

# 從展望理論看台灣總統選舉對股票市場之 效應分析

張倉耀\*、蘇志偉\*\*、張旭玲\*\*\*、朱曉萍\*\*\*\*

## 《本文摘要》

台灣於 1996 年 3 月 22 日首次舉辦總統直接民選，在開放總統直接民選後，執政黨是否會透過對股票市場的干預來獲取選民支持，產生所謂的「選舉行情」，本研究主要目的在從展望理論觀點來看總統選舉對股票市場之影響，並利用 GJR-GARCH 模型檢測台灣三次總統選舉在選前三個月執政黨是否利用利多政策刺激股市及選舉結果在選後一個月對股票市場的衝擊，亦即在展望理論觀點下，台灣股票市場是否具有總統選舉效果之存在。實證結果顯示，在總統選舉前三個月執政黨大力作多下，大部分類股的報酬皆有顯著的正向影響；而在選舉前最後一個月，明顯看出各類股皆無任何效應，主要原因為台灣三次總統選舉前都面臨中共強大的壓力而有政治利空事件發生，抵銷執政黨選舉前利多政策的效果。隨著選舉結果確立則產生慶祝行情，因此對股票市場報酬率將產生正向的影響。因此，台灣總統選舉對股票市場確實會產生相當程度的衝擊，即台灣股票市場部分個類股票價格存在總統選舉效應。

關鍵詞：總統選舉效應、展望理論、GJR-GARCH 模型

\* 逢甲大學財務金融學系教授。

\*\* 靜宜大學財務金融系助理教授。

\*\*\* 嶺東科技大學會計資訊系助理教授。

\*\*\*\* 嶺東科技大學企業管理系講師。

## 壹、前言

台灣每逢選舉之際，財經媒體常以所謂「選舉行情」來預測選舉期間股市報酬將會有異常的波動。從展望理論（prospect theory）的利得與損失偏好的觀點來看，人們在面對損失時會有風險偏好的傾向，對於利得則有風險趨避的現象，故當經濟狀況處於繁榮的階段時，選民為了自身的利益往往會希望維持現狀，採取風險趨避的策略，通常會傾向選擇既有的執政者；反之，當經濟景氣不佳或是面臨衰退時，選民反而願意採取冒險的行為，選擇激進的候選人或在野黨。

1996年3月22日台灣首次舉辦總統直接民選，2000年3月18日及2004年3月20日分別為第十、第十一屆總統大選。在開放總統直接民選後，對執政黨而言，為維護選民對其政權的支持，利用經濟層面的誘因是影響選民支持的最佳及直接方式，對於擁有龐大行政資源的執政黨而言，透過對股票市場的干預是獲取選民支持最直接與方便的管道。Kahneman and Tversky（1979）提出展望理論（prospect theory）認為投資人在不確定的情況下對收益與損失的偏好不同，故根據展望理論的觀點可以推論，選前景氣繁榮將有助於執政黨選舉的勝利，故執政黨會設法操縱短期經濟情勢，尤其是透過執行可立即使選民受惠的政策。此外，依據展望理論之觀點，人們對於損失的反應相較於獲利而言較為敏感。Patty（2002）應用展望理論說明當經濟狀況良好時，很少選民會將目前政治在位者的持續就任視為可能發生損失，因此會選擇風險趨避策略支持現任者；反之，當總統選舉期間發生強烈負面衝擊時，選民則會為了避免損失做出高風險的選擇投票給非執政的候選人，因此，當選民覺得當前經濟景氣不佳時，則有傾向於改變當前環境的動機，將選票轉向支持在野黨。而Quattrone and Tversky（1988）以政治議題進行實驗，發現決策參考點的改變確實會影響選民的決策。故從國民黨執政以來，每當越靠近選舉時就會開始釋放利多政策，而利多政策大多集中於選舉前三個月及選後一個月，相對的也造成了民眾對於股票價格的預期。另外，執政黨為籌措選舉資金，在選舉前利用利多政策刺激股市，同時在加權指數走高時進行申報轉讓持股，藉此掩護出脫黨營事業持股，將選前申報轉讓持股所得到的資金轉入選戰工作所需（鄧晏翔，2001）；但是，由於大量的持股轉讓，必然會影響加權指數，所以執政黨在選舉前一個月時，可能會利用最後一波的利多政策釋放，使加權指數維持比較好看的點數，也附帶加強選民對執政黨處理經濟事務能力的印象。

Nordhaus（1975）首先將經濟表現和政治選舉結合分析，探討政治景氣循環（political business cycle），說明執政者利用政策來操弄經濟，而造成經濟景氣繁榮的假象。

對於政府利多政策相關研究又將政治景氣循環主要分成兩方面，一是政治性貨幣循環（political monetary cycle），偏重於研究選舉前後的貨幣政策動向，主要以觀察中央銀行的貨幣政策為主；另一個是政治預算循環（political budget），偏重於研究選舉前後的財政政策，主要以觀察財政單位控制下的財政政策為主（Weatherford, 1988；黃上紡，1996）；MacRae（1977）研究美國 1953 年到 1974 年失業率與物價膨脹率對政治的影響，結果發現選民是依照當時的經濟狀況投票，所以人民是短視近利的。Allvine and O'Neil（1980）、Herbst and Slinkman（1984）及 Gartner and Wellershoff（1995）強調「政治經濟循環」對股票市場的影響，證實了四年的選舉循環影響了股票市場。Hobbs and Riley（1984）、Homaifar et al.（1988）證實出美國總統選舉的結果影響投資者的報酬。Foerster（1994）研究美國政權的改變會影響加拿大的股票市場。Foerster and Schmitz（1997）發現美國總統選舉結果會對 18 個國家的股市造成影響。Gemmill（1992）及 Gwilym and Buckle（1994）針對英國國會大選結果探討對倫敦股票市場的影響。在不確定訊息假說（uncertain information hypothesis）下，Brown and Warner（1980）提出此假說認為選舉日愈近時，市場上不確定訊息減少，則股票價格會有正向的報酬。Pantzaitilis et al.（2000）利用事件分析法，分析 33 個國家選舉對股市的影響，發現在選舉日特定期間，股票存在顯著的正向報酬（前二週至後四週出現正向累計異常報酬），政治較不自由的國家，累計異常報酬較高。另外，同時發現在民主國家執政黨為了連任，大部分會在選舉前營造充份就業的榮景，並且釋放利多使得股價上漲。

至於國內實證研究，楊忠駿（1997）以比較累計報酬率的方法發現台灣地區公職人員選舉確實有選舉行情的存在，尤其每次選舉前後，都會有異常報酬的情形，而投票日後 90 個交易日內則產生負的異常報酬。鄧晏翔（2001）發現國民黨於選舉年時，利用股票市場利多政策籌措黨務經費和選舉資金，且申報持股轉讓的時間與股價高點時間高度契合。

由於人民有安於現狀的偏好，一旦預期經濟前景繁榮，則選民會將總統選舉視為避免未來損失的手段，因此會採取風險趨避的態度；反之，若預期未來產生損失的情況下，則可能會改變風險態度轉變為風險愛好者。而金融市場對於經濟及政治事件的敏感度通常處於領先地位，因此執政黨可藉由對股市的操作，在短期內使選民滿意國家經濟的表現，並對執政黨產生信心，進而會影響其投票行為。由於選民是短視近利的（MacRae, 1977），因此會依照選前的經濟狀況來投票。

本文目的主要以展望理論觀點來解釋台灣總統選舉對股市之影響，其主要原因在於展望理論最能夠把心理學帶進經濟分析核心，它與傳統經濟學所使用的期望效用理論最大的差異在於以主觀價值取代期望效用。主觀價值考量人們對於獲利與損失在態度上的

差異，在加權時不是直接以發生機率進行加權，而是經過心理調整後的機率函數來加權。以往假設理性的人追求財富效用最大化，但實證研究卻發現人們對於利得與損失的憂慮，遠遠大過他們對財富水準高低的憂慮。另外，不同於以往研究，我們採取的分析方法為不對稱一般化自我迴歸條件異質變異數（Asymmetry Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH）模型，使用 GARCH 模型可以捕捉到股價波動叢聚（volatility clustering）的現象，進而反應股價報酬的變異數是隨時間而改變，採用該方法的優點為可同時考慮到三次總統選舉期間市場報酬與報酬波動性的影響。然而，在 GARCH 模型中，條件變異數被設定成前一期殘差與前一期波動平方的線性組合，所以只要規模大小相同不管是好消息或壞消息，皆會得到相同的波動量，但對稱型的 GARCH 模型無法捕捉到負面與正面未預期到消息的不對稱效果（asymmetry effect）。根據 Black（1976）實證研究發現，未預期股票報酬的變動與未來報酬波動間呈現負相關，即股票波動性對未預期到的壞消息反應較大，對未預期到的好消息反應較小，由此可知，好消息與壞消息對條件波動的預測能力是不同的。而台灣總統選舉與其他國家最大不同之處，在於每次選舉期間皆會受到中共政治的干預，導致每次選舉期間投資人面對的市場風險（報酬之波動）也隨之增大。另外，特別是在選舉敏感時刻，利空壞消息對股市的衝擊效果往往會大於各項利多政策之影響，因而產生報酬波動性不對稱之現象；不對稱效果的存在，可能造成選舉期間投資人對政治不確定性增加而做出不理性的買賣決策。而傳統針對選舉事件之分析方法皆僅針對報酬項目分析，檢測的方法採用累計異常報酬（Cumulative Average Abnormal Returns, CAAR），但該方法未考慮到選舉期間投資人所必須面對更高政治不確定性之報酬率波動的風險，如鄧晏翔（2001）、Hobbs and Riley（1984）及Homaifar et al.（1988）等。故本研究除了使用累計異常報酬分析方法外，同時以不對稱 GARCH 模型來分析總統選舉對台灣股市之衝擊。此外，不同於以往國內的研究僅針對股票加權指數進行分析，本研究分析對象同時包含八大類股及上櫃股票指數，除了探討執政黨是否在總統選舉期間有操縱股市的行為外，更進一步的分析究竟是透過那一類股票來進行操縱。故本研究參照國內外文獻（Pantzalis et al., 2000；楊忠駿，1997；鄧晏翔，2001），並發現台灣總統選舉前三個月及後一個月財金利多政策及利空事件頻繁，故將針對該期間進行分析，目的在探討總統大選前三個月政府是否利用利多政策刺激股市，及大選後一個月選舉結果對股票市場的衝擊，即總統選舉事件是否對台灣股票市場造成影響。

