

累加避險量變動率對認購權證報酬率的影響

THE EFFECT OF VARIATION PERCENTAGE OF CUMULATIVE HEDGE VOLUME ON THE RETURN OF THE WARRANTS

楊雪蘭

南台科技大學企業管理學系

Hsueh-Lan Yang

*Department of Business Administration
Southern Taiwan University of Technology*

摘要

多數實證指出發行選擇權（或認購權證）會對標的股票產生價格影響（Harris & Gurel, 1986; Conrad, 1989; Detemple & Jorion, 1990; Stucki & Wasserfallen, 1994; Chan & Wei, 2001）。並且 Watt, Yadav, and Draper (1992) 又指出選擇權是標的股票之填充物。根據填充物互補的特性，推論台灣各券商多次發行標的相同認購權證之現象，或許會對後續發行之認購權證報酬率產生影響。

台灣證券交易所（TAIEX）存在多次發行標的相同之認購權證的現象，本文探討在此現象之下，所有發行券商因應避險需求，形成之累加避險量變動率，對權證報酬率之影響。採用近三年已下市權證資料，並依據券商以 Delta 值加減碼買賣（持有）其所發行的認購權證及標的股票作為避險部位的假設，逐日計算累加避險量變動率，形成衡量變數，代入單變量與雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式之中，並診斷模式後殘差，以降低估計模式偏誤之問題。結論如下：累加避險量變動率，在單變量模式中，80% 以上對權證報酬率有顯著影響；而雙變量 GARCH 模式則有 70% 樣本有顯著影響，估計衡量變數之係數值，依各組權證發行時序，多半呈現由強轉弱、或由正轉負的現象。本文建議投資人，或許可以將累加避險量變動率對權證報酬率的影響之實證結果，當作權證市場操盤之參考訊息。

關鍵字：認購權證、多次發行、累加避險量變動率、GARCH 模式

ABSTRACT

The most evidences indicate the price effect from issuing options (or warrants) on the underlying stocks (Harris & Gurel, 1986; Conrad, 1989; Detemple & Jorion, 1990; Stucki & Wasserfallen, 1994; Chan & Wei, 2001). And Watt, Yadav and Draper (1992) also point out that the option complements the stock. It could deduce a conclusion from the character of complements help each other, that the phenomenon of multiple-listed warrants on the same underlying stocks in Taiwan might impact the return of warrants one after another.

This paper studies the phenomenon of multiple-listed warrants on the same underlying stocks that has been in TAIEX. For the purpose of hedging needs, all of the securities corporations who issue multiple-listed warrants create the variation percentage of cumulative hedge volumes, which could impact the return of the warrants. The samples of this paper are the warrants that have now been executed nearly three years. The assumption is that dealers trade (hold) the warrants and underlying stocks for hedging needs by the principle of the enlarged or reduced value of Delta. By this assumption, the variation percentage of cumulative hedge volumes have been calculated day by day, use as a measuring variable, is added to two models of one-way and two-way GARCH (1,1). For reducing model errors, the residual from those models have been tested. The conclusions are that the variation percentage of cumulative hedge volumes impact significantly on the return of the warrants almost 80% samples from one-way GARCH model; and almost 70% samples from two-way GARCH model. The greater parts of the coefficients of those measuring variables appear that the effects change strongly (positive) into weakly (negative) by the sequence of issuing multiple-listed warrants on the same underlying stocks. These results suggest that investors to trade warrants might reference the effect of the variation percentage of cumulative hedge volumes on the return of the warrants.

Key Words: Warrants; Multiple-Listed; Variation Percentage of Cumulative Hedge Volumes; GARCH Model

壹、前言

早在 1958 年，Modigliani 與 Miller 就將市場公開發行選擇權，評價

為市場結構改變的類型之一。公開發行選擇權會導致市場結構改變，是透過降低風險、更新資訊和價格調整等功能，使得選擇權市場能夠提升整體金融市場的效率 (Watt, Yadav & Draper,

1992)，有助於市場完全化（John, 1984; Green & Jarrow, 1987）。

實際上，大多數金融市場是處於不完全¹的狀況，根據 Detemple and Jorion（1990）的研究，此時選擇權市場與標的股票市場會產生互動，並同時存在評估選擇權與標的股票定價的問題。也正如 Watt et al.（1992）所言，選擇權是標的股票之填充物（the option complements the stock），因為填充物互補的特性，兩者之市價會產生互動。

在台灣證券交易所上市的衍生型認購權證，其定價和避險方面的特性，與國外選擇權之買權相似，交易環境也有商品價格不均衡、資訊更新速度緩慢、人為因素干預等狀況，所以，探討台灣金融市場標的股票與權證兩者價格調整的過程，有其必要性。

睽諸已往，研究市場公開發行選擇權引發之價格影響的相關論文，多半將焦點集中在對標的股票的影響之上。舉例來說，Conrad（1989）檢視 1974 年至 1980 年發行選擇權之價格影響，就以發行前三天開始，引發標的股票永久性的價格增加作結論；Watt et al.（1992）則實證英國發行選擇權，對標的股票報酬率的衝擊過程，以及新資訊對調整價格效率的影響。實際上，這類價格影響源自經紀商／交易者之避險需求（Conrad, 1989; Watt et al., 1992）。換言之，起因於經紀商／交易者可能於發行選擇權之前，就購買標的股票，以滿足其賣買權之避險需求，這種行為會引發相關標的股票價格影響。

實務面來看，在台灣的選擇權市場，存在多次發行標的股票相同之權證的現象，自民國 86 年首次權證上市至民國 90 年 12 月底，已下市權證共計 120 檔，其中以華新麗華、南亞、聯電、華邦電、宏電以及台化六家公司為標的股票，所發行的權證高達 56 檔，包括電器電纜、塑膠、電子與紡織四大產業，各支標的股票發行的權證總量都到達上億單位（楊雪蘭、古永嘉，2003）。

如果發行選擇權會對標的股票產生價格影響，那麼，台灣各綜合券商多次發行標的相同之認購權證，是否也會因為經紀商／交易者之累加避險需求，而對後續發行之「填充物（Watt et al.）」，即認購權證，產生價格影響，這個主題較少相關研究，本文期望彌補此一研究缺口，探討多次發行標的相同權證，各發行券商賣買權之累加避險需求，對後續發行之認購權證報酬率，會產生何種程度之影響。

本研究期望達成下列兩個目的：

- 一、探討在台灣權證市場，多次發行標的相同權證的現象，各發行券商因應避險需求，持有並買賣調節標的股票，所形成之累加避險量變動率，對後續發行標的相同之權證報酬率的影響力。
- 二、探討投資人是否能將累加避險量變動率，對後續發行標的相同之權證報酬率的影響力，當作權證市場操盤之參考訊息。

貳、文獻探討

一、發行選擇權之價格影響

發行選擇權引發價格影響相關論文，多半將焦點集中在對標的股票的影響（Ross, 1976; Hakansson, 1982; Conrad, 1989; Watt et al., 1992; Hanke & Pötzelberger, 2002），較少著墨於後續發行標的相同之選擇權，是否也會產生相關之價格影響的問題。

由財務理論領域來看，發行選擇權是否存在價格影響，有兩種截然不同的觀點。一派主張發行選擇權對標的證券沒有價格影響，以 Black and Scholes (1973) 為代表，假設在最初定價選擇權之際，就視其為剩餘資產 (redundant assets)，又因為無套利關係，所以能被評價。在 B&S 的模型中，發行選擇權對標的證券沒有價格影響，又因為透過「動態交易策略」，能分毫不差地複製選擇權，因此其為剩餘證券。但是，B&S 模型並未考慮不完全市場 (Watt et al., 1992) 的情況。另一派則以 Ross (1976) 與 Hakansson (1982) 為首，討論選擇權可能影響投資人機會組合的某些狀況，一般來說，兩人認為發行選擇權可能改善原先限制交易者的福利狀況，並與價格影響有關。

在財務實證的領域中，有 Harris and Gurel (1986) 實證價格壓力假說，探討發行選擇權相關之價格影響，結論為存在著永久性價格影響力。再來 Conrad (1989) 搜集 CBOE (Chicago Board of Options Exchange) 自 1974 年 12 月之後和 AOE (American Option Exchange) 自 1975 年 6 月之後至 1980 年為止的資料，共計 96 支股票

與選擇權，採用事件研究法，探討選擇權發行與宣告事件對標的證券的價格影響，結論為發行個股選擇權，大約在發行前三天開始引發標的證券永久性的價格增加。又有 Detemple and Jorion (1990) 以 1973 年 4 月至 1986 年 12 月期間內，CBOE 與 AMEX (American Stock Exchange) 中總計 322 支發行選擇權的股票為研究樣本，採用標準事件法、市場調整模型進行實證，結論為發行日附近，除了標的股票價格增加之外，其市場價值及除去選擇權標的股票之工業指數價值，也一併增加；但在短期內，標的股票價格影響即告消失。此外，Stucki and Wasserfallen (1994) 則以標準事件法估計累積超額報酬，研究自 1986 年 10 月至 1989 年 12 月期間之瑞士市場，結論為 SOFFEX (Swiss Options and Financial Futures Exchange) 在 1988 年 5 月開始交易 11 檔選擇權之後，導致永久顯著性增加標的股票的價格。最後，Chan and Wei (2001) 以事件研究法，探討香港證券交易所 1994 年至 1996 年 189 個發行權證之宣告事件，其宣告日對標的股票之價量影響，結論為宣告日前後標的股價顯著增加。

以上多數實證結果都支持 Ross (1976) 與 Hakansson (1982) 的主張，一致指出不論哪個市場、何種國度，發行選擇權（或認購權證）都會使標的證券價格增加，僅有在宣告日或發行日、或者是暫時或永久這類的差別 (Harris & Gurel, 1986; Conrad, 1989; Detemple & Jorion, 1990; Stucki & Wasserfallen, 1994; Chan & Wei,

2001)。

但是，2000年 Sorescu 在 *The Journal of Finance* 發表一篇文章，結論與上述研究不太相同，其樣本數量高達 2051 檔，探討發行選擇權之事件對標的股票價格的影響力，結論分為兩段，1973 年至 1980 年有正向異常報酬；而 1981 年直到 1995 年則相反，為負向異常報酬，兼具兩種矛盾的實證結果。

另一方面，研究多次發行相同標的股票之認購權證，這類文獻相對較少，近期有 Hanke and Pötzelberger (2002)，研究發行認購權證對已交易相同標的之選擇權定價所產生的影響。他們認為，應該將新發行和已交易之認購權證（或選擇權），視為一個相同標的之投資組合來定價，因為發行認購權證，對流通在外已交易相同標的之選擇權的價格，可能有非常大的影響力。

本文與 Hanke and Pötzelberger (2002) 觀點近似，研究多次發行相同標的之權證所帶來之價格影響力。但是，Hanke and Pötzelberger (2002) 研究的是權益型的認購權證，由標的公司自行發行，與台灣由第三者發行²之備兌型認購權證不盡相同，因為前者有股權稀釋的問題而後者則無，但後者違約風險則相對較高。再者，本文焦點在於發行認購權證之後，對後續發行標的相同之權證，是否會產生價格影響的問題，也與 Hanke and Pötzelberger (2002) 研究對已交易相同標的之選擇權定價所產生的影響不同。

國內相關文獻有馬黛與曾維德 (1998)，研究 1997 年 8 月至 1998 年

4 月，台灣證交所 18 檔權證及 36 支標的股票，以 SEM (Simultaneous Equations Model) 及雙元 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 模型實證，結論是權證價格與現貨價格是相互領先的，但現貨領先權證約 30 分鐘，權證則領先現貨 15 分鐘。本文並非由權證和現貨互動的角度切入，而是設計一個多次發行相同標的認購權證之衡量變數（累加避險量變動率），研究其對權證報酬率的影響，並不考慮互動的問題。

二、台灣券商多次發行標的相同權證的現象

自民國 86 年 9 月 4 日至民國 90 年底止，共計 120 檔已下市認購權證³，其中多次發行標的相同權證總量近億單位者，計有台化、台積電、明電、茂矽、東元、宏電、華邦電、聯電、南亞及華新麗華等十家標的公司，以上十家標的公司衍生出 84 檔權證，扣掉一籃子股票型權證 23 檔，總計 61 檔權證，佔已下市權證發行總數一半以上，分屬電器電纜、塑膠、電子與紡織四大產業，表 1 列出台灣券商多次發行標的相同單一股票型認購權證之資料。

台灣認購權證市場與國外不盡相同，由資格符合規定的綜合券商發行，為上市公司以外第三人所發行之備兌型認購權證，而且受法令所限⁴目前僅能發行買權類型之權證(calls-only)，符合不完全市場的定義。此外，標的證券又必須遵照證交所每季公告符合「認購（售）權證上市審查準則」規定，但是，符合基本面佳且前景看好又具有發

