



逢甲大學學生報告 ePaper

美股對於歐股具有不對稱波動外溢效果之檢定

The volatility of asymmetries on US stock
with European stock spillover test

作者：林美惠

系級：統計與精算研究所 計量財務組 碩一

學號：M9416481

開課老師：陳婉淑 教授

課程名稱：財務時間序列

開課系所：應統博一

開課學年：94 學年度 第 1 學期

摘要

本文旨在探討美國股市過去的訊息對於歐洲股市是否有影響力，本研究以美國(US)與歐洲國家英(UK)、德(Germany)、法(France)三國之大盤股市報酬為研究標的，首先利用因果關係檢定(Causality test)，確認美國股市與歐洲國家股市報酬的因果關係；以美國股價報酬為外生變數，而後透過利用對稱條件變異數異質性模型(GARCH)與非對稱條件變異數異質性模型，本研究實證發現美國股市對於歐洲股市存在外溢效果(spillover)；並且價格具有不對稱的波動，以及呈現波動群集的現象。以美國股票市場所傳遞的負面消息與正面消息觀之，相較而言，美國股市所傳遞的負面消息確實會引起歐洲國家股市另一波重挫，藉由非對稱模式GJR-GARCH與門檻GARCH(TAR-GARCH)模式皆證實了負面消息對人們的衝擊比正面消息大，較能充分反應真實資訊，是故非對稱模型解釋能力較佳。

關鍵字: 對稱條件變異數異質性模型、非對稱條件變異數異質性模型、因果關係檢定、外溢效果、GARCH、GJR-GARCH、TAR-GARCH。

目錄

摘要.....	I
目錄.....	II
附錄.....	III
1、緒論.....	1
2、研究方法.....	3
2.1 資料說明及基本統計量.....	3
2.2 單根檢定.....	4
2.3 因果關係檢定.....	5
3、建立對稱條件變異數異質性模式.....	5
3.1 變異數異質性檢定.....	5
3.2 建立AR(1)-GARCH(1,1)-Normal模式.....	6
3.3 建立AR(1)-GARCH(1,1)-t模式.....	6
4、建立非對稱條件變異數異質性模式.....	7
4.1 波動不對稱性檢定.....	8
4.2 建立AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-t模式.....	8
4.3 建立AR(1)-TAR-GARCH(1,1)-t模式.....	9
5、本研究之結論與建議.....	11

附錄

時間序列圖與經濟要事.....	12
圖 1. 大盤股價指數趨勢圖.....	13
圖 2. 大盤股價指數之報酬率趨勢圖.....	14
表1. 股票市場日報酬之基本統計量.....	15
表2. 單根檢定.....	15
表3. 因果檢定.....	15
表4. ARCH效果檢定(一).....	16
表5. ARCH效果檢定(二).....	17
表6. AR(1)-GARCH(1,1)-Normal模式(1)之參數估計.....	17
表7. Ljung-Box Q-Statistics檢驗模式(1).....	17
表8. AR(1)-GARCH(1,1)-t模式(2)之參數估計.....	18
表9. Ljung-Box Q-Statistics檢驗模式(2).....	19
表10. 波動不對稱性檢定.....	19
表11. AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-t模式(3)之參數估計.....	19
表12. Ljung-Box Q-Statistics檢驗模式(3).....	19
表13. AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-t模式(4)參數估計.....	20
表14. Ljung-Box Q-Statistics檢驗模式(4).....	20
參考文獻與自述.....	21

1. 緒論

美國是全球跨國企業都想去上市的國家，歐洲國家也不例外，以英國、德國、法國為例。在美國上市除了提高知名度外，最重要的是，市場大、交易量大、流通快、籌資容易。是故，美國的經濟動向會影響很多國家，如摘要中以美國與歐洲國家英、德、法三國大盤股市報酬為研究對象，對美國股市波動影響歐洲市場存在外溢效果(spillover)之檢定。

由Engle (1982)首創自我相關條件異質變異數模式(autoregressive conditional heteroskedasticity, 簡稱ARCH)，而後由Bollerslev (1986)將落後期的條件變異數納入ARCH模式的條件變異數方程式中予以一般化，稱為廣義自我迴歸條件異質變異數模式(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, 簡稱GARCH)，並依據節約參數原則，改善了ARCH模式的弱點。經由Bollerslev, Chou, and Kroner (1992) 研究中表示，GARCH(1,1)常被用於金融市場分析，已經足以描述財務與經濟資料波動的現象，且充分捕捉波動群集性，所以本研究首先考慮GARCH(1,1)模式。

GARCH模式具有一個缺點，其預測誤差項的正負不會影響到條件變異數，這和觀察到的股票報酬動態的變動過程不一致，即GARCH模式捕捉不到波動性可能有的不對稱效果。因此另外考慮非對稱條件變異數異質性模式；由Nelson (1991)首推非對稱指數型(exponential)GARCH模式—EGARCH，而後經由Engle and Ng (1993)以1980年至1988年日本股市日資料為研究對象，使用各種模型為設定依據，來了解訊息對報酬波動的衝擊，捕捉條件波動不對稱性的優劣，結果顯示EGARCH模式條件變異數的變異性太高，容易產生波動量的過度估計，可能導致跨市場外溢效果估計上的偏誤；發現以GJR-GARCH模型的配適度最佳，因此於非對稱條件變異數異質性模式中，本研究首先考慮GJR-GARCH(1,1)模式，通常存在一個槓桿效應：負面消息衝擊帶來的波動震盪會比正面消息來的大。

Black(1976)曾注意到波動會因反應負面消息(超額報酬低於預期報酬)的出現而增加，並隨正面消息(超額報酬高於預期報酬)的出現而減小；Black(1976)所提出的經濟解

釋為，負面的消息使得企業產生了負的超額報酬，企業價值會降低，公司之權益資本相對於債務資本之比值下降，因而使其槓桿比率提高，持有股票之風險上升，使資產風險和未來之股價報酬波動增大；反之，正面消息帶來的正超額報酬使企業價值增加、槓桿比率降低，資產風險和股價的波動隨之減少，這種理論稱為「槓桿效應」。

隨後探討股價報酬此特性，企圖以經濟模型將之表達出來的有：Zakoian, J. M. (1994)的門檻ARCH模式，這模式已區分過去預測誤差之正負來作為預測當其條件變異時所應用的重要資訊之一，因此繼GJR-GARCH模式之後，仍考慮門檻自我相關模式TAR (Tong, 1978)，本研究配適TAR-GARCH (Tong, 1990)的模式，目的在找出美國股市對於歐洲市場具有不對稱外溢效果之證據。

依照Blomstrom and Persson (1983)與Globerman (1979)的定義，外溢效果就是「潛在間接的經濟效益」(potential indirect economic benefits)。一般而言，外人直接投資對地主國製造業所誘發的外溢效果，其途徑可歸納為下列四種：一是透過技術的移轉與擴散；二是透過對當地員工的訓練；三是透過市場競爭的壓力；四是透過向當地供應商購買原料、零件或將其產品銷售予當地廠商。前三者屬於「產業內的外溢效果」(intra-industry spillover effect)，後者則屬「產業間的外溢效果」(inter-industry spillover effect)，本研究則是探討股票市場間的外溢效果。

Yang (2003)以多變量EGARCH模型，配適G-7國家(Canada, France, Germany, Italy, Japan, UK, and the US)股價報酬及匯率報酬之時間數列，驗證各國股、匯價報酬和報酬波動性之外溢效果；Chiang (1999)以門檻自我相關模式(TAR-GARCH)，配適香港與中國股價報酬之時間數列，驗證香港和中國之間的股票報酬存在非對稱波動的外溢效果。另外由Chen, Chiang, and So (2003)文中提及Hamao, Masulis, and Ng (1990), Theodossiou and Lee (1997), Chiang and Chiang (1996), Chiang (1998), and Martens and Poon (2001)皆實證發現主要股票交易市場中存在波動性外溢效果。