本文除前言外，尚分四節，第貳節為資料及其特徵，第參節為模型設定，第肆節為實證分析，第伍節為結論。



## 貳、資料及其特徵

本文使用台灣加權股價指數、上櫃股價指數及八大類股指數的時間數列日資料進行分析，研究期間從 1995 年 11 月 3 日（註一）至 2004 年 4 月 16 日，資料來源為台灣經濟新報財務資料庫（TEJ）。本研究因採取不對稱 GARCH 模型來分析台灣總統選舉對股票市場之衝擊，其特點可以捕捉到三次總統選舉期間投資人面臨的市場報酬與報酬波動性之影響，並同時考慮選舉期間好消息與壞消息對股市的衝擊產生報酬波動性不對稱之效果，而累計異常報酬（CAR）方法只針對投資人報酬進行分析，忽略了在總統選舉期間投資的報酬波動率的風險。

首先，圖 1 為樣本期間台灣股價加權指數之走勢圖，從圖 1 中可明顯發現在第一次與第三次總統選舉時，台灣股價加權指數在選舉前是呈現上漲的趨勢，而第二次總統選舉前股價指數相對位於高檔，同時指數走勢已呈現下跌及大幅震盪之趨勢，第一次與第三次選舉是由執政的國民黨與民進黨獲得選舉的勝利，第二次選舉是執政的國民黨落敗由在野黨取得政權。

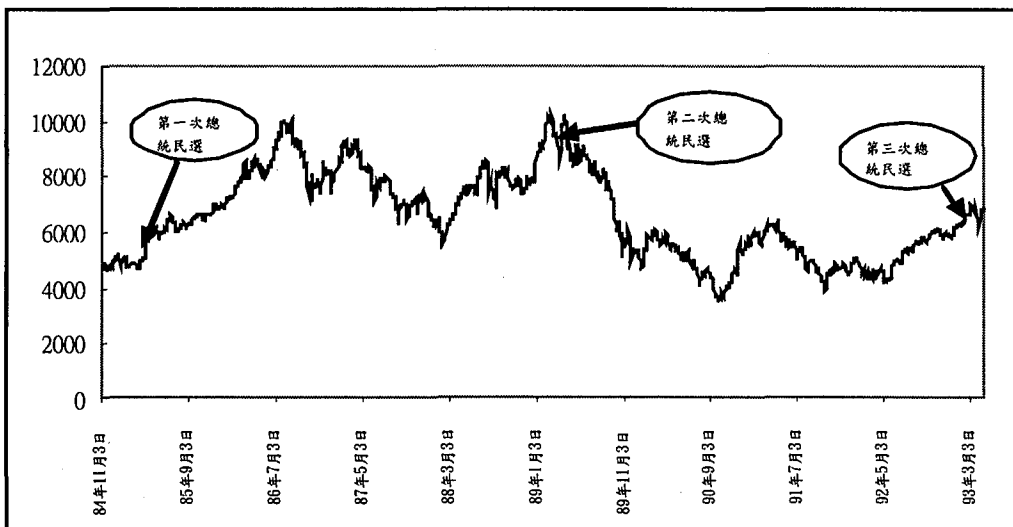


圖 1 加權指數走勢圖

本研究分析將股票市場報酬（ $R_t$ ）定義為每日股價收盤指數的對數差分（logarithmic difference）乘上 100，此即，其中為第  $t$  日收盤股價指數。首先，為確定台灣三次總統



選舉之股市是否受到美國股市之影響，表 1 將台灣總統選舉期間股價加權指數與美國 Nasdaq（註二）指數於平均報酬加以比較。由表 1 中可發現，雖然美國與台灣股價平均指數報酬之  $t$  檢定值顯著並不多，但可發現在第一次總統選舉時，一直到選舉前一個月（報酬率為 0.197%）及後一個月平均報酬（0.83%）為正且高於美國報酬，而該次選舉在選前二星期發生中共飛彈演習造成股市大跌，但股市平均報酬率卻仍然為正且較美國高，我們推論執政黨有利用利多或護盤政策來操縱台灣股市，以在選舉前獲得選票支持。而第二次選舉期間，明顯發現除了選舉後一個月報酬率為正 0.159%外，選前股票平均報酬率為負（選前二、一個月分別為-0.149%及-0.691%）；而本次選舉是由在野黨贏得政權，我們認為或許因為股市狀況不佳而導致執政黨流失選票。第三次選舉期間，我們可以發現，台灣股市平均報酬率（選前三、二、一個月分別為 0.283%、0.214%及 0.095%）皆高於美國（選前三、二、一個月報酬率分別為-0.009%、-0.228%及-0.252%），尤其在選前二個月是顯著高於美國股市報酬，本次選舉為執政的民進黨首次尋求連任的保衛戰，因此同樣會利用執政的優勢透過各種利多政策來拉抬股市，而本次選舉結果仍然是由民進黨繼續執政。由表 1 可發現，在第一次及第三次總統選舉期間，台灣股市報酬有漸入佳境的趨勢，而第二次選舉則是越接近選舉日股市平均報酬越差，發現在第二次選舉因股市行情不佳，而導致執政的國民黨流失選票而喪失政權。

表 1 台灣加權指數與美國 Nasdaq 指數於台灣總統選舉期間平均報酬之比較

	第一次總統選舉			第二次總統選舉			第三次總統選舉		
	台灣	美國	$t$ -檢定值	台灣	美國	$t$ -檢定值	台灣	美國	$t$ -檢定值
選前一年	-0.089	0.121	-2.051*	0.097	0.268	-1.142	0.164	0.130	0.312
選前六個月	0.009	0.030	-0.149	0.080	0.408	-1.531	0.138	0.014	0.869
選前五個月	0.018	0.054	-0.229	0.104	0.531	-1.802**	0.116	-0.000	0.761
選前四個月	0.093	0.090	0.014	0.162	0.462	-1.039	0.197	0.038	0.930
選前三個月	-0.015	0.089	-0.495	0.211	0.406	-0.549	0.283	-0.009	1.495
選前二個月	0.002	0.179	-0.802	-0.149	0.386	-1.295	0.214	-0.228	1.739**
選前一個月	0.197	0.013	0.565	-0.691	0.267	-1.455	0.095	-0.252	0.899
選後一個月	0.830	0.227	1.379	0.159	-1.122	1.191	0.002	0.202	-0.338

說明：\*\* $p < .05$ ；\* $p < .1$ 。



因此，結合圖 1 及表 1 的結果可發現與展望理論之觀點一致，第一次與第三次選舉都是由執政的國民黨與民進黨獲得選舉的勝利，因為一旦預期股票走勢樂觀時，大動作政策改變往往不容易被選民接受，通常會傾向較保守的選擇既有的執政者；然而第二次選舉是執政的國民黨落敗，由在野黨取得政權，因為當大眾預期股價指數下跌的可能性存在時，任何有可能改善現狀的政策，選民將較願意去嘗試，則易冒險投票給較具創新觀念、批判或不同於執政者之候選人。值得注意的是，三次選舉結果皆出現選後慶祝行情，尤其是台灣兩大政黨政治理念相差很大，每次選舉都會受到中共之影響，而隨著選舉結果確立後，投資人對台灣未來四年經濟發展也有明確的方向，政治之不確定性也隨之消除，故容易產生慶祝行情（註三）。

而表 2 為三次總統選舉台灣股價之加權指數累計平均異常報酬（Cumulative Average Abnormal Returns, CAAR），估計期間是以總統選舉前一年為估計期，即以選舉前三個月往前一年的平均日報酬率為計算基準，再分別計算選舉前三、二、一及後一個月之累計平均異常報酬，由表 2 中可發現第一次與第三次總統選舉是由執政黨繼續贏得政權之情況下，累計異常報酬大致呈現正向，尤其以第一次選舉最為明顯（選前三、二、一個月分別為 3.5252%、2.6073%及 3.5539%），隨著選舉日的接近則累計異常報酬也越高，而選舉後的一個月（報酬率為 8.807%）呈現顯著的正向效果；然而在第二次選舉是由在野黨贏得政權下，越是接近選舉時則出現顯著的負向效果（選前二、一個月分別為 -3.9921%及 -7.3209%），與展望理論下選民隨著經濟前景不佳狀況下將選票轉向投給反對黨有相對應之預期。然而，台灣因為政治情勢特殊，每次總統選舉都必須面對中共之挑釁與威脅（如 1996 年 3 月中共導彈事件、2000 年選舉前中共國家主席江澤民強調中共對台不會放棄使用武力等威脅、2004 年 1 月陳水扁總統宣示舉辦防禦性公投引發中共嚴詞批評等），導致股市容易受到衝擊，由表 2 中顯示，累計異常報酬趨勢符合展望理論之看法，但表 2 中會發現到累計異常報酬顯著的情況並不是很多，由此可以推論純粹以報酬的角度觀察，而忽略風險因素可能是不適合的，因此本文除了針對總統選舉的報酬外，再加入所謂風險（報酬波動性）的衡量，希望更能捕捉到總統選舉對台灣股市之衝擊。

