選擇權上市對股票報酬率波動性及市場風險之影響

The effects of option listing on the underlying stocks' volatility and market risk

洪介偉 Chieh-wei Hung*

樂瑞珍 Jui-chen Yueh**

摘要

本研究探討在臺灣股票市場中,南亞、中鋼、台積電、聯電與富邦金等五家公司的股票選擇權上市對現貨股價的波動性與市場風險的影響。各種檢定結果顯示對於股票選擇權上市,台積電之系統風險並沒有顯著的改變;富邦金之系統風險則顯著地增加,其於三家公司股票在各種檢定結果下並不相互一致。對於股價波動性,臺灣股票選擇權上市顯著地使現貨股價的波動性減少,支持衍生性金融商品上市具有現貨股價發現的功能和增加市場效率的理論。

關鍵詞:股票、選擇權、波動性、系統風險

Abstract

This study investigates the effects of option listing on the underlying stocks' volatility and market risk for the 5 firms, NAN YA Plastics corporation, CHINA STEEL, TSMC, UMC, and Fubon Financial Holding in Taiwan stock market. For the market risk, our test results reveal that TSMC 'market risk did not change significantly, the market risk of Fubon Financial Holding increased significantly. For the rest of other three stocks, our tests did not show consistent results. Our tests showed that the volatility of all the 5 firms decreased significantly after the option listing. Our empirical results support the market efficiency hypothesis and the price discovery function of derivatives.

Keywords: stock; option; volatility; market risk

** 嶺東技術學院財務金融所研究生 rita1122@ms21.hinet.net 0935-280296 04-23895624-869

^{*}逢甲大學保險系 副教授 0937-176868

回顧國內衍生性金融商品發展,自芝加哥商業交易所在 1997 年 1 月 9 日分別將道瓊台灣股價指數期貨(Dow Jones 124 Taiwan Stock Index)與選擇權掛牌上市;同日新加坡國際金融交易所推出摩根台灣股價指數期貨(Morgan Stanley Capital International Taiwan Index, MSCI Taiwan Index)掛牌上市,而本土型台灣加權股價指數期貨(Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index, TAIEX) 終於在 1998 年 7 月 21 日正式進行交易,在此之後又陸續推出金融、電子、小型指數期貨商品。從一連串新商品上市交易到快速成長中可反應出投資人對衍生行金融商品之需求,因此証交所又於 2001 年 12 月 24 日推出台指選擇權;隨著指數期貨、指數選擇權上市帶動現貨市場交易的活絡,終於使個股選擇權於 2003 年 1 月 20 日正式掛牌將我國金融市場帶入另一個新紀元。

隨著衍生行商品推出,進而帶動市場交易量,使得愈來愈多學者投入研究為何衍生性市場比現貨市場更具吸引力?而 Stephan and Whaley 在 1990 年研究股票選擇權時發現其具有低交易成本及高槓桿特行,使得直至目前為止衍生性金融商品仍為喜好高報酬之投資人所偏好。然而股市中投資除獲利外尚存在價格波動的風險,因此要運用衍生性金融商品來達到避險,須先了解衍生性金融商品對現貨市場之互動程度及對波動性的影響。

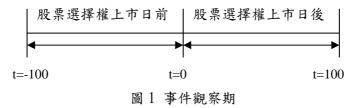
本研究旨在探討股票選擇權上市是否對現貨市場股價報酬率波動及β值的造成影響全文共分為五節,第一節為前言。說明本研究背景、研究動機與目的。第二節為文獻回顧,由回顧國內外實証分析來探討台灣股票選擇權上市之情況。第三節為研究方法及研究資料,第四節為實証分析,說明資料來源與實証結果;第五節為結論與建議。對本文做一總結並對後續研究提出建議。

