政治科學論叢／第五十四期／民國 101 年 12 月／頁 121～152

總統大選對股票市場之動態衝擊分析：美國與台灣之比較*

汪志忠**、鄭雅云***

摘　要

在民主國家，總統大選對於經濟的影響關係是普受重視的政治經濟問題。本研究主要目的是分析在不同民主程度與資本市場成熟度的國家，總統大選對於股票市場的動態衝擊爲何，分析的對象爲 2000 年與 2004 年台美兩國的總統大選，應用時間數列分析之干預模式，使用股票市場之發行量加權股價指數每日收盤價資料進行模式建立與比較分析。實證結果發現，2000 年與 2004 年的台灣總統大選對股票市場有不同型態的衝擊，2000 年的台灣第一次政黨輪替，選舉結果對股票市場造成結構性的改變與強大的衝擊，而 2004 年雖因 319 槍擊案使得大選結果對股票市場造成重大的負向衝擊，但後續的衝擊呈現逐漸遞減，並回歸基本面；就美國而言，2000 年選舉結果受選票爭議事件影響，故對股票市場造成負向的結構性影響，但影響效果緩慢趨於平穩，而 2004 年選舉結果對股票市場則是造成正向的結構性衝擊。

關鍵詞：總統大選、民主、股票市場、干預模式

---

* 感謝匿名審查人所提出的珍貴建言，促使作者確實得以補強論文嚴謹度，亦感謝東海大學行政管理暨政策學系柯義龍副教授在論文修改上的指導，本文作者謹致上最深忱謝意。

** 東海大學行政管理暨政策學系助理教授，E-mail: wcc2008@thu.edu.tw。
*** 修平科技大學應用財務金融學系助理教授，E-mail: yycheng@hust.edu.tw。

收稿日期：100 年 11 月 22 日；通過日期：101 年 9 月 4 日

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、前言

自 Nordhaus (1975) 提出總統大選影響經濟的論點後，總統大選與經濟之間的連結關係逐漸受到政治經濟領域學者的關心，而其中關於總統大選對於股票市場之衝擊研究也開始受到許多學者的重視（Herbst and Slinkman, 1984；Gemmill, 1992；Foerster, 1994；Gwilym and Buckle, 1994；Foerster and Schmitz, 1997；Herron, 2000；Nippani and Medlin, 2002；Chiu et al., 2005；Lin and Wang, 2005）。事實上，根據財務理論之古典評價模式（classical valuation model），公司之價值爲其未來現金流量之折現值，唯有影響公司未來現金流量風險的因素，才會對股價有所影響。現有的股價波動因素研究，大致可分爲經濟因素與非經濟因素兩大類的探討。經濟因素直接影響整體投資環境或個別公司之經濟實質，故其對股價的影響較深遠，而偶發之非經濟因素，並未影響公司未來之現金流量，其對股市造成之衝擊，只是短期心理因素的反應，長期而言股價仍應回歸基本面。除此之外，在不同經濟體系中，重大事件對股市的影響程度也不盡相同（De Bondt and Thaler, 1985）。

Nordhaus (1975) 的論點主要認爲現任執政者通常會根據短期菲力普曲線中通貨膨脹與失業率的抵換關係，在選前有策略地逐步實施貨幣寬鬆政策，藉由降低失業率與刺激經濟成長以達到勝選之目的，但是當勝選後，又會在前半段任期反向實施緊縮性的貨幣政策，藉以減緩通貨膨脹。這樣的論點在 Gemmill (1992) 與 Gwilym and Buckle (1994) 的研究中進一步擴展認爲當選舉結果確定後，因爲不確定性因素降低與政策明朗化，選前所預期的經濟政策即將落實，金融市場的參與者將會修正部位與風險的配置，從而影響股票市場的價格，然若選舉結果無法令投資人立即評估國家未來的影響，則股票市場將會存在一個因不確定性所造成的衝擊（Brown et al., 1988）。例如美國 2000 年總統大選選舉結果延遲明朗，股票市場價格出現負向反應，但是只出現在事發後的四個交易日內（Nippani and Medlin, 2002）；再例如 Chiu et al. (2005) 分析韓國總統大選對 KOSPI 200 指數的衝擊，也同樣認爲總統大選事件確實增加金融市場的不確定性。不過值得注意的

臺灣大學學術期刊資料庫

是，Harrington (1993) 與 Pantzalis et al. (2000) 的研究指出，若該國選舉屬於政治敏感度高的選民行爲，則選舉過程容易受到執政黨的政策操弄，當選舉結果確定，市場之不確定性將會大幅降低，但若選舉結果產生政黨輪替，則因爲選民對於勝選團隊未來政策執行的不信賴感相對高於目前之執政黨，因此可能將導致選舉結果無助於降低市場上的不確定性；此外若選民純粹藉由執政者的政績決定投票行爲，則選舉結果與降低市場不確定性的關係則較爲薄弱。

再者，有些研究則分析政黨輪替與股票市場總體報酬之關係。根據過去美國總統大選的研究結果，美國總統大選後的股票市場走勢基本上與連任因素有正向密切關係。若執政黨連任，則美國道瓊指數平均上漲 8.2%，但若政黨輪替，則道瓊指數平均僅上揚 3.7%（Foerster, 1994；Foerster and Schmitz, 1997）。但是對日本而言，根據 1979 年到 2005 年間日本國內政黨輪替對日經指數（Nikkei 225）之報酬與波動的影響，Lin and Wang (2005) 的研究結果則是認爲政黨輪替已然是民主國家的常態，政黨輪替現象並非影響日經股價指數報酬的關鍵因素。

另有 Santa-Clara and Valkanov (2003) 衡量 1927 年至 1998 年美國股票市場的報酬，比較在共和黨與民主黨主政期間市場超額報酬的差異。[1] 結果顯示此一數值在民主黨主政期間皆較高；Cahan et al. (2005) 則提出不同於 Santa-Clara and Valkanov (2003) 的看法。其以紐西蘭爲實證對象，檢視 1931～2003 年紐西蘭股市的月資料年化報酬，比較紐西蘭在兩個政黨執政期間市場報酬的差異。結果顯示，右翼政府執政下的市場報酬，高於左翼政府執政期間的市場報酬。Cahan et al. (2005) 進一步比較美國與紐西蘭這兩個兩黨政治國家的股票市場報酬，研究結果發現即使同爲兩黨政治的國家，由於美國與紐西蘭的國家規模不同及金融與政治系統的差異，故左翼或是右翼政黨執政的經濟效果爲何並未能有一致的結論（Santa-Clara and

1 市場的報酬以超額報酬與實質報酬來衡量，超額報酬採計 value-weighted（以及 equal-weighted）CRSP index 超過國庫券利率的部分，實質報酬的計算則是 value-weighted CRSP index 減除物價膨脹率。將超額報酬對兩黨執政所代表的虛擬變數進行迴歸，比較兩黨執政期間，市場的超額報酬是否有顯著差異，並控制必要的變數，分別以 1962 年以及 1968 年作分段點，進行兩段子區間的分段比較。

華藝人文社會學術期刊資料庫

Valkanov, 2003；Cahan et al., 2005）。

我國學者張倉耀等（2006）則是分析台灣 1996、2000 與 2004 年三次總統選舉的類股與大盤指數報酬反應，以選前、選後之固定期間的分析方式進行分析，研究結果指出台灣在總統選舉前 3 個月，大部分類股皆有顯著的正向報酬，因而推論此一現象是執政黨政策作多所導致；選舉結果確立後，選後一個月股票市場多有正向報酬，屬於慶祝行情。該研究最後認爲台灣股票市場的部分類股價格存在總統選舉之展望理論效應，台灣總統選舉對股票市場會產生相當程度的衝擊，比較符合 Nordhaus (1975) 的論點，也就是現任執政者會在選前有策略地逐步實施政策作多，以達到勝選之目的。

由以上豐富的研究成果來看，大致上說明了各國總統選舉對於股票市場的影響關係具有一定的複雜性，基本上受到選舉結果、民主程度、資本成熟度或市場效率性等因素的影響。[2] 因此，究竟在不同的民主程度下，我國總統選舉對於台灣股票市場之衝擊型態爲何？是長期持續的結構性影響？抑或是短期性的影響？而與我國同在 2000 年和 2004 年舉辦總統大選的美國，總統選舉對於美國股票市場之衝擊又爲何？至於二者之跨國比較結果又爲何，以上乃本文的主要研究旨趣。