表 2 三次總統選舉累計異常報酬之估計

	第一次總統選舉	第二次總統選舉	第三次總統選舉
選前三個月 CAR(%)	3.5252	3.1430	4.6267*
/(t-統計值)	(0.684)	(0.5660)	(1.3438)
選前二個月 CAR(%)	2.6073	-3.9921	1.8195
/(t-統計值)	(0.7515)	(-0.7447)	(0.5827)
選前一個月 CAR(%)	3.5539*	-7.3209**	-0.1085
/(t-統計值)	(1.5054)	(-1.6985)	(-0.0416)
選後一個月 CAR(%)	8.8070**	0.1578	-0.1986
/(t-統計值)	(2.2581)	(0.8751)	(-0.9134)

說明：1\*\*： $p < .05$ ；\*： $p < .1$ 。

2.估計期間是以總統選舉前一年為估計期，以選舉前三個月往前一年的平均日報酬率為計算基準，分別計算選舉前三、二、一及後一個月之累計平均異常報酬。

表 3-1 及 3-2 列出樣本期間及總統選舉前三個月與選後一個月之上市、上櫃及八大類股市報酬時間數列的基本統計特徵。表 3-1 及 3-2 中的第一行為股市報酬平均值，大致來說，選舉期間（註四）的平均報酬大於整體樣本期間；第二行為標準差，八大類股中以機電業（2.03%）、造紙業（2.14%）及營建業（2.10%）市場報酬的波動較大，而在選舉期間可發現波動大於整體樣本期間，表示投資人在這段時間是面臨較大之風險。以平均值為中心，衡量股市報酬分配不對稱性的偏態（skewness）係數，除了上市指數、食品業、紡織業及機電業為負值外，其餘類股皆為正值，報酬皆呈現非對稱性的右偏分配，但選舉期間報酬皆明顯較整體樣本期間左偏，意謂該段期間投資人報酬為負的頻率較高。衡量股市報酬分配平坦性的峰態（kurtosis）係數皆遠超出常態分配的標準值，顯示所有市場皆為高狹峰分配（leptokurtic distribution）；而選舉期間報酬之峰態係數更高，雖然選舉期間平均報酬較高，但標準差較大且呈現左偏分配，代表在該期間投資人面臨股市較大之風險且報酬有出現厚尾（fat-tail）情形。表 3-1 及 3-2 中 Jarque-Bera 常態分配檢定（J-BN）值指出，在 5%的顯著水準下，拒絕常態分配的虛無假設，確定上市、上櫃及八大類股市場的偏態與峰態不為常態分配。另外，本文以 ADF（Augmented Dickey-Fuller）及 PP（Phillips and Perron）單根檢定來確定時間數列報酬的恆定性（stationarity），由表 3-1 及 3-2 中顯示 ADF 及 PP 單根檢定皆滿足 5%的顯著水準，代表所有市場指數報酬皆為定性變數。本文以 Ljung-BoxQ（L-B Q）（註五）統計值對股市報



酬數列及其平方值數列作高階自我相關檢定（例如表 3-1 及 3-2 中的 L-B Q(9)、L-B<sup>2</sup>Q(9)的落遲期數為 9）。表 3-1 及 3-2 中 L-B Q 統計值顯示台灣股市中塑膠化工業及金融業的指數報酬沒有自我相關；但是上市、上櫃及其他類股的指數報酬，在 5%的顯著水準下，皆存在自我相關，因此至少在 9 個交易日內當期股票報酬會持續影響次期的報酬。而所有市場報酬平方值皆存在自我相關，隱含股市報酬變異數可能具有隨時間經過而變動的異質性。

表 3-1 股市報酬基本統計資料（1995 年 11 月 3 日至 2004 年 4 月 16 日）  
（上市、上櫃、水泥窯業、食品業及塑膠化工業）

	上市指數		上櫃指數		水泥窯業		食品業		塑膠化工	
	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月
平均值	0.01	0.19	0.02	0.38	-0.01	0.16	-0.001	0.21	0.02	0.08
標準差	1.63	1.64	1.86	1.90	1.89	2.19	1.67	2.45	1.83	1.71
極大值	6.17	5.42	6.43	6.22	6.51	6.25	6.14	6.21	6.52	5.31
極小值	-6.97	-6.97	-6.96	-6.96	-7.15	-7.15	-6.98	-6.98	-7.08	-7.09
偏態	-0.06	-0.67	0.06	-0.04	0.05	-0.42	-0.07	-0.89	0.02	-0.62
峰態	4.49	6.94	3.88	5.27	4.28	4.59	4.19	10.92	4.24	6.42
J-BN	206.71**	190.93**	74.38**	74.38**	153.24**	35.77**	134.98**	726.4**	143.80**	146.47**
L-B Q(3)	13.93**		57.81**		17.98**		15.15**		3.54	
L-B Q(6)	16.71**		57.94**		24.03**		17.597**		7.96	
L-B Q(9)	18.64**		58.98**		24.63**		22.49**		9.40	
L-B <sup>2</sup> Q(3)	148.73**		170.07**		273.79**		143.09**		126.86**	
L-B <sup>2</sup> Q(6)	246.20**		283.38**		355.05**		188.73**		158.13**	
L-B <sup>2</sup> Q(9)	298.54**		373.42**		413.43**		224.89**		175.18**	
ADF	-44.20**		-40.21**		-43.13**		-43.31**		-45.57**	
P-P	-44.59**		-40.55**		-43.19**		-43.35**		-45.76**	

說明：1. J-BN 為 Jarque-Bera 常態分配檢定，檢測該時間序列是否為常態分配。

2. L-B Q 和 L-B<sup>2</sup>Q 分別是數列本身及其平方項自我相關檢定之統計量。

3. ADF 表示 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定法，PP 表示 Phillips and Perron 單根檢定法，ADF 檢定法為  $t$  統計量，PP 檢定法為調整後  $t$  統計量，顯著代表序列為定態。

4. 因選舉期間是結合三次選舉不為連續之時間序列，故不予計算 L-B Q、L-B<sup>2</sup>Q 值及單根檢定。

5. \*\* :  $p < .05$ 。

表 3-2 股市報酬基本統計資料（1995 年 11 月 3 日至 2004 年 4 月 16 日）  
（紡織業、機電業、造紙業、營建業及金融業）

	紡織業		機電業		造紙業		營建業		金融業	
	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月	總樣本 期間	選舉前 三個月 及選後 一個月
平均值	0.002	0.08	0.04	0.14	-0.004	0.26	-0.01	0.38	-0.006	0.22
標準差	1.87	1.96	2.03	1.80	2.14	2.41	2.10	2.53	1.87	1.98
極大值	5.99	5.80	6.18	6.12	6.63	6.63	6.52	6.52	6.53	6.33
極小值	-7.03	-7.03	-6.96	-6.96	-7.05	-7.05	-7.01	-7.01	-7.06	-7.06
偏態	-0.03	-0.39	-0.07	-0.43	0.043	-0.19	0.16	-0.22	0.22	-0.17
峰態	3.74	4.68	3.80	5.73	3.742407	3.88	3.73	3.51	4.37	5.34
J-BN	52.02 <sup>''</sup>	37.89 <sup>''</sup>	62.40 <sup>''</sup>	90.63 <sup>''</sup>	51.66 <sup>''</sup>	10.19 <sup>''</sup>	59.47 <sup>''</sup>	4.88	192.67 <sup>''</sup>	61.54 <sup>''</sup>
L-B Q(3)	8.10 <sup>''</sup>		27.51 <sup>''</sup>		23.36 <sup>''</sup>		49.56 <sup>''</sup>		6.35	
L-B Q(6)	9.56		31.52 <sup>''</sup>		23.58 <sup>''</sup>		55.91 <sup>''</sup>		9.58	
L-B Q(9)	15.95		32.59 <sup>''</sup>		31.62 <sup>''</sup>		62.60 <sup>''</sup>		11.99 <sup>''</sup>	
L-B <sup>2</sup> Q(3)	178.65 <sup>''</sup>		211.32 <sup>''</sup>		276.98 <sup>''</sup>		237.06 <sup>''</sup>		103.51 <sup>''</sup>	
L-B <sup>2</sup> Q(6)	227.51 <sup>''</sup>		353.56 <sup>''</sup>		363.49 <sup>''</sup>		337.57 <sup>''</sup>		188.55 <sup>''</sup>	
L-B <sup>2</sup> Q(9)	261.82 <sup>''</sup>		453.73 <sup>''</sup>		453.29 <sup>''</sup>		418.01 <sup>''</sup>		228.42 <sup>''</sup>	
ADF	-44.28 <sup>''</sup>		-42.81 <sup>''</sup>		-42.75 <sup>''</sup>		-40.45 <sup>''</sup>		-45.11 <sup>''</sup>	
P-P	-44.31 <sup>''</sup>		-43.25 <sup>''</sup>		-42.75 <sup>''</sup>		-40.40 <sup>''</sup>		-45.53 <sup>''</sup>	

說明：1. J-BN 為 Jarque-Bera 常態分配檢定，檢測該時間序列是否為常態分配。

2. L-B Q 和 L-B<sup>2</sup>Q 分別是數列本身及其平方項自我相關檢定之統計量。

3. ADF 表示 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定法，PP 表示 Phillips and Perron 單根檢定法，ADF 檢定法為  $t$  統計量，PP 檢定法為調整後  $t$  統計量，顯著代表序列為定態。

4. 因選舉期間是結合三次選舉不為連續之時間序列，故不予計算 L-B Q、L-B<sup>2</sup>Q 值及單根檢定。

5. <sup>''</sup> :  $p < .05$ 。

股市報酬平方值存在自我相關為異質變異數的間接證據，是利用 ARCH 效果檢定直接觀察是否存在條件異質變異數。LM 統計值常用來檢定 ARCH 效果（Engle, 1982），LM(k) 檢定的統計量  $TR^2$  為一自由度為  $k$  的  $\chi^2$  分配，其中  $T$  為樣本個數， $R^2$  為以 OLS 估計的輔助迴歸式（auxiliary regression）的判定係數值， $k$  為落遲期數。若模型存在自我相關，則其平方值近似於 ARCH 效果。表 3-1 及中 3-2 除了塑膠化工業及金融業指數報酬外所有股票報酬皆存在自我相關，在做 ARCH 效果檢定時，我們假設其股票報酬為