表 1 台灣券商多次發行標的相同單一股票型認購權證之資料

標的股票	多次發行標的相同認購權證之券商及權證編號	總加權單位量
台化	富邦 01、元大 07、元大 10、統一 03、中信 07	98,650,000
台積電	寶來 06、日盛 01、日盛 04、京華 02、建弘 03、中信 02、寶來 13、元大 21	99,870,000
明電	日盛 02、群益 04、建弘 04、寶來 02、建弘 01、群益 08、中信 06	100,994,000
茂矽	群益 02、京華 03、元大 09、寶來 02、建弘 01、中信 04	101,880,000
東元	統一 01、寶來 05、元大 12、建弘 06、富邦 06、元大 22、建弘 08	105,700,000
宏電	日盛 03、元大 06、統一 02、寶來 02、元大 11、群益 10、富邦 08	133,725,000
華邦電	群益 03、元富 02、富邦 02、寶來 09、建弘 01、元大 17、寶來 15、大華 11	133,810,000
聯電	寶來 06、大華 07、國際 01、建弘 02、富邦 02、大華 10、寶來 11、元富 01、建弘 01、富邦 05、建弘 07、富邦 10、寶來 16	150,910,000
南亞	大華 05、富邦 01、寶來 08、群益 05、金鼎 03、寶來 12、中信 03、中信 05、統一 04	177,890,000
華新麗華	統一 01、建弘 03、日盛 05、元大 03、元大 05、元富 03、寶來 10、京華 04、富邦 03、寶來 01、群益 11、寶來 14、元大 24、富邦 09	239,290,000

註：「總加權單位量」指權證發行數量乘以執行比例（指履約時每股認購權證可兌換標的股之比例）

資料來源：台灣證券交易所已下市權證資料

資料期間：自民國 86 年 9 月至民國 90 年底

行題材的權證標的股票並不多，券商方面也缺乏研判嶄新權證標的股票之能力，投資人更一窩蜂認購漲幅較高之權證標的股票所發行之新權證，另外，又有一些券商為消化已下市權證未出清餘股，而發行相同標的股票之新權證，這些都是台灣多次發行標的相同權證之成因。

台灣權證市場存在多次發行標的相同權證之現象（楊雪蘭、古永嘉，2003），本文研究根據此一現象設計之

累加避險量變動率，對權證報酬率的影響，如果多次發行標的相同之權證，會對權證報酬率產生影響，就可以做為投資權證市場的參考訊息，並據此買賣後續發行之相同標的認購權證。

三、台灣權證市場 Delta 避險的問題

針對市場風險和研究模式風險，探討金融機構發行選擇權，在定價與風險管理方面，需要再做哪些調整，以避免發行券商過度 / 不足避險之問題，近期

內有 Green and Figlewski (1999) 一文，主張在定價選擇權時，增加 1/4 至 1/2 波動性輸入值，讓發行券商在定價與避險錯誤上，危機暴露之程度受到限制。此外，Chung, Lee and Wu (2002) 站在台灣發行券商的立場，看發行失敗、台灣買賣交易成本之不對稱性這兩種不完全市場的影響，如同 Green and Figlewski，他們也主張提高波動性之溢價，以降低發行券商的風險。

選擇權風險包括 Delta 一階價格風險、Gamma 二階價格風險、Vega 價格波動性風險、Theta 到期日風險，以及 Rho 利率風險等五種。就台灣發行衍生型認購權證券商的立場而言，其隸屬於買權之賣方，擬定避險策略之際，因距到期日愈近對其愈有利，故不必考慮 Theta 風險；此外，Rho 利率風險因變化不大，亦可略去不計。再加上現行市場法規限制，市場又尚未有相同標的股票之其他選擇權商品，因此無法執行 Gamma、Vega 風險相關之避險交易（李存修暨台大財務金融研究所，1999）。所以，台灣發行認購權證之券商主要規避的是 Delta 一階價格風險。

Gamma 是 Delta 的一階導數（陳威光，2001），如果僅考慮 Delta 風險，會導致忽略選擇權價格與股價是曲線關係的事實，當股價上漲會少買了標的股票；反之則多買，不論標的股票上升或下跌，對買權的賣方而言，僅採取 Delta 避險都會蒙受損失。但是又因為法規及市場商品不完備⁵，台灣發行權證券商無法進行 Gamma 避險，所以多半採行折衷方案，以 Delta 值加減碼來調整避險部位。

由於台灣權證市場僅有認購權證，並沒有單檔發行之認售權證，以及發行券商無法進行 Gamma 避險之特性⁶，因此必須利用 Delta 值加減碼以調整避險部位，會造成過度 / 不足避險之問題。本文考量此一問題，據此設計累加避險量變動率為衡量變數，代入單變量及雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式，探討台灣綜合券商多次發行標的相同權證，對認購權證報酬率所產生之影響。

參、研究方法

一、樣本資料

多次發行標的相同權證的樣本資料列於表 2，樣本選取準則是「總加權單位量」最高、並儘量納入「不同產業類型⁷」之樣本，前者數量最高計有華新麗華（電器電纜業）、南亞（塑膠業）、聯電（電子業）、華邦（電子業）與宏電（電子業），另有台化一支標的股票雖然並非權證發行單位量最多者，但總量與台積電、明電、茂矽以及東元四支標的股票相差不遠，且為紡織業多次發行標的相同權證數量最高者，故亦納入樣本群之一。總之，本研究樣本共計 6 支標的股票及其衍生之 56 檔備兌型認購權證，再除去一籃子標的股票型，共含 41 檔權證。

研究期間為 1998 年 12 月 1 日至 2001 年 10 月 19 日將近三年之日資料，由 1998 年的年底切入，是因為台灣從 1997 年 9 月後才開始發行認購權證，初期符合本文中多次發行定義的樣本較少，無法援引佐證各券商發行相同

表 2 樣本資料

標的股票—華新麗華（電器電纜業）										
衍生權證群	日盛 05	元大 03	元大 05	元富 03	寶來 10	京華 04	群益 11	寶來 14	元大 24	富邦 09
權證	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型
類型	價平發行	價平發行	價平發行	價平發行	5% 價內發行	價平發行	25% 價外	15% 價外	50% 價外	價平發行
發行	1999/10/15	1999/10/18	1999/10/29	1999/11/10	1999/11/24	1999/11/25	2000/4/14	2000/6/29	2000/10/31	2000/11/16
期間	2000/10/14	2000/10/17	2000/10/28	2000/11/9	2000/11/23	2000/11/24	2001/4/13	2001/6/28	2001/10/30	2001/11/15
發行期間平均	9.4629	9.5086	9.5294	9.5651	9.4433	9.4430	6.6600	4.3764	1.1538	1.0655
累加避險量										
標的股票—台化（紡織業）										
衍生權證群	元大 07			元大 10		統一 03		中信 07		
權證類型	單一重設型			一般型 25% 價外發行		一般型 50% 價外發行		一般型 50% 價外發行		
發行	1999/12/2~			2000/1/17~		2000/1/26~		2000/3/16~		
期間	2000/12/1			2001/1/16		2001/1/25		2001/3/15		
發行期間平均	3.0218			2.8319		2.7662		2.1249		
累加避險量										
標的股票—宏電（電子業）										
衍生權證群	日盛 03	元大 06	統一 02	元大 11	群益 10	富邦 08				
權證	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型				
類型	價平發行	50% 價外發行	價平發行	10% 價外發行	50% 價外發行	價平發行				
發行	1999/6/25~	1999/11/6~	1999/12/2~	2000/1/19~	2000/2/9~	2000/9/6~				
期間	2000/6/24	2000/11/5	2000/12/1	2001/1/18	2001/2/8	2001/9/5				
發行期間平均	2.5060	2.5763	2.4731	2.0438	1.8684	0.3922				
累加避險量										
標的股票—聯電（電子業）										
衍生權證群	大華 07	大華 10	寶來 11	富邦 05	建弘 07	富邦 10	寶來 16			
權證	一般型	一般型	上限型	一般型	一般型	一般型	一般型			
類型	價平發行	價平發行	上限型	20% 價外發行	50% 價外發行	10% 價外發行	20% 價外發行			
發行	1999/6/11~	1999/11/1~	1999/11/30~	2000/1/26~	2000/2/10~	2000/11/27~	2000/11/28~			
期間	2000/6/10	2000/10/31	2000/11/29	2001/1/25	2001/2/9	2001/11/26	2001/11/27			
發行期間平均	3.7495	3.7059	3.4388	2.9667	2.8427	0.8863	0.8811			
累加避險量										
標的股票—華邦電（電子業）										
衍生權證群	群益 03	元富 02	寶來 09	元大 17	寶來 15	大華 11				
權證	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	單一重設型				
類型	價平發行	價平發行	價平發行	25% 價外發行	15% 價外發行					
發行	1999/4/17~	1999/6/25~	1999/11/1~	2000/3/4~	2000/7/4~	2000/9/2~				
期間	2000/4/16	2000/6/24	2000/10/31	2001/3/3	2001/7/3	2001/9/3				
發行期間平均	3.6488	4.6549	4.7768	3.2163	1.0798	0.3408				
累加避險量										
標的股票—南亞（塑膠業）										
衍生權證群	大華 05	寶來 08	群益 05	金鼎 03	寶來 12	中信 03	中信 05	統一 04		
權證	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型	一般型		
類型	價平發行	價平發行	20% 價外發行	價平發行	上限型	80% 價外發行	50% 價外發行	30% 價外發行		
發行	1999/4/14	1999/10/27	1999/11/18	1999/12/4	1999/12/27	2000/1/18	2000/2/9	2000/2/23		
期間	2000/4/13	2000/10/24	2000/11/17	2000/12/4	2000/12/26	2001/1/17	2001/2/8	2001/2/22		
發行期間平均	3.6578	5.4791	5.3287	5.1249	4.8072	4.3818	4.0418	3.6743		
累加避險量										

資料來源：台灣證券交易所已下市權證資料與本研究計算結果(累加避險量單位：千萬)

標的股票之認購權證，所形成「累加」避險量帶來的影響力，故不納入實證。此外，塑膠及紡織產業為了免去研究期間末段過多累加避險量變動率為零的影響，前者至 2001 年 3 月 9 日止、後者至同年 4 月 6 日止，四大產業標的股票之日資料均達 600 筆以上，41 檔權證的觀察值個數均介於 217 至 269 筆之間。

日報酬率採自台灣經濟新報資料庫，該資料庫之日報酬率已由流通股數調整，故而不必再因標的股票除權發放現金或股票股利影響而再作調整。在發行期間，41 檔權證因應券商避險需求所產生累加避險量的資料，是依據台灣證券交易所權證基本資料，加上問卷調查得知各券商依 Delta 值加減碼避險的前提計算而來，並進一步計算各檔權證發行期間之平均累加避險量，列入表 2，以當作本文衡量變數累加避險量變動率之計算基礎。

二、研究設計

本研究流程由收集日報酬率、分析各項日報酬率的基本敘述統計量、計算累加避險量變動率此一衡量變數入手，再以 ADF 恆定性檢定，與一般迴歸式殘差項 ARCH₍₁₀₎-LM、兩種 Q 檢定，確認樣本資料可以代入單變量和雙變量 GARCH(1,1)兩種模式之中，最後進行兩種模式之殘差診斷，單變量 GARCH 以兩種 Q 檢定、雙變量 GARCH 則以 $Q_{WR,10}^2$ 與 $Q_{SR,10}^2$ 交叉相關檢定來診斷殘差及其平方項，以檢視模型配適度，如果未能趨於白噪音，則必須另外尋找更適合的模式。

(一) 模式前後之檢定

首先，收集樣本群 6 支標的股票與 41 檔權證之基本資料，並從台灣經濟新報資料庫採得樣本取自然對數的日報酬率，計算其基本敘述統計量—平均數、標準差、偏態及峰態係數，並觀察其中所透露的訊息。

再來，進行日報酬率之恆定性檢定，Nelson and Plosser (1982) 利用 Dickey-Fuller 單根檢定，Phillips and Perron (1988) 則以 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定方法，發現絕大多數美國總體資料均屬差分穩定 (徐之強, 2001)。本文採用 Dickey and Fuller (1979) ADF 單根檢定，以檢視台灣與本研究相關之金融資產時間數列資料是否恆定。ADF 單根檢定 (式 1) 公式如下：

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + (\gamma - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 p 是最適間隔期數，可使殘差趨於白噪音 (white noise)。虛無假設是 $r - 1 = 0$ ，若拒絕虛無假設，則不存在單根且數列恆定。

為了確認本文樣本資料適用於單變量和雙變量 GARCH(1,1)兩種模式之前提假設，接著要進行一般迴歸式殘差項 ARCH₍₁₀₎-LM 以及兩種 Q 檢定，前者與金融資產之波動聚集性⁸有關；後者則為時間數列之自我相關檢定。以下先列出本文一般迴歸式 (式 2)，是以大盤指數為自變數之「市場模式」迴歸式，以便進行其殘差項 ARCH₍₁₀₎-LM 以及兩種 Q 檢定，確認本文樣本資料適用於單變量和雙變量 GARCH(1,1)模式：

$$WR = A_0 + A_1 \cdot TR + A_2 \cdot TR_{t-1} + A_3 \cdot VPH_t + \varepsilon \quad (2)$$

