

美國股市及其總體經濟變數間關連性 與波動性之研究－ VEC GJR DCC-GARCH-M 之模型應用

劉祥熹、涂登才*

摘 要

臺灣經貿與證券投資情形常隨美國經濟景氣與股市投資有連動關係，瞭解美國股市及其經濟變數關聯性與波動效果之相關資訊能提供國內外投資人在股市投資決策上有所助益，又國內外文獻大多認為股票市場與總體經濟具有互動性。因此，本文嘗試建立 VEC GJR DCC-GARCH-M (vector error correction GJR dynamic conditional correlation-GARCH in mean) 模型以進行美國股價與其總體經濟變數間關連性、波動性、不對稱現象及風險變動效果之實證研究。基於該項上述研究動機與目的，本文研究變數分別選取美國那斯達克 (National Association of Securities Dealers Automated Quotation, NASDAQ) 綜合指數、消費者物價指數 (consumer price index, CPI)、貨幣供給量 (M_{1b}) 與美元指數進行實證分析。基本上，實證結果發現本研究所選取之總體經濟變數皆能預測美國股價報酬率之走勢，且亦證實美國股票市場為該國景氣的領先指標。本研究亦同時驗證美國股市具有高風險高報酬之風險溢酬效果。另外，波動性效果方面，美國股價報酬率變異數會受其本身前一期之影響，此意謂美國股價報酬率之波動性具備 GARCH 效果且可藉由本身前一期的條件變異數加以預測。至於美國國內波動之外溢效果，負向非預期衝擊將比正向非預期衝擊引起更大之波動，故美國股價報酬率與匯率變動率變異數存在波動不對稱性之槓桿效果 (leverage effect)，此意謂好壞消息造成股價波動有不同的效果，大抵而言壞消息波動效果大於好消息之波動效果。

關鍵詞：股價指數、總體經濟變數、共整合檢定、VEC GJR DCC-GARCH-M 模型
JEL 分類代號：C32, C52, F30, G15

* 兩位作者分別為聯絡作者：劉祥熹，國立臺北大學國際企業研究所教授，23741 新北市三峽區大學路 151 號，電話：02-86741111 轉 66850，E-mail: hsiang@mail.ntpu.edu.tw。涂登才，國立臺北大學國際企業研究所助理教授，23741 新北市三峽區大學路 151 號，電話：02-86741111 轉 67716，E-mail: ttu@mail.ntpu.edu.tw。

投稿日期：民國 98 年 2 月 17 日；修訂日期：民國 98 年 6 月 29 日；
接受日期：民國 99 年 11 月 11 日。

1. 前言

眾所周知，資本市場係能夠提供長期金融工具進行交易之場所。資本市場主要由股票市場與債券市場所構成，其中股票市場之趨勢與動向更是一國經濟體系榮枯與否的重要參考指標。因此，影響股票價格變動之各種因素在學術界與實務界中受到廣泛的討論。一般而言，影響股票價格變動的因素繁多且複雜，本文在歸納國內外相關研究後發現影響股票價格變動之因素大致可分為基本因素、交易活動因素、制度因素、產業因素、公司因素及其它因素等，其中又以基本因素最為重要，此乃因國內外的研究大多認為股票市場與總體經濟之盛衰具有密切之關聯。因此，本文嘗試透過多變數向量誤差修正模型加以探討股價與總體經濟變數間之關係，以期藉由實證模式發現美國股市其股價與總體經濟變數間之因果關係 (causality)，該項因果關係研究過程中亦以不對稱之多變數 VEC GJR DCC-GARCH-M (vector error correction GJR [Glosten, Jagannathan and Runkle] dynamic conditional correlation-GARCH in mean) 模型進一步評估美國主要總體經濟變數與其股價報酬波動之動態互動關聯性。

股票市場波動性 (volatility) 推估是財務與經濟領域中的重要研究課題。波動性代表風險。財務領域中所定義的風險為利用金融工具進行投資、投機、套利或避險等操作行為時所遭致財務損失之情況。大致而言，股票市場的波動性越大代表投資大眾所需承擔之風險越高，且易增加股價走勢的不確定性與股票操作上的困難度，進而降低社會大眾的投資意願。因此，如何有效預測與降低股票市場之波動性遂為學術界與實務界重要的研究方向，此亦為產業與政府相關單位所重視之議題。為凸顯股價與其所受總體經濟變數之互動因果與波動性外溢效果，本文選擇美國股市與其總體經濟變數間之關連性作為研究物件，其中美國股市變數為美國科技類股具帶代表性的那斯達克 (National Association of Securities Dealers Automated

Quotation, NASDAQ) 綜合指數作為本文該項相關的分析，乃美國高科技類股較與其經濟景氣變動有較密切的互動性，而較易顯現美國股市與其總體變數之互動關聯與外溢效果。另外，本文在最初行文即針對美國股市有關的股價做相關性分析，均指出 NASDAQ 綜合指數與道瓊工業指數 (Dow Jones Industrial Average, DOW JONES) 或標準普爾 500 指數 (Standard and Poor 500 Index, S&P 500) 指數間兩兩股價相關係數均高達 0.95 以上。故而本研究行文初衷，乃考慮以美國高科技股價與其總體經濟變數之關聯性作為分析上的考慮。其實，NASDAQ 綜合指數是代表美國各工業部門類的市場價值變化的晴雨表，NASDAQ 綜合指數比 S&P 500 指數、道瓊工業指數（它僅包括 30 個大公司）更具有綜合性。目前，NASDAQ 綜合指數包括 5,000 多家公司，超過其他任何單一證券市場。因為它有如此廣泛的基礎，已成為最有影響力的證券市場指數之一，此也是本文研究以美國 NASDAQ 綜合指數作為美國股市相關分析之重要原由。有鑑於此，本研究集中探討美國 NASDAQ 綜合指數股價與其總體經濟變數間之因果關係外，更著眼美國股市其股價與總體經濟變數間之波動性研究，並透過建立 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型以進行美股股價與總體經濟變數間其關連性、波動性、不對稱性及股票報酬風險溢酬效果或總體變數波動性對其平均變動率影響效果等之實證研究，以期能針對本研究主題進行通盤而完整的探討。

本文除前言外，第二節為股價與總體經濟變數間關連性及波動性等相關文獻之探討。第三節為主要研究方法與實證模型之設定與說明。第四節為美股股價與其總體經濟變數間之實證結果與分析。最後則為本文之結論。

2. 文獻探討

國內外對於股價指數與總體經濟變數之研究尚多，本節針對股

價指數與總體經濟變數間關聯性與波動性之相關文獻進行回顧，有關對重大事件發生所引發結構轉變之文獻亦一併探討。探討總體經濟變數對資本市場影響效果之主要文獻方面，Branson (1977) 將匯率變動視為調整投資組合之重要影響因素之一，其實證結果顯示投資者進行持有不同國家債券及貨幣時，具有計價幣別走強，吸引國際法人資金進駐及債券價格上漲之趨勢。Aggarwal (1981) 則探討總體經濟變數中之匯率變動與美國股市兩種指數（紐約證券交易指數 (New York stock exchange, NYSE) 及 S&P 500）間其波動度之關聯性，該文實證結果顯示短期之匯率變動與股價指數間呈現正相關變動且其影響效果甚鉅。Fortune (1989) 分析美國 1978 年至 1987 年的票券市場、債券市場及股票市場之報酬率與總體經濟變數的關聯性，其結果發現股票市場的報酬率與景氣循環波動有關。Ajayi and Mougoue (1996) 進一步以八個主要經濟體國家之匯率與股價指數之動態關係進行實證並指出股價指數與匯率間具有長短期之差異影響效果；短期間各國匯率變動與該國之股價指數呈現負相關，反觀長期，則具有正向之影響效果。此外，總體經濟與匯率市場之關聯性方面之探討，Hatemi and Irandoust (2002) 探討瑞典之股價與匯率之因果關係發現由股價影響有效匯率之單向因果關係。Pan et al. (2007) 探討東亞七國股票與匯率間之動態關連性發現香港呈現雙向因果關係，日本、馬來西亞及泰國呈現由匯率影響股價之單向因果關係，而韓國與新加坡則呈現由股價影響匯率之單向因果關係。Erbaykal and Okuyan (2007) 探討 13 個開發中國家股匯市之關聯性，其結果發現其中有八個國家股匯市間呈現因果關係，其中有五個國家呈現股價影響匯率之單向因果關係，其餘三個國家則呈現雙向之因果關係。Aydemir and Demirhan (2009) 探討土耳其之股價與匯率間之因果關係，其實證結果顯示各類股價指數與匯率間呈現雙向之因果關係。

有關貨幣供給或利率與股價指數動態互動關係之探討，Cutler et al. (1989) 探討利率與股價之關連性，發現長短期利率對股票超

額報酬具有預測能力。Campbell and Shiller (1991) 則驗證利率期限結構有助於預測股票超額報酬。Abdullah and Hayworth (1993) 採用向量自我迴歸 (vector auto-regression, VAR) 模型探討倫敦證券交易所其股價指數與總體經濟數之衝擊反應分析 (impulse response analysis) 及其變異數分解 (variance decomposition)，該文實證結果顯示貨幣供給成長率之不確定性將直接影響其利率變化，並同時影響其總體經濟變數如國民所得、物價水準及貨幣需求，且貨幣供給成長率亦為股價及利率變化之主要影響因素之一。當利率不穩定時，將促使股價及債券之投資風險提高，此亦將促使投資人將其投資組合中之資金予以重新配置，進而提高其貨幣需求。再者，企業於融資決策及投資決策上亦因利率之不確定性進而提高其資金風險而降低其投資需求。貨幣供給或利率指標早已成為各研究機構探討總體經濟影響之主要因數，尤其以貨幣供給或利率變動對長短期利差的走向更為其關注的對象。國外相關文獻將長短期利差視為最能有效解釋景氣循環的領先指標 (Estrella and Hardouvelis, 1991; Friedman and Kuttner, 1998)，且利差不僅能解釋景氣循環的變化、貨幣或財政政策的實施、外匯控管之行為及各總體變數之過程，更對匯率、工業生產指數及通貨膨脹（物價水準變動率）等變數皆具有影響效果。Li and Hu (1998) 探討考慮在各種不同經濟成長的狀態下，股票市場對於總體經濟訊息之宣告反應，其實證結果發現，股票市場對同一項總體經濟變數的宣告在不同經濟成長的狀態下會有不同的反應。此外，Galbraith and Tkacz (2000) 針對 G-7 國家使用門檻模型 (threshold model) 檢測其長短期利差對實質國內生產毛額 (gross domestic product, GDP) 影響是否存在不對稱的現象，實證結果發現長短期利差的變動行為（該利差變動亦有部分由貨幣供給變動所引發），除了對美國與加拿大兩國 GDP 之影響效果具有顯著之不對稱性現象外，其餘的國家對利差變動皆存在對稱性之影響效果，此不對稱性現象之存在顯示由貨幣供給影響而產生之利率變化對 GDP 影響之資訊反應之時間變化過程有其不對稱之變動走向。

股價報酬與景氣循環的領先與落後關係方面，Fama (1981) 發現股價報酬與實質經濟活動間存在正向關係，且股價報酬領先總體經濟變數之變動。Thornton (1993) 採用 Granger 的因果關係法探討英國貨幣供給、實質產出與股價的相互領先關係，其結果顯示股價報酬確實為實質產出的領先指標。Domian and Louton (1995) 以工業生產指數成長率作為景氣循環代替變數以檢測美國股票報酬與工業生產指數成長率之領先落後關係，其實證結果顯示當股價報酬為負時，工業生產成長率將會明顯下降；反之，其工業生產成長率將僅微幅上升。Choi et al. (1999) 利用共整合模型與誤差修正模型，探討七大工業國家之股價報酬率與工業生產指數成長率之間的關係，其結果發現除義大利外，七大工業國家在此兩變數間均存在明顯的長短期均衡關係，且實質股價報酬率與工業生產成長率確實具有顯著的領先或落後之因果關聯性。Kurihara (2006) 在探討股價與總體經濟變數之關係時發現匯率可對股價產生重大影響，該文亦同時指出許多因素，例如企業績效、股利、其他國家之股價、GDP、匯率、利率、貨幣供給、就業量等皆對股價具有重大影響效果，此意謂股價與總體經濟變數間具有密切之關連性，並引發本文探討股價與總體經濟變數關聯性的重要理由。

金融資產波動性之探討方面，Engle (1982) 針對變異數隨時間而改變之現象，提出自我迴歸條件異質變異數 (autoregressive conditional heteroskedasticity, ARCH) 模型。Bollerslev (1986) 則進一步將其模型拓展成更一般化之自我迴歸條件異質變異數 (generalized ARCH, GARCH) 模型，以描述波動隨時間變化之叢聚現象。Hamilton (1989) 探討財務金融市場之波動過程為一具有一階差分序列之非線性定態過程。Hamilton (1989) 並進一步利用間斷狀態移動之馬可夫轉換迴歸來描述自我迴歸過程中其參數變動的特性，其實證結果顯示採用經濟衰退及成長狀態之移動模型，其較低階之落後期自我迴歸模型更具備能捕捉其景氣循環資料之內含資訊。Engel and Hamilton (1990) 應用馬可夫轉換模型 (Markov-

switching model) 探討美元、馬克與法郎的匯率資料，其結果發現利用馬可夫轉換模型預測匯率走向時，其誤差較傳統隨機模型為佳。Hamilton and Susmel (1994) 複以 Markov-switching ARCH 模型描繪股價之波動度，該文研究結果發現高波動區間與經濟衰退息息相關。同時該文實證結果亦確認先前學者提出之股價降低所導致波動度增加幅度較股價上升所導致波動度降低幅度為高之現象。Cai (1994) 藉由合併 Engle (1982) 之 ARCH 模型與 Hamilton (1989) 之馬可夫轉換模型，發展新的衡量財務時間序列變動之模型，並利用此 Markov-ARCH 模型檢驗美國 3 個月期國庫券超額報酬波動持續性的問題。其實證結果顯示狀態移動 (regime shifts) 對股價報酬率時間序列資料具有結構性改變影響效果也不容忽視。Smith (2002) 利用馬可夫轉換模型與隨機波動模型來比較短期利率的預測能力，其實證結果發現馬可夫轉換模型考慮經濟在高波動與低波動方面的轉變，在估計短期利率時較為合適，故為較佳的利率預測模型。