ARMA(p,q)過程，參數p與q的選擇保證模型殘差不存在一階自我相關。表 4-1 及 4-2 列出 ARCH 檢定結果，在所有市場股票報酬皆不存在一階自我相關的前提下（此即較小的 L-B Q 統計值）， $TR^2$  統計值，皆顯著大於 5% 顯著水準下之臨界值，表示存在 ARCH 異質變異數的特性；不同的股票持有期間，投資人面對不同的市場波動風險。使用 GARCH 模式可以捕捉到股價波動聚集（volatility clustering）的現象，進而反應股價報酬的變異數是隨時間而改變的。然而，在 GARCH 模式中，條件變異數被設定成前一期殘差與前一期波動平方的線性組合，所以只要大小規模相同不論是好消息或壞消息，皆會得到相同的波動量，此為對稱之 GARCH 模型。但此模型無法捕捉到負面與正面消息反映的不對稱效果（asymmetry effect），若使用該模型估計波動性可能會得到偏誤的結果（Antoniu, Holmes and Priestly, 1998）。

表 4-1 ARCH 效果檢定  
（上市、上櫃、水泥窯業、食品業及塑膠化工業）

k	上市指數	上櫃指數	水泥窯業	食品業	塑膠化工
1	33.7661**	25.2392**	96.2133**	49.4140**	59.7876**
2	77.8521**	86.4236**	168.7850**	83.8557**	81.34630**
3	120.4166**	111.4645**	187.7987**	109.2057**	100.1980**
4	133.2482**	126.1856**	191.1809**	111.1864**	104.8765**
5	136.7743**	132.8730**	196.7361**	112.4608**	105.1532**
6	149.1283**	143.1825**	197.7847**	119.4598**	110.4483**
7	150.5901**	144.5695**	199.7989**	120.1415**	110.2488**
8	156.6827**	152.7184**	204.6392**	122.7151**	112.5174**
9	156.5118**	158.2214**	204.8796**	128.0975**	115.3276**
10	163.2314**	161.3702**	206.5224**	129.8781**	119.1077**
11	163.2432**	161.0677**	206.4450**	129.6789**	119.5149**
12	165.2187**	163.7010**	206.7712**	129.6354**	120.1206**
ARMA(p,q)	(1,0)	(1,0)	(1,0)	(1,0)	(0,0)
L-B Q(3)	5.6970	2.7082	1.7730	0.4792	3.5473
L-B Q(6)	8.8372	3.0987	8.6886	2.7920	7.9637
L-B Q(9)	10.8590	4.2800	9.6359	7.6143	9.4073

說明：1. ARMA(p,q)分別為 p=0、1，q=0 的過程。

2. L-B Q 為模型殘差值自我相關檢定值統計量，分別列出 3、6、9 階的檢定結果。

3. \*\* :  $p < .05\%$ 。



表 4-2 ARCH 效果檢定  
(紡織業、機電業、造紙業、營建業及金融業)

$k$	紡織業	機電業	造紙業	營建業	金融業
1	60.3370**	43.7699**	104.4273**	62.5115**	40.4232**
2	110.1395**	115.7364**	171.0294**	112.1862**	67.4961**
3	141.4303**	158.9239**	188.6433**	148.8580**	83.5123**
4	144.0749**	173.8497**	191.1961**	166.6751**	99.4912**
5	144.0158**	180.8488**	205.3639**	171.2068**	110.2995**
6	147.3417**	191.8010**	205.9009**	172.4074**	118.2292**
7	147.8827**	196.0489**	210.7524**	173.4461**	119.4550**
8	153.5101**	200.7953**	218.0475**	183.1649**	126.7316**
9	154.7242**	201.4625**	220.7440**	184.6246**	127.0972**
10	160.3502**	209.0083**	236.2506**	185.3434**	127.5760**
11	160.3951**	216.3779**	242.1804**	185.3575**	127.8078**
12	160.7892**	218.0998**	242.5841**	185.5946**	128.3744**
ARMA(p,q)	(1,0)	(1,0)	(1,0)	(1,0)	(0,0)
L-B Q(3)	0.5701	6.6626	4.2986	1.2358	6.3538
L-B Q(6)	2.0436	11.1620	4.5457	6.9253	9.5832
L-B Q(9)	8.1015	12.2430	10.4390	13.1460	11.9940

說明：1. ARMA(p,q)分別為  $p=0, 1, q=0$  的過程。

2. L-B Q 為模型殘差值自我相關檢定值統計量，分別列出 3、6、9 階的檢定結果。

3. \*\* :  $p < .05$ 。

因此，為了解決 GARCH 模型無法反應波動不對稱的限制，許多學者紛紛提出可以衡量正面與負面消息的不對稱 GARCH 或 ARCH 模型。利用不對稱模型可以分析同幅度的好消息與壞消息對於條件變異數不對稱的影響效果，壞消息對條件變異數（可預測報酬波動性）的增加效果大於好消息。表 5 為波動不對稱的檢定結果，利用聯合檢定（Joint Test）的卡方統計量，在 5% 顯著水準下呈現顯著，顯示不同程度的正、負向期望報酬對波動具有聯合影響效果。綜合以上對股價報酬波動不對稱性的檢定結果，由表 5 顯示上市、上櫃及八大類股報酬的波動皆具有不對稱性現象。而從展望理論的觀點中我們可知，相較於獲利而言，選民對損失的反應較為敏感，因此當人們感覺到未來可能隨政治環境不穩定或國家經濟前景不佳而將遭致損失時，因此市場會產生不理性過度的反應行為，以致於越接近選舉日時，股票市場經常出現大幅波動之現象。

表 5 波動不對稱聯合檢定

選舉時間	上市指數	上櫃指數	水泥窯業	食品業	塑膠化工
前一個月	45.3729**	34.4967**	106.9569**	217.0121**	71.5745**
前二個月	45.0179**	34.7450**	110.2193**	216.4620**	71.6895**
前三個月	44.8016**	33.0255**	109.0975**	218.9699**	71.3692**
後一個月	47.9791**	33.8320**	109.0372**	219.5064**	71.6033**
選舉時間	紡織業	機電業	造紙業	營建業	金融業
前一個月	71.4351**	40.8059**	103.8084**	87.9242**	28.6097**
前二個月	72.0773**	40.8474**	99.5680**	93.1120**	28.5471**
前三個月	73.2102**	42.1995**	103.8237**	88.2787**	28.9286**
後一個月	72.2801**	40.3065**	107.6258**	93.7465**	29.1959**

說明：1.\*\* :  $p < .05$ 。

2. JT 檢定為服從自由度為 3 的卡方分配。

### 參、模型設定

傳統計量模型假設變異數為固定，由表 4-1 及 4-2 的 ARCH 效果檢定發現所有市場報酬存在條件異質變異數的現象，意謂在台灣三次的總統大選期間，變異數皆呈現不規則的波動，因而破壞固定變異數 (homoskedasticity) 的假設。而股票投資人同時關注股票持有期間的報酬與風險，再基於條件預期 (conditional forecasts) 明顯優於非條件預期 (unconditional forecasts) 的認知，Engle (1982) 首先提出 ARCH 模型，利用最大概似法 (maximum likelihood techniques)，同時估計一時間數列變數的平方值與變異數；隨後 Bollerslev (1986) 擴展 ARCH 模型中的條件變異數為一 ARMA 過程。在以往研究中，是使用 GARCH 模型來捕捉股價波動叢聚的現象，進而反應股價報酬的變異數是隨時間而改變。

總統大選中任何的政治衝擊，皆可能引發股票市場的預期，誘使投資人調整其投資組合以獲得較高的報酬。股價指數為經濟景氣與否之先行指標，股票上漲代表在執政黨的領導下經濟繁榮，大選前執政黨透過操縱股票上漲，則再次獲選的機會較大，通常執政黨在選前會刻意利用政策因素釋放利多，造成股票市場漲跌的波動。王姓 (1995) 曾以 Schwert (1989) 所使用之 AGARCH、EGARCH、GJR-GARCH、NGARCH 以及 VGARCH 等不對稱模型，對台灣股市未預期報酬對條件波動性是否存在不對稱性進行研究，發現 GJR-GARCH (1,1) 不對稱模型最適合台灣股票市場，故本研究將以 Glosten et al. (1993)

的 GJR-GARCH 模型（註六）來探討台灣自總統民選以來是否具有選舉效應，本文所採用 GJR-GARCH (1,1)模型，其設定如下：

$$R_t = k_0 + \sum_{i=1}^T k_i R_{t-i} + \theta D + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \mid \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

式(1)中， $R_t$  是第  $t$  天股價報酬， $k_0$  為常數項， $k_i$  為報酬落後期數之係數， $D$  為虛擬變數（dummy variable）代表總統選舉事件， $D = 0$  或  $1$ ，當  $D=1$  分別代表選舉前一個月、選舉前二個月、選舉前三個月、選舉後一個月，而  $D=0$  代表其他月份， $\theta$  為虛擬變數之係數，在進行實證分析時，以各個不同月份分別進行四次分析，我們關注於總統選舉事件是否對股市報酬產生顯著之影響，以虛擬變數設定方式可以顯示出該事件是否具有影響性。式(2)中，代表使用 GJR-GARCH 模型的殘差符合平均數為 0、變異數為  $\sigma_t^2$  之常態分配。而式(3)中， $\sigma_t^2$  為第  $t$  天之條件波動量， $\omega$  為常數項，參數  $\alpha$  為落後殘差平方的係數，代表市場上新的正面消息對於市場波動性的影響；參數  $\gamma$  代表不對稱性的效果，若  $\gamma$  顯著不為零，表示股票市場對於正面與負面消息的反應不同，亦即市場中存在消息不對稱性，而  $\alpha + \gamma$  即市場中壞消息對於波動性的影響。參數  $\beta$  為落後條件波動性的係數，代表前一天市場上的波動性持續影響當日市場波動水準的程度，可視為市場上舊消息對於股市的影響。參數之限制式為  $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ ，上式中如果  $\varepsilon_{t-1} < 0$  時，則  $d_{t-1} = 1$ ，反之則  $d_{t-1} = 0$ ；當  $d_{t-1} = 1$  時，表示總統選舉事件對市場負向報酬的衝擊會增加市場的波動性，而  $d_{t-1} = 0$  時，選舉事件則不會增加市場之波動。因此當  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ ， $\varepsilon_{t-1}^2$  與  $\sigma_{t-1}^2$  的關係為  $\alpha$ ；而當  $\varepsilon_{t-1} < 0$ ， $\varepsilon_{t-1}^2$  與  $\sigma_{t-1}^2$  的關係為  $\alpha + \gamma$ ，因此  $\gamma > 0$  則表示不對稱，同幅度的壞消息對  $\sigma_{t-1}^2$  的影響較高。