由Chen, Chiang, and So (2003)實證美國股市負面消息會引起法、德、英、日、瑞士、加拿大更大的衝擊，文中提及美國與英國股市時差5小時，股價以 R_t^i 、 R_{t+m}^j 表示， i 為法、德、英、日、瑞士、加拿大， j 為美國， m 為時差5小時，依因果檢定之結果，以US當外

美股對於歐股具有不對稱波動外溢效果之檢定

生變數，先後配適對稱性模型 GARCH 及非對稱性模型雙門檻自我相關 GARCH 模型 (Double TAR -GARCH)，由於時差的關係所以不考慮當期效果，僅考慮落遲一期之外溢效果。

本研究共分七章；第二章為研究方法，資料說明及基本統計量分析，經時間序列圖指出主要時間點，針對歷史經濟要事，觀察美國股市價格變動會影響歐洲股市價格漲跌；(詳見附錄)首先採 ADF 單根檢定法，檢定序列符合定態而後才可進行資料分析；而後經因果關係檢定，檢定美國與歐洲市場是否存在長期穩定關係，檢定美股在歐洲股市具支配地位，美國股市訊息會影響歐洲股市的漲跌；第三章為檢定變異數是否具有異質性，依檢定結果配適 GARCH 模式；第四章為波動不對稱性檢定(Engle and Ng, 1993)，依結果配適不對稱模型 GJR-GARCH；第五章為本研究之結論與建議。



2. 研究方法

2.1 資料說明及基本統計量分析

資料來源(Datastream International)大盤股市日資料 S&P 500(美國)、FTSE100(英國)、DAX30(德國)、CAC40(法國)，從西元 1992 年 1 月 1 日至西元 2005 年 12 月 23 日每日收盤價格，共 3468 筆資料。資料經過轉換處理成報酬率，雖然價格(Price)通常是投資人最常見的原始資料，但價格並不適合當做研究之標的，因為高價格通常資產較高，伴隨著較高之價格波動，反之亦然。而報酬率並不會受價格水準之影響而產生不同的波動，因此以報酬率當作研究標的。 $R_t = 100 \cdot (\ln P_t - \ln P_{t-1})$ ， P_t 為在 t 期的股票收盤價， R_t 為在 t 期的股票報酬率。報酬率的基本統計量在表 1。

由樣本平均數得知一股票投資日平均報酬率不顯著有別於零，四個股市日平均報酬率值為正；由標準差 σ 得知一德國(Germany)股票投資報酬率變化最大，參雜了其他因素(風險)，影響股市起伏不定；由偏態係數得知一皆為負值，顯示股市報酬資料呈現非對稱性的左偏分配。由峰態係數得知一超額峰態係數值大於零，且 P 值小於顯著水準

1%，統計上顯著，因此四個市場之股票投資報酬率皆為高峽鋒(Leptokurtosis)；由 Jarque-Bera 常態性檢定之 P 值而言，小於顯著水準 1%，拒絕虛無假設(符合常態假設)，因此股票之報酬率取對數(Log return)不符合常態假設，因此後續模型中誤差項的分配除了常態分配以外，也可考慮厚尾 t 分配。(詳見表 1)

2.2 單根檢定

Granger and Newbold(1974)發現非定性變數間，可能會出現「假性迴歸」(Spurious Regression)的現象。於是對財務的時間序列資料進行分析之前，必須先檢定變數是否為一穩定的數列亦即符合定態(Stationary)。而檢定時間序列是否為定態的方法最常見的即是單根檢定(Unit Root Test)。Engle and Yoo(1987)提出的兩種單根檢定的方法 ADF 與 DF，Phillips and Perron(1986)則建立 PP 檢定，而 Schwart(1987)以蒙地卡羅的方法證實的結果顯示 ADF(Augment Dickey-Fuller)單根檢定法之檢定優於其他檢定法，因此本研究即以 ADF 檢定法檢定時間序列資料是否符合穩定性。

設 y_t 為一時間數列，假設模型為 AR(1)過程： $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。(2.2.1)其中 α 及 ρ 為參數， ε_t 為一白噪音過程(white noise)。若 $-1 < \rho < 1$ ，則數列 y_t 符合定態；若 $|\rho| > 1$ ，則 y_t 數列將會發散，則此數列無經濟涵義。虛無假設為檢定 $\rho = 1$ ，即時間序列資料不穩定，有單根，則對立假設則檢定 $|\rho| < 1$ ，即時間序列資料穩定，沒有單根。

(2.2.1)式等號左右邊各減 y_{t-1} ，則(2.2.1)式的型態為 $\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ ，其中 $\gamma = \rho - 1$ ， α 為漂浮項(drift term)，虛無假設及對立假設改成 $H_0 : \gamma = 0$ 及 $H_1 : \gamma < 0$ 。

ADF 單根檢定法為 t 統計量，由表 2 結果得知，股價(Price)之 t 統計量 P 值皆大於 1%，無法拒絕虛無假設，則序列具單根，不符合定態(Stationary)；報酬率(Return)之 t 統計量 P 值皆小於 1%，拒絕虛無假設，則序列不具單根，為一穩定的數列，亦即符合定態。(詳見表 2)

2.3 因果檢定

美股與歐股因果關係之 F 檢定，F 統計量之 P 值小於顯著水準 1%，統計上顯著，則美國股市對於歐洲股市具有影響力。一致性顯示美股在歐洲股市具支配地位，美國股市訊息會影響歐洲股市的漲跌。由因果檢定之結果得知，歐洲國家除了落遲一期自身的效果以外，存在美國股票市場所引起之外溢效果。(詳見表 3)

3. 建立對稱條件變異數異質性模型

由 Engle (1982)首創自我條件異質性模式(ARCH)，而後由 Bollerslev (1986)推出 GARCH 模式，並依據節約參數原則，改善了 ARCH 模式的弱點。在 Bollerslev, Chou, and Kroner (1992)研究中表示，在許多金融市場分析經驗中，GARCH(1,1)足以描述財務與經濟資料波動的現象，且可以充分捕捉波動群集性，所以本研究首先考慮 GARCH(1,1)模式。在配適模式之前，必須先檢驗資料是否具有變異數異質性。

3.1 變異數異質性檢定

—檢定1. 利用Ljung-Box統計量檢驗 a_t^2 ，其中 $a_t = r_t - \mu$ 為ARMA模式的殘差。

(McLeod and Li, 1983)

—檢定2. 檢定條件異質性

迴歸式為 $a_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2 + e_t$ ，其中 $t = m+1, \dots, T$ ； a_t^2 為殘差的平方； $m=5$ ； $T=3648$ ，採F統計量檢定 $\alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_m = 0$ 。

(The Lagrange multiplier test of Engle, 1982.)

