股價指數。資料來源，荷蘭股價指數取自 Bloomberg 資料庫，其餘股價指數取自台灣教育部 AREMOS 統計資料庫。資料期間起自 1991 年 1 月，係考慮台灣自 1991 年 1 月起才逐步開放外資直接投資國內股市，更早的資料與現況不符，且可能減低台灣與貿易國股市的關聯性程度。使用日資料是因為比較可以捕捉到各國股價的相互影響關係，因為若股價間的相互影響只有持續數天，月或週資料可能無法顯現此影響關係 (Eun and Shim, 1989; Chowdhury, 1994)。因台灣在 2001 年 2 月前每週尚有交易六天，但其餘股市每週只交易五天，為求一致，我們只使用週一~週五的資料。若遇到各國因特殊節日、銀行結算日、或重大事件等而休市，該天各國資料亦全部刪除，最後各國股價總共有 2,040 個觀察值。計量分析時，各國股價指數皆轉換成日報酬率 (daily rates of return)，計算如下： $R_{j,t} = \ln Y_{j,t} - \ln Y_{j,t-1}$ ，其中  $R_{j,t}$  = 第 j 股市第 t 日報酬率， $Y_{j,t}$  ( $Y_{j,t-1}$ ) = 第 j 股市第 t (t-1) 日的股價指數。

《表 1》列示所探討的國家、各國所使用的股價指數、及每日開盤-收盤時間。依地理區位區分，美國以外，英國、德國及荷蘭為歐洲國家，其餘為亞太地區國家。由於各國股市係在不同時區進行交易，故同一個日期 (calendar day) 各國股市的開盤-收盤時間並不一致，此可能會影響實證結果及結果的解釋，故必須先了解各國股市的開盤-收盤相對時間。《表

1》最後一行將各國當地股市交易時間轉換成紐約 (New York) 時間。由此，可以發現同一日期當美國紐約股市開盤時，所有亞太地區股市皆已收盤，收盤時間依序為：台灣、日本、南韓、澳洲、香港、新加坡、馬來西亞；其中日本、南韓及澳洲，新加坡及馬來西亞的收盤時間相同。歐洲各股市與美國股市的交易時間有部份重疊，但比美國股市更早收盤，收盤時間依序為：英國、荷蘭、德國，其中英國與荷蘭的收盤時間相同。原則上，同一日期的股價，較晚收盤的股市應會受到較早收盤之股市的影響。

《表 1》各國股價指數與開盤-收盤時間

國家	符號	股價指數	當地時間	紐約時間
台灣	TW	Weighted Stock Price Index	09:00 - 13:30	21:00* - 01:30
日本	JAP	Nikkei 225 Index	09:00 - 11:00	20:00* - 22:00*
			12:30 - 15:00	23:30* - 02:00
南韓	SK	Composite Index	09:00 - 15:00	20:00* - 02:00
香港	HK	Hang Seng Index	10:00 - 12:30	22:00* - 00:30
			14:30 - 16:00	02:30 - 04:00
新加坡	SIN	Singapore Straits Index	09:00 - 12:30	21:00* - 00:30
			14:30 - 17:00	02:30 - 05:00
馬來西亞	MAL	Kuala Lumpur Composite Index	09:00 - 12:30	21:00* - 00:30
			14:30 - 17:00	02:30 - 05:00
澳洲	AUS	Sydney-All Ords. Index	10:00 - 16:00	20:00* - 02:00
英國	UK	London-FTSE 100 Index	08:00 - 16:30	03:00 - 11:30
荷蘭	NEL	Amsterdam Exchange Index	09:00 - 17:30	03:00 - 11:30
德國	GM	Frankfurt-Commerzbank Index	09:00 - 20:00	03:00 - 14:00
美國	US	Dow Jones Industrial Average	09:30 - 16:00	09:30 - 16:00

註：1.表列為 2001 年 12 月各國股市交易時間。

2.\*表示前一天的紐約 (夏令) 時間。

《表 2》列示 1991~2001 年台灣與主要貿易國間，出口值、進口值及貿易總值關係 (以平均百分比表示)。由 Panel A，台灣出口至各國之平均百分比依序為：美國、香港、日本、德國、新加坡、荷蘭、英國、馬來西亞、南韓及澳洲，各國合計占台灣出口總值 76.8%。由 Panel B，台灣自各國進口值平均百分比依序為：日本、美國、德國、南韓、馬來西亞、新加坡、澳洲、香港、英國及荷蘭，合計占台灣進口總值 71.3%。整體貿易關

係 (Panel C) 依序為：美國、日本、香港、德國、新加坡、南韓、馬來西亞、荷蘭、英國及澳洲，合計占台灣貿易總值 74.2%。由《表 2》可以發現，台灣與各主要貿易國的貿易密切程度差異頗大，其中美國是台灣最大出口國，日本為最大進口國，整體貿易關係前三個國家依序為美國、日本及香港。如果貿易密切程度反映兩國的經濟整合程度，並會進而反映在股市關聯性及股價反應的差異上，則依先前研究的結果，我們似乎可以預期，也是本研究所擬檢測的，以出口值而言，台灣與美國股市的關聯性應最高，對來自美國股市的衝擊反應應最大。以進口關係而言，日本與台灣股市應具有最高的關聯性，對台灣股市會有最大的影響力。若以整體貿易關係觀察，美、日及香港股市與台灣股市的關聯性應較高，對來自這三個國家股市的衝擊，台灣股市的反應相對的應較大較敏感。

《表 2》台灣與主要貿易國的貿易關係

單位：%

年	美國	日本	香港	德國	新加坡	南韓	馬來 西亞	荷蘭	英國	澳洲	國外 合計
Panel A：各國占台灣出口總值百分比 (%)，1991~2001 平均。											
	25.86	10.71	21.47	3.71	3.49	1.91	2.27	3.10	2.67	1.59	<b>76.78</b>
Panel B：各國占台灣進口總值百分比 (%)，1991~2001 平均。											
	20.16	28.18	2.01	5.01	2.74	4.38	3.08	1.38	1.66	2.74	<b>71.34</b>
Panel C：各國占台灣貿易總值百分比 (%)，1991~2001 平均。											
	23.15	19.02	12.20	4.33	3.13	3.09	2.66	2.28	2.19	2.14	<b>74.18</b>

註：貿易總值 = 出口值 + 進口值

資料來源：教育部 AREMOS 資料庫。

### 3. 研究方法

#### 3.1 恆定性檢定

因使用股價指數時間數列資料進行 VAR 模型分析，故必須先對各國股價指數（取自然對數）進行恆定性 (stationarity) 檢定。本研究先以 ADF



(Augmented Dickey-Fuller) 檢定法 (Said and Dickey, 1984) 檢定虛無假設 ( $H_0$ ): 時間數列資料具單根,  $I(1)$ 。因為當資料接近單根性質時, ADF 檢定容易發生無法拒絕  $H_0$  的低檢定力現象 (Sims, 1988); 因此, 依循 Kwiatkowski et al. (1992) 的建議, 再以 KPSS 檢定法檢定  $H_0$ : 資料具恆定性,  $I(0)$ , 如此較能確認資料的恆定性。

### 3.2 共整合檢定

本研究以各國股市日報酬率 (股價指數一階差分值) 分析股市關聯性及股價的反應, 但若各國股價指數水準值為非恆定, 且存在共整合關係 (cointegration), 則直接以報酬率分析可能出現過度差分現象, 使 VAR 模型中之方程式產生設定錯誤, 造成估計結果的偏誤 (Engle and Granger, 1987)。再者, 各國股價指數間是否存在共整合關係, 後續的一般化 IRF 估計方法也有所不同 (Pesaran and Shin, 1998)。因此, 必須先對各國股價指數進行共整合檢定。

共整合檢定係在檢定各變數間是否存在長期均衡關係。假定各變數資料具有相同的整合階次, 例如  $I(1)$ , 當可以找到一線性組合 (linear combination) 使各變數的組合具  $I(0)$  性質, 則稱各變數間存在共整合關係, 此線性組合即代表各變數間的長期均衡關係。因本研究為多變量情況, 故採用 Johansen 最大概似法 (Johansen, 1988; Johansen and Juselius, 1990) 進行檢定。

