

# 台灣發行認購權證券商實務與理論避險值之 差異及其成因

## The Deviations and Factors of the Affection between the Theoretical and Actual Hedge Value from the Securities Corporations Who Write the Warrants in Taiwan

楊雪蘭<sup>1</sup> Hsueh-Lan Yang  
南台科技大學企業管理學系

朱正民<sup>2</sup> Cheng-Min Chu  
中州技術學院工程技術研究所

<sup>1</sup>Department of Business Administration, Southern Taiwan University of Technology  
and <sup>2</sup>Graduate School of Engineering Technology, Chungchou Institute of  
Technology

(Received August 14, 2003; Final Version August 14, 2007)

**摘要：**本文探討台灣發行權證券商Delta加減碼實務避險值，與理論避險值之差異，第一階段檢定兩者有無顯著差異；第二階段再由認購權證風險來源及相關文獻形成之三項自變數，以GARCH(1,1) 模式估計其偏誤的成因。本研究發現：第一，二階實務避險值與其對應之理論避險值，確實存在顯著差異；其次，價內程度越深，則實務與理論避險值之差越大；第三，實務與理論避險值之差異，並不會因為權證有效期間消逝而遞減；最後，標的股票價格波動程度愈大，則實務與理論避險值的差異也會隨著增加。本研究建議，主管機關或許可以增補發行權證券商二階避險之監理法規，改採更適合買權賣方二階避險之市場商品進行避險，以健全台灣發行認購權證賣方之避險策略。

**關鍵詞：**認購權證、Delta加減碼實務避險值、理論避險值、避險策略

---

\* 本文作者感謝兩位評審委員寶貴的意見，以及國科會一般型研究計畫的補助，計畫編號：NSC 94-2416-H-218-018。

**Abstract** : This paper studied the deviations between the theoretical hedge value and actual hedge of enlarged or reduced value of Delta from the securities corporations which issued the warrants in Taiwan. In the first step, the paper tested whether there were significant deviations between them. In the second step, by means of the three independent variables derived from the related articles and the resources of warrants' risk, the paper made use of GARCH (1, 1) to estimate the factors which affected the hedge deviations. The research found out: first, the obvious deviations did exist between the actual hedge value of the second derivative and its corresponding theoretical one; secondly, the deeper the degree in the money is, the larger the deviations between these two hedge values will become; thirdly, it is impossible that the deviations between these two hedge values will dwindle just because the warrants gradually die out; last, the more the price of the underlying stock fluctuates, the larger the deviations between the two hedge values will be. This paper suggests that the government authorities might increase or remedy the monitoring regulations which are concerned with the second derivative of hedge from the securities corporations which wrote the warrants, and adopt the market goods which are more suitable for the seller of the call which deals with the second derivative of hedge to achieve the hedge, and therefore to strengthen the strategy of hedge for selling party of warrants in Taiwan.

**Keywords** : Warrants; The Actual Hedge of Enlarged or Reduced Value of Delta; The Theoretical Hedge Value; The Strategy of Hedge

## 1. 緒論

台灣自民國86年9月首度發行認購權證，至民國94年4月已達七年半，由於法規未臻完備，目前次級市場僅有綜合券商發行備兌型認購（售）權證交易，尚無法單獨交易由上市公司直接發行之權益型認股權證。另一方面，以往法令規定法人不得放空，綜合券商因為缺乏避險管道，在民國92年年中以前也無法單獨發行賣權類型空頭市場的認售權證<sup>1</sup>。縱使在民國92年7月9日元大77首檔認售權證上市至民國94年4月底，發行期滿已下市之權證總數中，認售權證也僅占5.8%，究其原因，不外乎避險券源難找、融券限額過多、上市上櫃公司普遍排斥以自身為標的股票認售權證等緣故，造成券商對發行認售權證意願不足。

---

<sup>1</sup> 民國92年年中以前台灣僅准許推出買權與賣權組合型的認購權證，其後，因法令放寬，准許券商實施配套措施發行認售權證（詳見「證券商辦理有價證券買賣融資融券業務信用交易帳戶開立條件」第2條第4項條文規定）。

上述兩種法規未臻完備或有所設限的情況，符合Chung *et al.* (2002) 年論文所言市場風險、信用風險、操作風險、法令風險與模式風險五種衍生性金融商品風險中之法令風險的定義。

此外，根據證交所民國86年9月18日函令規定，權證發行人如採取自行避險或部份自行避險時，必須設立避險專戶，並且只能以買賣其所發行的認購權證及標的證券作為避險部位。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，且至民國91年底止，期交所尚未推出個股型選擇權<sup>2</sup>等與標的股票二階有關的產品，所以，台灣權證發行券商無法進行Gamma避險。到了民國92年年初，雖然已推出數檔個股型選擇權，但相關法令對發行個股型選擇權的標的公司限制頗嚴，各發行權證的券商常面臨市場沒有出售相應的個股型選擇權，或個股型選擇權出售期間不足以涵蓋其所發行權證有效期間的問題，以致仍無法全盤進行與發行標的股票二階有關之Gamma避險。

若僅進行Delta中立避險，無法進行Gamma避險，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中立避險都會蒙受損失。台灣綜合券商是認購權證的賣方，若因法規及市場商品不完備無法進行Gamma避險而蒙受損失，十分可惜，故多半採行折衷方案，以Delta值加減碼來調整避險部位。

理論上，買權價值與標的股價呈曲線函數關係，而Gamma就表示這個曲線函數的關係，是理論的避險值；實務上，台灣綜合券商因法規及市場商品不完備，而無法進行Gamma避險，另以Delta值加減碼來調整避險部位的行為<sup>3</sup>，產生了實務的避險值，與理論避險值有所差異，又與Chung *et al.* (2002) 一文中操作風險相符。本文擬就Chung *et al.* (2002) 一文中衍生性金融商品風險之操作風險與法令風險兩類風險入手，進一步探索理論與實務避險值之差異以及其偏誤之影響因子，以推論此差異之成因，並試著詮釋其財務上的涵義。

以往分析避險值偏誤的相關論文，多半談論市場不完美與模式偏誤所導致的風險(Green and Figlewski, 1999; Chung *et al.* 2002)，本文則從操作風險、法令風險等另一個角度探索避險值偏誤的可能原因。在未分析之前，先依據VaR觀點解釋可能產生的損失，再以t檢定確認實務與理論避險值確實存在統計上的差異。第二階段進一步由影響Delta及Gamma算式的因子(包含標的股價、履約價和距到期日遠近三者)，再參考徐守德等(民87)之論文，擬出價內程度及其虛擬變項、權證有效期間和標的股票之價格波動程度等四項自變數，檢定其對實務與理論避險值差異之影響力，試圖找出造成台灣發行權證券商實務與理論避險值差異可能的影響因子，並試著詮釋其財務上的涵義，此即本文的特色及潛在貢獻所在。

<sup>2</sup> 民國92年1月20日期交所正式推出個股型選擇權，標的涵括電子、金融及傳統產業的股票，計有台積電、聯電、富邦金、中鋼與南亞五檔個股選擇權。

<sup>3</sup> 本研究曾於民國91年11月底致函台灣各大券商，詢問Delta避險相關事宜。

本研究期望達成下列目標：

- (1) 檢定台灣發行權證券商Delta加減碼實務避險值，與Delta加上Gamma理論避險值之間的差異，提供發行券商調整避險部位和主管機關制定監理決策之參考依據。
- (2) 探索台灣發行權證券商實務與理論避險值之差異的影響因子，進而分析在台灣權證市場之中，健全避險策略之可行方向。

## 2. 文獻探討

### 2.1 認購權證之風險

Chan and Wei (2001) 研究香港證券交易所 (SEHK) 價量影響的一篇文章，指出在SEHK交易之權證有兩種類型—權益型、衍生型（可再區分為買權和賣權兩類），前者由標的股公司發行；後者則類似於當今台灣權證市場上市交易的商品。SEHK自1989年開始交易衍生型權證，較台灣市場提早了八年。

權益型和衍生型兩種權證之風險來源不盡相同，標的股公司發行之權益型認購權證有股權稀釋的問題，而由第三者發行之衍生型權證，多數是採取動態避險的非擔保類型，發行期間若是避險策略失當，買權的賣方就會蒙受損失。

由於衍生型認購權證（又稱為備兌型認購權證）與選擇權有極多相似之處（徐守德等，民87），而目前文獻大多是針對選擇權市場進行研究（周行一等，民89），所以，理論上可以藉由選擇權之風險來源因子，來推估台灣現行交易之衍生型認購權證的風險來源。

選擇權價格會隨著標的股價、履約價、利率、標的股價之波動率和距到期日遠近等因素而改變（Black and Scholes, 1973），因此，可以經由衡量上述影響因素變化之敏感度而評估選擇權風險。

這類選擇權風險，包括因標的股價改變引起選擇權價格變動之Delta風險、因標的股價改變而引起Delta改變之Gamma風險、因標的股價之波動度改變引起選擇權價格變動之Vega風險、因距到期日遠近時間變動所引起選擇權價格變動之Theta風險，以及利率變動所引發選擇權價格變動之Rho風險。

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，市場相同標的股票之其他選擇權商品<sup>4</sup>又不夠完備，因此無法執