多變數 GARCH 模式之研究文獻中，Kanas (1998) 進一步以雙變數 EGARCH 模型驗證跨國市場間其波動不對稱過程具有傳遞特性，即當一市場產生負面消息時可能較其正面消息容易引起另一市場更大幅度之波動。Andersen et al. (2007) 及 Chow et al. (1997) 實證發現匯率變動對債券市場之價格變化具有一定程度之解釋力。Davis and Kutan (2003) 利用多變數 GARCH 模型研究已開發及開發中國家其總體經濟波動與股票市場波動之關係，該文利用通貨膨脹及實質產出的動向衡量其總體經濟之波動，其實證結果發現總體經濟波動對於股票市場波動之預測能力偏弱。該些文獻大致以多變數 GARCH 模型分析股市與總體經濟變數之關連性。Chiang et al. (2007) 引用多變數動態相關 (dynamic conditional correlation, DCC) 之 GARCH 模型檢視金融危機下亞太地區主要國家股市互動性，其發現股市間的連動除股市間資訊遞移外，重大事件如亞太金融風暴期間，亞太地區各國股市關聯性要比非風暴期間來得大，其以各國股市股價相關係數大小會隨時間不同而有所差異，因而指出股市間

的互動或所受金融環境衝擊而導致股市間相關性改變時，宜以 DCC-GARCH 型態模型加以建構與衡量。

Rapach and Strauss (2008) 配適其具有結構變化 (structural breaks) 之 GARCH (1,1) 模型以預測美國匯市之日報酬波動度。Kiliç (2007) 則採用分數整合 GARCH (fractional integrated GARCH, FIGARCH) 模型與反轉常態高斯 (normal inverse gaussian, NIG) 分配以捕捉具有時間變化、長期記憶性及非對稱性偏態與厚尾型態之財金資料，其實證結果顯示於非對稱性 NIG 誤差分配下 FIGARCH 模型能良好刻畫其日匯率報酬並預測其波動度，此亦為本研究進一步採用不對稱 GARCH 模型進行配適非預期的正向或負向衝擊對條件變異數所造成的波動影響的主要原因。

有關重大事件發生所引發結構轉變的問題方面，過去文獻普遍發現國際股市之傳導效應於 1987 年 10 月 8 日（「黑色星期一」）美股大崩盤後產生結構性的改變，國際股市間互動程度也因美國該項金融事件發生後亦顯著提升 (Liu and Pan, 1997 ; Kanas, 1998)。隨後 1997 年 7 月由泰國引發的金融危機亦使得東亞各國經濟體系遭受嚴峻衝擊，連帶使得亞洲各國之股匯市出現暴跌而可能產生結構性的改變。在 2000 年 3 月至 2001 年 12 月網路泡沫化 (dot-com bubble) 期間，Ljungqvist and Wilhelm (2003) 的實證結果顯示初次公開發行 (initial public offerings, IPO) 之蜜月期間的報酬及其它訂價行為要素之結構轉變 (regime shift) 至少部分可由 IPO 前股權結構與內部人士銷售行為之重大改變來解釋此種現象發生的原因，亦即科技泡沫事件會對股價報酬產生結構改變之效果。Nguyen and Bellalah (2008) 重新檢視新興市場股市自由化過程中其波動度之動態轉變，其實證結果顯示，股市自由化之宣告雖對波動度並未產生立即性之結構性改變，但在自由化過程中的其他事件中卻會產生結構性之改變。此外，Homan (2009) 採用 GARCH 模型探討 911 事件發生前後股市波動持續性是否產生持續性改變，其實證結果顯示 911 事件發生後波動持續性將會產生增加的現象。根據上述該些重

大事件發生對股市衝擊的相關研究，大致可知股價指數與總體經濟變數間之關係受到該重大事件衝擊將產生結構性轉變。因此，本研究在估計相關參數時亦將一併考慮此重大事件發生所引發結構轉變的問題，此為該些文獻對本文模式建構過程中納入事件反應效果有重要之啟示。

綜上文獻所評述可知，股價與總體經濟變數間存在某種程度的互動關係，且此互動關係亦可能因重大事件發生而引發結構性的轉變，該類訊息均有利於本文建構美國股市及其總體經濟變數間關聯性與波動性模式之啟示，故本文擬透過建立 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型以進行美國股價與總體經濟變數間關連性與波動性之研究，其中模式建構過程中亦未忽略事件發生所帶來的結構改變效應。

3. 研究方法與實證模型之建構

本節主要分為兩部分。第一部分說明建立 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型所需之相關統計分析。第二部分則說明探討美股股價與總體經濟變數間關連性與波動性時，其實證模型之建構方式與其相關之說明。

3.1 ICSS 運算法於波動變異 (結構性改變) 時點之檢測

Inclán and Tiao (1994) 提出疊代平方累積加總額 (iterated cumulative sums of squares, ICSS) 運算法，用以檢測時間序列資料中多重結構性改變時點發生的位置。此方法假設時間序列期初變異數呈一穩定狀態直至變異數突然發生改變為止，而此過程隨時間不斷重複，直至下一個未知的改變發生於變異數中。令 $\{a_t\}$ 為一種服從平均數為零及變異數為 σ_t^2 之常態分配的獨立序列，而 τ_j^2 ， $j=0,1,\dots,N_T$ 則代表在每一區間之變異數， N_T 為 T 個觀察值中所檢測到變異數發生結構性改變之總數。在改變點的區間集合 $1 < t_1 < t_2 < \dots < t_{N_T} < T$ 內，時變之變異數分別為：

$$\begin{aligned}
 \sigma_t^2 &= \tau_0^2 & \text{for } 1 < t < t_1, \\
 \sigma_t^2 &= \tau_1^2 & \text{for } t_1 < t < t_2, \\
 & \vdots \\
 \sigma_t^2 &= \tau_{N_T}^2 & \text{for } t_{N_T} < t < T.
 \end{aligned} \tag{1}$$

為估計變異數結構性改變時點之個數及其每一區間改變點的位置，須計算獨立序列 $\{a_t\}$ 之累積平方加總。令 $C_k = \sum_{t=1}^k a_t^2$ ， $k=1, \dots, T$ ，為該序列由時間 1 至第 k 個點中心平均值 (mean-centered) 平方加總。統計量 D_k 定義如下：

$$D_k = \left(\frac{C_k}{C_T} \right) - \frac{k}{T}, \quad k=1, 2, \dots, T, \quad \text{且 } D_0 = D_T = 0. \tag{2}$$

若估計樣本期間內變異數沒有發生變動時， D_k 的值將在零之間波動 (在水準橫軸線為 0 上下附近隨意變動)。相反的，當該序列的變異數發生一個或多個結構性改變時， D_k 的值將由零增加或減少。在齊質變異數 (homogeneous variance) 的虛無假設下，根據 D_k 的分配可導出臨界值來檢測在已知機率下變異數是否已存在顯著的改變。當 D_k 絕對值的最大值大於臨界值時，即拒絕其虛無假設。令 k^* 為達到 $\max_k |D_k|$ 時的 k 值，當最大 $\sqrt{(T/2)}|D_k|$ 的值超過先前所決定界限 (predetermined boundary) 時，其所表示的即為所估計之結構性改變時點的位置。

然而，當時間序列本身存在多個結構性改變時點時，潛在的面具效果 (masking effects) 將使得 D_k 函數本身不具備充分性。為解決此一問題，Inclán and Tiao (1994) 建議利用 D_k 函數，有系統地尋找該序列在不同區間內的結構性改變時點位置。

為檢測波動的改變位置，首先定義以對數差分所表示之資產報酬率關係：

$$r_{i,t} = (\log P_{i,t} - \log P_{i,t-1}) \times 100, \quad (3)$$

此處， $P_{i,t}$ 為第 i 個資產價格 (指數)。在進行 ICSS 運算法檢定程式時，需利用去除平均值 $\mu_{i,t}$ 之資產報酬率 $a_{i,t}$ 來加以檢驗，即

$$a_{i,t} = r_{i,t} - \mu_{i,t}。 \quad (4)$$

加總 $a_{i,t}$ 的平方得到 C_k ，並依 (2) 式的關係，將 C_k 標準化可得 D_k 。獲得 D_k 後，便可利用 ICSS 運算法來檢驗某一時間序列中的多重結構性改變時點。

3.2 VEC 模型之相關理念與統計分析

進行美股股價與總體經濟變數之實證研究時須針對所有相關變數進行一連串的統計分析，其中包括共整合檢定、VAR 模型、向量誤差修正 (vector error correction, VEC) 模型及模型合適性診斷檢定等，此將於本小節中逐一說明。

3.2.1 共整合相關理念

Johansen (1988) 及 Johansen and Juselius (1990) 所提出之共整合檢定法系以高斯向量自我迴歸 (Gauss VAR) 模型為基礎，利用最大概似法加以求得共整合向量估計式。該模式考慮季別且假設 X_t 為一 $(p \times 1)$ 之變數向量，且其所有的變數均為 $I(1)$ 序列。如此則可設定其落後 k 期之 VAR 模型如下：

$$X_t = \alpha + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \Pi_3 X_{t-3} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T, \quad (5)$$

其中 α 為一 $(p \times 1)$ 常數向量， k 為落後期數， D_t 為中心化後期望值為零之季節虛擬變數 (seasonal dummy variable)， $\varepsilon_t \sim iid N(0, \Lambda)$ ，且 Λ 為 $(p \times p)$ 之殘差項變異數矩陣。

令 L 為落後運算因數 (lag operator) 且 $\Delta = 1 - L$ 為差分運算元，則 (5) 式之一階差分可表示如下：

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \alpha + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T, \quad (6)$$

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i), \quad i=1, 2, \dots, k-1, \quad (7)$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k), \quad (8)$$

其中 I 為單位矩陣， Π 為 $(p \times p)$ 階之係數矩陣。 Π 可解釋為所有落後項之線性組合，亦可稱為衝擊矩陣 (impact matrix)。此衝擊矩陣之秩 (rank) 可決定變數間所存在的共整合向量個數，並進而決定其存在長期關係之變數個數。

Johansen (1988) 提出兩種概似比檢定法，即軌跡檢定法 (trace test) 及最大特性根檢定法 (maximum eigenvalue test)，以檢定模型中是否存在 r 個共整合向量。此外，依照 Granger 之表現定理可將 Π 分解成 $\alpha\beta'$ ，其中 α 與 β 為兩個 $(p \times r)$ 之矩陣。 β 矩陣的 r 個行向量即為共整合向量， α 則為調整係數。若 α 值越大，則表示當模型處於非均衡狀態時，其調整至均衡水準的平均速度越快。

3.2.2 向量自我迴歸 (VAR) 模型

Sims (1980) 基於結構模型認定的困難性，因而提出 VAR 模型。此 VAR 模型毋需考慮變數間之因果關係，亦不需要有先驗的理論基礎。其主要作法為將模型內的所有變數皆視為內生變數，再以一組迴歸方程式而非單一方程式來表示各個變數間的動態關係。VAR 模式可設定如下：

$$Y_t = \sum_{i=0}^n \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = H \neq 0, \quad E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') = 0, \quad (9)$$

其中 Y_t 為 $(n \times 1)$ 向量所組成具有聯合共變異定態 (jointly covariance stationary) 之線性隨機過程 (linearly stochastic process)； Y_{t-i} 係由 Y_t 向量落後期所組成之 $(n \times 1)$ 向量； β_i 為 $(n \times n)$ 之係數矩陣； ε_t 代表隨機衝擊的結構干擾項 (structural disturbance)，且為一 γ $(n \times 1)$ 的一期預測誤差 (one-step ahead forecast error)； H 為 $(n \times n)$ 的共變異矩陣； $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') = 0$ 表示每一迴歸式皆具時間序列獨立之特性，但由於 $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = H \neq 0$ ，故其為一個殘差項當期相關的聯立方程組。

3.2.3 向量誤差修正 (VEC) 模型

向量誤差修正模型主要透過誤差修正項加以表示其變數間之長期均衡關係。該模型可設定如下：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1(\beta' Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

其中 β 為共整合向量，且 $\beta' Y_{t-1}$ 為誤差修正項。依 (10) 式可瞭解若欲估計向量誤差修正模型，則須先估計其共整合向量，並透過於 VAR 模型中所選取的落後期數來讓殘差項符合白噪音後，再應用遞迴最小平方法 (recursive least square) 予以估計其誤差修正項。

3.2.4 模型合適性診斷檢定

實證模型之建構前後，須先針對所欲研究之時間序列資料與模型進行一系列的診斷檢定 (diagnostic test)，以確保實證模型之統計推論與研究內容正確無誤。本文所採用的模型合適性診斷檢定主要包括常態性檢定 (Jarque and Bera, 1987)、序列相關檢定 (Ljung and Box, 1978)、異質性檢定及不對稱性檢定 (Engle and Ng, 1993)。其中本文所採用之不對稱性檢定方式又包括符號偏誤檢定法 (sign bias test)、負程度偏誤檢定法 (negative size bias test)、正程度偏誤檢定法 (positive size bias test) 及聯合檢定法 (joint test) 等四種不

對稱性檢定法。

3.3 本文 DCC-GARCH 基本模型之推導與延伸

本文旨在針對美國股市及其總體經濟變數間關連性與波動性進行探討，為求研究架構之嚴謹性，本研究於關連性研究方面透過共整合檢定尋找出股價報酬與總體經濟變數間的長期均衡關係後，再將誤差修正項納入所設定之多變數 GARCH 模型中，以期能提升多變數 GARCH 模型之解釋能力並觀察股價報酬與總體經濟變數間長短期之動態調整過程。此外，關於不對稱 GARCH 模型的選擇方面，GJR-GARCH 模型相較於其他不對稱 GARCH 模型具有模型配適程度較高的優點 (Engle and Ng, 1993 ; Fornari and Mele, 1997)。因此，本研究遂以 GJR-GARCH 模型建構本文之實證引用模型。

鑑於本文嘗試將美國股價報酬與其總體經濟變數納入不對稱 GARCH 模型中，且研究中所採用之總體經濟變數包含美國之股價、物價、貨幣供給及匯率等變數，因此必須採用多變數 GARCH 模型加以進行其資料之配適。雖然多變數 GARCH 模型的設定可分為多種不同形式，本研究的多變數 GARCH 模型設定方式則是以 Engle (2002) 所發展變數間之條件相關係數矩陣具有時變效應之有關動態結構性質之動態條件相關 (dynamic conditional correlation, DCC) 為基礎加以推導而建立。本文以 DCC 形式推廣設定多變數 GARCH 模型主要系基於多變數 GARCH 模型具有較為符合現實金融資料的特性且能夠捕捉條件共變異數或條件相關係數具有隨時間而改變 (time varying) 的效果。本研究參考 Engle (2002) 文獻，以下列設定來避免參數過多問題，並以 DCC 下的雙變數 GARCH 模型為例，作為推導本文實證分析所建構含 DCC 成分之四變數 GARCH 模式之基礎。

令 $r_{i,t}$ 為平均數為 0 之數列資料， $i=1$ 表股票報酬率， $i=2$ 表總體變數變動率，則動態條件相關定義為 $\rho_{12,t} = E_{t-1}(r_{1,t}r_{2,t}) / \sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2)E_{t-1}(r_{2,t}^2)}$ ，再令 $\sigma_{i,t}^2 = E_{t-1}(r_{i,t}^2)$ ，則 $z_{i,t} = r_{i,t} / \sigma_{i,t}$ ，相關係數