假設有  $k$  個具  $I(1)$  之變數, 向量誤差修正模型 (Vector Error Correcting Model, VECM) 如下:

$$\Delta Y(t) = A + \sum_{i=1}^{p-1} B(i)\Delta Y(t-i) + \Pi Y(t-1) + \varepsilon(t) \quad \dots\dots\dots (1)$$

其中  $\Delta$  為一階差分運算因子;  $Y(t)$  是模型中所有變數 (各國股價指數) 第  $t$  期觀察值所組成的  $k \times 1$  向量;  $A$  為  $k \times 1$  常數向量;  $B(i) (i=1, 2, \dots, p-1)$  為  $k \times k$  係數矩陣;  $Y(t-i)$  是  $Y(t)$  落遲  $i$  期所組成的  $k \times 1$  向量;  $\varepsilon(t)$  為隨機干擾項。變數間是否存在共整合關係, 取決於式 (1) 中  $\Pi$  矩陣的性質。

Johansen 共整合檢定即是在檢定  $\Pi$  矩陣中是否存在及有多少個共整合向量 (cointegrating vectors)，此共整合向量數等於  $\Pi$  矩陣的秩 (rank,  $r$ )。虛無假設 ( $H_0$ ) 為：共整合向量數最多為  $r$  ( $< k$ )，兩個檢定統計量及對立假設 ( $H_1$ )，如下：

$\lambda$ -trace 檢定,  $H_1: \text{rank} = k$ , 檢定統計量:  $\lambda_{\text{trace}}(r, k) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$  ;

$\lambda$ -max 檢定,  $H_1: \text{rank} = r+1$ , 檢定統計量:  $\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$  ;

其中  $T$ =樣本數,  $\hat{\lambda}_i$ = $\Pi$  矩陣的特性根估計值。進行共整合檢定時, 式(1)的最適落遲期數  $p$  (假設各變數皆取相同落遲期數), 本研究係以 SC 最小值來選取。

### 3.3 變異數分解與衝擊反應函數

各國股市報酬率所組成之 VAR 模型, 可表示成標準形式如下:

$$R(t) = C + \sum_{k=1}^p A(k)R(t-k) + \varepsilon(t), \quad t=1,2,\dots,T \quad \dots\dots\dots (2)$$

其中,  $R(t)$ =第  $t$  期 11 個股市之日報酬率所組成的  $11 \times 1$  行向量, 且假設各國股市報酬率為  $I(0)$ ;  $C=11 \times 1$  常數行向量;  $A(k)=11 \times 11$  係數矩陣,  $k=1,2,\dots,p$ ,  $p$ =落遲期數;  $\varepsilon(t)=11 \times 1$  預測誤差 (forecast error) 行向量, 且  $E(\varepsilon_{it})=0$ ,  $E(\varepsilon_{it}^2)=\sigma_i^2$ ,  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt})=\sigma_{ij}$ , 及  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt-k})=0$ ,  $k \neq 0$ , 亦即  $\varepsilon(t)$  為序列無相關, 但可能具同期相關 (contemporaneous correlations);  $T$ =樣本大小 (觀察值數目)。要進行方程式體系的動態分析, 式(2)須先轉化成移動平均形式 (moving-average representation), 如下:

$$R(t) = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} B(k)\varepsilon(t-k) \quad \dots\dots\dots (3)$$

其中,  $\mu$  為常數行向量。式(3)將  $R(t)$  表示為當期及過去各期之預測誤差的線性組合。 $B(k)$  之第  $i, j$  項代表第  $j$  市場一個單位的隨機衝擊, 在  $k$  期後第  $i$  市場的反應。

因式(2)中之  $\varepsilon(t)$  可能具有同期相關，亦即預測誤差共變異矩陣 (covariance matrix,  $\Sigma$ ) 非為純主對角矩陣 (diagonal)，因此，當某一市場有一隨機衝擊發生時，可能透過預測誤差的同期相關性而對別的市場同時產生影響。為了捕捉第  $i$  市場的反應係單純的由第  $j$  市場的隨機衝擊所造成的，式(3)之誤差項必須再加以轉換。傳統的方法係使用 Cholesky 正交化 (orthogonalization) 過程加以轉換 (Sims, 1980)。令  $V$  為使  $\varepsilon = Vu$  的一下三角矩陣 (lower triangular matrix)，則式(3)可以轉化成：

$$R(t) = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} B(k)VV^{-1}\varepsilon(t-k) = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} C(k)u(t-k) \dots\dots\dots (4)$$

其中， $C(k) = B(k)V$ ， $u = V^{-1}\varepsilon$  為正交化預測誤差向量，此時  $u(t)$  為序列無相關，且不具有同期相關。式(4)稱為衝擊反應函數 (IRF)， $C(k)$  矩陣第  $i, j$  項代表第  $j$  市場一個標準誤差 (one standard error) 的衝擊在  $k$  期後第  $i$  市場的反應。換言之，若在第  $t$  期第  $j$  市場有一隨機衝擊 ( $u_{jt}$ )，則第  $i$  市場的報酬率 ( $R_i$ ) 各期的衝擊反應為  $C_{ij,0}$ ， $C_{ij,1}$ ， $C_{ij,2}$ ， $\dots$ 。利用衝擊反應函數可以檢測國際股市間相互衝擊反應情況，並評估股市對未預料到的訊息反應是否具有效率性。

由衝擊反應函數可以進一步進行預測誤差變異數分解 (VDC) 分析，以檢測任一股市報酬率的預測誤差變動中，來自本身及其他市場之隨機衝擊的相對重要程度。由式(4)可以求出  $\sum_{k=0}^n C_{ij}^2(k)$ ，代表第  $i$  市場的報酬率往前  $t+n$  期的預測誤差變異數中，由第  $j$  市場之報酬率的隨機變動所造成的部份。當  $u$  為序列及同期無相關時，我們可將式(4)之  $R(t)$  中每一市場之變異數加以分解，找出來自  $u$  向量中每一個市場所佔的相對重要性 (VDCs，以百分比表示)。透過 VDCs，若某一股市的報酬率預測誤差變異數主要來自本身的隨機變動，則稱此股市具有強烈的外生性 (exogeneity)；若有顯著的比率係來自其他股市的隨機變動，則稱此股市與其他股市具有明顯的關聯性。

在估計式(2)VAR 模型時，最適落遲期數  $p$  本研究係以 SC 最小值為標準來決定。其次，傳統的正交化 IRF 及 VDC 分析必須先決定各國股市報

酬率在模型中之排序 (ordering)，排序不同結果也會不同。為避免 IRF 及 VDC 分析結果受到 VAR 模型中變數排序的影響，本研究採用 Pesaran and Shin (1998) 最新發展出來的線性模型 IRF 一般化分析法 (generalized approach) 進行分析。此方法最大的好處是不受變數排序的影響，可得唯一的結果。近期國際股市關聯性的研究，Dekker et al. (2001) 曾比較正交化分析法及一般化分析法所得結果，結果顯示後者的結果較符合現實情況，特別是呈現經濟及地理區位相近之股市的關聯性。

依循 Pesaran and Shin (1998)，由式(3)，當第  $j$  市場在第  $t$  期有一隨機衝擊時，對任一市場未來各期報酬率  $[R(t+n)]$  的一般化 IRF 可表示如下：

$$\sigma_{jj}^{-1/2} B(n) \Sigma e_j, \quad n = 0, 1, 2, 3, \dots \quad \dots\dots\dots (5)$$

第  $i$  市場往前  $t+n$  期， $n = 0, 1, 2, 3, \dots$ ，的一般化預測誤差 VDC 為，

$$\frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{l=0}^n (e_i' B_l \Sigma e_j)^2}{\sum_{l=0}^n e_i' B_l \Sigma B_l' e_i}, \quad i, j = 1, 2, \dots, 11 \quad \dots\dots\dots (6)$$

式(5)及式(6)中， $\sigma_{jj}(\sigma_{ii}) =$  式(2)第  $j$  ( $i$ ) 市場的變異數， $\Sigma =$  式(2)預測誤差共變異矩陣， $e_j$  ( $e_i$ ) = 第  $j$  ( $i$ ) 市場一個單位的隨機衝擊， $n =$  時間期數。