<sup>4</sup> 台灣權證市場雖有許多由不同券商發行，相同標的股票之認購權證，但多半因價格不具效率性，且受證交所民國86年9月18日函令所限，少有券商彼此相互買賣的情形。

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，民88）。所以，台灣發行權證之券商主要規避的是Delta風險。

Gamma是Delta的一階導數（陳威光，民90），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，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。

## 2.2 Delta風險值之計算方式

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爲，另以自行撰寫之 VBA 程式設計 Delta 值之微調項目。

一般價外或價內發行者，會有價外（價內）發行權證之 Delta 值上升幅度較快（慢）的差異，與一般型權證 Delta 值相比較，存在著二階微分項 Gamma 增幅不同的問題。Gamma 通常是正值，價平之際 Gamma 比較大；深度價內與價外之權證，其 Gamma 比較小；而重設型權證有時會出現負向的 Gamma（陳威光，民 90；Hull, 2003）。本文以  $\Delta S_t \text{Gamma}_{j,t}$  變數<sup>5</sup>，測度價外（價內）發行權證 Delta 與一般型權證增幅不同之問題。

上限型權證類似障礙選擇權，可以用 Merton (1973) 發展之 Up-and-Out Call 單一障礙選擇權評價公式，對 S 偏微分求算 Delta，或是以數值分析之微小增幅法求取 Delta 近似值，根據劉文祺等（民 90）實證結果，使用上述兩種方法之差異甚小。本文以 Up-and-Out Call 單一障礙選擇權評價公式為基礎，輔以數值分析中 central difference（可譯為中央差分）方法，以  $1/2^{10}$  為微小增幅，求取 Delta 近似值，結果亦如劉文祺等人所述，與直接以單一障礙選擇權評價公式對 S 偏微分求算之 Delta 相近，兩種計算方式僅有小數點第六位以後非常微小的差異。

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

<sup>5</sup> 本文根據  $\text{Gamma}_{j,t} = \frac{\Delta \text{Delta}_{j,t}}{\Delta S_t}$  之原始定義，計算  $\Delta S_t \text{Gamma}_{j,t}$ ，視為  $\Delta \text{Delta}_{j,t}$  之代理變數，並以此為 Delta 加減碼的準則。其中下標文字 j 為第 j 檔權證；t 為第 t 日。

Delta 值（李存修、林岳賢，民 88），也可能會面臨負向 Delta 的情形（李賢源、劉柏宏，民 92），而目前法令部份限制券商放空，避險實務難度提高。最後，有時重設權證的 Gamma 可能由正轉負（陳威光，民 90；李賢源等，民 92），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。

李賢源等（民 92）針對台灣券商發行之重設型選擇權，探討如何適當的評價、處理 Delta 問題與設計避險策略，文中提出當重設界限趨近無限多條的時候（例如：股價每下跌 0.1 元即重設履約價格），重設選擇權的價格會等於「浮動履約價格回顧型買權」。

實務上，台灣券商發行之重設型認購權證，都是在發行後部份時間內（通常是3個月），以 6 日均價低於某個百分比為重設條件，更近似於 Heynen and Kat（1994）提出之「部份時間浮動履約價格回顧型買權」，多加了「部份時間」之條件，評價公式更為複雜。重設期間之前，本文採用 Heynen and Kat（1994）發展之評價公式，並輔以數值分析之中央差分法，以  $1/2^{10}$  為微小增幅，撰寫 VBA 程式，求取 Delta 近似值，並處理台灣發行券商依 Delta 值加減碼調整避險部位之實務問題。重設期間之後，如果已達重設條件，又因為不可逆回重設、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。

### 2.3 Gamma 風險值之計算方式

Gamma 用來衡量 Delta 的敏感度（陳威光，民 90），是權證價格二階導數對股價二階導數的值，因為 Gamma 與 Delta 求算方式有其關聯性，所以可依據本文上一節 Delta 風險值之計算方式再進一步求其二階微分，以得出各期之 Gamma 值。

一般價平發行類型之權證採用 VBA 巨集設計 Delta 加上 Gamma 的計算公式，程式概念源自 Haug（1997），計算出本文之理論避險值。

一般價外或價內發行之權證，發行時已處於價外或價內之狀態，因為深價外或深價內權證之 Gamma 值比較小、靠近價平時之 Gamma 風險最大。以買權為例，若標的股票上漲，價外發行 Gamma 值會遞增而價內發行者會遞減；若標的股票下跌，則價外發行 Gamma 值會遞減而價內發行者會遞增，兩者呈現相反走勢；若價平發行則不論標的股票上漲或下跌，Gamma 值都會遞減。

上限型權證則用 Up-and-Out Call 公式二階微分，以求算 Gamma 值。此外，如同一般型權證，本文亦以 VBA 程式，設計上限型權證關於上述二階價格風險之微調項目，並輔以數值分析中 central difference（可譯為中央差分）方法，以  $1/2^{10}$  為微小增幅，求取 Gamma 近似值。根據劉文祺等（民 90）實證結果，當權證處於深度價外時，可用基本型評價模式來代替上限型評價模式求算出 Delta，Gamma 值亦然。

台灣發行之一般型權證多半是買權，其 Gamma 值通常為正，但是，重設型認購權證的 Gamma 值卻可能由正轉負，即在重設期間之內，若股價下跌至重設價格附近，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，這時會有負的Gamma避險值出現。本文在重設期間之重設價附近，採用修改之二項式法計算Delta，因為應用了離散分配的概念，所以，不用二階微分而以Delta進行差分的方式求算Gamma值。Brenner and Subrahmanyam (1994)曾提出Gamma值也可以用線性的方法求得之概念，足以佐證Delta進行差分求算Gamma值為可行方式。並輔以數值分析之中央差分法，以 $1/2^{10}$ 為微小增幅，撰寫VBA程式，求取Gamma近似值，以處理台灣發行券商依Delta值加減碼調整避險部位之實務問題。

## 2.4 Delta加減碼之實務風險值

李存修等<sup>6</sup>（民88）指出，因為認購權證價格相對於標的股票價格並非線性關係，而Delta值是線性的概念，採取Delta中立避險相當於只考慮到一階的風險，所以其效果僅僅在股價小幅度變化時有用，當股價變化幅度大時，避險的效果就不好。若能同時考慮到Gamma二階避險，在股價大幅變化時，依然可以保證避險效果，大幅降低券商發行權證的風險。

本文在民國91年曾致函詢問台灣各大券商，以問卷方式請教Delta避險相關事宜，得知台灣發行衍生型認購權證券商，因無法進行Gamma避險，紛紛以Delta加減碼的準則進行二階避險，以避免無論標的股票漲跌，權證賣方僅執行Delta中立避險時，所面臨的損失。根據本文上述問卷所得結果，得知台灣發行權證券商，因彼時尚無二階避險商品，必須以Delta差分之權變方式，求算Gamma值（Brenner and Subrahmanyam, 1994），而券商多半根據  $Gamma_{j,t} = \frac{\Delta Delta_{j,t}}{\Delta S_t}$  之原始定義，計算  $\Delta S_t Gamma_{j,t}$ ，視為  $\Delta Delta_{j,t}$  之代理變數，並據此買賣標的股票，規避賣方發行之二階風險，此即為Delta加減碼的準則，也就是本文衡量變數—實務避險值之由來。

## 2.5 實務與理論避險值之差異

實務避險值，本文界定為台灣發行權證券商依據  $\Delta Delta_{j,t}$  原則加減碼所得之值，以調節無法進行Gamma避險所造成之賣方損失。文中以  $Delta_t^{ERV}$  變數表示，其中上標文字「ERV」指加減碼 (Enlarged or Reduced Value, ERV)，而下標文字t則指第t期。台灣各種權證類型第t期之  $Delta_t^{ERV}$  計算方式，請參考文獻探討第二至四小段。 $Delta_t^{ERV}$  是根據本文問卷調查得知台灣發行權證券商，因彼時尚無法全盤進行二階避險商品，須以Delta差分之權變方式求算Gamma值，而券商多半計算  $\Delta S_t Gamma_{j,t}$ ，視為  $\Delta Delta_{j,t}$  之代理變數，並據此買賣標的股票，規避賣方二階價格風險，此即為Delta加減碼準則，也就是本文實務避險值之由來。

6 參考<<台灣認購權證個案集—價格行爲&避險操作>>一書第77頁。

理論避險值，界定為  $\Delta_t$  加上  $\Gamma_t$ ，下標文字t也是指第t期，其計算方式請參見前文文獻探討第二至第三小段，這是理論上應買賣相同標的股票其他選擇權等二階避險商品，來規避賣方二階價格風險所形成的避險值。

$HVD_t$  指第t期之Delta加減碼實務避險值，與第t期之Delta加上Gamma理論避險值之差異，即  $\Delta_t^{ERV} - (\Delta_t + \Gamma_t)$ ，當實務避險值大於理論避險值之時， $HVD_t > 0$ ；相反情況則  $HVD_t < 0$ ； $|HVD_t|$  指  $\Delta_t^{ERV} - (\Delta_t + \Gamma_t)$  的絕對值。在未分析之前，2.5節先依據VaR觀點解釋實務與理論避險值之差異可能產生的損失，至4.2節再以t檢定確認實務與理論避險值是否存在統計上的差異。