其中， WR_t 指認購權證取自然對數的日報酬率， TR_t 與 TR_{t-1} 分別為當期和前期之大盤指數取自然對數的日報酬率， VPH_t (Variation Percentage of Hedge) 即本研究設計之衡量變數，由多次發行標的相同權證之券商，以 Delta 加減碼避險⁹此一前提出發，計算出來所有多次發行券所形成累加避險量之變動率 (VPH_t)。 ε_t 為殘差項，必須符合白噪音過程，才是適當的實證模式。

本文以 ARCH₍₁₀₎-LM 以及兩種 Q 檢定，檢測上述迴歸式之殘差項，均以間隔 10 期之統計量代入，便於比對殘差檢定相關數值。ARCH₍₁₀₎-LM 主要檢定殘差平方項之波動聚集性；兩種 Q 檢定，一種以原始殘差、另一以殘差平方項代入 Q 檢定公式，檢定間隔 10 期相關係數平方和之序列自我相關的狀況。

ARCH₍₁₀₎-LM (式 3) 是 Engle (1982) 提出間隔 10 期之波動聚集性檢定，服從自由度為其間隔期數(n)之卡方分配，以檢定金融資產迴歸式殘差平方是否存在波動聚集的特性，如果有波動聚集的特性，則該數列具異值性，若一般迴歸式的殘差平方 LM 檢定拒絕 H_0 ，則適用 ARCH 族群之模式。

$$u_t^2 = \phi_0 + \sum_{k=1}^n \phi_k u_{t-k}^2 \quad (3)$$

Ljung and Box (1978) 提出 Q 統計量 (式 4)，檢定殘差是否存在自我相關的問題。如果模式設定正確，殘差

自我相關係數 $\hat{\gamma}_j$ 本身應為不相關的隨機變數， $\hat{\gamma}_j$ 服從平均值為零，變異數為 $1/T$ 的常態分配。由間隔 p 期殘差自我相關係數 $\hat{\gamma}_j$ 至 $\hat{\gamma}_p$ 組成 Q 統計量，是殘差自我相關係數的平方和，Q 統計量服從 χ^2 分配，T 為時間數列的觀察值個數，本文分別以原始殘差、及殘差平方項¹⁰ 求其殘差自我相關係數 $\hat{\gamma}_j$ ，並依序以 Q_{10} 、 Q_{10}^2 表示之。

$$Q = T(T+2) \sum_{j=1}^p (T-j)^{-1} r_j^2 \quad (4)$$

最後，若實證樣本皆已符合單變量與雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式使用前提，代入兩種模式後的殘差，也必須進行診斷。單變量 GARCH(1,1) 模式殘差診斷，採用類似本文迴歸式所使用之兩種 Q 統計量自我相關檢定；雙變量 GARCH(1,1) 模式殘差，則採用交叉相關 Q 統計量檢定¹¹，其一為 $Q_{WR,10}^2$ 指模式後權證當期殘差平方與其對應之標的股票間隔 10 期殘差平方交叉相關檢定的 Q 統計量；另一為 $Q_{SR,10}^2$ 指模式後標的股票當期殘差平方與其對應之權證間隔 10 期殘差平方交叉相關檢定的 Q 統計量，如果其對應之 p 值大於 0.05，表示模式後殘差不再交叉相關，就是可用的雙變量模式。

(二) 衡量變數之形成

本文採用楊雪蘭與古永嘉 (2003) 所發展之累加避險量計算方式，並進一步計算其變動率 (VPH_t) 做為本研究主要的衡量變數。首先，要計算各券商每日的避險 Delta 值，Delta 定義為衡量選擇權價格對於標的資產價格發生些微變動的敏感性。因為多次發

行權證之類型各異，必須分別處理，本文在一般價平發行類型之權證，採用 Haug (1997) 「The Complete Guide To Option Pricing Formulas」設計之軟體，計算綜合券商發行相同標的股票多檔權證每日避險之 Delta 值，並考量台灣權證發行券商無法進行 Gamma 避險，而依 Delta 值加減碼調整避險部位之行為，另以自行撰寫之 VBA 程式設計 Delta 值之微調項目。

上限型權證類似障礙選擇權，可以用 Up-and-Out Call 公式對 S 偏微分求算 Delta，或是以微小增幅法 (+0.000001) 求取 Delta 近似值，根據劉文祺、洪瑩珊、詹麗錦 (2001) 實證結果，本文上限型權證兩檔樣本寶來 11、寶來 12，使用上述兩種方法之差異甚小，因此，採用較簡易之微小增幅法求算 Delta。亦即，本文以有限差分之中間差分法 (Anderson, Tannehill & Pletcher, 1984) 計算上限型權證之 Delta 值，增幅為 0.000001，因為誤差項的 Order 為增量值的平方，所以當差量為 0.000001 時，以中間差分法計算的誤差 Order 為 0.000000000001，遠小於直接套用 Up-and-Out 公式對 S 偏微分求出 Delta 值之計算誤差。

單一重設型權證，指權證存續期間內僅有一段重設期間或一個重設日，重設權證避險仍可依據 Delta 值，並考慮下列問題。首先，在重設日若股價已遠高或低於重設價格，履約價格重設的可能性甚低，此時重設權證與一般權證相同，例如：元大 07。其次，若在重設時點附近，股價又位於重設價格上下，一旦股價觸及重設價格，重設權證的價格將因履約價格重設而跳漲；當股價收盤

高於重設價格，重設權證將還原成一般的權證，價格瞬間大幅滑落。會形成跳躍的 Delta 值 (李存修、林岳賢，1999)，也可能會面臨負向 Delta 的情形，而目前法令限制券商放空，避險實務難度提高。最後，有時重設權證的 Gamma 可能由正轉負，即在股價下跌的過程中，Delta 可能不降反升，造成股價下跌時卻需進場買入，與一般權證的避險方式不同。實證樣本有兩檔重設權證，其一，元大 07 在重設期間內並未觸及重設價格；另一，大華 11 重設價格為原始履約價格之 85%，都是單一重設型，並不需要用到太複雜的 Delta 計算模型，所以本文在重設日前，採用二項式法；重設日後，因為不可逆回重設且重設期間已過，則用重設價格替代原始履約價格之一般模式計算其 Delta。

由於股價與權證價值實際呈現曲線關係，但 Delta 只能表示直線關係，所以若是權證發行券商只以 Delta 避險時，Delta 直線關係式與實際曲線的差距，存在著被忽略的 Gamma 風險，又因台灣其他權證價格之無效率性及沒有認售權證發行，使權證發行券商無法進行 Gamma 避險，因此必須利用 Delta 值作加減碼以調整避險部位，此種做法會產生過度 / 不足避險的問題。

本文累加避險量 (Z_t) 將台灣權證市場發行券商之過度 / 不足避險行為納入考量，加入 $\Delta S_t \Gamma_{j,t}$ 變數，測量券商因無法進行 Gamma 避險，而依據 $\Delta \text{Delta}_{j,t}$ 原則加減碼¹² 調整避險部位所產生的影響，以避免產生模式估計錯誤之問題。其中，「累加」指多次發行各券商持有並買賣標的股票避險量總和。

累加避險量（式 5）之意義，指研究期間內某日，多次發行標的相同權證各發行券商因應其避險需求，依每日 Delta 值加減碼原則（指 $\Delta S_t \Gamma_{j,t} + \Delta S_t \Gamma_{j,t}$ 項），持有並買賣標的股票之避險值，乘以該權證加權發行數量（指 $U_j \cdot E_j$ 項，因為各券商依照其權證發行量多寡，持有並買賣標的股票以避險）後，再累加各多次發行券商避險量而得的數值。算式如下：

$$Z_t = \sum_{j=1}^q [U_j \cdot E_j \cdot (\Delta S_t \Gamma_{j,t} + \Delta S_t \Gamma_{j,t})] \quad (5)$$

其中 Z_t ：研究期間內第 t 日累加避險量
 q ：共計 q 檔發行相同標的股票之權證
 U_j ：第 j 檔權證之發行數量
 E_j ：第 j 檔權證執行比例
 $\Delta S_t \Gamma_{j,t}$ ：第 j 檔發行相同標的股票權證在研究期間內第 t 日的 Delta 值
 $\Delta S_t \Gamma_{j,t}$ ：第 j 檔權證發行者第 t 日依 $\Delta S_t \Gamma_{j,t}$ 加減碼原則，持有並買賣標的股票的避險值

避險變動率（ VPH_t ）即以 Z_t 為主軸，進一步改變其為差分後除以前期的資料格式（式 6），以便與 SR_t 、 TR_t 與 TR_{t-1} 報酬率形式相符，使所有代入實證模式資料之形式一致化。

$$VPH_t = (Z_t - Z_{t-1}) / Z_{t-1} \quad (6)$$

三、累加避險量變動率與認購權證報酬率在學理上之關連

本文試著由「賣買權平價式（put-call parity）」、標的物價格呈對數常態分配之「B-S OPM」以及標的物價格不呈對數常態分配之「CRR OPM」理論定價模式切入，說明累加避險量變動率（VPH）可能與認購權證報酬率（WR）在學理上之關連。

在認購權證報酬率方面，台灣權證市場受法人不得放空之規定所限，多數是買權類型的認購權證，由計算權證價格（C）變動可以得出其報酬率（WR）。而累加避險量變動率方面，台灣券商發行權證之後，必須依照函令規定，持有並買賣標的股票或其本身發行之認購權證以避險，根據作者在民國 91 年 11 月對台灣發行權證之券商，詢問避險相關事宜的問卷，得知券商依據 Delta 值加減碼原則，持有並買賣標的股票避險。多次發行相同標的股票之權證，各券商避險所需而形成之累加避險量，會是個連續變數，隨著相同標的股票發行新權證或舊權證到期的情況，而改變各券商持有標的股票之總量；再加上，各券商也會隨著標的股票漲跌，買賣調節其避險持股，所以，累加避險量會受到各券商持有 / 調節標的股票之影響而變動，與標的股票價格（S）密切相關。

根據 put-call parity，買權價格是 $C = S + P - Ke^{-rT}$ 。如果 S 價格上揚，各發行券商會買入標的股票避險，累加避險量隨之升高，VPH 也會跟著上升；

再加上公式中 C 與 S 呈正相關，若 S 價格上揚， C 價格也會增加， WR 也會跟著走高。反之，如果 S 價格下滑， C 隨之下降，各券商出清持股，避險調節總變動量 VPH 也會下降。

根據標的股票價格呈對數常態分配之 B-S OPM (歐式選擇權適用)，買權價格是 $C = SN(d_1) - Ke^{-rt}N(d_2)$ ，公式中 C 與 S 也呈正相關，與 put-call parity 推理過程相同， S 上漲會同時導致 WR 與 VPH 增加。

最後，根據標的股票價格不呈對數常態分配之「CRR OPM」理論定價模式 (美式選擇權適用)，買權價格是 $C = \frac{pC_u + (1-p)C_d}{1+r}$ ，其中 u 是標的股價上漲幅度，而 $C_u = \text{Max}(0, u \cdot S - K)$ ；再者， $C_d = \text{Max}(0, d \cdot S - K)$ ，而 d 是標的股價下跌幅度。因為 CRR OPM 公式中 C 與 C_u 、 C_d 呈正相關，而 C_u 、 C_d 與 S 呈正相關，所以， C 與 S 也呈正相關。經由與 put-call parity、以及 B-S OPM 相同的推理過程， S 上漲會同時導致 WR 與 VPH 增加。

綜合來看，根據 put-call parity、B-S OPM 以及 CRR OPM 三種定價模式，理論上， VPH 對 WR 可能會產生影響，肇因於 S 這項中介變數。因為各發行券商持有 / 調節標的股票 (S) 以避險，形成 VPH ，如果 S 價格上揚， VPH 隨之升高；而 C 與 S 又呈正相關，所以，理論上，累加避險量變動率對認購權證報酬率，會產生正向影響。

四、實證模式

本文迴歸式 (式 2) 為線性模式，並未估計異質條件變異數的影響力，更未觸及探討標的股票與其對應之權證報酬率合併估計時，彼此互動會對估計參數產生何種影響力，為了避免迴歸式上述之缺失，本文採用單變量與雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式，前者在異質條件變異數成立的前提下，單獨估計多次發行之累加避險量變動率 (VPH_t) 對認購權證報酬率的影響；後者則再加入異質條件變異數互動以及條件共變異數的影響力，以矩陣方式估計多次發行之累加避險量變動率 (VPH_t)，對認購權證報酬率與其對應之標的股票報酬率，合併估計時所產生的價格影響力。雙變量 GARCH(1,1) 模式因為加入另一個相關變數—標的股票報酬率，估計各項參數之準確度會更高。

