

學術論文

國際政經情勢對台灣股市影響之研究： 以政府國安基金處理機制為例

Influence of International Political Economy on Taiwan's Stock Market: View of Government Fund and Its Response

王麗薰 *Li-Syun Wang*

上海財經大學金融學院博士候選人

Doctoral Candidate of School of Finance

Shanghai University of Finance and Economics

摘要 / Abstract

正所謂「股市是經濟的櫥窗」，股市波動是金融變動的風向球，而金融變動則是一國經濟活動的重要指標。本研究發現，政治安定是經濟持續發展的重要前提，像台灣有安全顧慮、對外經貿依存度又極高的國家，抗壓性與耐壓自屬脆弱。其次，政治的不確定性使國內投資環境惡化，降低了國際投資性資金來台投資的意願，使得台股的交易動能明顯受限，政治面影響經濟發展，進而壓抑股市表現。由於台灣股市為淺碟型，經常受外來事件影響，漲跌起幅甚劇。國安基金設立的目的為：因應國內外重大事件，以維持資本市場及其他金融市場穩定，確保國家安定，特設置國家金融安定基金。當股市崩跌或買氣低迷不振時，台灣投資者雖往往寄望於國

安基金的護盤效應，其實質成效仍有賴深入觀察檢視。

The stock market is a window to the economy. Market fluctuations herald financial change and the latter serves as an important index of state economic activity. The thesis finds that economic stability is the precondition of political stability. Security concerns and high dependence on foreign trade make Taiwan particularly vulnerable. Moreover, uncertainties in the political environment are unfavorable for both domestic and foreign investment. In short, it is clear that the stock market is affected by political factors in Taiwan.

There are several aims to the establishment of national stabilization fund: to respond to both major internal and external events; to maintain stability in capital and other financial markets; and to stabilize the state. When the stock market take a particularly deep dive or when the market remains cool, it is common for Taiwan's investors to call on the national stabilization fund to stabilize the market. Hence this author seeks to understand the effects of the national stabilization fund on the stock market.

關鍵字：國安基金、股票市場、護盤、金融市場

Keywords : National Stabilization Fund, Stock Market, Stabilization, Financial Market

壹、研究背景及動機

股市波動是金融變動的風向球，而金融變動則是一國經濟活動的重要指標。市場上各證券價格領先反應未來的經濟前景的預期，然而，市場上也充斥各種訊息，對投資大眾造成心理反應進而影響其投資決策。長期而言，股市依基本面、技術面、籌碼面及總體經濟的分析可以幫助投資人瞭解股市漲跌的趨勢與合理區間價位，但短期而言，股市受心理、政治等因素影響甚鉅，皆是屬國家安全層級問題。

一、研究背景

政治安定是經濟持續發展的重要前提，像台灣這樣有政治、經濟上安全顧慮與對外經貿依存度極高、天然災害頻傳的國家，抗壓性與耐壓自屬脆弱。金融領域裡，即使各國有各自證券市場，但在經濟全球化之情勢與潮流下，跨國企業活動的擴張，是一種由下而上的經濟行為，其結果為國家政府權力的削弱。台灣股市為淺碟型，亦受外來事件影響，漲跌起伏甚劇。在 1996 年以前，台灣政府對於股市進場護盤，主要是採用邀集銀行團以協商的方式進場護盤。1995 年底，中共實施軍事演習在台灣海峽試射飛彈使得股市陷入恐慌後，政府隨即成立股市穩定小組，整合 8 大基金分別為：郵政儲金、壽險基金、勞退、公務員退輔基金、壽險業、產險業、及公民營銀行等 8 個單位，籌組成立股市穩定基金，共計約有 2000 億的規模。股市穩定基金為非常設性的機構，此乃為國安基金的前身。在 1999 年由於政局影響股市行情後，財政部乃積極籌設國家安定基金（National Stabilization Funds），簡稱為國安基金，同時有關於國安基金的規範法原依據為「國家金融安定基金設置及管理條例」(Statute for the Establishment and Administration of the National Financial Stabilization Fund)，由立法院在 2000 年 1 月 15 日制定修正，並於同年 2 月 9 日公布日起施行。

國安基金設立的目的為：因應國內、外重大事件，以維持資本市場及其他金融市場穩定，確保國家安定，特設置國家金融安定基金。而國安基金的主管機關為行政院，基金可運用資金為新臺幣 5000 億元的總額。有關國安基金的資金來源有三，分別為：（一）由國庫所持有的公（民）營事業股票來做為擔保品，以向金融機構借款；同時借款最高額度不得超過新臺幣 2000 億元；（二）借用郵政儲金、郵政壽險積存金、勞工保險基金、勞工退休基金、及公務人員退休撫卹基金所屬可供證券投資而尚未投資之資金；同時規定最高額度不得超過新臺幣 3000 億元；（三）其他經主管機關核定之資金來源。

二、研究動機

國安基金動用的條件及計畫，因國內、外重大事件、國際資金大幅移動，顯著影響民眾信心，致資本市場及其他金融市場有失序或有損及國家安定之虞時，得經委員會決議。基金的資金主要可運用於下列事項：（一）投資於證券集中交易市場或證券商營業處所買賣有價證券；（二）於期貨市場進行期貨交易；（三）其他經主管機關核准之事項。有關基金的資金動用、操作規劃之執行，得委託專業機構辦理之；其委託相關事宜，由委員會規定之。而基金的資金，除依上述的規定動用外，同時也可以以現金、存放於信用良好的金融機構、購買政府債券、金融債券、金融機構發行之短期票券，以及其他經主管機關規定之方式。另外，國安基金在達成安定金融市場的任務後，也將就其所操作標的（投資的證券）應適時地予以處理。最後，當國安基金在結束時，也規範基金的資產和負債將全數由國庫概括承受。