在未實證之前，先根據VaR觀點分析實務與理論避險值之差異可能產生的損失， $VaR = W_0 \times \alpha \times \sigma \times \sqrt{\Delta t}$ ，其中第一項 $W_0$ 代表總資本投資在某項資產的比率，發行權證券商資本額法定必須在30億元以上，而權證是上市金融商品，其每檔市值也必須達2億元以上，復益以各券商一年中平均發行並同時持有11.29檔權證（以研究期間十大發行券商之已下市權證發行年平均檔數計算），故 $W_0$ 達0.7526（即2億元÷30億元×11.29檔）。

其二， $\alpha$  代表統計上特定信賴區間的單尾臨界值，若以95%的信賴區間估計，其單尾臨界值為1.645；其三， $\sigma$  代表某項資產報酬率的標準差，即持有該項資產的風險，本文探討實務與理論避險值之差異可能產生的損失，故以各檔實證樣本 $|HVD_t|$ 的平均值（詳見本文表2）代入，計算結果是0.0194。

最後， $\Delta t$  代表持有期間，而券商發行權證期間平均為一年（3個月至2年均在法律許可之內，研究期間內多數權證發行期間為一年），故 $\sqrt{\Delta t}$  以 $\sqrt{1}$  代入。綜合上述VaR觀點下各項估計值的乘積是為2.4%，即 $0.7526 \times 1.645 \times 0.0194 \times \sqrt{1} = 0.024$ ，再乘以總資金就可以得到VaR的金額。

總之，如果券商採實務上常用之加減碼避險比率方法，依VaR觀點可能產生多大的損失呢？以本文探討實務與理論避險值之差異此一主題來看，在VaR觀點下可能產生的估計損失百分比是2.4%，如果以研究期間十大發行券商之已下市權證發行年平均額（2億元×11.29檔）代入，每年各發行權證券商就可能因實務與理論避險值之差異而產生N.T.\$5,419萬元的潛在避險損失。

以台灣權證發行者呈報之已到期權證資料驗證，券商帳列稅前損益計有元富01及大信04虧損，其中元富01係因權證到期前夕避險部位聯電股票股價大幅滑落而券商未及時出清持股所致；而大信04則導源於標的股票中環股價攀升，券商未確實依照風險沖銷策略增補標的股票避險部位所致，兩者皆為避險作業疏失導致虧損，故實際上避險作業的疏失，也確實可能產生相關損失。

### 3. 研究方法

#### 3.1 樣本資料

根據台灣證券交易所已下市權證資料，自民國86年9月4日發行第一檔備兌型權證，至民國94年4月14日止，發行期滿者共計797檔單一標的型之權證。

早期數量和發行成功之次數較少、且僅有一般類型的權證。至民國88年起台灣權證市場蓬勃發展，發行數量較去年同期膨脹三倍之多、權證種類新奇而繁多，所以本文固定「權證發行時期」這個研究變項時，均選擇此一時期研究。民國89年以後發行之權證，數量不減，但是價外發行者佔了此一時期發行總量的八成，且包含10%至150%各類價外發行的權證，其他類型權證則付之闕如。民國90年以後亦以價外發行者佔多數，至民國91年下半年開始直到民國93年年中，新發行權證仍以一般型為主，僅數檔重設型權證混雜其間。此外，自民國92年7月9日元大77首檔認售權證上市至民國94年4月底，發行期滿已下市之權證總數中，認售權證共計47檔，僅佔5.8%。而民國93年年中以後，開始另一波重設型權證發行熱潮，與一般型相較各居其半。

本文依權證類型、權證發行時期以及標的股產業三個分類變項，區分樣本資料為三大類，並依此準則抽樣，屬於分層隨機抽樣以選取實證樣本的方式。

將第一大類「權證類型」細分為重設型<sup>7</sup>、一般型<sup>8</sup>、價外型<sup>9</sup>和上限型<sup>10</sup>四小類，捨去認售權證及其他新奇型權證，主要原因是其發行數量占總數甚微，故不列入研究，以免細項過多難以歸納。並儘量固定另外兩個變項，即權證發行時期集中在1999/05/01至2000/12/31，和標的股產業集中在電子業，以便測度權證類型是否為實務及理論避險值之差異的成因，其中元大07為重設型，統一02為一般型，元大08為價外型，中信02為上限型。

第二大類「權證發行時期」則依到期日在1999/12/31以前（1999型）、到期日在2000/01/01至2000/12/31之間（2000型）、到期日在2001/01/01至2001/12/31之間（2001型）、到期日在2002/01/01至2002/12/31之間（2002型）、到期日在2003/01/01至2003/12/31之間（2003型）、到期日在2004/01/01至2004/12/31之間（2004型）到期日在2005/01/01以後（2005型），細分為七小類，儘量固定另外兩個變項，即權證類型集中在一般型，和標的股票產業集中在電子業，以便測度權證發行時期是否為實務及理論避險值之差異的成因，其中元富01為1999型，日盛04為2000型，元富08為2001型，新寶01為2002型，元大46為2003型，建華28為2004型，工銀07為2005型。

7 權證履約價格在某段期間內可以重新設定。

8 權證履約價格固定，即為發行日前一天之收盤價。

9 權證履約價格較發行日前一天收盤價高，因達到買權履約價門檻更不容易，權利金會比一般型低。

10 權證履約價格設定為某個上限值，一旦標的股票市價與上限價相等，則自動履約，視為權證到期。

第三大類「標的股票產業」再細分為三小類<sup>11</sup>，分別為塑膠業、電器電纜業和電子業，儘量固定另外兩個變項，即權證類型集中在一般型，和權證發行時期集中在1999/06/01至2001/01/31，以便測度標的股票產業是否為實務及理論避險值之差異的成因，其中群益05為塑膠業，元大05為電器電纜業，群益08為電子業。

本研究資料分類為三大類14小類分層隨機抽樣之樣本，儘量固定另外兩大類的研究分類變項為抽樣準則，欲測度權證類型、權證發行時期以及標的股票產業三個變項，何者可能是實務及理論避險值之差異的影響變數。

表1列出樣本資料摘要。日股價及每日權證價格取自台灣經濟新報資料庫，其他實證樣本相關資料源於台灣證券交易所已下市權證資料，去除發行期間頭尾各一個月的資料，避免權證發行蜜月期以及時間價值過低所帶來的影響，形成本文實證數據。

計算Delta及Gamma的參數之中，包含標的股價、履約價、利率、標的股價之波動率和距到期日遠近等因素，其中標的股價、履約價和距到期日遠近之數值可直接取自市場及發行權證之公開說明書；但是，標的股價之波動率和利率，則需以適當的方式估計，本文估計方式說明如下。

表1 樣本資料

抽樣分組	小類	權證代碼	權證名稱	標的股票	原始履約價	最新履約價	上市日期	到期日期	樣本數
權證類型	重設型	549	元大07	台化	40.4	37.14	1999/12/2	2000/12/1	223
	一般型	550	統一02	宏電	68	53.85	1999/12/2	2000/12/1	223
	價外型	554	元大08	仁寶	127.5	98.08	1999/12/18	2000/12/17	225
	上限型	548	中信02	台積電	155	121.09	1999/12/1	2000/11/30	222
發行時期	1999型	513	元富01	聯電	91	70.48	1998/3/19	1999/3/18	225
	2000型	530	日盛04	台積電	122.5	95.7	1999/8/3	2000/8/2	218
	2001型	601	元富08	矽品	71	62.28	2000/7/11	2001/7/10	211
	2002型	618	新寶01	台達電	140.88	111.94	2001/2/19	2002/2/18	201
	2003型	725	元大46	友達	51.9	51.9	2002/7/25	2003/7/24	204
	2004型	691	建華28	友訊	51	46.03	2003/10/22	2004/7/21	143
	2005型	570	工銀07	廣輝	29.77	29.77	2004/7/15	2005/4/14	139
標的股票 產業	塑膠業	543	群益05	南亞	67.8	61.63	1999/11/18	2000/11/17	220
	電器電纜業	537	元大05	華新麗華	16	15.7	1999/10/29	2000/10/28	221
	電子業	569	群益08	明基	201	167.5	2000/1/24	2001/1/26	226

資料來源：台灣證券交易所已下市權證資料

資料期間：自1998年3月至2005年4月

11 依照證交所上市公司產業類型，區分本實證抽樣之細目。

### 3.1.1 標的股價之波動率

標的股價之波動率就是報酬標準差，大致可以分為歷史 (historical) 與隱含 (implied) 波動率兩種估計方式，前者運用標的股票報酬之歷史資料估算其標準差；後者則將權證價格當作已知，以反函數的概念導出權證中所隱含之標的股票報酬之標準差。

實證支持以隱含波動率預測未來波動性之準確度較高 (Christensen and Prabhala, 1998；徐守德等，民87)，故本研究將權證價格視為已知，以反函數概念估算 $t-1$ 期的隱含波動率，再以此配合其他變數，算出第 $t$ 期的Delta加上Gamma理論避險值。

### 3.1.2 利率

Merton (1973) 認為利率這項參數，最好以選擇權相對應之無風險利率代入，因為本文認購權證多數為一年期，故以權證發行時期台銀公告之一年期定存利率為準，取其發行期間內之平均值代入估計。