檢驗結果 Ljung-Box 統計量及 LM 檢定之 P 值皆小於顯著水準 1%，統計上顯著，卡方檢定與 F 檢定統計量之 P 值顯著，皆拒絕虛無假設。存在 ARCH 效果，其資料之變異為異質性，可考慮配適 GARCH 模式。(詳見表 4、5)

3.2 建立 AR(1)-GARCH(1,1)-Normal 模式

由 Chen, Chiang, and So (2003)指出美國市場與歐洲市場時差 5 小時，股價報酬以 R_t^i 、 R_{t+m}^j 表示， i 為 UK、Germany、France， j 為 US， m 為時差 5 小時，依因果檢定之結果，以美國 US 當外生變數，由於時差的關係所以不考慮當期效果，僅考慮落遲一期之外溢效果，而後配適對稱模型 GARCH (Bollerslev, 1986)。

原始模式如下：

$$R_t^i = \phi_0 + \phi_1 R_{t-1}^i + \psi_1 R_{t+m-1}^j + a_t,$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \text{where } \varepsilon_t \sim D(0,1). \quad (1)$$

其中 i 為 UK、Germany、France， j 為 US， m 為時差 5 小時， D 為常態分配。

$\alpha_0 > 0$ ， $\alpha_1 \geq 0$ ， $\beta_1 \geq 0$ 之限制式是為了讓變異數的值為正數(positive variance)； $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 則是為了讓模式能達到共變異數平穩(covariance stationarity)所做的假設。

以最大概似法及 Berndt, et al.(1974)所提出的 BHHH 演算法來估計參數，P 值皆小於 1%，統計上顯著，參數估計表在表 6，而後作模式之檢驗。檢驗模式 Ljung-Box (Ljung and Box, 1978) Q-統計量之 P 值皆大於顯著水準 1%，全部皆不顯著，因此適合配適此模式 AR(1) -GARCH(1,1)-Normal。(詳見表 6、7)

3.3 建立 AR(1)-GARCH(1,1)-t 模式

由表 1.基本統計量中得知，股票投資平均報酬率為高狹峰(Leptokurtosis)，且 JB 檢定顯著拒絕虛無假設(符合常態假設)，因此股票之報酬率取對數(Log return)不符合常態假設，故非常態。因此，考慮厚尾 t 分配，配適 AR(1)-GARCH(1,1)-t。

在現實生活狀況，價格波動往往出現波動群集現象，而配適 AR(1)-GARCH(1,1)-t 來捕捉波動性，容易造成忽略波動性過份渲染效果與實際資料具有高狹峰特性。所以利用 AR(1)-GARCH(1,1)-t 模型捕捉波動性，希望能達成修正波動性渲染效果，以及真實反映資料高狹峰特性。

原始模式如下：

$$R_t^i = \phi_0 + \phi_1 R_{t-1}^i + \psi_1 R_{t+m-1}^j + a_t,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \text{where } \varepsilon_t \sim D(0,1). \quad (2)$$

其中 i 為 UK、Germany、France，j 為 US，m 為時差 5 小時，D 為標準化 t 分配。

$\alpha_0 > 0$ ， $\alpha_1 \geq 0$ ， $\beta_1 \geq 0$ 之限制式是為了讓變異數的值為正數(positive variance)； $\alpha_1 + \beta_1 < 1$

則是為了讓模式能達到共變異數平穩(covariance stationarity)所做的假設。

以最大概似法及 Berndt, et al. (1974)所提出的 BHHH 演算法來估計參數，P 值皆小於顯著水準 1%，統計上顯著，自由度 ν 之 P 值小於顯著水準 1%，統計上顯著，符合實際資料具有高狹峰特性，參數估計表在表 8，而後作模式之檢驗。檢驗模式 Ljung-Box Q-統計量之 P 值皆大於顯著水準 1%，全部不顯著，因此適合配適此模式 AR(1)-GARCH(1,1)-t。(詳見表 8、9)

由 α_1 、 β_1 係數得知，使用 AR(1)-GARCH(1,1)-t 模型之後，結果顯示出報酬率受到前期條件變異數影響增加，而降低受到前期誤差影響，波動群集性更為明顯。尤其，法國更能精確反應價格波動現象，因此配適 AR(1)-GARCH(1,1)-t 較佳。除了考慮波動群集性之外，希望加入不對稱模型能完整反映真正的價格波動。在加入不對稱模型之前，先檢驗是否具有不對稱效果，採用 Engle and Ng (1993) test。

4. 建立非對稱條件變異數異質性模型

由 Nelson (1991)首推非對稱 GARCH 模式—EGARCH 模式，而後經由 Engle and Ng (1993)提出 EGARCH 模式雖能捕捉報酬波動大部分之不對稱性，但其高估了條件變異數之波動，比較 EGARCH、GJR-GARCH 等模式後指出，GJR-GARCH 模型為配適波動不對稱時之最佳模式，因此於非對稱條件變異數異質性模式中，本研究首先考慮 GJR-GARCH(1,1)模式。在配適模式之前，必須先檢驗資料之條件變異數是否具有波動不對稱性。

4.1 波動不對稱性檢定 Engle and Ng (1993)

發展出符號偏誤檢定(Sign Bias test, SBT)、負符號偏誤檢定(Negative Sign Bias test, NSBT)、正符號偏誤檢定(Positive Sign Bias test, PSBT)，三個檢定合併成聯合檢定(Joint test, JT)，以下進行統計量為 t 檢定與 TR^2 之 LM(Lagrange Multiple)聯合檢定。檢驗結果在表 10。由 Engle and Ng (1993) test 的統計量之 P 值皆小於顯著水準 1%，統計上顯著，則拒絕虛無假設，表示資料具不對稱性效果，可考慮使用非對稱模式 AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-t 來捕捉波動性，希望能達成修正波動性喧染效果，以及真實反應資料高狹峰特性。(詳見表 10)

4.2 建立 AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-t 模式

Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)針對傳統的 GARCH 模型做簡單的修正，且 Brailsford and Faff (1996)發現因為 GJR-GARCH 模型具有不對稱效果，在預測澳大利亞股票指數月報酬波動性較優於 GARCH 原始模型。Parameter restrictions to ensure stationarity and positive volatility, as e.g. in Duan, Gauthier, Sasseville, and Simonoto (2004), apply: $a_i > 0, a_i, \beta_i \geq 0, \sum_{j=1}^m a_j - \gamma_i \geq 0$ and $\sum_{i=1}^m a_i + \sum_{j=1}^s \beta_j + 0.5 \sum_{i=1}^m \gamma_i < 1$.

原始模式如下：

$$\begin{aligned} R_t^i &= \phi_0 + \phi_1 R_{t-1}^i + \psi_1 R_{t+m-1}^j + a_t, \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma I_{t-1} a_{t-1}^2, \\ I_{t-i} &= \begin{cases} 1, & \text{if } a_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \text{where } \varepsilon_t \sim D(0,1). \end{aligned} \quad (3)$$

其中 i 為 UK、Germany、France，j 為 US，m 為時差 5 小時，D 為標準化 t 分配。

$\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0$ 之限制式是為了讓變異數的值為正數(positive variance)； $\alpha_1 + \beta_1 + 0.5\gamma < 1$ 則是為了讓模式能達到共變異數平穩(covariance stationarity)所做的假設。

以最大概似法及 Berndt, et al.(1974)所提出的 BHHH 演算法來估計參數，發現 ϕ_0 不顯著，為了節約參數，所以不考慮放常數項在均數方程式中，參數估計結果在表 11 中。參數估計之 P 值皆小於顯著水準 1%，統計上顯著，自由度 ν 之 P 值小於顯著水準 1%，統計上顯著，符合實際資料具有高狹峰特性，而後做模式之檢驗。檢驗模式由 Ljung-Box Q-統計量的顯著值 P 值皆大於顯著水準 1%，全部不顯著，因此適合配適此模式 AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-t 模型。(詳見表 11、12)