貳、相關文獻探討

Whiteside, Dukes and Dunne(1983)以 71 家上市股票選擇權為研究對象,探討宣告日到 上市日選擇權交易情形,以事件研究法探討股票選擇權宣告前後 45 日對 NYSE 及 S&P500 所組成指數報酬變化。研究結果顯示,並沒有顯著的証明選擇權上市交易波動性或平均期 望報酬會增加。Skinner(1989)利用 CBOE 和 AMEX 中 1973 年 4 月至 1986 年 12 月選擇權 資料 362 檔,扣除 35 檔在 CRSP 中無法取得以及不完整資料,共計 304 筆資料,藉以探討 選擇權上市前報酬波動性的影響。研究結果顯示,選擇權上市後,股價波動性會下降。 Detemple and Jorion(1990)利用 1973 年 4 月 自 1986 年 12 月在 CBOE 中 201 檔和 AMEX 中 167 檔上市股票其子樣本既在 NYSE 亦在 AMEX 中交易股票選擇權共 322 筆資料,以事件 研究法探討事件日前60天至前7股票報酬之關係。研究結果顯示,在選擇權上市日股票價 格有顯著上升,而股票報酬波動性則是降低。Watt, Yadav and Draper(1992)利用倫敦選擇交 易市場中 1978 年 1989 年 5 月共 100 探討英國選擇權上市對標的股票的衝擊,以選擇權上 市前 240 至前 11 日為係數估計期,以上市前後 10 日為事件窗口,以觀察事件期間是否產 生異常報酬。研究結果顯示,選擇權上市可降低風險及波動性並可增加資訊流通。Bagella and Becchetti(1998)以日本 102 家曾發行過認購權證的公司進行分析,以事件研究法探討認購權 證發行前 500 天及發行後 500 天價格報酬波動情形,研究結果顯示,不可分散風險的指標 顯著微幅變大。Park, Switzer and Bedrossian(1999)利用 CBOE 中 45 家選擇權市場為研究對 像,交易資料從1991年1月2日至1991年7月31日,探討選擇權市場交易量與波動度間 反應,其研究結果發現,未預期選擇權交易活動有助於增強波動性,而預期到選擇權交易 活動顯著波動性僅數分鐘。Hernandez-Trillo(1999)以 1992 年 10 月至 1996 年 6 月在墨西哥 證交所中認購權証為研究對象,共計 282 檔認購權証,利用以市件研究法模型加上 Engle(1982)及 Bollerslev(1986)所提出 ARCH/GARCH 並在認股權証上市後加入虛擬變數, 藉以探討認購上市前後股票報酬波動之差異,研究結果顯示,有 54%的股票報酬波動無顯 著之影響,僅 36%股票報酬顯著變大,而有 10%股票報酬率顯著變小。

一、樣本與資料選取

本研究利用股票選擇權資料,取自台灣証券交易所 2002 年 8 月 28 日至 2003 年 6 月 20 日之每日加權股價指數調整後報酬率,以及台灣期貨交易所 2003 年 1 月 20 日掛牌交易五檔股票選擇權報酬率,資料來源取自台灣經濟新報(TEJ)。為探討股票選擇權上市後對現貨市場報酬率的影響,本研究將研究期間分為上市日前 100 日至後 100 日二個觀察期間,以探討事件日前後報酬率波動性以及β值是否改變。



二、研究方法

為探討股票報酬率波動在股票選擇權上市前後之差異,本研究實証步驟如下:(一)以單根檢定(Unit Root Test)衡量股票報酬率資料是否為定態資料(Stationary)。(二)檢測樣本是否具 ARCH、GARCH 效果(三)檢測樣本期間內系統風險是否存在結構性改變。(四)使用 CAPM 模型建構出含有虛擬變數報酬模型。(五)檢測現貨股價β值之變化。(六)檢測現貨股價報酬率波動性(σ²)之變化。(七)股票報酬率加入虛擬變數 GARCH 模型實證結果。

(一)單根檢定

傳統的迴歸模型如最小平方法(OLS)是建立在資料數列呈穩定的型態,如果我們將非定態(nonstationary)的資料,直接進行傳統的迴歸分析,則可能導致假性迴歸(spurious regression)的結果;Granger & Newbold(1974)提出所謂的假性迴歸是指模型雖然有很高的解釋能力 (R^2) ,且 t 統計量顯著,但Dubin-Watson 值偏低其結果卻不具任何的經濟意義。本研究同時使用及Dickey and Said(1984)修正的 ADF 及 Phillips and Perron(1988)利用無母數統計的想法來修正 ADF 檢定中可能存在異質性問題。並使用其模型如下:

1.ADF Unit Root Test

模型一:
$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_i$$

模型二:
$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_i$$

模型三:
$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_i$$

其中 t 為時間趨勢項, $\mathcal{E}_{"}$ 服從白噪音過程, P 表示落後期數。 虚無假 ΔH_0 : $\gamma=0$ 。

2.P-P Unit Root Test

模型一: $yt = \mu^* + \gamma^* y_{t-1} + \varepsilon_t^*$

模型二: $yt = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(t - T/2) + \tilde{\gamma}y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t$