綜觀 2000 年和 2004 年台美兩國總統大選，雖有若干相同之處，也存在相當差異。就 2000 年而言，兩國都面臨換黨執政的新局。就 2004 年而言，兩國也都由執政黨繼續執政。不同的是美國柯林頓總統任內不論經濟或解決社會問題的表現，基本上受到相當的肯定。美中不足的是柯林頓執政末期，不僅出現網路泡沫的現象，其私德亦頗受爭議。雖然如此，但是民眾和媒體仍然認爲民主黨候選人高爾的勝算較大。如果依照全國公民投

2　資本市場成熟度尚無一定的分類標準與理論，而成熟股市的特徵包括：金融監管效率高、法律規範完備、投資者的結構以機構投資者居多、交易頻率低等。資本市場效率性的理論認爲在一個效率市場中，任何投資人都無法持續擊敗市場而賺得超額報酬。張志向（2002）彙整過往文獻與理論指出，成熟股市的投資人對於股票相關資訊的取得與眞實價值的分析能力比較高，因此在極短時間內訊息較靈敏的投資人，便會進入市場買賣價格失衡的股票，此時套利空間逐漸縮小，股價迅速復歸至平衡價格。基本上，成熟股市將更能符合效率市場的假設，反而是低成熟度市場其市場效率性較低。

臺灣大學學術期刊資料庫

票數而言，高爾確實獲得較高的選票。但是依照各州選舉代表人的制度下，卻由共和黨候選人以極微的票數勝出。台灣雖然熬過 1997 年的亞洲金融風暴，卻在爾後發生本土型金融危機，導致銀行呆帳激增，經濟情況惡化，給予反對黨可乘之機。台美兩國同樣面對換黨執政的全新局面。不同的是，美國兩黨輪流執政已成常態，投資人心理上已有所準備，因此衝擊較小。然而台灣 2000 年透過民主政治所產生的政黨輪替，則是前所未有，更是出乎一般民眾的預期。因此選舉結果對股票市場的衝擊，理應不可和美國相提並論。

在不同經濟體系中，重大事件對股市的影響程度也不盡相同。De Bondt and Thaler (1985) 指出開發中國家與已開發國家的股票市場由於市場效率性的差異，因此面對重大事件的股價行為也有所不同。Pantzalis et al. (2000) 研究的實證結果顯示，當政治、經濟及新聞自由程度較低的國家舉行選舉時，因為這類國家在選民與政府之間，對於政策與選舉過程容易存在資訊不對稱的情況，一旦選舉結果抵定，相對使得對未來政策資訊的不確定性大為降低，充分說明了在政治事件對股票市場的影響層面上，確實會因為政治與經濟的自由程度差異，發生不同的股價反應行為。

儘管以往文獻對於總統大選如何影響股票市場之效果未有定論，但彙整相關文獻，我們可以確認總統大選存在後續之經濟效果。一方面透過政策的延續，勝選者的政策都將轉化成影響經濟層面的因素，進而影響經濟本質，改變股票價值；另一方面則是因為市場上不確定因素的降低，進而影響股價。但由於台美兩國政治與選民在民主政治成熟度的差異，使得政黨政策延續與落實的程度，不一定會完全持續反映在股票市場上。除此之外，美國是世界上最發達的資本主義國家，有完善的公司制度與市場經濟制度，且股市發展健全成熟；台灣股市仍以自然人（散戶）所佔比例最大，[3] 而由於一般散戶取得交易資訊相對較為不易且緩慢，因此極容易因為市

[3] 根據台灣證券交易所資料顯示，台灣股票市場結構屬於淺碟型的市場：投資參與人數多，顯示股市寬度廣；上市公司數相對少，顯示股市深度淺（以本研究所探討總統大選事件期間：2000 年～2004 年該時期 2003 年為例，台灣股市累積開戶數已達 1,300 萬戶，佔總人口比達 58%，但台灣股市上市公司僅有 638 家，而美國紐約股市則有 2,335 家上市；2003 年台灣股市結構中散戶的交易量也達八成的比例，顯不同於美國等先進

國家學術期刊資料庫

場消息而造成非理性的投資行爲，這也造成經濟市場效率性之明顯差異。[4]

基本上，台美兩國在民主進程和經濟發展兩方面都存有差異，無論是國情、民主程度與資本市場成熟度、股票市場的效率性均有差異存在，因此總統大選對股票市場的衝擊影響勢必有所差異，惟差異爲何，衡諸以往文獻，仍未有研究成果。因此，爲補強此一研究缺口，本研究以跨國比較方式進行分析，研究內容主要是以曾與台灣同年舉行總統選舉的美國作爲比較對象，目的是分析並比較不同政治經濟體系的台美兩國，其總統大選對股票市場之動態影響。

另外，本研究不同之處在於過去研究常用短天期之事件研究法與 t 檢定法（Pantzalis et al., 2000；Nippani and Medlin, 2002），而本文則應用可分析影響程度之時間數列干預模式（Intervention Model）（許溪南、趙雅儀，2000），實證分析與比較在不同政治經濟體系下，2000 年和 2004 年台美總統大選對兩國股票市場之衝擊型態與衝擊程度，進而說明總統大選對於股票市場的影響，究竟是長期的結構性持續影響效果，抑或僅是短暫之變動。

在章節的安排上，本文之第貳節將重點式地說明台美總統大選之時空背景，作爲模式分析的基礎；第參節則是說明所使用的資料以及干預模式之建立方法，並提出台美兩國總統大選對股票市場之可能衝擊型態，第肆節進行實證分析，最後則是提出本研究之結論與建議。

貳、台美總統大選

總統大選對於股票市場的衝擊主要爲：一方面透過政策的延續，勝選者的政策都將轉化成影響經濟層面的因素；另一方面又導因於選舉結果所

國家以法人爲主體的結構）。

4 學術與實務上多以股市周轉率、股市發展程度、新上市上櫃籌資額、本益比、上市上櫃公司數、市場交易集中度、證券市場評價、內線交易評價、投資人保護評價、金融體系法治評價等指標，評估資本市場之成熟度。以股市週轉率（成交值週轉率，總成交值與總市值之比）爲例，該比率代表一定時間內市場中股票轉手買賣的頻率，也可反映交易活躍程度。台灣股市長期在 200% 以上，甚至超過 500%，顯示投資人短線進出次數多，投機氣氛濃厚，與成熟股市通常的 100% 上下不同。

華藝線上學術期刊資料庫

造成的不確定因素，兩者進而影響股票市場價格。基本而論，台美兩國國情與民主程度上並不相同，政黨政策的延續不一定會完全持續反映在兩國的股票市場上；其次，美國是世界上最發達的資本主義國家，具有完善的公司制度與市場經濟制度，股票市場發展健全成熟，相對而言，台灣的股票市場效率性則相對地較不完整。以下，將分別說明台灣與美國兩次總統大選的政經脈絡。

剖析台灣 2000 年的總統大選，民進黨候選人陳水扁頗有可能造成台灣第一次的政黨輪替，此一氛圍的呈現使得投資人開始擔心變天，加上中國大陸對台獨情勢的疑慮，更加深兩岸的緊張關係，導致台灣股票市場在選前之 3 月 13 日大幅重挫 617.65 點，創下有史以來最大下跌點數，跌幅達 6.55%；3 月 18 日總統大選完成，台灣政局出現第一次政黨輪替，總統大選由民進黨勝選。總統大選後第一個股票市場交易日，台灣股票市場大跌 227.22 點，跌幅 2.59%，但下一交易日旋即上漲 468.43 點，漲幅達 5.49%。而在民進黨政府於 2000 年首次取得政權後，之後 4 年內歷經 3 任行政院長，3 任經濟部長與 4 任財政部長，容易造成財經政策的不易貫徹與執行，其結果就是企業與外資長期投資信心將可能減弱，[5] 進而對股票市場可能形成持續性的衝擊效果。