## 4. 股市關聯性及衝擊反應實證結果

### 4.1 單根與共整合檢定

由《表 3》的 ADF 及 KPSS 單根檢定結果顯示，在 5% 顯著水準下各國股價指數水準值皆具有  $I(1)$  性質，其中只有澳洲 (AUS) 股價指數在 ADF 檢定時為具時間趨勢恆定，但以 KPSS 檢定仍呈現  $I(1)$  性質。各國股價的一階差分 (即報酬率) 很顯著的皆具恆定性， $I(0)$ 。

《表 3》各變數單根檢定結果

變數	ADF		KPSS	
	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$
<b>水準值</b>				
TW	-2.162 (20)	-2.127 (20)	3.170 **	0.749 **
US	-1.072 (19)	-1.245 (19)	7.882 **	0.803 **
JAP	-1.033 (2)	-2.121 (2)	3.800 **	0.361 **
HK	-2.613 (8)	-2.367 (8)	5.768 **	0.962 **
GM	-0.997 (6)	-1.556 (6)	7.466 **	0.757 **
SIN	-2.335 (1)	-2.224 (1)	0.765 **	0.733 **
SK	-2.205 (20)	-2.264 (20)	0.870 **	0.529 **
MAL	-2.243 (18)	-2.243 (18)	1.007 **	1.012 **
NEL	-1.428 (7)	-0.804 (7)	7.778 **	0.658 **
UK	-1.668 (19)	-1.358 (5)	7.639 **	0.664 **
AUS	-1.410 (19)	-3.839 (15)**	7.640 **	0.256 **
<b>一階差分</b>				
$\Delta$ TW	-9.601 (19)**	-9.619 (19)**	0.093	0.046
$\Delta$ US	-11.561 (18)**	-11.586 (18)**	0.158	0.090
$\Delta$ JAP	-34.299 (1)**	-34.302 (1)**	0.089	0.061
$\Delta$ HK	-15.092 (7)**	-15.180 (7)**	0.273	0.035
$\Delta$ GM	-9.258 (20)**	-9.260 (20)**	0.108	0.106
$\Delta$ SIN	-40.525 (0)**	-40.542 (0)**	0.160	0.060
$\Delta$ SK	-9.422 (19)**	-9.420 (19)**	0.057	0.058
$\Delta$ MAL	-8.921 (17)**	-8.949 (17)**	0.149	0.065
$\Delta$ NEL	-17.245 (6)**	-17.294 (6)**	0.223	0.129
$\Delta$ UK	-21.825 (4)**	-11.361 (18)**	0.230	0.084
$\Delta$ AUS	-11.119 (18)**	-11.132 (18)**	0.097	0.031

註：1. ADF、KPSS，分別表示 Augmented Dickey-Fuller 及 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (1992) 檢定法。 $\tau_{\mu}$  為只含漂浮項統計值， $\tau_{\tau}$  為含漂浮項及時間趨勢統計值。

2. ADF 值括弧內為落遲期數，依 Hall (1994) 由大到小順序法則選取；KPSS 依公式 $[12(T/100)1/4]$ 決定落遲期數為 25 期。

3. \*\*表示在 5% 水準下顯著。ADF 臨界值請參閱 MacKinnon (1991)；KPSS 臨界值請參閱 Kwiatkowski et al. (1992)。

其次，由《表 4》的 Johansen 共整合檢定結果顯示，在 5% 顯著水準下  $\lambda$ -trace 及  $\lambda$ -max 檢定皆不顯著，表示台灣與 10 個主要貿易國的股價間不存在顯著的共整合長期均衡關係<sup>1</sup>。因此，以下以各國股市報酬率（一階差分）進行 VAR 模型估計及 VDC 與 IRF 分析，不會產生過度差分及方程式設定錯誤現象。

《表 4》Johansen 共整合檢定結果

虛無假設	$\lambda_{trace}$	5%臨界值	$\lambda_{max}$	5%臨界值
共整合向量數				
r=0	243.13	255.27	64.53	65.30
r≤1	178.60	212.67	42.85	59.06
r≤2	135.75	175.77	29.62	53.69
r≤3	106.14	141.20	27.79	47.99
r≤4	78.35	109.99	20.81	41.51
r≤5	57.54	82.49	18.50	36.36
r≤6	39.03	59.46	13.88	30.04
r≤7	25.15	39.89	10.24	23.80
r≤8	14.91	24.31	9.80	17.89
r≤9	5.11	12.53	5.09	11.44
r≤10	0.02	3.84	0.02	3.84

註： $\lambda$ -trace 與  $\lambda$ -max 檢定臨界值取自 Osterwald-Lenum (1992)。

1 徐守德 (1995) 以 1984~1993 年週資料檢定，結果也發現台灣、日本、新加坡、香港及韓國股市不存在顯著的共整合關係。

## 4.2 股市關聯性分析

以各國股市報酬率估計 VAR 模型時，若以 SC 最小值為標準，最適落遲期數  $p=1$ 。不過，本研究參考 Dekker et al. (2001) 以  $p=9$  進行分析，因若以  $p=1$  進行分析，無法呈現來自本身或其他市場之衝擊時，各市場的延遲調整情況<sup>2</sup>。

如前述，變異數分解 (VDC) 可以呈現每一股市報酬率的預測誤差變異數中，來自其他各股市未預料到之變動的相對重要性 (以百分比表示)，由此可以評估股市間之關聯性：所占百分比越高關聯性越強。《表 5》為一般化分析法所得各國股市變異數分解結果，表中之數字為百分比 (%)，代表左手邊第 1 行各國股市預測未來 5、10、15 及 20 期的變異數中，來自第 1 列各國股市未預料到之變動所占的百分比。

首先觀察台灣股市的變異數分解。由《表 5》可以發現 (第 20 天)，台灣股市的變異數約 67% 係來自本身的衝擊，受其他股市的影響程度合計約為 33%，為所有國家中受其他國家股市影響程度最低者 (即外生性最強)。由此顯示，雖然自 1991 年起開放外資直接投資，但相對於其他股市而言，台灣股市仍屬於較孤立的市場。不過，若與先前的研究結果比較 (《表 6》) 可以發現，自 1991 年開放外資投資後，台灣與其他股市的關聯性已明顯提高。例如，本研究結果台灣股市的外生性為 67%，與 Sheng and Tu (2000) 的亞洲金融危機期間 (72.32%)，及 Cha and Oh (2000) 的亞洲金融危機後 (67.8%) 的結果相當，但比金融危機前則大幅降低。再者，與先前同樣使用一般化分析法的研究結果比較，本研究結果 (67%) 也比 Dekker et al. (2001, 1987.1-1998.5 日資料) 所得到的台股外生性 88% 大幅降低。

---

2 Eun and Shim (1989) 及 Janakiraman and Lamba (1998) 使用  $p=15$  進行分析。本研究亦嘗試以  $p=15$  分析，但結論不變。另為節省篇幅，VAR 模型估計結果沒有在文中顯示 (但可向作者索取)，僅顯示主要的 VDC 及 IRF 估計結果 (請參見《表 5》及《圖 1》)。

〈表 5〉變異數分解 (一般化分析法)