假設檢定之虛無假設為存在單根現象,表示為 $H_0: \gamma^* = 1$ 及 $H_0: \widetilde{\gamma} = 1$

(二) ARCH、GARCH 效果檢定

為了檢定資料是否具有異質條件變異的特性,必須檢定殘差項是否為一階無關、二階相關,而且該數列呈高峰厚尾分配,本研究中一階相關以Dubin-Watson(DW)與Ljung-Box Q-statistics 值來作檢定,二階相關以LM test檢定;常態性以Jargue and Bera(J-B)的統計量來檢定。

1.殘差項序列相關檢定

(1) Dubin-Watson 統計量檢定

以 Dubin-Watson 統計量對殘差項做檢定,此檢定自我相關係數 ρ 為零,則殘差項無序列相關。其假設為:

 $H_0: \rho = 0$

 $H_1: \rho \neq 0$

Dubin-Watson
$$d = \frac{\sum_{t=1}^{n} (\varepsilon_{t} - \varepsilon_{t-1})^{2}}{\sum_{t=1}^{n} \varepsilon_{t}^{2}}$$

在雙尾檢定中判斷標準如下:

- ①若 d<dL或 d>4-dL,則拒絕虛無假設
- ②若 d_U<d<4-d_U,則無法拒絕虛無假設
- ③若 $d_L \le d \le d_U$ 或 $4 d_U \le d \le 4 d_L$ 時,無法判斷

(2) Ljung-Box Q-statistics

Ljung-Box(1978)提出 Q 統計量,其假設為:

H₀:殘差項無序列相關

H₁:殘差項有序列相關

統計量
$$Q = n \times (n+2) \sum_{k=1}^{m} \frac{\gamma_k^2}{(n-k)} \sim \chi^2(m)$$

2.LM 檢定

因 DW 檢定只適合一階的檢定,且當殘差項有高次落後期的自我相關時,不能用 DW 檢定,需用拉格蘭吉乘數(Lagrange Multiplier,LM),若觀察值具有 GARCH 效果,則 LM 值顯著。

H₀:殘差項無序列相關

H₁:殘差項有序列相關

$$LM = Q^2 = n \times R^2 \sim \chi^2(q)$$

3. 常熊性檢定

$$J - B = \left[\frac{T}{6}\hat{m}_3^2 + \frac{T}{24}(\hat{m}_4 - 3)^2\right] \sim \chi_2^2$$

(三)累積殘差項平方和檢定

當使用迴歸模型中包含有時間數列資料時,自變數與依變數間可能會存在著結構性改變(structural change)的現象,當某個時間點前後出現了結構性改變現象時,若使用同一迴歸模型對所有時間數列資料進行分析將會產生誤判,因此本研究以(郭承庭,2002)所使用累積差項平方和檢定方法(cumulative sum of the residuals of squares test,CUSUMSQ Test),來檢定事件日前後股票報酬率風險係數是否有結構性的改變。其檢定模式如下:

$$CUSUMSQ = \frac{\displaystyle\sum_{t=k+1}^{r} e_{jt}^{2}}{\displaystyle\sum_{t=K+1}^{T} e_{jt}^{2}} \qquad \qquad r=k+1,\dots,T$$

其中 k:包含截距項在內的自變數個數 e_{jt}:j 標的股在第 t 日之隨誤差項 T:所有的時間點 r:第 r 個時間點

H₀:為股票選擇權上市前與股票選擇權上市後未存在結構性改變,如 CUSUMSQ 值超出上、下限則拒絕 H₀,表存在著結構性改變之問題。

(四)選擇權上市前後現貨股價β值之變化

為檢定現貨股價β值是否因股票選擇權上市後而有顯著性差異,本研究 將研究資料以上市區分成二段分別估計β值,再以 t 檢定進行驗証β值在上市 前後是否有差異,其檢定假說為:

$$\begin{array}{ll} H_0 \!\!: \beta_{j,2} \! = \! \beta_{j,1} \\ H_1 \!\!: \beta_{j,2} \! \neq \! \beta_{j,1} \end{array} \qquad \qquad t^* = \! \frac{\beta_{_{j,2}} \! - \! \beta_{_{j,1}}}{s/\sqrt{n}} \! \sim t(n-1) \end{array}$$

(五)標的股票報酬的波動程度

本研究就台灣股票選擇權上市日前後,其標的股票報酬波動的變化。本文依據俞海琴及蔡政哲(2003)所使用含有虛擬變數報酬模型:

$$R_{i} - R_{f} = \alpha + \beta_{0}D + \beta_{1}(R_{m} - R_{f}) + \beta_{2}D(R_{m} - R_{f})$$

