

市場整體與產業雙重層面探討加入 WTO 後之 台海兩岸股市關聯性

陳立斌

國立中正大學企業管理研究所博士生
崑山科技大學財金系講師

崔可欣

南華大學管理經濟學系助理教授

劉亞秋

國立中正大學企業管理學系教授

摘要

本文探討中國進入 WTO 後兩岸股市關聯性的變化。為了去除兩岸綜合股價指數可能因產業組成不同而呈現關聯性不足的問題 (Roll, 1992)，特別使用九種產業股價指數以便在相同產業的基礎上探討股價關聯性。研究期間區分為三階段，並以 Chow 檢定確認其間的結構性差異，再分別進行共整合檢定、因果關係檢定、衝擊反應函數及預測誤差變異數分解等分析。在第一階段金融開放的初期發現兩岸股價關聯性甚低，此現象和文獻所顯示中國股市在 2005 年以前與其他市場是隔離的論點一致。2005 年以後的第二階段及 2008 年以後的第三階段，中國金融自由化程度大幅提昇，兩岸股市的相互影響能力亦顯著提高。在 2005 年以後中國股市開始顯出對台灣的影响力，則為文獻中的新發現。此外還發現雙邊貿易能促進兩岸產業的關聯性，預期隨著兩岸經貿交流日益密切，相關產業的股價關聯程度更將提高。

關鍵詞：經濟整合、股市關聯性、金融自由化、國家要素

壹、緒論

早期許多研究發現不同國家的股市報酬相關性甚低，因此支持國際投資組合具分散風險利益，但隨著區域經濟的整合，國家之間的界線似乎模糊了，是否因此使得股市之間的關聯性提高，降低國際投資組合的分散風險利益，迄今仍是學者研究的議題 (e.g. Grubel, 1968; Hilliard, 1979, etc.)。本文承續國際股市關聯性的眾多文獻 (e.g. Lin & Swanson, 2008; Liu, Pan, & Shieh, 1998; Johansson & Ljungwall, 2009, etc.)，探討中國與台灣自加入 WTO 之後的股市關聯性。之所以以中國與台灣股市關係做為探討對象，是因著地理接近及經濟上互補等因素，

使雙方在研究期間經貿交流日益密切，彼此成為最重要貿易夥伴。然而兩岸政治上卻長期處於敵對狀態，並有許多法規限制彼此的經貿投資往來，直到 2008 年 5 月新任總統就任後，關係才見改善，因此本研究探討在這種政治與經貿關係背離的狀況下，究竟兩岸的股市係區隔的或是整合的，並藉此了解兩岸投資組合的分散風險效果。

在探討國際股市關聯性的文獻中，幾乎皆採用各國市場整體的綜合股價指數以進行分析。但 Roll (1992) 在 *Journal of Finance* 的文章中，對當時全球區域經濟日益整合，但各國股價指數的相關性卻仍很低的現象，提出其看法。其結論之一為各國綜合股價指數在建構上有可能因著產業組成不同，造成各國股價指數行為有差異¹。若兩國股價指數中的產業結構愈相近，因著受到相同產業景氣波動影響，其相關程度將愈大。因兩岸綜合股價指數的產業結構有相當大的差異²，可能使中國與台灣在整體市場層面的股價指數上顯現出較低的關聯性。因此，為了更周延的探討兩岸股市關聯程度及經濟整合程度，除了整體市場層面外，有必要再從產業層面加以探討。因此本研究除了使用綜合股價指數外，進一步使用九種產業分類股價指數以便在相同產業的基礎上探討股價關聯性，藉以去除兩岸綜合股價指數可能因產業組成不同而呈現關聯性不足的問題 (Roll, 1992)。

在產業的關聯上，兩岸相同產業的股價波動除了可能受到前述同一產業景氣波動³及全球經濟波動等共同因素所影響，亦各受其國內獨立的政經環境因素（即國家要素）所影響⁴。新興市場在開放與自由化程度較低時，其相對封閉的體系可能受到國內獨立的政策經濟因素（國家要素）絕大的影響⁵，造成兩岸相同產業間關聯性不足。當兩岸同時融入全球資本市場時，將較易受到相同產業景氣及全球經濟波動等共同因素的影響，使兩岸相同產業股價指數間較易產生關聯。如 Bekaert, Harvey, and Lundblad (2003) 即發現新興市場的金融自由化促進與全球資本市場的整合。此外隨著兩岸經濟整合，如建立兩岸產業上下游分工體系及貿易投資往來等，將使得對岸產業的榮枯影響到本地產業，預計亦能促進產業的關聯性。因此預期隨著中國的市場開放與自由化與兩岸經濟日益整合，兩岸產業層面的股價關聯與訊息的相互影響力將能提昇。

過去文獻常探討重大事件或金融危機是否使股市間關聯性發生變化，而本研究則探討中國加入 WTO 以後金融開放與自由化程度提昇以及兩岸經濟整合程度提高是否對兩岸的股市關聯性造成影響⁶，預期開放及經濟整合程度提高將促進兩岸產業股價關聯性之提昇。研究期間為 2002 年 1 月 1 日至 2010 年 6 月 30 日，但剔除了自 2008 年 6 月至 2009 年 5 月各國經濟深受全球金融危機影響的期間。先設定中國加入 WTO 之後的市場開放初期為第一階段，從 2005 年 7 月下旬中國允許匯率自由波動起至 2008 年 5 月金融風暴前設為第二階段，其間中國大幅放寬資金流出管制並完成 WTO 金融開放承諾，最後將風暴過後 2009 年 6 月至 2010 年 6 月各國經濟相對平穩的期間設為第三階段，藉此探討兩岸股市關聯性

¹ 例如，甲國綜合股價指數的產業組成集中於電子業而乙國集中於塑化業，則兩國的指數因著受到不同產業景氣影響，可能造成不一致的波動，致使相關性低。

² 在本文之肆、資料蒐集與整理中將以數據說明。

³ Arshanapalli, Doukas, and Lang (1997) 亦發現在歐、美及太平洋區之相同產業內有共同的波動過程。

⁴ Lessard (1976) 發現個股報酬受到全球要素、國家要素及產業要素所影響，而其中國家要素有較大影響。

⁵ 如 Harvey (1995) 即發現新興股市報酬比成熟的股市容易受到本國訊息所影響。

⁶ 中國加入 WTO 以後，金融開放與自由化程度以及兩岸經濟整合程度皆逐漸提昇，因此很難區隔出二者個別對兩岸股市關聯性的影響，因此本研究合併討論二者對股市關聯性的影響。

的變化。本研究採用多種計量方法來衡量股市表現的關聯性，其中的共整合檢定 (Johansen cointegration test) 可決定股價是否有均衡層次的長期穩定關係，因果關係檢定 (Granger causality) 可用來判斷短期股價走勢的相互影響能力，針對 VAR 殘差報酬所做的相關係數分析，則可提供評估股市關聯性變化的額外資訊，此外，衝擊反應函數 (Impulse Response Function) 可判斷當一方受到一單位的衝擊時，另一方受此衝擊之反應強弱，藉此可判斷兩岸受對方未預期資訊影響的程度是否因市場開放而逐漸提昇，最後預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition) 則可衡量兩岸的預測誤差變異數被本地和另一方的變動所解釋的百分比，若另一方所能解釋的比例逐漸提高，即反應出本地愈來愈受到另一方的影響。

依照上述判斷股市關聯程度的研究方法，本研究發現第一階段金融開放初期兩岸股市關聯性甚低，而許多文獻如 Lin and Swanson (2008) 及 Johansson and Ljungwall (2009) 等皆發現在 2005 年以前中國股市與世界其他股市是有區隔的，與本研究的結果一致。第二階段為中國完成 WTO 的開放承諾及大幅自由化階段，各種研究方法的結果皆顯示，兩岸無論在整體市場或產業層次上皆比第一階段顯現更高的關聯性。Phylaktis (1999) 及 Bekaert et al. (2003) 探討股市自由化的影響，發現自由化能促進資本市場間的整合，第二階段的結果支持其論點。第三階段係金融風暴之後的時期，其暫趨穩定的經濟環境與第二階段的興盛情況不盡相同，但發現整體而言兩岸仍延續第二階段的相互影響能力，在金融產業以及三種雙方貿易往來頻繁的產業上更顯出有整合的跡象，因此足以驗證中國在 2005 年大幅自由化之後，開始對香港以外的其他股市有顯著的關聯性，亦即對台灣的影響能力逐漸提高，此為文獻中較新的發現。本研究因此預期隨著兩岸區域經濟整合的進展，未來兩岸股價關聯性將提昇，尤其在一些與貿易有關的產業上更是如此，故兩岸投資組合的分散風險效果將逐漸遞減。

本文的結構如下：第二段文獻回顧，第三段介紹中國與台灣的資本市場開放過程及兩岸經貿發展，第四段資料蒐集與處理，第五段研究方法，第六段實證結果及分析，最後第七段為結論。

貳、文獻回顧

有關在國際市場進行投資的分散風險效果，早期學者如 Grubel (1968) 及 Hilliard (1979) 等皆發現國際股市間的相關性低，並支持國際投資組合具分散風險利益。但隨著區域經濟的整合，是否使得國際股市的關聯性提高，因而降低分散風險的利益，迄今仍是學者所研究的議題。此外學者也開始探討影響國際股市整合或關聯性的因素，並發現了包括貿易往來、市場自由化及股市崩盤等諸多可能的影響因素。例如 Bracker, Docking, and Koch (1999) 以股市的共移來代表國際股市整合程度，發現國際股市的整合與雙邊進口依賴程度及地理上的距離有密切相關。Bekaert and Harvey (2000) 及 Bekaert et al. (2003) 探討股市自由化對金融與經濟的影響，其發現自由化能促使該國資金成本下降、與全球股市報酬相關性提高並促進與全球資本市場的整合。Phylaktis (1999) 探討美、日與太平洋盆地五國的資本市場整合，發現自由化使太平洋盆地各國資本市場整合程度提高。Liu et al. (1998) 發現於 1987 年股市重挫後，美國與亞太地區五個國家股市間的相依程度大幅提昇。

文獻中另一涉及國際股市相關性的議題，為探討究竟產業效應或是國家效應對權益報酬的變異有較大影響。Grinold, Rudd, and Stefek (1989) 發現個股報酬能被其所屬國家（即國家要素）及所屬產業（即產業要素）所解釋，其中國家要素為影響個別國家證券報酬的獨特因素，對他國則無影響；而產業要素為對全球相同產業均有影響的產業景氣因素，其發現國家要素有較大的影響。Roll (1992) 則強調產業對個股報酬的重要性，其研究在全球日益整合的狀況下，何以各國股價指數有不同的波動性且相關性低，並主張可部份歸因於各國綜合股價指數的構成內容不同及產業類別不同等原因。認為若各國綜合股價指數中的產業組成愈相近，相關係數就會愈高。Heston and Rouwenhorst (1994) 則對 Roll (1992) 的看法提出反駁，其實証發現產業效應對個股報酬的影響很有限，國家效應對個股報酬的影響遠超過產業效應，且國家各自獨立的因素（即國家效應）才是造成各國相關性低的主因。

探討國際股市關聯性的文獻幾乎皆採用各國市場的綜合股價指數以進行分析，然仍有少數文獻係在產業的層次上進行分析。Arshanapalli, Doukas, and Lang (1997) 為了去除不同國家的市場股價指數常有產業結構不同的問題，因而改以不同國家的同一產業來進行分析。其發現在歐、美及太平洋區的相同產業內有共同的波動過程，亦即各資本市場之間係透過波動的傳導來相互聯結。Berben and Jansen (2005) 以市場指數以及產業指數二個層級來探討國際股市的關聯性，並發現美、英、德等股市之間相關係數有大幅提昇，但上升速度不同。Soriano and Climent (2006) 以歐、亞及北美三區的十個產業探討相同產業間的波動傳導，藉以了解不同區域相同產業間的相依程度，其結論為相依程度因不同產業而異。