期間	台灣 (RTW)	日本 (RJAP)	南韓 (RSK)	澳洲 (RAUS)	香港 (RHK)	馬來西亞 (RMAL)	新加坡 (RSIN)	英國 (RUK)	荷蘭 (RNEL)	德國 (RGM)	美國 (RUS)	國外 合計
台灣 (RTW)	5 67.968	3.036	2.756	2.769	4.867	3.330	5.819	1.868	2.518	2.705	2.364	32.032
	10 66.936	3.303	2.840	2.818	4.811	3.452	5.898	2.029	2.601	2.815	2.496	33.063
	15 66.882	3.311	2.842	2.819	4.818	3.457	5.902	2.038	2.606	2.824	2.501	33.118
	20 66.869	3.310	2.843	2.821	4.819	3.458	5.903	2.039	2.610	2.827	2.501	33.131
日本 (RJAP)	5 2.137	56.557	3.153	5.571	5.390	1.982	5.019	5.848	5.436	4.167	4.740	43.443
	10 2.128	55.831	3.252	5.742	5.407	2.150	4.991	5.888	5.456	4.415	4.740	44.169
	15 2.143	55.768	3.270	5.740	5.411	2.159	4.993	5.890	5.461	4.417	4.747	44.231
	20 2.144	55.761	3.272	5.742	5.411	2.160	4.993	5.891	5.462	4.418	4.746	44.239
南韓 (RSK)	5 2.365	3.524	62.250	3.872	6.065	2.837	5.980	3.707	3.184	2.943	3.274	37.751
	10 2.383	3.582	61.599	3.907	6.104	2.937	5.941	3.718	3.326	3.179	3.325	38.402
	15 2.386	3.587	61.569	3.909	6.103	2.943	5.943	3.721	3.333	3.182	3.324	38.431
	20 2.386	3.588	61.558	3.913	6.103	2.944	5.943	3.723	3.333	3.184	3.325	38.442
澳洲 (RAUS)	5 1.776	4.280	2.738	42.293	8.400	3.277	5.706	7.003	8.443	6.736	9.348	57.707
	10 1.909	4.459	2.780	41.985	8.449	3.300	5.713	6.998	8.392	6.711	9.303	58.014
	15 1.918	4.464	2.783	41.962	8.451	3.301	5.713	7.005	8.391	6.711	9.303	58.040
	20 1.921	4.468	2.784	41.959	8.452	3.300	5.711	7.004	8.389	6.711	9.301	58.041
香港 (RHK)	5 2.628	3.895	3.773	7.587	38.876	7.910	13.177	6.105	5.716	4.949	5.383	61.123
	10 2.603	3.969	3.839	7.712	38.624	7.842	13.071	6.199	5.740	5.011	5.390	61.376
	15 2.615	3.980	3.845	7.716	38.593	7.840	13.060	6.197	5.746	5.017	5.390	61.406
	20 2.616	3.981	3.846	7.718	38.590	7.839	13.059	6.197	5.746	5.018	5.389	61.409
馬來西亞 (RMAL)	5 2.277	1.946	2.601	4.116	10.740	53.173	13.385	2.596	3.162	3.785	2.219	46.827
	10 2.366	2.030	3.036	4.327	10.937	52.182	13.284	2.667	3.144	3.783	2.244	47.818
	15 2.379	2.032	3.034	4.326	10.937	52.160	13.287	2.668	3.145	3.785	2.247	47.840
	20 2.379	2.034	3.033	4.327	10.934	52.149	13.286	2.670	3.148	3.788	2.252	47.851



《表 5》變異數分解（一般化分析法）（續）

期間	台灣 (RTW)	日本 (RJAP)	南韓 (RSK)	澳洲 (RAUS)	香港 (RHK)	馬來西亞 (RMAL)	新加坡 (RSIN)	英國 (RUK)	荷蘭 (RNEL)	德國 (RGM)	美國 (RUS)	國外合計
新加坡 (RSIN)	5 2.949	3.566	3.821	5.546	14.020	10.366	40.293	4.797	4.744	4.665	5.234	59.708
	10 2.950	3.539	3.920	5.523	13.959	10.340	39.872	4.941	4.882	4.793	5.280	60.127
	15 2.971	3.541	3.923	5.523	13.954	10.341	39.846	4.943	4.884	4.793	5.280	60.153
	20 2.972	3.542	3.924	5.526	13.954	10.340	39.843	4.944	4.883	4.792	5.280	60.157
英國 (RUK)	5 0.607	3.488	1.761	4.313	4.481	1.462	3.507	38.950	18.405	12.420	10.608	61.052
	10 0.627	3.576	1.788	4.494	4.510	1.469	3.481	38.551	18.328	12.641	10.535	61.449
	15 0.638	3.579	1.787	4.495	4.512	1.473	3.481	38.536	18.321	12.638	10.539	61.463
	20 0.640	3.581	1.788	4.497	4.512	1.474	3.481	38.533	18.319	12.637	10.539	61.468
荷蘭 (RNEL)	5 0.793	3.067	1.409	5.300	4.574	1.924	3.417	16.562	34.995	17.884	10.076	65.006
	10 0.808	3.062	1.480	5.430	4.622	1.971	3.524	16.392	34.704	17.977	10.030	65.296
	15 0.817	3.064	1.480	5.433	4.623	1.972	3.523	16.394	34.687	17.967	10.040	65.313
	20 0.820	3.065	1.481	5.433	4.623	1.973	3.523	16.393	34.683	17.966	10.040	65.317
德國 (RGM)	5 1.057	2.553	1.491	5.023	4.583	2.418	4.106	12.388	19.578	37.370	9.432	62.629
	10 1.145	2.563	1.606	5.065	4.563	2.415	4.102	12.341	19.457	37.295	9.449	62.706
	15 1.146	2.568	1.608	5.070	4.565	2.415	4.108	12.352	19.443	37.265	9.461	62.736
	20 1.148	2.568	1.608	5.071	4.566	2.415	4.108	12.353	19.442	37.261	9.461	62.740
美國 (RUS)	5 0.385	1.740	1.498	4.102	3.043	1.011	3.604	11.867	12.381	10.078	50.291	49.708
	10 0.595	1.841	1.515	4.110	3.226	1.027	3.583	11.907	12.366	10.135	49.695	50.305
	15 0.602	1.846	1.529	4.127	3.234	1.036	3.593	11.737	12.390	10.156	49.751	50.250
	20 0.607	1.843	1.527	4.122	3.229	1.035	3.587	11.904	12.364	10.134	49.647	50.352

註：1.一般化分析法各國股市的 VDCs 加總通常不等於 100%。本研究參考 Dekker et al. (2001) 的處理方式，將各國股市的 VDCs 加以標準化成 100%。

2.表中數字為百分比(%)，代表左手邊第 1 行國家之股市預測誤差變異數中，分別來自第 1 列各國股市未預料之變動的部份。最後 1 行國外合計代表左手邊第 1 行國家本身市場以外之其他國家股市所占百分比的加總。

《表 6》台灣股市外生性估計結果比較

作者	估計方法	資料期間	外生性
Chowdhury (1994)	正交化	1986.12-1990.12	83.35%
Elyasiani et al. (1998)	正交化	1989.1-1994.6	89.70%
Sheng and Tu (2000)	正交化	1996.7-1997.6 (亞洲金融危機前)	89.72%
		1997.7-1998.6 (亞洲金融危機期間)	72.32%
Cha and Oh (2000)	正交化	1980.1-1987.9 (紐約股市崩潰前)	97.17%
		1987.11-1997.6 (亞洲金融危機前)	92.99%
		1997.7-1998.9 (亞洲金融危機後)	67.80%
Dekker et al. (2001)	一般化	1987.1-1998.5	88.00%
本研究	一般化	1991.1-2001.12	67.00%

台灣與各貿易國股市的關聯性，由《表 5》，強度依序為新加坡、香港、馬來西亞、日本、南韓、德國、澳洲、荷蘭、美國及英國。比較意外的是，台灣與美國股市的關聯性為 2.5%，僅比與英國股市的關聯性（2.0%）略高。先前同樣使用一般化分析法的研究，Dekker et al. (2001) 也得到美國對台灣股市的影響程度為 2.2%，與本研究的 2.5% 很接近。在關聯性的排序中，特別值得注意的是，台灣與東南亞地區鄰近各國股市（新加坡、香港、馬來西亞）的關聯性較強，其次為東北亞各股市（日本、南韓），與歐美股市的關聯性較弱。此顯示，自 1991 年開放外資投資後，地理區位的遠近，似乎才是影響台灣與他國股市關聯性的重要因素。

本研究探討的股市亦為亞太地區及歐美主要股市，故利用《表 5》結果我們也可評估這些股市間的關聯性。由《表 5》可以發現：(1) 台灣股市的外生性最強（67%），其次依序為南韓、日本、馬來西亞、美國、澳洲、新加坡、香港、英國、德國及荷蘭。此顯示，一般而言，開放程度相對較低的股市（台灣、南韓、馬來西亞），及規模越大的股市（美國及日本）