貳、政府護盤的實例與成效

本節將探討政府國安基金進場護盤期間對於股市的股價報酬與報酬

波動的影響。藉此分析國安基金進場護盤期間對於股市的干預效果，以此推論當證券價格之脆弱性發生時，政府對於股市的挽救措施是否具有效用？另外，也可以了解台灣當局自 1999 年來，運用國安基金來干預股市，對於證券市場之期現貨的主要指數之價格報酬和報酬波動的具體影響結果為何？如此將可了解國安基金進場時機，以及對於市場各類股指數的影響程度為何？藉此探討國安基金進場究竟是屬於影響投資人的心理層面（信心），還是對於股市具有實質的影響意義。有關實證的方法將採用時間序列分析法，而驗證的詳細內容整理如下：

一、單根檢定

在進行探討國安基金護盤期間對於台灣股市各類股指數的價格報酬及報酬波動的影響關係之前，本研究將必須先行檢測台灣股市中包含有上市市場之鋼鐵類股指數（TEJ 代碼為 M2000）、電子類股指數（TEJ 代碼為 M2300）、營造建材類指數（TEJ 代碼為 M2500）、金融保險類指數（TEJ 代碼為 M2800）、及加權指數（TEJ 代碼為 Y9999）等五種投資組合；以及櫃檯市場的櫃檯鋼鐵類指數（TEJ 代碼為 OTC20）、櫃檯金融類指數（TEJ 代碼為 OTC28）、櫃檯營建類指數（TEJ 代碼為 OTC25）、櫃檯金融類指數（TEJ 代碼為 OTC28）、及櫃檯市場指數（TEJ 代碼為 OTC99）等五種投資組合的每日之原始股價（指數）序列及取對數差分化的對數報酬率（指數）序列。如此才能確保實證時所有研究序列皆符合假定的時間序列之基本條件要求，因此在此必須先將市場指數及類股指數的日原始股價（指數）序列分別單根檢定。

假若多數的日原始股價（指數）序列是無法通過單根檢定時，本文將原始股價（指數）序列進行一步依據時間序列分析法中的 ARIMA & GJR - GARCH 及 VAR 模型所介紹等方法，將原始股價序列給於取自然對數後再給於差分化，將這種處理後的日對數報酬率（指數）序列來進行檢測，以

利判別所有的類股之日對數報酬率（指數）序列是否能夠通過單根檢定而具有恆定的特質。本研究在進行檢測股價或報酬序列是否具恆定的特性時，將分別採用 Said 和 Dickey 及 Phillips 和 Perron 所提出的 ADF 法則和 PP 法則兩種檢定法。¹同時這兩種法則又分成三種形式：（一）無常數項及時間趨勢項；（二）無常數項但有時間趨勢項；（三）同時具有常數項及趨勢項。

表一為台灣市場指數及各類股股價指數的每日收盤價格（指數）序列及報酬率的單根檢定。首先，從表一中的第一部份為台灣市場指數及各類股股價指數的每日收盤價格（指數）序列之單根檢定結果來看。在 5%的顯著水準下，可發現僅有上市和櫃檯金融類股所有的市場指數及類股股價指數之每日收盤價格（指數）序列無論是以無常數及線性趨勢項；或者是僅有常數及無線性趨勢項；甚至是同時具有常數及線性趨勢項等三種模型之 ADF 法則和 PP 法則的單根檢定形式所估計的統計值和檢定的結果皆呈現未顯著的情況，因此未通過單根檢定接受虛無假設是存在單根而非恆定的時間序列。

¹ Said Said and David Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol.71, No.3 (1984), pp.599-607; Peter Phillips and Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, No.2 (1988), pp.335-346.

表一：台灣市場指數及各類股價指數的每日收盤價格序列及根利率的單根檢定

類別	實業	上市電子	上市金融	上市市場	上市海運	櫃檯上市	櫃檯金融	櫃檯上市		
	ME000	M2300	M3500	ME800	Y9999	OTC20	OTC23	OTC25	OTC28	OTC99
第一部分：單根檢定 (指數) 序列										
A. D. F test statistic	-0.462	-0.4275	-1.2874	-0.7051	-0.3674	-0.833	-0.9814	-0.1231	-2.0072	-1.0359
常數 (Constant)	-1.1973	-2.4331	-2.3332	-2.8715	-2.3779	-2.0581	-1.9729	-0.9792	-2.8349	-2.1374
指數及趨勢 (Constant, Linear Trend)	-2.0903	-2.4457	-3.0845	-2.8724	-2.3216	-2.6321	-2.4026	-2.5515	-2.6717	-2.3265
P. P. test statistic	-0.2038	-0.4064	-1.2491	-0.7707	-0.3370	-0.8389	0.9455	-0.2402	-2.0682	-0.9989
常數 (Constant)	-1.1989	-2.4329	-2.0888	-2.6675	-2.2965	-2.1115	-1.8302	-1.0109	-2.7758	-2.0132
指數及趨勢 (Constant, Linear Trend)	-2.2602	-2.4655	-3.0076	-2.9687	-2.3010	-2.6563	-2.3365	-2.5249	-2.9503	-2.2190
第二部分：對數差額序列 (指數) 序列										
A. D. F test statistic	-55.2728***	-53.8693***	-49.2467***	-55.4879***	-51.4110***	-47.5349***	-48.0930***	48.1444***	-42.9443***	-49.1413***
常數 (Constant)	-55.2666***	-53.8621***	-49.2403***	-55.4805***	-51.4051***	-47.5281***	48.0912***	48.1381***	-42.9571***	-49.1413***
指數及趨勢 (Constant, Linear Trend)	55.2589***	53.8602***	49.2336***	55.4773***	51.3950***	47.5401***	48.0915***	48.1887***	-42.9636***	-49.1413***
P. P. test statistic	-55.3227***	-57.8496***	-49.2052***	-55.4548***	-54.3728***	-49.1261***	-48.1514***	-49.3660***	-42.9858***	-49.2418***
常數 (Constant)	-55.3163***	-53.8429***	-49.1988***	-55.4471***	-54.3608***	-49.1193***	48.2903***	49.3502***	-42.9757***	-49.2372***
指數及趨勢 (Constant, Linear Trend)	-55.3088***	-53.8390***	-49.1897***	-55.4388***	-54.3616***	-49.1031***	48.2611***	49.2399***	-42.9611***	-49.2305***