本研究關注總統選舉對股市報酬產生的影響，當虛擬變數係數  $\theta$  顯著為正時，代表總統選舉事件對該月份股市報酬是具有顯著的正向效果，反之，當  $\theta$  顯著為負時，代表總統選舉事件對該月份股市報酬是具有顯著的負向效果，若  $\theta$  不顯著時，則代表總統選舉對股市報酬不具有效果。

## 肆、實證分析

由表 3-1 及 3-2 可發現，台灣股票市場除了塑膠化工業及金融業指數報酬外，其餘

股票報酬顯現自我相關的性質，代表平均報酬方程式可能受到前期報酬（Lo and Mackinlay, 1988）或前期殘差（Scholes and Williams, 1977）的影響，本文假設平均報酬殘差為 ARMA (p,q) 的過程，參數 p 與 q 之決定是依據 Akaike's Information Criterion (AIC) 作為判斷準則，而 GJR-GARCH 模型中平均值方程式的殘差項是否存在自我相關、及殘差落遲項是否顯著，我們選擇 ARMA (1,0) 的過程；塑膠化工業及金融業股票指數 GJR-GARCH (1,1) 的殘差值不存在自我相關，在自由度的觀點下，我們減少限制條件，選擇  $p=q=0$ 。而 GJR-GARCH (1,1) 構成本文探討總統大選是否影響股市報酬及其波動的實證模型。表 6-1 至表 9-2 列出以最大概似估計的上櫃與上市的股票市場 GJR-GARCH (1,1) 模型估計值及相關統計量。

由表 6-1 至表 9-2 中發現估計參數在 5% 的水準下均顯著，所有市場變異數方程式的估計係數  $\omega$ 、 $\alpha$  及  $\beta$  皆顯著大於零（5% 的顯著水準下），且保證估計變異數 ( $\sigma^2$ ) 為正值；其中  $\alpha + \beta$  皆小於 1，確定變異數為收斂，市場模型穩定，且 Ljung-Box 自我相關檢定 (L-B Q 值) 皆拒絕模型存在自我相關，較小的模型殘差平方項自我相關統計檢定值 (L-B<sup>2</sup>Q) 拒絕 ARCH 效果。且所有市場的 GJR-GARCH (1,1) 模型估計皆滿足模型的基本假設與限制條件，可以據以從事進一步分析。

本文主要關注總統大選對股市報酬的影響，從表 6-1 至表 9-2 所有市場平均值方程式的參數  $\theta$  估計值中我們發現，在 5% 的顯著水準下，選舉前三個月中虛擬變數係數  $\theta$  在大部分的類股皆呈現正顯著，代表總統選舉事件對股票報酬具有正向效果，包括上市類股、上櫃類股、水泥窯業及營建業，至於金融業則滿足 10% 的顯著水準，顯示在總統大選期間執政黨透過各項利多政策來影響股市，進而影響選舉結果。在選舉前二個月係數僅在水泥業、食品業、紡織業及營建業類股之報酬有正向效果，其原因為利多消息已呈現頓化現象，顯著的類股是屬於落後補漲股；但就配合總統選舉利多消息影響股市行情，確實有發揮其拉抬之功效，顯示執政黨可能透過各項利多政策來刺激股市；而在選舉前最後一個月中，明顯看出各類股的報酬皆不顯著，發現係數  $\theta$  皆不滿足 10% 之顯著水準，代表總統選舉對上市、上櫃及各類股報酬之影響皆不顯著，其主要原因為台灣和其他國家外在環境不同，台灣在這三次的總統選舉前都面臨中共的威脅而有政治利空事件發生，如第一次總統選舉前，中共在台灣海峽進行導彈演習（1996 年 3 月 5 日）；同樣的，第二次總統大選前選情不明朗，投資人擔心政局不穩影響股票市場，於 2000 年 3 月 13 日選舉前五天股市下跌 617 點，創下台灣股票市場單日最大跌幅；2004 年總統大選並同時舉辦防禦性公投，引起美國關切以及中共批判，使得兩岸關係陷入緊張的局面。因此，台灣股市越靠近選舉日，外資、法人及一般投資大眾對政治情勢不明朗的預期，造成股市疲弱，再加上後二次選舉，因政治情勢較不穩定，導致投資人擔憂政局不安而引發恐



慌性賣壓出現，特別是在 2000 年 3 月 13 日及 2004 年 3 月 15 日，總統選舉前最後一個星期一，股市都出現大幅下跌的現象。執政黨在選舉前為營造其對提升經濟的執政能力，因而經常釋出許多利多政策進行護盤（註七），如穩定匯市、縮小股市跌幅（註八）、調降存款準備率（註九）、開放外資投資（註十）、設立「股市穩定基金」、國安基金及四大基金之投入（註十一）等來活絡股市，但由於前述利空事件的發生，反而抵銷執政黨選舉前利多政策的效果，從上櫃、食品、機電及金融類股可發現，總統選舉對股票報酬產生負向之影響。

而選後一個月來看，隨著選舉結果之確立則產生慶祝行情，由實證結果發現上市、上櫃、金融及營建類股係數對股票報酬產生顯著的正向影響；從政府利多政策來看，選舉期間受惠最多的類股為金融與營建類股，我們認為金融業除了受到利多政策刺激外，同時政府對金融業握有較多股份較易操縱行情，而營建業也經常因政府施放利多政策而受惠，故總統選舉對該二類股股票報酬會產生顯著正向報酬。但是由於政府各項利多政策主要偏重於金融類股，對其他類股受惠不大，因此由實證結果證實總統選舉對其他類股確實無顯著效應，但隨著選舉結果確立後則產生慶祝行情對股票市場報酬率將產生正向的影響。因此，台灣總統選舉對股票市場會產生相當程度的衝擊，即台灣股票市場部分個類股票價格是存在總統選舉效應。

## 伍、結論

台灣的民主化的腳步自 1996 年起總統直接民選後大幅邁進，在民主開放改革的同時，各政黨無不希望能在總統大選中獲得勝選，而執政黨更是不希望放棄其原有豐富的行政資源繼續執政，並藉由施政上的優勢，利用各種利多政策以改變選民的投票行為。本文主要從展望理論觀點來證實台灣總統選舉對股市之影響，方法以 GJR-GARCH (1,1) 模型研究自 1995 年 11 月 3 日至 2004 年 4 月 16 日台灣三次總統大選是否具有總統選舉效應。

實證結果顯示，當總統選舉前股市呈現樂觀趨勢時，執政黨似乎有較大的勝算能贏得總統選舉，因為選民有安於現狀的傾向，大動作的政策變革往往不被選民所接受；而當選前股市呈現大幅波動及預期走勢不被看好時，則選民較傾向於將選票投給在野黨，此現象與展望理論之觀點一致。

由於台灣三次的總統選舉前都面臨中共強大壓力等政治利空事件發生，因此，在同時考慮風險因素下利用 GJR-GARCH 模型結果推論，台灣股票市場在 5% 的顯著水準下，總統選舉前三個月大部分類股的報酬皆有顯著正向效果，包括上市類股、上櫃類股、水





泥窯類、營建業及金融業；而在選舉前二個月僅有水泥業、食品業、紡織業及營建業的報酬有正向效果，其原因為利多消息已呈現頓化現象，顯著的類股是屬於落後補漲股；但就配合總統選舉利多消息影響股市行情，確實有操縱股市之現象。而在選舉前最後一個月中，明顯看出各類股的報酬皆不顯著，此外，由總統選後一個月結果發現，上市、上櫃、金融及營建類股的報酬產生顯著的正向影響。隨著選舉結果確立後，則對股票市場將產生慶祝行情。因此，台灣總統選舉對股票市場會產生相當程度的衝擊，即台灣股票市場部分個類股票價格是存在總統選舉效應。

表 6-1 總統選舉前一個月之 GJR-GARCH (1,1)模型估計

$$R_t = k_0 + \sum_{i=1}^T k_i R_{t-i} + \theta D + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

(上市、上櫃、水泥窯業、食品業及塑膠化工業)