可寫成 $\rho_{12,t} = E(z_{1t} z_{2t})$ 。Engle (2002) 建議可對下列 GARCH 共變異過程加以估計，其為加權平均之條件共變異方程式：

$$q_{12,t} = \bar{\rho}_{12} + \alpha(z_{1,t-1}z_{2,t-1}) + \beta(q_{12,t} - \bar{\rho}_{12}) , \quad (11)$$

其中 $\bar{\rho}_{12}$ 為非條件相關，而 $\rho_{12,t} = q_{12,t} / \sqrt{q_{11,t}q_{22,t}}$ 為動態條件相關性，隨時間變動而改變，其值介於-1 至 1 之間。將個別加權平均之 q_{ij} 代入式中可獲雙變數下 $\rho_{12,t}$ 之動態相關係數。

又依據 Bauwens et al. (2006) 及 Chiang et al. (2007) 之 (6) 式所導出之條件相關式如下：

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12} + \alpha z_{1,t-1}z_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{\sqrt{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{11} + \alpha z_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1}} \sqrt{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha z_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1}}} , \quad (12)$$

將此 $\rho_{12,t}$ 代入下式 $h_{12,t}$ 中，可導出條件共變異方程式之過程如下：

$$\begin{aligned} h_{12,t} &= \rho_{12,t} \cdot \sqrt{h_{11,t}h_{22,t}} = \frac{q_{12,t}}{\sqrt{q_{11,t}q_{22,t}}} \sqrt{h_{11,t}h_{22,t}} \\ &= \frac{[(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12} + \alpha z_{1,t-1}z_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}]}{\sqrt{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{11} + \alpha z_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1}} \sqrt{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha z_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1}}} \sqrt{h_{11,t}} \sqrt{h_{22,t}} , \quad (13) \end{aligned}$$

或表示成下式

$$h_{12,t} = \frac{[\bar{\rho}_{12} + \alpha(z_{1,t-1}z_{2,t-1} - \bar{\rho}_{12}) + \beta(q_{12,t-1} - \bar{\rho}_{12})]}{\sqrt{\bar{\rho}_{11}(1-\alpha-\beta) + \alpha z_{1,t-1}^2} + \beta(q_{11,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{22}(1-\alpha-\beta) + \alpha z_{2,t-1}^2} + \beta(q_{22,t-1})} \sqrt{h_{11,t}h_{22,t}} , \quad (14)$$

上式各變數定義如下：

$$\begin{aligned}\bar{\rho}_{12} &= \frac{E_{t-1}(z_{1,t}z_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(z_{1,t}^2)E_{t-1}(z_{2,t}^2)}} , \\ z_t &= (\sqrt{h_t})^{-1} \varepsilon_t , \\ q_{11,t} &= \bar{\rho}_{11}(1-\alpha-\beta) + \alpha(z_{1,t-1}^2) + \beta(q_{11,t-1}) , \\ q_{12,t} &= \bar{\rho}_{12} + \alpha(z_{1,t-1}z_{2,t-1} - \bar{\rho}_{12}) + \beta(q_{12,t-1} - \bar{\rho}_{12}) , \\ q_{22,t} &= \bar{\rho}_{22}(1-\alpha-\beta) + \alpha(z_{2,t-1}^2) + \beta(q_{22,t-1}) .\end{aligned}$$

基本上，設定 DCC 下的 GARCH 模型，其統計過程描述如下：

$$\begin{aligned}r_t | \Phi_{t-1} &\sim N(0, D_t R_t D_t) , \quad D_t = \text{diag}(\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{n,t}) , \quad z_t = D_t^{-1} r_t , \\ Q_t &= (q_{il,t}) , \quad R_t = (\text{diag}(Q_t))^{1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{1/2} ,\end{aligned}$$

其中 $\sigma_{1,t} = \sqrt{\bar{\omega}_{0,t} + \theta_{1,t} r_{1,t-1}^2 + \lambda_1 \sigma_{1,t-1}^2}$ ， $(\text{diag}(Q_t))^{1/2} = \text{diag}(1/\sqrt{q_{11,t}}, \dots, 1/\sqrt{q_{nn,t}})$ 。

而在估計方法上，由於假設 $r_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, D_t R_t D_t)$ ，因此可獲取概似函數，取 \log 並累加之後為：

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + \log(|D_t R_t D_t|) + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t \right) .$$

而由於

$$\begin{aligned}L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + \log(|D_t R_t D_t|) + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + 2 \log|D_t| + \log|R_t| + z_t' R_t^{-1} z_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + 2 \log|D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - z_t' z_t + \log|R_t| + z_t' R_t^{-1} z_t \right) ,\end{aligned}$$

且令 θ 為 D 中的參數， ϕ 為 R 中的參數， L_V 為概似函數的變異部分， L_C 為概似函數的相關部分，則概似函數可以拆開為兩部分：

$$L(\theta, \phi) = L_V(\theta) + L_C(\theta, \phi),$$

其中

$$L_V = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t \right),$$

$$L_C(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(-z_t' z_t + \log |R_t| + z_t' R_t^{-1} z_t \right).$$

DCC 下的 GARCH 模型係數估計採用的兩階段估計法，其第一階段的估計為 $\arg \max \{L_V(\theta)\}$ ，第二階段則為 $\max_{\phi} \{L_C(\hat{\theta}, \phi)\}$ 。由於以上程式將相關係數的估計與 GARCH 模型的估計分開處理，因此可以較節省所估參數。

承上所述，本研究依前述含 DCC 理念能利於本文後續建構四變數模式之基本架構可先呈現如下：

$$r_{1,t} = \alpha_{1,0} + \phi_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{m1} \alpha_{1,i} r_{1,t-i} + \sum_{j=1}^{n1} \beta_{1,j} r_{2,t-j} + e_{1,t}, \quad (15)$$

$$r_{2,t} = \alpha_{2,0} + \phi_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{m2} \alpha_{2,i} r_{2,t-i} + \sum_{j=1}^{n2} \beta_{2,j} r_{1,t-j} + e_{2,t}, \quad (16)$$

$$h_{11,t} = \phi_{1,0} + \phi_{1,1} h_{11,t-1} + \vartheta_{1,1} h_{22,t-1} + \omega_{1,1} e_{1,t-1}^2 + \gamma_{1,1} \vartheta_{S,t-1}^{U-} e_{S,t-1}^2, \quad (17)$$

$$h_{22,t} = \phi_{2,0} + \phi_{2,1} h_{22,t-1} + \vartheta_{2,1} h_{11,t-1} + \omega_{2,1} e_{2,t-1}^2 + \gamma_{2,1} \vartheta_{S,t-1}^{U-} e_{S,t-1}^2, \quad (18)$$

$$h_{12,t} = \frac{[\bar{\rho}_{12} + \alpha(z_{1,t-1} z_{2,t-1} - \bar{\rho}_{12}) + \beta(q_{12,t-1} - \bar{\rho}_{12})]}{\sqrt{\bar{\rho}_{11}(1-\alpha-\beta) + \alpha(z_{1,t-1}^2) + \beta(q_{11,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{22}(1-\alpha-\beta) + \alpha(z_{2,t-1}^2) + \beta(q_{22,t-1})}} \sqrt{h_{11,t} h_{22,t}}. \quad (19)$$

(19) 式中， $q_{11,t} = \bar{\rho}_{11}(1-\alpha-\beta) + \alpha(z_{1,t-1}^2) + \beta(q_{11,t-1})$ ， $q_{12,t} = \bar{\rho}_{12} + \alpha(z_{1,t-1}$

$$z_{2,t-1} - \bar{\rho}_{12}) + \beta(q_{12,t-1} - \bar{\rho}_{12}), \quad q_{22,t} = \bar{\rho}_{22}(1 - \alpha - \beta) + \alpha(z_{2,t-1}^2) + \beta(q_{22,t-1})。$$

(15)式、(16)式與(17)式、(18)式為前述 DCC-GARCH 模型之條件平均數方程式及變異數方程式。

本文實證研究重點在於觀察(17)式、(18)式變異數方程式及(19)式共變異數方程式之係數，其中 $\varphi_{1,1}$ 代表股價指數報酬率之波動持續性（亦即股價指數報酬率的本期變異受到上一期變異的影響程度）， $\omega_{2,1}$ 代表總體變數變動率之波動持續性（亦即總體變數變動率的本期變異受到上一期變異的影響程度）；另外， $\vartheta_{1,1}$ 代表總體變數變動率的上期變異對股價指數報酬率本期變異之外溢效果， $\vartheta_{2,1}$ 代表股價指數報酬率的上期變異對股價指數報酬率本期變異之外溢效果；而(19)式中的 $h_{12,t}$ 為股價指數報酬率與總體變數變動率之條件共變異數，由前述條件相關式所延伸，其隨時間變化而變動，其中 α 係數表示 DCC-GARCH 中兩數列之間的動態條件相關受到其上一期標準化殘差的影響， β 係數表示兩數列之間的動態條件相關之跨期持續性。

根據所述，本研究以 DCC 形式推演或延伸之多變數 GJR DCC-GARCH 模型為基礎，同時納入 VEC 模型與 GARCH-M 模型的精神，進而發展成為四變數 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型，並利用該模型進行實證研究之探討。基本上，該四變數 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型依據前述含 DCC 成分之基本架構模式可推導第肆節所建構之實證引用模式。

4. 實證結果與分析

根據本文目的、相關文獻與研究方法之概述後，本節將進行美國 NASDAQ 綜合指數及其總體經濟變數間關連性、波動性、不對稱現象及風險溢酬效果之實證研究，其所建構的實證模式為四變數 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型，並以 RATS 軟體進行估計。本節在進行美國股市及其總體經濟變數間關連性、波動性、不對稱現象

與風險溢酬效果之實證分析前，首先針對本文變數之選取、處理與其資料來源進行說明，其次再進行變數之基本資料分析。接著進行美國股價及其總體經濟變數之單根檢定、與單根檢定相關之殘差項序列相關檢定 Johansen (1988) 之共整合檢定。若變數間存在共整合關係時，則進一步進行 VEC 模型之估計與檢定。最後則說明美國股市及其總體經濟變數間關連性與波動性之 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型展現實證結果分析，並對所建構之實證模型進行合適性診斷檢定，以確保本文實證模型的統計推論能正確無誤。

4.1 變數選取、處理與資料來源

本文實證上，在考慮股市與總體經濟變數間之關連性時，鑑於財務變數相對屬於較高頻資料，而總體經濟變數相對則屬於較低頻資料，故本文在探討股市與總體經濟變數之關連性時折衷採用月資料進行其實證分析。總體經濟變數中，物價水準為主要變數，故直接納入其實證分析過程中。利率變數方面，因利率主要受其政策變數貨幣供給量之影響，故以貨幣供給量為實證變數而納入實證分析模型中。在貨幣數量學說中，即 $MV = Y = Py$ ， M 代表貨幣供給量， V 代表所得的流通速度， Y 代表名目國內生產毛額， P 代表物價水準， y 則代表實質國內生產毛額，貨幣供給量之增加或減少將造成名目或實質總體產出之增加或減少。此外，貨幣供給量 (M_{1b}) 代表股市的資金行情。 M_{1b} 的增加或減少將直接影響股市的榮枯。因此，貨幣供給量為總體經濟變數與股市關連性的樞紐。此亦為本研究將貨幣供給量納入實證模型中以進行實證分析的另一主要理由。最後，在匯率變數方面，許多古典理論大致說明股價與匯率間具有緊密之關連性 (Ajayi and Mougoue, 1996)，故本研究亦將匯率變數納入實證分析模型中，本文匯率變數以美元指數 (dollar index) 為美元匯率之代表，如前所述，美國股價指數則以美國科技類股具代表性的 NASDAQ 綜合指數為分析依據，乃其為美國證券市場中最具綜合性之股價指數。

本研究根據前述分析粹取出與美國股價互動較為密切的美國總體經濟變數，包括 CPI、M_{1b} 及美元指數。基於 CPI 與 M_{1b} 具有明顯的季節性效應，故本研究首先利用 X-12 ARIMA 法進行美國 CPI 與 M_{1b} 之季節性調整 (seasonal adjustment)，以期能獲致更精確之原始時間序列資料。本文研究資料為 1984 年 10 月至 2006 年 10 月之月資料，其原始時間序列資料皆從教育部 AREMOS 經濟統計資料庫及台灣經濟新報資料庫中的個別資料庫擷取而來。於研究變數之處理方面，本研究基於實證研究必須滿足樣本資料為定態時間序列之要求，故將所有研究變數轉換成報酬率或變動率的型態，其研究資料之處理程式如下：

$$K_t^U = (\ln k_t^U - \ln k_{t-1}^U) \times 100,$$

其中 K_t^U 可分別為第 t 期之美國 NASDAQ 綜合指數股價報酬率 (S)、物價水準 (P)、貨幣供給量 (M) 及匯率變動率 (E)； k_t^U 則可分別為第 t 期的美國加權股價指數 (s)、CPI (p)、M_{1b} (m) 及美元指數 (e)。

4.2 基本資料分析與敘述統計

美國股價與其總體經濟變數之基本統計量匯總於表 1。依表 1 可知於原始序列方面，利用 Jarque and Bera (1987) (Jarque-Bera 檢定法) 進行常態分配檢定後發現所有變數皆未符合常態分配之假設。依 Ljung and Box (1978) (Ljung-Box Q 檢定法) 之序列相關檢定可知，所有變數皆具有顯著的一階序列相關，且依 Ljung-Box Q^2 之二階序列相關檢定可知，所有變數亦皆存在顯著之 ARCH 效果。此意謂本文研究變數之變異數具有隨時間而變動之異質性現象。

表 1 中的報酬 (變動) 序列方面，利用 Jarque-Bera 檢定法進行常態分配檢定後發現僅匯率變數之美元指數變動率服從常態分配；由 Ljung-Box Q 序列相關檢定可知，除美國股價報酬率未具一階序列相關外，其餘變數之變動率皆具顯著之一階序列相關現象。

表 1 美國股價與其總體經濟變數之基本統計量

	US	UP_SA	UM_SA	UE	S _t	P _t	M _t	E _t
平均數	1,135.5140	95.6283	970.8699	94.3274	0.0090	0.0025	0.0037	-0.0013
中位數	754.3900	96.6179	1,074.7200	90.6200	0.0186	0.0025	0.0033	0.0000
最大值	4,696.6900	121.4087	1,289.0470	131.2800	0.1987	0.0088	0.0423	0.0499
最小值	242.4000	68.9716	544.7338	77.8400	-0.3179	-0.0042	-0.0343	-0.0546
標準差	934.1539	15.7800	198.1492	12.2988	0.0727	0.0018	0.0071	0.0177
偏態係數	1.5666	-0.1277	-0.5402	0.9422	-1.0034	-0.2128	0.1874	-0.2805
峰態係數	5.3001	1.8017	1.9923	3.1404	5.8252	4.8251	9.1964	3.0655
Jarque-Bera	144.1400 (0.0000)***	14.3240 (0.0010)***	20.8280 (0.0000)***	34.0690 (0.0000)***	114.0800 (0.0000)***	33.3670 (0.0000)***	366.0900 (0.0000)***	3.0295 (0.2199)
Q(12)	2,187.0000 (0.0000)***	2,411.9000 (0.0000)***	2,264.1000 (0.0000)***	1,851.7000 (0.0000)***	16.0250 (0.1900)	103.5500 (0.0000)***	213.1000 (0.0000)***	52.7940 (0.0000)***
Q ² (12)	1,615.6000 (0.0000)***	2,407.9000 (0.0000)***	2,272.5000 (0.0000)***	1,769.8000 (0.0000)***	60.0770 (0.0000)***	136.9800 (0.0000)***	52.1300 (0.0000)***	11.6840 (0.4710)