## 3.2 研究流程

本研究設計的概念源自徐守德等 (民87) 之論文，該文主要研究台股認購權證的理論定價和實際市場價格之差異，其運用兩階段研究設計：第一階段以成對 $t$ 檢定檢測兩者差異、第二階段以迴歸分析搜尋造成其差異的原因。但是，該文未曾進行迴歸分析後之殘差檢定，逕以迴歸式結果作出統計推論，容易產生未曾考慮是否符合迴歸分析常態性、獨立性和齊一性之基本假設的謬誤。

本文加入一般迴歸式殘差檢定的流程，修正徐守德等 (民87) 研究設計不足之處，發現實務及理論避險值之差異及影響因子，代入迴歸式所得殘差，並不符合基本假設，宜以修正異質性之其他模式進行實證。

連續型變數修正異質性的模式，以GARCH(1,1) 運用最廣 (Akgiray, 1989；Lamoureux and Lastrapes, 1990, 1994； Omran and McKenzie, 2000)，因為ARCH即前期殘差平方項的影響力；GARCH即前期條件變異數的影響力，兩者存在彼此替代的關係 (Tsay, 2002)，若未加入GARCH的影響力，僅估計ARCH之際，其參數會過多，不符合參數精簡原則。所以，本研究以GARCH(1,1) 模式替代迴歸分析，搜尋造成台灣發行權證券商Delta加減碼實務避險值與Delta加上Gamma理論避險值之差異的成因。

總之，本研究區分為兩個階段，第一階段以成對 $t$ 檢定檢測台灣發行權證券商之實務避險值與理論避險值之間，是否存在顯著差異。如果第一階段檢定結果是兩者呈現顯著差異，則進行第二階段研究工作。在第二階段中，分析實務避險值與理論避險值之差異的成因。兩者偏誤之影響因素，與計算Delta加上Gamma理論避險值的參數有關，包含標的股價、履約價、利率、標

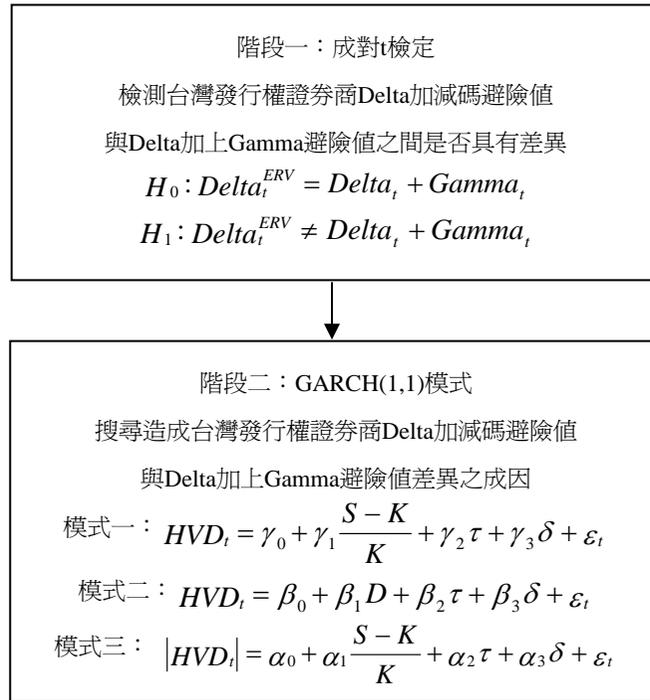


圖1 本文實證兩階段檢定圖

的股價之波動率和距到期日遠近等因素，本文將其彙整為「價內程度」、「權證有效期間」及「標的股票之價格波動程度」三項因子，再進行三種GARCH(1,1) 模式分析。

### 3.2.1 成對t檢定

首先，因為各期實務避險值與理論避險值是彼此相關的樣本，本文第一階段進行成對t檢定，檢測台灣發行權證券商之實務與理論避險值的差異。

爲了檢測實務與理論避險值之間是否存在顯著差異，建立假設如下：

$$H_0: \Delta_t^{ERV} = \Delta_t + \Gamma_t$$

$$H_1: \Delta_t^{ERV} \neq \Delta_t + \Gamma_t$$

本文以問卷探詢台灣券商，各券商在實務上多半採用  $\Delta_t^{ERV}$  的方式避險，並依此做爲基礎，建立本研究之虛無假設，也就是說， $H_0$  是源自台灣券商既有的避險行爲而來。若拒絕虛無假設，則表示實務與理論避險值之間存在顯著差異，亦即台灣發行權證券商所採取之二階實務

避險法，與理論避險法之值明顯不同，就是券商欲以Delta加減碼方式權變，以規避法令與商品不足這些二階避險之限制，未竟全功。

$\Delta_i^{ERV}$  是  $\Delta_i$  再加上  $\Delta S_i \Gamma_{j,t}$  二階價格避險的權變方式所組成，本文名之為台灣發行權證券商之「實務避險值」。另一方面，本文界定「理論避險值」為  $\Delta_i$  加上  $\Gamma_{j,t}$ ， $H_0$  是台灣券商既有的實務避險值會等同於理論避險值，因為等號兩邊都有  $\Delta_i$ ，為求簡化計算，故而一併消除之，檢視台灣券商以  $\Delta S_i \Gamma_{j,t}$  為  $\Delta \Delta_{j,t}$  之代理變數的既有二階價格避險行為，會不會與理論二階價格避險值  $\Gamma_{j,t}$  相等。

### 3.2.2 一般迴歸式和GARCH(1,1)模式之殘差檢定

代入一般迴歸式之前，要先檢定數列之恆定性。進行時間數列資料分析之前，必須先讓時間數列達到穩定狀態，如此才可進行有意義的分析。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，便從事迴歸分析，將產生假性迴歸 (spurious regression) 的現象，即迴歸分析結果有很高的 $R^2$ 與t統計量，但DW統計量卻趨近於零的問題。

ADF恆定性檢定之後，再以相關變數代入一般迴歸式，接著檢定其模式後殘差，以 $Q_{12}^2$ 檢定測度殘差是否符合迴歸式之獨立性基本假設、以ARCH-LM $_{12}$ 檢定測度是否符合迴歸式之齊一性基本假設、以JB統計量測度是否符合迴歸式之常態性基本假設，如果以上殘差檢定有任何一項不符合迴歸式之基本假設，就應該以其他修正異質性之模式進行實證。

#### 3.2.2.1 ADF 單根檢定

ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定，為Dickey & Fuller (1979) 針對金融資產時間數列實際上殘差項經常存在序列相關的情況，所創檢定數列恆定性的方式。算式如下：

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

其中p為最適落後期數，能使 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ，即殘差趨於白噪音。而虛無假設是  $r-1=0$ ，若拒絕 $H_0$ ，則不存在單根且數列恆定。

#### 3.2.2.2 $Q_{12}^2$ 檢定

Ljung and Box (1978) 提出Q統計量估計模式殘差，屬於漸進式的 (asymptotic) 卡方分配。Omran與McKenzie (2000) 採用Mcleod and Li在1983年提出落後10期 $Q_{10}^2$ 的統計量檢定GARCH(1,1)模式後殘差，但本文為了配合ARCH-LM $_{12}$ 檢定間隔12期之期數，改列Q統計量為12期，即 $Q_{12}^2$ 檢定，以便檢測間隔12期之殘差平方項自我相關的程度。算式如下：

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

其中  $r_j^2$  是間隔  $j$  期樣本之相關係數平方項， $Q$  統計量測度自我相關性，若  $r_j^2$  不趨近零， $Q$  統計量會膨脹，並導致拒絕  $H_0$ ，此時，殘差平方項不符合獨立性假設。

### 3.2.2.3 ARCH-LM<sub>12</sub>檢定

Engle (1982) 提出落後 12 期之 ARCH-LM<sub>12</sub> 檢定，針對金融資產迴歸式之殘差，檢定其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，此時，殘差平方項不符合齊一性假設。算式如下：

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

上式符合自由度為其落後期數 ( $n$ ) 之卡方分配，若一般迴歸式殘差 ARCH-LM<sub>12</sub> 檢定拒絕  $H_0$ ，則適用異質條件變異數之類的模式。

### 3.2.2.4 JB 統計量

Jarque-Bera 統計量用以檢定一般迴歸式殘差是否符合常態分配，方程式如下：

$$JB = [N/6][S^2 + (K-3)^2 / 4] \quad (4)$$

其中， $S$  為偏態係數； $K$  為峰態係數， $JB$  統計量屬於卡方分配，如果比臨界值更大，則拒絕虛無假設，此時，殘差項不符合常態性假設。

### 3.2.3 GARCH(1,1) 模式

本文 GARCH(1,1) 模式設計為三種類型，以分析實務避險值與理論避險值之差異的成因。三種模式如下：

$$HVD_t = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{S-K}{K} + \gamma_2 \tau + \gamma_3 \delta + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$HVD_t = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 \tau + \beta_3 \delta + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$|HVD_t| = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S-K}{K} + \alpha_2 \tau + \alpha_3 \delta + \varepsilon_t \quad (7)$$

式 5 至式 7 為三種模式中之條件平均數，各自再配上式 8 涵括前一期 ARCH 及 GARCH 效果之條件變異數，就形成了本研究三組實證模式。其中  $HVD_t$  指第  $t$  期之 Delta 加減碼實務避險值，與第  $t$  期之 Delta 加上 Gamma 理論避險值之差異，即  $Delta_t^{ERV} - (Delta_t + Gamma_t)$ ，當實務避險值大於