外生性越強，與他國股市的關聯性較低；而越自由開放的股市，受其他國家股市的影響程度也越高，例如新加坡、香港及歐洲各股市，受國外股市的影響程度皆超過 60%。此與先前研究的發現一致。(2)地理區位相近的股市，馬來西亞-新加坡，英國-德國-荷蘭，彼此間的關聯性明顯較高 (>10%)，顯示地緣關係仍是影響股市關聯性的重要因素。(3)美國與歐洲三股市間的關聯性明顯較高 (>10%)，與亞太地區各國股市的關聯性較低 (<5%)。此顯示，已開發國家（日本除外）股市間的關聯性較強，與新興國家股市的關聯性較低。(4)亞太地區股市，平均而言香港與各國股市的關聯性明顯較高，亦即各國股市受香港股市影響的程度較大。此似乎顯示，1990 年代以後，香港股市對亞太地區股市較具有指標作用，非美、日兩大股市。

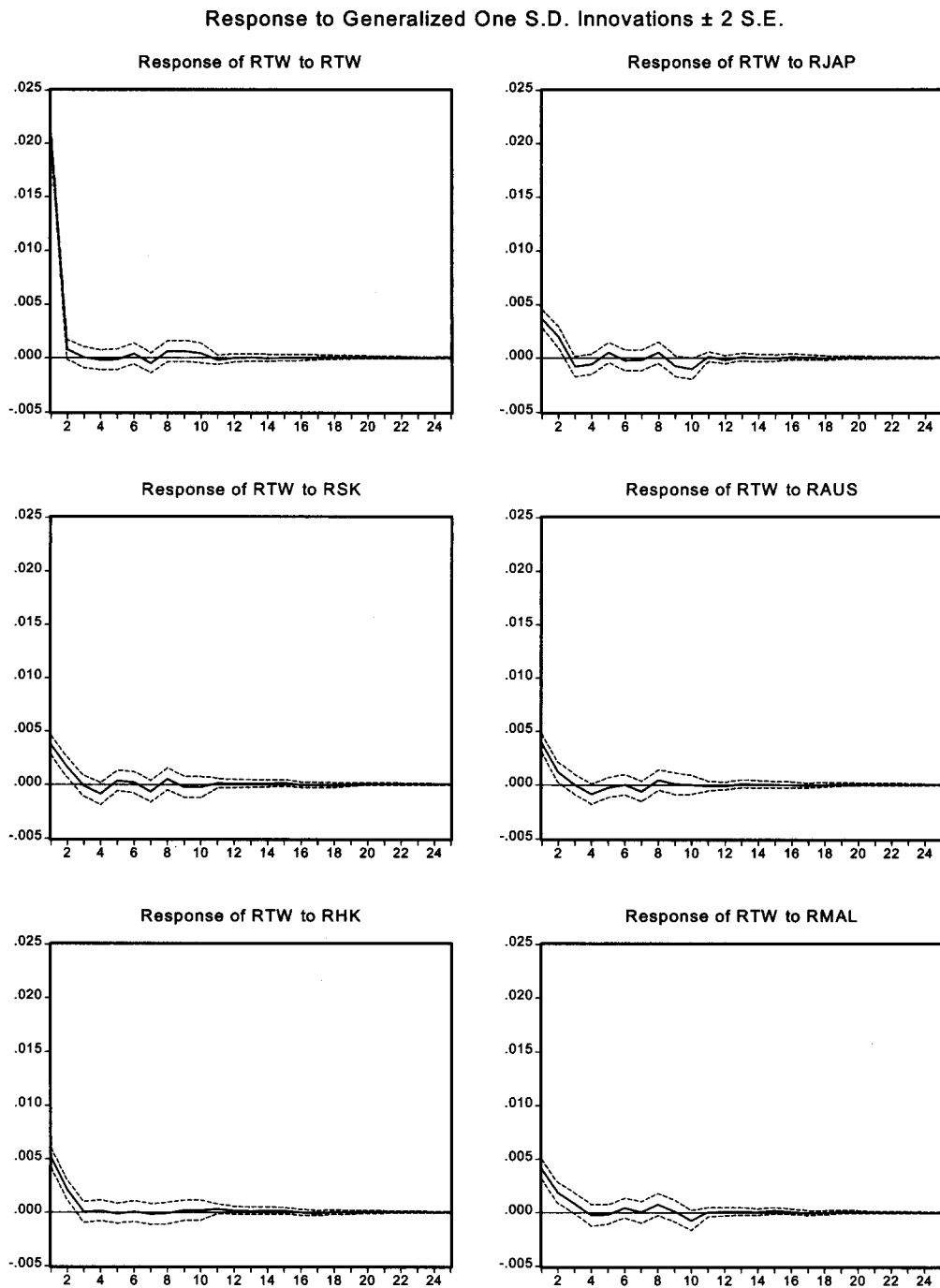
### 4.3 衝擊反應分析

衝擊反應函數 (IRF) 可以顯示，各國股市對來自本身及其他股市未預料到之衝擊的動態反應情況：衝擊反應大小與型態，由此也可以檢測各國股市對於國際間未預料到之股價變動，是否能迅速有效率的加以反應。

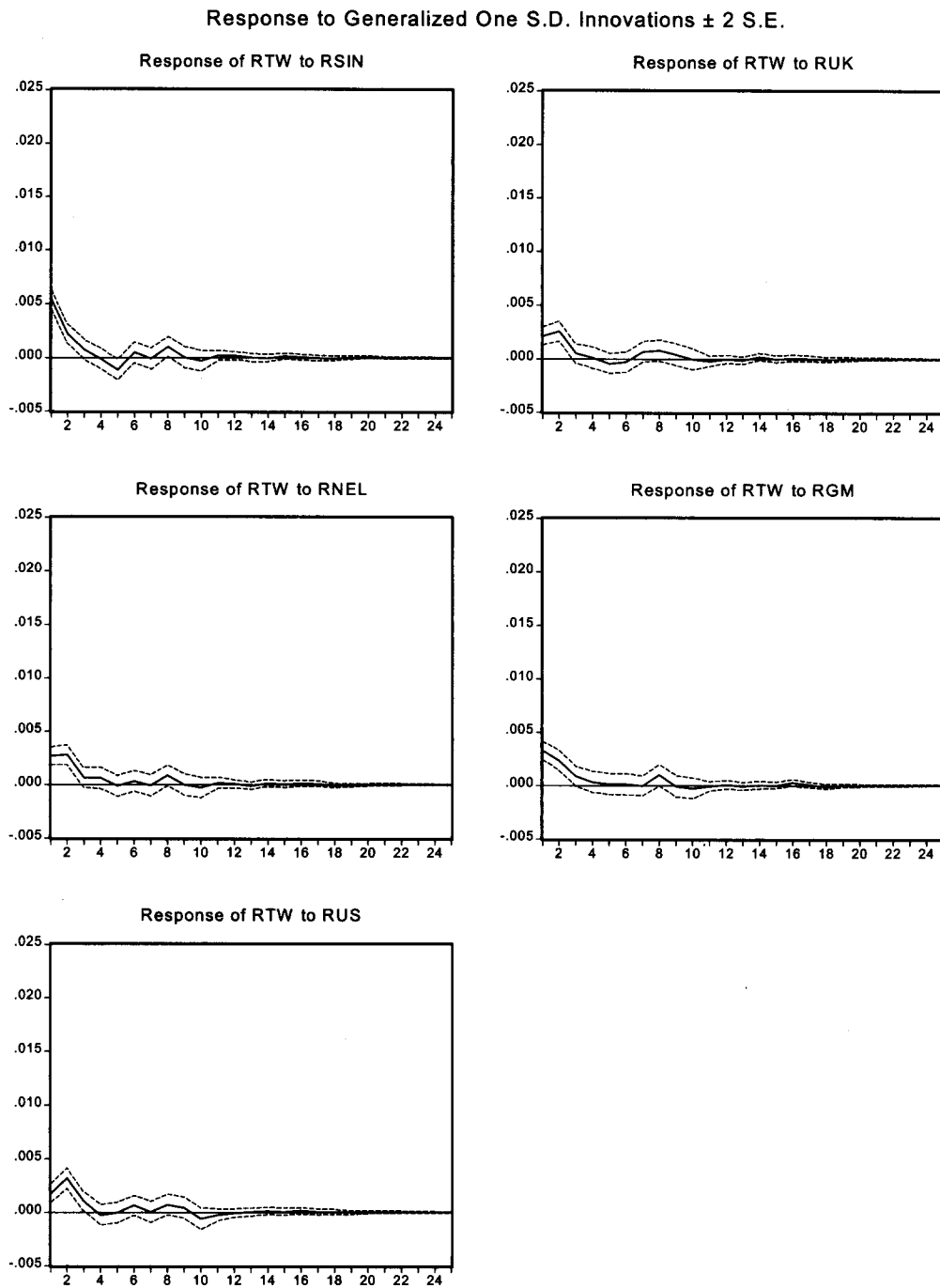
《圖 1》為台灣股市對本身及其他股市未預料到之衝擊的動態反應情況<sup>3</sup>。各圖中，實線代表當台灣股市及其他股市的報酬率在第 1 期 (天) 有一未預料到的衝擊 (一個標準誤) 發生，台股報酬率 (RTW) 在以後各期的 IRF 估計值的連線，上下兩條虛線代表 IRF 估計值正、負兩個標準差 ( $\pm 2$  S.E) 的連線<sup>4</sup>。