	上市指數	上櫃指數	水泥窯業	食品業	塑膠化工
$k_0$	0.000172 (0.000313)	0.00016 (0.000358)	-0.014874 (0.035162)	0.003462 (0.034307)	0.015081 (0.036691)
$k$	0.0645** (0.023581)	0.1362** (0.023072)	0.074319 (0.022103)	0.086657** (0.023815)	
$\theta$	0.001856 (0.001257)	-0.001206 (0.001682)	0.075656 (0.226964)	-0.000486 (0.223639)	0.15825 (0.187638)
$\omega$	8.95E-06** (1.77E-06)	1.27E-05** (1.71E-06)	(0.016539)	0.367415** (0.061589)	0.141268** (0.026516)
$\gamma$	0.038818** (0.010312)	0.105397** (0.013459)	0.105109** (0.014164)	0.115477** (0.020449)	0.046672** (0.011518)
$\beta$	0.113627** (0.019127)	0.041318** (0.019284)	0.015336** (0.017463)	0.065902** (0.024933)	0.086593** (0.017894)
$\beta$	0.873697** (0.015309)	0.843136** (0.015479)	0.869189** (0.011408)	0.725817** (0.031634)	0.871675** (0.015587)
$\alpha + \beta$	0.9125	0.9485	0.9743	0.8413	0.9183
L-B Q(3)	5.5530	4.9839	3.1329	1.4898	6.3404
L-B Q(6)	8.5405	6.9511	5.9257	3.5152	9.1158
L-B Q(9)	9.0384	9.4762	6.3811	8.6289	9.6056
L- B <sup>2</sup> Q(3)	4.7372	3.9562	3.9448	2.9998	3.0926
L- B <sup>2</sup> Q(6)	5.4583	5.2236	5.3592	7.9440	7.1785
L- B <sup>2</sup> Q(9)	8.6856	6.8266	9.2013	10.4230	13.2090

說明：1.  $k_0$  為常數項， $k_i$  為報酬落後期數之係數， $\theta$  為虛擬變數之係數。 $\omega$  為常數項，參數  $\alpha$  為落後殘差平方的係數，參數  $\gamma$  代表不對稱性的效果，參數  $\beta$  為落後條件波動性的係數，參數之限制式為  $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

2. 小括號內為標準差。

3. L-B Q 和 L- B<sup>2</sup>Q 為標準化殘差及其平方值的自我相關檢定值，3、6、9 代表高階自我相關檢定。

4. \*\* :  $p < .05$  ; \*  $p < .1$ 。



表 6-2 總統選舉前一個月之 GJR-GARCH (1,1)模型估計  
(紡織業、機電業、造紙業、營建業及金融業)

	紡織業	機電業	造紙業	營建業	金融業
$k_0$	-0.003212 (0.037781)	0.049745 (0.038532)	-0.019179 (0.04132)	-0.013188 (0.040121)	-0.021945 (0.038454)
$k$	0.067413** (0.022892)	0.088156** (0.022794)	0.087605** (0.020738)	0.131102** (0.021474)	
$\theta$	0.109322 (0.191775)	-0.066911 (0.159939)	0.216914 (0.23924)	0.031711 (0.271703)	-0.036095 (0.235832)
$\omega$	0.28878** (0.056297)	0.051653** (0.013104)	0.094963** (0.019408)	0.105121** (0.02524)	0.217886** (0.04259)
$\alpha$	0.08631** (0.018368)	0.045176** (0.010786)	0.086499** (0.012608)	0.105714** (0.01371)	0.064991** (0.010717)
$\gamma$	0.091576** (0.026517)	0.04597** (0.015198)	0.003096 (0.015984)	0.00151** (0.017309)	0.052379** (0.018574)
$\beta$	0.78899** (0.028457)	0.920796** (0.00998)	0.893066** (0.011457)	0.873866** (0.014113)	0.850461** (0.019554)
$\alpha+\beta$	0.8753	0.9659	0.9772	0.9796	0.9154
L-B Q(3)	0.8621	5.2266	2.5913	4.9318	6.1068
L-B Q(6)	2.0882	5.7568	2.7482	11.6900	7.5991
L-B Q(9)	6.3136	5.3566	14.2250	15.0840	8.9674
L- B <sup>2</sup> Q(3)	0.6528	7.0124	7.5423	6.2589	0.3036
L- B <sup>2</sup> Q(6)	2.0940	7.9175	8.5918	8.7257	2.1070
L- B <sup>2</sup> Q(9)	3.8503	8.3881	10.1324	11.9710	8.9299

說明：1.  $k_0$  為常數項， $k$  為報酬落後期數之係數， $\theta$  為虛擬變數之係數。 $\omega$  為常數項，參數 $\alpha$  為落後殘差平方的係數，參數 $\gamma$  代表不對稱性的效果，參數 $\beta$  為落後條件波動性的係數，參數之限制式為 $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

2. 小括號內為標準差。

3. L-B Q 和 L- B<sup>2</sup> Q 為標準化殘差及其平方值的自我相關檢定值，3、6、9 代表高階自我相關檢定。

4. \*\* :  $p < .05$  ; \* :  $p < .1$  。

表 7-1 總統選舉前二個月之 GJR-GARCH (1,1)模型估計

$$R_t = k_0 + \sum_{i=1}^T k_i R_{t-i} + \theta D + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

(上市、上櫃、水泥窯業、食品業及塑膠化工業)

	上市指數	上櫃指數	水泥窯業	食品業	塑膠化工
$k_0$	0.000168 (0.000315)	-1.4E-06 (0.000353)	-0.022836 (0.035253)	-0.009637 (0.034412)	0.020427 (0.036969)
$k$	0.063652** (0.023618)	0.134866** (0.02295)	0.073496** (0.022121)	0.084383** (0.023926)	
$\theta$	0.001292 (0.00182)	0.002988 (0.002138)	0.321702* (0.208348)	0.522458** (0.175597)	-0.0075 (0.224002)
$\omega$	9.39E-06** (1.82E-06)	1.26E-05** (1.69E-06)	0.088541** (0.017089)	0.370193** (0.062231)	0.146261** (0.027151)
$\alpha$	0.042023** (0.010409)	0.104325** (0.013394)	0.106109** (0.014462)	0.109463** (0.020104)	0.048013** (0.011676)
$\gamma$	0.11354** (0.019511)	0.042544** (0.019284)	0.017266** (0.017967)	0.072495** (0.024857)	0.086274** (0.018151)
$\beta$	0.869104** (0.015281)	0.843826** (0.015393)	0.866215** (0.011672)	0.726678** (0.03185)	0.868972** (0.015866)
$\alpha + \beta$	0.9111	0.9482	0.9723	0.8361	0.9169
L-B Q(3)	5.5910	4.7363	2.8627	1.1739	6.2251
L-B Q(6)	7.9453	6.4468	5.8418	3.2877	9.0308
L-B Q(9)	8.4880	8.5783	6.1782	7.8701	9.5079
L-B <sup>2</sup> Q(3)	5.2545	3.5588	3.7289	3.5697	3.0209
L-B <sup>2</sup> Q(6)	5.9388	4.8313	5.2450	8.8791	7.1956
L-B <sup>2</sup> Q(9)	8.7998	6.4844	9.0408	11.2870	13.1440

說明：1.  $k_0$  為常數項， $k_i$  為報酬落後期數之係數， $\theta$  為虛擬變數之係數。 $\omega$  為常數項，參數  $\alpha$  為落後殘差平方的係數，參數  $\gamma$  代表不對稱性的效果，參數  $\beta$  為落後條件波動性的係數，參數之限制式為  $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

2. 小括號內為標準差。

3. L-B Q 和 L-B<sup>2</sup> Q 為標準化殘差及其平方值的自我相關檢定值，3、6、9 代表高階自我相關檢定。

4. \*\* :  $p < .05$  ; \* :  $p < .1$ 。



表 7-2 總統選舉前二個月之 GJR-GARCH (1,1)模型估計  
(紡織業、機電業、造紙業、營建業及金融業)

	紡織業	機電業	造紙業	營建業	金融業
$k_0$	-0.011315 (0.037892)	0.046103 (0.038082)	-0.020509 (0.041423)	-0.020682 (0.040182)	-0.029411 (0.03858)
$k$	0.065891** (0.022917)	0.088381** (0.022687)	0.087529** (0.02075)	0.130598** (0.02148)	
$\theta$	0.349451** (0.18227)	0.030177 (0.229818)	0.238913 (0.224114)	0.420431** (0.231285)	0.225656 (0.20049)
$\omega$	0.287489** (0.056732)	0.05067** (0.012696)	0.093344** (0.019234)	0.106294** (0.025456)	0.217182** (0.042174)
$\alpha$	0.087354** (0.018297)	0.044321** (0.01071)	0.085122**	(0.012515) 0.105205**	0.064302** (0.010637)
$\gamma$	0.091617** (0.026631)	0.046807** (0.015014)	0.003013 (0.015827)	0.002726** (0.017436)	0.053853** (0.018761)
$\beta$	0.788436** (0.028311)	0.921416** (0.009694)	0.894768** (0.011419)	0.873462** (0.014179)	0.850665** (0.01942)
$\alpha + \beta$	0.8558	0.9657	0.9799	0.9787	0.9149
L-B Q(3)	7.6830	5.3813	2.6688	4.6556	5.9229
L-B Q(6)	2.0416	5.9026	2.8151	11.1020	7.4470
L-B Q(9)	6.3953	6.5189	14.1510	15.0610	8.8943
L-B <sup>2</sup> Q(3)	0.8658	6.5578	7.9850	6.2760	0.2679
L-B <sup>2</sup> Q(6)	2.3561	7.5257	8.7520	8.7979	1.8960
L-B <sup>2</sup> Q(9)	4.2907	8.0062	10.7220	11.8220	8.7661

說明：1.  $k_0$  為常數項， $k$  為報酬落後期數之係數， $\theta$  為虛擬變數之係數。 $\omega$  為常數項，參數  $\alpha$  為落後殘差平方的係數，參數  $\gamma$  代表不對稱性的效果，參數  $\beta$  為落後條件波動性的係數，參數之限制式為  $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

2. 小括號內為標準差。

3. L-B Q 和 L-B<sup>2</sup> Q 為標準化殘差及其平方值的自我相關檢定值，3、6、9 代表高階自我相關檢定。

4. \*\* :  $p < .05$  ; \* :  $p < .1$  。

表 8-1 總統選舉前三個月之 GJR-GARCH (1,1)模型估計

$$R_t = k_0 + \sum_{i=1}^T k_i R_{t-i} + \theta D + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

(上市、上櫃、水泥窯業、食品業及塑膠化工)