由 α_1 、 β_1 係數得知，價格波動受到前期條件變異數以及前期誤差影響降低，而將隱含在價格波動的不對稱性反應出來，將實際的波動趨勢描述出來，與文獻結果一致。雖然 γ 值不大，但價格波動過於激烈，也容易造成負面效果，因此後者模式較佳。

經濟上的解釋為，一個不大的負衝擊可能會使產業提高其槓桿比率，因而提高其獲利力，此時小的負衝擊反而和正衝擊一樣可視為一個好消息；但當此負衝擊太大時造成了產業之平均表現下降，或負債成本大幅上升，使得提高了槓桿比率後獲利力反而會下降，因而大的負衝擊乃為產業之一壞消息而使得波動加大。並非是正負區分了衝擊對價格的影響，而是視其在產業營運面為助力或為阻力。

4.3 建立 AR(1)-TAR-GARCH(1,1)-t 模式

若是財務資料中存在資訊不對稱性(asymmetric information)，仍可考慮配適門檻 GARCH 模式(Threshold-GARCH Model, Tong, 1990)，本研究僅考慮一個門檻值(threshold value)區分波動函數為兩個片段的模式，小於門檻值為負面消息，反之，大於門檻值視為正面消息，條件變異數來自不對稱的正效應與負效應，在此以過去的衝擊 a_{t-1} 當作門檻變數， $a_{t-1} > 0$ 為正面消息， $a_{t-1} < 0$ 為負面消息。

原始模式如下：

$$R_t^i = \phi_0 + \phi_1 R_{t-1}^i + \psi_1 R_{t+m-1}^j + a_t,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + (\beta_0 + \beta_1 a_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2) I_{t-1}(a_{t-1} > 0),$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{if } a_{t-1} > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \text{where } \varepsilon_t \sim D(0,1). \quad (4)$$

其中 i 為 UK、Germany、France， j 為 US， m 為時差 5 小時， D 為標準化 t 分配。

$\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \alpha_2 \geq 0, \alpha_0 + \beta_0 > 0, \alpha_1 + \beta_1 \geq 0, \alpha_2 + \beta_2 \geq 0$ 之限制式是為了讓變異數的值為正數(positive variance)； $\alpha_1 + \alpha_2 < 1, \alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1 + \beta_2 < 1$ 則是為了讓模式能達到共變異數平穩(covariance stationarity)所做的假設。

以最大概似法及 Berndt, et al. (1974)所提出的 BHHH 演算法來估計參數，參數估計結果在表 13， P 值皆小於顯著水準 5%，統計上顯著，僅有德國的參數 β_1 、 β_2 的 P 值在顯著水準 10% 邊緣地帶，故保留下來，且德國與法國之參數 β_0 不顯著，依節約參數原則去除；自由度 ν 之 P 值小於顯著水準 1%，統計上顯著，符合實際資料具有高狹峰特性，而後作模式之檢驗。檢驗模式 Ljung-Box Q -統計量之 P 值皆大於顯著水準 1%，全部不顯著，因此適合配適此模式 AR(1)-TAR-GARCH(1,1)- t 模型。欲觀察資訊不對稱性，較正負衝擊大小，首先整理波動函數如下：

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} \alpha_0^{(1)} + \alpha_1^{(1)} a_{t-1}^2 + \beta_1^{(1)} \sigma_{t-1}^2, & \text{if } a_{t-1} \leq 0. \\ \alpha_0^{(2)} + \alpha_1^{(2)} a_{t-1}^2 + \beta_1^{(2)} \sigma_{t-1}^2, & \text{if } a_{t-1} > 0. \end{cases}$$

分別將參數 $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \beta_0, \beta_1, \beta_2$ 代入下式：

$$\alpha_0^{(1)} = \alpha_0, \alpha_1^{(1)} = \alpha_1, \beta_1^{(1)} = \alpha_2, \alpha_0^{(2)} = \alpha_0 + \beta_0, \alpha_1^{(2)} = \alpha_1 + \beta_1, \beta_1^{(2)} = \alpha_2 + \beta_2.$$

結果如預期皆為 $\alpha_1^{(1)} > \alpha_2^{(2)}$ ，負面衝擊往往比正面衝擊來的大，符合真實狀況。(詳見表 13、14)

5. 結論與建議

本研究實證發現美國股市對於歐洲股市存在外溢效果；並且價格具有不對稱的波動，以及呈現波動群集的現象。以美國股票市場所傳遞的負面消息與正面消息觀之，相較而言，美國股市所傳遞的負面消息確實會引起歐洲國家股市另一波重挫，先後藉由非對稱模式(3)、(4)模式皆證實了負面消息對人們的衝擊比正面消息大，較能充分反應真實資訊，是故非對稱模型解釋能力較佳。

在外溢效果上，經由實證結果證實了美國股票交易市場對於歐洲英、德、法三國皆具有波動不對稱性外溢效果。歐洲股票交易市場(英、德及法)先開盤，美國股票交易市場後開盤，歐洲股票價格經常因美國股票價格開盤後的走勢而發生逆轉；美國股票交易市場不但會影響著歐洲股票交易市場的變動，而且呈現同向變動，此與一般投資人觀察美國股票交易市場收盤後，預期歐洲股票交易市場開盤的報酬相同。

進行實證研究過程中，發現仍可進一步探討之處有，研究 GARCH 模型波動參數估計方法可從其他非線性估計方法以及貝氏估計方法，期待找出更符合真實狀況的分配型態，找出最適模式。

附錄

時間序列圖與經濟要事

由價格之時間序列圖來看，在 2000 年(第 2089 筆)以前是美國科技股的榮景，由美國帶動全球的繁榮。由轉換成報酬率之時間序列圖看出有幾個幅度較大的時間點，為主要經濟要事發生點，以下介紹其主要影響股市之時間點：(詳見圖 1、2)

1997/10/28(第 1520 筆)—亞洲金融風暴是由於外資撤資，錢回流先進國家。英國漲幅很小，可能大部分資金回流美德法三國。

1998/9/1(第 1740 筆)—美國有一家 LTCM 公司，由二位諾貝爾得獎主所設立的公司，專作避險操作，在 1998 年俄羅斯政府發生債務無法清償，幣值大貶，影響到美國這家 LTCM 公司的避險部分。由圖看出英德法也多少受影響，這件事很嚴重，它的避險部位含很多重要的國家。LTCM 事件重創美國股市，在 9/1 先大漲，9/9 再大跌。

2000/4/17(第 2164 筆)—2000 年時發生美國科技股泡沫化(漲過頭了，沒基本面支撐股價)，造成全球股市崩跌。為美國科技股大跌前的大漲。

2002/7/24(第 2756 筆)—美國 2002 年上半年發生許多大型企業財報醜聞的事件(ex: Enron¹, Worldcom²)，使美國股市信心低迷。而在該周，S&P500 index 跌幅 8.4%，已跌破 911 事件時(跌幅 5.05%)所創下的最低紀錄。7/24 會大漲，僅代表跌深反彈。

2002/8/7(第 2766 筆)—德國在 2002 年 8/7 日公布 7 月失業人口，高達 404 萬 7 千人，那時還有一個多月要選舉，重創德國人民的心。而隔天 2002/8/8 股市反彈(大漲)，可能就是要選舉了，股市表現不穩定所致。

2003/3/13(第 2922 筆)—美伊戰爭 2003/3/20 開始，在此之前美國已在伊拉克佈軍已久，當時市場認為美國會打贏且會速戰速決。又因歐洲企業表現疲軟已久，在 2003 年 3 月的經濟數據陸續出現佳績，歐洲股市在激勵之下，出現 3/13 大漲的情形。