資料來源：本研究整理。

說明：1. US、UP_SA、UM_SA、UE 分別代表美國加權股價指數、經季節性調整之 CPI、經季節性調整之 M_{1b} 及美元指數(E_t)，以上均為取對數後之值；S_t、P_t、M_t、E_t 則分別代表美國股價報酬率、物價變動率、貨幣供給變動率及匯率變動率。

2. () 內之數值代表 Ljung-Box Q 檢定的 P 值，該檢定之虛無假設為殘差項不具序列相關；*** 代表變數達 1% 的顯著水準。

最後，依 Ljung-Box Q^2 二階序列相關檢定可知，除匯率變數之美元指數變動率未具顯著之 ARCH 效果外，其餘變數皆存在顯著之 ARCH 效果。雖然除美元指數外，本研究之其他變數報酬率（變動率）變異數具有隨時間而變動之異質性現象，然為考慮變數間波動性之互動，仍須考慮美元指數與其他變數之波動性互動或外溢效果，因此，本文有必要以條件異質變異數模型進行其實證分析。

4.3 單根檢定及其相關之殘差項序列相關檢定

本研究分別利用含漂浮項及含漂浮項與時間趨勢項的 ADF 與 PP 單根檢定法加以檢定各研究變數是否屬於定態序列。美國股價與其總體經濟變數之單根檢定及其相關之殘差項序列相關檢定結果分別匯總於表 2 與表 3。依表 2 可知，美國股價與其總體經濟變數之原始序列在以 AIC 準則決定其最適落後期數後，四種單根檢定模式下大多無法拒絕其虛無假設，此意謂美國股價與其總體經濟變數之原始序列資料大抵皆為非定態序列。因此，本研究將所有研究變數進行一階差分轉換後再重複進行其單根檢定，其結果發現美國股價與其總體經濟變數其股市報酬率與總體經濟變數之變動率序列在四種單根檢定模式下皆能顯著拒絕其虛無假設，此結果意謂所有研究變數之報酬（變動）序列皆已符合定態序列之要求。

此外，依表 3 亦可知，以 AIC 準則所萃取之最適落後期數於含漂浮項但無趨勢項之 ADF 檢定下，其殘差項皆未存在序列相關之現象，此驗證本研究之單根檢定結果正確無誤。

4.4 各變數時間序列結構性改變之檢測結果

依前述單根檢定結果，可確立本研究所選取 4 項研究變數均已符合定態序列之性質，為推測該些時間序列資料中多重結構性改變發生的存在性或位置，本研究乃依前述 Inclán and Tiao (1994) 所提 ICSS 運算法進行多重結構改變時點的檢定，判斷該些時間序列資料在估計期間所受國際重大事件影響的反應時點，以避免主觀認定所選取結構性改變時點可能造成的研究偏誤，並控制在研究期間受

表 2 美國股價與其總體經濟變數之單根檢定

變數	ADF 單根檢定法				PP 單根檢定法			
	含漂浮項		含漂浮項與 時間趨勢項		含漂浮項		含漂浮項與 時間趨勢項	
原始序列								
<i>US</i>	-1.2272 (0.6629)	[0]	-1.6334 (0.7768)	[0]	-1.2418 (0.6565)	[3]	-1.7542 (0.7237)	[1]
<i>UP_SA</i>	-2.2462 (0.1908)	[12]	-0.5830 (0.9787)	[12]	-2.8770 (0.0496)**	[6]	-0.2448 (0.9917)	[6]
<i>UM_SA</i>	-2.2261 (0.1977)	[5]	-2.2668 (0.4499)	[5]	-3.1467 (0.0246)**	[9]	-2.1838 (0.4959)	[9]
<i>UE</i>	-2.2866 (0.1772)	[1]	-2.6197 (0.2720)	[1]	-2.3108 (0.1695)	[2]	-2.7022 (0.2368)	[1]
股市報酬率與總體經濟變數之變動率序列								
<i>S_t</i>	-13.4069 (0.0000)***	[0]	-13.4019 (0.0000)***	[0]	-13.3401 (0.0000)***	[5]	-13.3319 (0.0000)***	[5]
<i>P_t</i>	-3.2896 (0.0166)**	[11]	-3.9646 (0.0112)**	[11]	-9.7302 (0.0000)***	[4]	-10.3305 (0.0000)***	[1]
<i>M_t</i>	-3.3601 (0.0135)**	[4]	-3.6227 (0.0301)**	[4]	-13.0301 (0.0000)***	[9]	-13.5257 (0.0000)***	[9]
<i>E_t</i>	-10.4432 (0.0000)***	[0]	-10.5035 (0.0000)***	[0]	-10.3458 (0.0000)***	[4]	-10.2741 (0.0000)***	[5]

資料來源：本研究整理。

說明：1. ADF 單根檢定法依 AIC 準則選取最適落後期數。

2. PP 單根檢定法以 Newey-West Bandwidth 準則選取最適落後期數。

3. ADF 單根檢定法為 t 統計量；PP 單根檢定法為調整後 t 統計量。

4. [] 內之數值代表變數的最適落後期數；() 內之數值則代表單根檢定的 P 值。

5. ***與**分別代表變數達 1% 與 5% 的顯著水準。

重大事件所造成資料異常波動之現象。根據該項檢測結果 (表 4) 的結構性變化時點與美國本土性與國外重大事件對照，確實發現重大事件：1987 年美股崩盤 (1987 年 9 月至 1987 年 10 月)、亞洲金融風暴 (1997 年 2 月至 1998 年 12 月)、網路泡沫化 (2000 年 3 月至 2001 年 12 月) 及 911 恐怖攻擊事件 (2001 年 9 月至 2002 年 3 月)，且該些事件確實影響美國股市報酬及總體變數變動之變異產生異常現象，此也確立本文模式建構進一步納入該些事件對美國股市與相關總體變數變動之差異的互動關係所發生結構性改變之效應。

表 3 美國 ADF 單根檢定之殘差項序列相關檢定

原始序列				
	US (lags = 0)	UP_SA (lags = 12)	UM_SA (lags = 5)	UE (lags = 1)
$Q(12)$	15.9430 (0.1940)	3.6039 (0.9900)	9.5394 (0.6560)	16.6270 (0.1640)
報酬 (變動) 序列				
	S_t (lags = 0)	P_t (lags = 11)	M_t (lags = 4)	E_t (lags = 0)
$Q(12)$	13.0400 (0.3660)	3.5704 (0.9900)	9.8450 (0.6300)	16.819 (0.1570)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 此處僅列出依 AIC 準則選取最適落後期數所形成之含漂浮項但無趨勢項的 ADF 檢定。

2. () 內之數值代表 Ljung-Box Q 檢定的 P 值，該檢定之虛無假設為殘差項不具序列相關。

表 4 各變數之結構性改變時點與發生時間 (月資料)

變數 結構變化點	S_t	P_t	M_t	E_t
1	10/1984(1)	11/1984(2)	06/1985(9)	04/1986(19)
2	12/1984(3)	09/1987(36)	09/1987(36)	01/1987(28)
3	09/1987(36)	11/1987(38)	11/1987(38)	09/1987(36)
4	10/1987(37)	05/1988(56)	06/1989(57)	10/1987(37)
5	11/1987(38)	03/1991(78)	02/1998(101)	05/1988(56)
6	05/1988(56)	04/1992(91)	02/1997(149)	06/1993(105)
7	10/1993(97)	02/1997(149)	10/1997(157)	02/1997(149)
8	02/1997(149)	07/1997(155)	04/1998(163)	08/1997(156)
9	08/1997(156)	03/1998(162)	12/1998(171)	05/1998(164)
10	09/1998(157)	07/1998(163)	02/1999(173)	12/1998(171)
11	12/1998(171)	12/1998(171)	03/1999(174)	01/1999(172)
12	09/1999(180)	08/1999(179)	03/2000(186)	03/2000(186)
13	03/2000(186)	10/1999(180)	06/2000(189)	06/2000(189)
14	04/2000(187)	03/2000(186)	04/2001(199)	09/2001(204)
15	06/2000(189)	04/2000(187)	06/2001(201)	12/2001(207)
16	09/2001(204)	09/2001(204)	09/2001(204)	03/2002(210)
17	12/2001(207)	12/2001(207)	12/2001(207)	08/2005(251)
18	03/2002(210)	03/2002(210)	03/2002(210)	
19	02/2004(232)	06/2003(213)	11/2005(254)	
20		05/2006(260)		

資料來源：本研究整理。

註：1. 日期：月/年。() 內之數值為資料在研究期間之筆數次序。

2. 粗體數字代表重大事件發生之日期。

3. 本表以 WinRate 6.0 估計。

4.5 Johansen 之共整合檢定

依單根檢定結果可知美國股價與其總體經濟變數之原始序列資料均屬 $I(1)$ 序列。當變數序列具有相同整合階次時，其變數間即可能存在某一長期之均衡關係。因此，本文將利用 Johansen (1988) 之最大似法加以推估美國股價與其總體經濟變數之共整合關係。值得注意的是，由於 Johansen (1988) 之共整合檢定法須先設定 Sims (1980) 所發展的 VAR 模型，因此本研究利用 AIC 與 SBC 準則加以選取 VAR 模型之最適落後期數。本研究最終再以 Ljung-Box Q 檢定對各個落後期數之 VAR 模型殘差項進行序列相關檢定。若 VAR 模型殘差項之序列相關檢定結果未拒絕其虛無假設，則可進一步進行美國股價與其總體經濟變數之共整合檢定。

美國 VAR 模型最適落後期數之選取結果匯總於表 5。依表 5 可知，美國 VAR 模型之 AIC 最適落後期數為三期，SBC 最適落後期數則為二期。由於 AIC 與 SBC 所選擇的 VAR 模型最適落後期數並不相同，因此本研究利用 Ljung-Box Q 檢定針對美國 VAR 模型中各期的殘差項進行序列相關檢定，藉此決定美國 VAR 模型之最適落後期數與驗證其模型的正確性。

美國股價與其總體變數關連之 VAR 模型之殘差項序列相關檢定結果匯總於表 6。依表 6 可知，美國 VAR 模型之殘差項於落後七期時通過序列相關檢定，此意謂模型之殘差項皆符合白噪音假設。此外，美國 VAR 模型落後八期時之殘差項亦全數通過序列相關檢定，但基於減少模型參數估計之考慮，本文選定美國 VAR 模型的最適落後期數為七期。

當確定美國股價與其總體變數關連之 VAR 模型的最適落後期數後，本研究利用 Johansen (1988) 之最大似法加以檢定美國股價與其總體經濟變數的共整合關係。此檢定之概念為利用 Johansen (1988) 所提出之軌跡檢定與最大特性根檢定加以決定變數間之共整合向量個數，並藉此估計出美國股價與其總體經濟變數之共整合方程式。

表 5 美國股價與其總體變數關連之 VAR 模型最適落後期數之選取

lags	AIC	SBC
1	-24.80220	-24.49467
2	-25.08064	-24.52709 [#]
3	-25.12465 [#]	-24.32508
4	-25.12012	-24.07453
5	-25.04840	-23.75679
6	-24.99775	-23.46012
7	-24.99139	-23.20774

資料來源：本研究整理。

說明：1. [#]代表 AIC、SBC 之最小值，可據以選取最適落後期數。

2. 由於 AIC 與 SBC 值於第七期後持續放大，故僅列出前七期之值。

表 6 美國股價與其總體變數關連之 VAR 模型之殘差項序列相關檢定

	$\varepsilon_{S,t}$	$\varepsilon_{P,t}$	$\varepsilon_{M,t}$	$\varepsilon_{E,t}$
lags = 6				
Q(12)	9.9374(0.6210)	22.0920(0.0360)**	10.1900(0.5990)	4.8602(0.9620)
lags = 7 [#]				
Q(12)	6.8435(0.8680)	16.4590(0.1710)	6.2268(0.9040)	4.6255(0.9690)
lags = 8				
Q(12)	6.3298(0.8990)	13.3010(0.3480)	6.2452(0.9030)	4.8949(0.9610)

資料來源：本研究整理。

說明：1. lags = 7[#] 代表美國 VAR 模型之最適落後期數為七期。

2. () 內之數值代表 Ljung-Box Q 檢定的 P 值，該檢定之虛無假設為殘差項不具序列相關。

3. **、* 與 * 分別代表變數達 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

茲將美國股價與其總體經濟變數之 Johansen (1988) 共整合檢定結果匯總於表 7。依表 7 可知，美國股價與其總體經濟變數間明顯存在一組或四組共整合向量，其軌跡檢定與最大特性根檢定均在 1% 的顯著水準下強烈拒絕其虛無假設。但由於兩組或三組共整合向量均未拒絕其虛無假設，因此亦無存在四組共整合向量之可能性，故本研究認定美國股價與其總體經濟變數間存在一組共整合向量。表 7 亦列出此美國股價與其總體經濟變數之共整合方程式。此共整合方程式之推估將有助於本研究進行 VEC 模型的建構。

表 7 美國股價與其總體經濟變數之 Johansen (1988) 共整合檢定

軌跡檢定					
虛無假設	eigenvalue	檢定統計量	5% 臨界值	1% 臨界值	
$H_0 : rank = 0$	0.1320	57.9306***	47.2100	54.4600	0.1320
$H_0 : rank \leq 1$	0.0740	26.6508	29.6800	35.6500	0.0740
$H_0 : rank \leq 2$	0.0237	9.6644	15.4100	20.0400	0.0237
$H_0 : rank \leq 3$	0.0196	4.3698**	3.7600	6.6500	0.0196
最大特性根檢定					
虛無假設	eigenvalue	檢定統計量	5% 臨界值	1% 臨界值	
$H_0 : rank = 0$	0.1320	31.2798**	27.0700	32.2400	0.1320
$H_0 : rank \leq 1$	0.0740	16.9863	20.9700	25.5200	0.0740
$H_0 : rank \leq 2$	0.0237	5.2946	14.0700	18.6300	0.0237
$H_0 : rank \leq 3$	0.0196	4.3698**	3.7600	6.6500	0.0196
共整合方程式					
變數	US	UP_SA	UM_SA	UE	constant
估計係數	1.0000	1.5305	-3.3176	-6.2222	37.2296
標準差		-2.3564	-1.8404	-1.2360	
共整合方程式	$US = -1.530460UP_SA + 3.317551UM_SA + 6.222210UE - 37.22963$				