理論避險值之時， $HVD_t > 0$ ；相反情況則  $HVD_t < 0$ ； $|HVD_t|$  指  $Delta_t^{ERV} - (Delta_t + Gamma_t)$  的絕對值。

$$h_t = \kappa + \theta \varepsilon_{t-1}^2 + \phi h_{t-1} \quad (8)$$

式8代表各組GARCH(1,1)模式之條件變異數，其中  $\theta$  係數指前一期ARCH效果；而  $\phi$  係數則指前一期GARCH效果。

本文第二階段搜尋實務與理論避險值之差異的成因，希望找出造成兩者偏誤之主要影響因素。就本文之文獻探討第一小節歸納所得，影響Delta及Gamma算式的因子，包含標的股價（S）、履約價（K）和距到期日遠近（ $\tau$ ）等項目，再參考徐守德等（民87）之論文，擬出下列四項自變數：

- (1) 價內程度（即  $\frac{S-K}{K}$  變項）：表示權證處於價內的程度，是每日標的股票價格（S）和權證履約價（K）的一階差分，權證履約價會受標的股票除權除息、分派股利、以及重設期間內觸及重設價的影響而改變。若是  $\frac{S-K}{K} > 0$ ，則近似於選擇權買權之認購權證處於價內；反之則為價外。
- (2) 權證有效期間（即  $\tau$  變項）：表示權證距到期日所剩期間，以年為單位，最大值為 1，隨著權證契約有效日期遞減而逐漸接近於 0。
- (3) 標的股票之價格波動程度（即  $\delta$  變項，亦可表示為  $S_t - S_{t-1} / S_{t-1}$ ）：表示間隔一期標的股票價格之波動程度。
- (4) 虛擬變數（即 D 變項）：是價內程度的虛擬變項，當式 5 中  $\frac{S-K}{K}$  變項係數不顯著時，可能導因於實務與理論避險值之差異和  $\frac{S-K}{K}$  變項實際值，並非具有完全線性關係，故以虛擬變數替代，再進一步檢定價內程度的影響力，當權證處於價外時，D=1；處於價內或價平之際，則 D=0。

本文式6是式5的補充研究設計，檢測在因變數與自變數不存在顯著的完全線性關係時，兩者關係的樣貌。式7將式5的因變數加上絕對值，檢定自變數對實務與理論避險值偏誤之絕對影響力。在標的股票價格下跌時，式7可以消除由於  $Delta_t^{ERV} - (Delta_t + Gamma_t)$ <sup>12</sup> 多半為負值所造成的影響力<sup>13</sup>。

<sup>12</sup> 通常標的股價下跌時，券商進行Delta減碼，此時  $Delta_t^{ERV}$  為負值，而  $(Delta_t + Gamma_t)$  除重設型權證重設價附近會出現負值之外，多半為正值，所以，此變項數值符號會是負的。

<sup>13</sup> 與註12情況相反，同樣在標的股價下跌時  $(Delta_t + Gamma_t) - Delta_t^{ERV}$  變項數值符號會是正的。

## 4. 實證分析

### 4.1 模式前檢定之實證分析

#### 4.1.1 基本敘述統計量

首先，表2列出本文模式一至三之因變數的基本敘述統計量。未加絕對值之實務與理論避險值之差 ( $HVD_i$ ) 平均數皆為負向，代表實務避險值都小於理論避險值，這反應了台灣發行權證券商可能未能規避這部份的風險。非0之數值都出現在小數點第二位之後，標準差亦然，不論何種權證類型、到期日在哪一年或標的股票產業為何，並無太大差別。 $HVD_i$  均屬左偏分配，偏態係數為負，其峰態值差異甚大，由3至112都有，差距達37倍之多，因為峰態係數均大於3，所以都屬於高狹峰分配。此外，若拒絕JB統計量之虛無假設，則該變數不屬於常態分配，未加絕對值之實務與理論避險值之差大多不是常態，僅權證代碼550、543及570三檔無法拒絕虛無假設，依據JB檢定屬於常態分配。

加上絕對值之實務與理論避險值之差 ( $|HVD_i|$ )，因為取其絕對數值，平均數皆為正向，非0之數值也都出現在小數點第二位之後，標準差亦然，不論何種權證類型、到期日在哪一年或標的股票產業為何，都無太大差別。 $|HVD_i|$  均屬右偏分配，偏態係數為正，其峰態值差異甚大，由3至147都有，差距達48倍之多，因為峰態係數均大於3，所以和  $HVD_i$  一樣，都屬於高狹峰分配。最後，若拒絕JB統計量之虛無假設，則該變數不屬於常態分配，除了代碼570的權證外， $|HVD_i|$  大多不是常態分配。

表2 因變數（實務與理論避險值之差）的敘述統計量

權證代碼	$HVD_i$					$ HVD_i $				
	平均數	標準差	偏態	峰態	JB統計量	平均數	標準差	偏態	峰態	JB統計量
549	-0.0285	0.0277	-0.5236	3.8132	16.3*	0.0319	0.0237	1.1792	4.6003	75.4*
550	-0.0168	0.0219	-0.2399	3.1720	2.4	0.0214	0.0174	0.9299	3.5846	35.3*
554	-0.0097	0.0229	-3.2993	30.1666	7327.2*	0.0157	0.0192	5.3329	5.3329	23944.5*
548	-0.0084	0.0311	-1.8951	16.2582	1758.8*	0.0196	0.0256	3.8316	25.6384	5283.8*
513	-0.0130	0.0182	-3.6522	36.7972	11208.8*	0.0163	0.0154	6.1785	65.2379	37746.2*
530	-0.0019	0.0103	-9.0029	112.5886	112032.7*	0.0045	0.0094	11.0910	147.1314	193165.5*
601	-0.0095	0.0145	-1.0676	4.3245	55.5*	0.0115	0.0130	1.4919	4.8114	107.1*
618	-0.0074	0.0178	-3.2869	27.1747	5256.4*	0.0115	0.0154	4.7746	41.7826	13360.5*
725	-0.0100	0.0104	-0.9596	3.1470	31.4*	0.0102	0.0102	1.0175	3.2334	35.6*
691	-0.0215	0.0209	-0.6642	4.7973	29.7*	0.0240	0.0179	1.4627	5.9179	101.7*
570	-0.0310	0.0146	-0.2532	3.4830	2.8	0.0311	0.0142	0.4235	3.3140	4.7
543	-0.0182	0.0228	-0.0441	3.1368	0.2	0.0234	0.0174	0.8527	3.3843	28.0*
537	-0.0368	0.0460	-3.3357	17.8113	2429.9*	0.0382	0.0449	3.5675	19.1755	2878.1*
569	-0.0051	0.0191	-1.7373	13.2054	1094.4*	0.0118	0.0158	2.9982	20.0568	3078.2*

註：加上「\*」號表示5%水準下顯著

### 4.1.2 ADF恆定性檢定

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，若加上或不加絕對值之實務與理論避險值之差、以及標的股票價格波動程度等實證變數的  $t$  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，本研究資料數列ADF檢定之最適期數均為4期，也都呈現恆定狀態。

### 4.2 偏誤檢定

以台灣發行權證券商Delta加減碼實務避險值與Delta加上Gamma理論避險值之相關樣本，進行成對 $t$ 檢定，檢測兩者是否具有顯著差異。根據本文3.2.1節所擬之研究假設，若拒絕虛無假設，則表示實務與理論避險值之間存在顯著差異。

接著，因為本文之樣本區分為三大類14小類，是依據儘量固定另外兩大類的研究分類變項為抽樣準則之分層隨機抽樣，以測度權證類型、權證發行時期和標的股票產業三個變項，何者可能是實務及理論避險值之差異的影響變數。所以，表4至表6，依權證類型、權證發行時期和標的股票產業區分為三，進行Delta加減碼實務避險值與Delta加上Gamma理論避險值之成對 $t$ 檢定，並列出所屬樣本的皮爾森相關係數、成對 $t$ 檢定之自由度、 $t$ 統計量以及其臨界值等實證數據之結果。

表3 ADF恆定性檢定

權證代碼	$HVD_t$	$ HVD_t $	$\delta$
549	-5.4943**	-4.5021**	-8.4410**
550	-4.3732**	-2.9539*	-7.0403**
554	-5.5525**	-4.7995**	-6.5755**
548	-7.1907**	-3.1358*	-7.8046**
513	-5.5858**	-5.2805**	-6.2847**
530	-6.9229**	-6.4069**	-7.3569**
601	-3.2638*	-2.9151*	-6.1853**
618	-4.3799**	-3.6520**	-5.1141**
725	-3.0278*	-2.8616*	-5.8361**
691	-5.3919**	-4.3286**	-6.8597**
570	-3.8841**	-3.8256**	-5.7591**
543	-6.1855**	-3.9353**	-7.5424**
537	-4.5454**	-4.3647**	-6.0355**
569	-5.6265**	-3.7328**	-6.3059**

註：「\*\*」號表示1%水準下檢定顯著

「\*」號表示5%水準下檢定顯著

表4 台灣發行權證券商實務避險值與理論避險值成對t檢定(依權證類型分組)