註：打*表示 10%的顯著水準，**表示 5%的顯著水準，***表示 1%的顯著水準。

其次，再由表二中第二部分為台灣市場指數及各類股股價指數的每日對數報酬率（指數）序列之單根檢定結果來看。在 1% 的顯著水準下，可發現所有的日對數報酬率（指數）序列無論是以無常數及線性趨勢項；或者是僅有常數及無線性趨勢項；甚至是同時具有常數及線性趨勢項等三種模型之 ADF 法則和 PP 法則的單根檢定形式所估計和檢定的結果皆呈現顯著的情況，因此通過單根檢定而為恆定的時間序列。簡言之，台灣市場指數及各類股股價指數之原始股價（指數）序列並非為恆定的時間序列，在經由取自然對數和差分後修正為連續報酬率的序列後將成為恆定的時間序列，如此將可符合時間序列分析法在統計檢測中時間序列所必須符合的基本條件。因此，本研究將以市場指數及各類股股價指數的日對數報酬率之序列來作為建立時間序列模型以進行下一階段的分析。

二、ARMA (p,0) 模型之最佳落後期數的選擇

根據林楚雄、劉維琪與吳欽杉和鄒易凭、胡緒寧與鄭婉秀等的研究發現，在台灣股市中股價報酬序列的平均方程式以 ARMA (p,q) 模型中的簡化 AR (p) (ARMA (p,0)) 模型，可做為台灣股市中股價報酬序列的解釋模型。²因此基於精簡參數模型的考量下，本研究將以 ARMA (p,q) 模型中的 AR (p) (ARMA (p,0)) 模型來捕捉台股股價報酬的行為模式。表二為市場及各類股指數的日報酬率之最適自我迴歸 AR (P) 模型的落後期數選擇。在表二中將分別記載自我迴歸模型 AR (p) 模型的落後期數從第 0 期到第 6 期所估計出模型的 AIC 值和 SIC 值，依照市場或各類股指數的日報酬率序列之。

² 林楚雄等，〈不對稱 GARCH 模型的研究〉，《管理學報》，第 16 卷，第 3 期(1999 年)，頁 479-515；鄒易凭等，〈不對稱冪級數 GARCH 模型之多樣化應用〉，《東吳經濟商學學報》，第 63 期(2008 年 12 月)，頁 29-51。

表二：市場及各類股指數的日報酬率之最適自我迴歸 AR(P)模型的落後期數選擇

法則		0	1	2	3	4	5	6	P
上市鋼鐵	AIC 值	3.960985	3.959272	3.959663	3.960333	3.959793	3.958162	3.958532	1
	M2000 SIC 值	3.962915	3.962806	3.965129	3.967624	3.968909	3.969103	3.971301	
上市電子	AIC 值	4.010738	4.004540	4.003394	4.000691	3.999082	3.998423	3.998802	3
	M2300 SIC 值	4.012560	4.008184	4.008861	4.007981	4.008198	4.009365	4.011570	
上市營造	AIC 值	4.519389	4.493346	4.493748	4.494135	4.494225	4.494325	4.494895	1
	M2500 SIC 值	4.521210	4.496989	4.499215	4.501425	4.503341	4.505266	4.507663	
上市金融	AIC 值	4.130565	4.129207	4.129863	4.129883	4.127543	4.125900	4.126452	1
	M2800 SIC 值	4.132850	4.132386	4.135330	4.137174	4.136659	4.136841	4.139220	
上市市場	AIC 值	3.737909	3.733395	3.733354	3.732167	3.730099	3.728800	3.729044	1
	Y9999 SIC 值	3.739730	3.737039	3.738821	3.739458	3.739215	3.739741	3.741813	
櫃檯鋼鐵	AIC 值	3.817441	3.778842	3.779022	3.778358	3.778038	3.777708	3.778329	1
	OTC20 SIC 值	3.819262	3.782486	3.784488	3.785649	3.787154	3.788650	3.791098	
櫃檯電子	AIC 值	4.198473	4.162614	4.160539	4.160189	4.160904	4.160585	4.160772	2
	OTC23 SIC 值	4.200294	4.166258	4.166006	4.167479	4.170020	4.171527	4.173541	
櫃檯營造	AIC 值	3.913155	3.879444	3.880149	3.880690	3.881378	3.880976	3.881675	1
	OTC25 SIC 值	3.914976	3.883088	3.885615	3.887981	3.890494	3.891918	3.894443	
櫃檯金融	AIC 值	4.180015	4.171650	4.172585	4.173792	4.173139	4.172572	4.173869	1
	OTC28 SIC 值	4.182572	4.176765	4.180260	4.184030	4.185941	4.187940	4.191805	
櫃檯市場	AIC 值	3.909303	3.881162	3.880450	3.880486	3.880690	3.879914	3.880536	1
	OTC99 SIC 值	3.911124	3.884806	3.885917	3.887777	3.889806	3.890856	3.893305	