有關中國與台灣以及與其他區域的股市整合或股市關聯性之文獻，Huang, Yang, and Hu (2000) 研究 1992 年至 1997 年間，美、日及上海、深圳、港、台等地股市的關聯性，以兩股市配對去進行二變數的共整合及因果關係檢定。其結論為中國與其他股市間均無長短期關係，故為最區隔的市場，其並建議放寬資本管制或可促進中國南部三角區域的整合。Groenewold, Tang, and Wu (2004) 研究 1992 年至 2001 年期間兩岸三地股市的相關性，亦發現三者之間並無共整合關係。其使用三股市變數的 VAR 模型進行因果關係檢定，發現中國股市不影響港、台二股市，也甚少受其他股市所影響，為一相對較隔離的市場。Li (2007) 以 GARCH 模型研究 2000 年至 2005 年中國的二股市與香港及美國股市之間的聯結性，其發現中國與香港股市間有微弱的聯結但與美國股市則無直接關聯。Wang and Iorio (2007) 研究 1995 年至 2004 年中國 A、B 及 H 股三個市場與香港及世界股市是否整合，亦發現與香港有整合但與世界股市仍是有區隔的。Lin and Swanson (2008) 研究中國在 1993 年至 2005 年間所進行的股市改革政策，探討是否有助於其國內二股市間的整合，以及能否提升二股市與區域股市和全球股市的整合。其結論為這些改革有助於國內二股市的整合，但對促進其與區域或全球股市的整合效果不大，顯示中國股市與世界其他股市仍是有區隔的。Qiao, Chiang, and Wong (2008) 藉 FIVEC 等模型研究 1995 年至 2005 年中國的 A、B 股兩市場與香港股市間的關係，其以二股市配對進行分析並發現中港股市間有長期以及短期關聯。Johansson and Ljungwall (2009) 研究 1994 年至 2005 年中、港、台股市間的聯結，其發現三者間並無長期共整合關係存在。但在外溢效果方面，台灣對中國有短期報酬及波動外溢效果，反之則不然，此點為相關文獻

中較新的發現，其並認為本區域的政府對跨國投資設限會成為本區域股市整合的明顯阻礙。

前述股市關聯性的文獻主要以探討股市間報酬及報酬波動之相依性（interdependence）為主，如 Huang et al. (2000) 及 Groenewold et al. (2004) 等以 VAR 模型討論股市報酬的關聯性，Li (2007) 則以 GARCH 模型同時討論報酬及報酬波動此二者在股市間的傳導。但除此之外，財務文獻更論及股市間的相依性可能在上漲或下跌時有不對稱現象，其中一類如 Shimada, Tsukuda, and Miyakoshi (2009) 使用 EGARCH 等模型探討日本股市對前一期美國股市的漲跌是否有不一致的反應，發現美國股市前一期的壞消息（negative shock）會增加日本股市本期的波動性，好消息則否。另一類如 Okimoto (2008) 則探討過去文獻所述，即股市在波動高的時期和低報酬的熊市有高相依性，而在股市報酬高且穩定的階段則有低相依性的現象，其研究發現之一為英、美股市間存在類似現象。最後，文獻中探討股市關聯性的另一蹊徑為跨市場交易量之間與交易量和價格變動間互動關係的討論，如 Lee and Rui (2002) 探討美、英、日股市跨市場的報酬（及報酬波動）與交易量之互動關係，發現美國股市交易量有助於預測英、日股市的交易量、報酬與報酬波動。在上述諸多討論層面中，因本研究是在多產業及多階段的情況下探討兩岸股市關聯性，為避免議題多而失去焦點，將僅針對兩岸股市報酬的相依性此一層面進行討論。

參、中國與台灣的資本市場開放過程及兩岸經貿發展

中國與台灣分別於 2001 年 12 月及 2002 年 1 月加入 WTO，惟兩岸加入 WTO 的金融開放承諾並不相同，因中國之金融發展相對落後，故可享有最長五年的寬限期，而台灣則無寬限期。自加入 WTO 之後，中國即逐步開放其金融市場，並於 2006 年 12 月履行了一切金融開放的承諾。

有關中國資本市場開放過程，其證交所交易的股票分為 A 股及 B 股兩類，A 股原僅限由本國國民購買，B 股則限由境外投資人買賣，但其於 2001 年 2 月開放允許國民得以購買 B 股，2002 年 12 月並通過允許合格境外機構投資者（QFII）購買 A 股，使國外資金得以直接進入國內股市。在資金流出方面，中國原本嚴格管制資金流出，但隨著外匯存底的快速累積，通貨膨脹壓力大增，迫使中國在 2005 年 7 月 21 日將施行多年的釘住美元固定匯率制度改為釘住一籃子貨幣制度並允許人民幣升值並浮動。⁷ 其後開始大幅放寬資金流出的管制以疏通過多的外匯。於 2005 年 9 月 1 日開放保險資金赴海外投資證券，於 2006 年 4 月核准合格銀行投資於海外證券，並於 2007 年間多次核准合格證券公司投資於海外的股市。

台灣資本市場對外資開放係始於 1991 年 1 月，其後逐步放寬外資投資的限制。在資金流出方面，則早在 1989 年即已允許投信業者投資海外證券。

由上述回顧可見在本研究期間台灣的開放與自由化程度已相當高，而中國在金融自由化與放寬資金管制的時程上則遠落後於台灣，但因著進入 WTO 及經濟發展之需，已在本研究期間分階段大幅完成金融自由化與開放的目標。然而，

⁷ 在浮動匯率制度之下，人民幣對美元累計升值 21%，但在金融風暴期間中國為維持出口競爭力，於 2008 年 8 月又改回釘住美元的固定匯率制度，直到 2010 年 6 月底才恢復彈性浮動的匯率制度。

較例外的是，兩岸卻因著政治對立的緣故，在本研究的大部分期間對彼此設下許多投資貿易的限制，直到 2008 年 5 月台灣新任總統就任並採取和解的路線後，才逐漸解除限制。台灣原禁止中國資金進入，但終於 2009 年 5 月開放其資金來台投資，使兩岸從原本台灣對中國單向投資進入雙向投資的時代。

兩岸貿易往來雖因政治對立而受到許多限制，但因經濟上甚具垂直分工之互補性，貿易金額逐年提高。根據台灣國貿局 2007 年及 2008 年網站公開資訊，中國為台灣第一大貿易夥伴、第一大出口市場及第二大進口來源地。而台灣則是中國第七大貿易夥伴、第九大出口市場及第五大進口來源地。另依台灣陸委會網站公開資訊，2008 年度台灣對中國出口的主要產品前十名依序為電機設備、光學儀器、塑膠製品、機械用具、有機化學產品、鋼鐵、銅及其製品、礦物燃料、人造纖維絲及雜項化學產品，另外，台灣自中國進口的主要產品前十名依序為電機設備、機械用具、鋼鐵、礦物燃料、光學儀器、雜項化學、有機化學產品、塑膠製品、車輛零件及水泥。稍作歸類即可發現兩岸較主要的貿易往來產業包括機械設備業、塑化業、鋼鐵業、紡織業及礦物燃料業等。

台灣對中國進出口貿易總額及台商投資金額統計表列於表 1，可發現呈現逐年大幅成長的趨勢，但受金融風暴影響，2008 年成長減緩，2009 年則呈衰退。

表 1 台灣對中國進出口貿易總額及台商赴中國投資金額統計

年度	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
進口金額	797	1102	1679	2009	2478	2802	3139	2450
出口金額	3153	3829	4893	5627	6333	7425	7398	6209
貿易總額	3950	4931	6572	7636	8811	10227	10537	8659
投資金額	672.3	769.9	694.1	600.7	764.2	997.1	1069	714

單位：千萬美元

資料來源：行政院陸委會兩岸經濟統計月報（網站公開資訊）

肆、資料蒐集與處理

本研究除採用兩地的綜合股價指數外，並選取九種產業分類股價指數以進行分析。綜合股價指數包括台灣發行量加權股價指數、深圳綜合指數及上海綜合指數，產業分類股價指數則包括由台灣證交所及深圳證交所編製的金融保險類、食品類、建築建材類、機械設備類、紡織類、造紙類、醫藥生技類、塑化類及電子類等九種分類指數，至於兩地分類方式不同的產業指數則未予納入。深圳證交所計有 13 種產業的股價指數，其中的製造業又細分出另外 9 種分類股價指數，依據深圳證交所統計月報的產業市值資料，2010 年 6 月 30 日本研究所採九種產業的市值佔總市值的 56.01%。台灣證交所則有 21 種產業指數，其中電子類股再細分出 8 種產業分類指數。依據台灣經濟新報資料庫的數據，2010 年 6 月 30 日本研究九種產業的市值佔台灣股市總市值的 85.71%。九種產業的市值皆佔兩岸股市總市值一半以上，足證這些產業對股市表現應具有相當代表性，另外這九種產業在兩地所佔市值比重差距甚大，顯示如同 Roll (1992) 所言，不同股市的產業結構有不相同的情況。至於上海證交所的產業分類方式與台灣皆不相同，因此不列入探討。兩地的股價指數資料係取自台灣經濟新報資料庫。

兩岸於 2002 年 1 月進入 WTO，故研究期間始於 2002 年 1 月 1 日並結束於 2010 年 6 月 30 日，但剔除了自 2008 年 6 月至 2009 年 5 月各國經濟深受金融風暴影響的一年期間⁸。在兩國股價資料的配對上，因放假日不同，因此若有其中一國的股市休市，則刪除當日另一國的股價資料，Hamao, Masulis, and Ng (1990) 認為這種處理方法並不會影響結果的正確性，經此處理後的樣本計有 1,767 筆日資料。本研究有關日報酬率的計算，係將每日股價指數取對數後與前日資料差分而得，另因在 2005 年 7 月 21 日前人民幣匯率採釘住美元的固定匯率制度，由政府所干預，因此本研究採 Berben and Jansen (2005) 的作法，未將兩地指數轉換為以美元計價而係直接以原幣別計價的指數計算日報酬率。

如前所述，中國自加入 WTO 之後，即依承諾逐步開放金融市場。此外，為因應經濟發展之需，亦進行了許多自由化措施。例如，為因應迅速累積的外匯存底，於 2005 年 7 月改變固定匯率政策使人民幣升值並浮動，並於其後逐步放寬資金流出管制以疏通過多的外匯。Huang et al. (2000) 及 Johansson and Ljungwall (2009) 皆提及放寬資本管制有助於區域股市整合，另外 Phylaktis (1999) 及 Bekaert et al. (2003) 等發現自由化能促進各國資本市場的整合。為了檢視兩岸股市的關聯性在研究期間是否因開放與自由化措施而產生大幅變化，即將研究期間依中國開放及自由化程度劃分為三個階段。本研究的全部期間包括金融風暴前後二部份，亦即風暴前 2002 年 1 月 1 日至 2008 年 5 月 31 日以及風暴後 2009 年 6 月 1 日至 2010 年 6 月 30 日。將前一部份以 2005 年 7 月 21 日中國改變固定匯率政策之日作為分界將研究期間劃分為第一及第二階段⁹。第一階段代表中國金融開放的初期及自由化程度不高的階段，第二階段則代表人民幣匯率得彈性浮動、大幅放寬資金管制及金融開放與自由化程度大幅提高的階段。金融風暴之後的期間即為第三階段，本階段脫離低迷的經濟環境與第二階段的榮景不同，但大體上延續第二階段的金融開放與自由化。較特別的是第三階段初期雙方即放寬相互投資管制，有助於自由化及經濟整合程度的提昇。但各國仍各自延續一些金融風暴期間的干預政策，如中國重新啟用釘住美元的固定匯率機制，可能增加個別國家政策經濟因素（國家要素）對產業的影響，不利於兩岸產業間的聯結。研究期間分段方式列示於表 2。