3 因非本文主要分析對象，為節省篇幅，其他國家的衝擊反應圖形及分析省略。

4 標準差係以 Monte Carlo 模擬過程 (500 次) 計算。



《圖 1》各國股市的衝擊台灣股市的反應



《圖 1》各國股市的衝擊台灣股市的反應（續）

由《圖 1》我們可以發現，當台灣股市本身或其他股市有一未預料到的衝擊發生時，台灣股價立即會有反應，但隨著時間經過，反應幅度會逐漸縮小，以至消逝。值得注意的是，如第 4.2 節所述，因各國股市係在不同時區交易，故台灣股市對來自不同地區股市之衝擊，初期的反應時間有所不同。例如，對來自台灣股市本身 (RTW) 及同一時區的亞太地區各股市 (RSK, RHK, RSIN, RJAP, RAUS, RMAL) 的衝擊，台灣股價在第 1 期(同一天)即會有反應。因時差關係，對美國 (RUS) 及歐洲股市 (RUK, RGM, RNEL) 的衝擊，第 2 天才會有較明顯的反應。另外，依循 Chowdhury (1994)，若 IRF 估計值正、負兩個標準差所圍成之區域帶 (band) 包含零，表示衝擊反應為不顯著；據此，我們可以發現，台灣股市對本身的衝擊一天即反應完畢，第 2 天起即不顯著。對來自其他股市的衝擊反應調整期大約為 2 天，自第 3 天起即不顯著。由此顯示，自 1991 年開放外資投資後，台灣股市對國內外股市的衝擊反應很有效率，此也隱含投資者很難利用國內外股市未預料到的訊息，在台灣股市獲得超額利潤。

## 5. 貿易關係、股市關聯性與股價反應

依《表 5》的股市關聯性及《圖 1》的股價衝擊反應結果，本節擬進一步分析，若台灣與各主要貿易國股市的關聯性及衝擊反應有所差異，貿易關係密切程度是否可以解釋這些差異？

### 5.1 貿易關係與股市關聯性

由《表 5》可以發現，雖然台灣股市的外生性相對較強，與他國股市的關聯性相對較低，但與各國股市的關聯性仍然呈現很大的差異。例如，台灣與新加坡及香港股市的關聯性 (5.9% 及 4.8%)，為與英國股市關聯性 (2.0%) 的 2 倍以上。除台灣外，由《表 5》我們也可以發現，其他國家情況亦同，各國與其貿易國股市的最高與最低關聯性差異甚大。

為分析貿易關係密切程度是否可以解釋股市關聯性的差異，我們以《表 5》台灣與各貿易國股市的 VDCs 值 (%), 及《表 2》各貿易國占台

灣的出口值、進口值與貿易總值的百分比(%)，計算兩者的相關係數( $\rho$ )，並以 $\rho$ 的大小來表現貿易密切程度與股市關聯性的關係： $\rho$ 越大(相關性越高)表示貿易關係密切程度對股市關聯性的差異解釋力越高。除台灣外，我們也應用相同的方法計算其他國家的 $\rho$ 值，《表 7》為所得結果。

《表 7》貿易關係與股市關聯性

來源 反應	台灣	日本	南韓	澳洲	香港	馬來 西亞	新加 坡	英國	荷蘭	德國	美國	$\rho$
台灣												
出口	-	10.71	1.91	1.59	21.47	2.27	3.49	2.67	3.10	3.71	25.86	<b>0.12</b>
進口	-	28.18	4.38	2.74	2.01	3.08	2.74	1.66	1.38	5.01	20.16	<b>-0.15</b>
貿易	-	19.02	3.09	2.14	12.20	2.66	3.13	2.19	2.28	4.33	23.15	<b>-0.01</b>
VDCs	-	3.31	2.84	2.82	4.82	3.46	5.90	2.04	2.61	2.83	2.50	
日本												
出口	6.82	-	6.28	1.99	6.30	2.96	4.68	3.35	2.40	4.89	29.25	<b>-0.01</b>
進口	4.32	-	5.20	4.62	0.76	3.20	1.80	2.06	0.59	4.00	22.43	<b>-0.05</b>
貿易	5.75	-	5.81	3.11	3.94	3.06	3.45	2.80	1.63	4.51	26.34	<b>-0.03</b>
VDCs	2.14	-	3.27	5.74	5.41	2.16	4.99	5.89	5.46	4.42	4.75	
南韓												
出口	3.32	12.87	-	1.50	7.53	2.25	4.02	2.59	1.33	3.77	20.47	<b>0.02</b>
進口	1.94	21.97	-	3.94	0.77	2.27	1.79	1.81	0.81	4.21	21.35	<b>-0.21</b>
貿易	2.65	17.41	-	2.72	4.14	2.26	2.88	2.22	1.07	3.99	20.90	<b>-0.12</b>
VDCs	2.39	3.59	-	3.91	6.10	2.94	5.94	3.72	3.33	3.18	3.33	
澳洲												
出口	4.57	22.30	7.41	-	3.86	2.43	5.00	3.80	1.18	1.52	8.29	<b>-0.20</b>
進口	3.35	17.04	3.54	-	1.38	2.54	3.31	6.57	1.08	6.46	24.38	<b>0.29</b>
貿易	3.95	19.64	5.45	-	2.60	2.49	4.15	5.20	1.13	4.03	16.45	<b>0.09</b>
VDCs	1.92	4.47	2.78	-	8.45	3.30	5.71	7.00	8.39	6.71	9.30	
香港												
出口	2.78	5.63	1.63	1.35	-	0.81	2.61	3.59	1.65	4.59	22.76	<b>-0.16</b>
進口	8.24	14.44	4.68	0.94	-	1.89	4.61	2.06	0.88	2.20	7.42	<b>-0.38</b>
貿易	5.59	10.16	3.20	1.14	-	1.37	3.64	2.80	1.26	3.37	14.87	<b>-0.30</b>
VDCs	2.62	3.98	3.85	7.72	-	7.84	13.06	6.20	5.75	5.02	5.39	