註：以 AIC 值或 SIC 值所篩選出的最適自我迴歸 AR(P)模型之落後期數取較小期數。

各別的落後期數所建構的自我迴歸模型 AR (p) 模型所估計出的 AIC 值及 SIC 值所整理出的表二。在表二中個股價報酬時間序列之 AR 模型的

最適落後期的篩選準則是以選取以 AIC 值 (SIC 值) 為最小值的期數 P 來做為最適落後期數, 其中若以 AIC 值篩選出的落後期數和 SIC 值篩選出的落後期數若不相同時, 在精簡變數的原則下, 則以取其數較小者做為最適落後期數。

從表二可明顯地看出, 除了上市電子類股 (M2300) 所選取的最適落後期數為 3 (當 $p=3$ 時, 則 SIC 值=4.007981 為最小者; 且當 $p=5$ 時, 則 AIC 值=3.998423, 因此若以 SIC 準則判定最適落後期為 3, 而以 AIC 準則判定最適落後期為 5, 又由 3 或 4 其中取最小者做為最適落後期數為 3 及櫃檯電子類股 (OTC23) 所選取的最適落後期數為 2 (當 $p=2$ 時, 則 SIC 值=4.166006 為最小者; 且當 $p=3$ 時, 則 AIC 值=4.160189, 因此若以 SIC 準則判定最適落後期為 2, 而以 AIC 準則判定最適落後期為 3, 又由 2 或 3 其中取最小者做為最適落後期數為 2) 外, 其於八種股價報酬序列的自我迴歸模型 AR (p) 模型之最佳落後期數均為 1, 這八種股價報酬序列的最佳自我迴歸模型 AR(1) 模型恰與鄒易凭、胡緒寧與鄭婉秀的研究相同,³ 這個結果表示本期的股價報酬表現將會受到前一期股價報酬的表現所影響; 而上市電子類股 (M2300) 所選取的最佳自我迴歸模型 AR(3) 模型則與林楚雄、劉維琪與吳欽杉的研究相似,⁴ 這個結果表示本期的股價報酬表現將會受到前一到三期股價報酬的表現所影響。

三、建立股價指數的分析模型

有關國安基金護盤對台灣股市及產業類股價指數的影響檢測將運用 ARMA (p,q)-cum-D and GJR-GARCH (n,m)-cum-D 模型來進行分析。其中, 在 ARMA (p,q) 模型部份將以表二的結果來進行模型估計, 而 GJR-GARCH (n,m) 模型的落後期數在 Bollerslev 等、Shields 和 Scheicher 等研究中已明白指出採用 GARCH (1,1) 模型大致上可以捕捉股價的條件

³ 鄒易凭等, 前引文。

⁴ 林楚雄等, 前引文。

波動，⁵同時參考學者劉映興、陳英豪與陳家彬實證華人地區大型權值股的股價報酬及波動實證也是採用 GJR-GARCH (1,1) 模型，⁶本研究也進一步加以進行模型配適後發現這些市場或產業類股指數型的條件變異方程式以 GJR-GARCH (1,1) 模型大致上是吻合上述的文獻結論。

最後，表三為為檢測國安基金護盤對台灣股市及產業類股價指數的影響結果。其中，將分別引入 D_1 、 D_2 和 D_3 等三項虛擬變數到條件報酬平均方程和變異方式中，分別代表國安基金護盤一個月內之營業日、一到三個月內之營業日及三到六個月內之營業日的虛擬變數。因此將以 AR (p) -cum-D and GJR-GARCH (1,1) -cum-D 模型來進行實證，有關模型的形式如下：

$$r_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i} + \lambda_1 \cdot D_1 + \lambda_2 \cdot D_2 + \lambda_3 \cdot D_3 + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \beta_0 + \gamma_{11} \varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1} \cdot D_{t-1} + \gamma_{21} h_{t-1} + \delta_1 \cdot D_1 + \delta_2 \cdot D_2 + \delta_3 \cdot D_3$$

(1.1) 式

在 (1.1) 式中，為投資組合之股價報酬率； h_t 為投資組合股價報酬之條件異質變異數； α_0 及 β_0 為截距項； D_{t-1} 為負向虛擬變數；當 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 時，則 $D_{t-1} = 0$ ；若 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 時，則 $D_{t-1} = 1$ 。

欲檢測國安基金護盤對於股價報酬是否具的影響性，則將分別檢測條件平均方程式中的 λ_1 、 λ_2 和 λ_3 所估計參數是否顯著不為零。此時，若

⁵ Tim Bollerslev et al., "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, Vol.52, No.1, pp.5-59; Kalvinder Shields, "Threshold Modelling of Stock Return Volatility on Eastern European Markets," *Economics of Planning*, Vol.30, No.2/3 (1997), pp.107-125; Martin Scheicher, "Modeling Polish Stock Returns," in C. Helmenstein ed., *Capital Markets in Central and Eastern Europe* (Northampton, MA: Edward Elgar, 1999), pp.417-437.