(一) 單變量 GARCH(1,1) 實證模式

單變量 GARCH(1,1) 模式，在異質條件變異數成立的前提下，單獨估計多次發行之累加避險量變動率，對認購權證報酬率的影響，以下列出條件平均數 (式 7) 與條件變異數 (式 8) 方程式：

$$WR = A_0 + A_1 \cdot TR + A_2 \cdot TR_{t-1} + A_3 \cdot VPH_t + \mathcal{E} \quad (7)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = B_0 + B_1 \varepsilon_{t-1}^2 + B_2 h_{t-1} \quad (8)$$

其中 WR_t 、 TR_t 、 TR_{t-1} 與 VPH_t 都與本文一般迴歸式之變數定義相同，單變量 GARCH(1,1) 模式多了條件變異數方程式，計入前期殘差平方項之 ARCH

影響力、以及前期條件變異數之 GARCH 影響力，將金融資產波動聚集之特性納入考量，一併估計前期資訊的影響力。

本文主要研究累加避險量變動率對認購權證報酬率之影響，所以，後文實證分析會詳細討論單變量模式估計所得 A3 項參數。

(二) 雙變量 GARCH(1,1) 實證模式

雙變量比單變量模式更進一步，再加入異質條件變異數互動、以及條件共變異數的影響力，以矩陣方式，一併估計累加避險量變動率對認購權證報酬率，和其對應之標的股票報酬率的影響力。本文雙變量 GARCH(1,1) 模式如下：

平均數方程式：

$$\begin{bmatrix} WR_t \\ SR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C0 \\ D0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C1 \\ D1 \end{bmatrix} \cdot TR_t + \begin{bmatrix} C2 \\ D2 \end{bmatrix} \cdot TR_{t-1} + \begin{bmatrix} C3 \\ D3 \end{bmatrix} \cdot VPH_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{w,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

變異數方程式：

$$\begin{bmatrix} h_{w,t} \\ h_{s,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E11 \\ E22 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} F11 & G11 \\ F22 & G22 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{w,t-1}^2 \\ \varepsilon_{s,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} H11 & I11 \\ H22 & I22 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} h_{w,t-1} \\ h_{s,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{w,t} \\ v_{s,t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

共變異數方程式：

$$h_{ws,t} = E12 + F12 \cdot h_{ws,t-1} + G12 \cdot \varepsilon_{w,t-1} \cdot \varepsilon_{s,t-1} \quad (11)$$

其中， WR_t ：第 t 期認購權證之報酬率

SR_t ：第 t 期標的股票之報酬率

TR_t 、 TR_{t-1} ：第 t 期、第 t-1 期台股大盤指數之報酬率

VPH_t ：第 t 期多次發行標的相同權證之累加避險量變動率

Ω_{t-1} ：第 t-1 期的資訊集合

$h_{w,t}$ ：第 t 期認購權證報酬率之條件變異數

$h_{s,t}$ ：第 t 期標的股票報酬率之條件變異數

$h_{ws,t}$ ：第 t 期認購權證報酬率與標的股票報酬率之共變異數

在平均數方程式（式 9）中，以市場模式為主，加入當期和前期大盤指數之報酬率 TR_t 、 TR_{t-1} 兩個變數之後，可以有效減少來自整體市場資訊之外生變數的干擾，促使估計多次發行相同標的權證之價格影響力 VPH_t 變數，其方程式誤差項變動更趨於隨機化，真實地反應 WR_t 、 SR_t ，與 VPH_t 變數之間的互動關係。本研究主要估計 VPH_t 對 WR_t 之價格影響力，所以，後文實證分析會詳細討論 C3 此項參數。

在變異數方程式（式 10）中，「報酬率之衝擊」定義為報酬率殘差平方項之影響，「報酬率之波動性」則指報酬率條件變異數的影響力。F11（G22）表示前一期權證（標的股票）報酬率之衝擊對當期權證（標的股票）報酬率波動性之影響，G11（F22）表示前一期標的股票（權證）報酬率之衝

擊對於當期權證（標的股票）波動性之影響， $H11$ （ $I22$ ）表示前一期權證（標的股票）報酬率之波動對當期權證（標的股票）報酬率波動性之影響， $I11$ （ $H22$ ）表示前一期標的股票（權證）報酬率之波動對當期權證（標的股票）報酬率波動性之影響。本段所述 8 個參數可以估計標的股票與權證之報酬率波動性間的關係。另有 $F12$ 、 $G12$ 兩項參數（式 11），可以估計當期權證與標的股票報酬率之共變異數（ $h_{ws,t}$ ）。

雙變量 GARCH(1,1) 模式採用最大概似估計法及 BHHH 法進行模型參數之估計，本研究最高遞迴次數為 50 次。若採用 BHHH 法估計但模式無法收斂時，再採用 SIMPLEX 法所估計出來的初始值代入模式重新估計，直到收斂為止。

肆、實證結果與分析

一、模式前檢定之實證分析

（一）基本敘述統計量

首先計算 6 支標的股票、41 檔權證與台股大盤報酬率的基本敘述統計量，並揭露其所透露之訊息。

如表 3 所示，41 檔權證報酬率平均數多半為負，與其對應之標的股票相較虧損更多，另一方面，有 4 檔權證報酬率平均數為正，也比其對應之標的股票獲利更高，這與台灣股市權證漲跌幅限制是以標的股票價格為換算基準有

關，因為權證價格高槓桿的特性，漲跌幅度相對也都會較高。

此外，41 檔權證報酬率之標準差遠遠高過其對應之標的股票，亦可見權證高風險的特性。

由偏態係數來看，其中 32 檔權證為負，即左偏分配；而 6 支標的股票報酬率之偏態係數皆為正，略呈右偏分配，可知多次發行相同標之權證與其標的股票之分配形態並不相同。

再觀察峰態係數，僅有 9 檔權證其係數之值小於 10，皆屬高狹峰分配，峰度較其所對應之標的股票高出甚多。台股大盤與各組樣本群之標的股票，峰態係數多半介於 2.5~3.9 之間，偏向常態分配的樣貌。

（二）ADF 恆定性檢定

根據 Granger and Newbold (1976) 觀察若資料數列非恆定，該數列會呈現無規則隨機漫步或趨於正負無限大，若研究前不經處理使之恆定，就從事迴歸分析，將會產生假性迴歸（spurious regression）的現象，即迴歸分析結果有很高的 R^2 與 t 統計量之值，但 DW 統計量之值卻趨近於零的問題。

本研究採用 Dickey and Fuller (1979) 提出之 ADF 單根檢定，並以最小 AIC 值選取最適間隔期數，若標的股票、權證及大盤日報酬率的 t 值小於 1% 或 5% 水準下之臨界值，則拒絕虛無假設，數列呈恆定狀態。檢定結果列於

表 3 研究期間內標的股票、認購權證與大盤報酬率的敘述統計量

證券	觀察個數	平均數%	標準差%	偏態	峰態	證券	觀察個數	平均數%	標準差%	偏態	峰態
台股大盤	753	-0.1500	1.8795	0.0485	3.9344	(聯電)	753	0.0037	2.9947	0.0731	2.9706
(華新麗華)	753	-0.0921	3.1545	0.1582	2.9162	大華 07	263	0.5779	6.1106	0.2317	4.0244
日盛 05	267	-1.4155	18.0005	-0.6743	37.2824	大華 10	266	-1.4440	17.2644	0.9823	37.6240
元大 03	266	-1.2323	16.5721	-1.3664	25.1526	寶來 11	266	-2.2708	18.2413	-2.3855	21.9450
元大 05	267	-0.3459	13.6804	0.5986	11.9542	富邦 05	264	-2.3763	12.9696	-0.9803	12.0684
元富 03	266	-0.7624	14.4625	-0.0510	11.5104	建弘 07	267	-2.2890	22.8772	2.5747	51.1312
寶來 10	267	-1.6439	16.1448	-4.9361	43.9010	富邦 10	219	-2.5366	17.7457	-0.0086	10.2651
京華 04	266	-1.6568	15.1539	-2.4962	19.4993	寶來 16	217	-2.5220	18.2442	-0.4068	9.7282
群益 11	262	-1.8807	15.0483	-0.5287	9.9912	(華邦)	753	-0.1008	3.5287	0.0992	2.5234
寶來 14	267	-1.7406	17.0301	-0.7926	13.2330	群益 03	263	0.5255	7.2053	-0.0324	4.8359
元大 24	238	-1.6265	12.3594	-0.6896	19.5279	元富 02	265	0.7369	6.5530	0.1931	4.3608
富邦 09	226	-1.8539	16.8703	-0.2018	12.1990	寶來 09	266	-2.1680	14.3494	-6.1089	61.5597
(台化)	621	0.0107	2.7158	0.2051	3.1543	元大 17	265	-2.2108	16.7672	-0.1739	10.6980
元大 07	267	-1.9713	15.9578	-0.5697	12.3646	寶來 15	257	-2.3508	14.9380	-0.1469	9.1589
元大 10	269	-1.8845	14.5230	-0.2210	14.6888	大華 11	252	-2.3575	17.1921	-0.0407	10.5097
統一 03	265	-1.7970	16.5600	-0.8745	17.0125	(南亞)	602	0.0084	2.4633	0.1588	3.6444
中信 07	263	-1.8623	23.5765	0.6786	10.9826	大華 05	264	0.4216	7.1541	0.6831	7.7357
(宏電)	753	-0.1135	3.3053	0.1426	2.5663	寶來 08	267	-2.0588	13.5543	-2.6881	20.9264
日盛 03	265	-0.3406	7.3534	0.2433	3.9119	群益 05	266	-2.0527	14.3833	-0.5668	10.3886
元大 06	265	-1.9102	13.3418	-1.0890	13.5893	金鼎 03	267	-2.1157	13.1058	-0.5707	13.7990
統一 02	267	-2.2165	13.2378	-0.9453	14.1581	寶來 12	266	-2.1000	16.2245	-1.3447	14.9815
元大 11	266	-1.3980	8.2139	1.2180	8.4027	中信 03	269	-1.7998	14.9120	-0.0501	12.5828
群益 10	267	-2.1305	13.3055	-0.2559	11.4133	中信 05	267	-2.1131	16.3527	-1.0462	16.6755
富邦 08	251	-2.1560	19.5975	-0.1380	10.3261	統一 04	266	-2.0746	14.2602	-0.3132	12.7368

表 4，本研究資料數列最適期數多數為 4 期（僅 3 檔權證例外），均呈恆定狀態。

(三) 一般迴歸式殘差項 ARCH(10)-LM 以及兩種 Q 檢定

本研究將已通過 ADF 單根檢定呈恆定狀態的日報酬率數列，代入一般迴歸模式（式 2）之中，模式後殘差代入式 4，進行 Q_{10} 、 Q_{10}^2 統計量兩種自我相關檢定，如果間隔 10 期之 Q_{10} 與 Q_{10}^2 統計量對應之 p 值大於 0.05，就表示迴歸式後殘差已趨於白噪音，可以使用較簡易的一般迴歸模式，不必以複雜的單變量與雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式，去估計累加避險量變動率（ VPH_t ）之價格影響力。此外，再以 ARCH₍₁₀₎-LM

統計量（式 3），檢定殘差是否存在波動聚集的特性，如果有波動聚集的特性，則該數列具異值性，即適用 ARCH 類型之模式。一般迴歸模式殘差 Q_{10} 與 Q_{10}^2 、以及 ARCH₍₁₀₎-LM 檢定結果列入表 5。

一般迴歸模式殘差 Q_{10} 與 Q_{10}^2 、以及 ARCH₍₁₀₎-LM 檢定結果，計有標的股票華邦所衍生之元富 02 一檔權證；加上標的股票南亞所衍生之大華 05 一檔權證，總計 2 條一般迴歸式殘差已無自我相關和波動聚集的特性，可以不必使用複雜的單變量與雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式。但是，顧及其他標的股票相同之相關權證樣本實證模式的一致性，本研究仍舊將所有 41 組樣本，都納入單變量與雙變量 GARCH