《表 7》貿易關係與股市關聯性（續）

來源 反應	台灣	日本	南韓	澳洲	香港	馬來 西亞	新加 坡	英國	荷蘭	德國	美國	$\rho$
馬來西亞												
出口	3.61	12.77	3.15	1.82	4.63	-	20.15	3.76	3.28	3.16	19.89	<b>0.32</b>
進口	5.24	24.16	4.21	2.61	2.31	-	14.13	2.88	0.80	3.96	16.70	<b>-0.03</b>
貿易	4.41	18.35	3.64	2.22	3.50	-	17.18	3.35	2.10	3.56	18.33	<b>0.15</b>
VDCs	2.38	2.03	3.03	4.33	10.93	-	13.29	2.67	3.15	3.79	2.25	
新加坡												
出口	4.31	7.53	2.83	2.43	8.26	16.57	-	3.01	2.81	3.43	19.14	<b>0.39</b>
進口	4.05	19.37	3.43	1.55	3.26	15.63	-	2.65	0.93	3.33	16.30	<b>0.03</b>
貿易	4.18	13.61	3.14	1.98	5.70	16.10	-	2.83	1.86	3.37	17.67	<b>0.20</b>
VDCs	2.97	3.54	3.92	5.53	13.95	10.34	-	4.94	4.88	4.79	5.28	
英國												
出口	0.55	2.21	0.68	1.38	1.62	0.66	1.13	-	7.36	12.18	12.93	<b>0.80</b>
進口	1.22	5.44	1.06	0.73	2.24	1.00	1.22	-	6.68	13.56	12.52	<b>0.73</b>
貿易	0.91	3.93	0.88	1.04	1.95	0.84	1.18	-	7.00	12.91	12.71	<b>0.77</b>
VDCs	0.64	3.58	1.79	4.50	4.51	1.47	3.48	-	18.32	12.64	10.54	
荷蘭												
出口	0.73	1.02	0.49	0.34	0.52	0.19	0.49	9.73	-	27.67	4.03	<b>0.86</b>
進口	1.57	4.09	0.68	0.29	1.27	1.01	1.02	9.24	-	20.97	8.99	<b>0.89</b>
貿易	1.14	2.49	0.58	0.32	0.88	0.59	0.74	9.49	-	24.46	6.41	<b>0.88</b>
VDCs	0.82	3.07	1.48	5.43	4.62	1.97	3.52	16.39	-	17.97	10.04	
德國												
出口	0.87	2.38	0.90	0.64	0.73	0.42	0.63	8.10	7.33	-	8.22	<b>0.84</b>
進口	1.24	5.44	0.98	0.28	0.59	0.63	0.67	6.63	8.62	-	7.54	<b>0.80</b>
貿易	1.05	3.83	0.93	0.47	0.66	0.52	0.65	7.41	7.94	-	7.91	<b>0.83</b>
VDCs	1.15	2.57	1.61	5.07	4.57	2.42	4.11	12.35	19.44	-	9.46	
美國												
出口	3.11	9.95	3.51	1.82	2.08	1.30	2.41	5.31	2.85	4.04	-	<b>0.06</b>
進口	3.98	15.57	3.02	0.59	1.39	1.96	2.11	3.70	0.90	5.06	-	<b>-0.19</b>
貿易	3.60	13.16	3.23	1.12	1.68	1.68	2.24	4.39	1.73	4.63	-	<b>-0.12</b>
VDCs	0.61	1.84	1.53	4.12	3.23	1.04	3.59	11.90	12.36	10.13	-	

- 註：1.橫軸（第 1 列）國家為縱軸（第 1 行）國家股市報酬率預測誤差變異數來源；  
 2.表內貿易數字為橫軸國家占縱軸國家出口值、進口值及貿易總值的百分比；  
 3. $\rho$  表示 VDCs (%) 與出口值、進口值及貿易總值 (%) 的相關係數；  
 4.貿易總值=出口值+進口值。

資料來源：1.出口值、進口值：Direction of Trade Statistics, Yearbook, IMF.

2.VDCs：《表 6》。



先觀察台灣情況。在出口關係方面， $\rho$  為正值 (0.12)，但在進口及總貿易關係方面， $\rho$  皆為負值 (-0.15 及 -0.01)，表示貿易關係越密切股市關聯性反而越低，與預期不符。值得注意的是，所有的  $\rho$  值 (絕對值) 皆很小，表示貿易關係密切程度與股市關聯性的差異幾乎無相關。此顯示，台灣與主要貿易國的貿易關係密切程度，應難以解釋或據以預測台灣與各國股市關聯性的差異。究其原因，地理區位相近程度可能才是更重要的因素。例如，與台灣股市關聯性較強的前五個股市依序為新加坡、香港、馬來西亞、日本及南韓，皆為台灣鄰近的亞洲國家。其次，雖然台灣自 1991 年起開放外資直接投資國內股市，但初期對投資資格、持股比例及投資金額等仍有頗多限制<sup>5</sup>；此外，台灣股價也有漲跌幅的限制 (7%)<sup>6</sup>。這些地理區位因素及制度面因素，可能會減低台灣股價在反映與各國的經濟整合程度，造成台灣與各貿易國股市的關聯性偏低，以及股市關聯性的差異與貿易關係密切程度無明顯相關。

接著觀察其他國家情況。由《表 7》我們可以發現，除歐洲三股市外，其餘國家 (包括美國) 的  $\rho$  值，無論是出口值、進口值或總貿易值，正、負號並不一致，且絕對值皆小於 0.4；同樣的，貿易關係密切程度也難以解釋股市關聯性的差異。比較特別的是英國、德國與荷蘭三個歐洲股市，

---

5 例如，1991 年限制只有外國專業投資機構 (QFII) 才可投資台灣股市，且限制總持股比例為 10%，個別持股比例為 5%，投資總額為 25 億美元，個別投資額度為 0.5 億元。之後這些限制逐漸放寬，1996 年起開放一般外國人 (GFII) 可來台投資，總持股比例改為 25%，個別持股比例改為 10%。1999 年，總持股比例及個別持股比例皆再放寬為 50%，個別投資額度調升為 12 億美元等。

6 我們也考慮了股價漲跌幅限制可能延長股價反應時間，故另以週資料估計股市關聯性 (VDCs) 及與貿易關係的相關係數 ( $\rho$ )，以減輕漲跌幅限制的可能影響，並檢測本文結果的頑強性 (robustness)。週資料計算結果如下，(1) 若 VAR 落遲期數 lag=1 (以 SC 最小值選取)，台灣股市 VDCs 與出口值、進口值、及貿易總值的  $\rho$  值分別為 0.08、-0.35、-0.15。(2) 若以 lag=4 (等於 1 個月) 估計， $\rho$  值分別為 0.08、-0.42、-0.19。同樣的， $\rho$  值皆很小或符號不符，貿易密切程度仍難以解釋台灣與各國股市關聯性的差異，故本文所得結果應具有頑強性。

$\rho$  值皆為正，且皆大於 0.7，表示此三個國家與其他國家股市之關聯性的差異，與貿易關係密切程度有明顯的正相關<sup>7</sup>。仔細觀察此三個國家為何具有高的  $\rho$  值？可能因此三個國家同為歐盟國家，且地理區位相近，彼此間的貿易關係密切程度及股市關聯性明顯的也皆較高（甚至高於與美國的關係）。

## 5.2 貿易關係與股價衝擊反應

其次分析，對來自國外股市之衝擊台灣股市的反應是否有差異？與各國的貿易關係密切程度是否會影響台灣股市的反應？

由《圖 1》我們可以發現，台灣股市的衝擊反應型態，除了對來自同一時區的亞太地區各國股市的衝擊第 1 天即有反應，對美國及歐洲股市的衝擊，因時差關係第 2 天才會有較大的反應外，台灣股市對國外股市的衝擊反應型態並無明顯不同。當國外股市未預料到的衝擊發生時，台灣股市皆會立即有反應，隨著時間經過，反應幅度皆會迅速縮小，雖然有些振盪，但自第 3 天起便都不顯著。換言之，股價訊息傳遞的型態，並不因貿易關係密切程度不同而有差別。

不過，值得注意的是，對來自國外股市之衝擊台灣股市的初期反應大小有所不同，其中以對新加坡（RSIN）及香港（RHK）股市的衝擊反應最大（ $>0.005$ ，第 1 天），此與變異數分解結果一致（股市關聯性較高）。但由《表 2》可知，新加坡無論在出口值、進口值及貿易總值方面，與台灣的貿易關係皆非最密切，香港也僅是台灣第二大出口國，在進口及總貿易關係上皆不若台灣與美、日密切。因此，台灣股市對新加坡及香港股市的衝擊反應較大，貿易關係密切程度應非主因。

由以上的分析顯示，台灣與各主要貿易國的貿易關係密切程度，並不會影響台灣股市對國外股市衝擊的反應型態，也不是影響初期反應大小的主因。換言之，貿易關係密切程度並無法解釋或預測台灣股價傳遞機能的