⁶ 劉映興等，〈大型權值股之風險、報酬、波動性與同期交易量的關係—以亞洲金融風暴過後華人地區股市的實證分析〉，《台灣銀行季刊》，第 61 卷，第 3 期(2010 年)，頁 301-323。

所估計的參數 $\lambda_1 > 0$ 時，則意謂國安基金護盤的一個月內的營業日對於股價報酬具有正向的影響關係，因此顯示國安基金護盤對於證券市場在短期的信心方面是具有顯著的正向效果。其次，若所估計的參數 $\lambda_2 > 0$ 時，則意謂國安基金護盤的一到三個月內的營業日對於股價報酬具有正向的影響關係，因此顯示國安基金護盤對於證券市場在當季方面的信心是具有實質的干預激勵效果。最後，若所估計的參數 $\lambda_3 > 0$ 時，則意謂國安基金護盤的三到六個月內的營業日對於股價報酬具有正向的影響關係，因此顯示國安基金護盤對於證券市場中長期具有實質的干預效果。

另外，欲檢測國安基金護盤對於股價報酬風險（波動）是否具的影響性，則將分別檢測條件變異方程式中的 δ_1 、 δ_2 和 δ_3 所估計參數是否顯著不為零。此時，若所估計的參數 $\delta_1 < 0$ 時，則表示國安基金護盤一個月內之營業日對於其股價報酬波動具有負向的影響關係，因此顯示國安基金護盤對於短期證券市場信心作用能夠達到降低股價波動效果。其次，若所估計的參數 $\delta_2 < 0$ 時，則表示國安基金護盤一到三個月內之營業日對於其股價報酬波動具有負向的影響關係，如此顯示國安基金護盤對於證券市場短期具有降低股價波動（風險）之實質的干預效果。最後，若所估計的參數 $\delta_3 < 0$ 時，則意謂表示國安基金護盤三到六個月內之營業日對於其股價報酬波動具有負向的影響關係，因此顯示國安基金護盤對於證券市場在中長期具有降低股價波動的實質干預效果。

四、價報酬和波動行為分析

表三為檢測國安基金護盤對台灣股市及產業類股價指數的影響結果。首先由表三中的條件平均方程式的估計參數為 α_1 (α_2 或 α_3) 與條件變異方程式中的 GARCH 項參數及 ARCH 項參數分別為 γ_{11} 、 γ_{21} ，以及不對稱參數 γ_1 所估計的結果來看，從表三中所估計的參數 α_1 可發現，在 5% 的顯著水準下，無論是上市或櫃檯的市場指數或是各類股指數所估計的參數 α_1 皆顯著大於零，因此發現前一個營業日各類股自我本身指數的股價

報酬將會顯著地影響下一個營業日的自我本身股價指數報酬表現，而且是具有同向的關係。換言之，我們發現台灣股是無論是上市或櫃檯的市場或各類股指數皆存在前一個交易日若上漲，則當日的指數會傾向是上漲，而前一個交易日若下跌，則當日的指數會傾向是下跌的局面，所以傾向支持股票價格報酬上漲或下跌是具有持續性的行為。另外，也發現櫃檯電子類股指數 OTC23 的參數 $\alpha_2=0.0335$ ，在 5% 的顯著水準下是呈現顯著大於零的情況，因此發現櫃檯電子類股指數 OTC23 在前兩個營業日股價報酬的表現，也會影響到當日的櫃檯電子類股指數 OTC23 股價報酬的表現，而且是呈現同向的反應情況。

然而，再由表三中所估計的 GARCH 項參數及 ARCH 項參數分別為 γ_{11} 、 γ_{21} 的結果來看，在 5% 的顯著水準下，無論是上市或櫃檯的市場指數或是各類股指數所估計的 GARCH 項參數 γ_{11} 及 ARCH 項參數 γ_{21} 分皆顯著大於零，因此發現無論是上市或櫃檯的市場或各類股指數皆存股價報酬波動異質性和群聚性現象。另外，當 $\gamma_{11} + \gamma_{21}$ 值非常接近 1 時，則代表股價報酬的二階動差具有較高程度的波動持續性現象，在表三中將上市或櫃檯的市場指數或是各類股指數所估計的 GARCH 項參數 γ_{11} 及 ARCH 項參數 γ_{21} 加總後所得的值皆大於 0.92 以上，所以可推論現台灣股市無論是上市或櫃檯之各類股指數皆具有高度的波動持續性現象。最後，由表三中條件變異方程式所估計的不對稱參數 $\bar{\gamma}_1$ 結果來看，可發現在 5% 的顯著水準下，計有上市電子 M2300 ($\bar{\gamma}_1 = 0.0699$)、上市金融 M2800 ($\bar{\gamma}_1 = 0.0179$)、上市市場 Y9999 ($\bar{\gamma}_1 = 0.1081$)、櫃檯電子 OTC23 ($\bar{\gamma}_1 = 0.0934$) 和櫃檯市場 OTC99 ($\bar{\gamma}_1 = 0.0974$) 等五項股價指數所估計的不對稱參數 $\bar{\gamma}_1$ 是呈現顯著大於零的情況，這表示這五種股價指數會存在對於壞消息的反應會明顯大好消息的反應，因此推論股價報酬波動存在不對稱性或槓桿效果。