表 4 研究期間內標的股票、認購權證與大盤報酬率 ADF 恆定性檢定

證券	T 值	AIC 值	證券	T 值	AIC 值
台股大盤	-11.5825***	1.2714	(聯電)	-12.2099***	2.1982
(華新麗華)	-11.8020***	2.3070	大華 07	-8.7194***	3.5190
日盛 05	-6.3702***	5.5787	大華 10	-7.0555***	5.3937
元大 03	-8.1739***	5.4497	寶來 11	-5.3314***	5.7761
元大 05	-6.9329***	5.1419	富邦 05	-5.5522***	5.1171
元富 03	-6.2981***	5.3126	建弘 07	-7.4314***	6.1738
寶來 10	-2.8580** (間隔 1 期)	5.3137	富邦 10	-7.7114***	5.6531
京華 04	-3.8840*** (間隔 3 期)	5.3680	寶來 16	-7.2943***	5.7065
群益 11	-8.0470***	5.2767	(華邦)	-11.0469***	2.5133
寶來 14	-9.1975***	5.5623	群益 03	-6.3481***	3.9788
元大 24	-7.2971***	5.0449	元富 02	-6.7314***	3.7294
富邦 09	-7.4420***	5.4778	寶來 09	-3.7780***	5.2603
(台化)	-12.5949***	2.0006	元大 17	-7.0817***	5.5309
元大 07	-7.4200***	5.5107	寶來 15	-7.2699***	5.4535
元大 10	-7.8512***	5.1878	大華 11	-7.6874***	5.4296
統一 03	-8.3616***	5.2970	(南亞)	-11.9339***	1.8104
中信 07	-12.5651***	5.9652	大華 05	-7.0458***	3.9147
(宏電)	-10.7326***	2.3950	寶來 08	-4.4465*** (間隔 3 期)	5.1739
日盛 03	-6.8670***	3.9853	群益 05	-6.4866***	5.2192
元大 06	-5.2419***	5.1518	金鼎 03	-6.2004***	5.0951
統一 02	-6.0511***	5.1012	寶來 12	-7.9477***	5.5741
元大 11	-7.0677***	4.1551	中信 03	-8.3006***	5.2506
群益 10	-7.1221***	5.0960	中信 05	-8.9650***	5.4817
富邦 08	-7.3750***	5.7362	統一 04	-8.0129***	5.1677

註 1：「**」表示 5% 水準下 T 值顯著；「***」表示 1% 水準下 T 值顯著

註 2：未加括號者為間隔 4 期 ADF 檢定值

表 5 一般迴歸式殘差 ARCH₍₁₀₎-LM 與兩種 Q 檢定

證券	ARCH ₍₁₀₎ -LM 卡方值	Q ₁₀	Q ₁₀ ² 值	證券	ARCH ₍₁₀₎ -LM 卡方值	Q ₁₀	Q ₁₀ ² 值
(華新麗華)				(聯電)			
日盛 05	225.8932***	80.2570***	99.8700***	大華 07	0.5890	30.7990***	40.9230***
元大 03	183.9141***	69.4070***	104.5500***	大華 10	247.1967***	54.3850***	107.1300***
元大 05	83.4119***	44.9660***	209.3100***	寶來 11	26.4304***	31.9670***	27.4760***
元富 03	106.9202***	27.0290***	38.8400***	富邦 05	36.8271***	15.3740	78.2510***
寶來 10	115.5486***	99.5980***	73.1980***	建弘 07	40.9041***	44.7820***	47.8230***
京華 04	153.4636***	112.0300***	111.8000***	富邦 10	88.7599***	52.3520***	138.7300***
群益 11	73.4000***	53.5640***	86.3980***	寶來 16	99.7153***	48.6850***	193.5600***
寶來 14	97.3134***	49.4690***	153.3900***	(華邦)			
元大 24	20.2700**	14.5380	19.4120**	群益 03	17.6530*	13.5550	21.4130**
富邦 09	64.2076***	75.8840***	87.9020***	元富 02	5.3257	4.2803	6.8844
(台化)				寶來 09	185.4762***	84.2560***	10.9710
元大 07	127.6516***	28.6090***	267.5600***	元大 17	104.8002***	87.1950***	231.9300***
元大 10	110.7705***	100.6800***	267.5700***	寶來 15	47.9368***	2.6407	39.5160***
統一 03	104.5441***	77.0860***	246.3700***	大華 11	133.3739***	88.1420***	427.6400***
中信 07	52.6717***	153.9200***	141.8200***	(南亞)			
(宏電)				大華 05	5.5652	6.6958	5.7319
日盛 03	15.3197	18.0370**	16.4590*	寶來 08	162.9708***	20.1280**	216.2400***
元大 06	105.3492***	39.8130***	119.9300***	群益 05	59.0729***	58.7640***	112.0800***

續下表

續表 5

統一 02	75.4879***	33.1420***	119.3400***	金鼎 03	68.7405***	64.3200***	55.7400***
元大 11	15.1173	18.5000**	17.3250*	寶來 12	37.9384***	37.2400***	53.1610***
群益 10	71.0985***	37.4620***	85.8590***	中信 03	58.3197***	52.8330***	47.1890***
富邦 08	20.2700**	14.5380	19.4120**	中信 05	82.2050***	83.5220***	193.4300***
				統一 04	93.6169***	77.9050***	158.3100***

註：「*」表示 10% 水準下顯著；「**」表示 5% 水準下顯著；「***」表示 1% 水準下顯著

兩種模式之中，一併估計各組累加避險量變動率，對其認購權證報酬率的影響。

二、單變量與雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式之實證分析

如上所述，本文一般迴歸式殘差並非所有樣本皆趨近於白噪音，模式配適度的表現不算很好，所以本研究採用較複雜的單變量與雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式進行實證，以便找出配適的模式，避免模式應用不當所導致之偏誤。

兩種 GARCH 模式共同的優點，是可以藉由隨著時間改變的條件變異數，估算出金融資產波動聚集的特性；而且，雙變量模式更進一步，同時估算權證與標的股票報酬率兩個相關變數，較不會產生標的股票或權證報酬率平均數方程式，其一配適但另一條方程式卻不適合的問題。單變量模式只要再檢定殘差與其平方項之兩種 Q 統計量 (Q_{10} 與 Q_{10}^2)；雙變量模式只要再檢定其殘差平方項之交叉相關的 Q 統計量 ($Q_{WR,10}^2$ 與 $Q_{SR,10}^2$)，如果無法拒絕 H_0 ，則表示殘差與其平方項已經趨近於白噪音，不再自我相關，且已不存在估計模式偏誤之問題了。

單變量 GARCH(1,1) 模式實證結果

，列於附錄一，表 A 至表 F，包括標的股票華新麗華所衍生之一檔權證元大 24；標的股票台化所衍生之兩檔權證元大 10、統一 03；標的股票宏電所衍生之兩檔權證元大 11、富邦 08；標的股票聯電所衍生之一檔權證富邦 05；標的股票華邦所衍生之一檔權證大華 11；以及標的股票南亞所衍生之一檔權證統一 04，共計 8 組樣本其估計 VPH_t 對 WR_t 之價格影響力所得 A3 參數不顯著，其餘 33 組實證樣本皆有顯著影響；另一雙變量 GARCH(1,1) 模式實證結果，列於附錄二，表甲至表己，模式中加入相關變數標的股票報酬率之後，又有 4 檔樣本¹³ 估計 VPH_t 對權證報酬率之影響力的參數 C3，呈現不顯著的狀態，其餘 29 組實證樣本皆有顯著影響。

下文表 6 至表 11，彙整多次發行標的相同權證，對權證報酬率之影響的實證結果。雙變量相較於單變量模式，呈現顯著影響者少了 4 檔，或許是因為計入標的股票報酬率此一相關變數，合併估計時所產生之互動結果，累加避險量變動率對標的股票的價格影響力¹⁴ 較顯著，因而一併估計時抵銷了其對權證報酬率的影響力。

此外，估計累加避險量變動率對權證報酬率的影響，各組估計得出之係數（請參考表 6 至表 11），呈現某種規律

表 6 華新麗華及其衍生 10 檔權證其累加避險量變動率對權證報酬率之影響

日盛 05	元大 03	元大 05	元富 03	寶來 10	京華 04	群益 11	寶來 14	元大 24	富邦 09
單變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 A3)									
+ 45.78**	+ 32.29**	+ 30.96**	+ 31.27**	+ 22.44**	+ 21.26**	+ 14.18**	+ 11.44**	- 0.01	- 7.16**
雙變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 C3)									
+ 18.56**	+ 40.15**	+ 15.84**	+ 27.95**	+ 13.44**	+ 21.25**	+ 9.57**	+ 10.12**	- 0.99	- 3.46**

註：以「+」號表示正向影響，「-」號表示負向影響；「**」表示 5% 水準下顯著、「*」表示 10% 水準下顯著

表 7 台化及其衍生 4 檔權證其累加避險量變動率對權證報酬率之影響

元大 07	元大 10	統一 03	中信 07
單變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 A3)			
+ 11.60**	+ 0.69	+ 0.09	+ 0.37*
雙變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 C3)			
+ 0.04	+ 0.45	+ 0.10	+ 0.57**

註：以「+」號表示正向影響，「-」號表示負向影響；「**」表示 5% 水準下顯著、「*」表示 10% 水準下顯著

表 8 宏電及其衍生 6 檔權證其累加避險量變動率對權證報酬率之影響

日盛 03	元大 06	統一 02	元大 11	群益 10	富邦 08
單變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 A3)					
+ 12.45**	+ 4.98**	+ 1.35**	+ 0.02	+ 2.43**	- 0.01
雙變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 C3)					
+ 16.76**	+ 4.06**	+ 1.61	+ 3.03	+ 3.51*	+ 2.93

註：以「+」號表示正向影響，「-」號表示負向影響；「**」表示 5% 水準下顯著、「*」表示 10% 水準下顯著

表 9 聯電及其衍生 7 檔權證其累加避險量變動率對權證報酬率之影響

大華 07	大華 10	寶來 11	富邦 05	建弘 07	富邦 10	寶來 16
單變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 A3)						
+ 38.42**	+ 16.08**	+ 7.52**	- 0.39	+ 9.37**	+ 21.79**	+ 10.22**
雙變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 C3)						
+ 35.86**	+ 14.18**	+ 4.42**	+ 0.20	+ 10.14**	+ 15.76**	- 3.37

註：以「+」號表示正向影響，「-」號表示負向影響；「**」表示 5% 水準下顯著、「*」表示 10% 水準下顯著

表 10 華邦及其衍生 6 檔權證其累加避險量變動率對權證報酬率之影響

群益 03	元富 02	寶來 09	元大 17	寶來 15	大華 11
單變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 A3)					
+ 30.72**	+ 43.86**	+ 27.04**	+ 19.09**	+ 4.18**	+ 0.17
雙變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 C3)					
+ 32.72**	+ 42.28**	+ 13.85**	+ 15.90**	+ 2.39	+ 0.21

註：以「+」號表示正向影響，「-」號表示負向影響；「**」表示 5% 水準下顯著、「*」表示 10% 水準下顯著

表 11 南亞及其衍生 8 檔權證其累加避險量變動率對權證報酬率之影響

大華 05	寶來 08	群益 05	金鼎 03	寶來 12	中信 03	中信 05	統一 04
單變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 A3)							
+ 26.65**	- 8.30**	+ 3.56*	+ 16.59**	+ 9.90**	+ 13.83**	+ 2.29**	- 0.65
雙變量 GARCH(1,1) 模式之 VPH (係數 C3)							
+ 25.66**	- 18.55**	+ 4.09*	+ 6.48**	+ 3.77**	+ 10.36**	+ 1.37	- 1.18*

註：以「+」號表示正向影響，「-」號表示負向影響；「**」表示 5% 水準下顯著、「*」表示 10% 水準下顯著

性，也是有趣的現象。例如：係數多半由首檔發行時較大的數值，逐漸縮小，至多次發行之末檔權證，係數值最小，甚至由正轉負¹⁵。除了標的股票台化因為多次發行權證之總量較小，所以，累加避險量變動率對權證報酬率的影響力較不顯著之外，只有標的股票南亞所衍生之第二檔多次發行的權證，估計之係數突然出現負值且顯著之狀況，是所有樣本中例外的異常值，其餘多次發行的權證，累加避險量變動率對同一標的股票陸續發行之權證的價格影響，多半呈現由強轉弱¹⁶、或由正轉負的現象。

因為累加避險量會隨著多次發行的檔數增多而遞增，並因為陸續到期而遞減（參考圖 2），再加上各組實證樣本多次發行之時點（參考圖 1）並不相同，雖然設計了累加避險量此一衡量變數將陸續發行的問題降低，但是，各組樣本群發行時點的差異，仍舊顯現在衡量變數所估計的係數之上。例如：參考本文圖 1，研究期間內標的股票華邦電，因為平均散佈之發行時點，累加避險量變動率對這類標的股票陸續發行之權證的價格影響，多半呈現由強轉弱的現象；其次，標的股票台化因時點集中且發行檔數最少，累加避險量變動率的影響力多半不顯著；再看，標的股票南

亞除了第一檔權證之外，都集中在研究期間中段發行，所以價格影響力在第二檔發行的權證，其估計係數有跳躍¹⁷的現象；最後，標的股票華新麗華多次發行前六檔，發行時點集中，後四檔發行時點才平均分佈，再加上累加避險量居各組樣本群之冠，所以，累加避險量變動率對標的股票華新麗華陸續發行之權證的價格影響，呈現出由強轉弱、由正轉負，各種狀況都完整顯現的實證結果。發行多檔權證上市日期各組樣本群的時序圖，請參考本文圖 1。