1. Enron, 安隆公司 — 世界第一大能源供應商，現代化的能源管理服務公司，2002 上半年歷經訴訟、前任高階主管自殺、內部調查、員工資遣等等事情，下半年董事會改組，進入公司重整軌道。

2. Worldcom, 世界通信 — 前執行長艾伯斯 (Bernard Ebbers) 因作會計假帳被判刑。

圖 1. 大盤股價指數趨勢圖

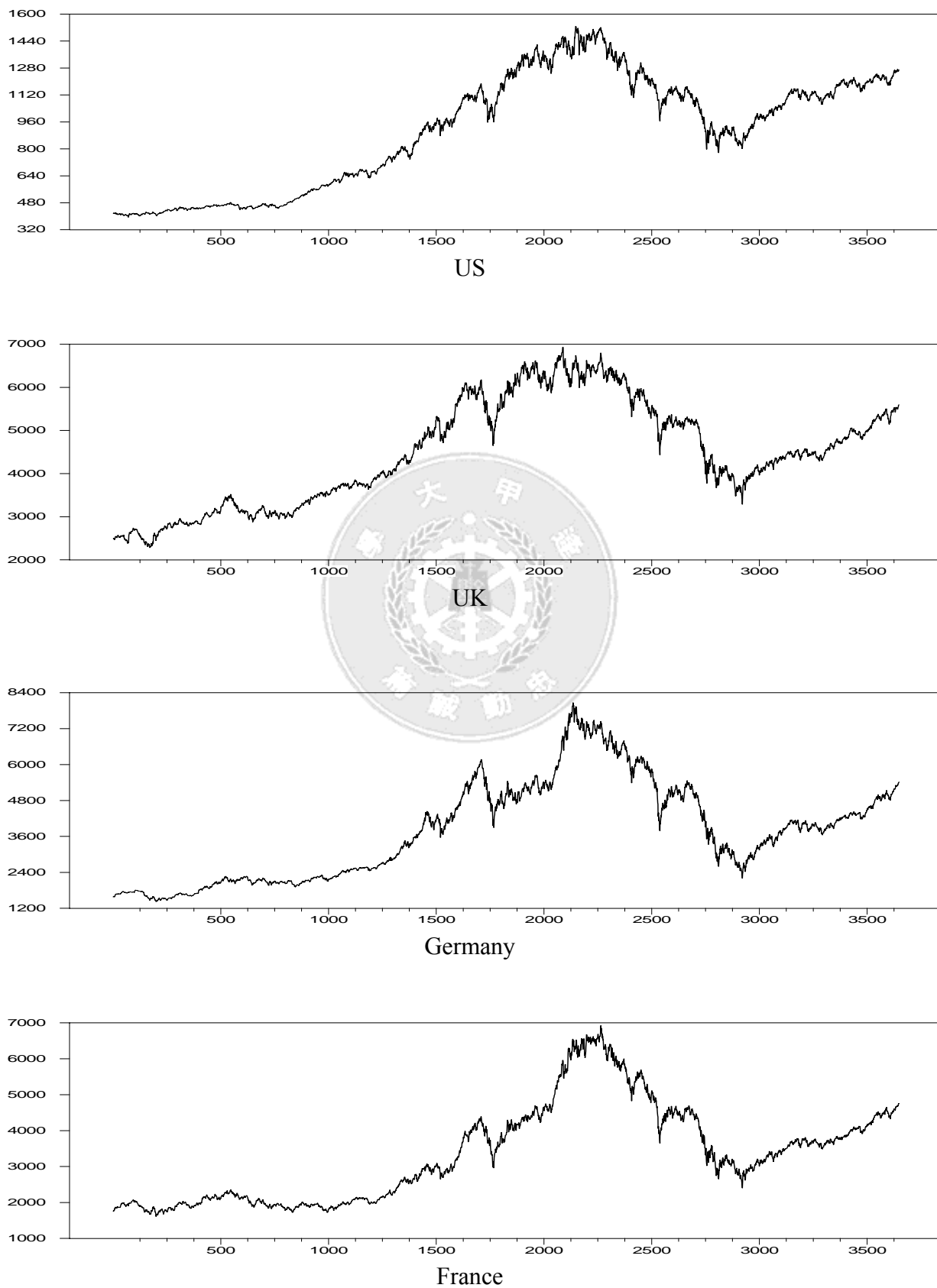


圖 2. 大盤股價指數之報酬率趨勢圖

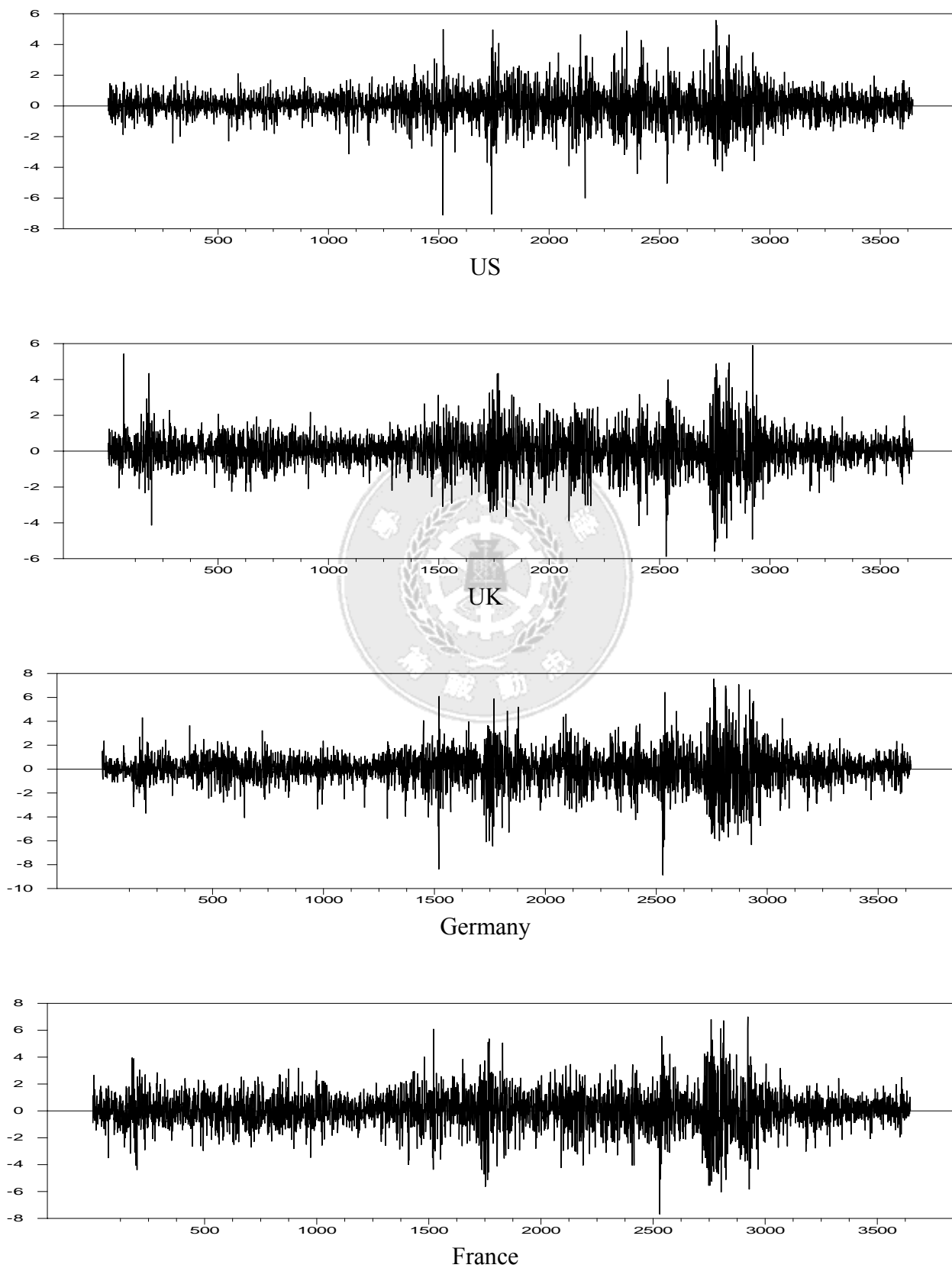


表 1. 股票市場日報酬之基本統計量

統計量	UK	Germany	France	US
平均數	0.0222	0.0338	0.0272	0.0305
標準差	1.0301	1.4219	1.3227	1.0049
偏態係數	-0.1246	-0.2457	-0.0918	-0.1083
(P 值)	(0.0021)	(0.0000)	(0.0237)	(0.0076)
超額峰態係數	3.4359	3.7169	2.7765	4.2923
(P 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
t-統計量	1.2996	1.4368	1.2410	1.8330
(P 值)	(0.1938)	(0.1509)	(0.2147)	(0.0669)
Jarque-Bera	1803.3347	2136.0329	1176.5600	2806.7941
(P 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
樣本數	3648	3648	3648	3648

表 2. 股價與報酬之 ADF 單根檢定

US		UK		Germany		France	
Price	Return	Price	Return	Price	Return	Price	Return
-1.2156	-61.3456	-1.5202	-38.1459	-1.3132	-61.2056	-1.1728	-59.4596
(0.6700)	(0.0001)	(0.5234)	(0.0000)	(0.6256)	(0.0001)	(0.6884)	(0.0001)

註. ADF單根檢定法為t統計量，括號內數字代表統計量之P值。

表 3. 美國股市與歐洲股市之因果關係檢定

Causal direction	F-Test	(P 值)	Causal direction	F-Test	(P 值)
A. One-period lagged model					
US→UK	398.5280	(0.0000)	UK→US	2.1590	(0.1418)
US→Germany	329.1150	(0.0000)	Germany→US	0.3601	(0.5485)
US→France	357.9670	(0.0000)	France→US	2.7354	(0.0982)
B. Two-period lagged model					
US→UK	204.5720	(0.0000)	UK→US	2.1724	(0.1141)
US→Germany	170.1660	(0.0000)	Germany→US	0.5775	(0.5613)
US→France	180.2850	(0.0000)	France→US	2.8244	(0.0595)

註. P 值皆小於顯著水準 1%，統計上顯著，則美國股市在歐洲股市具影響力。

表4. ARCH效果檢定(一)

期數	US				UK			
	Q	P 值	LM	P 值	Q	P 值	LM	P 值
1	159.2136	<.0001	159.1492	<.0001	185.5698	<.0001	185.5002	<.0001
2	303.1236	<.0001	250.7349	<.0001	508.9899	<.0001	419.6549	<.0001
3	431.4236	<.0001	306.1266	<.0001	790.8749	<.0001	538.2071	<.0001
4	494.3476	<.0001	315.3104	<.0001	995.6747	<.0001	575.4287	<.0001
5	585.7039	<.0001	340.4608	<.0001	1216.8840	<.0001	609.7952	<.0001
6	694.0301	<.0001	371.1963	<.0001	1451.5890	<.0001	646.8319	<.0001
7	782.4598	<.0001	386.3704	<.0001	1634.6400	<.0001	659.7976	<.0001