表三：國安基金說辭對台灣股市及選票類股價指數的影響

	A	A ₁	A ₂	A ₃	α ₁	α ₂	α ₃	γ ₁	γ ₂	γ ₃	δ ₁	δ ₂	δ ₃	R ² 調整後 (F值) P值	Q(24) Q(24)
上證綜合指數	0.0955 (0.2753)	0.1784 (0.1769)	-0.0390 (0.1314)	0.0542*** (0.0176)	-	-	-	0.0624 (0.0072)	0.9188*** (0.0071)	0.0933 (0.0859)	0.0628 (0.0102)	-0.0012 (0.0170)	-0.0015 (0.0170)	0.0015 (0.0015)	24.433 (6.395, 52)
深證綜合指數	0.0582 (0.3487)	0.3656* (0.1875)	0.2130 (0.1266)	0.0796*** (0.0189)	-0.0917 (0.0171)	0.0185 (0.0072)	0.0609*** (0.0196)	0.2855 (0.0070)	0.2936*** (0.0070)	-0.1418 (0.1205)	0.0614 (0.0503)	-0.0142 (0.0194)	-0.0142 (0.0194)	0.0085 (0.0085)	24.066 (6.346, 71)
上海證券交易所	0.1502 (0.3806)	0.3595 (0.2531)	-0.0235 (0.1833)	0.1319*** (0.0179)	-	-	-	0.0975*** (0.0131)	0.8625*** (0.0148)	-0.1408 (0.1558)	0.1204 (0.1187)	0.0072 (0.0707)	0.0072 (0.0707)	0.0261 (0.0261)	21.760 (7.315, 10)
深圳证券交易所	0.1100 (0.2915)	0.1225 (0.1566)	-0.0130 (0.1456)	0.0426** (0.0183)	-	-	-	0.0338*** (0.0089)	0.9314*** (0.0061)	-0.1286 (0.0872)	0.0345 (0.0306)	0.0150 (0.0230)	0.0150 (0.0230)	0.0024 (0.0024)	16.822 (6.614, 92)
上海证券交易所	0.1321 (0.2823)	0.2823 (0.0768)	0.0768 (0.1571)	0.3254 (0.0188)	-	-	-	0.6280** (0.0177)	1.529235 (0.0085)	1.5462 (0.112)	1.0302 (0.0493)	0.6511 (0.0229)	0.6511 (0.0229)	0.7185 (0.0059)	21.243 (5.896, 58)
深圳证券交易所	0.1670 (0.313)	0.2783* (0.1569)	0.0167 (0.1030)	0.0735*** (0.0188)	-	-	-	0.0263*** (0.0077)	0.8999*** (0.0085)	-0.1661 (0.112)	0.0661 (0.0493)	0.0090 (0.0229)	0.0090 (0.0229)	0.0059 (0.0059)	21.659 (5.896, 58)
國安基金說辭	0.5028 (1.8320)	0.1112 (0.7810)	0.0471 (0.4431)	0.1604*** (0.0189)	-	-	-	0.0974*** (0.0113)	0.8645*** (0.0126)	0.3771 (0.0836)	-0.0131 (0.0232)	0.0624 (0.0232)	0.0624 (0.0232)	0.0585 (0.0585)	34.856 (6.160, 85)
國安基金說辭	0.1162 (0.4600)	0.5934*** (0.2417)	0.0034 (0.1382)	0.1674*** (0.0194)	0.0535** (0.0171)	-	-	0.9421*** (0.0093)	0.0934*** (0.0149)	0.8861*** (0.0106)	-0.0474 (0.0870)	0.1044 (0.0359)	0.1044 (0.0359)	2.1965*** (0.665, 40)	32.535 (10.797)
國安基金說辭	0.1117 (0.3811)	0.2416 (0.1076)	-0.1083 (0.1069)	0.1189*** (0.0173)	0.0649 (0.0173)	-	-	0.132*** (0.0119)	0.8671*** (0.0119)	-0.0315 (0.0208)	-0.0286 (0.0208)	0.0094 (0.0208)	0.0094 (0.0208)	0.0296 (0.0296)	29.686 (6.212, 05)
國安基金說辭	0.3378 (0.3148)	0.1254 (0.1919)	0.6961 (0.1444)	0.0787** (0.0234)	-	-	-	0.1580*** (0.0196)	0.8097*** (0.0235)	0.1215 (0.2032)	0.0913 (0.0431)	-0.0451 (0.0431)	-0.0451 (0.0431)	0.0110 (0.0110)	19.071 (4.325, 22)
國安基金說辭	0.0836 (0.2550)	0.4517*** (0.1870)	0.00004 (0.1039)	0.1612*** (0.0191)	-	-	-	0.0496*** (0.0142)	0.8974*** (0.0106)	-0.0907 (0.1509)	0.1097 (0.0610)	-0.0330 (0.0222)	-0.0330 (0.0222)	0.0286 (0.0286)	32.625 (6.188, 19)
國安基金說辭	0.2319 (0.0094)	0.4150 (0.0094)	0.0094 (0.0094)	0.4316 (0.0094)	-	-	-	0.8367 (0.0094)	1.822152 (0.0094)	1.822152 (0.0094)	1.7725 (0.0094)	1.7725 (0.0094)	1.7725 (0.0094)	8.9568*** (8.9568***)	22.337 (22.337)

註：打*表示 10% 顯著水準，打**表示 5% 顯著水準，打***表示 1% 顯著水準。下同。

五、價報酬和波動行為分析

本研究將從台股股價的報酬和波動情況來觀察國安基金進場護盤對於市場的干預成效，藉此了解每當市場發生恐慌性的價格調整或證券價格之脆弱性發生時，政府的干預成效和影響能例如何？首先，本研究將檢測國安基金護盤對於股價報酬是否具的影響性，在表三中將分別檢測條件平均方程式中的 λ_1 、 λ_2 和 λ_3 所估計參數是否顯著不為零。從表 1.3 中可發現，在上市部份，在 10%的顯著水準下，可發現僅有上市電子 M2300 所估計的 $\lambda_2=0.3656$ ；Z 統計值為 1.9494 和上市市場 Y9999 所估計的 $\lambda_2=0.2783$ ；Z 統計值為 1.7739 是呈現顯著大於零的情況。另外，在櫃檯部份，則在 5%的顯著水準下，可發現僅有櫃檯電子 OTC23 所估計的 $\lambda_2=0.5954$ ；Z 統計值為 2.4630 和櫃檯市場 OTC99 所估計的 $\lambda_2=0.4517$ ；Z 統計值為 2.4150 是呈現顯著大於零的情況。其次， λ_1 和 λ_3 並未發現有任何股價指數是呈現顯著大於零的現象，甚至一些股價指數所估計的參數是呈現負值的情況（表示護盤期間股價報酬的平均表現水準較低）。