表 2 研究期間的三個階段

分期	第一階段	第二階段	第三階段
自由化程度	加入 WTO 後之開放初期、自由化程度最低	大幅金融開放、自由化並放寬資金流出限制	兩岸經濟整合度最高、中國重啟固定匯率制度
期間	2002 年 1 月 1 日 至 2005 年 7 月 21 日	2005 年 7 月 22 日 至 2008 年 5 月 31 日	2009 年 6 月 1 日 至 2010 年 6 月 30 日
樣本數	832 筆日資料	672 筆日資料	263 筆日資料

⁸ 金融風暴始於 2008 年下半年，於 2009 年 3 月初緩和並使得全球股市持續上漲，本研究為排除金融風暴可能使研究結果不一致的情況，因此所剔除的期間比一般所認定的風暴期間稍長。

⁹ 本研究以 Chow 檢定證實中國的綜合指數及多數產業分類指數在該日有結構性轉變，詳陸、實証結果與分析。

兩岸三個階段的綜合指數日報酬的敘述統計資料列示於表 3。在第一階段中國二綜合指數序列的日報酬平均值為負，主要係因本階段中國的指數序列呈現下跌的趨勢。三個指數在第三階段的日報酬標準差皆已低於第二階段，反映出金融風暴期間之後的第三階段在經濟上已恢復相對平穩，因此沒有金融風暴期間股市高度波動的特性。為節省篇幅未列示產業指數的敘述統計資料，但大多數均呈現類似綜合指數的特性。

表 3 兩岸綜合指數日報酬敘述統計分析

指數別	階段別	Mean	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis	J-B 值
台灣 加權 指數	一	0.000151	0.015209	-0.36091	6.22596	378.3***(0.0)
	二	0.000444	0.012693	-0.59508	5.87133	270.5***(0.0)
	三	0.000236	0.012468	-0.60755	3.83810	23.78***(0.0)
上海 綜合 指數	一	-0.00055	0.013824	0.984165	8.01223	1004***(0.0)
	二	0.001805	0.019502	-0.79886	5.87049	302.1***(0.0)
	三	-0.00036	0.01739	-0.73672	4.66331	53.90***(0.0)
深圳 綜合 指數	一	-0.0008	0.014658	0.70026	7.16360	668.1***(0.0)
	二	0.002175	0.021048	-0.85042	5.55269	263.4***(0.0)
	三	0.000266	0.019368	-0.83339	4.607351	58.53***(0.0)

註：Std. Dev. 代表標準差；J-B 值則代表 Jarque-Bera 常態性檢定統計量，其虛無假設為具常態分配，統計量右方括弧中列示 p 值，*** 代表 1% 顯著水準。

伍、研究方法

一、單根檢定

針對變數的時間序列進行研究時，第一步驟為檢定變數為定態 (stationary) 或非定態，其原因之一在於若變數非定態，則進行迴歸分析時可能使原本毫無關係的變數之間出現假性迴歸的現象，亦即出現迴歸係數顯著異於零之結果，導致誤判研究結果。單根檢定的主要目的即在於判定變數的時間序列之整合級次，以確定其是否為定態。本研究採 ADF 單根檢定 (Augmented Dickey-Fuller Test)、Phillips and Perron (1988) 的 PP 檢定以及 Kapetanios, Shin, and Snell (2003) 所提出的非線性單根檢定 (簡稱 KSS 檢定) 等三種方法，並逐一簡述如下。

(一) ADF 單根檢定

Dickey and Fuller (1979, 1981) 以三種基本的模型來檢定一時間序列是否具有單根，模型列示如下：

1. $\Delta Y_t = rY_{t-1} + \varepsilon_t$
2. $\Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + \varepsilon_t$
3. $\Delta Y_t = a_0 + a_1t + rY_{t-1} + \varepsilon_t$

其中 a_0 為截距項， t 為時間趨勢變數，並假設 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

此三種模型所檢定的假設為：

$H_0: \gamma = 0$ (代表存在單根，時間序列非定態)

$H_1: \gamma < 0$ (代表不存在單根，時間序列為定態)

若檢定結果無法拒絕虛無假設時,即表示時間序列 Y_t 有單根,此即 DF 單根檢定法。但為解決 ΔY_t 的自我相關之問題,將上述模型加入 ΔY_t 的落後項,其檢定方式與 DF 法相同,即為 ADF 單根檢定法。本研究採 ADF 檢定法,模型中落後項的期數則係依據 AIC (Akaike's information criterion) 值為最小的準則來決定。

(二) PP 檢定

ADF 檢定成立的條件為檢定式的殘差必需無自我相關且具同質變異,但有時這些條件無法被滿足,此時即可利用 PP 檢定。PP 檢定的基本模型與上述 DF 檢定的三種模型相同,但其准許檢定式的殘差有自我相關和異質變異,然後以無母數 (nonparametric) 的方法來消除殘差自我相關和異質變異的影響,其通常是以 Newey-West 的估計式來對上述模型中 r 係數的 t 統計量作修正,修正後的 t 統計量與 ADF 檢定的 t 統計量有相同的漸進分配,所以檢定所用的臨界值也相同。PP 檢定的虛無假設為存在單根,亦與 ADF 檢定相同。

(三) KSS 檢定

前述二種單根檢定皆假設時間序列為線性,但時間序列也可能有非線性調整的特性,此時若仍使用線性單根檢定法來進行檢定,會發生檢定力太低的問題,亦即很容易出現非定態的檢定結果。因此 Kapetanios et al. (2003) 針對非線性結構以 ESTAR (Exponential Smooth Transition Autoregressive) 模型提出簡化假設,發展出非線性定態檢定實証模型,藉以判斷序列是否為定態。其模型如下:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} \left\{ 1 - \exp(-\theta Y_{t-1}^2) \right\} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$
 其中 ΔY_t 為參數係數變動率, ε_t 為誤差項, $\theta \geq 0$ 為 ESTAR 模型轉換參數的調整速度。KSS 檢定的虛無假設為:

$H_0: \theta = 0$ (代表存在單根,時間序列非定態)

$H_1: \theta > 0$ (代表不存在單根,時間序列為定態)

由於 γ 無法在虛無假設下確認,故必須將前式用泰勒展開重新估算, KSS 經一階漸進泰勒展開式可得如下式子:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1}^3 + error$$
 為了因應誤差序列相關的情況,加入 ΔY_t 的落後項,擴充前式如下:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1}^3 + \rho_1 \Delta Y_{t-1} + \rho_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \rho_p \Delta Y_{t-p} + error$$
 此時所檢定的假設為:

$H_0: \delta = 0$ (代表存在單根)

$H_1: \delta > 0$ (代表不存在單根)

因依照前述模型所估計出的參數係數 (δ) 的 t 值並不是一個漸近常態分配,因此透過蒙地卡羅模擬提出 KSS 檢定臨界 t 值,且主要區分為去均數及去趨勢兩套,分別適用於時間序列沒有趨勢及有趨勢的情況。¹⁰ 本研究採有擴充落後項的模式進行檢定,並依 Kapetanios et al. (2003) 的方法將落後項的期數設為 8 期,將各股價指數序列以去均數的方式及去趨勢的方式分別進行估計與檢定。

¹⁰ KSS 另有提供時間序列均數為 0 時的臨界 t 值,但較不適用於本研究。

二、共整合關係檢定 (cointegration test)

Engle and Granger (1987) 發現若二時間序列具有相同的整合級次則可進行共整合檢定，以確定其是否具有長期均衡關係。所謂共整合關係，係指若 X_t 及 Y_t 二時間序列有相同的整合級次，例如皆為 $I(1)$ ，且存在一常數 γ ，使得 X_t 及 Y_t 的線性組合，即 $Y_t - \gamma X_t = Z_t$ 能成為 $I(0)$ 時，則稱 X_t 及 Y_t 有共整合關係存在，並且代表此二變數間具有長期均衡關係。具共整合關係代表變數之間有穩定的關聯性，因為一旦偏離長期均衡時，會有經濟力量促使變數回復均衡關係，因此本研究藉共整合關係檢定以判定兩岸股市間是否有穩定的關聯。本研究採 Johansen 共整合檢定法 (Johansen, 1988; Johansen & Juselius, 1990)，分別對兩岸市場整體綜合股價指數以及產業分類股價指數的時間序列進行檢定。

Johansen 共整合檢定法係以向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression, VAR) 為基礎。假設 n 元素向量 Y_t 之水準項 (level term) 服從 VAR (p) 模型，如下式：

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \cdots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

模型中 ε_t 為誤差項的向量。為了進行 Johansen 的共整合檢定，上式需轉換為如下的誤差修正模型 (Vector Error Correction Model)：

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

模型中的參數矩陣 $\Pi = \beta_1 + \beta_2 + \cdots + \beta_p - I$ ，並可解釋為長期係數矩陣。Johansen 檢定法即對矩陣 Π 有多少個非零的特徵根 (eigenvalues) 進行檢定，矩陣 Π 之非零的特徵根稱為矩陣的秩數 (rank)。若上述模型中有 n 個變數，則秩數 r 不得等於 n ，因如此將隱含 n 變數的水準項皆為定態 (stationary)；若秩數 r 等於 0，代表變數間無長期均衡關係；而秩數 r 若介於 n 與 0 中間，該 r 即代表變數間所存在的共整合關係的數目。因本研究採中國與台灣股價指數二變數的模型，故最多僅有一共整合關係。Johansen 檢定法有下列兩種檢定統計量：

$$(一) \text{ Trace 統計量: } \lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

檢定二變數模型的假設為 $H_0: r=0$ ，相對於 $H_1: r>0$ 。

$$(二) \text{ Max-Eigen 統計量: } \lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

檢定二變數模型的假設為 $H_0: r=0$ ，相對於 $H_1: r=1$ 。

Johansen 檢定的結果會受到上述誤差修正模型中落後項的期數所影響，本研究採 AIC 準則來決定模型的落後項最適期數，但若估計後模型的殘差具序列相關，即代表落後項期數不足 (Enders, 2004: 363)，此時則增加落後項期數，使殘差在 Ljung-Box Q 檢定的 5% 顯著水準下判定無序列相關。

三、VAR 模型及因果關係檢定 (Granger causality test)

VAR 模型係以一組而非單一迴歸方程式來表示變數間彼此的短期動態關係，每一條迴歸方程式皆以系統中所有依變數之落後項為解釋變數。以兩個變數及二期落後項的 VAR 模型為例：

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \beta_{10} + \beta_{11}Y_{1t-1} + \beta_{12}Y_{1t-2} + \alpha_{11}Y_{2t-1} + \alpha_{12}Y_{2t-2} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_{20} + \beta_{21}Y_{2t-1} + \beta_{22}Y_{2t-2} + \alpha_{21}Y_{1t-1} + \alpha_{22}Y_{1t-2} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

其中 ε_{1t} 及 ε_{2t} 皆為有相同分配型態的誤差項且可能相關。落後項的期數說明了變數如何受自己及其它變數久遠的過去數值所影響。

以 VAR 模型進行因果關係檢定其實係檢定變數間的短期領先落後關係。以前述二期落後項的 VAR 模型為例，可以 Wald 檢定或 F 檢定進行如下的假設檢定：

- (一) $H_0: \alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$ ，拒絕 H_0 代表 Y_{2t} 的落後項可解釋 Y_{1t} ，即 Y_{2t} 領先 Y_{1t} 。
- (二) $H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$ ，拒絕 H_0 代表 Y_{1t} 的落後項可解釋 Y_{2t} ，即 Y_{1t} 領先 Y_{2t} 。

檢定結果可能為 (1) 彼此無領先落後關係，(2) 單向關係，亦即某變數領先另一變數而反之不然，(3) 彼此互相領先的雙向關係。

在 VAR 模型的研究流程中，若發現各變數的時間序列皆為非定態 I(1) 且具有共整合關係時，應運用前述誤差修正模型 (VECM) 進行估計，但若無共整合關係時，應將時間序列一階差分成 I(0) 的定態序列 (即報酬率)，再以該差分項之 VAR 模型進行估計。本研究採 AIC 準則來決定模型的落後項最適期數，但若估計後模型的殘差仍具序列相關，即代表落後項期數不足，此時則增加落後項期數使殘差無序列相關 (以 Ljung-Box Q 檢定在 5% 顯著水準來判定)。