資料來源：本研究整理。

說明：*** 與 ** 分別代表變數達 1% 與 5% 的顯著水準。

4.6 VEC 模型之估計與檢定

根據 Engle and Granger (1987) 所驗證的代表定理 (representation theorem) 可知共整合關係必與誤差修正模型相互對應。若變數間存在共整合關係時，則須利用誤差修正模型加以表示，而所謂 VEC 模型乃是將代表變數間長期均衡關係之誤差修正項 (error correction term, ECT) 納入 VAR 模型之中。VEC 模型之優點在於當研究變數受到外在衝擊而使得變數短期內脫離其長期均衡趨勢時，該模型即可利用誤差修正項逐步將變數調整至長期均衡。因此，本研究將利用 VEC 模型進一步探討美國股價及其總體經濟變數間之長短期的

動態調整過程。

本研究根據 VEC 模型的理論基礎建構美國落後 k 期之 VEC 模型，其模式設定如下：

$$\begin{aligned}
 S_t &= a_1 + \phi_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{1i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{1i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{1i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{1i} E_{t-i} \\
 &\quad + \psi_1 D_{1t} + \zeta_1 D_{2t} + \phi_1 D_{3t} + \pi_1 D_{4t} + \varepsilon_{S,t}, \\
 P_t &= a_2 + \phi_2 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{2i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{2i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{2i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{2i} E_{t-i} \\
 &\quad + \psi_2 D_{1t} + \zeta_2 D_{2t} + \phi_2 D_{3t} + \pi_2 D_{4t} + \varepsilon_{P,t}, \\
 M_t &= a_3 + \phi_3 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{3i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{3i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{3i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{3i} E_{t-i} \\
 &\quad + \psi_3 D_{1t} + \zeta_3 D_{2t} + \phi_3 D_{3t} + \pi_3 D_{4t} + \varepsilon_{M,t}, \\
 E_t &= a_4 + \phi_4 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_{4i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{4i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{4i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^k e_{4i} E_{t-i} \\
 &\quad + \psi_4 D_{1t} + \zeta_4 D_{2t} + \phi_4 D_{3t} + \pi_4 D_{4t} + \varepsilon_{E,t}.
 \end{aligned} \tag{20}$$

美國 VEC 模型設定之相關檢定結果匯總於表 8。依表 8 中之殘差項序列相關檢定可知，美國股價與其總體經濟變數之 VEC 模型於落後六期時其研究變數之殘差項不具序列相關，故本研究中美國 VEC 模型之最適落後期數為六期。依表 8 中之殘差項 ARCH 效果檢定可知，美國 VEC 模型於落後六期時之股價報酬率與貨幣供給變動率殘差項均具有顯著之 ARCH 效果。依表 8 之美國股價與其總體經濟變數的波動不對稱性檢定可知，美國股價報酬率、物價變動率及貨幣供給變動率之聯合檢定皆達 5% 的顯著水準，此意謂實證模型必須考慮非預期的正向或負向衝擊對條件變異數所造成的波動影響，故須進一步採用不對稱之 GJR GARCH 模型進行配適。

4.7 美國股市及其總體經濟變數間關連性與波動性之實證結果分析

有鑑於 VEC 模型未能充分捕捉本文中所有研究變數之 ARCH 效果與波動不對稱現象，故本文擬同時考慮條件變異方程式與條件

表 8 美國 VEC 模型之模型診斷檢定殘差項之序列相關檢定

	S_t	P_t	M_t	E_t
lags = 5				
$Q(12)$	11.2760(0.5050)	25.8290(0.0110)**	10.2710(0.5920)	5.0332(0.9570)
lags = 6 [#]				
$Q(12)$	7.2490(0.8410)	19.1370(0.0850)	5.5441(0.9370)	4.8194(0.9640)
lags = 7				
$Q(12)$	6.0393(0.9140)	13.3400(0.3450)	5.3509(0.9450)	5.7042(0.9300)
殘差項 ARCH 效果檢定				
$Q^2(12)$	23.1660(0.026)**	14.2450(0.285)	51.0060(0.000)***	7.14050(0.848)
波動不對稱性檢定				
<i>SBT</i>	6.0796(0.0140)**	0.2239(0.6360)	0.2894(0.5910)	2.7498(0.0970)
<i>NSBT</i>	2.8510(0.0910)	3.9800(0.0460)**	0.0765(0.7820)	1.5262(0.2170)
<i>PSBT</i>	0.0723(0.7880)	0.2265(0.6340)	39.5460(0.000)***	0.3839(0.5360)
<i>JT</i>	12.9440(0.0050)***	8.2276(0.0420)**	54.4700(0.000)***	3.4620(0.3260)

資料來源：本研究整理。

說明：1. lags = 6[#] 代表美國 VEC 模型之最適落後期數為六期。

- () 內之數值代表 Ljung-Box Q 檢定之 P 值，該檢定之虛無假設為殘差項不具序列相關。
- () 內之數值代表 Ljung-Box Q^2 檢定之 P 值，該檢定之虛無假設為殘差項不具 ARCH 效果。
- SBT* 代表符號偏誤檢定；*PSBT*、*NSBT* 分別代表正、負程度偏誤檢定；*JT* 代表聯合檢定。
- *** 與 ** 分別代表變數達 1% 與 5% 的顯著水準。

共變異方程式，以期能獲致最正確之統計推論。透過前節中的美國 VEC 模型可知其最適落後期數為六期時其殘差項可完全通過白噪音檢測，故本研究將所建構之美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型之條件均數方程式設定為 ARMA (6,0) 之型態，而條件變異數之階數設定則以 GARCH (1,1) 之設定為主，此乃基於 Bollerslev (1987)、Akgiray (1989) 及 Baillie and DeGnaro (1990) 等皆透過實證研究指出 GARCH (1,1) 模型最能掌握股價波動之行為且符合簡約原則。最後，本研究所有實證模型皆利用準最大概似法 (quasi-maximum likelihood estimation, QMLE) 將待估計參數進行反復遞迴演算 (iterative algorithm) 直至收斂為止，此採用 Bollerslev et al.

(1988) 所建議的 BHHH 演算法 (Berndt et al., 1974) 進行 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型之估計較為穩健，該估計方法在估計係數，此方法在係數估計上先給定初始值（即 simplex or OLS 所估係數）透過迭代過程 (iterative process) 直到找到收斂之均衡解，亦即使樣本所估計係數能逼近母體母數而求得具漸近有效與一致性 (asymptotically efficient and consistent) 的估計值為最起碼之收斂標準，且所求得之估計係數皆以檢定至少達 5% 的顯著水準做為其分析之依據。

根據前述 DCC 模式延伸與推廣之說明，本文美國四變量 VEC GJR DCC-GARCH-M 實證引用模型之最終設定式如下：

4.7.1 實證引用模式之設定

A. 條件平均方程式

$$\begin{aligned}
 S_t &= a_1 + \varphi_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^6 b_{1i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^6 c_{1i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^6 d_{1i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^6 e_{1i} E_{t-i} \\
 &\quad + \psi_1 D_{1t} + \zeta_1 D_{2t} + \phi_1 D_{3t} + \pi_1 D_{4t} + \theta_1 h_{S,t} + \varepsilon_{S,t}, \\
 P_t &= a_2 + \varphi_2 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^6 b_{2i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^6 c_{2i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^6 d_{2i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^6 e_{2i} E_{t-i} \\
 &\quad + \psi_2 D_{1t} + \zeta_2 D_{2t} + \phi_2 D_{3t} + \pi_2 D_{4t} + \theta_2 h_{P,t} + \varepsilon_{P,t}, \\
 M_t &= a_3 + \varphi_3 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^6 b_{3i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^6 c_{3i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^6 d_{3i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^6 e_{3i} E_{t-i} \\
 &\quad + \psi_3 D_{1t} + \zeta_3 D_{2t} + \phi_3 D_{3t} + \pi_3 D_{4t} + \theta_3 h_{M,t} + \varepsilon_{M,t}, \\
 E_t &= a_4 + \varphi_4 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^6 b_{4i} S_{t-i} + \sum_{i=1}^6 c_{4i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^6 d_{4i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^6 e_{4i} E_{t-i} \\
 &\quad + \psi_4 D_{1t} + \zeta_4 D_{2t} + \phi_4 D_{3t} + \pi_4 D_{4t} + \theta_4 h_{E,t} + \varepsilon_{E,t}.
 \end{aligned} \tag{21}$$

B. 條件變異方程式

$$\begin{aligned}
 h_{S,t} &= \bar{\omega}_1 + \alpha_1 h_{S,t-1} + \beta_1 h_{P,t-1} + f_1 h_{M,t-1} + k_1 h_{E,t-1} + \partial_1 D_{1t} \\
 &\quad + l_1 D_{2t} + m_1 D_{3t} + n_1 D_{4t} + \wp_S \varepsilon_{S,t-1}^2 + \gamma_S \vartheta_{S,t-1} \varepsilon_{S,t-1}^2, \\
 h_{P,t} &= \bar{\omega}_2 + \alpha_2 h_{S,t-1} + \beta_2 h_{P,t-1} + f_2 h_{M,t-1} + k_2 h_{E,t-1} + \partial_2 D_{1t} \\
 &\quad + l_2 D_{2t} + m_2 D_{3t} + n_2 D_{4t} + \wp_S \varepsilon_{S,t-1}^2 + \gamma_S \vartheta_{S,t-1} \varepsilon_{S,t-1}^2, \\
 h_{M,t} &= \bar{\omega}_3 + \alpha_3 h_{S,t-1} + \beta_3 h_{P,t-1} + f_3 h_{M,t-1} + k_3 h_{E,t-1} + \partial_3 D_{1t} \\
 &\quad + l_3 D_{2t} + m_3 D_{3t} + n_3 D_{4t} + \wp_S \varepsilon_{S,t-1}^2 + \gamma_S \vartheta_{S,t-1} \varepsilon_{S,t-1}^2, \\
 h_{E,t} &= \bar{\omega}_4 + \alpha_4 h_{S,t-1} + \beta_4 h_{P,t-1} + f_4 h_{M,t-1}^U + k_4 h_{E,t-1} + \partial_4 D_{1t} \\
 &\quad + l_4 D_{2t} + m_4 D_{3t} + n_4 D_{4t} + \wp_S \varepsilon_{S,t-1}^2 + \gamma_S \vartheta_{S,t-1} \varepsilon_{S,t-1}^2, \\
 \vartheta_{l,t-1} &= \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{l,t-j} < 0, \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{l,t-j} \geq 0, \quad l = S, P, M, E. \end{cases}
 \end{aligned} \tag{22}$$

C. 條件共變異方程式

$$\begin{aligned}
 h_{SP,t} &= \frac{[\bar{\rho}_{SP} + \tau_{SP}(z_{S,t-1} z_{P,t-1} - \bar{\rho}_{SP}) + \delta_{SP}(q_{SP,t-1} - \bar{\rho}_{SP})] \times \sqrt{h_{SS,t} h_{PP,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{SS}(1 - \tau_{SP} - \delta_{SP}) + \tau_{SP}(z_{S,t-1})^2 + \delta_{SP}(q_{SS,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{PP}(1 - \tau_{SP} - \delta_{SP}) + \tau_{SP}(z_{P,t-1})^2 + \delta_{SP}(q_{PP,t-1})}}, \\
 h_{SM,t} &= \frac{[\bar{\rho}_{SM} + \tau_{SM}(z_{S,t-1} z_{M,t-1} - \bar{\rho}_{SM}) + \delta_{SM}(q_{SM,t-1} - \bar{\rho}_{SM})] \times \sqrt{h_{SS,t} h_{MM,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{SS}(1 - \tau_{SM} - \delta_{SM}) + \tau_{SM}(z_{S,t-1})^2 + \delta_{SM}(q_{SS,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{MM}(1 - \tau_{SM} - \delta_{SM}) + \tau_{SM}(z_{M,t-1})^2 + \delta_{SM}(q_{MM,t-1})}}, \\
 h_{SE,t} &= \frac{[\bar{\rho}_{SE} + \tau_{SE}(z_{S,t-1} z_{E,t-1} - \bar{\rho}_{SE}) + \delta_{SE}(q_{SE,t-1} - \bar{\rho}_{SE})] \times \sqrt{h_{SS,t} h_{EE,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{SS}(1 - \tau_{SE} - \delta_{SE}) + \tau_{SE}(z_{S,t-1})^2 + \delta_{SE}(q_{SS,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{EE}(1 - \tau_{SE} - \delta_{SE}) + \tau_{SE}(z_{E,t-1})^2 + \delta_{SE}(q_{EE,t-1})}}, \\
 h_{PM,t} &= \frac{[\bar{\rho}_{PM} + \tau_{PM}(z_{P,t-1} z_{M,t-1} - \bar{\rho}_{PM}) + \delta_{PM}(q_{PM,t-1} - \bar{\rho}_{PM})] \times \sqrt{h_{PP,t} h_{MM,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{PP}(1 - \tau_{PM} - \delta_{PM}) + \tau_{PM}(z_{P,t-1})^2 + \delta_{PM}(q_{PP,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{MM}(1 - \tau_{PM} - \delta_{PM}) + \tau_{PM}(z_{M,t-1})^2 + \delta_{PM}(q_{MM,t-1})}}, \\
 h_{PE,t} &= \frac{[\bar{\rho}_{PE} + \tau_{PE}(z_{P,t-1} z_{E,t-1} - \bar{\rho}_{PE}) + \delta_{PE}(q_{PE,t-1} - \bar{\rho}_{PE})] \times \sqrt{h_{PP,t} h_{EE,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{PP}(1 - \tau_{PE} - \delta_{PE}) + \tau_{PE}(z_{P,t-1})^2 + \delta_{PE}(q_{PP,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{EE}(1 - \tau_{PE} - \delta_{PE}) + \tau_{PE}(z_{E,t-1})^2 + \delta_{PE}(q_{EE,t-1})}}, \\
 h_{ME,t} &= \frac{[\bar{\rho}_{ME} + \tau_{ME}(z_{M,t-1} z_{E,t-1} - \bar{\rho}_{ME}) + \delta_{ME}(q_{ME,t-1} - \bar{\rho}_{ME})] \times \sqrt{h_{MM,t} h_{EE,t}}}{\sqrt{\bar{\rho}_{MM}(1 - \tau_{ME} - \delta_{ME}) + \tau_{ME}(z_{M,t-1})^2 + \delta_{ME}(q_{MM,t-1})} \sqrt{\bar{\rho}_{EE}(1 - \tau_{ME} - \delta_{ME}) + \tau_{ME}(z_{E,t-1})^2 + \delta_{ME}(q_{EE,t-1})}}.
 \end{aligned}$$