其中, R_i =標的股票 i 之日報酬率, R_i =無風險利率, R_m =市場投資組合日報酬率。本文使用權證上市前後各 25 交易日共計 51 個交易日。虛擬變數 D=0 表股票選擇權上市前;D=1 表股票選擇權上市後, α 為選擇權發行前標的股超額報酬; β_1 為選擇權發行前標的股票之 β 係數, $\alpha+\beta_0$ 為權證發行後標的股票之超額報酬; $\beta_1+\beta_2$ 為權證發行後標的股票之 β_1 係數; β_2 為權證發行前後 β_3 係數的改變,若其顯著小於 β_1 0,代表權證發行後標的 β_2 值顯著變小。

(六)選擇權上市前後現貨股價報酬率波動性(σ²)之變化

為檢定股票報酬風險是否因股票選擇權上市後而有顯著性差異,本研究 擬以F檢定進行驗証,其檢定假說為:

(七)股票報酬率加入虛擬變數 GARCH 模型實證結果

Engle(1982)在研究財務上報酬率時發現資料會有異質變異數的現象,因而提出了 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模式;此模型雖能解釋金融商品報酬率存有波動叢聚現象,但其落後期可能很長,造成參數過多,因而 Bollerslev(1986)將 ARCH 模型擴展,提出了一般化自我迴歸異質條件變異數(Generalize Autoregressive Conditional Heteroskedasticity),簡稱 GARCH 模型,此模型在結構上更具彈性,不但具有 ARCH 的特性,更能簡化 ARCH 模型估計參數過多與非負條件限制的問題。其模型如下:

1.基本 ARCH 模型

Engle(1982)所提出 ARCH(q)模型如下:

$$\begin{aligned} y_t &= x_t \beta + \mathcal{E}_t \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{t=q}^{q} \alpha_i \mathcal{E}_{t-q}^2 \end{aligned}$$

Vt: 符合 ARCH 模的型的時間序列資料

E: 殘差項

 Ω_{l-1} : 在 t-1 期所有可獲得資訊之集合

ht: yt之條件變異變數

α:為未知參數

q:為 ARCH 過程的階數 $\alpha_0 > 0, \alpha_i \ge 0, i=1,2,3,...q$

2.基本 GARCH 模型

Bollerslev(1986)提出 GARCH(p,q)模型如下:

$$y_{t} = x_{t}\beta + \varepsilon$$

$$h = \alpha_{0} + \sum_{i=1}^{q} \alpha \varepsilon_{t-q}^{2} + \sum_{i=1}^{p} h_{-i}$$

ε: 殘差項

 $\Omega_{r-1}^{\mathcal{E}}$: 在 t-1 期所有可獲得資訊之集合

 h_t : 為異質條件變異變數,受過去 q 期殘差項及過去 p 期條件變異數的影響 $\Omega_{r-1}\sim N(0,h_t)$ $p\geq 0, q>0$ $\alpha_0>0, \alpha_t\geq 0$, i=1,2,3,... $\gamma\geq 0, i=1,2,3...$ p

為瞭解台灣股票選擇權上市後,是否影響台灣加權股價指數的波動性,透過虛擬變數 DF 的設定來探討。當 D=0 時,表示為股票選擇權上市前100天;當 D=1時,表示為股票選擇權上市後100天。則 GARCH 模型中的異質異條件變異數為:

$$\mathbf{h}_{t} = \alpha_{0} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_{i} \varepsilon_{t-q}^{2} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{i} \mathbf{h}_{t-i} + \delta \mathbf{D}$$

若δ係數顯著大於 0 時,即代表台灣股票選擇權一事件,會增加台灣加權股價指數及類股股價指數的波動性;若δ係數顯著小於 0 時,即代表台灣股票選擇權上市會降低台灣加權股價指數及類股股價指數的波動性。

一、股票選擇權基本資料描述

股票選擇權標的股資料採調整後日報酬率,表1為股票選擇權及現貨日報酬率基本統計量,包括平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、偏態係數、峰態係數及J-B值。以平均數及中位數而言,選擇權與現貨差異不大;而由標準差來看,則顯示出選擇權之波動性高於現貨指數,即表顯出選擇權具高風險高報酬之特性。從偏態係數看來,在整個研究期間五檔股票選擇權及現貨股價指數除南亞及富金接近左偏外其餘三檔皆為接近右偏之型態;而在峰態係數而言,除台積電接近常態峰(係數接近 3)外,其餘三檔股票選擇權及現貨股價指數之峰態係數皆明顯大於3呈現高狹峰(leptokurtic)之特性,因此南亞、中鋼、聯電及富邦金等三檔股票報酬率可應用Bollerslev(1987)所提出若資料分配尾端比常態分配厚,且呈現高狹峰,應採用GARCH模型來處理資料,本研究為求謹慎,是否具異質條件變異性,將做進一步之檢定。