	上市指數	上櫃指數	水泥窯業	食品業	塑膠化工
$k_0$	0.000102 (0.000312)	-6.97E-05 (0.000359)	-0.021449 (0.035314)	-0.002498 (0.034482)	0.015588 (0.037029)
$k$	0.062242** (0.023702)	0.12853** (0.023802)	0.071833** (0.022424)	0.086262** (0.023782)	
$\theta$	0.004586** (0.001765)	0.005086** (0.001271)	0.604181** (0.22371)	0.265167 (0.217909)	0.172187 (0.225158)
$\omega$	9.79E-06** (1.86E-06)	1.32E-05** (1.78E-06)	0.095324** (0.0118023)	0.353483** (0.030876)	0.14934** (0.027585)
$\alpha$	0.038818** (0.010312)	0.105617** (0.014312)	0.111146** (0.015012)	0.112171** (0.019774)	0.048802** (0.011842)
$\gamma$	0.113627** (0.019127)	0.043118** (0.016143)	0.022263** (0.018809)	0.06682** (0.024426)	0.08749** (0.017894)
$\beta$	0.873697** (0.015309)	0.840692** (0.016143)	0.8577** (0.012168)	0.733513** (0.030876)	0.866789** (0.016084)
$\alpha + \beta$	0.9125	0.9463	0.9688	0.8456	0.9155
L-B Q(3)	4.5491	3.7420	3.2450	1.3667	5.9875
L-B Q(6)	7.3255	4.8408	6.2739	3.3582	8.8222
L-B Q(9)	7.8896	6.5356	6.5194	8.2336	9.3065
L-B <sup>2</sup> Q(3)	4.8673	2.4257	2.3607	2.8430	2.9211
L-B <sup>2</sup> Q(6)	5.6900	3.7463	3.8254	7.6204	6.9849
L-B <sup>2</sup> Q(9)	8.5445	5.7225	8.0230	10.1390	12.8880

說明：1.  $k_0$  為常數項， $k_i$  為報酬落後期數之係數， $\theta$  為虛擬變數之係數。 $\omega$  為常數項，參數  $\alpha$  為落後殘差平方的係數，參數  $\gamma$  代表不對稱性的效果，參數  $\beta$  為落後條件波動性的係數，參數之限制式為  $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

2. 小括號內為標準差。

3. L-BQ 和 L-B<sup>2</sup>Q 為標準化殘差及其平方值的自我相關檢定值，3、6、9 代表高階自我相關檢定。

4. \*\* :  $p < .05$  ; \* :  $p < .1$ 。



表 8-2 總統選舉前三個月之 GJR-GARCH (1,1)模型估計  
(紡織業、機電業、造紙業、營建業及金融業)

	紡織業	機電業	造紙業	營建業	金融業
$k_0$	-0.007181 (0.037729)	0.036753 (0.038198)	-0.025336 (0.041332)	-0.02595 (0.040331)	-0.033105 (0.03891)
$k$	0.066217** (0.022931)	0.087127** (0.022693)	0.086382** (0.020776)	0.129707** (0.021626)	
$\theta$	0.300616 (0.25139)	0.326765 (0.240072)	0.477556 (0.50351)	0.69922** (0.183413)	0.415608* (0.26056)
$\omega$	0.290214** (0.056407)	0.051553** (0.012791)	0.096152** (0.019667)	0.10778** (0.025596)	0.218957** (0.042655)
$\alpha$	0.087455** (0.01837)	0.045313** (0.010892)	0.086305** (0.01271)	0.105124** (0.01408)	0.06542** (0.010698)
$\gamma$	0.092328** (0.026495)	0.047864** (0.015325)	0.005631 (0.016209)	0.00675** (0.018102)	0.053616** (0.018827)
$\beta$	0.787292** (0.028667)	0.919833** (0.009838)	0.891836** (0.011511)	0.871531** (0.01439)	0.849257** (0.01955)
$\alpha+\beta$	0.8747	0.9651	0.9781	0.9766	0.9147
L-B Q(3)	0.7856	5.0734	2.7341	3.3544	5.5943
L-B Q(6)	2.0015	5.5797	2.9010	9.1163	7.0446
L-B Q(9)	6.2243	6.1509	13.9540	14.9500	8.4898
L-B <sup>2</sup> Q(3)	0.6794	5.7518	7.0020	4.2363	0.3490
L-B <sup>2</sup> Q(6)	1.9368	6.6913	9.6320	6.6640	2.1254
L-B <sup>2</sup> Q(9)	3.7372	7.1483	11.1560	10.6330	8.4861

說明：1.  $k_0$  為常數項， $k_i$  為報酬落後期數之係數， $\theta$  為虛擬變數之係數。 $\omega$  為常數項，參數  $\alpha$  為落後殘差平方的係數，參數  $\gamma$  代表不對稱性的效果，參數  $\beta$  為落後條件波動性的係數，參數之限制式為  $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

2. 小括號內為標準差。

3. L-B Q 和 L- B<sup>2</sup> Q 為標準化殘差及其平方值的自我相關檢定值，3、6、9 代表高階自我相關檢定。

4. \*\* :  $p < .05$  ; \* :  $p < .1$  。

表 9-1 總統選舉後一個月之 GJR-GARCH (1,1)模型估計

$$R_t = k_0 + \sum_{i=1}^T k_i R_{t-i} + \theta D + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

(上市、上櫃、水泥窯業、食品業及塑膠化工業)

	上市指數	上櫃指數	水泥窯業	食品業	塑膠化工
$k_0$	0.000169 (0.000315)	2.17E-05 (0.000355)	-0.01299 (0.035116)	0.0004 (0.03426)	0.022715 (0.036966)
$k$	0.063898** (0.023726)	0.136774** (0.02303)	0.074296** (0.022121)	0.086567** (0.023864)	
$\theta$	0.003551** (0.001398)	0.006286** (0.001377)	0.026283 (0.23315)	0.216518 (0.191813)	-0.129659 (0.195993)
$\omega$	9.63E-06** (1.82E-06)	1.27E-05** (1.7E-06)	0.08443** (0.016538)	0.367435** (0.062652)	0.143099** (0.026669)
$\alpha$	0.038989** (0.010652)	0.103493** (0.013496)	0.104992** (0.014139)	0.115906** (0.020575)	0.047096** (0.011527)
$\gamma$	0.118132** (0.020006)	0.046281** (0.020185)	0.014999** (0.017429)	0.065886** (0.025309)	0.085787** (0.017912)
$\beta$	0.868623** (0.015282)	0.842613** (0.01531)	0.86952** (0.011406)	0.725322** (0.032168)	0.871029** (0.015599)
$\alpha + \beta$	0.9073	0.9461	0.9745	0.8412	0.9181
L-B Q(3)	4.3168	3.7858	3.1184	1.4496	6.3160
L-B Q(6)	7.1337	5.0685	5.9249	3.4865	9.0687
L-B Q(9)	7.7084	7.1431	6.3954	8.6302	9.5389
L-B <sup>2</sup> Q(3)	5.3087	4.9670	4.0161	3.0251	3.1392
L-B <sup>2</sup> Q(6)	5.7602	6.4153	5.4506	7.8329	7.2699
L-B <sup>2</sup> Q(9)	8.6349	8.3809	9.2366	10.4270	13.2120

說明：1.  $k_0$  為常數項， $k_i$  為報酬落後期數之係數， $\theta$  為虛擬變數之係數。 $\omega$  為常數項，參數  $\alpha$  為落後殘差平方的係數，參數  $\gamma$  代表不對稱性的效果，參數  $\beta$  為落後條件波動性的係數，參數之限制式為  $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

2. 小括號內為標準差。

3. L-BQ 和 L-B<sup>2</sup>Q 為標準化殘差及其平方值的自我相關檢定值，3、6、9 代表高階自我相關檢定。

4. \*\* :  $p < .05$  ; \* :  $p < .1$ 。





表 9-2 總統選舉後一個月之 GJR-GARCH (1,1)模型估計  
(紡織業、機電業、造紙業、營建業及金融業)

	紡織業	機電業	造紙業	營建業	金融業
$k$	0.000894 (0.037881)	0.044921 (0.038086)	-0.018606 (0.041269)	-0.018476 (0.040015)	-0.028747 (0.038288)
$k$	0.06726** (0.022891)	0.088098** (0.022714)	0.087417** (0.020735)	0.130702** (0.021509)	
$\theta$	-0.065357 (0.199012)	0.123602 (0.193011)	0.225493 (0.250634)	0.469873* (0.26331)	0.413492** (0.203291)
$\omega$	0.289637** (0.056651)	0.051252** (0.013138)	0.096745** (0.019776)	0.108209** (0.025906)	0.209767** (0.041994)
$\alpha$	0.086783** (0.01846)	0.04499** (0.010912)	0.08726** (0.012747)	0.106575** (0.014076)	0.062487** (0.01067)
$\gamma$	0.09059** (0.026602)	0.04674** (0.015053)	0.002173 (0.016092)	0.003181** (0.01795)	0.054727** (0.018544)
$\beta$	0.788759** (0.028575)	0.921096** (0.010037)	0.892338** (0.011575)	0.871572** (0.014477)	0.854113** (0.019357)
$\alpha+\beta$	0.8755	0.9661	0.9796	0.9781	0.9166
L-B Q(3)	0.8466	5.2107	2.6854	4.3074	5.4777
L-B Q(6)	2.0855	5.7337	2.8417	10.8570	7.0966
L-B Q(9)	6.2614	6.3220	14.3640	14.0620	8.5590
L-B <sup>2</sup> Q(3)	0.7297	6.4649	6.7790	6.2979	0.4362
L-B <sup>2</sup> Q(6)	2.2051	7.3871	9.5620	9.2857	2.3328
L-B <sup>2</sup> Q(9)	3.9151	7.8777	11.2580	12.3520	8.5482