為了更清楚表述各組樣本群發行時點的差異，再輔以圖 2「累加避險量圖」進一步說明，圖 2 除了可以觀察隨著時間改變而變化之累加避險量實際值，更可以說明各權證上市時點不同所造成之影響（例如：華新麗華形如大波峰；聯電與宏電是一個以上的小波峰等圖形）。亦即以另一種圖示方式，表達「平均散佈（例如：華邦電，各檔權證發行時點都是大約間隔 2 至 4 個月）」、「集中發行且發行檔數最少（例如：台化，從 1999/12/2 至 2000/3/16，不到 4 個月就發行了 4 檔權證）」或「先集中再平均散佈（例如：華新麗華，從 1999/10/15 至 1999/11/25，不到 2 個月就發行了 6 檔

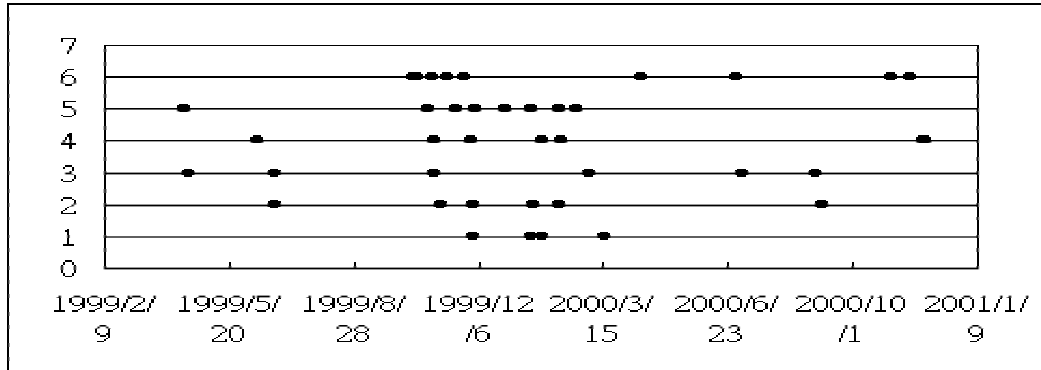
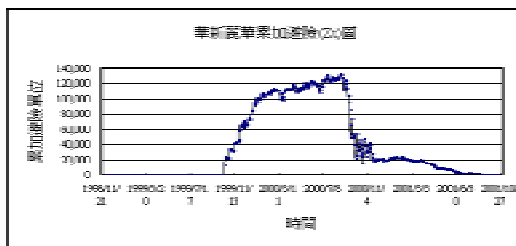


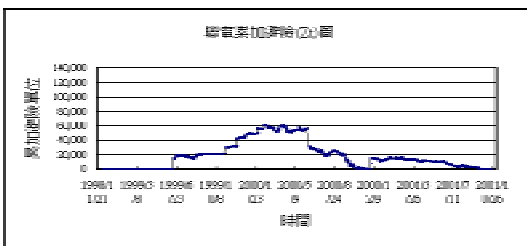
圖 1 六組相同標的股票發行多檔權證上市日時序圖

註：縱軸數字 1 代表標的股票台化、2 代表標的股票宏電、
 3 代表標的股票華邦電、4 代表標的股票聯電、
 5 代表標的股票南亞、6 代表標的股票華新麗華；
 黑色圓點代表該支標的股票發行多檔權證的上市日期

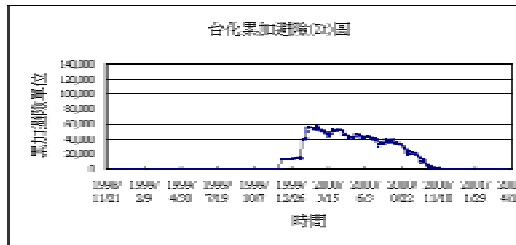
電器電纜產業



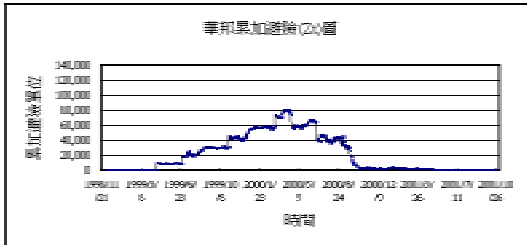
電子產業(1)



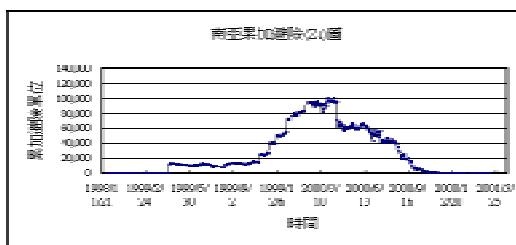
紡織產業



電子產業(2)



塑膠產業



電子產業(3)



圖 2 累加避險量圖

表 12 雙變量模式診斷殘差交叉相關之 Q 統計量檢定

證券	$Q_{WR,10}^2$	$Q_{SR,10}^2$	證券	$Q_{WR,10}^2$	$Q_{SR,10}^2$
(華新麗華)			(聯電)		
日盛 05	3.1399	10.4127	大華 07	9.7133	13.7235
元大 03	8.4307	6.3886	大華 10	3.6936	1.6586
元大 05	8.0356	9.8857	寶來 11	9.3157	8.9637
元富 03	6.0139	4.6973	富邦 05	8.9053	10.0415
寶來 10	8.0335	0.6688	建弘 07	8.6460	13.7384
京華 04	10.3318	6.9289	富邦 10	10.5312	12.4387
群益 11	6.8046	12.9507	寶來 16	4.8352	15.9697
寶來 14	3.7178	4.8124	(華邦)		
元大 24	10.3038	11.4819	群益 03	11.5434	8.8354
富邦 09	7.6458	10.3314	元富 02	12.6842	15.3894
(台化)			寶來 09	11.2791	10.4852
元大 07	9.7349	7.2599	元大 17	6.1753	4.5590
元大 10	6.7330	5.6049	寶來 15	11.5409	7.1203
統一 03	9.1724	8.7081	大華 11	10.0893	14.9761
中信 07	5.8001	7.2000	(南亞)		
(宏電)			大華 05	11.6149	12.8889
日盛 03	5.5033	15.1104	寶來 08	10.9898	10.5837
元大 06	11.9694	16.2762	群益 05	11.3289	9.3375
統一 02	13.9733	11.9865	金鼎 03	15.8959	6.0134
元大 11	13.8003	13.8722	寶來 12	11.6097	8.7612
群益 10	13.7808	5.7465	中信 03	5.1432	9.2134
富邦 08	6.7865	12.5243	中信 05	2.8812	5.0056
			統一 04	9.6053	5.3691

資料來源：本研究整理

註 1：「**」表示 5% 水準下顯著；「***」表示 1% 水準下顯著

註 2： $Q_{WR,10}^2$ 指模式後權證當期殘差平方與其對應之標的股票間隔 10 期殘差平方交叉相關檢定 Q 統計量之值
 $Q_{SR,10}^2$ 指模式後標的股票當期殘差平方與其對應之權證間隔 10 期殘差平方交叉相關檢定 Q 統計量之值

權證，其後各檔權證發行時點都是大約間隔 2 至 4 個月) 等上市時點的差異狀況。各檔權證發行期間的資料，詳見本文表 2。

三、兩種模式之殘差診斷

單變量 GARCH 模式後殘差及其平方項，在兩種 Q 檢定之下，皆呈無法拒絕虛無假設的結果（參考附錄一之表 A 至表 F 中， Q_{10} 與 Q_{10}^2 之值），表示不再有自我相關的問題存在。且其 ARCH 項參數 B1、以及 GARCH 項參數 B2，皆

大於零且小於 1，代表模式收斂，均符合單變量 GARCH 模式條件變異數參數為正的的限制。

雙變量 GARCH 模式後的殘差平方項要進行交叉相關診斷，如果其不再具有交叉相關的問題，則可以採用之為研究模式。本文檢定 $Q_{WR,10}^2$ 及 $Q_{SR,10}^2$ 兩項交叉相關 Q 統計量，如果其對應之 p 值大於 0.05，即表示模式後殘差平方項不再交叉相關而模式可用。實證結果列入表 12，所有樣本群都不顯著，可判定雙變量 GARCH 模式後的殘差平方項皆無

表 13 發行選擇權（認購權證）對報酬率影響之相關文獻實證結果統計表

研究者	研究期間	研究樣本	實證結果
馬黛 與 曾維德 (1998)	1997 年 至 1998 年	台灣發行之 18 檔權證 及 36 支標的股票	發行認購權證會對標的股票產生短期及長期顯著正向的價格效果，但短期正向價格效果，會隨著權證市場擴大而逐漸減少。
Conrad (1989)	1974 年 12 月 至 1980 年	CBOE 與 AOE 共計 96 支股票與選擇權	結論為發行個股選擇權，大約在發行前三天開始引發標的證券永久性的價格增加。
Detemple and Jorion (1990)	1973 年 4 月 至 1986 年 12 月	CBOE 中 177 支與 AMEX 中 145 支，發 行選擇權之股票	結論為發行日附近，除了標的股票價格增加之外，其市場價值及除去選擇權標的股票之工業指數價值，也一併增加；但短期內標的股票價格影響即告消失。
Watt, Yadav and Draper (1992)	1978 年 1 月 至 1989 年 5 月	LTOM 總計 100 支發 行選擇權之標的股票	結論為發行之初，即有暫時性價格增加的影響力。
Stucki and Wasserfallen (1994)	1986 年 10 月 至 1989 年 12 月	SOFFEX 在 1988 年 5 月開始交易之 11 檔選 擇權，與未發行選擇 權之對照組	SOFFEX 在 1988 年 5 月開始交易 11 檔選擇權之後，導致永久顯著性增加標的股票的價格，並且交易期間內股票與選擇權市場之價格改變呈正相關，股市約莫領先選擇權市場 10 分鐘，也呈現某些回饋作用。
Sorescu (2000)	1973 年 至 1995 年	在 CBOE 發行之 2051 檔選擇權	1973 年至 1980 年有正向異常報酬；而 1981 年到 1995 年則相反，為負向異常報酬。
Chan and Wei (2001)	1991 年 至 1997 年	香港證券交易所共計 402 檔衍生型認購權 證以及 189 個宣告事 件	發行衍生型認購權證之宣告日前後，標的股價顯著增加。
Hanke and Pötzelberger (2002)	2001 年 3 月 12 日	在 VLC (Value Line Convertibles) 發行之 77 檔認購權證	將新發行之認購權證和已交易之選擇權，以投資組合方式定價後，發現選擇權存續期間愈短，則由新發行之認購權證引發之價格減少幅度愈高。

交叉相關性，實證樣本也都適用此一模式。

本文單變量和雙變量 GARCH 模式後殘差診斷之結果，相較於一般迴歸式殘差診斷之結果（列於表 5），異質條件變異數模式較迴歸式更佳，都不再存在自我相關或交叉相關的問題，可知本文實證模式配適度甚佳，不會產生因為

模式偏誤而帶來的估計誤差。

伍、結論與建議

理論上，有的學者主張發行選擇權對標的資產報酬率並無影響力（Black & Scholes, 1973）；相反地，有些卻主

張在某些狀況下，發行選擇權對標的資產報酬率可能會產生正向之影響力（Ross, 1976; Hakansson, 1982; Watt, et al., 1992; Harris & Gurel, 1986）。在財務實證領域上，則多數傾向正向影響之結果（Conrad, 1989; Detemple & Jorion, 1990; Watt, et al., 1992; Stucki & Wasserfallen, 1994; Chan & Wei, 2001）；只有 Sorescu（2000）指出 1981 年到 1995 年，在 CBOE 發行選擇權，對標的資產產生了負向價格影響力。本文實證結果與多數學者一致，指出累加避險量變動率對認購權證報酬率有顯著影響者，其中 89.65% 有正向影響力。相關之實證結果彙整如表 13。

本研究探討多次發行標的相同權證之現象，所有發行券商因應避險需求，形成之累加避險量變動率，對權證報酬率之影響。研究期間自 1998 年 12 月至 2001 年 10 月，採用近三年已下市權證資料，並依據券商以 Delta 值加減碼買賣（持有）其所發行的認購權證及標的股票作為避險部位的前提，逐日計算累加避險量變動率，形成衡量此一現象的變數，代入單變量與雙變量 GARCH(1,1) 兩種模式之中，並診斷模式後殘差，以降低估計模式偏誤之問題，最後得出結論與建議如下：

1. 在多次發行標的相同權證現象之下，所有發行券商因應其避險需求所產生之累加避險量變動率，在單變量 GARCH 模式中，80% 以上對權證報酬率有顯著影響；再以雙變量 GARCH 模式，加入標的股票報酬率相關變數一併估計之後，仍有 70% 樣本有顯著影響。

2. 各組樣本群雖有發行時點的差異，但累加避險量變動率對同一標的股票陸續發行之權證的價格影響，多半呈現由強轉弱、或由正轉負的現象。
3. 投資人或許可以依據多次發行價格影響力之實證結果，挑選累加避險量相對較多的時點，或其變動率估計所得係數值為正且較大者，買賣這類權證，當作權證市場操盤之參考訊息。