四、Chow 轉變點檢定 (Chow breakpoint test)

估計時間序列模型時，因為樣本期間很長，可能因經濟環境改變而使不同階段的子樣本所估計的迴歸係數不相同，亦即可能有結構轉變。本研究將金融風暴前 2002 年 1 月 1 日至 2008 年 5 月 31 日這段期間以 2005 年 7 月 21 日中國改變匯率政策之日為分界劃分為兩個階段，並藉由 Chow 檢定就模型估計的角度來判斷該分界日期前後兩階段是否有結構轉變以至於需要劃分前後二階段進行模型估計與關聯性的檢定。

本研究的 Chow 檢定係針對前述 VAR 模型中，中國與台灣兩條迴歸方程式分別進行，以分別判斷兩岸股市在該日前後是否有結構轉變¹¹。以中國的迴歸方程式為例，其進行步驟如下：

- (一) 以風暴期之前的全部樣本估計該方程式，令其殘差平方和為 SSR_R 。
- (二) 以 2005 年 7 月 21 日之前以及之後兩階段的子樣本分別估計該方程式，並令所得的殘差平方和分別為 SSR_1 及 SSR_2 。

¹¹ Lin and Swanson (2008) 以 VAR 模型進行因果關係檢定來探討中國的股市改革政策是否有助於與國際股市整合，亦使用 Chow 檢定以判斷不同時期是否有結構性改變。

(三) 計算 F 統計量以進行檢定， $F = \frac{(SSR_R - SSR_1 - SSR_2)}{(SSR_1 + SSR_2)} \times \frac{T - 2(p+1)}{(p+1)}$
 ，其中 T 為總樣本數， $p+1$ 為自變數加截距項的個數。

五、VAR 模型殘差報酬的相關係數分析

以上述差分項 VAR 模型的迴歸式為例，依變數股價指數日報酬係表示為兩地報酬落後項及殘差報酬之和。相對於兩地報酬落後項所貯存的是過去已知的資訊，殘差報酬代表的是未預期的資訊對當期報酬的影響。殘差報酬之相關係數即代表兩地股市受到未預期資訊影響後之反應的相關程度，亦可反映出兩地股市的關聯程度。

六、衝擊反應函數 (Impulse Response Function)

衝擊反應函數表達在一 VAR 模型中，當某一個變數受到一單位外生衝擊時，模型中各個變數受此衝擊的動態反應型態，可觀察到衝擊反應的大小、正向或負向及反應速度的快慢等。本研究則主要藉此來分析台灣或中國產業股價指數受到對方相同產業一單位的衝擊後，其衝擊反應程度在本研究的三個階段是否有變化，若衝擊反應逐漸提高即代表受對方的影響程度愈大。

假設含有 x 及 z 二變數之向量 Y 的 VAR 模型如下：

$Y_t = u + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$ ，其中 ε_t 是第 t 期 (2×1) 的二個變數衝擊項的向量，而二變數的衝擊皆無序列相關。

依 Sims (1980) 建議，可將上式轉換為移動平均 (VMA) 的表示方式如下：

$$Y_t = \alpha + \phi_0 \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \phi_\infty \varepsilon_{t-\infty}$$

亦即分別以 x 及 z 為依變數的二條方程式皆表示為二個變數的當期與過去無窮期的衝擊 (shocks) 之線性組合，其中 α 為 (2×1) 的截距向量， e_{t-i} 是第 i 期 (2×1) 的二個正交化變數衝擊項的向量，而最重要的是， ϕ_i 為 (2×2) 的係數矩陣，就是衝擊反應函數，代表某變數受一單位衝擊時，所有變數第 i 期的衝擊反應程度。

上述 VMA 模型的轉換，可藉 Wold 分解定理來進行。另外，原 VAR 模型的二個變數衝擊項 (ε_t) 之間常為同期相關，此時會面臨計量上參數辨識不足的問題，為解決此問題，即透過正交化程序去除衝擊項之間的同期相關，因此 VMA 式中的二個變數衝擊項 (e_{t-i}) 之間已經是同期無關的。而正交化的程序為對原 VAR 模型的衝擊向量之共變異數矩陣進行 Choleski 分解後，得到下三角矩陣之反矩陣 V ，再使 $e = V\varepsilon$ ，即為使二變數衝擊項有關變無關的過程。但在上述正交化過程中，變數若排序 (ordering) 不同會使衝擊反應函數出現不同的結果，因此本研究採 Pesaran and Shin (1998) 所發展的 Generalized Impulse Response Function (GIRF)，其不受變數排序影響，可克服此問題。

七、預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition)

VAR 模型尚可藉預測誤差變異數分解來衡量每一個變數未來各期的預測誤差變異數被自己和其他變數的衝擊所解釋的比例。本文亦藉此比較在研究的三個階段中，某一方的預測誤差變異數被另一方的非預期變動所解釋的比例是否有變化。若逐漸增加代表另一方的影響力有增加的趨勢。

預測誤差變異數分解與衝擊反應函數一樣，要先透過正交化程序去除 VAR 模型中各變數衝擊項之間的同期相關。以下藉助前述 x 及 z 二變數的 VMA 模型並針對未來一期預測誤差來說明其作法。依據前述 VMA 模型進行推導可得未來一期 (即 $t+1$ 期) 的預測誤差如下：

$Y_{t+1} - E_t Y_{t+1} = \phi_0 e_{t+1}$ ，其中 ϕ_0 為 (2×2) 的係數矩陣， e_{t+1} 是 (2×1) 的 x 及 z 變數衝擊項的向量，可表達為 $[e_{xt+1} \ e_{zt+1}]'$ 。

若僅針對變數向量中的 x 變數來進行探討，則其未來一期的預測誤差如下：

$$x_{t+1} - E_t x_{t+1} = \phi_{11} e_{xt+1} + \phi_{12} e_{zt+1}$$

已知 VMA 模型 x 及 z 二變數衝擊項之間是同期無關，若以 $\sigma_x(1)^2$ 代表 x 變數未來一期預測誤差的變異數，則可列示如下：

$\sigma_x(1)^2 = \phi_{11}^2 \sigma_x^2 + \phi_{12}^2 \sigma_z^2$ 由式中可知，x 變數未來一期的預測誤差變異數分別由 x 及 z 二變數的變動所解釋的比率分別為 $\phi_{11}^2 \sigma_x^2 / \sigma_x(1)^2$ 及 $\phi_{12}^2 \sigma_z^2 / \sigma_x(1)^2$ ，且二者相加即為 1。未來 n 期的預測誤差變異數分解的推導亦相同。

預測誤差變異數分解之結果同樣會因變數排序不同而產生差異，本研究因此採取類似 Hasbrouck (1995) 的作法，將中國產業變數排序在前所得結果與中國產業變數排序在後的結果取平均值，以此作為變異數分解之結果。

陸、實證結果與分析

本研究樣本期間分為前述三個階段，藉此可了解兩岸股市相互影響能力以及產業指數間的聯結是否因各種自由化和金融開放措施以及經貿日益整合而改變。

一、實證結果

(一) 單根檢定結果

本研究採 ADF、PP 及 KSS 等三種方法，將中國及台灣的綜合股價指數及產業分類股價指數序列取自然對數後進行單根檢定。因本研究期間劃分為金融風暴前二個階段及風暴後一個階段，因此是針對各股價指數序列的三個階段分別進行檢定，此外，本研究亦針對風暴前的整段期間進行檢定，以利其後續 VAR 模型的設定及 Chow 檢定的進行。¹² 單根檢定結果列示於表 4。

¹² 本研究主要重點為三個階段，故雖對風暴前全期各指數亦進行單根檢定，為節省篇幅，未予列報。僅將檢定結果於單根檢定結果表 4 的附註說明。

表 4 單根檢定結果

指數別	階段別	ADF		PP		非線性 KSS	
		水準項	差分項	水準項	差分項	水準項	
						去均數	去趨勢
台灣 加權 指數	一	0.187(4)	-15.383(3)***	0.259(5)	-27.323(5)***	-2.224	-2.632
	二	1.033(6)	-12.022(5)***	0.938(16)	-26.02(15)***	-1.738	-3.003
	三	0.241(3)	-8.683(2)***	0.272(5)	-14.69(5)***	-1.763	-2.697
上海 綜合 指數	一	-0.916(7)	-10.97(6)***	-1.161(8)	-28.65(8)***	-0.129	-1.790
	二	-1.422(13)	-5.354(12)***	-1.491(2)	-25.33(2)***	-1.390	-0.299
	三	-0.341(0)	-15.752(0)***	-0.331(3)	-15.76(3)***	-0.500	-2.311
深圳 綜合 指數	一	0.335(15)	-7.75(12)***	0.051(3)	-28.13(4)***	0.417	-2.448
	二	-1.32(12)	-6.22(11)***	-1.344(3)	-23.8(6)***	-1.525	-0.899
	三	0.194(0)	-14.89(0)***	0.175(3)	-14.89(2)***	-2.832*	-2.369
深圳 金融 產業	一	-0.521(0)	-27.90(0)***	-0.571(3)	-27.92(5)***	-1.100	-2.896
	二	-1.166(1)	-24.08(0)***	-1.167(5)	-24.13(7)***	-1.367	-1.047
	三	-0.365(0)	-16.43(0)***	-0.356(5)	-16.44(5)***	-0.708	-2.76
台灣 金融 產業	一	0.569(0)	-29.54(0)***	0.607(6)	-29.57(5)***	-2.229	-2.702
	二	0.449(6)	-11.83(5)***	0.419(14)	-26.5(13)***	-1.793	-3.76**
	三	-0.296(0)	-12.51(1)***	-0.296(4)	-16.06(3)***	-3.19**	-3.74**
深圳 食品 產業	一	-0.523(11)	-8.44(10)***	-1.06(7)	-28.7(7)***	-2.151	-2.048
	二	-1.438(1)	-23.64(0)***	-1.444(5)	-23.64(4)***	-1.519	-0.444
	三	1.165(0)	-15.56(0)***	1.208(8)	-15.54(8)***	-2.629	-2.148
台灣 食品 產業	一	0.227(1)	-26.07(0)***	0.299(11)	-25.9(13)***	-2.171	-2.209
	二	-0.882(2)	-18.83(1)***	-0.828(14)	-24.6(16)***	-0.96	-3.47**
	三	0.618(0)	-15.79(0)***	0.611(1)	-15.79(2)***	-1.988	-3.33*
深圳 建築 產業	一	-0.288(3)	-16.61(2)***	-0.369(2)	-26.9(5)***	-0.802	-3.48**
	二	-1.595(4)	-11.38(3)***	-1.637(3)	-23.39(1)***	-1.852	-0.771
	三	0.37(2)	-9.70(1)***	0.476(1)	-14.37(1)***	-3.03**	-3.96***
台灣 建築 產業	一	0.719(1)	-24.72(0)***	0.817(5)	-24.72(0)***	-2.175	-2.631
	二	-1.196(14)	-5.3(13)***	-0.873(3)	-24.36(1)***	-0.993	-2.181
	三	-0.387(0)	-12.42(1)***	-0.377(4)	-15.44(4)***	-3.27**	-3.29*
深圳 機械 產業	一	1.04(4)	-14.37(3)***	1.013(1)	-27.56(1)***	1.34	-1.45
	二	-1.379(12)	-6.08(11)***	-1.39(2)	-23.2(6)***	-1.58	-0.095
	三	0.301(1)	-14.7(0)***	0.312(2)	-14.7(1)***	-1.93	-1.67
台灣 機械 產業	一	0.652(0)	-27.63(0)***	0.639(4)	-27.62(4)***	-2.76*	-1.786
	二	0.734(1)	-24.41(0)***	0.72(3)	-24.5(4)***	-1.6	-2.59
	三	0.724(3)	-8.43(2)***	0.803(5)	-14.1(5)***	-1.74	-3.32*
深圳 紡織 產業	一	0.466(15)	-8.38(10)***	1.003(4)	-27.6(4)***	1.461	-1.59
	二	-1.48(12)	-6.10(11)***	-1.47(1)	-23.8(4)***	-1.73	-0.90
	三	0.65(0)	-14.9(0)***	0.607(2)	-14.89(1)***	-2.47	-3.30*
台灣 紡織 產業	一	0.765(1)	-26.19(0)***	0.879(1)	-26.19(1)***	-2.88*	-2.93
	二	-0.54(0)	-14.41(2)***	-0.552(7)	-24.94(9)***	-1.365	-2.62
	三	0.26(3)	-8.93(2)***	0.262(4)	-14.2(3)***	-2.52	-3.49**