說明：1.  $k_0$  為常數項， $k_i$  為報酬落後期數之係數， $\theta$  為虛擬變數之係數。 $\omega$  為常數項，參數 $\alpha$  為落後殘差平方的係數，參數 $\gamma$  代表不對稱性的效果，參數 $\beta$  為落後條件波動性的係數，參數之限制式為 $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

2. 小括號內為標準差。

3. L-B Q 和 L- B<sup>2</sup> Q 為標準化殘差及其平方值的自我相關檢定值，3、6、9 代表高階自我相關檢定。

4. \*\* :  $p < .05$  ; \* :  $p < .1$  。

\* \* \*

投稿日期：94.03.10；修改日期：94.04.13；接受日期：94.04.28。



## 註 釋

- 註 一：中華民國證券櫃檯買賣中心之上櫃股價指數起始日為 1995 年 11 月 3 日。
- 註 二：台灣股價加權指數佔最大比重為電子股，而台灣電子股股價與美國 Nasdaq 指數有高度密切關係，故選取該指數與台灣股價指數作比較。
- 註 三：第三次選舉由於選舉爭議，導致反對黨抗爭達二星期，進而影響到股市，造成股市大跌，但隨著選舉結果明朗，股市才產生慶祝行情，但相較於前二次選舉則慶祝行情效果被抵銷。
- 註 四：選舉期間是指總統選舉前三個月至選後一個月，期間共計四個月。
- 註 五：因選舉期間是結合三次選舉不為連續之時間序列，故不予計算 L-B Q、L-Q 值及單根檢定值。
- 註 六：審委建議本文作者參閱 Engle, Ito and Lin (1990) 之文獻，該篇文獻是採 GARCH-M 模型進行分析，作者將模型以 GJR-GARCH-M 模型重新估計，發現與原先使用模型估計結果並沒有改變，受限於篇幅限制本文並沒有刊登出來，若讀者有需要，作者將非常樂於提供分析結果。
- 註 七：1996 年 2 月 12 日行政院舉行專案會議，針對經濟情勢通過六項結論：（1）穩定金融，繼續放寬貨幣供應，必要時由央行視金融情勢適時調整存款準備率及重貼現率；（2）健全股市，成立股市穩定基金，提高勞工退休基金及各營利事業退休基金投資股票比例，加速開放投資國內股市；（3）健全房市，增撥 350 億元協助無自用住宅民眾購屋貸款；（4）協助中小企業融資；（5）徹底檢討工業用地取得；（6）繼續執行民國 84 年 11 月宣布之「當前景氣對策」（中央銀行經濟研究處，1996：184-185）；2004 年 1 月 30 日行政院經建會公佈 2003 年 12 月之景氣對策信號亮出黃紅燈（中央銀行經濟研究處，2004：159），代表景氣未來將呈現復甦。
- 註 八：2000 年 3 月 19 日受到政權易手可能造成股市重挫，財政部緊急宣布應變措施，股市跌幅降為 3.5%，為期兩週（中央銀行經濟研究處，2000：218）。
- 註 九：1996 年 3 月 5 日飛彈試射，3 月 8 日調降存款準備率 0.25% 到 1.25%，共釋金 629 億（中央銀行經濟研究處，1996：186）。
- 註 十：2000 年 1 月 15 日開放外資投資交銀與農銀（中央銀行經濟研究處，2000：216）。
- 註十一：1996 年 2 月 29 日開放一般僑外自然人與法人投資國內證券，並將外資投資國

內股票額度比例限制由原來的 15% 提升至 20%，並於 3 月 8 日宣布取消自營商買賣股票限制（中央銀行經濟研究處，1996：185）；2004 年 3 月 17 日交通部宣布中華郵政可以經營融券業務（中央銀行經濟研究處，2004：161）。

## 參考書目

### I、中文部分：

中央銀行經濟研究處（編印）

- 1996 「國內經濟金融日誌」，**中央銀行季刊**，十八卷二期：183-186。  
2000 「國內經濟金融日誌」，**中央銀行季刊**，二十二卷一期：211-219。  
2004 「國內經濟金融日誌」，**中央銀行季刊**，二十六卷一期：159-161。

王 甦

- 1995 「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果：台灣股票市場之實證分析」，**證券市場發展季刊**，七卷一期：125-160。

黃上紡

- 1996 「選舉與經濟－政治性景氣循環」，**美歐月刊**，十一卷五期：51-66。

楊忠駿

- 1997 「台灣地區公職人員選舉之選舉行情實證研究」，淡江大學財務金融研究所碩士論文。

鄧晏翔

- 2001 「台灣股票市場選舉行情的政經分析」，國立政治大學政治學系碩士論文。

### II、英文部分：

Allvine, Fred C. and Danel E. O'Neill

- 1980 "Stock Market Returns and the Presidential Election Cycle: Implications for Market Efficiency." *Financial Analysts Journal*, 36(5): 49-56.

Antoniou, Antonios, Phil Holmes and Richard Priestley

- 1998 "The Effects of Stock Index Futures Trading on Stock Index Volatility: An Analysis of the Asymmetric Response of Volatility to News." *Journal of Futures Markets*, 18(2): 151-166.

Black, Fischer.

- 1976 "Studies of Stock Price Volatility Changes." Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association, pp. 177-181.

Bollerslev, Tim

- 1986 "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics*, 31: 307-327.

Brown, Stephen J. and Jerold B. Warner

- 1980 "Measuring Security Price Performance." *Journal of Finance Economics*, 8: 205-258.

Engle, Robert F.

- 1982 "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica*, 50: 987-1008.

Engle, Robert F, Takatoshi Ito and Wen-Ling Lin

- 1990 "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market." *Econometrica*, 58: 525-542.

Foerster, Steve

- 1994 "Stock Market Performance and Election: Made-in-Canada Effects?" *Canadian Investment Review*, Summer: 39-42.

Foerster, Stephen R. and John J. Schmitz

- 1997 "The Transmission of U.S. Election Cycle to International Stock Returns." *Journal of International Business Studies*, 28: 1-27.

Gartner, Manfred and Klaus W. Wellershoff

- 1995 "Is there an Election Cycle in American Stock Returns?" *International Review of Economics and Finance*, 4: 387-410.

Gemmill, Gordon

- 1992 "Political Risk and Market Efficiency: Tests Based in British Stock and Options Market in the 1987 Election." *Journal of Banking and Finance*, 16: 211-231.

Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannathan and Dand E. Runkle

- 1993 "On the Relation between the Expected Value and Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks." *Journal of Finance*, 48: 1779-1801.

Gwilym, Owain A. and Mike Buckle

- 1994 "The Efficiency of Stock and Options Markets: Tests Based on 1992 UK Election Option Polls." *Applied Financial Economics*, 4: 345-354.

Herbst, Anthony and Craig W. Slinkman

- 1984 "Political Economic Cycles in the US Stock Market." *Financial Analysts Journal*,

40: 38-44.

Hobbs, Gerald R. and William B. Riley

1984 "Profiting from a Presidential Election." *Financial Analysts Journal*, 40: 46-53.

Homaifar, Ghassem, Willian L. Randolph, Billy P. Helems and Mahmond Haddad

1988 "American Presidential Election and Returns of Defense Industry Stocks." *Applied Economics*, 20: 985-994.

Kahneman, Daniel and Amos Tversky

1979 "Prospect Theory: an Analysis of Decision Under Risk." *Econometrica*, 47: 263-291.

Lo, Andrew W. and A. Craig Mackinlay

1988 "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test." *The Review of Financial Studies*, 1: 41-66.

MacRae, C. Duncan

1977 "A Political Model of the Business Cycle." *Journal of Political Economy*, 85(2): 239-264.

Nordhaus, William D.

1975 "The Political Business Cycle." *Review of Economic Studies*, 42: 169-190.

Pantzailis, Christos, David A. Stangeland and Harry J. Turtle

2000 "Political Elections and the Resolution of Uncertainty: The International Evidence." *Journal of Banking and Finance*, 24: 1575-1604.

Patty, John W.

2002 "Loss Aversion, Presidential Responsibility, and Midterm Congressional Elections." Working paper, Carnegie Mellon University.

Quattrone, George A. and Amos Tversky

1988 "Contrasting Rational and Psychological Analyses of Political Choice." *American Political Science Review*, 82(3): 719-736.

Scholes, Myron and Joseph Williams

1977 "Estimating Betas from Nosynchronous Data." *Journal of Financial Economics*, 5: 309-327.

Schwert, G. William

1989 "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?" *Journal of Finance*, 44(5): 1115-1153.

Weatherford, M. Stephen

1988 “Political Business Cycles and the Process of Economic Policymaking.” *American Politics Quarterly*, 16: 99-136.

# The Impact of Presidential Election on Taiwan's Stock Market- Prospect Theory

Tsang-yao Chang\* • Chi-wei Su\*\* • Hsu-ling Chang\*\*\* •  
Hsiao-ping Chu\*\*\*\*

## Abstract

The purpose of this study is to investigate the impact of presidential election on Taiwan's stock market. On March 22, 1996, it was the first time in Taiwan to vote the president directly. We used prospect theory to explain whether presidential election has impact on the stock market. The ruling party may win the election by manipulating the stock market. In this research, we examine whether the presidential elections would be interfered by ruling party by using the GJR-GARCH model. The evidence indicates that the stock market exits significant and positive impact three months before presidential elections. Because of the China military maneuvers pressure, the bullish market is offset by bear market. We don't find any significant impact one month before elections. When the outcome of the elections is clear, the return of stock market is positive and significant one month after presidential elections. The empirical result shows that parts of the individual stock does exist presidential election effect.

Keywords : presidential election effect, prospect theory, GJR-GARCH model

---

\* Professor, Department of Finance, Feng Chia University.

\*\* Assistant Professor, Department of Finance, Providance University.

\*\*\* Assisnat Professor Department of Accounting and Information Technology, Ling Tung University.

\*\*\*\* Lecturer, Department of Business Administraton, Ling Tung University.