注 釋

1. 不完全，指存在著商品價格不均衡、資訊更新速度緩慢、人為因素干預等狀況的市場。
2. 第三者通常是符合證期會要求之大型綜合券商。
3. 根據台灣證券交易所認購權證發行歷史資料統計結果。
4. 台灣證券市場規定法人不可放空，綜合券商因為缺乏避險管道，故無法單獨發行賣權類型空頭市場的權證，目前僅有買權與賣權組合型的權證出現。
5. 因為台灣權證發行券商無法買賣非本身所發行的認購權證避險，且至 2002 年底止，期交所尚未推出個股型選擇權。
6. 研究期間尚未推出個股型選擇權（2003 年元月首度推出個股型選擇權），其他權證價格又無效率性，也沒有認售權證發行，所以台灣權證發行券商無法進行 Gamma 避險。

7. 以證交所台灣加權股價指數所區分之八大產業為主。
8. 指時間數列中大波動伴隨大波動、小波動伴隨小波動之特性。
9. 本研究曾於民國 91 年 11 月致函各大券商，探詢發行認購權證相關避險事宜，得知此以 Delta 加減碼避險之現象，主要肇因於台灣彼時尚無個股選擇權等二階 (Gamma) 避險商品。
10. 以殘差平方項代入 Q 統計量，只為了配合 ARCH-LM 檢定，因為後者是以殘差平方項測度波動聚集性，如此才能有一致性的檢定基礎，Omran and McKenzie (2000) 即採用 McLeod and Li 在 1983 年提出間隔 10 期的 Q_{10}^2 統計量檢定模式後殘差平方項。
11. 交叉相關 Q 統計量檢定，見於 Theodossiou, Kahya, Koutmos and Christofi (1997) 以多元 GARCH 研究美國、日本與英國股市波動外溢 (spillovers) 時，殘差診斷之用。
12. 本文根據 $\Gamma_{j,t} = \frac{\Delta \text{Delta}_{j,t}}{\Delta S_t}$ 之原始定義，撰寫 VBA 程式，計算 $\Delta S_t \Gamma_{j,t}$ ，視為 $\Delta \text{Delta}_{j,t}$ 之代理變數，以測度發行券商過度 / 不足避險行為的影響力。
13. 此 4 檔不顯著之樣本，計有元大 07 (標的股票是台化)、統一 02 (標的股票是宏電)、寶來 16 (標的股票是聯電) 以及寶來 15 (標的股票是華邦) 四者。
14. 作者另有投稿中之一篇文章，專門探討累加避險量變動率對標的股票的價格影響力。
15. 「由正轉負」指 GARCH 模式估計 VPH 所得之係數，由正值變為負值，正值代表會提高 WR，負值則反之。
16. 「由強轉弱」指 GARCH 模式估計 VPH 所得之係數由大變小，以致其對 WR 之影響力由強轉弱。
17. 「跳躍」代表 GARCH 模式估計 VPH 所得之係數不穩定，即突然由正轉負，又再轉回正值。

參考文獻

一、中文部分

1. 李存修、林岳賢 (1999)，重設選擇權之評價與避險操作，財務金融學刊，7(2)，113-150。
2. 李存修暨台大財務金融研究所 (1999)，台灣認購權證個案集—價格行為與避險操作，(頁 10，頁 41-42)，台北：智勝。
3. 徐之強 (2001)，多次結構變動下趨勢穩定與差分穩定之認定—台灣總體資料實證研究，經濟論文，29(3)，321-339。
4. 陳威光 (2001)，選擇權理論 實務與應用，(頁 283-288，頁 300-302)，台北：智勝。
5. 馬黛、曾維德 (1998)，認購權證的

發行及交易與標的股票間之相互影響，證券金融季刊，59，25-57。

6. 楊雪蘭、古永嘉 (2003)，每日累加避險量對標的股票波動性的影響—以台灣權證市場為例，管理評論，22(3)，1-23。
7. 劉文祺、洪瑩珊與詹麗錦 (2001)，上限型認購權證評價模式之實證研究，證券櫃檯，57，1-27。

二、英文部分

1. Anderson, D. A., Tannehill, J. C., & Pletcher, R. H. (1984). Computational Fluid Mechanics and Heat Transfer, New York: McGraw-Hill.
2. Black, F., & Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. Journal of Political Economy, 81, 637-659.
3. Chan, Yue-cheong, & Wei, K. C. J. (2001). Price and Volume Effects Associated with Derivative Warrant Issuance on the Stock Exchange of Hong Kong. Journal of Banking & Finance, 25, 1401-1426.
4. Chung, H., Lee, Chin-Shen, & Wu, S. (2002). The Effects of Model Errors and Market Imperfections on Financial Institutions Writing Derivative Warrants: Simulation Evidence from Taiwan. Pacific-Basin Finance Journal, 10, 55-75.
5. Conrad, J. (1989). The Price Effect of Option Introduction. Journal of Finance, 44(2), 487-498.
6. Detemple, J., & Jorion, P. (1990). Option Listing and Stock Returns: An Empirical Analysis. Journal of Banking and Finance, 14, 781-801.
7. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
8. Engle, R. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. Econometrica, 50, 987-1008.
9. Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1976). Forecasting Transformed Series. Journal of Statistics, 38, 189-203.
10. Green, T. C., & Figlewski, S. (1999). Market Risk and Model Risk for a Financial Institution Writing Options. Journal of Finance, 54(4), 1465-1499.
11. Green, R., & Jarrow, R. (1987). Spanning and Completeness in Markets with Contingent Claims. Journal of Economic Theory, 41, 202-210.
12. Hakansson, N. (1982). Changes in the Financial Market: Welfare and Price Effects and the Basic Theorems of Value Conservation. Journal of Finance, 37, 977-1004.

13. Hanke, M., & Pötzelberger, K. (2002). Consistent Pricing of Warrants and Traded Options. Review of Financial Economics, 11, 63-77.
14. Harris, L., & Gurel, E. (1986). Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressures. Journal of Finance, 41, 815-829.
15. Haug, E. G. (1997). The Complete Guide To Option Pricing Formulas. New York: McGraw-Hill.
16. John, K. (1984). Markets Resolution and Valuation in Incomplete Markets. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 19, 29-44.
17. Ljung, G., & Box, G. E. P. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. Biometrika, 65, 297-303.
18. McLeod, A. I., & Li, W. K. (1983). Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared-Residual Correlations. Journal of Time Series Analysis, 4, 269-273.
19. Modigliani, F., & Miller, M. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. The American Economic Review, 48, 261-297.
20. Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. Journal of Monetary Economics, 10, 139-162.
21. Omran, M. F., & McKenzie, E. (2000). Heteroscedasticity in Stock Returns Data Revisited: Volume versus GARCH Effects. Applied Financial Economics, 10, 553-560.
22. Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika, 75, 335-346.
23. Ross, S. (1976). Options and Efficiency. Quarterly Journal of Economics, 90, 75-89.
24. Sorescu, S. M. (2000). The Effect of Options on Stock Prices: 1973 to 1995. Journal of Finance, 55(1), 487-514.
25. Stucki, T., & Wasserfallen, W. (1994). Stock and Option Markets: The Swiss Evidence. Journal of Banking and Finance, 18, 881-893.
26. Theodossiou, P., Kahya, E., Koutmos, G., & Christofi, A. (1997). Volatility Reversion and Correlation Structure of Returns in Major International Stock Markets. The Financial Review, 32(2), 205-224.
27. Watt, W. H., Yadav, P. K., & Draper, P. (1992). The Impact of Option Listing on Underlying Stock Returns: The UK Evidence. Journal

of Business Finance and Accounting,
19(4), 485-503.

2003年06月19日收稿

2003年07月22日初審

2003年09月19日複審

2003年10月30日接受

附錄一

表 A 華新麗華與其衍生之 10 檔權證單變量 GARCH(1,1)模式參數估計及殘差檢定

權證	A0	A1	A2	A3	B0	B1	B2	Q_{10}	Q_{10}^2 值
日盛 05	-0.1237	1.6798**	0.7831**	45.7826**	0.6273	0.2558**	0.7824**	18.0510	5.6435
元大 03	-0.1068	2.0187**	0.4541**	32.2887**	0.0451	0.1654**	0.8844**	12.4060	5.1911
元大 05	-0.0490	2.0349**	0.5186**	30.9576**	0.1570	0.1393**	0.8870**	13.2470	9.3862
元富 03	-0.1453	1.9971**	0.4700**	31.2731**	0.0740	0.1847**	0.8635**	9.0533	6.0039
寶來 10	-0.3359	1.9544**	0.7189**	22.4430**	4.9577**	0.9919**	0.3061**	11.8060	8.9905
京華 04	-0.0523	2.1318**	0.4094**	21.2635**	0.3900	0.1680**	0.8706**	12.3470	4.2220
群益 11	-0.9671**	1.9605**	-0.2083	14.1782**	0.5000	0.2677**	0.7971**	9.1276	8.7899
寶來 14	-1.2751**	2.4685**	-0.0131	11.4410**	1.9147**	0.2021**	0.8326**	13.0220	8.6482
元大 24	-0.0051	0.0271	0.1594**	-0.0135	-0.0661**	0.2704**	0.8296**	10.3140	6.2059
富邦 09	-1.4871**	0.3268	-0.2412	-7.1634**	1.1643	0.1821**	0.8631**	11.7050	6.6081

註：「*」表示 10%水準下顯著；「**」表示 5%水準下顯著

表 B 台化與其衍生之 4 檔權證單變量 GARCH(1,1)模式參數估計及殘差檢定

權證	A0	A1	A2	A3	B0	B1	B2	Q_{10}	Q_{10}^2 值
元大 07	-0.3590	1.9220**	0.3195**	11.6030**	1.7398**	0.4341**	0.6673**	11.6550	3.5273
元大 10	-0.8776**	2.0177**	0.1418	0.6924	3.5840**	0.3160**	0.6743**	13.2350	9.4677
統一 03	-1.2891**	2.1175**	-0.1681	0.0991	7.9607**	0.4594**	0.5456**	9.4958	3.2368
中信 07	-1.2962**	2.2295**	-0.5528**	0.3701*	0.2549	0.1383**	0.8916**	13.1660	3.1019

註：「*」表示 10%水準下顯著；「**」表示 5%水準下顯著

表 C 宏電與其衍生之 6 檔權證單變量 GARCH(1,1)模式參數估計及殘差檢定

權證	A0	A1	A2	A3	B0	B1	B2	Q_{10}	Q_{10}^2 值
日盛 03	-0.5766**	2.1744**	-0.0492	12.4513**	1.8604**	0.2061**	0.7259**	5.9362	6.5501
元大 06	-0.6682	2.4146**	-0.4017*	4.9787**	4.8784**	0.2805**	0.7250**	5.4498	8.1581
統一 02	-0.8845**	2.5529**	-0.3188**	1.3521**	3.0244**	0.8102**	0.4279**	11.8100	4.9149
元大 11	-1.4150**	1.0068**	-0.5455**	0.0161	7.8614**	0.3227**	0.5769**	10.5640	5.0350
群益 10	-1.3075**	1.8800**	-0.7236**	2.4334**	6.4512**	0.3839**	0.6376**	14.0310	7.2334
富邦 08	-0.0051	0.0271	0.1594**	-0.0135	-0.0661**	0.2704**	0.8296**	10.3140	6.2059

註：「*」表示 10%水準下顯著；「**」表示 5%水準下顯著

表 D 聯電與其衍生之 7 檔權證單變量 GARCH(1,1) 模式參數估計及殘差檢定

權證	A0	A1	A2	A3	B0	B1	B2	Q_{10}	Q_{10}^2 值
大華 07	0.0852	1.5748**	0.0786	38.4208**	2.2637**	0.2810**	0.4862**	11.0260	3.1536
大華 10	-0.0641	2.2686**	0.0035	16.0812**	0.5610*	0.2355**	0.8182**	11.1400	4.6269
寶來 11	-0.2103	2.2278**	-0.1163	7.5240**	0.7333*	0.3405**	0.7442**	14.0270	3.7231
富邦 05	-1.0192**	-0.3330	0.2924	-0.3898	3.0079**	0.2491**	0.7718**	8.7375	3.8194
建弘 07	-0.7751**	2.1487**	-0.6712**	9.3760**	10.1566**	0.1753**	0.2371**	4.3741	5.8840
富邦 10	-1.5707**	2.5178**	0.4591**	21.7885**	3.8698**	0.5112**	0.5759**	6.5320	11.6270
寶來 16	-1.4343**	2.8841**	-0.0107	10.2249**	0.8607*	0.2839**	0.7755**	9.5154	3.2157