表 4 單根檢定結果 (續)

指數別	階段別	ADF		PP		非線性 KSS	
		水準項	差分項	水準項	差分項	水準項	
						去均數	去趨勢
深圳 造紙 產業	一	0.397(13)	-8.35(12) ***	-0.08(11)	-29.0(12) ***	-0.057	-2.852
	二	-0.96(15)	-5.62(14) ***	-0.86(11)	-24.3(13) ***	-1.246	-1.898
	三	0.04(0)	-15.37(0) ***	0.034(3)	-15.4(3) ***	-3.29**	-2.76
台灣 造紙 產業	一	0.438(10)	-7.44(9) ***	0.587(9)	-26.4(11) ***	-2.496	-2.060
	二	0.738(5)	-10.81(4) ***	0.792(4)	-24.5(3) ***	-1.565	-3.49**
	三	-0.04(0)	-15.27(0) ***	-0.04(4)	-15.2(3) ***	-2.316	-2.408
深圳 醫技 產業	一	0.312(15)	-7.47(14) ***	-0.084(1)	-27.8(3) ***	0.396	-3.132*
	二	-1.24(12)	-6.13(11) ***	-1.208(9)	-22.4(13) ***	-1.60	-1.706
	三	0.938(1)	-13.64(0) ***	1.014(4)	-13.50(6) ***	-2.43	-1.61
台灣 醫技 產業	一	0.849(4)	-15.45(3) ***	0.813(4)	-26.16(5) ***	-2.54	-2.46
	二	-0.67(1)	-22.99(0) ***	-0.635(5)	-22.96(2) ***	-1.02	-3.90**
	三	0.365(0)	-14.85(0) ***	0.339(4)	-14.84(4) ***	-1.93	-3.03
深圳 塑化 產業	一	-0.781(11)	-8.56(10) ***	-1.397(3)	-28.3(3) ***	0.422	-2.755
	二	-0.911(6)	-11.3(5) ***	-0.933(7)	-22.9(11) ***	-1.341	-2.233
	三	0.024(1)	-14.5(0) ***	0.034(2)	-14.58(0) ***	-2.238	-1.189
台灣 塑化 產業	一	-1.875(4)	-15.2(3) ***	-2.08(9)	-27.0(10) ***	-3.02**	-3.58**
	二	-0.45(16)	-7.46(15) ***	-0.67(10)	-23.4(13) ***	-1.685	-2.387
	三	0.818(2)	-11.7(1) ***	0.773(4)	-14.2(3) ***	-1.420	-2.130
深圳 電子 產業	一	0.62(3)	-15.0(2) ***	0.734(4)	-27.0(3) ***	1.238	-1.018
	二	1.235(12)	-6.37(11) ***	1.473(4)	-24.17(5) ***	-1.892	-1.178
	三	0.355(0)	-14.9(0) ***	0.335(2)	-14.9(2) ***	-2.57	-2.53
台灣 電子 產業	一	-0.274(9)	-10.7(8) ***	-0.288(5)	-27.1(6) ***	-2.454	-2.505
	二	0.490(0)	-25.9(0) ***	0.51(17)	-26.0(17) ***	-1.620	-2.767
	三	0.307(3)	-8.7(2) ***	0.344(6)	-14.6(5) ***	-1.318	-2.135

註：1. ***, ** 及 * 分別代表在 1%, 5% 及 10% 顯著水準下拒絕有單根的虛無假設。
 2. ADF 及 PP 統計量右方括弧中列示落後期數, KSS 法則根據文獻採固定落後期數 8 期。
 3. KSS 法去均數及去趨勢之檢定結果不一致時, 即根據該時間序列是否有趨勢來判斷應採用何種檢定結果, 並將選擇結果以粗體加斜體的方式表示。
 4. KSS 法去均數及去趨勢二者在 1%, 5% 及 10% 的臨界值分別為 -3.48, -2.93, -2.66 以及 -3.93, -3.4, -3.13。
 5. 本研究主要重點為三個階段, 故雖對風暴前全期各指數亦進行單根檢定, 為節省篇幅, 未予列報。其各指數序列在 ADF 及 PP 法之檢定結果仍為水準項皆 I(1)、差分項皆 I(0)。

ADF 及 PP 二法皆有包含截距項或不含截距項等三種估計模型, 本研究以三種模型對每一股價指數序列進行檢定, 以 5% 的顯著水準為判定依據, 發現是否為定態的檢定結果並無不同, 為節省篇幅故僅報導與該指數序列型態最適配的模型之檢定統計量及顯著程度。可發現依照 ADF 及 PP 檢定法, 所有股價指數序列的水準值在 5% 的顯著水準下, 皆無法拒絕有單根的虛無假設。對上述序列進行一階差分後再進行檢定, 結果發現在 1% 的顯著水準下, 皆拒絕有單根的虛無假設, 顯示取自然對數後的股價指數原為 I(1) 序列, 但經過一階差分後, 成為 I(0) 序列。

本研究使用 KSS 擴充落後項的模型來進行檢定，並依據 Kapetanios et al. (2003) 將落後項的期數設為 8 期。KSS 有提供去均數及去趨勢兩套的臨界 t 值，分別於時間序列沒有趨勢及有趨勢的時候適用。本研究將各股價指數序列以去均數的方式及去趨勢的方式分別進行估計，並報導此二種檢定統計量及顯著程度。由表 4 中可發現有少數的股價指數序列呈現此二者檢定結果不同的情形，此時即依據該時間序列是否有趨勢來判斷應採用何種檢定結果。最後發現，少數股價指數序列之檢定結果為拒絕有單根的虛無假設，亦即指數序列的水準值已是定態。此時 KSS 法與 ADF 及 PP 二法出現了不同的檢定結果，惟因這些情況為少數，且文獻上多數顯示股價指數序列應是有單根的，故本研究後續的分析仍以 ADF 及 PP 二法的檢定結果為依據，但在共整合與因果關係檢定此二部份，仍將比較在 KSS 法之下，當一些指數序列被認定為定態（在 10% 顯著水準下）時，對兩岸股市關聯性的檢定結果是否產生重大影響（表 6 及表 9 將分別呈現共整合與因果關係檢定之比較）。

(二) 共整合檢定結果

1. 依據 ADF 及 PP 二法的檢定結果，台灣與中國的各股價指數序列均為具有相同整合級次 $I(1)$ 的序列，故可對全部指數配對進行共整合檢定，以判定兩

表 5 Johansen 共整合檢定結果

		風暴前全期	第一階段	第二階段	第三階段
台灣與上海	L	11	1	6	1
	$\lambda_{trace} =$	6.3493 (0.654)	7.2460 (0.881)	14.750* (0.064)	6.7363 (0.913)
	$\lambda_{max} =$	6.2156 (0.585)	5.7456 (0.8157)	13.728* (0.060)	4.5802 (0.921)
台灣與深圳	L	12	1	6	1
	$\lambda_{trace} =$	6.5036 (0.636)	7.5595 (0.513)	12.946 (0.116)	15.213 (0.214)
	$\lambda_{max} =$	6.350 (0.568)	7.5522 (0.426)	11.935 (0.113)	11.356 (0.226)
金融保險業	L	1	0	2	1
	$\lambda_{trace} =$	6.3394 (0.934)	9.6933 (0.6699)	13.241 (0.344)	10.875 (0.554)
	$\lambda_{max} =$	5.3314 (0.857)	7.5497 (0.6022)	9.9715 (0.337)	9.956 (0.338)
食品業	L	11	1	1	0
	$\lambda_{trace} =$	10.273 (0.612)	16.780 (0.140)	9.439 (0.326)	14.794* (0.063)
	$\lambda_{max} =$	6.3461 (0.7482)	11.130 (0.242)	7.6523 (0.415)	11.558 (0.128)
建築建材業	L	10	2	13	0
	$\lambda_{trace} =$	6.053 (0.947)	9.3868 (0.699)	11.324 (0.511)	17.436 (0.117)
	$\lambda_{max} =$	3.3145 (0.983)	6.9144 (0.679)	6.4294 (0.738)	13.691 (0.1075)

表 5 Johansen 共整合檢定結果 (續)

		風暴前全期	第一階段	第二階段	第三階段
機械設備業	L	12	0	8	2
	$\lambda_{trace} =$	8.226 (0.441)	7.7266 (0.4951)	17.059** (0.028)	21.171** (0.037)
	$\lambda_{max} =$	7.870 (0.392)	6.5824 (0.539)	15.288** (0.034)	17.833** (0.024)
紡織業	L	8	1	8	2
	$\lambda_{trace} =$	7.5116 (0.862)	20.975** (0.039)	10.4759 (0.245)	18.679* (0.081)
	$\lambda_{max} =$	6.5507 (0.723)	18.197** (0.021)	8.410 (0.338)	14.605* (0.078)
造紙業	L	10	4	6	0
	$\lambda_{trace} =$	11.250 (0.518)	8.4112 (0.789)	8.8028 (0.3839)	22.596** (0.023)
	$\lambda_{trace} =$	10.121 (0.323)	6.0884 (0.778)	8.0942 (0.3692)	17.791** (0.024)
醫藥生技業	L	8	1	6	1
	$\lambda_{trace} =$	8.362 (0.427)	11.836 (0.165)	9.007 (0.364)	17.042 (0.130)
	$\lambda_{max} =$	8.328 (0.346)	11.835 (0.117)	8.375 (0.341)	12.154 (0.177)
塑化業	L	10	1	9	1
	$\lambda_{trace} =$	7.021 (0.575)	15.202 (0.215)	9.8685 (0.291)	11.090 (0.533)
	$\lambda_{max} =$	6.8954 (0.501)	13.391 (0.118)	9.3499 (0.258)	7.7246 (0.580)
電子業	L	6	2	6	2
	$\lambda_{trace} =$	12.81 (0.378)	14.031 (0.287)	17.020 (0.131)	10.540 (0.586)
	$\lambda_{max} =$	8.648 (0.472)	11.107 (0.244)	14.126* (0.092)	7.969 (0.551)

註：L 表落後項期數； $H_0: \gamma = 0$ ；***，** 及 * 分別代表 1%，5% 及 10% 顯著水準；統計量下方括弧列示 p 值。當二統計量皆達 10% 顯著水準時，才視為具共整合關係。

地股價指數間是否具有長期均衡的關係。本研究採取 Johansen 最大似估計法以誤差修正模型進行估計，在本研究所擇定的落後項期數下，所估計的模型各迴歸式之殘差已無序列相關。共整合檢定結果列於表 5。

由共整合檢定結果可發現在綜合指數的層面上，僅台灣與上海在第二階段有輕微的共整合關係。在產業指數層面上，第一階段的紡織業，第二階段的機械設備業，以及第三階段紡織、機械設備及造紙等三個產業出現了共整合關係，且除了第三階段紡織業之外，其餘皆在 5% 的顯著水準以內。

- 若依據 KSS 法的檢定結果，則出現兩岸指數序列中有一方或雙方為定態的情形，此時即不具共整合的條件。在前段有共整合關係的指數中，第一階段的紡織業及第三階段的造紙業即因兩岸某一方的股價指數序列被檢定為定態而變成不具共整合關係。其餘指數則不受影響，且因檢定統計量等皆未受影響，故不另外列示統計量。ADF、PP 二法與 KSS 法下共整合檢定結果之差異列於表 6。