$$\varepsilon_{it} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{S,t} \\ \varepsilon_{P,t} \\ \varepsilon_{M,t} \\ \varepsilon_{E,t} \end{bmatrix}, \varepsilon_{it} \sim N(0, H_t), H_t = \begin{bmatrix} h_{S,t} & h_{SP,t} & h_{SM,t} & h_{SE,t} \\ h_{PS,t} & h_{P,t} & h_{PM,t} & h_{PE,t} \\ h_{MS,t} & h_{MP,t} & h_{M,t} & h_{ME,t} \\ h_{ES,t} & h_{EP,t} & h_{EM,t} & h_{E,t} \end{bmatrix} Z_{it} = (\sqrt{h_{it}})^{-1} \varepsilon_{it},$$

$$\begin{aligned} q_{SS,t} &= \bar{\rho}_{SS}(1 - \tau_{SS} - \delta_{SS}) + \tau_{SS}(z_{S,t-1})^2 + \delta_{SS}(q_{SS,t-1}), \\ q_{PP,t} &= \bar{\rho}_{PP}(1 - \tau_{PP} - \delta_{PP}) + \tau_{PP}(z_{P,t-1})^2 + \delta_{PP}(q_{PP,t-1}), \\ q_{MM,t} &= \bar{\rho}_{MM}(1 - \tau_{MM} - \delta_{MM}) + \tau_{MM}(z_{M,t-1})^2 + \delta_{MM}(q_{MM,t-1}), \\ q_{EE,t} &= \bar{\rho}_{EE}(1 - \tau_{EE} - \delta_{EE}) + \tau_{EE}(z_{E,t-1})^2 + \delta_{EE}(q_{EE,t-1}), \\ q_{SP,t} &= \bar{\rho}_{SP} + \tau_{SP}(z_{S,t-1}z_{P,t-1} - \bar{\rho}_{SP}) + \delta_{SP}(q_{SP,t-1} - \bar{\rho}_{SP}), \\ q_{SM,t} &= \bar{\rho}_{SM} + \tau_{SM}(z_{S,t-1}z_{M,t-1} - \bar{\rho}_{SM}) + \delta_{SM}(q_{SM,t-1} - \bar{\rho}_{SM}), \\ q_{SE,t} &= \bar{\rho}_{SE} + \tau_{SE}(z_{S,t-1}z_{E,t-1} - \bar{\rho}_{SE}) + \delta_{SE}(q_{SE,t-1} - \bar{\rho}_{SE}), \\ q_{PM,t} &= \bar{\rho}_{PM} + \tau_{PM}(z_{P,t-1}z_{M,t-1} - \bar{\rho}_{PM}) + \delta_{PM}(q_{PM,t-1} - \bar{\rho}_{PM}), \\ q_{PE,t} &= \bar{\rho}_{PE} + \tau_{PE}(z_{P,t-1}z_{E,t-1} - \bar{\rho}_{PE}) + \delta_{PE}(q_{PE,t-1} - \bar{\rho}_{PE}), \\ q_{ME,t} &= \bar{\rho}_{ME} + \tau_{ME}(z_{M,t-1}z_{E,t-1} - \bar{\rho}_{ME}) + \delta_{ME}(q_{ME,t-1} - \bar{\rho}_{ME}). \end{aligned} \quad (23)$$

上述條件共變異式之常數項可定義如下：

$$\begin{aligned} \bar{\rho}_{SP}^U &= \frac{\bar{\rho}_{SP}^U}{\sqrt{[\bar{\rho}_{SS}^U(1 - \tau_{SS}^U - \delta_{SS}^U) + \tau_{SS}^U(z_{S,t-1}^U)^2 + \delta_{SS}^U(q_{SS,t-1}^U)] \sqrt{[\bar{\rho}_{PP}^U(1 - \tau_{PP}^U - \delta_{PP}^U) + \tau_{PP}^U(z_{P,t-1}^U)^2 + \delta_{PP}^U(q_{PP,t-1}^U)]}} \sqrt{h_{SS,t}^U h_{PP,t}^U}, \\ \bar{\rho}_{SM}^U &= \frac{\bar{\rho}_{SM}^U}{\sqrt{[\bar{\rho}_{SS}^U(1 - \tau_{SS}^U - \delta_{SS}^U) + \tau_{SS}^U(z_{S,t-1}^U)^2 + \delta_{SS}^U(q_{SS,t-1}^U)] \sqrt{[\bar{\rho}_{MM}^U(1 - \tau_{MM}^U - \delta_{MM}^U) + \tau_{MM}^U(z_{M,t-1}^U)^2 + \delta_{MM}^U(q_{MM,t-1}^U)]}} \sqrt{h_{SS,t}^U h_{MM,t}^U}, \\ \bar{\rho}_{SE}^U &= \frac{\bar{\rho}_{SE}^U}{\sqrt{[\bar{\rho}_{SS}^U(1 - \tau_{SS}^U - \delta_{SS}^U) + \tau_{SS}^U(z_{S,t-1}^U)^2 + \delta_{SS}^U(q_{SS,t-1}^U)] \sqrt{[\bar{\rho}_{EE}^U(1 - \tau_{EE}^U - \delta_{EE}^U) + \tau_{EE}^U(z_{E,t-1}^U)^2 + \delta_{EE}^U(q_{EE,t-1}^U)]}} \sqrt{h_{SS,t}^U h_{EE,t}^U}, \\ \bar{\rho}_{PM}^U &= \frac{\bar{\rho}_{PM}^U}{\sqrt{[\bar{\rho}_{PP}^U(1 - \tau_{PP}^U - \delta_{PP}^U) + \tau_{PP}^U(z_{P,t-1}^U)^2 + \delta_{PP}^U(q_{PP,t-1}^U)] \sqrt{[\bar{\rho}_{MM}^U(1 - \tau_{MM}^U - \delta_{MM}^U) + \tau_{MM}^U(z_{M,t-1}^U)^2 + \delta_{MM}^U(q_{MM,t-1}^U)]}} \sqrt{h_{PP,t}^U h_{MM,t}^U}, \\ \bar{\rho}_{PE}^U &= \frac{\bar{\rho}_{PE}^U}{\sqrt{[\bar{\rho}_{PP}^U(1 - \tau_{PP}^U - \delta_{PP}^U) + \tau_{PP}^U(z_{P,t-1}^U)^2 + \delta_{PP}^U(q_{PP,t-1}^U)] \sqrt{[\bar{\rho}_{EE}^U(1 - \tau_{EE}^U - \delta_{EE}^U) + \tau_{EE}^U(z_{E,t-1}^U)^2 + \delta_{EE}^U(q_{EE,t-1}^U)]}} \sqrt{h_{PP,t}^U h_{EE,t}^U}, \\ \bar{\rho}_{ME}^U &= \frac{\bar{\rho}_{ME}^U}{\sqrt{[\bar{\rho}_{MM}^U(1 - \tau_{MM}^U - \delta_{MM}^U) + \tau_{MM}^U(z_{M,t-1}^U)^2 + \delta_{MM}^U(q_{MM,t-1}^U)] \sqrt{[\bar{\rho}_{EE}^U(1 - \tau_{EE}^U - \delta_{EE}^U) + \tau_{EE}^U(z_{E,t-1}^U)^2 + \delta_{EE}^U(q_{EE,t-1}^U)]}} \sqrt{h_{MM,t}^U h_{EE,t}^U}. \end{aligned}$$

4.7.2 VEC GJR-GARCH-M 實證模型各變數與參數效果之說明

A. VEC GJR-GARCH-M 實證模型各變數之說明

茲將前述 VEC GJR-GARCH-M 實證模型相對應之各變數意義說明如下：

- (i) ECT_{t-1} ：第 $t-1$ 期之誤差修正項，
- (ii) S_t 、 P_t 、 M_t 、 E_t ：分別代表美國於第 t 期之股價報酬率、物價變動率、貨幣供給變動率及匯率變動率，
- (iii) $\varepsilon_{S,t}$ 、 $\varepsilon_{P,t}$ 、 $\varepsilon_{M,t}$ 、 $\varepsilon_{E,t}$ ：分別代表美國於第 t 期的股價報酬率、物價變動率、貨幣供給變動率及匯率變動率之殘差項，
- (iv) $h_{S,t}$ 、 $h_{P,t}$ 、 $h_{M,t}$ 、 $h_{E,t}$ ：分別代表美國於第 t 期的股價報酬率、物價變動率、貨幣供給變動率與匯率變動率之條件變異，
- (v) $h_{SP,t}$ 、 $h_{SM,t}$ 、 $h_{SE,t}$ 、 $h_{PM,t}$ 、 $h_{PE,t}$ 、 $h_{ME,t}$ ：分別代表美國於第 t 期之股價報酬率、物價變動率、貨幣供給變動率及匯率變動率間之條件共變異，
- (vi) D_1 、 D_2 、 D_3 、 D_4 ：分別代表研究期間重大事件發生下結構性變化之虛擬變數

$$D_1 = \begin{cases} 1, & \text{1987年9月至1987年11月, 美國股市崩盤,} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$D_2 = \begin{cases} 1, & \text{1997年2月至1998年12月, 亞洲金融風暴,} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$D_3 = \begin{cases} 1, & \text{2000年3月至2001年12月, 網路泡沫化,} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$D_4 = \begin{cases} 1, & \text{2001年9月至2002年3月, 美國911恐怖攻擊事件。} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

B. VEC GJR DCC-GARCH-M 實證模型各參數效果之說明

茲將前述 VEC GJR DCC-GARCH-M 實證模型相對應之各參數效果說明如下：

- (i) φ_1 、 φ_2 、 φ_3 、 φ_4 ：衡量美國之 S_t 、 P_t 、 M_t 、 E_t 趨向長期均衡關係的調整速度，
- (ii) a_1 、 a_2 、 a_3 、 a_4 ：衡量美國之 S_t 、 P_t 、 M_t 、 E_t 是否具某一長期趨勢，

- (iii) θ_1 、 θ_2 、 θ_3 、 θ_4 ：衡量美國之股價與總體經濟波動性（風險）是否對其平均變動率影響之效果，
- (iv) b_{1i} 、 c_{1i} 、 d_{1i} 、 e_{1i} 、 b_{2i} 、 c_{2i} 、 d_{2i} 、 e_{2i} 、 b_{3i} 、 c_{3i} 、 d_{3i} 、 e_{3i} 、 b_{4i} 、 c_{4i} 、 d_{4i} 、 e_{4i} ：衡量美國前 $t-i$ 期之 S 、 P 、 M 、 E 是否能解釋當期之個別 S 、 P 、 M 、 E ，亦即所欲研究的股價與總體經濟變數間是否具美國國內自我外溢及其它變數之平均外溢效果，
- (v) ω_1 、 ω_2 、 ω_3 、 ω_4 ：衡量美國之 $h_{S,t}$ 、 $h_{P,t}$ 、 $h_{M,t}$ 、 $h_{E,t}$ 是否具某一長期趨勢，
- (vi) α_1 、 β_2 、 f_3 、 k_4 ：衡量美國之 $h_{S,t}$ 、 $h_{P,t}$ 、 $h_{M,t}$ 、 $h_{E,t}$ 是否具美國國內自我波動外溢效果，
- (vii) β_1 、 f_1 、 k_1 、 α_2 、 f_2 、 k_2 、 α_3 、 β_3 、 k_3 、 α_4 、 β_4 、 f_4 ：衡量美國之 $h_{S,t}$ 、 $h_{P,t}$ 、 $h_{M,t}$ 、 $h_{E,t}$ 是否具美國國內相對其他變數之波動外溢效果，
- (viii) γ_S 、 γ_P 、 γ_M 、 γ_E ：衡量美國之 $h_{S,t}$ 、 $h_{P,t}$ 、 $h_{M,t}$ 、 $h_{E,t}$ 是否具波動不對稱性效果，
- (ix) ρ_S 、 ρ_P 、 ρ_M 、 ρ_E ：衡量美國之 $h_{S,t}$ 、 $h_{P,t}$ 、 $h_{M,t}$ 、 $h_{E,t}$ 是否具波動衝擊效果，
- (x) ∂_i 、 l_i 、 m_i 、 n_i ：衡量重大事件對股價報酬波動性及總體經濟變數波動性之影響效果，
- (xi) g_{SP} 、 g_{SM} 、 g_{SE} 、 g_{PM} 、 g_{PE} 、 g_{ME} ：衡量美國之 $h_{SP,t}$ 、 $h_{SM,t}$ 、 $h_{SE,t}$ 、 $h_{PM,t}$ 、 $h_{PE,t}$ 、 $h_{ME,t}$ 是否具某一長期趨勢，
- (xii) δ_{SP} 、 δ_{SM} 、 δ_{SE} 、 δ_{PM} 、 δ_{PE} 、 δ_{ME} ：衡量美國第 $t-1$ 期之 $h_{SP,t-1}$ 、 $h_{SM,t-1}$ 、 $h_{SE,t-1}$ 、 $h_{PM,t-1}$ 、 $h_{PE,t-1}$ 、 $h_{ME,t-1}$ 是否能解釋當期之 $h_{SP,t}$ 、 $h_{SM,t}$ 、 $h_{SE,t}$ 、 $h_{PM,t}$ 、 $h_{PE,t}$ 、 $h_{ME,t}$ ，亦即條件共變異是否受前期條件變異所影響，
- (xiii) τ_{SP} 、 τ_{SM} 、 τ_{SE} 、 τ_{PM} 、 τ_{PE} 、 τ_{ME} ：衡量美國之 $h_{SP,t}$ 、 $h_{SM,t}$ 、 $h_{SE,t}$ 、 $h_{PM,t}$ 、 $h_{PE,t}$ 、 $h_{ME,t}$ 是否受到前期個別殘差交叉項之影響。

4.7.3 實證結果與意涵

美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型之條件均數方程式、條件變異方程式及條件共變異方程式之實證結果分別匯總於表 9 至表 11。以下將分別針對各方程式之實證結果及其主要之參數效果與意涵逐一說明。

美國條件均數方程式之實證結果方面，依表 9 可知，由於美國股價報酬率、物價變動率與貨幣供給變動率所受誤差修正項影響之估計係數 (ϕ^U) 於 1% 的顯著水準檢定下為顯著且皆為負向，此意謂當美國股價、物價與貨幣供給若遭受短期突發干擾而與其他總體經濟變數脫離長期均衡關係時，則美國股價、物價與貨幣供給於短期即能作迅速調整進而回復至原始之長期均衡關係。表 9 亦顯示美國股價報酬率受其本身前一、二、四、五、六期報酬率之影響，且其估計係數 (b^U) 至少於 5% 的顯著水準檢定下為顯著，該現象代表投資大眾可利用美股歷史股價資訊預測其未來股價並採取適當操作策略，如此將有助於增加獲取超額報酬的可能性。同樣可知，美國物價變動率與貨幣供給變動率僅受其本身估計係數 (c 與 d) 前一、二期變動率之正向顯著影響，而美國匯率變動率則受其本身估計係數 (e) 前一、二、五期變動率之顯著影響，意即該些總體經濟變數之變動率將受其自身前期變動所影響。