8	857.1458	<.0001	393.5763	<.0001	1912.7500	<.0001	703.7366	<.0001
9	932.8076	<.0001	401.6816	<.0001	2041.1580	<.0001	703.8962	<.0001
10	1014.9570	<.0001	412.6738	<.0001	2229.1030	<.0001	711.2945	<.0001
11	1084.9290	<.0001	417.9544	<.0001	2433.3900	<.0001	726.2511	<.0001
12	1156.2460	<.0001	423.0875	<.0001	2585.3160	<.0001	729.1680	<.0001

期數	Germany				France			
	Q	P 值	LM	P 值	Q	P 值	LM	P 值
1	188.8539	<.0001	188.6921	<.0001	128.3370	<.0001	128.2717	<.0001
2	443.7097	<.0001	362.3781	<.0001	326.7672	<.0001	276.4649	<.0001
3	735.0532	<.0001	500.8482	<.0001	534.7462	<.0001	384.4938	<.0001
4	1012.6640	<.0001	586.7930	<.0001	671.3982	<.0001	418.6262	<.0001
5	1217.9210	<.0001	614.6600	<.0001	840.2916	<.0001	460.1967	<.0001
6	1469.7210	<.0001	653.7793	<.0001	1077.5680	<.0001	532.2667	<.0001
7	1748.2200	<.0001	697.7220	<.0001	1271.4630	<.0001	569.2951	<.0001
8	1997.8760	<.0001	723.8440	<.0001	1458.3420	<.0001	592.9098	<.0001
9	2194.6200	<.0001	730.4637	<.0001	1604.2240	<.0001	599.8609	<.0001
10	2356.9150	<.0001	730.9987	<.0001	1769.5330	<.0001	612.2633	<.0001
11	2555.7560	<.0001	737.0059	<.0001	1961.8030	<.0001	632.6453	<.0001
12	2732.1650	<.0001	740.6140	<.0001	2100.1580	<.0001	636.0606	<.0001

註. Q為Ljung-Box統計量，LM為Lagrange multiplier 檢定統計量，P值皆小於顯著水準1%，統計上顯著，則資料變異為異質性。

表5. ARCH效果檢定(二)

統計量	US	UK	Germany	France
Chi-Squared(5)	339.0251	608.0696	613.0040	459.6253
(P 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
F(5,3637)	74.6477	145.7715	147.1941	105.0407
(P 值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

註. 卡方檢定量與F檢定統計量之P值皆小於顯著水準1%，統計上顯著，則資料變異為異質性。

表 6. AR(1)-GARCH(1,1)-Normal 模式(1)之參數估計

參數	UK	(P 值)	Germany	(P 值)	France	(P 值)
ϕ_0	0.0348	(0.0043)	0.0585	(0.0000)	0.0519	(0.0000)
ϕ_1	-0.0951	(0.0000)	-0.1233	(0.0000)	-0.1028	(0.0000)
ψ_1	0.3086	(0.0000)	0.4718	(0.0000)	0.4035	(0.0000)
α_0	0.0112	(0.0000)	0.0154	(0.0000)	0.0271	(0.0000)
α_1	0.0875	(0.0000)	0.0918	(0.0000)	0.0736	(0.0000)
β_1	0.9018	(0.0000)	0.9014	(0.0000)	0.9089	(0.0000)
$\alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	1.0484		2.2675		1.5465	

註. 各參數值之P值皆小於顯著水準1%，統計上皆為顯著，而後作模式之檢驗。

表 7. Ljung-Box Q-統計量 檢驗模式(1)