表 6 接續不同單根檢定法以 Johansen 檢定確認之共整合關係

單根檢定法		第一階段	第二階段	第三階段
ADF 及 PP	綜合指數		上海與台灣 *	
	產業指數	紡織業 **	機械業 **	紡織 *、機械 ** 造紙業 **
KSS	綜合指數		上海與台灣 *	
	產業指數		機械業 **	紡織業 * 機械業 **

註：***，** 及 * 分別代表 1%，5% 及 10% 顯著水準。金融風暴前全期兩岸各指數間皆無共整合關係。

(三) VAR 因果關係檢定結果

本研究採二變數 VAR 模型來進行因果關係檢定，而二個變數則為兩岸的股價指數。

1. 依據 ADF 及 PP 二法的單根檢定結果，台灣與中國的各股價指數序列均為 I(1) 的序列。當兩岸的股價指數皆為 I(1) 序列且存在共整合關係時，即由無約束的 VAR 模型調整為共整合約束條件的誤差修正模型 (VECM) 來進行估計與因果關係檢定，但若該二序列間無共整合關係時，則將二指數序列一階差分後以差分項的 VAR 模式來估計。本研究並對所估計模型迴歸式的殘差 36 期落後項進行 Ljung-Box Q 檢定以確定殘差無序列相關。接續 ADF 及 PP 法檢定結果所進行的因果關係檢定結果列示於表 7，VAR 模型殘差項序列相關檢定與常態性檢定結果列於表 8。由表 7 可發現在綜合指數的層面上，只有台灣與深圳在第二階段出現輕微的因果關係。在產業指數層面上，第一階段僅建築業稍具因果關係；在第二階段中則有塑化 (p 值 2.96%)、電子 (p 值 5.38%)、金融 (p 值 2.91%)、建築 (台灣領先中國 p 值 0.74%，中國領先台灣 p 值 5.42%)、紡織 (p 值 0.13%) 與食品 (p 值 7.01%) 等六產業出現關聯，其中除建築業為兩岸雙向關聯外，其餘五種產業皆為中國領先台灣；至於第三階段中則有塑化業與金融業出現顯著的因果關係。
2. 依據 KSS 法的單根檢定結果，與 ADF 等二法不同之處在於有少數指數序列被檢定為已經是定態 I(0) 了，造成少數兩岸指數序列呈現出一方為 I(0) 而另一方為 I(1) 的情況。此時則將 I(1) 的序列一階差分後再與已是 I(0) 的序列進行模型估計與因果關係檢定，因此延續 KSS 檢定結果所作的因果關係檢定統計量與接續 ADF 及 PP 二法的因果檢定統計量會有出入，但發現在兩岸關聯性的檢定結果上則大致相同，除第二階段食品業關聯性消失外，其餘結果都不變。
3. 若將因果關係檢定與共整合關係檢定結果合併來看，可發現在 ADF 及 PP 二法下，三個階段中具有長短期關聯的產業數分別為二個、七個與五個。但在 KSS 法下，則變成一個、六個與四個，二者差異並不算大，因此不論採何種單根檢定法應不致於改變本研究的結論。所以在後續分析中將僅報導在 ADF 及 PP 二法下的分析結果。謹將三個階段中具有長短期關聯的指數別列於表 9 以利比較。

表 7 VAR 因果關係檢定結果

		風暴前全期	第一階段	第二階段	第三階段
台灣與深圳	<i>L</i>	12	1	6	1
	$H_0: T$	11.387	0.0641	4.801	1.4809
	不領先 <i>C</i>	(0.496)	(0.800)	(0.569)	(0.223)
	$H_0: C$	15.739	0.0341	11.444*	1.0334
	不領先 <i>T</i>	(0.203)	(0.852)	(0.075)	(0.309)
台灣與上海	<i>L</i>	11	1	6	1
	$H_0: T$	10.788	0.258	7.076	0.3674
	不領先 <i>C</i>	(0.461)	(0.611)	(0.313)	(0.544)
	$H_0: C$	13.019	0.027	10.601	1.720
	不領先 <i>T</i>	(0.292)	(0.868)	(0.101)	(0.189)
金融保險業	<i>L</i>	1	1	2	1
	$H_0: T$	0.7135	0.027	2.1918	2.4237
	不領先 <i>C</i>	(0.398)	(0.867)	(0.334)	(0.1195)
	$H_0: C$	0.247	1.8352	7.074**	4.1675**
	不領先 <i>T</i>	(0.618)	(0.175)	(0.029)	(0.041)
食品業	<i>L</i>	11	1	2	1
	$H_0: T$	8.6224	0.1629	0.349	1.8914
	不領先 <i>C</i>	(0.656)	(0.686)	(0.839)	(0.169)
	$H_0: C$	17.195	0.048	5.317*	0.3458
	不領先 <i>T</i>	(0.102)	(0.825)	(0.070)	(0.556)
建築建材業	<i>L</i>	10	2	13	1
	$H_0: T$	13.361	5.545*	28.61***	0.0047
	不領先 <i>C</i>	(0.204)	(0.062)	(0.007)	(0.945)
	$H_0: C$	8.550	0.861	22.075*	0.2088
	不領先 <i>T</i>	(0.575)	(0.650)	(0.054)	(0.647)
機械設備業	<i>L</i>	12	1	8	2
	$H_0: T$	12.534	0.0221	7.4916	0.4802
	不領先 <i>C</i>	(0.403)	(0.881)	(0.484)	(0.786)
	$H_0: C$	6.883	0.4995	8.539	1.7729
	不領先 <i>T</i>	(0.865)	(0.479)	(0.382)	(0.412)
紡織業	<i>L</i>	8	1	7	2
	$H_0: T$	5.4424	1.1942	2.412	3.175
	不領先 <i>C</i>	(0.709)	(0.274)	(0.933)	(0.204)
	$H_0: C$	17.66**	0.0003	23.76***	0.1420
	不領先 <i>T</i>	(0.023)	(0.984)	(0.001)	(0.931)
造紙業	<i>L</i>	10	4	6	1
	$H_0: T$	5.0695	4.329	2.860	0.1533
	不領先 <i>C</i>	(0.886)	(0.363)	(0.826)	(0.695)
	$H_0: C$	5.9175	1.794	3.360	1.969
	不領先 <i>T</i>	(0.822)	(0.773)	(0.762)	(0.160)
醫藥生技業	<i>L</i>	10	1	6	1
	$H_0: T$	10.031	0.5504	2.562	1.1515
	不領先 <i>C</i>	(0.437)	(0.458)	(0.861)	(0.283)
	$H_0: C$	12.773	0.3341	5.813	0.6181
	不領先 <i>T</i>	(0.236)	(0.563)	(0.444)	(0.431)

表 7 VAR 因果關係檢定結果 (續)

		風暴前全期	第一階段	第二階段	第三階段
塑化業	L	10	1	9	1
	$H_0: T$	14.649	0.6489	8.194	3.951**
	不領先 C	(0.145)	(0.420)	(0.514)	(0.046)
	$H_0: C$	18.23*	0.6466	18.52**	2.6675
	不領先 T	(0.051)	(0.421)	(0.029)	(0.102)
電子業	L	6	2	6	1
	$H_0: T$	5.339	0.5252	3.353	0.5739
	不領先 C	(0.501)	(0.769)	(0.763)	(0.448)
	$H_0: C$	17.66***	0.4367	12.39*	0.5873
	不領先 T	(0.007)	(0.803)	(0.053)	(0.443)

註：T 與 C 分別代表台灣及中國股市；L 表落後項期數；***，** 及 * 分別代表 1%，5% 及 10% 顯著水準；統計量下方括弧列示 p 值。

表 8 VAR 模型殘差項序列相關檢定與常態性檢定結果

指數	統計量名稱	風暴前全期	第一階段	第二階段	第三階段	
台灣與 深圳	C	Q(12)	1.403(1.00)	12.52(0.405)	14.80(0.252)	6.21(0.905)
		Q(24)	25.06(0.402)	30.28(0.175)	35.64(0.059)	14.47(0.935)
	T	Q(12)	0.379(1.00)	16.72(0.160)	3.513(0.991)	11.96(0.449)
		Q(24)	10.97(0.989)	28.11(0.255)	17.59(0.822)	18.24(0.791)
	J-B 值	1167*** (0.0)	1009.8*** (0.0)	288.1*** (0.0)	62.14*** (0.0)	
台灣與 上海	C	Q(12)	10.42(0.578)	9.24(0.682)	15.47(0.216)	5.77(0.927)
		Q(24)	33.06(0.103)	24.47(0.435)	35.03(0.068)	16.61(0.865)
	T	Q(12)	0.421(1.00)	16.67(0.162)	3.60(0.990)	11.78(0.463)
		Q(24)	10.81(0.99)	28.16(0.253)	17.66(0.819)	18.02(0.802)
	J-B 值	1272*** (0.0)	1351*** (0.0)	281.7*** (0.0)	59.4*** (0.0)	
金融保 險業	C	Q(12)	17.37(0.136)	3.97(0.984)	15.48(0.216)	9.10(0.694)
		Q(24)	34.30(0.079)	21.49(0.610)	30.98(0.154)	17.82(0.811)
	T	Q(12)	10.20(0.598)	6.67(0.878)	13.76(0.316)	5.65(0.933)
		Q(24)	28.16(0.253)	19.47(0.726)	28.16(0.253)	15.02(0.920)
	J-B 值	1328*** (0.0)	1033*** (0.0)	328.1*** (0.0)	34.81*** (0.0)	
食品業	C	Q(12)	8.34(0.758)	17.47(0.133)	17.05(0.147)	13.36(0.343)
		Q(24)	28.71(0.231)	32.01(0.127)	30.3(0.174)	22.78(0.533)
	T	Q(12)	0.675(1.00)	15.14(0.234)	9.03(0.700)	5.01(0.958)
		Q(24)	13.14(0.964)	34.31(0.079)	29.2(0.212)	23.88(0.468)
	J-B 值	1064*** (0.0)	1226*** (0.0)	264.5*** (0.0)	43.88*** (0.0)	
建築 建材業	C	Q(12)	12.33(0.419)	7.15(0.847)	0.402(1.00)	3.81(0.987)
		Q(24)	34.09(0.083)	30.8(0.160)	11.04(0.989)	13.88(0.949)
	T	Q(12)	3.46(0.991)	10.08(0.609)	0.63(1.00)	15.34(0.223)
		Q(24)	22.08(0.574)	30.5(0.166)	15.59(0.902)	25.03(0.404)
	J-B 值	985.7*** (0.0)	163.8*** (0.0)	1191 *** (0.0)	116.4*** (0.0)	
機械 設備業	C	Q(12)	1.648(1.00)	10.63(0.560)	13.69(0.321)	6.91(0.863)
		Q(24)	24.91(0.411)	32.62(0.112)	31.66(0.136)	16.51(0.869)
	T	Q(12)	0.321(1.00)	3.76(0.987)	1.82(1.00)	8.56(0.74)
		Q(24)	11.81(0.982)	17.41(0.830)	24.56(0.430)	15.43(0.907)
	J-B 值	1034*** (0.0)	783.8*** (0.0)	326.0*** (0.0)	128.0*** (0.0)	

表 8 VAR 模型殘差項序列相關檢定與常態性檢定結果 (續)