表1 股票選擇權與現貨報酬率基本統計量

	南亞	中鋼	聯電	台積電	富邦金	加權股價
平均數	0.1305	0.2216	-0.0613	0.1094	-0.0271	0.0266
中位數	0	0	0	0	0	-0.13
最大值	6.9	6.86	6.88	6.99	6.74	5.64
最小值	-6.95	-5	-6.98	-6.94	-6.94	-4.16
標準差	2.3898	2.3123	2.7569	2.8915	2.0261	1.6942
偏態	-0.0206	0.7514	0.3005	0.2462	-0.1027	0.3895
峰態	3.5082	3.9251	3.3582	3.081	4.3369	3.4743
J-B值	2.1779	26.084	4.1005	2.0863	15.3239	6.9668
	(0.3365)	(0.0000)	(0.1286)	(0.3523)	(0.0004)	(0.0307)
樣本數	201	201	201	201	201	201

註:1.*表示 0.05<P-value<0.1。**0.01<P-value<0.05;***表 P-value<0.01。

2.Jarque-Bera(Jarque & Bera,1987)表示常態分配檢定統計量。

二、單根檢定

進行模式估計前,需先檢定股價指數報酬序列是否為一定態,本研究同時利用 ADF 法及 PP 法檢定股票選擇權是否具有單根,其落後階數是根據 Akaike(1973)之 AIC(Akaie information criterion)之值最小而定。由表 2 及表 3 可得,股票選擇權無論是否有截距項及包含趨勢項皆在 1%顯著水準下,在 ADF 與 PP 法皆顯著拒絕存在單根的虛無假設,表示報酬資料已呈定態。

表 2 股票選擇權 ADF 單根檢定

	AAO	ABO	ACO	ADO	AEO	MRK
含截距項	-8.854***	-10.328***	-8.457***	-8.420***	-11.658***	-8.735***
含截距項和趨勢項	-8.867***	-10.306***	-8.512***	-8.470***	-11.661***	-8.783***
不含截距項和趨勢項	-8.846***	-10.205***	-8.477***	-8.424***	-11.685***	-8.752***

表格內表 ADF 值。*表示 0.05<P-value<0.1。**0.01<P-value<0.05;***表 P-value<0.01。

表 3 股票選擇權 PP 單根檢定

	AAO	ABO	ACO	ADO	AEO	MRK
含截距項	-12.652***	-15.782***	-13.633***	-12.400***	-17.822***	-13.932***
含截距項和趨勢項	-12.65***	-15.749***	-13.688***	-12.447***	-17.807***	-13.975***
不含截距項和趨勢項	-12.65***	-15.664***	-13.665***	-12.412***	-17.864***	-13.961***

表格內表 PP 值。*表示 0.05<P-value<0.1。**0.01<P-value<0.05;***表 P-value<0.01。

三、ARCH、GARCH 效果檢定

股票報酬率殘差項的變異數可能存在有異質性,因此本研究利用一階無關、二階相關檢定是否具 ARCH 效果;一階相關以 DW 值進行檢定及 Ljung-Box Q test,二階相關以 LM-test 作檢定。檢定結果如表 4 五檔股票報酬 D-W 值皆為顯著,而二階相關外除了中鋼、聯電及台積電為顯著拒外,其餘二檔股票選擇權皆具 ARCH 效果,可用 GARCH 進行分析,如表 4 所示。

表 4 GARCH 效果檢定

項目	D-W 值	Q	LM
南亞 (AAO)#	1.6918	0.1799	0.0017***
中鋼 (ABO)	2.0815	0.0307	0.7262
聯電 (ACO)	1.9694	0.0136	0.8282
台積電 (ADO)	1.8319	0.3973	0.4248
富邦金 (AEO)#	2.3201	0.4925	0.0001***