2004 年台灣總統大選前夕則是發生舉世震驚之「319」槍擊案，此槍擊案的發生除了被懷疑直接影響選舉的過程與結果，更使得股票市場大幅下跌；由於選舉結果僅有些微的差距，選舉無效之訴訟被提出，使得選舉結果的不確定因素並未因選舉結束而告一段落，導致總統大選結果出現延遲明朗的情形。也正因爲受到槍擊案的衝擊，在總統大選後的第一個股票市場交易日中，股票市場下跌 455.17 點，跌幅達 6.68%。

對於美國而言，美國歷經兩個世紀的演進，從貴族精英政治，逐漸消弭對財力，性別和種族的歧視，歷經多次的政黨輪替而成爲全球民主的典範。[6] 政治人物之民主素養，更可由 2000 年高爾落選，經最高法院宣判後，立即發表聲明承認敗選，並向對手道賀可見一斑。

5 執政期間的核四停建是其一例子。

6 美國總統大選自 1897 年以來，到 2004 年第 44 屆總統已發生 10 次政黨輪替的情況。

臺灣大學學術期刊資料庫

就經濟發展而言，美國自第二次世界大戰後，執全球經濟之牛耳長達半個多世紀，與西歐和日本早列入開發國家之林。在 2000 年的美國總統大選，選前共和黨候選人布希提出激情保守主義（compassionate conservatism）的口號，強調減少聯邦政府在經濟、環保、能源開發等領域中的直接干預，因此布希的當選對製藥股、國防工業股、石油工業股等股票有益，加上其退稅政策預期可讓人民得回不少稅金，人民的消費力會因此而增加，將能促進股票市場上漲。選舉結果揭曉，但由於雙方得票極爲接近，最後由聯邦最高法院判決，2000 年美國總統大選由共和黨布希當選，但也因爲選票爭議造成大選結果出現延遲明朗的情形。投票結束後，道瓊工業指數出現三天之連續下挫，總計跌幅達 3.19%。而 NASDAQ 與 S&P500 指數亦出現連續四個交易日下跌的現象，跌幅分別達 13.15% 與 5.63%，實屬少見。

到了 2004 年的美國總統大選，共和黨布希尋求連任，其經濟政策主張繼續減稅並期使這一措施長期化；其次，布希政府更認爲減少公司在社會保障方面的沈重負擔可以增強美國公司的競爭力，刺激公司創造新就業機會的積極性，因此布希進一步主張允許部分社會保障基金進入投資市場。故在 2004 年之美國總統大選前，股票市場圍繞著布希連任下的減稅計劃和社會保障市場化政策的投資氣氛，並預期上述計畫將爲股票市場注入大量資金，推動股票市場繼續上漲。2004 年之美國總統大選結果是布希連任，美國道瓊工業指數、S&P500 與 NASDAQ 指數都在選後第一個交易日大漲，且連續上漲三到四個交易日。

另外，台美兩國不可諱言都存在族群認同問題（Carmines and Stimson, 1989；蔡佳泓等，2007）。然而在我們的經驗裡，美國總統候選人對於族群認同議題，多是抱持戒慎恐懼之態度，幾乎不去觸及，因此美國總統候選人都盡可能將選戰主軸定位於如何解決經濟與社會問題。美國歷經長期的政治演化，早已形成兩黨對決之政治形態，而兩黨對於經濟與民生問題的解決方案，也各自發展出論述基礎。例如對於經濟問題，共和黨比較傾向訴諸市場力量，盡量減少政府干預。因此主張降低稅賦，鬆綁法令限制，塑造有利投資環境，讓企業家得以在追求利益的誘因下，增加投資和就業機會，經濟和社會問題自可迎刃而解；反之民主黨以追求經濟公平爲主軸，傾向於提高稅賦，擴大政府對社會與經濟問題干預的能力，並運用公權力

臺灣土地學術期刊資料庫

讓弱勢族群得以受到更妥善的照顧。由於美國兩黨政策存在基本上的差異，因此執政黨於執政期間是否能夠兌現其競選政見，以解決經濟與民生社會問題，乃成爲影響美國總統選舉成敗的關鍵因素。

至於台灣，由於歷史背景因素，加上前後期移民對於國家認同問題看法分歧。因此，國家認同問題和經濟社會問題孰先孰後，在尚無共識的情況下，兩黨候選人在不同的盤算下，具有更大的空間操弄競選議題。例如民進黨在 2000 年勝選，除了國民黨內部分化，無法整合，以致有兩組人馬各自參選並分散力量的因素外，民進黨所提出欲結束國民黨長期一黨專政的訴求，顯然也獲得相當的支持，因此就 2000 年台灣總統選舉而言，經濟議題顯然不是決定勝選與否的重要關鍵；另就 2004 年而言，台灣陳水扁總統在經濟與民生議題上比較缺乏有效的訴求，雖然國民黨完成整合，全力挑戰執政黨，且終結國民黨一黨專政的訴求已不再具有強烈意義，因此選前一般看好國民黨應可勝選。然而，卻在投票前夕發生 319 槍擊事件，又有國民黨誤判情勢，未妥善處理此一重大突發事件，反而可能加深了選情的緊繃程度，而讓民進黨候選人陳水扁意外勝選連任，對股票市場的衝擊不可謂之不嚴重。

參、資料和研究方法

一、資料

爲達成本研究目的，美國選舉的計票風波、台灣選舉的槍擊案件、首次的政黨輪替等特殊事件，正是據以探討重大政經事件對股市造成反應的重要時點。對於研究資料的選擇，主要針對台美兩國 2000、2004 年度總統大選的選舉過程及其結果，分析民主程度、資本市場效率性不同的地區，其股票市場對重大事件的反應是否具有差異。本研究使用發行量加權股價指數的每日收盤價資料進行分析，其中美國股價資料是取自 CRSP 的 Value-Weighted Market Index，台灣股價資料則取自 TEJ 資料庫。在資料範圍的設定上，主要是考慮時間數列分析方法不容易排除長時間內的干擾誤差，因此參考張倉耀等（2006）的研究，資料範圍的選定主要是以事件發生日

臺灣博碩士學術論文資料庫

前的 100 個交易日與發生日後的 30 個交易日，也就是每筆數列資料總數爲 130 個，其中以選舉結果出爐的前 100 個交易日作爲估計期間，在時間數列的研究方法上，適足以妥適估計選前股價的時間數列模式；另外，鑒於股價數列具有記憶特性與排除長時間的干擾誤差，因此僅以選後 30 個交易日進行事件日後股價數列的模式估計與鑑定，除已符合計量方法論上的基本資料量，且能呈現投資人因選後不確定因素消除的預期資產配置結果。

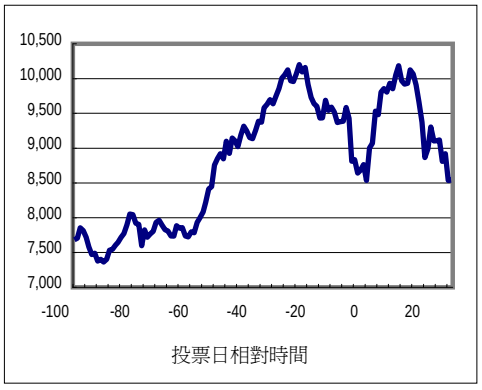
台灣兩次總統大選之事件發生日爲 2000/3/18 與 2004/3/20，美國兩次總統大選之事件發生日爲 2000/11/7 與 2004/11/2，因此使用的樣本資料如表 1 所示，共計四筆時間數列資料，分別是 TSE2000、USA2000、TSE2004 與 USA2004，而這四筆時間數列資料的走勢圖整理如圖 1、圖 2、圖 3 與圖 4。

表 1　樣本資料

年	數列名稱	國別	事件發生日	資　料　範　圍	資料數
2000	TSE2000	台灣	2000/03/18	1999/10/28~2000/04/28	130
	USA2000	美國	2000/11/07	2000/06/19~2000/12/20	130
2004	TSE2004	台灣	2004/03/20	2003/10/23~2004/05/02	130
	USA2004	美國	2004/11/02	2004/06/14~2004/12/15	130