因此可推論國安基金護盤僅有一到三個月內的營業日對於電子類股和市場股價指數等特定指數的股價報酬表現是具有正向的影響關係外，其餘的類股指數並無明顯的實質干預成效，無論是在短期的信心方面或是對於證券市場中長期的報酬表現事實上市沒有證據可以支持國安基金能夠提高股價指數的實質報酬表現。

其次，本研究也將進一步檢測國安基金護盤對於股價報酬風險（波動）是否具的影響性。在表三中將分別檢測條件變異方程式中的 δ_1 、 δ_2 和 δ_3 所估計參數是否顯著不為零。從表 1.3 中可發現，在上市部份，在 10%的顯著水準下，可發現僅有上市電子 M2300 所估計的 $\lambda_2=0.3656$ ；Z 統計值為 1.9494 和上市市場 Y9999 所估計的 $\lambda_2=0.2783$ ；Z 統計值為 1.7739 是呈現顯著大於零的情況。另外，在櫃檯部份，則在 5%的顯著水準下，可發現僅有櫃檯電子 OTC23 所估計的 $\lambda_2=0.5954$ ；Z 統計值為 2.4630 和櫃檯市場

OTC99 所估計的 $\lambda_2=0.4517$ ； Z 統計值為 2.4150 是呈現顯著大於零的情況。其次， λ_1 和 λ_3 並未發現有任何股價指數是呈現顯著大於零的現象，甚至一些股價指數所估計的參數是呈現負值的情況（表示護盤期間股價報酬的平均表現水準較低）。

因此可推論國安基金護盤僅有一到三個月內的營業日對於電子類股和市場股價指數等特定指數的股價報酬表現是具有正向的影響關係外，其餘的類股指數並無明顯的實質干預成效，無論是在短期的信心方面（一個月內之營業日）或是對於證券市場中長期的報酬表現（三到六個月內之營業日），事實上是沒有充分的證據可以支持國安基金能夠確實提高股價指數的實質報酬表現，因此傾向認為國安基金護盤對於股價報酬的表現僅在少的類股指數和時段是有些許的成效，但整體的成效尚屬有限。這個結果與洪榮耀、馬黛研究單一的 921 地震期間國安基金護盤並未增加市場穩定力量的結果相似。⁷

另外，欲檢測國安基金護盤對於股價報酬風險（波動）是否具的影響性，則將分別檢測條件變異方程式中的 δ_1 、 δ_2 和 δ_3 所估計參數是否顯著小於零。因為當估計參數顯著小於零時，則代表國安基金進場護盤可以降低股價指數的報酬，因此表示可以降低股價報酬的波動風險。由表 1.3 中，無論是上市或櫃檯的市場或類股股價指數所估計的參數 δ_1 、 δ_2 和 δ_3 皆未呈現顯著小於零的情況，因此表國安基金護盤並有效地降低台股市場及類股股價數的報酬波動，也就是無法降低市場的波動風險，甚至是對於櫃檯電子 OTC23（ $\delta_2=0.1461$ ； Z 統計值為 1.6794）和櫃檯市場指數（ $\delta_2=0.1097$ ； Z 統計值為 1.7725）的報酬波動在一到三個月內之營業日對於其股價報酬波動具有正向的影響關係，反而顯示國安基金護盤對於櫃檯電子和市場指數在一到三個月內之營業日對於其股價報酬波動風險是提高的情況，這也顯示國安基金護盤干預證券市場時對於降低股價波動的實

⁷ 洪榮耀、馬黛，〈市場資訊交易者與護盤者行為之分析：以 921 地震期間之台股為例〉，《商管科技季刊》，第 12 卷，第 4 期(2011 年)，頁 343-374。

質效果是傾向於無效。所以，由上述所檢定的結果來看，無論短期或是中長期而言，國安基金進場護盤並無法具體減少台股的報酬波動以降低市場對於事件衝擊下的價格調整風險。

參、實證結果分析

本文經由實證後發現台灣證券市場在面臨重大事件時短期會存在價格調整之脆弱性，同時也發現台灣證券市場當面臨價格調整之脆弱性發生時，若政府以國安基金進行護盤僅有少數的情況有具體的成效。

台灣政府對於證券市場價格調整之脆弱性發生的處理機制主要是採用國家安定基金進行期貨與現貨市場護盤為，而國安基金是在 1999 年時因政局影響股市行情由台灣地區政府財政當局積極籌設，其設立目的為：因應國內、外重大事件，以維持資本市場及其他金融市場穩定，確保國家安定。本論文乃檢驗國安基金進場護盤期間對於股市的股價報酬與報酬波動的影響，企圖分析基金進場護盤期間對於股市的挽救措施，以此推論當證券價格調整之脆弱性發生時，檢驗政府對於股市的干預效果。將了解國安基金進場對於市場的影響程度究竟是屬於影響投資人的心理層面（信心），還是對於股市具有實質的影響意義。最後可得兩項主要結果：

（一）股價報酬和波動行為分析

根據時間序列分析的檢測國安基金護盤對台灣股市及產業類股價指數的影響結果，可發現無論是上市或櫃檯的市場指數或是各類股價指數若在前一個交易日上漲（下跌），則當日的股價指數會傾向是上漲（下跌），所以傾向支持股票價格報酬上漲或下跌是具有持續性的行為。另外，也發現櫃檯電子類股指數（OTC23）在前兩個營業日股價報酬的表現會影響到當日的櫃檯電子類股指數股價報酬的表現且呈現同向的反應情況，所以具有