註:*表示 0.05<P-value<0.1。**0.01<P-value<0.05;***表 P-value<0.01。#具 ARCH 效果

四、累積殘差項平方和檢定結果分析

股票選擇權 CUSUMSQ 值與上、下限及範圍(Bond)如圖 1、圖 2、圖 3、圖 4 及圖 5 所示。由圖 2 及圖 5 可得知中鋼及富邦金 CUSUMSQ 值均超出上限,即表示其系統風險存結構性改變之現象,而發生系統風險結構性改變的時間點均在事件日附近;其餘三檔沒有產生顯著系統風險結構性之改變,其中由圖 1 可看出南亞 CUSUMSQ 值在事件日有跳升之情形發生;圖 3 顯示聯電在事件日附近雖無明顯之系統風險結構性改變,但 CUSUMSQ 值非常接近上限,而由圖 4 可看出與台積電則無明顯之變化發生,推測可能原因為台積電有發行 ADR,投資人可利用 ADR 進行避險,因而造成台積電股票選擇權上市對於其標的股票系統風險無結構性之影響。

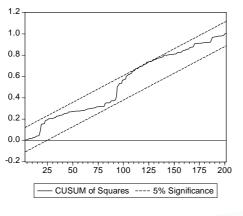


圖 1 南亞 CUSUMSQ

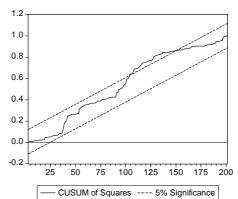
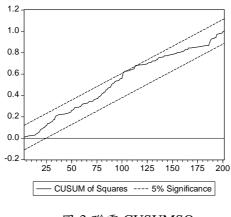


圖 2 中鋼 CUSUMSQ



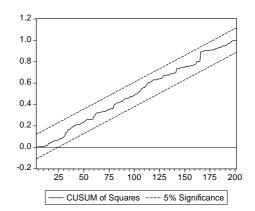


圖 3 聯電 CUSUMSQ

圖 4 台積電 CUSUMSQ

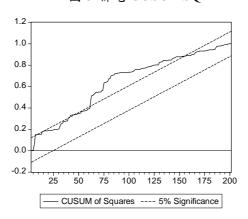


圖 5 富邦金 CUSUMSQ

五、選擇權上市前後現貨股價β值之變化

為了檢定股票選擇權上市對現貨股價報酬率之系統風險是否改變,本研究以 t 檢定對事件日前後β值加以檢測,驗證其是否有顯著性之改變,檢測結果如表 5 所示。在股票選擇權上市前後除了台積電現貨股價β值沒有顯著性差異外,其餘四檔股票報酬率其系統風險皆有所改變,其中僅聯電之系統風險變小外,其餘南亞、中鋼及富邦金在股票選擇權上市後系統風險皆變大。

表 5 選擇權上市前後現貨股價β值之變化

$$\begin{aligned} R_{it} &= \alpha + \beta_1 \, R_{mt} + \ \epsilon_{it} \\ R_{it} &= \alpha + \beta_2 \, R_{mt} + \ \epsilon_{it} \end{aligned}$$

	南亞	中鋼	聯電	台積電	富邦金
	(AAO)	(ABO)	(ACO)	(ADO)	(AEO)
發行前β _{j,1}	0.95	0.56	1.47	1.40	0.46
2002/8/28-2003/1/20	(9.61)***	(4.74)***	(15.43)***	(13.9)***	(3.83)***
發行後β _{j,2}	1.13	0.86	1.16	1.25	0.75
2003/1/21-2003/6/20	(12.16) ***	(7.64) ***	(13.27)***	(11.21) ***	(9.87) ***
t test	2.00**	2.67**	3.44**	1.36	3.87**

括號內為 t 值, *表示 0.05<P-value<0.1。**0.01<P-value<0.05;***表 P-value<0.01。

六、選擇權上市前後標的股票β值的變動之分析

為了檢定選擇權上市對於標的股β值是否影響在市場模型中加入虛擬變數, 結果如表 6 所示,其中聯電之虛擬變數β2 係數顯著小於零;富邦金之虛擬變數β2 係數顯著大於零,顯示聯電之市場風險在股票選擇權上市後顯著下降;而富邦金 之市場風險則在股票選擇權上市後顯著上升。其餘三檔南亞、中鋼及台積電則無 顯著之差異。

表 6 股票選擇權迴歸模型股票β值變動之分析

$R_{it} = \alpha + \beta$	$s_0 D +$	$\beta_1 R_{mt} +$	$\beta_2 D$	$R_{mt} +$	ϵ_{it}
---------------------------	-----------	--------------------	-------------	------------	-----------------