資料來源：作者自行整理

圖 1　TSE2000 走勢圖



資料來源：作者自繪

圖 2　USA2000 走勢圖



資料來源：作者自繪

臺灣大學學術期刊資料庫

圖 3　TSE2004 走勢圖



資料來源：作者自繪

圖 4　USA2004 走勢圖



資料來源：作者自繪

二、研究方法

本研究主要採用時間數列之干預模式（Intervention Model）以探討台美總統大選對兩地股票市場之動態衝擊型態。干預模式主要是在時間數列模式 ARIMA（AutoRegression Integrated Moving Average）之基礎下，依照事件發生的性質推論干預函數之型態，並估計影響參數。

對於重大政治、金融災難事件在股價影響方面的研究，雖多以事件研究法進行，但也有文獻從股票市場中長記憶性的特性，利用時間數列模型，來探討股票市場的報酬行為，分析股票價格及其波動的因素。在研究時間數列時，可利用轉換函數模式將影響此數列之事件或政策等因素，以虛擬變數方式代入模型中，藉以考慮事件或政策介入對時間數列的影響，並解釋數列群在各種假設間之動態關係，即謂之干預模式，因此本研究使用時間數列的干預模式，可以分析這些因素對股市所造成的影響是否具有相當程度的延續性，而使股市產生結構性的改變。以下分別說明本研究所運用的 ARIMA 模式與干預模式之關鍵內涵。

對於時間數列分析而言，資料穩定（stationary）是時間數列分析過程中的重要條件。因此，根據上述圖 1 至圖 4 的資料走勢圖，基本上可明顯判定資料不具備穩定性，因此本研究對 TSE2000、USA2000、TSE2004 與 USA2004 四筆股價指數數列資料進行自然對數轉換，並使用 ADF（Said and

臺灣博碩士學術期刊資料庫

Dickey, 1985）、PP（Phillips and Perron, 1988）與 KPSS（Kwiatkowski et al., 1992）三種單根檢定方法檢定各數列是否穩定。[7] 檢定結果發現經自然對數轉換後之 TSE2000、USA2000、TSE2004 與 USA2004 數列並未達穩定，因此再對資料實施一階差分（difference）轉換，同樣以 ADF、PP 與 KPSS 檢定法檢定數列是否穩定，結果均顯示爲穩定。其次，爲確認資料並不存在條件異質變異數的特性，本研究也使用 LM 統計值進行 ARCH 效果檢定（Engle, 1982），結果顯示樣本期間內的數列資料的條件異質變異特性並不顯著，因此在後續的時間數列分析過程中，並不需要使用 GARCH（Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity）系列模式進行干預分析。

因此，若以 Y_t 代表自然對數轉換後之股價指數數列資料，則當資料必須進行一次差分轉換以達資料穩定時，則 ARIMA(p,d,q) 的模式型態將爲 ARIMA($p,1,q$)，可以表示如式 (1)：

$$\phi_p(B)(1-B)Y_t = \theta_q(B)\varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \overset{i.i.d.}{\sim} N(0,\sigma^2) \tag{1}$$

若一階差分後之數列以 Z_t 表示，也就是 $(1-B)Y_t = Y_t - Y_{t-1} = Z_t$，則可以表示如式 (2)：

$$Z_t = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \overset{i.i.d.}{\sim} N(0,\sigma^2) \tag{2}$$

其中 B 爲後移運算子（backward shift operator），$BY_t = Y_{t-1}$，ϕ、θ 爲待估計係數，ε_t 爲隨機誤差項，$\phi_p(B) = 1-\phi_1 B-\phi_2 B^2-\ldots-\phi_p B^p$，$\theta_q(B) = 1-\theta_1 B-\theta_2 B^2-\ldots-\theta_q B^p$，$p$、$q$ 分別代表 AR 與 MA 模式之落後期數（Box and Jenkins, 1976）。

---

[7] 爲補強 ADF 單根檢定法的不足，本研究另外使用 PP 檢定法以及 KPSS 檢定法進行數列穩定性的檢定，以確認數列的穩定性質。PP 檢定法在虛無假設的設定上，類同於 ADF 檢定法，然而即使拒絕存有單根的虛無假設，得到的證據仍只是該數列沒有單根，實際上並無法證明該數列是穩定；KPSS 檢定法則是以數列穩定爲虛無假設，有單根爲對立假設。

臺灣人文社會學術期刊資料庫

當完成 ARIMA($p,1,q$) 之模式估計後，則可進一步建立干預模式。而在理論上，干預函數的型態大致可以分爲以下四種（Wei, 1989；林茂文，1992: 310）：

1. Abrupt Start, Permanent Duration (ASPD)：表示外來干預事件發生後的影響是突然的（Abrupt），且其影響權數是屬於持續固定的型態，其干預函數表示爲 $\omega B^b S_t$ 。其中ω爲事件對於數列的影響權數大小；B 爲落後因子；b 表示經過 b 期以後才開始產生影響。S_t 之定義爲：

$$S_t = \begin{cases} 0: \text{ prior to the event} \\ 1: \text{ thereafter} \end{cases}$$

2. Gradual Start, Permanent Duration (GSPD)：此種干預函數表示外來事件對於數列逐漸產生影響，其干預函數表示爲 $\frac{\omega B^b}{1-\delta_1 B} S_t$ 。其中 δ_1 爲遞增因子，$0<\delta_1<1$，當 δ_1 越大，表示事件發生後對於數列的影響效果會緩慢趨於平穩；反之，δ_1 越小表示事件發生後對於數列的影響效果會很快地（甚或突然地，當 $\delta_1=0$）達到高峰。
3. Abrupt Start, Temporary Duration (ASTD)：此種外來事件的影響性質係屬於短暫性的，事件對數列產生的影響型態在初期較大且在短時間內隨時間而逐漸下降，其干預函數的表達爲 $\frac{\omega B^b}{1-\delta_2 B} P_t$ 。其中 δ_2 爲遞減因子，$0<\delta_2<1$，當 $\delta_2=1$，表示干預事件對於數列的影響具有永久性的效果；若 $\delta_2 = 0$ 則表示影響僅有一期，故 δ_2 愈接近 1，影響愈久遠。P_t 之定義爲：

$$P_t = \begin{cases} 0: \text{ otherwise} \\ 1: \text{ at the time of occurrence of the event} \end{cases}$$

4. Gradual Start, Temporary Duration (GSTD)：數列對於外來事件並非馬上完全反應，而是經過了幾期的上升或下降幅度 (δ_3) 後才達到完全反應的最高水準，隨後即呈現逐漸下降的趨勢 (δ_4) 直到影響消失爲止，其干預函數爲 $\frac{\omega}{1-\delta_3 B-\delta_4 B^2} P_t$ 。

臺灣大學學術期刊資料庫

因此，針對台美兩國之總統大選之政治事件類型以及時空背景、民主程度以及資本市場成熟度的差異，基本上可推論台美總統大選結果對股市可能的衝擊反應，並初步建立對應之理論模式，整理如表2，同時依序說明如後。

首先，在民主程度高的美國，[8] 無論是政黨輪替或是執政黨勝選都已屬常態，加上資本市場成熟度高，具有效率，因此預期股市可理性回應新任總統及其政黨的政策效果，故大選結果對於股市的衝擊應屬結構性的改變，且具有持續性，故基本上美國 2000 年時的政黨輪替（USA 2000）與 2004 年的執政黨勝選（USA 2004）均屬於此型態，干預函數的型態爲 ASPD，也就是表 2 中的情況 A 與情況 C。但是比較特別的是大選結果延遲明朗的政治現象出現在 USA 2000 的總統大選過程中，進而產生遞延反應現象（Nippani and Medlin, 2002），因此有可能使得原本預期發生結構性改變與持續性效果之衝擊反應，隨著最高法院宣判結束爭議，轉變成逐漸反應的衝擊型態，也就是衝擊型態呈現持續性效果，且緩慢發生影響，因此就美國 2000 年時的總統大選，衝擊型態的干預函數應該以表2情況 A+的 GSPD 較爲合理。