實務避險值與理論避險值		實務避險值與理論避險值	
權證代碼549 (重設型)		權證代碼550 (一般型)	
皮爾森相關係數	-0.0839	皮爾森相關係數	-0.0564
假設均數差	0	假設均數差	0
自由度	222	自由度	222
t統計量	-15.3507	t統計量	-11.5166
臨界值：雙尾	1.9707	臨界值：雙尾	1.9707
權證代碼554 (價外型)		權證代碼548 (上限型)	
皮爾森相關係數	-0.0773	皮爾森相關係數	-0.0633
假設均數差	0	假設均數差	0
自由度	224	自由度	221
t統計量	-6.3432	t統計量	-4.0225
臨界值：雙尾	1.9706	臨界值：雙尾	1.9708

表5 台灣發行權證券商實務避險值與理論避險值成對t檢定(依發行時期分組)

實務避險值與理論避險值		實務避險值與理論避險值	
權證代碼513 (1999型)		權證代碼530 (2000型)	
皮爾森相關係數	-0.0401	皮爾森相關係數	-0.0708
假設均數差	0	假設均數差	0
自由度	224	自由度	217
t統計量	-10.7403	t統計量	-2.7346
臨界值：雙尾	1.9706	臨界值：雙尾	1.9710
權證代碼601 (2001型)		權證代碼618 (2002型)	
皮爾森相關係數	-0.1826	皮爾森相關係數	-0.1231
假設均數差	0	假設均數差	0
自由度	210	自由度	200
t統計量	-9.5438	t統計量	-5.9065
臨界值：雙尾	1.9713	臨界值：雙尾	1.9719
權證代碼725 (2003型)		權證代碼691 (2004型)	
皮爾森相關係數	-0.0527	皮爾森相關係數	-0.0490
假設均數差	0	假設均數差	0
自由度	204	自由度	143
t統計量	-13.6697	t統計量	-12.3961
臨界值：雙尾	1.9716	臨界值：雙尾	1.9766
權證代碼570 (2005型)			
皮爾森相關係數	-0.0542		
假設均數差	0		
自由度	139		
t統計量	-24.8084		
臨界值：雙尾	1.9771		

表6 台灣發行權證券商實務避險值與理論避險值成對t檢定（依標的股產業分組）

實務避險值與理論避險值		實務避險值與理論避險值	
權證代碼543	(塑膠業)	權證代碼537	(電器電纜業)
皮爾森相關係數	-0.0485	皮爾森相關係數	-0.2886
假設均數差	0	假設均數差	0
自由度	219	自由度	220
t統計量	-11.8054	t統計量	-11.8878
臨界值：雙尾	1.9709	臨界值：雙尾	1.9708
權證代碼569	(電子業)		
皮爾森相關係數	-0.0815		
假設均數差	0		
自由度	225		
t統計量	-4.0900		
臨界值：雙尾	1.9706		

樣本群之皮爾森相關係數大多近於-0.06，都是負相關，可見不論何種權證類型、權證發行時期和標的股票產業，台灣發行權證券商所採取之二階實務避險法，都與理論避險法之值呈現略有落差的趨勢，券商以Delta加減碼方式權變，欲規避法令與商品不足這些二階避險之限制，顯然未竟全功。

最後歸納假設均數差為0的成對t檢定結果，因為檢測實務及理論避險值是否具有顯著差異，所以採用雙尾之臨界值與t統計量比對，若t統計量之絕對值大於雙尾之臨界值，則檢定結果顯著，換言之，實務與理論避險值有顯著差異。本研究所有樣本之成對t檢定值都落入拒絕域，所以，不論何種權證類型、權證發行時期和標的股票產業之樣本，台灣發行權證券商所採取之二階實務避險法，都與理論避險法之值顯著不同。

總之，本研究第一階段進行成對t檢定，檢測台灣發行權證券商之實務避險值與理論避險值是否有顯著差異，結果所有樣本均呈現顯著不同，所以，通過了本文兩階段檢定的第一關，接著進行第二階段搜尋其差異成因之研究。

#### 4.3 一般迴歸式殘差項ARCH-LM<sub>12</sub>、 $Q_{10}^2$ 兩項檢定

套入GARCH(1,1) 模式之前，必須先確認實證資料適用此一般自我迴歸異質條件變異數模式，這類模式前的檢定，包括因變數的常態性JB檢定、一般迴歸式後殘差平方項之獨立性 $Q_{12}^2$  檢定、一般迴歸式後殘差平方項之齊一性ARCH-LM<sub>12</sub>檢定與一般迴歸式後殘差之常態性JB檢定等四種。

因變數 $|HVD_t|$ 和 $HVD_t$ 的常態性JB檢定列於表2，僅權證代碼550、570及543三檔無法拒絕虛無假設，屬於常態分配，也就是說，14組實證樣本多半不符合因變數必須是常態分配，才能

代入迴歸式的前提假設。另外三種檢定結果都列入表7，模式一和模式三的一般迴歸式之殘差檢定，除了權證代碼537、725及570模式後間隔12期殘差平方項仍有自我相關的現象之外，其餘各組實證樣本均已符合獨立性之前提假設。常態性JB檢定，除了權證代碼550模式三代入一般迴歸式後殘差，屬於常態分配之外，其餘皆不符合迴歸式的前提假設。最後，一般迴歸式後殘差平方項代入ARCH-LM<sub>12</sub>檢定，再檢視間隔12期殘差平方項是否存在異質性，模式一和模式三ARCH-LM<sub>12</sub>檢定結果，半數以上殘差平方項有異質性，即過半有波動聚集的現象<sup>14</sup>，不符合迴歸式殘差齊一性的前提假設。

因為因變數的常態性檢定，以及一般迴歸式之殘差檢定，結果均不太符合迴歸式的前提假設，所以，本研究以三組GARCH(1,1)實證模式，處理台灣發行權證券商之二階實務避險值與理論避險值差異成因之問題。

表7 一般迴歸式之殘差檢定

權證代碼	模式一			模式三		
	$Q_{12}^2$	ARCH-LM <sub>12</sub>	JB統計量	$Q_{12}^2$	ARCH-LM <sub>12</sub>	JB統計量
549	2.8659	78.2207*	598.2608*	1.2234	54.8127*	86.2805*
550	5.3983	103.5716*	75.6342*	1.3829	27.9707*	5.0521
554	2.4598	3.4433	1807.5520*	0.6293	1.3180	5268.7550*
548	1.8603	65.9330*	67.2506*	6.1351	2.9933	1716.8530*
513	0.3205	2.0607	3527.1050*	0.5680	6.9157	1146.0840*
530	0.2668	0.7254	21400.7600*	1.1669	1.0564	33358.1600*
601	1.0618	94.0012*	60.8573*	0.9678	68.2833*	49.7541*
618	0.1934	0.9078	1808.3390*	0.2033	0.6509	4817.9570*
725	40.0630*	3.0827*	18.4313*	33.4610*	2.4953*	16.9958*
691	9.9378	0.5775	146.5828*	11.9000	0.8734	531.2032*
570	208.4900*	64.9101*	122.4501*	196.1400*	48.2773*	92.6272*
543	1.6600	155.6001*	640.7021*	3.0068	20.9257*	24.6155*
537	37.4270*	122.9088*	2893.1660*	62.3700*	114.5042*	2544.0220*
569	0.3881	5.8847	98.1916*	1.0160	0.8186	2931.2220*

註：「\*」表示在0.05顯著水準之下檢定顯著

$Q_{12}^2$  檢定顯著表示間隔12期之殘差平方項具有自我相關性，拒絕獨立性之虛無假設

ARCH-LM<sub>12</sub>檢定顯著表示間隔12期之殘差平方項具有波動聚集性，拒絕同質性之虛無假設

JB統計量檢定顯著表示殘差並非常態分配，拒絕常態性之虛無假設

14 波動聚集，就是大波動伴隨大波動，小波動伴隨小波動的現象。

## 4.4 GARCH(1,1) 模式之實證結果

### 4.4.1 模式一實證結果與分析（包括補充研究設計虛擬變數之模式二）

既然本研究實證樣本一般迴歸式殘差檢定，大多不符合迴歸式的前提假設，故應採用兼顧異質性、非常態樣本、又符合參數精簡原則之GARCH(1,1)模式。首先，將  $HVD_t$  視為因變數的模式一實證結果列入表8，分別檢視價內程度（ $\frac{S-K}{K}$ ）、權證有效期間（ $\tau$ ）和標的股票價格波動程度（ $\delta$ ）對其產生之影響力。

估計價內程度影響力之係數  $\hat{\gamma}_1$ ，除了權證代碼543與569兩檔樣本之外，大多呈現顯著正向影響，亦即價內程度越深，則實務與理論避險值之差越大。因為  $\hat{\gamma}_1$  僅在「標的股票產業」大類中出現不同的實證結果，所以，或許標的股票產業此分類變數，會對價內程度自變項有類似干擾變數（Moderating variables）之影響力。

本研究設計模式二是模式一的補充式，當本文式5中價內程度變項係數不顯著時，可能導因於實務與理論避險值之差異和價內程度變項實際值，並非具有完全線性關係，故以權證處於價外時， $D=1$ ；處於價內或價平之際，則 $D=0$ 此一虛擬變數替代，再檢定價內程度的影響力。權證代碼543與569兩檔樣本改為虛擬變數之模式二補充式，其實證結果列入表8灰色網底斜體字的部

表8 模式一  $HVD_t = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{S-K}{K} + \gamma_2 \tau + \gamma_3 \delta + \varepsilon_t$  採用GARCH(1,1)模式結果