平均外溢效果方面，依表 9 可知，美國股價報酬率大抵受到物價變動率估計係數 (c)、貨幣供給變動率估計係數 (d) 及匯率變動率估計係數 (e) 之負向或正向之顯著影響，此意謂本研究選取之總體經濟變數皆能有效預測美國股價報酬率之走勢。此種現象亦與套利定價理論之結果相一致，亦即股價報酬率可由多個影響因素（通常包含總體經濟變數）解釋其變化過程。此外，各落後期數不一之美國股價報酬率估計係數 (b) 對當期的物價變動率（落後一期）、貨幣供給變動率（落後三期）及匯率變動率（落後一、二期）皆於 1% 的顯著水準檢定下為正向顯著，此代表美國股價報酬

表 9 美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型條件均數方程式之參數估計結果

參數效果說明	估計參數代號	S_t	P_t	M_t	E_t
常數項	a	0.2134*** (8.7545)	0.2184** (2.2241)	0.5124** (2.2150)	-0.4827*** (-2.8841)
誤差修正項	φ	-0.0124** (-2.1541)	-0.0623** (-2.5101)	-0.3014*** (-3.1527)	0.0913 (-1.3121)
國內自我及其它變數影響之外溢效果 (落後項有 1, 2, 3, 4, 5, 6 項)	b				
	1	0.0421*** (9.3146)	-0.0512*** (-2.4120)	0.0127 (0.8102)	0.0614*** (4.8324)
	2	-0.0315*** (3.7180)	-0.0312 (-0.6894)	0.0124 (0.9214)	0.0121*** (2.6712)
	3	-0.0125 (-1.4320)	0.0216 (1.5214)	0.2123** (2.1541)	0.0062 (0.5012)
	4	-0.1250*** (-8.9121)	0.0077 (1.1425)	-0.1516 (-0.5126)	-0.1124 (-0.1412)
	5	-0.5213*** (-7.8241)	-0.3120 (-0.7112)	-0.1052 (-0.9524)	0.0159 (1.6241)
國內自我及其它變數影響之外溢效果 (落後項有 1, 2, 3, 4, 5, 6 項)	c				
	1	-0.1921*** (-16.2312)	0.5105*** (2.9142)	-0.2129*** (2.5121)	0.5745** (1.9987)
	2	-0.1032*** (-6.1215)	0.3121** (-1.9921)	-0.0342 (-0.3812)	-0.6120 (-1.4178)
	3	-0.1214 (-0.4115)	0.0712 (0.9124)	-0.8241 (-1.5051)	0.8124** (2.0346)
	4	0.2578*** (12.1172)	-0.0816 (-0.5124)	-0.1412 (-0.5236)	-0.1515 (-0.4247)
	5	-0.2012 (-1.2132)	1.3102 (1.0415)	-0.2915 (-0.7316)	0.6112*** (2.9952)
6	0.8487*** (3.8120)	-0.1412 (-0.6676)	-0.8114** (-1.9947)	0.2412 (0.9018)	

表 9 美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型條件均數方程式之參數
估計結果 (續前頁)

國內自我及其它變數影響之外溢效果 (落後項有 1, 2, 3, 4, 5, 6 項)	<i>d</i>	1	0.4123*** (-4.1152)	0.1216** (2.0341)	0.3145** (1.9992)	0.1312* (1.8421)
		2	0.2246*** (10.2121)	-0.1248 (-1.6120)	-0.4568 (-0.5120)	-0.0411 (-0.0824)
		3	0.6712*** (8.5314)	0.0314 (0.7124)	0.2015 (1.6781)	-0.1428 (-1.4215)
		4	-0.1121 (-1.2101)	0.1481** (1.9931)	-0.0914 (-0.8120)	-0.1215 (-0.6783)
		5	-0.8716*** (-13.7812)	-0.1345 (-0.8015)	0.1572* (1.6214)	-0.3415*** (-3.7129)
		6	-0.1912*** (-2.2412)	-0.0123 (-0.1672)	0.1923* (1.8201)	-0.0955 (-0.8415)
國內自我及其它變數影響之外溢效果 (落後項有 1, 2, 3, 4, 5, 6 項)	<i>e</i>	1	-0.1814*** (-6.4271)	0.1376* (1.8340)	0.0672*** (2.1452)	0.3816*** (6.8842)
		2	0.0142 (0.0891)	-0.0141 (0.0244)	0.0058* (1.8924)	-0.1912*** (-3.5880)
		3	-0.3632*** (-12.0412)	0.0121 (-0.5425)	-0.0318 (-0.6120)	0.0672 (1.5431)
		4	-0.3410*** (-12.9124)	-0.0127 (-0.5512)	-0.1146 (-0.5450)	-0.0621 (-1.4886)
		5	-0.3638*** (-13.9881)	0.0267 (1.2149)	-0.0206 (-0.4462)	-0.1099*** (-3.0124)
		6	-0.1127*** (-4.3101)	-0.0142 (-1.4157)	0.0510 (1.8672)	0.03844 (1.1124)
結構改變之效果						
美股崩盤	ψ	-0.0324*** (-4.1501)	0.0031 (1.0410)	-0.0141*** (-2.1501)	-0.0341 (-0.8148)	
亞洲金融風暴	ζ	-0.0410* (-1.9319)	0.0001 (0.0921)	-0.0248 (-1.8845)	-0.0078* (-1.9887)	
科技泡沫	ϕ	-0.0251*** (-2.4010)	-0.00234* (-1.984)	-0.0085*** (-2.5415)	-0.0071 (-0.1315)	
911 恐怖攻擊	π	-0.0335*** (-7.1418)	-0.01955*** (-2.8710)	-0.0031 (-1.5120)	-0.0081 (-0.9114)	
相關變數波動性對其變動率之影響	θ	0.0212** (2.3106)	0.0512 (1.1120)	-0.0214 (-0.1098)	0.0231** (2.2412)	

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內之數值為 *t* 統計量。

2. ***, ** 與 * 分別代表變數達 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

率與物價變動率、貨幣供給變動率及匯率變動率間呈現雙向之因果關係。此種因果關係中，特別是前三期貨幣供給變動對當期物價水準變動產生正向顯著之影響效果，此亦顯示代表股市資金動能之貨幣供給增加具有推升股市向上之顯著影響效果。同時，落後期數不一的股價報酬率可對物價變動率、貨幣供給變動率及匯率變動率產生與匯率變動率亦呈現雙向之因果關係。至於物價變動率與匯率生正向或負向之顯著影響效果，此意謂「股市為經濟的櫥窗」，美國股票市場為該國景氣的領先指標 (Thornton, 1993; Zarnowitz, 1992)。同樣的，物價變動率與貨幣供給變動率、貨幣供給變動率變動率間則呈現單向之因果關係，即匯率變動受物價水準之顯著影響，但物價水準卻僅受匯率變動之邊際顯著 (10%) 影響。有關美國股價報酬率風險溢酬之效果，表 9 顯示納入股價報酬波動性對美股報酬率影響的估計係數 (θ_1) 在 5% 的顯著水準檢定下的正向顯著影響，此意謂美股股價將具有超額報酬之現象，故美國社會大眾可於美國總體經濟較低迷之際積極投資美股，如此方能增加賺取超額報酬之可能性。至於總體經濟變數中匯率波動性增加對匯率變動率有加重的情形，此乃因其估計係數 θ_4 在 5% 顯著水準檢測下為顯著；物價水準變動率與貨幣供給變動率則較不受其波動性所影響。最後，除對匯率變動影響較小外，各重大事件分別對股價報酬率、物價及貨幣供給之變動率產生結構改變之影響效果，顯示該些事件對美國股市報酬率及該些總體變數變動具蔓延效果 (contagion effect)。

美國條件變異方程式之實證結果分析方面，依表 10 可知，美國股價報酬率變異數會受其本身前一期之影響，且其估計係數 (α) 於 1% 的顯著水準檢定下具正向顯著影響，此意謂美國股價報酬率之波動性具備 GARCH 效果且可藉由本身前一期的條件變異數加以預測，其餘總體經濟變數亦同樣具有此自我波動效果。由於波動度對於金融資產的定價、避險策略及風險控管等影響甚巨，因此，美國股價報酬率波動性之預測資訊可協助美國投資人進行金融資產之定價、投資組合選擇、避險策略及風險控管等工作。此外，表 10 亦顯示其餘總體經濟變數亦同樣具有此自我波動效果。

表 10 美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型條件變異方程式之參數
估計結果

參數效果說明	估計參 數代號	$h_{S,t}$	$h_{P,t}$	$h_{M,t}$	$h_{E,t}$
常數項	ω	-0.0241 (-0.6012)	0.2214 (1.8121)	-0.0412 (-0.0821)	0.0178 (-0.5125)
	α	0.6814*** (11.8152)	0.2145*** (2.0151)	0.0415*** (3.4125)	0.0814*** (6.7812)
國內自我波動 與波動外溢效果	β	0.0823*** (2.8914)	0.7016*** (4.125)	0.7213 (1.2415)	0.5015 (0.4932)
	f	0.3510*** (2.6814)	0.0315 (1.3128)	0.7234*** (3.0812)	0.3810 (1.8145)
波動衝擊效果	k	0.0502** (2.0234)	-0.0052 (-0.8321)	0.0612 (1.6245)	0.6425*** (2.6212)
	ϕ	0.0722*** (13.1541)	0.0821* (1.9218)	0.0730** (2.0145)	0.0732*** (3.4154)
波動不對稱效果	γ	0.0804*** (8.1041)	0.0427 (0.9840)	0.0078 (0.5124)	0.0615*** (2.9934)
結構改變之效果					
美股崩盤	δ	0.2154*** (3.1211)	0.0042** (2.1154)	0.0124*** (2.5142)	0.0386** (2.0124)
亞洲金融風暴	l	0.1421* (1.9120)	0.0002 (1.4621)	0.0321 (1.5834)	0.0672* (1.8412)
科技泡沫	m	0.8120** (2.0011)	0.1625* (1.8324)	0.0212** (2.0541)	0.0381 (1.0341)
911 恐怖攻擊	n	0.0112*** (3.1420)	0.0162*** (2.5412)	0.0412*** (2.1140)	0.0034** (2.0841)

資料來源：本研究整理。
說明：同表 9。

結構改變效果方面，1987 年美股崩盤與 2001 年 911 恐怖攻擊事件皆對美國股價報酬波動性及各總體經濟變數變動率之變異數皆產生顯著之結構改變效果。2000 年始之網路泡沫僅對美國股價報酬波動性與貨幣供給變動率之變異數產生顯著之結構改變效果。至於 1997 年始之亞洲金融風暴則未對美國股價報酬率及各總體經濟變數變動率之變異數產生結構改變效果。此種現象顯示由於美國境外發生之亞洲金融風暴較不易對美國股市及其經濟體系波動產生顯著之結構改變影響。相對的，於美國境內發生之重大事件則較易對美國股市與經濟體系波動產生重大之結構改變影響效果。

在波動持續性方面，股價波動率之波動持續效果分別為 $(0.6814 + 0.0722 + 0.0804)$ 、 $(0.7016 + 0.0821 + 0.0427)$ 、 $(0.7234 + 0.0730 + 0.0078)$ 及 $(0.6425 + 0.0732 + 0.0615)$ ，亦即分別為 0.8340、0.0082、0.8042 及 0.7772。此顯示股價波動持續性效果相對大於其他總體經濟變數之波動持續性。再就事件結構改變而言，估計期的 4 項事件，即美股崩盤、亞洲金融風暴、網路泡沫化及 911 恐怖的事件中，對股價波動性的影響效果（見對應之估計係數）大於總體經濟變數之波動性影響效果，此可能與一般所認知重大事件在股市有較大的蔓延效果（contagion effect）有關。

至於美國股市以及總體變數波動之外溢效果，表 10 顯示前一期美國股價報酬率變異數估計係數（ α ）對當期之物價變動率變異數、貨幣供給變動率變異數與匯率變動率變異數於 1% 的顯著水準檢定下皆為正向顯著影響，此代表總體經濟之波動性可透過前一期的美國股價報酬率變異數加以預測。此外，前一期的美國貨幣供給變動率變異數估計係數（ f ）與匯率變動率變異數估計係數（ k ）則對美國股價報酬率變異數產生 5% 的顯著水準檢定下之正向顯著影響，故可發現美國股價報酬與貨幣供給及匯率間之波動性具備雙向因果關係。最後，美國股價報酬率、貨幣供給變動率與匯率變動率變異數的估計係數（ ρ ）皆為顯著，此意謂美國股價報酬率與匯率變動率變異數具備顯著之波動衝擊效果，但物價變動率變異數則較不具備波動衝擊效果之特徵。最後，依表 10 可知，模型中美國股價報酬率與匯率變動率變異數的估計係數（ γ ）皆為顯著進而代表其具有不對稱效果，此意謂負向非預期衝擊將比正向非預期衝擊引起更大之波動，故美國股價報酬率與匯率變動率變異數存在波動不對稱性之槓桿效果（leverage effect）。此實證結果指出好壞消息形成波動有不同的效果，大抵而言壞消息波動效果大於好消息之波動效果，亦意謂在實務上美國投資人可考慮採用非線性的結構模型以進行金融資產之定價、避險以及風險的控管。

美國條件共變異方程式之實證結果分析方面，依表 11 可知，

此部分估計係數 (δ) 代表可透過前一期美國股價與匯率之條件共變異數及物價與貨幣供給之條件共變異數來預測其當期的條件共變異數。此意謂美國國內共變異數自我波動效果可藉由部分美國股價與其總體經濟變數之前一期條件共變異數來預測其相對應之當期之條件共變異數。此外，有關美國殘差交叉項效果，依表 11 可知，美國股價與總體經濟變動相互間之條件共變異數之估計係數 (τ) 於 5% 的顯著水準檢定下皆為顯著，此意謂美國股價與總體經濟變數之未預期衝擊可對美國股價與其總體經濟變數之條件共變異數產生顯著的影響效果。

表 11 美國 VEC GJR-GARCH-M 模型條件共變異方程式之參數估計結果

參數效果說明	估計參數代號	$h_{SP,t}$	$h_{SM,t}$	$h_{SE,t}$
常數項	g	-0.0016 (-0.5412)	-0.0148 (-0.7216)	0.0120 (0.8123)
自我波動效果	δ	0.2671 (1.5011)	0.1812 (1.5321)	0.0826*** (3.3015)
殘差交叉效果	τ	0.0482** (2.0832)	0.1236*** (3.8101)	0.1054*** (6.8126)
		$h_{PM,t}$	$h_{PE,t}$	$h_{ME,t}$
常數項	g	-0.0152 (-2.4512)***	0.0142 (2.1632)	-0.0231 (-1.4015)
自我波動效果	δ	-0.5626*** (2.7901)	0.5181 (0.6432)	0.3246 (1.7210)
殘差交叉效果	τ	0.3421** (2.7018)	0.0526*** (2.9140)	0.1429** (2.5162)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內之數值為 t 統計量。