指數	統計量名稱	風暴前全期	第一階段	第二階段	第三階段	
紡織業	C	Q(12)	18.89(0.091)	10.28(0.591)	16.13(0.185)	3.82(0.986)
		Q(24)	32.65(0.112)	27.40(0.286)	32.54(0.114)	18.00(0.803)
	T	Q(12)	0.677(1.00)	6.36(0.897)	3.22(0.994)	8.06(0.780)
		Q(24)	19.51(0.724)	21.99(0.579)	15.33(0.911)	16.15(0.883)
	J-B 值	726.6*** (0.0)	519.9*** (0.0)	168.6*** (0.0)	49.7*** (0.0)	
造紙業	C	Q(12)	11.38(0.496)	13.80(0.314)	10.96(0.532)	4.06(0.982)
		Q(24)	34.18(0.081)	30.48(0.169)	31.64(0.136)	11.90(0.981)
	T	Q(12)	0.149(1.00)	11.95(0.450)	3.98(0.984)	6.32(0.899)
		Q(24)	9.91(0.995)	21.64(0.600)	21.37(0.617)	15.6(0.902)
	J-B 值	698.1*** (0.0)	520.0*** (0.0)	217.1*** (0.0)	113.3*** (0.0)	
醫藥 生技業	C	Q(12)	17.31(0.138)	14.98(0.242)	15.42(0.219)	9.01(0.702)
		Q(24)	32.98(0.104)	33.52(0.093)	33.87(0.087)	16.28(0.878)
	T	Q(12)	1.928(1.00)	12.24(0.426)	3.24(0.994)	5.88(0.922)
		Q(24)	21.77(0.593)	26.65(0.321)	29.20(0.213)	12.89(0.968)
	J-B 值	826.3*** (0.0)	732.0*** (0.0)	270.5*** (0.0)	65.3*** (0.0)	
塑化業	C	Q(12)	9.25(0.681)	15.58(0.211)	6.80(0.870)	6.23(0.904)
		Q(24)	24.65(0.425)	31.58(0.138)	28.2(0.251)	15.24(0.913)
	T	Q(12)	1.911(1.00)	10.39(0.581)	9.83(0.63)	12.24(0.426)
		Q(24)	15.42(0.908)	22.96(0.522)	30.76(0.161)	18.48(0.779)
	J-B 值	968.8*** (0.0)	553.9*** (0.0)	332.4*** (0.0)	57.71*** (0.0)	
電子業	C	Q(12)	17.44(0.134)	12.26(0.424)	12.14(0.434)	5.06(0.956)
		Q(24)	32.11(0.124)	28.60(0.235)	27.05(0.302)	18.07(0.800)
	T	Q(12)	13.65(0.323)	18.57(0.099)	2.89(0.996)	14.40(0.276)
		Q(24)	22.45(0.552)	29.12(0.216)	12.16(0.978)	24.85(0.414)
	J-B 值	783.1*** (0.0)	459.3*** (0.0)	244.6*** (0.0)	36.13*** (0.0)	

註：C 與 T 分別代表 VAR 模型的中國與台灣二迴歸式；Q(12) 及 Q(24) 為針對二迴歸式的殘差項分別進行 Ljung-Box Q 檢定的統計量，本研究針對 36 期的落後項進行殘差序列相關檢定，但僅列示第 12 期及第 24 期，其虛無假設為沒有自我相關，以 5% 顯著水準為判定依據。J-B 值則代表 Jarque-Bera 常態性檢定統計量，虛無假設為具常態分配，亦以 5% 顯著水準為判定依據。統計量右方括弧列示 p 值。

表 9 在 ADF 等二法及 KSS 法下具長期共整合及短期因果關係的指數別

		第一階段	第二階段	第三階段
ADF 及 PP	綜合指數		上海與台灣*、深圳與台灣*	
	產業指數	建築業* 紡織業**	紡織業***、機械業**、 塑化業**、金融業** 建築業*、電子業* 食品業*	紡織業*、機械業** 塑化業**、金融業** 造紙業**
KSS	綜合指數		上海與台灣*、深圳與台灣*	
	產業指數	建築業*	紡織業***、機械業** 塑化業**、金融業** 建築業*、電子業*	紡織業*、機械業** 塑化業**、金融業**

註：以粗體表示者代表具共整合關係，***、** 及 * 分別代表 1%、5% 及 10% 顯著水準。
僅第二階段的建築業具雙向關聯 (台灣領先中國 p 值 0.74%，中國領先台灣 p 值 5.42%)。

(四) 模型結構轉變分析

本研究將金融風暴前 2002 年 1 月 1 日至 2008 年 5 月 31 日這段期間以 2005 年 7 月 21 日為分界劃分為二個階段。就中國的股價走勢可發現在該分界日前後有明顯結構變化，第一階段原呈現下跌趨勢（如表 3 所示，第一階段中國股價日報酬為負），該日之後股價由低點反轉開始了兩年多的上漲。依據前述 Chow 檢定所得的檢定統計量及顯著程度（列示如表 10），可發現在中國方面除了食品業及電子業外，其餘綜合及產業指數序列均顯示有結構性的轉變，因此就計量模型估計的角度亦支持本研究以 2005 年 7 月 21 日為分界點，分前後二階段進行模型估計與關聯性的檢定。而台灣與中國的自由化時程及國內經濟情況具不相同，各指數序列之走勢在該分界點前後並無明顯結構變化，因此檢定結果亦顯示二階段無結構轉變情況。

表 10 模型迴歸式 Chow 檢定結果（ F 統計量及顯著水準）

	中國指數日報酬迴歸式	台灣指數日報酬迴歸式
上海與台灣	1.444*(0.079)	1.043(0.405)
深圳與台灣	1.647**(0.023)	0.974(0.499)
金融保險業	2.092*(0.099)	1.725(0.159)
食品業	0.830(0.694)	1.081(0.358)
建築建材業	1.962*** (0.0057)	1.171(0.267)
機械設備業	1.474*(0.061)	0.732(0.827)
紡織業	1.518*(0.079)	1.182(0.270)
造紙業	1.642**(0.033)	1.097(0.342)
醫藥生技業	1.833**(0.012)	0.865(0.636)
塑化業	1.790**(0.015)	0.963(0.506)
電子業	1.483(0.116)	0.853(0.602)

註：***，** 及 * 分別代表 1%，5% 及 10% 顯著水準。 F 統計量右邊括弧中列示 p 值。

(五) 模型殘差報酬的相關係數

兩岸綜合指數及各產業指數三個階段的模型殘差報酬相關係數列示如表 11。其顯示第一階段殘差報酬相關係數非常低，但隨著中國金融開放及兩岸經濟日益整合，在第二階段各相關係數普遍有大幅成長，明顯遠高於第一階段，而在第三階段除食品業之外，其餘又比第二階段更有明顯的增加。在金融風暴過後的第三階段，各綜合指數日報酬標準差已較第二階段為低（表 3），顯示該階段經濟已相對平穩，因此本階段的高相關係數並不像股市在危機期間因兩岸股市同向高度波動而誘發的高相關，應是受到中國金融開放及兩岸經濟整合度提高所致。

(六) 衝擊反應函數分析

本研究採 Liu et al. (1998) 的做法以列表方式（表 12）報導三個階段的衝擊反應函數，以利觀察中國或台灣的衝擊反應程度在本研究的三個階段是否有變化。為節省篇幅本研究未列報台灣加權指數與上海綜合指數之間以及兩岸市值最小的造紙產業指數間的衝擊分析結果，因其衝擊分析結果與其他指數大抵相同，因此對結論不致造成影響。綜合觀察表 12 有如下發現：

表 11 兩岸綜合指數及產業分類股價指數模型殘差報酬相關係數

	第一階段	第二階段	第三階段
台灣與上海	0.0267	0.2220	0.3237
台灣與深圳	0.0200	0.1866	0.2887
金融保險業	0.0425	0.1771	0.2279
食品業	0.0475	0.1961	0.1109
建築建材業	0.0350	0.0519	0.1697
機械設備業	0.0388	0.1896	0.2318
紡織業	0.0494	0.1101	0.2449
造紙業	0.0124	0.1439	0.2952
醫藥生技業	0.0074	0.1313	0.1630
塑化業	0.0402	0.1529	0.2324
電子業	-0.0055	0.1069	0.2381

表 12 一單位標準差之衝擊反應函數

		1. 台灣與深圳綜指		2. 金融保險產業		3. 食品業		
		衝擊來源		衝擊來源		衝擊來源		
		中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣	
階段	反應 期別 (日)							
第一階段	中國反應	1	0.01468	0.00030	0.02159	0.00092	0.01317	0.00063
		2	0.00034	0.00014	0.00066	-0.00010	0.00001	0.00018
		3	0.00001	0.00001	0.00003	0.00000	0.00000	0.00002
		4	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
		5	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
	台灣反應	1	0.00030	0.01517	0.00073	0.01722	0.00083	0.01743
		2	0.00012	0.00082	-0.00083	-0.00044	0.00022	0.00172
		3	0.00001	0.00005	-0.00001	0.00001	0.00002	0.00017
		4	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00002
		5	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
第二階段	中國反應	1	0.02077	0.00388	0.02915	0.00516	0.02190	0.00430
		2	0.00189	-0.00009	0.00195	-0.00090	0.00208	0.00006
		3	-0.00142	0.00019	0.00110	-0.00096	-0.00087	0.00015
		4	0.00154	0.00078	0.00017	-0.00007	-0.00016	0.00005
		5	0.00172	0.00066	0.00014	-0.00003	0.00003	-0.00002
	台灣反應	1	0.00234	0.01256	0.00271	0.01532	0.00410	0.02088
		2	0.00103	-0.00012	0.00117	-0.00025	0.00205	0.00117
		3	-0.00061	-0.00028	-0.00104	-0.00022	0.00006	-0.00112
		4	0.00027	0.00109	0.00001	0.00000	-0.00019	-0.00010
		5	-0.00012	-0.00045	-0.00003	0.00003	-0.00003	0.00006

表 12 一單位標準差之衝擊反應函數 (續)

		1. 台灣與深圳綜指		2. 金融保險產業		3. 食品業		
		衝擊來源		衝擊來源		衝擊來源		
		中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣	
階段	反應 期別 (日)							
第三階段	中國反應	1	0.01933	0.00558	0.02521	0.00575	0.01912	0.00212
		2	0.00155	-0.00093	-0.00038	-0.00240	0.00066	-0.00154
		3	0.00002	-0.00025	-0.00032	-0.00008	-0.00004	-0.00011
		4	-0.00002	-0.00003	0.00000	0.00003	-0.00001	0.00000
		5	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
	台灣反應	1	0.00359	0.01242	0.00393	0.01722	0.00158	0.01425
		2	0.00112	0.00128	0.00221	0.00042	0.00056	0.00041
		3	0.00016	0.00007	-0.00004	-0.00021	0.00003	-0.00003
		4	0.00001	0.00000	-0.00003	-0.00001	0.00000	0.00000
		5	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
		4. 醫藥生技業		5. 塑化業		6. 電子業		
		衝擊來源		衝擊來源		衝擊來源		
		中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣	
階段	反應 期別 (日)							
第一階段	中國反應	1	0.01555	0.00012	0.01559	0.00063	0.01935	-0.00011
		2	0.00055	0.00040	0.00025	0.00044	0.00116	0.00023
		3	0.00003	0.00005	0.00002	0.00003	0.00068	0.00044
		4	0.00000	0.00001	0.00000	0.00000	0.00009	0.00005
		5	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00003	0.00001
	台灣反應	1	0.00011	0.01466	0.00068	0.01687	-0.00010	0.01775
		2	0.00031	0.00140	0.00051	0.00105	0.00032	0.00112
		3	0.00004	0.00014	0.00004	0.00008	0.00027	-0.00035
		4	0.00000	0.00001	0.00000	0.00001	0.00003	-0.00004
		5	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00001	0.00001
第二階段	中國反應	1	0.02191	0.00288	0.02114	0.00323	0.02254	0.00241
		2	0.00332	-0.00010	0.00271	0.00068	0.00158	-0.00053
		3	-0.00093	-0.00035	-0.00146	0.00003	-0.00101	0.00002
		4	0.00120	0.00049	0.00096	-0.00024	0.00170	0.00065
		5	0.00152	-0.00010	0.00113	0.00081	0.00105	0.00079
	台灣反應	1	0.00194	0.01475	0.00190	0.01239	0.00153	0.01430
		2	0.00113	0.00177	0.00144	0.00114	0.00077	-0.00025
		3	-0.00012	-0.00038	-0.00037	0.00034	-0.00050	-0.00042
		4	0.00043	0.00009	0.00027	0.00027	-0.00052	0.00061
		5	0.00025	0.00096	-0.00005	-0.00048	-0.00069	-0.00080

表 12 一單位標準差之衝擊反應函數 (續)