Q-統計量	UK	(P 值)	Germany	(P 值)	France	(P 值)
Q(5)	5.5554	(0.3519)	2.1278	(0.8312)	7.3162	(0.1982)
Q(10)	13.8855	(0.1783)	9.0591	(0.5265)	12.4479	(0.2562)
Q(15)	20.5630	(0.1514)	17.2422	(0.3046)	17.7093	(0.2783)
Q(20)	28.2235	(0.1042)	20.8835	(0.4040)	22.3376	(0.3225)
Q ² (5)	6.1833	(0.2888)	2.0508	(0.8421)	7.5207	(0.1847)
Q ² (10)	11.4297	(0.3250)	4.7107	(0.9096)	11.3802	(0.3287)
Q ² (15)	19.9408	(0.1742)	8.4953	(0.9024)	14.6396	(0.4777)
Q ² (20)	23.1312	(0.2824)	10.7075	(0.9535)	15.9582	(0.7192)
Q(5)	2.1443	(0.8288)	6.3966	(0.2695)	8.1719	(0.1470)
Q(10)	6.7637	(0.7475)	8.4536	(0.5846)	11.4056	(0.3268)
Q(15)	16.6088	(0.3428)	13.0023	(0.6021)	15.7295	(0.4003)
Q(20)	19.4506	(0.4927)	15.2374	(0.7627)	19.9588	(0.4605)

註. $Q(\cdot)$ 為標準化殘差 \tilde{a}_t 之Q-統計量， $Q^2(\cdot)$ 為標準化殘差平方之Q-統計量， $|Q(\cdot)|$ 為標準化殘差絕對值之Q-統計量，“ \cdot ”為落後期數，其中 $\tilde{a}_t = a_t / \hat{\sigma}_t$ 。

表 8. AR(1)-GARCH(1,1)-t 模式(2)之參數估計

參數	UK	(P 值)	Germany	(P 值)	France	(P 值)
ϕ_0	0.0358	(0.0023)	0.0618	(0.0001)	0.0449	(0.0080)
ϕ_1	-0.0954	(0.0000)	-0.1300	(0.0000)	-0.1101	(0.0000)
ψ_1	0.3018	(0.0000)	0.4636	(0.0000)	0.3983	(0.0000)
α_0	0.0102	(0.0000)	0.0088	(0.0022)	0.0136	(0.0000)
α_1	0.0819	(0.0000)	0.0801	(0.0000)	0.0602	(0.0002)
β_1	0.9082	(0.0000)	0.9181	(0.0000)	0.9320	(0.0000)
ν	12.2244	(0.0000)	9.3689	(0.0000)	11.2163	(0.0000)
$\alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	1.0208		4.6452		1.7443	

註. 各參數值之P值皆小於顯著水準1%，統計上皆為顯著，而後作模式之檢驗。

表 9. Ljung-Box Q-統計量 檢驗模式(2)

Q-統計量	UK	(P 值)	Germany	(P 值)	France	(P 值)
Q(5)	5.6222	(0.3447)	3.0771	(0.6881)	7.9194	(0.1607)
Q(10)	13.9866	(0.1736)	10.0570	(0.4355)	12.6448	(0.2442)
Q(15)	20.6146	(0.1496)	18.5968	(0.2326)	18.7063	(0.2274)
Q(20)	28.3765	(0.1008)	22.2515	(0.3270)	23.4628	(0.2666)
Q ² (5)	7.1130	(0.2124)	6.2038	(0.2869)	6.7758	(0.2379)
Q ² (10)	12.2804	(0.2667)	8.5166	(0.5785)	10.0697	(0.4344)
Q ² (15)	20.4715	(0.1546)	12.4690	(0.6432)	13.2573	(0.5824)
Q ² (20)	23.5323	(0.2634)	15.4529	(0.7499)	14.8334	(0.7859)
Q(5)	2.3438	(0.7998)	6.5620	(0.2553)	5.6343	(0.3434)
Q(10)	7.2427	(0.7023)	8.7236	(0.5585)	9.1622	(0.5168)
Q(15)	16.8300	(0.3291)	13.5719	(0.5582)	14.1767	(0.5122)
Q(20)	19.6189	(0.4820)	16.1232	(0.7090)	17.1221	(0.6450)

註. Q(·)為標準化殘差 \tilde{a}_t 之Q-統計量，Q²(·)為標準化殘差平方之Q-統計量，|Q(·)|為標準化殘差絕對值之Q-統計量，“·”為落後期數，其中 $\tilde{a}_t = a_t / \hat{\sigma}_t$.

表 10. 波動不對稱性檢定

Market	JT ($TR^2 \sim \chi^2_{(3)}$)	SBT (t 檢定)	NSBT (t 檢定)	PSBT (t 檢定)
UK	207.9636 (0.0000)	-0.4272 (0.6692)	-11.3559 (0.0000)	9.5409 (0.0000)
Germany	225.2042 (0.0000)	0.5118 (0.6088)	-12.6869 (0.0000)	8.1773 (0.0000)
France	113.3514 (0.0000)	-0.3792 (0.7046)	-8.8101 (0.0000)	6.0970 (0.0000)

註. 括號內數字代表各統計量之P值，皆小於顯著水準1%，統計上顯著，則資料具有不對稱性效果。

表 11. AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-t 模式(3)之參數估計

參數	UK	(P 值)	Germany	(P 值)	France	(P 值)
ϕ_1	-0.0963	(0.0000)	-0.1226	(0.0000)	-0.1100	(0.0000)
ψ_1	0.2978	(0.0000)	0.4621	(0.0000)	0.3933	(0.0000)
α_0	0.0109	(0.0000)	0.0138	(0.0002)	0.0185	(0.0000)
α_1	0.0208	(0.0015)	0.0425	(0.0000)	0.0253	(0.0008)
β_1	0.9194	(0.0000)	0.9142	(0.0000)	0.9280	(0.0000)
γ	0.0985	(0.0000)	0.0762	(0.0000)	0.0721	(0.0000)
ν	12.3694	(0.0000)	10.0641	(0.0000)	11.8864	(0.0000)

註. 各參數值之P值皆小於顯著水準1%，統計上皆為顯著，而後作模式之檢驗。

表 12. Ljung-Box Q-統計量 檢驗模式(3)

Q-統計量	UK	(P 值)	Germany	(P 值)	France	(P 值)
Q(5)	6.1434	(0.2925)	2.9645	(0.7055)	9.2623	(0.0990)
Q(10)	14.8810	(0.1365)	10.4126	(0.4051)	13.3829	(0.2030)
Q(15)	22.1122	(0.1049)	19.8495	(0.1778)	19.8649	(0.1772)
Q(20)	29.2229	(0.0835)	24.1889	(0.2342)	25.3725	(0.1876)
Q ² (5)	4.5300	(0.4759)	5.0780	(0.4064)	3.6538	(0.6003)
Q ² (10)	9.8398	(0.4547)	10.2864	(0.4157)	7.4563	(0.6818)
Q ² (15)	23.2147	(0.0797)	14.3812	(0.4968)	11.1797	(0.7398)
Q ² (20)	28.4586	(0.0990)	16.1626	(0.7065)	12.7377	(0.8884)
Q(5)	2.0185	(0.8466)	7.4109	(0.1918)	5.7783	(0.3284)
Q(10)	7.2711	(0.6996)	10.3796	(0.4078)	8.6182	(0.5687)
Q(15)	21.2724	(0.1283)	14.3639	(0.4981)	14.1756	(0.5123)
Q(20)	25.6444	(0.1779)	16.0857	(0.7113)	17.2115	(0.6392)

註. $Q(\cdot)$ 為標準化殘差 \tilde{a}_t 之Q-統計量， $Q^2(\cdot)$ 為標準化殘差平方之Q-統計量， $|Q(\cdot)|$ 為標準化殘差絕對值之Q-統計量，“ \cdot ”為落後期數，其中 $\tilde{a}_t = a_t / \hat{\sigma}_t$ 。