---

7 當以週資料估計時（lag=1 及 4），其他國家的結果同樣具有頑強性。

差異。先前研究 Soydemir (2000) 發現，國際間股價傳遞機能的差異與貿易關係密切程度有關：貿易關係越密切股價反應越大且反應型態越明顯越可預測。顯然的，此結論似乎並不適用於台灣股市。

## 6. 結論

台灣的經濟發展對貿易的依賴度很高，且自 1991 年起開放外資直接投資國內股市。本研究使用 1991 年後的資料，並以最新的一般化 IRF 分析法，探討 (1) 台灣與 10 個主要貿易國股市間的關聯性及股價的衝擊反應，(2) 貿易關係密切程度是否可以解釋台灣與貿易國股市關聯性的差異，及對來自不同貿易國股市之衝擊台灣股價反應的差異。這也是先前研究未曾探討的問題。

實證結果顯示，台灣股市報酬率的預測誤差變異數約 67% 係來自本身的衝擊，受各貿易國股市的影響程度約為 33%，相對於其他股市而言，台灣股市仍顯得較為孤立。但與先前的研究結果比較，台灣股市自 1991 年開放外資投資後，與其他股市的關聯性已明顯的大幅提高。此外也發現，台灣與各貿易國股市的關聯性存在明顯的差異，與亞洲鄰近國家股市的關聯性較高，其中與新加坡及香港股市的關聯性最高。衝擊反應分析顯示，台灣股市對來自國內外股市的衝擊反應調整期約只有 1~2 天，自第 3 天起即皆不顯著。此顯示，台灣股市對國內外股市未預料到的訊息反應頗有效率，也隱含自台灣股市更加開放後，投資者已很難利用國內外股市未預料到的訊息在台灣股市獲得超額利潤。

股市關聯性的差異與貿易關係密切程度的相關性分析顯示，雖然台灣與各貿易國股市的關聯性存在明顯的差異，但與貿易關係密切程度相關性很低，地理區位相近程度反而才可能是主因。另一方面，台灣股市對國外股市未預料到的衝擊，股價的反應型態並無明顯不同，貿易關係密切程度也非影響股價初期反應大小的主因，故而台灣與貿易國之貿易關係密切程度，應該不是影響股價傳遞機能差異的主因。換言之，先前研究 Soydemir

(2000) 的發現，似乎無法解釋台灣股市的情況。

最後，值得注意的是，影響股市關聯性及股價衝擊反應的可能經濟因素很多，這也是近期許多研究積極在探討的議題之一。參考先前研究的結果，本研究首次嘗試以貿易關係來檢測台灣的情況，後續相關的研究可以嘗試更多的其他因素，做進一步的探討。

### 參考文獻

- 徐守德 (1995)。亞洲股市間共整合關係之實證研究。《證券市場發展季刊》，7(4)，33-57。
- Bracker, K., Docking, D. S., and Koch, P. D. (1999). Economic Determinants of Evolution in International Stock Market Integration. *Journal of Empirical Finance*, 6, 1-27.
- Cha, B., and Oh, S. (2000). The Relationship between Developed Equity Markets and the Pacific Basin's Emerging Equity Markets. *International Review of Economics and Finance*, 9, 299-322.
- Chen, G. M., Firth, M., and Rui, O. M. (2002). Stock Market Linkages: Evidence from Latin America. *Journal of Banking and Finance*, 26, 1113-1141.
- Chen, N., and Zhang, F. (1997). Correlations, Trades and Stock Returns of the Pacific-Basin Markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, 559-577.
- Cheung, Y. W., and Lai, K. S. (1999). Macroeconomic Determinants of Long-term Stock Market Comovements among Major EMS Countries. *Applied Financial Economics*, 9, 73-85.
- Chowdhury, A. R. (1994). Stock Market Interdependencies: Evidence from the Asian NIEs. *Journal of Macroeconomics*, 16, 629-651.
- Dekker, A., Sen, K., and Young, M. R. (2001). Equity Market Linkages in the Asia Pacific Region: A Comparison of the Orthogonalised and Generalised VAR approach. *Global Finance Journal*, 12, 1-33.

- Elyasiani, E., Perera, P., and Puri, T. N. (1998). Interdependence and Dynamic Linkages between Stock Markets of Sri Lanka and Its Trading Partners. *Journal of Multinational Financial Management*, 8, 89-101.
- Engle, R. F., and Granger, C. W. J (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Eun, C. S., and Shim, S. (1989). International Transmission of Stock Market Movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256.
- Friedman, J., and Shachmurove, Y. (1997). Co-movements of Major European Community Stock Markets: A Vector Autoregression Analysis. *Global Financial Journal*, 8, 257-277.
- Hall, A. (1994). Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data Based Model Selection. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461-470.
- Janakiraman, S., and Lamba, A. S. (1998). An Empirical Examination of Linkages between Pacific-Basin Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 155-173.
- Jeon, B. N., and Von Fursenberg, G. M. (1990). Growing International Co-movement in Stock Price Indexes. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 30, 15-30.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S., and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kasa, K. (1992). Common Stochastic Trends in International Stock Markets. *Journal of Monetary Economics*, 29, 95-124.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

- Leachman, L. L., and Francis, B. (1995). Long-run Relations among the G-5 and G-7 Equity Markets: Evidence on the Plaza and Louvre Accords. *Journal of Macroeconomics*, 17, 551-577.
- MacKinnon, J. G. (1991). Critical Values for Cointegration Tests. in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, 267-276. Oxford: Oxford University Press.
- Masih, R., and Masih, A. M. M. (2001). Long and Short Term Dynamic Causal Transmission among International Stock Markets. *Journal of International Money and Finance*, 20, 563-587.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- Pesaran, M. H., and Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economic Letters*, 58, 17-29.
- Pretorius, E. (2002). Economic Determinants of Emerging Stock Market Interdependence. *Emerging Markets Review*, 3, 84-105.
- Rogers, J. (1994). Entry Barriers and Price Movements between Major and Emerging Stock Markets. *Journal of Macroeconomics*, 16, 221-241.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984). Testing for Unit Root in Autoregressive Moving Average Series of Unknown Order. *Biometrika*, 71, 599-607.
- Sheng, H. C. and Tu, A. H. (2000). A Study of Cointegration and Variance Decomposition among National Equity Indices before and during the Period of the Asian Financial Crisis. *Journal of Multinational Financial Management*, 10, 345-365.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sims, C. A. (1988). Bayesian Skepticism on Unit Root Econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 463-474.
- Soydemir, G. (2000). International Transmission Mechanism of Stock Market

Movements: Evidence from Emerging Equity Markets. *Journal of Forecasting*, 19, 149-176.

Von Furstenberg, G. and Jeon, B. N. (1989). International Stock Movements: Links and Messages. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 125-167.

# Stock Market Interdependence between Taiwan and Its Major Trading Partners: A Generalized IRF Analysis

*Zong-Shin Liu\* Kung-Cheng Lin\*\* Mei-Ying Lai\*\*\**

## Abstract

Using the newly-developed generalized IRF approach, this paper firstly explores the interdependence and price responses between the stock markets of Taiwan and its 10 major trading partners after Taiwan opened to foreigners to invest its domestic stock market in 1991, and then analyzes whether difference in trade relations can explain difference in stock market interdependence and stock price transmission mechanisms. Empirical findings indicate that about 67% of variance of returns in the Taiwan stock market is originated from its own innovations. The interdependence between the stock markets of Taiwan and its trading partners are very different, and the interdependence with the Singapore and Hong Kong markets are the strongest. The responses of the Taiwan stock market to the unexpected innovations originated from both the domestic and foreign markets are quite efficient. However, the correlations between stock market interdependence and trade relations are very low. Impulse responses (magnitudes and patterns) to foreign innovations are also insignificantly related to trade relations. It seems that in the case of Taiwan difference in both stock market interdependence and stock price responses can not be explained by the tightness of trade relations.

**Key words:** Rates of return; Trade relations; Generalized variance decomposition (impulse response)

**JEL Classification:** G15

---

\* Professor, Department of Economics, Feng Chia University. E-mail : zsliau@fcu.edu.tw.

\*\* Associate Professor, Department of Public Finance, Feng Chia University

\*\*\* Ph. D. student, Department of Economics, Feng Chia University