政黨輪替同樣地發生於 2000 年的台灣總統大選（TSE 2000），但是歸因於台灣地區之民主程度未臻成熟，且台灣股市之資本市場成熟度相對較低，當產生一未預期性的大選結果，對於股市造成的衝擊，將不同於民主程度與資本市場成熟度相對較高的美國，而只是暫時性的反應，並逐漸淡化，亦即具有 ASTD 之干預函數型態；但此爲台灣民主史上的第一次政黨輪替，勝選的政黨，過去並沒有執政經驗，在財經層面的施政效果，將對後續經濟與股市造成結構性的改變，因此 2000 年台灣總統大選對台灣股市的衝擊反應除了使用 ASTD 之干預函數型態之外，另外應該加上 ASPD，整體之干預函數型態應涵蓋表 2 之情況 B1 與情況 B2；另外，就 TSE 2004 年而言，由於 2004 年選前發生槍擊案，同樣造成選舉結果之不確定與大選

8　根據經濟學人信息社編製的 2011 年民主指數（Democracy Index，是一項呈現國家或地區政權的民主程度的指數，主要包含五個指標：選舉程序與多樣性、政府運作、政治參與、政治文化和公民自由），美國得分是 8.11，屬完全民主國家；台灣得分 7.42，屬部分民主國家。

臺灣大學學術期刊資料庫

結果延遲明朗的政治現象，使得 2004 台灣總統大選對股市的衝擊型態，由持續性效果轉變爲暫時性效果，且逐漸淡化，因此 TSE 2004 之干預函數型態應如表 2 情況 D 的 ASTD。

表 2　總統大選結果對股市的衝擊效果：民主程度與資本市場成熟度差異化情況

政治事件	民主程度	資本市場	
		成熟度較低	成熟度較高
政黨輪替	民主程度高		情況 A：USA 2000 結構性的改變，持續性效果（ASPD）
	民主程度未臻成熟	情況 B1：TSE 2000 結構性的改變，持續性效果（ASPD）	
執政黨勝選	民主程度高		情況 C：USA 2004 結構性的改變，持續性效果（ASPD）
	民主程度未臻成熟		
未預期性大選結果／大選結果延遲明朗	民主程度高		情況 A+：USA 2000 持續性效果，緩慢發生影響（GSPD）
	民主程度未臻成熟	情況 B2：TSE 2000 暫時性效果，逐漸淡化（ASTD） 情況 D：TSE 2004 暫時性效果，逐漸淡化（ASTD）	

註：（ ）內爲干預函數型態
資料來源：作者自行整理

在模式建立之資料處理方面，本研究首先將資料分成干預事件前與包含干預事件整個期間兩個部份，之後依據 Box and Jenkins (1976) 的時間數列分析程序，確認數列資料在干預事件發生前的 ARIMA($p,1,q$) 模式型態，而診斷時間數列模式的參數估計是否合適的基礎，其判定方式爲 Q 檢定，並使用 Box-Pierce 之 Q 統計量，當 Box-Pierce 之 Q 值愈小，也就是 Box-

臺灣大學學術期刊資料庫

Pierce 之 Q 值不顯著，模式的隨機誤差項爲白噪音過程，則模式可被接受。

當 ARIMA($p,1,q$) 模式型態確認後，此時再根據干預事件發生的起始點（Start Point）決定干預函數之型態（可以是混合型態），估計干預模式參數，並根據 AIC (Akaike Information Criterion) 與 SBC (Schwartz Bayesian information criterion) 準則，比較原始之 ARIMA 模式與干預模式之預測績效。

肆、實證分析

一、ARIMA 模式估計

台灣兩次總統大選前股價 ARIMA 模式的最終估計結果如表 3 與表 4。美國兩次總統大選前的股價 ARIMA 模式之相關估計結果則如表 5 與表 6。首先，TSE2000 數列之 ARIMA 模式估計結果顯示如表 3，在 5% 的顯著水準下，顯著係數 θ_2 爲-0.2122；另外，有關殘差項之自我相關的檢定上，各期的 Box-Pierce 之 Q 值都不顯著，表示模型認定適當。

其次，TSE2004 數列之 ARIMA 模式估計結果如表 4，在 1% 的顯著水準下，係數 ϕ_4 與 θ_4 均爲顯著，其係數值分別爲 -0.999 與 -0.988；有關殘差項之自我相關的檢定上，各期的 Box-Pierce 之 Q 值都不顯著，也表示模型認定適當。

在表 5 中，USA2000 數列之 ARIMA 模式估計結果顯示，在 5% 的顯著水準下，顯著係數 ϕ_2 =-0.648；係數 θ_2 則是在 5% 的顯著水準下並不顯著，無法拒絕係數爲零之虛無假設。另外，有關殘差項之自我相關的檢定上，各期的 Box-Pierce 之 Q 值都不顯著，表示模型認定適當。表 6 中，USA2004 數列之 ARIMA 模式估計結果顯示，在 5% 的顯著水準下，顯著係數 θ_{11} =-0.2587；有關殘差項之自我相關的檢定上，各期的 Box-Pierce 之 Q 值都不顯著，表示模型認定適當。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3　台灣總統大選前 TSE2000 股價模式之估計與檢定結果

TSE2000 ARIMA 模式：$Z=(1-\theta_2 B^2)\varepsilon_t$			
係　數　估　計			
係　數	估計值	標準誤	T 統計量
θ_2	-0.2122	0.099	-2.14**
估計變異數		0.0002	
估計標準誤		0.015	
AIC		-549.17	
SBC		-546.58	
殘差項之自我相關			
期　數	Box-Pierce 之 Q 統計量	自由度	機率值
6	1.32	5	0.9325
12	4.18	11	0.9645
18	10.31	17	0.8902
24	12.18	23	0.9677

**：5% 顯著水準

資料來源：作者自行整理

表 4　台灣總統大選前 TSE2004 股價模式之估計與檢定結果

TSE2004 ARIMA 模式：$(1-\phi_4 B^4)Z_t=(1-\theta_4 B^4)\varepsilon_t$			
係　數　估　計			
係　數	估計值	標準誤	T 統計量
ϕ_4	-0.999	0.008	-119.6***
θ_4	-0.988	0.051	-19.54***
估計變異數		0.0001	
估計標準誤		0.0099	
AIC		-627.066	
SBC		-621.876	
殘差項之自我相關			
期　數	Box-Pierce 之 Q 統計量	自由度	機率值
6	1.74	4	0.7837
12	4.20	10	0.9378
18	13.06	16	0.6686
24	20.34	22	0.5651

***：1% 顯著水準

資料來源：作者自行整理

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5　美國總統大選前 USA2000 股價模式之估計與檢定結果

USA2000 ARIMA 模式：$(1-\phi_2 B^2)Z_t=(1-\theta_2 B^2)\varepsilon_t$			
係　數　估　計			
係　數	估計值	標準誤	T 統計量
ϕ_2	-0.648	0.333	-1.95**
θ_2	-0.4911	0.382	-1.29
估計變異數		0.0001	
估計標準誤		0.01	
AIC		-599.293	
SBC		-594.102	
殘差項之自我相關			
期　數	Box-Pierce 之 Q 統計量	自由度	機率值
6	0.39	4	0.9829
12	3.66	10	0.9613
18	7.62	16	0.9593
24	11.29	22	0.9703

**：5% 顯著水準
資料來源：作者自行整理

表 6　美國總統大選前 USA2004 股價模式之估計與檢定結果

USA2004 ARIMA 模式：$Z_t=(1-\theta_{11} B^{11})\varepsilon_t$			
係　數　估　計			
係　數	估計值	標準誤	T 統計量
θ_{11}	-0.2587	0.1059	-2.44**
估計變異數		0.000042	
估計標準誤		0.006518	
AIC		-713.871	
SBC		-711.276	
殘差項之自我相關			
期　數	Box-Pierce 之 Q 統計量	自由度	機率值
6	0.85	5	0.9736
12	4.52	11	0.9522
18	8.96	17	0.9416
24	14.04	23	0.9258