	α	eta_0	β_1	β_2
南亞	0.1654	-0.1245	0.9574	0.1665
(AAO)	(1.0171)	(-0.5411)	(10.3576)	(1.2184)
中鋼	0.4378	-0.4719	0.5811	0.2660
(ABO)	(2.2331)**	(-1.6978)	(5.2051)***	(1.6119)
聯電	-0.3109	0.4299	1.4630	-0.2814
(ACO)	(-2.0053)**	(1.9558)*	(16.5698)***	(-2.1562)**
台積電	-0.0576	0.2639	1.3974	-0.1295
(ADO)	(-0.3214)	(1.0391)	(13.6956)***	(-0.8586)
富邦金	-0.0343	-0.0172	0.4682	0.2858
(AEO)	(-0.1972)	(-0.0698)	(4.7210)***	(1.9493)*

括號內為 t value。*表示 0.05<P-value<0.1。**0.01<P-value<0.05;***表 P-value<0.01。

七、選擇權上市前後現貨股價報酬率波動性(σ²)之變化

為了檢定股票選擇權上市對現貨股價報酬率之波動性是否產生影響,本研究分別估算選擇權上市前後現貨現貨股價報酬率波動性(σ^2)之變化,並以 F 檢定驗證其是否有顯著性之改變,其結果如表 7 所示。由表中可得知聯電及富邦金二檔股票報酬率波動性在股票選擇權上市後產生顯著之影響;其餘南亞、中鋼及台積電三檔股票報酬率波動性則在股票選擇權上市後未產生顯著之影響。

表 7 選擇權上市前後現貨股價報酬率波動性(σ²)之變化

	南亞	中鋼	聯電	台積電	富邦金
	(AAO)	(ABO)	(ACO)	(ADO)	(AEO)
發行前σ ² _{j,1} 2002/8/28-2003/1/20	5.85	5.36	9.66	9.34	5.24
發行後 $\sigma^2_{ m j,2}$ 2003/1/21-2003/6/20	5.58	4.93	5.46	7.48	3.04
F test	1.04	1.08	1.76***	1.24	1,72***

括號內為F值, ***表在 0.975 拒絕 Ho。

八、股票選擇權 GARCH 模型加入虛擬變數

透過 ARCH、GARCH 效果檢測,南亞及富邦金具有異質條件變異性,為更進一步了解是否因股票選擇權上市而使該異質條件產生結構性改變,本研究將虛擬變數加入 GARCH(1,1)模型中結果如表 8 所示。由表中可得知僅富邦金之股票

報酬率之異質條件變異性在股票選擇權上市後顯著小於零;而南亞之股票報酬率之異質條件變異性在股票選擇權上市後沒有差異。

表 8 股票選擇權 GARCH 模型加入虛擬變數結果

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{mt} + \epsilon_{it}$$

$$\mathbf{h}_{t} = \alpha_{0} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_{1} \varepsilon_{t-q}^{2} + \sum_{i=1}^{p} \gamma \mathbf{h}_{t-1} + \delta \mathbf{D}$$

	β_0	β_1	α_0	α_1	γ	δ
南亞	0.1077	1.0014	2.3949	0.1849	-0.1059	-0.0359
(AAO)	(1.0258)	(15.7952)***	(2.6230)***	(1.14352)	(-0.3692)	(-0.0576)
中鋼	0.2029	0.7031				
(ABO)	(1.4478)	(8.4791)				
聯電	-0.0969	1.3340				
(ACO)	(-0.8678)	(20.1954)				
台積電	0.0737	1.3380				
(ADO)	(0.5812)	(17.8151)				
富邦金	-0.1094	0.6635	6.0012	0.1213	-0.4249	-4.0801
(AEO)	(-1.2421)	(11.4061)***	(7.3983)***	(1.4046)	(-2.775) ***	(-5.5438)***

括號內為 Z value。*表示 0.05<P-value<0.1。**0.01<P-value<0.05;***表 P-value<0.01。

伍、結論與建議

本研究探討在臺灣股票市場中,南亞、中鋼、臺積電、聯電與富邦金等五家公司的股票選擇權上市對現貨股價的波動性與市場風險的影響。對於台灣股票選擇權上市對於現貨股價市場風險的影響,本研究使用 CUSUMQS 檢定、t 檢定及加入虛擬變數的市場模型檢測上述五家公司股票市場風險的變化。檢定結果顯示對於股票選擇權上市,台積電之系統風險並沒有顯著性之改變,富邦金之系統風險則顯著地增加,其餘三家公司南亞、中鋼與聯電股票市場風險的變化在各種檢定結果下並不相互一致。對於台灣股票選擇權上市對於現貨股價波動性影響,本研究以 F 檢定和加入虛擬變數的 GARCH 模型檢測現貨股價波動性的變化。實證結發現果臺灣現貨股價的波動性在股票選擇權上市後顯著地減少,這個實證結果支持的衍生性金融商品具有現貨股價發現的功能和增加市場效率的理論。