較長的持續性。其次，支持上市和櫃檯市場之所有的股價指數皆存在報酬波動的異質性和群聚性，且具有高度的波動持續性現象。另外，也發現上市電(M2300)、上市金融(M2800)、上市加權(Y9999)、櫃檯電子(OTC23)和櫃檯市(OTC99)等五項股價指數會存在對於壞消息的反應會明顯大好消息的反應，而具有股價報酬波動不對稱性或槓桿效果。

(二) 國安基金護盤成效的分析

發現國安基金護盤僅有一到三個月內的營業日對於上市和櫃檯的電子類股及市場指數等特定主要指數的股價報酬表現是具有正向的影響關係，而其餘的類股指數並無明顯的實質干預成效，無論是在短期的信心方面（一個月內之營業日）或是對於證券市場中長期的報酬表現（三到六個月內之營業日），事實上是沒有充分的證據可以支持國安基金能夠確實提高股價指數的實質報酬表現，因此傾向認為國安基金護盤對於股價報酬的表現僅在少的類股指數和時段是有些許的成效，但整體的成效尚屬有限。另外，也發現無論是上市或櫃檯的所有股價指數無法受國安基金護盤而有效地降低股價報酬波動，而降低波動風險，因此傾向國安基金護盤干預證券市場時對於降低股價波動的實質效果是傾向於無效。綜合檢定的結果來看，無論短期或是中長期而言，國安基金進場護盤並無法具體減少台股報酬波動以降低市場對於事件衝擊下的價格調整風險。這個結果與洪榮耀、馬黛研究單一的 921 地震期間國安基金護盤並未增加市場穩定力量的結果相似。⁸

⁸ 同前註。

肆、結論及建議

一、研究結論

本研究主要利用台灣地區歷年來所發生之重大的天然災害，以及國際社會的政經事件對於台灣證券市場所產生的衝擊效應。特別針對台灣地區主管機關運用政府基金對於證券交易行情低所採行護盤措施，在股價和報酬波動的干預成效進行分析和檢測，最後也針對近年來所開放的相關指數期貨等衍生性金融商品在面臨重大事件的衝擊下，所發揮的功用及效能一併進行檢驗。本文研究期間從 1998 年 9 月 1 日起到 2011 年 12 月 31 日為止，共計 12 年的期現貨之日交易期間來進行分析。在研究對象方面，採用股票市場之上市（TSE）和上櫃（OTC）兩種類型的股價指數，涵蓋了民生基礎及內需鋼鐵類和營建類產業、主流產業和外銷為主的電子類產業，以及金融保險類等內需服務產業和代表市場整體類股的股價指數等。期貨市場方面，則包含對照現貨的台指期（TX）、電子期（TE）和金融期（TF）等三種股價指數的近月契約，如此將能呼應現貨股票的情況。

其次，將採用的重大事件分為：完全無法預期的 921 大地震、傾向無法預期的人為因素的美國紐約 9/11 恐怖攻擊事件，以及有部份徵兆和預期的美國次級房貸金融風暴等三個重大事件。本研究也將採用過去台灣地區國安基金護盤的四次期間，來針對股價和波動進行分析以推論其護盤的成效。本論文將實證結果及分析分別詳加說明和解釋，同時並將所得之主要的研究結果整理成研究結論，最後並由所得的結果中提出一些未來給於學術研究、主管當局和投資大眾的看法和建議。

二、研究建議

本文主要針對台灣證券市場發生重大事件時對於其股票價格及報酬波動的異常現象進行實證檢測，以捕捉證券市場價格調整之脆弱性，同時

也對於台灣地區政府主管當局以國安基金進行護盤對於證券價格和波動的影響來探討挽救措施的成效。

(一) 探討政府穩定證券市場之各種交易措施：本研究主要是探討國安基金進場護盤對於台灣股票市場之股價報酬及報酬波動的影響情況，以評估政府進場干預市場的效果，藉此探討當證券價格調整之脆弱性發生時政府是否適宜進場干預，並檢討在過去政府基金進場護盤時機的適宜性。但本研究並未就政府對於歷次重大事件發生對於股票市場對於每日漲跌幅度之限價措施的改變等提出進一步的研究，這一部份漲跌幅度限制改變的措施對於股票市場交易之價格的穩定和市場的秩序是否也具有一定成效並未進行探討，因此建議未來在政府穩定股市或證券市場的議題上宜再進一步針對交易機制調整對於股市穩定方面上的研究來進行實證。所以建議未來在研究方法上精進以多變量之 GARCH 模型或縱橫資料 (panel data) 的模型來進行實證，如此將可放寬在研究方法上的限制條件，方能夠獲得更為客觀的結論。

(二) 重新檢討國安基金護盤政策的必要性和正當性：根據本研究對於近年來幾次國安基金護盤後的期間之證券市場股票價格或報酬波動的影響結果進行檢測，發現基金護盤的成效有限。同時也印證了一些學者文獻的研究結果，大致上是一致的結論，認為國安基金護盤對於台灣證券市場之穩定功效並不明顯。然而，政府機關僅為了維持證券市場短暫的交易功能和致序，動用社會上所有的勞動階層的退休資源，姑且不論成效如何，但卻忽略股票商品乃屬於一種高財務和投資風險的資產商品，故國安基金將來的盈虧問題可能會引發社會上更大的爭議，尤其是在未來全球經濟若長期處於持續衰退或低迷的同時，上市或上櫃公司勢必將面臨公司營運大幅萎縮而公司股價則勢必項下修正，這種景氣下修股市下跌的現象是否會引發台灣另一波退休基金面臨破產的另一種危機也是值得政府機關所必須正視的嚴肅課題。