權證代碼	分類	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\gamma}_3$	ARCH	GARCH	調整後 $R^2$
549	重設型	-0.0395*	0.0393*	0.0253*	0.9082*	0.3870*	0.7476*	0.7356
550	一般型	-0.0079*	0.0340*	-0.0124*	0.8136*	0.4831*	0.5886*	0.3607
554	價外型	0.0036*	0.0237*	-0.0141*	0.6198*	0.3732*	0.6985*	0.6646
548	上限型	-0.0086*	0.0099*	0.0007	0.7904*	0.3468*	0.7321*	0.7957
513	1999型	-0.0074*	0.0046*	-0.0049*	0.5721*	0.1500*	0.6014*	0.9279
530	2000型	-0.0022	0.0010*	-0.0011	0.3154*	0.2148*	0.6233*	0.6903
601	2001型	-0.0227*	0.0442*	-0.0210*	0.1843*	0.1588*	0.8245*	0.5687
618	2002型	0.0080*	0.0181*	-0.0155*	0.5551*	0.2849*	0.7436*	0.3502
725	2003型	-0.0327*	0.0531*	-0.0254*	0.1940*	0.1547*	0.6026*	0.8475
691	2004型	-0.0290*	0.0071*	0.0187*	0.7827*	0.1700*	0.7654*	0.9678
570	2005型	-0.0439*	0.0184*	0.0049*	0.5916*	0.2777*	0.5478*	0.7383
543	塑膠業	-0.0304*	-0.0017	0.0216*	0.9378*	0.3997*	0.5810*	0.6260
<b>D543</b>	<b>(模式二)</b>	<b>-0.0472*</b>	<b>0.0175*</b>	<b>0.0208*</b>	<b>0.9396*</b>	<b>0.3350*</b>	<b>0.6081*</b>	<b>0.6272</b>
537	電器電纜業	-0.0534*	0.0593*	0.0067*	0.5735*	0.7988*	0.5578*	0.5225
569	電子業	-0.0098*	-0.0116	0.0003	0.4985*	0.2805*	0.6930*	0.4674
<b>D569</b>	<b>(模式二)</b>	<b>-0.0042*</b>	<b>0.0036*</b>	<b>0.0027</b>	<b>0.6600*</b>	<b>0.2839*</b>	<b>0.7857*</b>	<b>0.0550</b>

註：「\*」表示p值小於0.05，有顯著影響

灰色網底斜體字者，表示運用本研究式6虛擬變數補充研究設計模式二之結果

份，在式5中 $\hat{\gamma}_1$ 原本負向不顯著的關係，變成式6之 $\hat{\beta}_1$ 卻呈現正向顯著關係，與其他12檔樣本表現趨於一致。當然，虛擬變數的解釋力不如實際值，但是若兩者並非完全線性關係，以虛擬變數代入亦不失為檢定其間關係的法門之一。

其次，估計權證有效期間影響力之係數 $\hat{\gamma}_2$ ，有三檔不顯著，且不論顯著與否，係數 $\hat{\gamma}_2$ 之影響方向呈現或正或負之關係，表現不一致，可知實務與理論避險值之差異並不會因為權證有效期間消逝而遞減。

接著檢視標的股票價格波動程度影響力之估計係數 $\hat{\gamma}_3$ ，不論何種權證類型、權證發行時期和標的股票產業之樣本，全部都呈正向顯著關係，也就是標的股票價格波動程度愈大，則無論何類樣本之實務與理論避險值的差異也會隨著增加。

實證樣本代入GARCH(1,1) 模式一，異質條件變異數ARCH和GARCH效果，各檔都顯著，可知本研究資料確實適用於一般自我迴歸異質條件變異數模型，模式後殘差平方項會對當期的變異數造成一定的影響，且前期的條件變異數也會顯著影響到當期，所以，每一期樣本資料都會有不同的變異，並非如迴歸模型之前提假設一般有著固定不變的變異數。

14組樣本模式一之調整後 $R^2$ 值大多高於50%，模式配適率都不錯，如果再配合下文殘差診斷，都能不再有波動聚集之異質性和自我相關之非獨立性存在，本研究就不會出現誤用模式或參數估計謬誤的情況。

#### 4.4.2 模式三實證結果與分析

模式三以加上絕對值之實務與理論避險值之差 ( $|HVD_t|$ ) 為因變數，以相同自變數包括價內程度、權證有效期間和標的股票價格波動程度檢測其影響力，實證結果列於表9。

估計價內程度影響力式7之係數 $\hat{\alpha}_1$ ，正負號多半與式5之 $\hat{\gamma}_1$ 相反，可能與 $HVD_t$ 原始資料多數為負有關，加上絕對值之後，由負轉正，所以，估計兩者關係之係數，也隨著由正轉變為負。同是估計價內程度影響力，模式三 $\hat{\alpha}_1$ 顯著程度比模式一 $\hat{\gamma}_1$ 少，可能也肇因於以絕對數值估計而產生的偏誤。

再者，估計權證有效期間影響力之係數 $\hat{\alpha}_2$ ，有4檔不顯著，且不論顯著與否，係數 $\hat{\alpha}_2$ 之影響方向呈現或正或負之關係，表現不一致，可知實務與理論避險值之絕對差異也並不會因為權證有效期間消逝而遞減。

接著檢視標的股票價格波動程度影響力之估計係數 $\hat{\alpha}_3$ ，不論何種權證類型、權證發行時期和標的股票產業之樣本，全部都呈負向顯著關係，可能肇因於 $HVD_t$ 原始資料多數為負，加上絕對值之後，資料由負轉正，因此估計兩者關係之係數，也隨著由正轉變為負，與模式一 $\hat{\gamma}_3$ 估計結果之方向相反，但兩者顯著程度則相同。

表9 模式三  $|HVD_t| = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S-K}{K} + \alpha_2 \tau + \alpha_3 \delta + \varepsilon_t$  採用GARCH(1,1) 模式結果

權證代碼	分類	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	ARCH	GARCH	調整後 $R^2$
549	重設型	0.0289*	-0.0959*	0.0043	-0.7040*	0.3478*	0.7499*	0.3983
550	一般型	-0.0085	-0.0603*	0.0445*	-0.3170*	0.2089*	0.7888*	0.2060
554	價外型	-0.0022	-0.0093	0.0208*	-0.0735*	0.4163*	0.6739*	0.0616
548	上限型	0.0265*	-0.0263*	-0.0068	-0.3731*	0.4269*	0.3503*	0.3400
513	1999型	0.0146*	0.0020	0.0027	-0.3818*	0.1250	0.6181*	0.5779
530	2000型	0.0021*	-0.0037*	0.0064*	-0.1112*	0.9329*	0.0441*	0.2240
601	2001型	0.0152*	0.0351*	0.0294*	-0.1084*	0.1943*	0.6441*	0.6199
618	2002型	0.0068	0.0029	0.0108	-0.2301*	0.0141	0.5659	0.3085
725	2003型	0.0299*	0.0491*	0.0262*	-0.1820*	0.1689*	0.6104*	0.8543
691	2004型	0.0239*	-0.0576*	-0.0240*	-0.5167*	0.2693*	0.6747*	0.7662
570	2005型	0.0277*	-0.0084	0.0040*	-0.5430*	0.1794*	0.6101*	0.8068
543	塑膠業	0.0320*	-0.0011	-0.0195*	-0.5550*	0.3153*	0.6732*	0.1013
537	電器電纜業	0.0433	-0.0481*	0.0059*	-0.5076*	0.8583*	0.4440*	0.4002
569	電子業	-0.0118*	-0.0029*	0.0438*	-0.0796*	0.4340*	0.7392*	0.3434

註：「\*」表示p值小於0.05，具有顯著影響

再看GARCH(1,1) 模式三異質條件變異數中之ARCH和GARCH兩種效果，除了權證代碼513和618兩檔之外，其餘各檔都顯著，但是相較於原始數值而言，因變數加了絕對值之後，較不適用於一般自我迴歸異質條件變異數模型。最後，14組樣本模式三之調整後  $R^2$  值明顯下降，也是以絕對數值估計所產生之偏誤。

#### 4.5 GARCH(1,1) 模式之殘差診斷

模式後殘差診斷，若不再具有波動聚集之異質性，又沒有自我相關之非獨立性存在，就能避免誤用模式、或參數估計謬誤的情況發生。

模式一至三進行GARCH(1,1) 模式後殘差診斷（詳見表10），不論何種權證類型、權證發行時期和標的股票產業之樣本， $Q_{12}^2$  與ARCH-LM<sub>12</sub>檢定，全部都呈無法拒絕虛無假設之檢定結果，換言之，不再有自我相關或波動聚集的狀態，模式配適度甚佳。

#### 4.6 GARCH(1,1) 模式之統計推論

本研究設計模式二是模式一的補充式，模式一與三則是本文主要的模式，分別將其研究所得之統計推論列於表11以及表12，由認購權證風險來源及相關文獻形成之三項自變數，對實務與理論避險值之差和絕對差異兩種模式之因變數，大多有顯著影響力，而模式一檢定模式配適度之  $R^2$  值，也都不錯，且不論模式一或三的殘差診斷，都不再有自我相關或波動聚集的狀態，可知模式配適度甚佳。