由上述之結論,本研究對股票選擇權上市對現貨市場之資訊內涵提出建議,目前臺灣證期會只核准五檔股票選擇權掛牌上市交易,股票選擇權在台灣交易時間不長且交易不頻繁,因此股票選擇權上市對於臺灣現貨市場之資訊效應究竟為何,有待證期會日後核准更多股票選擇權掛牌上市且交易量增加後,再作進一步的實證研究。

參考文獻

- 1.愈海琴和蔡政哲,2003, "認購權證發行前後對標的股票報酬貝他風險與交易量影響之研究",企銀季刊,第廿六卷,第二期,P77-99。
- 2.郭承庭(2002),放寬投資限制與壽險公司股價的關係—以保險法第一百四十六條之修訂為 例,逢甲大學保險研究所碩士論文,台中。

- 3. Akgiray, 1989, V." Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts", Journal of Business, V.62, P 55-80.
- 4.Bagella, M. and L.Becchetti, 1998,"The Optimal Financing Strategy of a High-tech Firm: The Role of Warrants," Journal of Economic Behavior & Organization, V35, P1-23.
- 5.Bollerslev, T., 1986," Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," Journal of Econometrics, V.31, P307-327.
- 6. Bollerslev, T., 1987," A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return," Review of Economic and Statistics, V.69, P542-547.
- 7.Bollerslev, T.,R.F. Engle and J.M. Wooldridge, 1988," A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances," Journal of Political Economy, V.96, P116-131.
- 8.Bollerslev, T., R.Y. Chou and K.F. Kroner, 1992,"ARCH Modeling in Finance," Journal of Econometrics, V.52, P5-59.
- Detemple, J. and P. Jorion, 1990, "Option Listing and Stock Returns- An Empirical Analysis."
 Journal of Banking and Finnce, V14, P781-801.
- 10.Dickey, D.A. and W.A. Fuller,1979," Distribution of the Estimators for Autoregessive Time Series with a Unit Root." Journal of American Statistical Association V74,P427-431.
- 11. Dickey, D.A. and W.A. Fuller,1981," Likelihood Ratio Statistics for Autoregrssive Time Series with Unit Root:" Econometrica, V,49.P1057-1072.
- 12.Engle, R.F., 1982,"Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," Econometrica, V.50, P987-1008.
- 13.Hernandez-Tillo, F. 1999, "Financial Derivatives Introduction and Stock Return Volatility in An Emerging Market Without Clearinghouse: The Mexican Experience" Journal of Empirical Finance, V6,2, P153-176.
- 14.Jarque, C. M. and A. K. Bera, 1987, "A Test for Normality of Obserations and Regression Residuals," International Statistical Review, V.55, P 163-172.
- 15.Ljung, G. M., & Box, G.E.P., 1978," On a measure of lack of fit in time series models," Biometrika, Vol.65,P297-303.
- 16.Mary Whiteside, William P. Dukes and Patrick Dunne. 1983,"Short Term Impact of Option Trading on Underlying Securities."Journal of Financial Research6, winter P331-321.
- 17.Mahmoud, M. Haddad and Frank L. Voorheis, 1991, "Initial Option Trading and Security Risk and Return, "Journal of Business Finance and Accounting, P903-913.
- 18.Robert F. Engle 1982, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of The Variance of United Kingdom inflation" Econometrica, V50.No.4, July, P987-1007.
- 19.Skinner, D.," Option markets and stock return volatility, 1989," Journal of Financial Economics 24, P61-78.
- 20.Stephan, Jens A and Robert E. Whaley, 1990, "Intraday Price Change and Trading Volume Relations in the Stock and Option Market." Journal of Finance, 45(March), P191-220.
- 20. Tae H., Park, Lorne N. Switzer and Robert Bedrossian 1999, "The interactions between trading volume and volatility: evidence from the equity options markets." Applied Financial Economics, 9, P627-637.
- 21.Watt, W.H., P.K. Yadav, and P. Draper, 1992, "The Impact of Option Listing on Underlying Stock Return: The UK Evidence." Journal of Business Finance and Accounting, V19(4),P485-503.