**：5% 顯著水準
資料來源：作者自行整理

臺灣大學學術期刊資料庫

二、干預模式估計

爲建立干預模式，首先必須推論假設干預函數型態。以下逐一說明 4 次總統大選所假設之函數型態。

1. 2000 年美國總統大選結果對美國股票市場產生持續存在之結構性影響，因此干預函數的型態理應爲 $\omega_1 S_t$。但是因爲大選結果延遲明朗，必須等候最高法院宣判，造成此一持續之結構性影響緩慢發生，因此干預型態調整爲 $\frac{\omega_1}{1-\delta_1 B} S_t$，並納入原始數列 Y_t 之 ARIMA 模式中，如式 (3) 所示。

$$Y_t = \frac{\omega_1}{1-\delta_1 B} S_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)} \varepsilon_t \tag{3}$$

當欲轉換爲以一階差分後之數列 Z_t 時，則將式 (3) 等號兩邊同乘 $(1-B)$，得到式 (4)：

$$(1-B)Y_t = \frac{\omega_1}{1-\delta_1 B}(1-B)S_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \varepsilon_t \tag{4}$$

因其中 $(1-B)Y_t = Z_t$，則針對美國 2000 年總統大選之擬估計與檢定之干預模式如式 (5)。

$$Z_t = \frac{\omega_1}{1-\delta_1 B}(1-B)S_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \varepsilon_t \tag{5}$$

2. 同樣地，2004 美國總統大選結果勝負立判，大選結果應對美國股票市場產生持續存在之結構性影響，故干預函數爲 $\omega_1 S_t$，同樣納入原有的 ARIMA 模式中，則針對美國 2004 年總統大選之擬估計與檢定之干預模式如式 (6) 所示：

$$Z_t = \omega_1 (1-B) S_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \varepsilon_t \tag{6}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

3. 但就台灣而言，2000 年與 2004 年台灣兩次總統大選結果皆發生非預期事件，因此干預函數型態應以突發型的 $\frac{\omega_2}{1-\delta_2 B}P_t$ 較爲適當，以描述台灣股票市場將如何逐漸淡化此突發性效果的影響。但另外需特別注意的是2000年台灣總統大選的結果造成台灣政治史上第一次的政黨輪替，由於新的政府團隊完全沒有執政經驗，故政黨輪替對台灣股票市場造成的衝擊可能會是一種結構性的持續性改變，因此另外加入 $\omega_1 S_t$ 的干預函數以反應此一現象。故針對台灣 2000 年與 2004 年總統大選，擬估計與檢定之干預模式分別可簡化如式 (7) 與式 (8) 所示：

$$Z_t = \frac{\omega_2}{1-\delta_2 B}(1-B)P_t + \omega_1(1-B)S_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t \tag{7}$$

$$Z_t = \frac{\omega_2}{1-\delta_2 B}(1-B)P_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t \tag{8}$$

本研究實證所估計之干預模式彙整如表7，有鑑於台美兩國選民不同民主政治成熟度，及資本市場成熟度有所差異，兩相交互影響下，肇因於總統大選此一政治事件以及相關之非預期事件，在股票市場上的衝擊反應也因此不同。

表 7　應估計之干預模式（ARIMA＋衝擊反應函數）彙總

年度	模　式	地區	
		台　灣	美　國
2000	ARIMA	$\frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t$	$\frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t$
	衝擊反應函數	$\omega_1(1-B)S_t + \frac{\omega_2}{1-\delta_2 B}(1-B)P_t$	$\frac{\omega_1}{1-\delta_1 B}(1-B)S_t$
2004	ARIMA	$\frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t$	$\frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t$
	衝擊反應函數	$\frac{\omega_2}{1-\delta_2 B}(1-B)P_t$	$\omega_1(1-B)S_t$

資料來源：作者自行整理

臺灣大學學術期刊資料庫

USA2000 之干預模式估計結果如表 8，各期的 Box-Pierce 之 Q 值顯示模型認定適當。在係數估計方面，θ_2 與 ϕ_2 在 5% 的顯著水準下均達到顯著；干預函數係數 ω_1 與 δ_1 則是分別在 5% 與 1% 的顯著水準下達到顯著，而 $\omega_1 = -0.02$ 與 $\delta_1 = 0.7565$，顯示 2000 年美國總統大選的選票爭議事件，確實對股票市場產生負向結構性影響，且影響效果會緩慢趨於平穩。

表 8　美國總統大選 USA2000 干預模式之估計與檢定結果

USA2000 干預模式：$Z_t = \frac{\omega_1}{1-\delta_1 B}(1-B)S_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t$

係　數　估　計			
係　數	估計值	標準誤	T 統計量
θ_2	-0.3015	0.4372	-0.16
ϕ_2	-0.4632	0.470	-0.64
ω_1	-0.02	0.0104	-1.92**
δ_1	0.7565	0.1718	4.40***
估計變異數		0.00018	
估計標準誤		0.0134	
AIC		-736.630	
SBC		-725.224	

殘差項之自我相關			
期　數	Box-Pierce 之 Q 統計量	自由度	機率值
6	0.8	5	0.9385
12	8.5	11	0.5805
18	14.9	17	0.5320
24	19.24	23	0.6305

$Z_t = (1-B)Y_t = Y_t - Y_{t-1}$，其中 Y_t 爲原始股價自然對數數列

*、** 與 *** 分別表示顯著水準爲 10%、5% 與 1%

資料來源：作者自行整理

USA2004 之干預模式估計結果如表 9，各期的 Box-Pierce 之 Q 值顯示模型認定適當。在係數估計方面，係數 θ_{11} 在 5% 的顯著水準下達到顯著；干預模式係數 ω_1 在 5% 的顯著水準下亦達到顯著；ω_1 估計值爲 0.0138，顯示 2004 年美國總統大選布希連任的結果，對美國股票市場不僅造成正向的衝擊，且爲結構性的變動，影響的權數持續而固定。

臺灣博碩士學位論文 期刊資料庫

表 9　美國總統大選 USA2004 干預模式之估計與檢定結果

USA2004 干預模式：$Z_t = \omega_1(1-B)S_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t$

係　數　估　計			
係　數	估計值	標準誤	T 統計量
θ_{11}	-0.2480	0.0910	-2.72**
ω_1	0.0138	0.0063	2.20**
估計變異數		0.000041	
估計標準誤		0.006422	
AIC		-933.619	
SBC		-927.899	
殘差項之自我相關			
期　數	Box-Pierce 之 Q 統計量	自由度	機率值
6	0.63	5	0.9865
12	2.85	11	0.9926
18	7.44	17	0.9771
24	11.56	23	0.9767

$Z_t = (1-B)Y_t = Y_t - Y_{t-1}$，其中 Y_t 爲原始股價自然對數數列

*、**與***分別表示顯著水準爲 10%、5% 與 1%

資料來源：作者自行整理

TSE2000 干預模式之估計結果如表 10，可以發現各期的 Box-Pierce 之 Q 值顯示模型認定適當。在係數估計方面，在 5% 的顯著水準下，θ_2 爲顯著；至於主要反應 2000 年台灣總統大選結果對台灣股票市場暫時性的影響效果的干預變數係數 ω_2 、δ_2，在 5% 的顯著水準下，係數 ω_2 爲顯著，顯示此次總統大選結果對台灣股票市場產生負向的影響（ω_2 = -0.1528）；係數 δ_2 則在 1% 的顯著水準下顯著異於零，說明總統大選此一事件對股票市場產生的影響型態在初期較大，且在短時間內隨時間經過而逐漸下降（δ_2 = 0.7259）；最後，在政黨輪替事件對台股結構性改變的影響方面，係數 ω_1 在 10% 的顯著水準方達顯著，表示僅有微弱的統計證據顯示此一持續性。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10　台灣總統大選 TSE2000 干預模式之估計與檢定結果

TSE2000 干預模式：$Z_t = \frac{\omega_2}{1-\delta_2 B}(1-B)P_t + \omega_1(1-B)S_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t$

係　數　估　計			
係　數	估計值	標準誤	T 統計量
θ_2	-0.2037	0.0893	-2.28**
ω_2	-0.1528	0.0714	-2.14**
δ_2	0.7259	0.1460	4.07***
ω_1	0.1296	0.0744	1.74*
估計變異數		0.000291	
估計標準誤		0.017048	
AIC		-675.09	
SBC		-663.682	