2. ***、** 與 * 分別代表變數達 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

最後，為確保本文所建構之美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 實證模型在統計推論與實證結果之有效性，本文進行美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型之各種模型合適性診斷檢定，並將其結果列

示於表 12。基本上，本研究 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型在配適上對數概似 (log likelihood) 值 22,576.98 要較本文初次以對角化表示模式之 log likelihood 值 19,354.24 增加甚多，指出本文實證模式之配適效果。另外，本研究實證模式有關其他合適性診斷檢定之內容主要包含標準化殘差項之一次項、平方項及交叉項之 Q 檢定與波動不對稱性檢定。依表 12 中可知經模型配適後，美國股價與其總體經濟變數之標準化殘差項均未具有序列相關現象、ARCH 效果及波動不對稱性效果，此意謂本文所建構之美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 實證模型已完全消除美國股價與總體經濟變數之序列相關、ARCH 效果與波動不對稱現象，並確保本文所進行之統計推論能具有效性，另外，對各內生變數 (S_t 、 P_t 、 M_t 、 E_t) 之樣本外 12 個月預測值之 RMSE (root mean squared error) 值分別為 0.0198、0.0274、0.0438 與 0.0321，接近於 0，足見所估模式亦具樣本外預測之能力。

表 12 美國 VEC GJR DCC-GARCH-M 模型合適性診斷檢定結果
($\varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$)

標準化殘差項之序列相關檢定						
	$Z_S = \varepsilon_{S,t} / \sqrt{h_{S,t}}$	$Z_P = \varepsilon_{P,t} / \sqrt{h_{P,t}}$	$Z_M = \varepsilon_{M,t} / \sqrt{h_{M,t}}$	$Z_E = \varepsilon_{E,t} / \sqrt{h_{E,t}}$		
Q(12)	7.6485(0.8120)	17.2500(0.1400)	11.3670(0.4980)	12.6220(0.3970)		
標準化殘差項平方之序列相關檢定						
	Z_S^2	Z_P^2	Z_M^2	Z_E^2		
Q(12)	0.8668(1.0000)	6.9903(0.8580)	12.9690(0.3710)	16.8700(0.1550)		
標準化殘差項交叉之序列相關檢定						
	$Z_S Z_P$	$Z_S Z_M$	$Z_S Z_E$	$Z_P Z_M$	$Z_P Z_E$	$Z_M Z_E$
Q(12)	8.1580(0.6010)	6.1540(0.8670)	7.3210(0.8630)	10.3810(0.5180)	5.3120(0.9870)	9.1210(0.5410)
標準化殘差項之波動不對稱性檢定						
	SBT	$NSBT$	$PSBT$	JT		
	1.6800(0.2010)	0.8812(0.3250)	2.1450(0.1620)	6.7170(0.0850)	0.0014(0.9580)	0.0119(0.8350)
					0.0479(0.9340)	1.0514(0.3040)
					0.5619(0.4830)	1.0726(0.3080)
					0.1421(0.7140)	1.5692(0.2240)
					2.4867(0.0800)	6.7780(0.0870)

資料來源：本研究整理。

說明：() 內之數值代表 Ljung-Box Q 檢定的 P 值，該檢定之虛無假設為殘差值，不具序列相關。

5. 結論

本文在建構美國 VEC GJR-GARCH-M 模型之實證過程中，可發現利用 Johansen (1988) 共整合分析法可尋找出美國股價與其總體經濟變數間所存在之一組共整合變數向量。同時在運用向量誤差修正 (VEC) 模型導入本文所設定之 GJR-GARCH-M 模型後亦可發現美國股價報酬率、物價與貨幣供給之誤差修正項係數皆為負向顯著，此意謂上述變數若遭受短期突發干擾而與其他總體經濟變數脫離長期均衡關係時，則能於短期作迅速調整，進而回復至原始之長期均衡關係。

本研究在美國條件均數方程式之平均外溢效果實證結果方面顯示所選取之總體經濟變數皆能有效預測美國股價報酬率之走勢。此現象與套利定價理論之結果相一致，亦即股價報酬率可由多個影響因數（通常包含總體經濟變數）來解釋其變化過程。此外，本文之實證結果亦證實「股市為經濟的櫥窗」的現象，亦即股票市場為一國景氣的領先指標。最後，本研究在此條件均數方程式實證結果方面亦驗證了美國股市具有高風險高報酬之風險溢酬效果。

美國條件變異方程式之實證結果分析方面，美國股價報酬變異數會受到本身前一期之影響，此意謂美國股價報酬率之波動性具備 GARCH 效果且可藉由本身前一期的條件變異數加以預測。由於波動度對於金融資產的定價、避險策略及風險控管等影響甚鉅，因此，美國股價報酬率波動性之預測資訊可協助美國投資人進行金融資產之定價、投資組合選擇、避險策略及風險控管等工作。至於美國國內波動之外溢效果，負向非預期衝擊將比正向非預期衝擊引起更大之波動，故美國股價報酬率與匯率變動率變異數存在波動不對稱性之槓桿效果 (leverage effect)，此實證結果意謂好壞消息形成波動有不同的效果，大抵而言壞消息波動效果大於好消息之波動效果，另外，美國股價與其總體變數間的條件共變異受前期條件共變

異及未預期衝擊所影響，亦指出美國股市與其總體變數間之條件共變異具時變效應 (time-varying effect)，隱含彼此間存在動態條件相關性。

綜合本文上述實證結果之資訊可提供美國投資人投資策略或政府當局制定相關政策之參考，基於台灣與美國在經貿與財金關係的密切性，該項研究結果所獲資訊亦對台灣投資人投資策略擬定與政府當局制定相關政策有所啟示。

參考文獻

- 台灣經濟新報 Taiwan Economic Journal (2010), 台灣經濟新報資料庫 Taiwan Economic Journal Data Bank。 (in Chinese)
- 教育部統計處 Department of Statistic, Ministry of Education (2010), AREMOS 經濟統計資料庫 AREMOS Economic Statistal Databanks。 (in Chinese)
- Abdullah, D. A. and S. C. Hayworth (1993), “Macroeconometrics of Stock Price Fluctuations,” *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32, 50-67.
- Aggarwal, R. (1981), “Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Markets under Floating Exchange Rates,” *Akron Business and Economics Review*, 12:2, 7-12.
- Ajayi, R. A. and M. Mougoue (1996), “On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates,” *Journal of Financial Research*, 19:2, 193-207.
- Akgiray, V. (1989), “Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts,” *The Journal of Business*, 62:1, 55-80.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold and C. Vega (2007), “Real-Time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets,” *Journal of International Economics*, 73:2, 251-277.
- Aydemir, O. and E. Demirhan (2009), “The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey,” *International Research Journal of Finance and Economics*, 23, 207-215.
- Baillie, T. R. and R. P. DeGennaro (1990), “Stock Returns and Volatility,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25:2, 203-214.

- Bauwens, L., S. Laurent and V. K. Rombouts (2006), "Multivariate GARCH Models: A Survey," *Journal of Applied Econometrics*, 21, 79-109.
- 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*, 3:4, 653-665.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31:3, 307-327.
- Bollerslev, T. (1987), "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return," *The Review of Economics and Statistics*, 69:3, 542-547.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and J. M. Wooldridge (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances," *Journal of Political Economy*, 96:1, 116-131.
- Branson, W. H. (1977), "Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination," *Sozialwissenschaftliche Annalen*, 1, 69-89.
- Cai, J. (1994), "A Markov Model of Switching-Regime ARCH," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12:3, 309-316.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1991), "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View," *Review of Economic Studies*, 58:3, 495-514.
- Chiang, T. C., B. N. Jeon and H. Li (2007), "Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from Asian Markets," *Journal of International Money and Finance*, 26:7, 1206-1228.
- Choi, J. J., S. Hauser and K. J. Kopecky (1999), "Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries," *Journal of Banking and Finance*, 23, 1771-1792.
- Chow, E. H., W. Y. Lee and M. E. Solt (1997), "The Exchange-Rate Risk Exposure of Asset Returns," *The Journal of Business*, 70:1, 105-123.

- Cutler, D. M., J. M. Poterba and L. H. Summers (1989), "What Moves Stock Prices," *Journal of Portfolio Management*, 15:3, 4-12.
- Davis, N. and A. M. Kutan (2003), "Inflation and Output as Predictors of Stock Returns and Volatility: International Evidence," *Applied Financial Economics*, 13:9, 693-700.
- Domian, D. L. and D. A. Louton (1995), "Business Cycle Asymmetry and the Stock Market," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 35:4, 451-466.
- Engel, C. and J. D. Hamilton (1990), "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It," *The American Economic Review*, 80:4, 689-713.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50:4, 987-1008.
- Engle, R. F. (2002), "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models," *Journal of Business & Economic Statistics*, 20:3, 339-350.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55:2, 251-276.
- Engle, R. F. and V. K. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *The Journal of Finance*, 48:5, 1749-1778.
- Erbaykal, E. and H. A. Okuyan (2007), "Hisse Senedi Fiyatları İle Döviz Kuru İlişkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Ampirik Bir Uygulama," *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 1:1, 77-89.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis (1991), "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," *The Journal of Finance*, 46:2, 555-576.

- Fama, E. F. (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money," *The American Economic Review*, 71:4, 545-565.
- Fornari, F. and A. Mele (1997), "Sign- and Volatility-Switching ARCH Models: Theory and Applications to International Stock Markets," *Journal of Applied Econometrics*, 12:1, 49-65.
- Fortune, P. (1989), "An Assessment of Financial Market Volatility: Bill, Bonds and Stocks," *New England Economic Review*, 13-28.
- Friedman, B. M. and K. N. Kuttner (1998), "Indicator Properties of the Paper-Bill Spread: Lessons from Recent Experience," *The Review of Economics and Statistics*, 80:1, 34-44.
- Galbraith, J. W. and G. Tkacz (2000), "Testing for Asymmetry in the Link between the Yield Spread and Output in the G-7 Countries," *Journal of International Money and Finance*, 19:5, 657-672.
- Hamilton, J. D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, 57:2, 357-384.
- Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 64:1-2, 307-333.
- Hatemi, J. A. and M. Irandoust (2002), "On the Causality between Exchange Rates and Stock Prices: A Note," *Bulletin of Economic Research*, 54:2, 197-203.
- Homan, A. C. (2009), "The Impact of 9/11 on the Persistence of Financial Return Volatility of Marine Firms," *Eastern Economic Journal*, 35:1, 71-83.
- Inclán, C. and G. C. Tiao (1994), "Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance," *Journal of the American Statistical Association*, 89:427, 913-923.

- Jarque, C. M. and A. K. Bera (1987), "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals," *International Statistical Review*, 55:2, 163-172.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics & Control*, 12:2-3, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:2, 169-210.
- Kanas, A. (1998), "Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence," *Applied Financial Economics*, 8, 245-256.
- Kiliç, R. (2007), "Conditional Volatility and Distribution of Exchange Rates: GARCH and FIGARCH Models with NIG Distribution," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 11:3, 1-31.
- Kurihara, Y. (2006), "The Relationship between Exchange Rate and Stock Prices during the Quantitative Easing Policy in Japan," *International Journal of Business*, 11:4, 375-386.
- Li, L. and Z. F. Hu (1998), "Responses of the Stock Market to Macroeconomic Announcements across Economic States," International Monetary Fund Working Paper No. 98/79.
- Liu, Y. A. and M. S. Pan (1997), "Mean and Volatility Spillover Effects in the U.S. and Pacific-Basin Stock Markets," *Multinational Finance Journal*, 1:1, 47-62.
- Ljung, G. M. and G. E. P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65:2, 297-303.
- Ljungqvist, A. and W. J. Wilhelm (2003), "IPO Pricing in the Dot-com Bubble," *The Journal of Finance*, 58:2, 723-752.
- Nguyen, D. K. and M. Bellalah (2008), "Stock Market Liberalization, Structural Breaks and Dynamic Changes in Emerging Market Volatility," *Review of Accounting and Finance*, 7:4, 396-411.

- Pan, M. S., R. C. W. Fok and Y. A. Liu (2007), "Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from East Asian Markets," *International Review of Economics and Finance*, 16:4, 503-520.
- Rapach, D. E. and J. K. Strauss (2008), "Structural Breaks and GARCH Models of Exchange Rate Volatility," *Journal of Applied Econometrics*, 23:1, 65-90.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomic and Reality," *Econometrica*, 48:1, 1-48.
- Smith, D. R. (2002), "Morkov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates," *Journal of Business & Economic Statistics*, 20:2, 183-197.
- Thornton, J. (1993), "Money, Output and Stock Prices in the UK: Evidence on Some (non)Relationships," *Applied Financial Economics*, 3, 335-338.
- Zarnowitz, V. (1992), *Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting*, Chicago: University of Chicago Press.

An Investigation on Volatility and the Interrelationship between the US Equity Market and Macroeconomic Variables– An Application of the VEC GJR DCC-GARCH-M Model

Liu, Hsiang-Hsi and Teng-Tsai Tu

Abstract

The trading and investment activities in Taiwan usually vary with the business cycle and equity investment in the US. Many studies indicate that the equity market is closely related to the macroeconomic environment. Therefore, the purpose of this study is to construct a multivariate VEC GJR DCC-GARCH-M model to investigate the volatility and the interrelationship between the US equity market and macroeconomic variables. The variables chosen in the empirical analysis include the US NASDAQ (National Association of Securities Dealers Automated Quotation) price index, the CPI (Consumer Price Index), M_{1b} and the exchange rate of the US dollar. Furthermore, the empirical results of this study signify that the US stock rate of returns can be forecasted by the behavior of the macroeconomic variables and the US stock index leads the indicators of the business cycle in the US. The evidence verifies the existence of a risk premium effect in the US equity market. The empirical results also indicate that the stock volatility exhibits a GARCH effect and can be forecasted by the previous period's conditional variance. Finally, we also find that there are significant effects of volatility clustering and asymmetric volatility (the leverage effect) in the US equity market.

Keywords: Stock Price Index, Macroeconomic Variable, Cointegration Test, VEC GJR DCC-GARCH-M Model

JEL Classification: C32, C52, F30, G15

Liu, Hsiang-Hsi, Graduate Institute of International Business, National Taipei University, No. 151, University Rd., San San Dist., New Taipei City 23741, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-86741111 ext. 66850, E-mail: hsiang@mail.ntpu.edu.tw. Teng-Tsai Tu, Graduate Institute of International Business, National Taipei University, No. 151, University Rd., San Shia Dist., New Taipei City 23741, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-86741111 ext. 67716, E-mail: ttu@mail.ntpu.edu.tw.

Received 17 February 2009; revised 29 June 2009; accepted 11 November 2010.