註：「*」表示 10% 水準下顯著；「**」表示 5% 水準下顯著

表 E 華邦與其衍生之 6 檔權證單變量 GARCH(1,1) 模式參數估計及殘差檢定

權證	A0	A1	A2	A3	B0	B1	B2	Q_{10}	Q_{10}^2 值
群益 03	-0.0857	1.8204**	-0.0291	30.7246**	1.7934	0.1243**	0.8186**	8.1367	3.2100
元富 02	0.1687	1.2904**	0.0038	43.8578**	5.6482**	0.1721**	0.5140**	4.8060	5.8602
寶來 09	0.2785	1.7646**	0.0026	27.0430**	0.2695	0.2575**	0.8295**	10.8290	6.1313
元大 17	-0.4503	1.7488**	-0.4473**	19.0905**	1.3697**	0.1815**	0.8388**	3.1349	6.1107
寶來 15	-2.4460**	2.0582**	-0.5536**	4.1768**	10.5024**	0.4551**	0.0167	2.9392	2.2931
大華 11	-1.2698*	-0.2742	-0.6896**	0.1720	13.9058**	0.4539**	0.5250**	4.7332	4.8929

註：「*」表示 10% 水準下顯著；「**」表示 5% 水準下顯著

表 F 南亞與其衍生之 8 檔權證單變量 GARCH(1,1) 模式參數估計及殘差檢定

權證	A0	A1	A2	A3	B0	B1	B2	Q_{10}	Q_{10}^2 值
大華 05	-0.3353	1.9604**	0.4342**	26.6516**	3.6036**	0.1276**	0.6431**	6.2003	5.1354
寶來 08	-0.0737	0.7143**	-0.8032**	-8.2989**	3.3219**	0.2812**	0.7254**	11.2830	3.4552
群益 05	-0.9027*	-0.1104	0.0069	3.5597*	7.4659**	0.4718**	0.5867**	7.6529	4.2338
金鼎 03	-0.6441**	1.6550**	0.1724	16.5914**	0.3251	0.2750**	0.7962**	11.5990	8.7239
寶來 12	-0.3836	1.6672**	-0.0841	9.9047**	2.1446**	0.4896**	0.6444**	13.3410	4.4648
中信 03	-1.5371**	1.0247**	-0.0002	13.8282**	10.4447**	0.1216**	0.1443**	18.7710	2.1795
中信 05	-1.3467**	1.7911**	-0.1710	2.2874**	1.8512**	0.2327**	0.7745**	13.7090	8.4595
統一 04	-1.1994**	1.3512**	-0.3360*	-0.6531	1.7362**	0.3401**	0.7003**	12.6140	5.8483

註：「*」表示 10% 水準下顯著；「**」表示 5% 水準下顯著

附錄二

表甲 華新麗華與其衍生之 10 檔權證雙變量 GARCH(1,1)模式參數估計

權證	C1	D1	C2	D2	C3	D3	F11	G22	H11	I22	II1	G11	H22	F22
日盛 05	2.1732**	0.9092**	0.5172**	0.1838**	18.5571**	15.5150**	0.2482**	0.0228*	0.7660**	0.9309**	-0.6547**	0.5148**	-0.0112**	0.0176**
元大 03	1.8694**	0.9760**	0.7661**	0.3296**	40.1518**	11.5974**	0.3434**	0.1175*	0.6749**	0.0263	-0.6203	0.1660	0.0594**	-0.0027**
元大 05	2.0197**	1.0238**	0.4516**	0.2043**	15.8374**	3.4540**	0.1681**	0.2517**	0.8522**	0.3229**	-0.1200**	0.1537	-0.0100**	0.0137**
元富 03	2.1330**	1.1215**	0.6011**	0.2526**	27.9528**	3.1506**	0.5336**	0.3146**	0.3450**	0.3855**	-0.2280**	0.4572**	0.0009	-0.0007**
寶來 10	1.9981**	1.0639**	0.6050**	0.3238**	13.4353**	2.8348**	0.5760**	0.2348**	0.4106**	0.4230**	-0.3866**	0.2623	-0.0008	0.0002
京華 04	2.0773**	1.0243**	0.4561**	0.2448**	21.2475**	3.5896**	0.5245**	0.4710**	0.4372**	0.3428**	-0.2638**	0.4414**	-0.0001	0.0001
群益 11	1.8404**	0.9549**	-0.0449	0.1746**	9.5706**	2.3702**	0.3142**	-0.0008	0.4801**	0.7426**	-0.3075	-0.2219	0.0002	0.0010
寶來 14	2.5528**	0.9427**	0.3651	0.2774**	10.1188**	3.0593**	0.4910**	0.3861**	-0.0544**	0.0306	-0.1808	0.5798	0.0001	-0.0001
元大 24	0.2240	0.8987**	2.3183**	0.1968**	-0.9964	1.2541**	0.0547*	0.0913**	0.2085	0.3486	-0.1464	0.0497**	0.1099	0.0003
富邦 09	0.0246	0.8287**	-0.3348	0.1126**	-3.4629**	1.1557**	0.5149**	0.5318**	0.5634**	-0.0067	0.0855	-0.5020	-0.0000	0.0064**

註：「*」表示 10%水準下顯著；「**」表示 5%水準下顯著

表乙 台化與其衍生之 4 檔權證雙變量 GARCH(1,1)模式參數估計

權證	C1	D1	C2	D2	C3	D3	F11	G22	H11	I22	II1	G11	H22	F22
元大 07	2.2761**	0.8834**	0.1530	-0.0636	0.0423	1.2971**	0.1641**	0.2191**	0.2043**	0.2240	0.0622	0.6995*	-0.0004	0.0011
元大 10	2.0043**	0.8362**	0.2011	-0.0083	0.4522	0.7898**	0.2743**	0.2216**	0.7054**	0.4529**	-0.1802**	0.6540**	0.0002	-0.0003**
統一 03	2.2305**	1.0127**	-0.0431	-0.0232	0.1020	0.0622**	0.4224**	0.1839**	0.6124**	0.7003**	-0.3877*	0.4980	0.0000	-0.0001*
中信 07	1.6811**	0.9498**	-0.0965	-0.1471**	0.5743**	0.0273**	0.2974**	0.2302**	0.7521**	0.0000	-0.0525*	0.6871**	0.0010*	-0.0000

註：「*」表示 10%水準下顯著；「**」表示 5%水準下顯著

表丙 宏電與其衍生之 6 檔權證雙變量 GARCH(1,1)模式參數估計

權證	C1	D1	C2	D2	C3	D3	F11	G22	H11	I22	II1	G11	H22	F22
日盛 03	1.9512**	0.9525**	0.2915*	0.1473**	16.7624*	7.9738**	0.3642**	0.0775	0.2669**	-0.0264	0.7114	-0.3045**	0.0278**	-0.0050
元大 06	2.3880**	1.1637**	-0.4130**	-0.0806	4.0613**	1.4089**	0.4217**	-0.0019	0.2398	0.7660**	0.3070	0.5073**	-0.0001	0.0025
統一 02	2.5541**	1.0902**	-0.4686**	-0.0666	1.6134	1.5811**	0.7631**	0.0092	0.3719**	0.0883	-0.1390	0.0784	0.0014	0.0006
元大 11	2.0475**	1.1319**	-0.4412	0.0158	3.0334	1.5300**	0.4474**	-0.0005	0.0374	0.0034	0.6725	0.4967*	-0.0018	0.0015
群益 10	2.0512**	1.0510**	-0.8371**	0.0509	3.5141*	2.0897**	0.7738**	-0.0012	0.6280	0.1462	-0.5357	-0.0429	-0.0000	0.0035
富邦 08	3.2472**	1.1883**	-0.7967	0.0776	2.9289	1.2301**	0.0948**	0.0221	0.0412	0.0477	-0.0007	0.0035	0.0019	-0.0006

註：「*」表示 10%水準下顯著；「**」表示 5%水準下顯著

表丁 聯電與其衍生之 7 檔權證雙變量 GARCH(1,1)模式參數估計

權證	C1	D1	C2	D2	C3	D3	F11	G22	H11	I22	II1	G11	H22	F22
大華 07	1.5024**	0.8663**	0.1226	0.0410	35.8554**	20.9055**	0.3692**	0.0786	0.0922	-0.0094	0.3074	-0.0402	0.0158	0.0014
大華 10	2.0567**	1.1421**	0.0715	-0.0912	14.1796**	1.0674**	1.0918**	0.0021	0.2438**	0.0089	-0.1070	0.0143	-0.0001	0.0003
寶來 11	2.0994**	1.1848**	-0.0800	-0.0622	4.4240**	0.4939**	0.4733**	0.0069	0.5735**	0.9526**	-0.4584	0.1754	-0.0002	0.0002
富邦 05	-0.3693	1.1721**	0.3234	-0.0980**	0.2020	0.5583**	0.3395**	0.0664	0.7147**	0.7819**	-0.3034	-0.2650	0.0002	-0.0002
建弘 07	1.9842**	1.2257**	-0.6680**	-0.0789	10.1373**	0.5269**	0.8245**	0.1346	0.1353**	0.2089	0.7247	0.1947	-0.0000	0.0000
富邦 10	2.7071**	0.9456**	0.1484	-0.0433	15.7647**	2.9091**	0.6521**	0.0467**	0.5029**	0.8827**	-0.4104*	0.1463	-0.0032**	0.0043**
寶來 16	3.3146**	1.0808**	-0.3597	0.0056	-3.3690	1.1832**	0.2722**	0.1158	0.7485**	0.7262**	0.1246	-0.2433**	-0.0005	0.0007

註：「*」表示 10%水準下顯著；「**」表示 5%水準下顯著

表戊 華邦與其衍生之 6 檔權證雙變量 GARCH(1,1) 模式參數估計

權證	C1	D1	C2	D2	C3	D3	F11	G22	H11	I22	II1	G11	H22	F22
群益 03	1.6343**	0.6909**	-0.1322	0.0261	32.7214**	17.0387**	0.1100**	0.0981*	-0.0212	0.6998**	0.3215	-0.0846	-0.1334	0.0162
元富 02	1.2094**	0.5814**	0.0584	0.0478	42.2824**	25.1486**	0.1138**	0.0439*	0.7675**	0.3915	-0.6863	-0.0177	-0.0011	0.0151**
寶來 09	2.1547**	0.8994**	0.2596**	0.1484**	13.8471**	11.4082**	0.9006**	-0.0080*	0.5558**	0.1325	-0.3425**	-0.3811**	-0.0024	0.0191**
元大 17	1.9024**	0.6393**	-0.0476	0.2682**	15.8998**	8.7624**	0.5826**	0.0241	0.4806**	0.8520**	-0.2104	-0.3514**	-0.0009*	-0.0002
寶來 15	2.3310**	0.9201**	-0.4780*	0.3393**	2.3850	3.5184**	0.5693**	0.3637**	0.0209	0.0717	-0.0122	0.2440*	0.0001	-0.0008**
大華 11	-0.2658	1.0278**	-0.6911**	0.2840**	0.2084	2.0601**	0.4414**	0.0680	0.4988**	0.5337	0.4335	-0.3537	-0.0004	0.0016

註：「*」表示 10% 水準下顯著；「**」表示 5% 水準下顯著

表己 南亞與其衍生之 8 檔權證雙變量 GARCH(1,1) 模式參數估計

權證	C1	D1	C2	D2	C3	D3	F11	G22	H11	I22	II1	G11	H22	F22
大華 05	1.8800**	0.7416**	0.4637**	0.0250	25.6649**	10.5390**	0.3385**	0.2483**	0.5477**	0.2583**	-0.4138	0.4814	-0.0086*	0.0061
寶來 08	1.0264**	0.7942**	-0.8950**	-0.1014**	-18.5455**	3.7290**	0.1250**	0.0267	0.2351**	-0.0099	0.1600	0.2313	0.0100**	-0.0012**
群益 05	-0.2097	0.8957**	0.0091	-0.1041**	4.0945*	1.3586**	0.6391**	0.0499**	0.4269**	0.7136**	0.0984	0.3187	0.0017**	-0.0009**
金鼎 03	2.1916**	0.9762**	0.0995	-0.1504**	6.4803**	0.2960**	0.9181**	0.0008	0.3414**	0.8117**	-0.3122	0.0684	-0.0002	-0.0004**
寶來 12	1.9422**	0.8974**	-0.0785	-0.1031**	3.7692**	0.4242**	0.4864**	0.0417	0.6461**	0.7724**	-0.5868	-0.4037	0.0001	-0.0001
中信 03	1.3088**	0.8350**	0.1071	-0.1132**	10.3595**	0.8341**	0.1510**	0.0714	0.3083**	0.5538**	-0.2550	0.8059**	0.0012*	-0.0001
中信 05	1.8555**	0.8455**	-0.6838*	-0.0831*	1.3749	0.5773**	0.6136**	0.1261	0.2454**	0.0812	-0.1337	-0.0729**	-0.0001	-0.0001**
統一 04	1.3163**	0.8230**	-0.2557	-0.0558	-1.1753*	0.5429**	0.3582**	0.1344	0.6692**	0.2376	-0.5892	-0.3318	-0.0006	-0.0000

註：「*」表示 10% 水準下顯著；「**」表示 5% 水準下顯著