殘差項之自我相關			
期　數	Box-Pierce 之 Q 統計量	自由度	機率值
6	1.63	5	0.8973
12	5.57	11	0.8895
18	10.58	17	0.8778
24	15.99	23	0.8557

$Z_t = (1-B)Y_t = Y_t - Y_{t-1}$，其中 Y_t 爲原始股價自然對數數列

*、** 與 *** 分別表示顯著水準爲 10%、5% 與 1%

資料來源：作者自行整理

TSE2004 之干預模式估計結果如表 11，可以發現各期的 Box-Pierce 之 Q 值顯示模型認定適當。在係數估計方面，係數 θ_4 與 ϕ_4 並不顯著，但是干預模式中的 ω_2 與 δ_2，在 1% 的顯著水準下均達顯著，明顯指出台灣總統大選對台灣股票市場的暫時性負向衝擊效果（$\omega_2 = -0.0669$），且此影響型態同 2000 的總統大選一樣，在初期較大，且在短時間內隨時間經過而逐漸下降（$\delta_2 = 0.7360$）。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 11　台灣總統大選 TSE2004 干預模式之估計與檢定結果

TSE2004 干預模式：$Z_t = \frac{\omega_2}{1-\delta_2 B}(1-B)P_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}\varepsilon_t$

係　數　估　計			
係　數	估計值	標準誤	T 統計量
θ_4	-0.2684	1.1327	-0.24
ϕ_4	-0.3405	1.1023	-0.31
ω_2	-0.0669	0.0124	-5.39***
δ_2	0.7360	0.0120	61.33***
估計變異數		0.000153	
估計標準誤		0.012371	
AIC		-757.243	
SBC		-745.834	
殘差項之自我相關			
期　數	Box-Pierce 之 Q 統計量	自由度	機率值
6	4.11	5	0.3916
12	8.13	11	0.6159
18	14.49	17	0.5625
24	16.23	23	0.8041

$Z_t = (1-B)Y_t = Y_t - Y_{t-1}$，其中 Y_t 爲原始股價自然對數數列

*、** 與 *** 分別表示顯著水準爲 10%、5% 與 1%

資料來源：作者自行整理

三、綜合分析

總體而言，觀察比較 4 組 ARIMA 模式（表 3 至表 6）與干預模式（表 8 至表 11）之 AIC 值與 SBC 值，可以發現由於干預函數的加入，TSE2000 干預模式與 TSE2004 干預模式比 ARIMA 模式有較高的預測績效;同樣地，由於干預函數的加入，USA2000 干預模式與 USA2004 干預模式也具有較佳的預測績效，顯示透過干預模式確實可以捕捉到 4 次總統大選對於台美股票市場的動態衝擊，以下分別說明各模式的實質內涵。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

在 TSE2000 干預模式中，模式中干預變數係數 ω_2 的估計值爲 -0.1528，顯示 2000 年台灣總統大選結果，對台灣股票市場產生負向的衝擊。除此之外，係數 δ_2 的估計值爲 0.7259，說明大選結果抵定，對股票市場產生的影響型態在初期較大，且在短時間內隨時間經過而逐漸下降。就此分析結果而言，2000 年大選在台灣民主進程上是一個重要的里程碑，歷經國民黨超過半個世紀的統治，台灣首次經由民主過程產生政黨輪替，不論就政治或經濟層面而言都深具意義，但首次的政黨輪替，卻因爲勝選者缺乏執政經驗，使得此次總統大選對股票市場除了造成暫時性的衝擊，並且另外發現存在持續性的衝擊，相對於同爲亞洲國家之日本，其政黨輪替對日經指數報酬與波動不具有顯著效果此一結果大不相同（Lin and Wang, 2005）。

至於 2004 年之總統大選，TSE2004 干預模式中干預變數係數 ω_2 = -0.0669，δ_2 = 0.7360，表示此次總統大選對台灣股票市場造成的衝擊是暫時性的，明確反映槍擊案的政治紛擾所導致的股票市場重挫，但隨著政治紛擾的趨緩和不確定性因素的降低，總統大選對股票市場的影響也逐漸減少，這樣的表現類似於香港主權回歸一事，而該事件對股票市場也僅造成短暫性的衝擊，而無持續性的影響（Wei, 1989）。

對於 2000 年美國總統大選，由於大選前美國柯林頓總統任內，不論經濟或解決社會問題的表現，基本上受到相當的肯定，選前民眾和媒體仍然認爲民主黨候選人高爾的勝算較大。因此當選舉結果出現爭議，爾後高爾確定敗選，投資人對布希執政振興經濟的能力有所疑慮，因此 USA2000 干預模式中干預變數係數 ω_1 = -0.02，反映了布希勝選對美國股票市場確實造成結構性的負向反應；同時係數 δ_1 = 0.7565，也明確說明 2000 年美國總統大選，確實因爲選票爭議與選舉結果延遲明朗，導致大選結果對股票市場所造成的改變是結構性的。

2004 年的美國總統大選中，USA2004 干預模式中干預變數係數 ω_1 = 0.0138，顯示美國股票市場的確受到此次總統大選勝選者政黨的相關作多政策的影響，股價行爲出現結構性的改變，也就是共和黨布希贏得連任，透過稅收政策的延續，對經濟與股票市場造成持續性的影響，此一結果與過去的研究（Herbst and Slinkman, 1984；Huang, 1985；Hensel and Ziemba, 1995；Johnson et al., 1999）是一致的。

臺灣大學學術期刊資料庫

伍、結論與建議

本研究透過時間數列干預模型分析，探討台灣與美國這兩個民主程度與資本市場成熟度不同的國家，總統大選的政治事件對其股市的影響程度的差異，文中分別針對台灣與美國 2000 年和 2004 年總統大選事件，使用總統大選前後時期的加權股價指數日資料，建立 4 次總統大選事件的干預模式，分析總統大選對股票市場的動態衝擊關係。

台灣與美國在 2000 年和 2004 年都舉辦了總統大選，而總統大選對於股票市場的動態衝擊影響爲何，是本研究主要探討的問題。台、美總統大選的選舉脈絡有類似之處，也有差異之處。就類似之處而言，台灣和美國都在 2000 年時換黨執政，也都在 2004 年時由當時的執政黨延續政權；其次，台灣和美國也都面臨到選舉結果延遲明朗化的困境。至於差異之處，主要有下列 3 點：第一、兩國民主政治和經濟發展程度不同，以致選舉爭議最後也以不同的方式落幕。第二、在我們的經驗裡，美國總統大選政黨輪替幾乎已成常態，競選主軸也多以經濟發展和社會福利兩個議題爲主，種族議題（Carmines and Stimson, 1989）幾乎已不再觸及；台灣則是因爲歷史的傳承與文化因素，除了經濟民生與社會公平兩項重要議題外，還有台獨政治議題與國家認同議題（蔡佳泓等，2007），且過去各種選舉普遍受到統獨議題的影響（盛杏湲，2002；陳義彥、盛杏湲，2003），因此投資人面對大選的不確定性時，寧可審慎以對。第三、2000 年美國由傾向市場經濟的共和黨取代傾向社會主義的民主黨執政，而台灣則由較具社會主義色彩的民進黨取得政權。

由於上述差異，台灣與美國兩地股票市場面對兩次總統大選結果，研究結果顯示確實有不同反應。就台灣而言，統治台灣超過半個世紀的國民黨在 2000 年首度失去政權，由無執政經驗的民進黨取得執政權，投資人對一個沒有過執政經驗的政黨產生疑慮，導致股票市場呈現結構性改變，此從股票市場的反應可得知投資人的失望，總統大選也因換黨執政而由政治事件質變爲影響未來經濟發展的經濟事件；反觀美國，2000 年總統大選前遭逢網路科技市場的泡沫化，美國經濟開始陷入衰退，加上選舉結果因選

票爭議而延遲明朗，故同樣由政治事件質變爲經濟事件，造成股票市場的負面衝擊。至於 2004 年，台、美兩國的總統大選都是由執政黨連任，美國總統布希高票連任基本上代表市場經濟政策的延續，因此股票市場也給予結構性的正向回應，且影響的權數持續而固定；2004 年的總統大選前的槍擊案雖對台灣造成政治紛擾，導致股價一時重挫，但隨著政治紛擾趨緩以及不確定性因素降低，投資人開始回復理性回應，因此股票市場僅出現短暫性的負面衝擊後即回到基本面。