表 13. AR(1)-TAR-GARCH(1,1)-t 模式(4)之參數估計

參數	UK	(P 值)	Germany	(P 值)	France	(P 值)
ϕ_0	0.0233	(0.0484)	0.0583	(0.0001)	0.0345	(0.0403)
ϕ_1	-0.0946	(0.0000)	-0.1356	(0.0000)	-0.1094	(0.0000)
ψ_1	0.2998	(0.0000)	0.4634	(0.0000)	0.3958	(0.0000)
α_0	0.0241	(0.0001)	0.0125	(0.0000)	0.0238	(0.0000)
α_1	0.1094	(0.0000)	0.0831	(0.0000)	0.0858	(0.0000)
α_2	0.8806	(0.0000)	0.9069	(0.0000)	0.9042	(0.0000)
β_0	-0.0191	(0.0380)	-	-	-	-
β_1	-0.0735	(0.0000)	-0.0218	(0.1043)	-0.0485	(0.0008)
β_2	0.0539	(0.0031)	0.0218	(0.1043)	0.0310	(0.0242)
ν	11.2195	(0.0000)	9.9793	(0.0000)	12.9771	(0.0000)

註. “-”僅代表此參數不顯著，為了節約參數，所以不考慮放入模式中，而後作模式之檢驗。

表 14. Ljung-Box Q-統計量 檢驗模式(4)

Q-統計量	UK	(P 值)	Germany	(P 值)	France	(P 值)
Q(5)	6.3544	(0.2732)	3.8602	(0.5697)	9.3375	(0.0963)
Q(10)	15.7006	(0.1085)	11.1954	(0.3425)	15.2999	(0.1215)
Q(15)	22.4894	(0.0956)	18.8293	(0.2216)	20.1537	(0.1661)
Q(20)	29.9664	(0.0704)	22.1827	(0.3307)	24.7948	(0.2094)
Q ² (5)	3.7263	(0.5895)	0.9686	(0.9651)	4.5838	(0.4687)
Q ² (10)	6.0398	(0.8119)	3.6987	(0.9599)	13.1709	(0.2143)
Q ² (15)	11.9113	(0.6857)	7.4884	(0.9427)	17.2455	(0.3044)
Q ² (20)	15.2919	(0.7595)	9.4643	(0.9769)	19.2663	(0.5046)
Q(5)	1.5161	(0.9112)	5.9073	(0.3153)	5.0630	(0.4082)
Q(10)	7.3980	(0.6874)	9.1754	(0.5155)	9.8126	(0.4571)
Q(15)	17.5469	(0.2872)	14.1478	(0.5144)	14.7148	(0.4722)
Q(20)	21.2107	(0.3848)	16.1873	(0.7049)	19.8760	(0.4657)

註. Q(·)為標準化殘差 \tilde{a}_t 之Q-統計量，Q²(·)為標準化殘差平方之Q-統計量，|Q(·)|為標準化殘差絕對值之Q-統計量，“·”為落後期數，其中 $\tilde{a}_t = a_t / \hat{\sigma}_t$ 。

參考文獻

- Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E., and Hausman, J. A. (1974), "Estimation and inference in nonlinear structure models," *Analysis of Economic and Social Measurement*, **3**, 653-665.
- Black, F. (1976), "Studies of stock price volatility changes," *Proceeding of the 1976 Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistics Association*, 177-181.
- Blomstrom, M. and H. Persson. (1983), "Foreign investment and spillover efficiency in an underdeveloped economy: evidence from the mexican manufacturing industry," *World Development*, **11**, 493-501.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., and Kroner, K. P. (1992), "ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence," *Journal of Econometrics*, **52**, 5-59.
- Brailsford, T. J. and Faff, R. W. (1996), "An Evaluation of Volatility Forecasting Techniques," *Journal of Banking and Finance*, **20**, 419-438.
- Chen, C.W.S., Chiang, C., and So, K.P. (2003), "Asymmetrical reaction to US stock-return news:evidence from major stock markets based on a double-threshold model," *Journal of Economics and Business*, **55**, 487-502.
- Chiang, T. C. (1998), "Stock returns and conditional variance-covariance: evidence from Asian stock markets. In: J. J. Choi and J. A. Doukas (Eds.)," *Emerging capital markets: Financial and investment issues*, 241-252. Westport, CN: Quorum Books.
- Chiang, T. C., and Chiang, J. (1996), "Dynamic analysis of stock return volatility in an international capital market," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, **6**, 5-17.
- Chiang, M. H. (1999), "The asymmetric behavior and spillover effects on stock index returns: evidence on Hong Kong and China," *PanPacific Management Review*, **4**, 1-21.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations," *Econometrica*, **50**, 987-1007.
- Engle, R. and B. S. Yoo. (1987), "Forecasting and testing in cointegrate system," *Journal of Econometrics*, **35**, 143-160.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations," *Econometrica*, **50**, 987-1007.

- Engle, R. F. and Ng, V. K. (1993), "Measuring and testing the impact of news on volatility," *Journal of Finance*, **48**, 1749-1778.
- Globerman, S. (1979), "Foreign investment and 'Spillover' efficiency benefits in canadian manufacturing industries," *Canadian Journal of Economics*, 1979, **12**, 42-56.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigation causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, **37**, 424-438.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkle, D. E. (1993), "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stock," *Journal of Finance*, **48**, 1779-1801.
- Hamao, Y., Masulis, R., and Ng, V. (1990), "Correlations in price changes and volatility across international stock markets," *The Review of Financial Studies*, **3**, 281-307.
- Ljung, G. M. and Box, G. E. P. (1978), "On a measure of lack of fit in time series models," *Biometrika*, **65**, 297-303.
- Martens, M., and Poon, S.-H. (2001), "Returns synchronization and daily correlation dynamics between international stock markets," *Journal of Banking and Finance*, **25**, 1805-1827.
- McLeod, A. I. and Li, W. K. (1983), "Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations," *Journal of Time Series Analysis*, **4**, 269-273.
- Moosa, I. A., Silvapulle P., and Silvapulle M. (2003), "Testing for temporal asymmetry in the price-volume relationship," *Bulletin of Economic Research*, **55**, 373-389.
- Nelson, D. F. (1991), "Conditional heteroskedasticity in asset return: A new approach." *Econometrica*, **59**, 347-370.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1986), "Does gnp have a unit root? a reevaluation," *Economics Letters*, **23**, 139-145.
- Phillips, P. C. B. (1987), "Time series regression with a unit root," *Econometrica*, **55**, 277-301.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988a), "Testing for unit root in time series regression," *Biometrika*, **75**, 335-346.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988b), "Testing for a unit root," *Biometrika*, **75**, 1361-1401.
- Schwert, G.W. (1987), "Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data," *Journal of Monetary Economics*, **20**, 73-103.

- Tasy, R. S. (1989a), "Testing and modeling threshold autoregressive processes," *Journal of the American Statistical Association*, **84**, 231-240.
- Tasy, R. S. (2001b), "Analysis of Financial Time Series," *New York: Wiley*.
- Tong, H. (1978a), "On a threshold model," in *Pattern Recognition and Signal Processing*, ed. C.H. Chen, Sijhoff and Noordhoff: Amsterdam.
- Tong, H. (1983b), "Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis," *Lecture Notes in Statistics, Springer-Verlag: New York*.
- Tong, H. (1990c), "Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach," *Oxford University Press: Oxford*.
- Yang, S. Y. (2003), "Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries," *JEL classifications: C22; F31; G12*.
- Zakoian, J. M. (1994), "Threshold heteroskedastic models," *Journal of Economics Dynamic and Control*, **18**, 931-955.



自述

姓名:林美惠

學歷:逢甲大學統計與精算研究所計量財務組

學號:M9416481

E-mail:ann.shally@msa.hinet.net