表10 GARCH(1,1) 模式之殘差檢定

權證代碼	模式一		模式三	
	$Q_{12}^2$	ARCH-LM <sub>12</sub>	$Q_{12}^2$	ARCH-LM <sub>12</sub>
549	8.8165	10.0050	11.5250	11.0073
550	7.1894	6.2399	8.6962	8.6725
554	1.3782	1.2825	13.8490	13.4417
548	3.3031	2.8234	1.6874	1.5672
513	1.4489	1.3989	4.0985	4.0110
530	2.6427	2.4151	2.6845	2.3746
601	4.6691	6.2390	3.8941	4.0615
618	0.3953	0.4532	0.7327	0.6647
725	0.8827	2.7111	0.1986	1.9423
691	7.9450	0.5046	10.4140	0.7490
570	13.3810	0.9148	14.7620	1.8421
543	7.5749	5.3026	14.6790	9.9685
<b>D543</b>	<b>6.1512</b>	<b>7.3063</b>	<b>NA</b>	<b>NA</b>
537	0.4372	0.4458	15.1910	12.2237
569	2.8875	2.8416	1.2423	1.4381
<b>D569</b>	<b>2.8722</b>	<b>2.7123</b>	<b>NA</b>	<b>NA</b>

註：「\*」表示在0.05顯著水準之下檢定顯著

$Q_{12}^2$  檢定顯著表示間隔12期之殘差平方項具有自我相關性，拒絕獨立之虛無假設

ARCH-LM<sub>12</sub>檢定顯著表示間隔12期之殘差平方項具有波動聚集性，拒絕同質之虛無假設

灰色網底斜體字者，表示運用本研究式6虛擬變數補充研究設計模式二之殘差檢定

表11 模式一之統計推論

$HVD_t = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{S-K}{K} + \gamma_2 \tau + \gamma_3 \delta + \varepsilon_t$	
自變數	統計推論
$\frac{S-K}{K}$ 價內程度	價內程度越深，則實務與理論避險值之差越大。
$\tau$ 權證有效期間（單位：年）	權證有效期間（單位：實務與理論避險值之差異，並不會因為權證有效期間消逝而遞減。
$\delta$ 標的股票之價格波動程度	標的股票價格波動程度愈大，則實務與理論避險值的差異也會隨著增加。

表12 模式三之統計推論

$ HVD_t  = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S-K}{K} + \alpha_2 \tau + \alpha_3 \delta + \varepsilon_t$	
自變數	統計推論
$\frac{S-K}{K}$ 價內程度	估計價內程度自變數對實務與理論避險之絕對數值的影響力，因為原始數值多半為負，加上絕對值之後會產生偏誤，不但參數顯著個數減少，且部份估計係數的正負號會改變。
$\tau$ 權證有效期間（單位：年）	實務與理論避險值之絕對差異，也不會因為權證有效期間消逝而遞減。
$\delta$ 標的股票之價格波動程度	因為 $HVD_t$ 原始資料多數為負，加上絕對值之後，資料由負轉正，而估計兩者關係之係數，也隨著由正轉變為負，所以，標的股票價格波動程度愈大，則實務與理論避險值之絕對值的差異程度反而會降低。

## 5. 結論與建議

本文旨在探討台灣發行權證券商，所採行之二階實務避險值與其對應之理論避險值之差，第一階段由VaR觀點及t檢定探討兩者有無顯著差異；第二階段再由認購權證風險來源及相關文獻形成之三項自變數，代入GARCH(1,1) 模式推論造成其偏誤可能的成因，企盼能提供發行券商調整避險部位和主管機關制定監理決策之參考依據，進而分析在台灣權證市場之中，健全避險策略之可行方向。

本研究發現，不論何種權證類型、權證發行時期和標的股票產業之實證樣本，都獲得以下結論：第一，二階實務避險值與其對應之理論避險值，確實存在顯著差異，也就是說，券商以Delta加減碼方式權變，欲規避法令與商品不足這些二階避險之限制，顯然未竟全功；其次，價內程度越深，則實務與理論避險值之差越大；第三，實務與理論避險值之差異，並不會因為權證有效期間消逝而遞減；最後，標的股票價格波動程度愈大，則實務與理論避險值的差異也會隨著增加。

上述結論與本文2.4節李存修等（民88）所言，股價變化幅度大（即本文價內程度深以及標的股票價格波動程度大兩類因子）時，只依Delta一階避險值概念得到的實務避險值  $\Delta_{i,t}^{ERV}$ ，避險的效果不好，在財務意義上堪稱一致。

本議題對發行權證券商的管理義涵是：如果遇到標的股票價格波動程度大、或價內程度深的狀況，更應警覺實務與理論避險值的差異可能會產生更多潛在避險損失的問題。

台灣發行權證券商因法規及市場商品不完備，而無法進行Gamma避險，但依據  $\Delta_{i,t}^{ERV}$  為加減碼的準則所進行之二階實務避險，因與其對應之理論避險值有顯著差異，並不能有效地規

避買權賣方之二階風險。再者，自民國92年元月底，台灣期交所開始發行個股選擇權，已推出適合買權賣方二階避險之市場商品，故本研究建議，主管機關可增補發行權證券商二階避險之監理法規，改採更適合買權賣方二階避險之市場商品進行避險，以健全台灣發行認購權證賣方之避險策略，並降低由Chung *et al.* (2002) 一文中歸納得出衍生性金融商品風險之操作風險與法令風險這兩類風險。

## 參考文獻

- 李存修暨台大財務金融研究所著，台灣認購權證個案集—價格行爲&避險操作，台北：智勝，民國88年，10頁，41-42頁。
- 李存修、林岳賢，「重設選擇權之評價與避險操作」，財務金融學刊，第七卷第二期：民國88年，113-150頁。
- 李賢源、劉柏宏，「重設選擇權的評價、Delta問題與避險設計：以台灣為例」，證券市場發展季刊，第十五卷第二期，民國92年，31-64頁。
- 周一、李怡宗、李志宏、劉玉珍、陳麗雯，「台灣證券交易所認購權證價格與標的股票價格關係之研究」，證券市場發展季刊，第十二卷第一期，民國89年，109-146頁。
- 徐守德、官顯庭、黃玉娟，「台股認購權證定價之研究」，管理評論，第十七卷第二期，民國87年，45-69頁。
- 陳威光，選擇權理論、實務與應用，台北：智勝，民國90年，283-288頁，300-302頁。
- 劉文祺、洪瑩珊、詹麗錦，「上限型認購權證評價模式之實證研究」，證券櫃檯，第五十七卷，民國90年，1-27頁。
- Akgiray, V., "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts," *Journal of Business*, Vol. 62, 1989, pp. 55-80.
- Black, F. and Scholes, M., "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 1973, pp. 637-659.
- Brenner, M. and Subrahmanyam, M. G., "A Simple Approach to Option Valuation and Hedging in the Black-Scholes Model," *Financial Analysts Journal*, Vol. 50, 1994, pp. 25-28.
- Chan, Yue-cheong and Wei, K. C. J., "Price and Volume Effects Associated with Derivative Warrant Issuance on the Stock Exchange of Hong Kong," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 25, 2001, pp. 1401-1426.
- Christensen, B. J. and Prabhala, N. R., "The Relation between Implied and Realized Volatility," *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, 1998, pp. 125-150.

- Chung, H., Lee, C. S., and Wu, S., "The Effects of Model Errors and Market Imperfections on Financial Institutions Writing Derivative Warrants: Simulation Evidence from Taiwan," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 10, 2002, pp. 55-75.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427-431.
- Engle, R. E., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 987-1008.
- Green, T. C. and Figlewski, S., "Market Risk and Model Risk for a Financial Institution Writing Options," *Journal of Finance*, Vol. 54, 1999, pp. 1465-1499.
- Goldman, M., Sosin, H., and Gatto, M., "Path Dependent Options: Buy at the Low, Sell at the High," *Journal of Finance*, Vol. 34, 1979, pp. 1111-1127.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P., "Forecasting Transformed Series," *Journal of Statistics*, Vol. 38, 1976, pp. 189-203.
- Haug, E. G., *The Complete Guide To Option Pricing Formulas*, New York: McGraw-Hill Book Co., 1997, pp. 11.
- Heynen, R. C. and Kat, H. M., "Partial Barrier Options," *Journal of Financial Engineering*, Vol. 3, 1994, pp. 253-274.
- Hull, J., *Options, Futures, and Other Derivatives*, 5<sup>th</sup> edition, New Jersey: Prentice Hall, 2003, pp. 315-316, pp. 302-309.
- Lamoureux, C. G. and Lastrapes, W. D., "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Journal of Finance*, Vol. 45, 1990, pp. 221-229.
- Lamoureux, C. G. and Lastrapes, W. D., "Endogenous Trading Volume and Momentum in Stock-Return Volatility," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 12, 1994, pp. 253-260.
- Ljung, G. M. and Box, G. E. P., "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, Vol. 65, 1978, pp. 297-303.
- Merton, R., "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 4, 1973, pp. 141-183.
- Omran, M. F. and McKenzie, E., "Heteroscedasticity in Stock Returns Data Revisited: Volume versus GARCH Effects," *Applied Financial Economics*, Vol. 10, 2000, pp. 553-560.
- Tsay, R. S., *Analysis of Financial Time Series*, Canada: John Wiley & Sons, Inc., 2002, pp. 79-125.