其次，雖然政治景氣循環理論解釋了大選年度期間選舉行情的現象，許多文獻也實證研究政治景氣循環理論的存在，但是研究的結論卻相當分歧，尤其是在不同經濟體系中，重大事件對股市的影響程度也不盡相同（De Bondt and Thaler, 1985），而 Cahan et al. (2005) 更指出：即使同爲兩黨政治的國家，由於國家規模不同，加上金融與政治系統的差異，也使得政治景氣循環的效果無法完全在美國以外的其他國家被複製，顯示總統選舉對於股票市場的影響關係有一定的複雜性。因此，就政治景氣循環理論與政治選舉事件對股市影響的研究領域中，本研究補強了不同於美國的實證結果，凸顯在不同民主程度與資本市場效率性的國家，政治選舉事件對股市影響的動態衝擊差異確實存在，這樣的研究結果基本上如同 De Bondt and Thaler (1985) 的發現，開發中國家與已開發國家的股票市場由於市場效率性的差異，面對重大事件的股價行爲確實有所不同；更重要的是，以台灣的實證結果而言，總統大選事件增加了金融市場的不確定性，呼應了 Chiu et al. (2005) 的研究發現，也具體強化了 Cahan et al. (2005) 的論點，顯示出不同於美國的實證結果。這樣的研究結果，除了在政治事件之股價反應的國際案例研究領域中，提供了關於台灣實證的具體結果，也有助於後續之政治經濟研究者，了解在政治選舉事件對股市影響的過程中，如何受到國家民主程度與資本市場成熟度的影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考書目

一、中文部分

林茂文，1992，《時間數列分析與預測》，台北：華泰書局。

張志向，2002，〈股市週轉率、市場成熟度、波動性與平均數復歸〉，《中山管理評論》，10(4): 555-589。

張倉耀、蘇志偉、張旭玲、朱曉萍，2006，〈從展望理論看台灣總統選舉對股票市場之效應分析〉，《選舉研究》，13(1): 87-118。

許溪南、趙雅儀，2000，〈金融風暴及央行干預對亞洲國家匯率影響之實證研究－介入模式之應用〉，《亞太管理評論》，5(1): 1-14。

盛杏湲，2002，〈統獨議題與台灣選民的投票行為：一九九〇年代的分析〉，《選舉研究》，10(1): 7-40。

陳義彥、盛杏湲，2003，〈政治分歧與政黨競爭：二〇〇一年立法委員選舉的分析〉，《選舉研究》，9(1): 41-80。

蔡佳泓、徐永明、黃琇婷，2007，〈兩極化政治：解釋台灣 2004 總統大選〉，《選舉研究》，14(1): 1-31。

二、西文部分

Box, G. E. P. and G. M. Jenkins. 1976. *Time Series Analysis. Forecasting and Control.* San Francisco: Holden-Day.

Brown, K. C., W. V. Harlow and S. M. Tinic. 1988. “Risk Aversion, Uncertain Information, and Market Efficiency.” *Journal of Financial Economics* 22: 355-385.

Cahan, J., C. B. Malone, J. G. Powell and U. W. Choti. 2005. “Stock Market Political Cycles in a Small, Tow-party Democracy.” *Applied Economics Letters* 12(12): 735-740.

Carmines, E. G. and J. A. Stimson. 1989. *Issue Evolution: Race and the Transformation of American Politics*. Princeton: Princeton University Press.

臺灣大學學術期刊資料庫

Chiu C. L., C. D. Chen and W. W. Tang. 2005. “Political Elections and Foreign Investor Trading in South Korea’s Financial Markets.” *Applied Economics Letters* 12(11): 673-677.

De Bondt, W. F. M. and R. Thaler. 1985. “Does the Stock Market Overreact?” *The Journal of Finance* 40(3): 793-808.

Engle, R. F. 1982. “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation.” *Econometrica* 50(4): 987-1007.

Foerster, S. R. and J. J. Schmitz. 1997. “The Transmission of US Election Cycles to International Stock Returns.” *Journal of International Business* 28(1): 1-27.

Foerster, S. R. 1994. “Stock Market Performance and Elections: Made-in-Canada Effects?” *Canadian Investment Review* 28 (Summer): 39-42.

Gemmill, G. 1992. “Political Risk and Market Efficiency: Tests Based in British Stock and Option markets in the 1987 Election.” J*ournal of Banking Finance* 16(1): 211-231.

Gwilym, W. A. and M. Buckle. 1994. “The Efficiency of Stock and Options Markets: Tests Based on 1992 UK Election Option Polls.” *Applied Financial Economics* 4(5): 345-354.

Harrington, J. E. 1993. “Economic Policy, Economic Performance and Elections.” *The American Economic Review* 83(1): 27-42.

Hensel, C. R. and W. T. Ziemba. 1995. “United States Investment Returns during Democratic and Republican Administrations, 1928-1993.” *Financial Analysts Journal* 51(2): 61-69.

Herbst, A. and C. W. Slinkman. 1984. “Political Economic Cycles in the US Stock Market.” *Financial Analysts Journal* 40(2): 38-44.

Herron, M. 2000. “Estimating the Economic Impact of Political Party Competition in the 1992 British Election.” *American Journal of Political Science* 44(2): 326-337.

Huang, R. D. 1985. “Common Stock Returns and Presidential Elections.”

臺灣大學學術期刊資料庫

Financial Analysts Journal 41(2): 58-61.

Johnson, R. R., W. Chittenden and G. R. Jensen. 1999. "Presidential Politics, Stocks, Bonds, Bills, and Inflation." *Journal of Portfolio Management* 26(1): 27-31.

Lin, C. T. and Y. H. Wang. 2005. "An Analysis of Political Changes on Nikkei 225 Stock Returns and Volatilities." *Annals of Economics and Finance* 6(1): 169-183.

Kwiatkowski, D., P. C . B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin. 1992. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159-178.

Nippani, S. and W. B. Medlin. 2002. "The 2000 Presidential Election and the Stock Market." *Journal of Economics and Finance* 26(2): 162-169.

Nordhaus, W. D. 1975. "The Political Business Cycle." *The Review of Economic Studies* 42(2): 169-190.

Pantzalis, C., D. A. Stangeland and H. J. Turtle. 2000. "Political Elections and the Resolution of Uncertainty: The International Evidence." *Journal of Banking and Finance* 24(10): 1575-1604.

Phillips, P. C. B. and P. Perron 1988. "Testing For a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika* 75(2): 335-346.

Said, S. E. and D. A. Dickey. 1985. "Hypothesis Testing in ARIMA (p,1,q) Model." *Journal of the American Statistical Association* 80(390): 369-374.

Santa-Clara, P. and R. Valkanov. 2003. "The Presidential Puzzle: Political Cycles and the Stock Market." *The Journal of Finance* 58(5): 1841-1872.

Wei, W. S. 1989. *Time Series Analysis.* Redwood City: Addison-Wesley.

臺灣大學學術期刊資料庫

The Dynamic Impact of Presidential Elections on the Stock Market:

A Comparison between the United States and Taiwan

*Chi-chung Wang** *& Ya-yun Cheng***

Abstract

In democratic societies, presidential elections have an impact on the economy. This study examines the dynamic impact of presidential elections on the stock market in two countries with different levels of democratic development and market maturity. The empirical results show that Taiwan's 2000 presidential elections had a temporary impact on the stock market, which gradually developed into a structural shift. However, the stock market experienced a major shock after the 319 shooting incident during the 2004 presidential campaign. Nevertheless, the impact tailed off and the market eventually returned to normal. In contrast, in the United States, presidential elections have caused permanent structural shifts in stock market due to fundamental differences in economic policies offered by the candidates.

Keywords: Presidential Election, Stock Market, Intervention Model

* Assistant Professor, Department of Public Management and Policy, Tunghai University. E-mail: wcc2008@thu.edu.tw

** Assistant Professor, Department of Applied Finance, Hsiuping University of Science and Technology. E-mail: yycheng@hust.edu.tw

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術
期刊資料庫