			4. 醫藥生技業		5. 塑化業		6. 電子業	
			衝擊來源		衝擊來源		衝擊來源	
			中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣
階段	反應	期別 (日)						
第三階段	中國反應	1	0.01791	0.00292	0.01975	0.00459	0.02252	0.00536
		2	0.00295	-0.00069	0.00199	-0.00187	0.00172	-0.00060
		3	0.00044	-0.00022	-0.00005	-0.00054	0.00008	-0.00017
		4	0.00006	-0.00005	-0.00006	-0.00007	0.00000	-0.00002
		5	0.00001	-0.00001	-0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
	台灣反應	1	0.00252	0.01544	0.00302	0.01298	0.00301	0.01264
		2	0.00095	0.00132	0.00162	0.00154	0.00090	0.00134
		3	0.00020	0.00007	0.00029	0.00002	0.00013	0.00011
		4	0.00003	0.00000	0.00002	-0.00003	0.00001	0.00001
		5	0.00001	0.00000	0.00000	-0.00001	0.00000	0.00000
			7. 建築建材業		8. 機械設備業		9. 紡織業	
			衝擊來源		衝擊來源		衝擊來源	
			中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣
階段	反應	期別 (日)						
第一階段	中國反應	1	0.01861	0.00065	0.01505	0.00059	0.01595	0.00080
		2	0.00125	0.00027	0.00065	-0.00005	0.01657	0.00161
		3	-0.00091	0.00147	0.00003	-0.00001	0.01668	0.00189
		4	-0.00017	0.00031	0.00000	0.00000	0.01676	0.00209
		5	0.00004	-0.00001	0.00000	0.00000	0.01685	0.00229
	台灣反應	1	0.00086	0.02465	0.00053	0.01352	0.00094	0.01858
		2	-0.00064	0.00379	-0.00031	0.00059	0.00088	0.02011
		3	0.00007	0.00087	-0.00003	0.00003	0.00074	0.01996
		4	0.00006	0.00012	0.00000	0.00000	0.00060	0.01963
		5	0.00001	0.00003	0.00000	0.00000	0.00045	0.01930
第二階段	中國反應	1	0.02637	0.00137	0.02149	0.00408	0.02303	0.00254
		2	0.00325	0.00011	0.02380	0.00394	0.00199	-0.00055
		3	-0.00092	-0.00005	0.02125	0.00421	-0.00055	-0.00041
		4	0.00013	-0.00139	0.02196	0.00478	0.00254	0.00061
		5	0.00291	-0.00035	0.02353	0.00588	0.00160	0.00081
	台灣反應	1	0.00112	0.02159	0.00222	0.01170	0.00195	0.01771
		2	0.00253	0.00095	0.00311	0.01232	0.00178	0.00091
		3	-0.00059	-0.00029	0.00257	0.01275	-0.00139	-0.00094
		4	0.00045	0.00050	0.00279	0.01343	0.00090	0.00097
		5	0.00028	0.00155	0.00283	0.01333	-0.00038	-0.00021

表 12 一單位標準差之衝擊反應函數 (續)

階段	反應	期別 (日)	7. 建築建材業		8. 機械設備業		9. 紡織業	
			衝擊來源		衝擊來源		衝擊來源	
			中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣
第三階段	中國反應	1	0.02287	0.00388	0.01955	0.00454	0.01947	0.00478
		2	0.00266	0.00055	0.02123	0.00443	0.02047	0.00472
		3	0.00031	0.00007	0.02249	0.00475	0.02087	0.00455
		4	0.00004	0.00001	0.02240	0.00505	0.02036	0.00558
		5	0.00000	0.00000	0.02211	0.00531	0.01986	0.00687
	台灣反應	1	0.00364	0.02141	0.00298	0.01285	0.00431	0.01755
		2	0.00079	0.00117	0.00463	0.01429	0.00576	0.01975
		3	0.00011	0.00007	0.00436	0.01201	0.00579	0.01680
		4	0.00001	0.00001	0.00507	0.01108	0.00593	0.01535
		5	0.00000	0.00000	0.00613	0.01086	0.00625	0.01501

- 有關表 12 中編號 1 至 7 的兩岸指數 (即機械設備與紡織業以外的指數)，其是根據差分項的 VAR 模型來進行衝擊反應分析，可發現在大部分的情況下，這些指數不管是受到來自己方或另一方的衝擊，以第一日的反應係數最顯著 (在表 12 中以粗體加底線表示者為反應係數最大者)，而反應係數在最高點的次日通常會大幅遞減 (常僅達到最高反應係數的 10% 或 1%)，最後持續或長或短的時間後消失 (died out)。而該後續反應持續的期間在第一及第三階段較短，僅約二、三天及四、五天，在第二階段反應持續的時間較長 (金融業、食品業等約六天，而塑化業、電子業、紡織業等約二十天)。但不論持續期間長短，後續反應係數均不是很顯著，顯示兩岸受對方衝擊後，會很快反應完畢。而較例外的是兩岸機械設備業及紡織業，其指數序列分別在第二、三階段及一、三階段有共整合關係，因此是依據誤差修正模型來進行衝擊反應分析，在這些階段反應係數並未收斂至 0，有些逐漸遞減到一個較低值，有些則逐期提昇到達一個高點並持續下去 (為節省篇幅表 12 僅列示五天的反應期間)。
- 針對兩岸受到來自己方及另一方的衝擊，在三個階段反應程度的變化，若以第一期 (日) 的反應來進行觀察，可發現若衝擊是來自於己方時，三個階段的反應程度差異不大，但若衝擊是來自於另一方時，可發現各指數第二階段的反應程度較第一階段有相當大幅度的成長 (約 4 至 10 倍左右)，除了食品業之外，第三階段也比第二階段提昇，但幅度較小 (約 1.5 至 2 倍左右)，且這種受另一方衝擊的反應程度在三階段漸次提昇的情況在兩岸皆然，省略未報導的造紙業等二種指數亦呈現此結果。這顯示出除食品業外，兩岸受對方影響的程度有逐漸提昇。

(七) 預測誤差變異數分解

兩岸各指數三個階段的預測誤差變異數分解結果列示於表 13。但為節省篇幅，因此將台灣加權指數與上海綜合指數之間以及兩岸造紙產業指數間所進行的變異數分解之結果以附註方式列於表 13 下方。觀察表 13 有如下發現：

表 13 預測誤差變異數分解

階段	市場	期別 (日)	台灣與深圳綜指		金融業		食品業	
			變異數解釋比率		變異數解釋比率		變異數解釋比率	
			中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣
第一階段	中國變異數	1	99.97986	0.020142	99.90947	0.090531	99.88701	0.112997
		4	99.97173	0.028274	99.90688	0.09312	99.86731	0.132698
		7	99.97173	0.028274	99.90688	0.09312	99.86731	0.132698
		10	99.97173	0.028274	99.90688	0.09312	99.86731	0.132698
	台灣變異數	1	0.020142	99.97986	0.090531	99.90947	0.112997	99.88701
		4	0.025056	99.97495	0.316232	99.68377	0.122424	99.87758
		7	0.025056	99.97495	0.316232	99.68377	0.122424	99.87758
		10	0.025056	99.97495	0.316232	99.68377	0.122424	99.87758
第二階段	中國變異數	1	98.25802	1.741979	98.43156	1.568438	98.07662	1.923381
		4	98.14173	1.858277	98.17084	1.829168	98.07076	1.929239
		7	97.52747	2.472529	98.17064	1.829367	98.07063	1.929373
		10	97.49181	2.508195	98.17064	1.829367	98.07063	1.929373
	台灣變異數	1	1.741979	98.25802	1.568438	98.43156	1.923381	98.07662
		4	2.633133	97.36687	2.603936	97.39607	2.775245	97.22476
		7	3.609486	96.39052	2.604509	97.3955	2.775479	97.22453
		10	3.645218	96.35479	2.604509	97.3955	2.775479	97.22453
第三階段	中國變異數	1	95.8314	4.168605	97.40139	2.598616	99.38426	0.615741
		4	95.47702	4.522982	96.53543	3.464572	98.71013	1.289871
		7	95.47702	4.522983	96.53543	3.464572	98.71013	1.289871
		10	95.47702	4.522983	96.53543	3.464572	98.71013	1.289871
	台灣變異數	1	4.168605	95.8314	2.598616	97.40139	0.615741	99.38426
		4	4.714053	95.28595	4.144276	95.85573	0.757787	99.24221
		7	4.714054	95.28595	4.144276	95.85573	0.757787	99.24221
		10	4.714054	95.28595	4.144276	95.85573	0.757787	99.24221
			醫藥生技業		塑化業		電子業	
			變異數解釋比率		變異數解釋比率		變異數解釋比率	
			中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣
第一階段	中國變異數	1	99.99725	0.002751	99.91912	0.080881	99.99846	0.001544
		4	99.93	0.070006	99.83937	0.160629	99.93224	0.067761
		7	99.93	0.070006	99.83937	0.160629	99.93222	0.067779
		10	99.93	0.070006	99.83937	0.160629	99.93222	0.067779
	台灣變異數	1	0.002751	99.99725	0.080881	99.91912	0.001544	99.99846
		4	0.044784	99.95522	0.165942	99.83406	0.057227	99.94278
		7	0.044784	99.95522	0.165942	99.83406	0.057236	99.94277
		10	0.044784	99.95522	0.165942	99.83406	0.057236	99.94277

表 13 預測誤差變異數分解 (續)

階段	市場	期別 (日)	醫藥生技業		塑化業		電子業			
			變異數解釋比率		變異數解釋比率		變異數解釋比率			
			中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣		
第 二 階 段	中國 變異數	1	99.13754	0.862466	98.83019	1.169816	99.42806	0.571939		
		4	99.07875	0.921256	98.77005	1.229953	99.29532	0.704688		
		7	98.84077	1.159231	98.50538	1.494617	98.88692	1.113083		
		10	98.81269	1.187317	97.61951	2.380493	98.87096	1.129036		
	台灣 變異數	1	0.862466	99.13754	1.169816	98.83019	0.571939	99.42806		
		4	1.400424	98.59958	2.470752	97.52925	1.127087	98.87292		
		7	1.787036	98.21297	2.905077	97.09493	2.455341	97.54466		
		10	1.80891	98.19109	3.91261	96.08739	2.471248	97.52875		
	第 三 階 段	中國 變異數	1	98.67041	1.32959	97.2976	2.702405	97.16362	2.836384	
			4	98.40611	1.593888	96.1315	3.868502	97.03949	2.960515	
			7	98.4061	1.593909	96.1315	3.868502	97.03948	2.960516	
			10	98.4061	1.593909	96.1315	3.868502	97.03948	2.960516	
台灣 變異數		1	1.32959	98.67041	2.702405	97.2976	2.836384	97.16362		
		4	1.632925	98.36708	3.938358	96.06165	3.1675	96.8325		
		7	1.632937	98.36707	3.938358	96.06165	3.167501	96.8325		
		10	1.632937	98.36707	3.938358	96.06165	3.167501	96.8325		
第 一 階 段		中國 變異數	建築建材業	變異數解釋比率		機械設備業		紡織業		
				中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣	
				1	99.93852	0.061482	99.92446	0.075547	99.87325	0.126748
				4	99.26432	0.735684	99.92266	0.07734	99.33858	0.661419
	7		99.26426	0.735742	99.92266	0.07734	98.95402	1.045986		
	10		99.26426	0.735742	99.92266	0.07734	98.54469	1.455308		
	台灣 變異數		1	0.061482	99.93852	0.075547	99.92446	0.126748	99.87325	
			4	0.142443	99.85756	0.131853	99.86815	0.09133	99.90867	
			7	0.142449	99.85755	0.131853	99.86815	0.084632	99.91537	
			10	0.142449	99.85755	0.131853	99.86815	0.107261	99.89274	
	第 二 階 段		中國 變異數	1	99.86492	0.135078	98.20249	1.797515	99.39305	0.60695
				4	99.59141	0.408593	98.12928	1.870729	99.25027	0.749732
		7		99.13133	0.868672	97.60746	2.392541	99.04807	0.951934	
		10		98.20698	1.793026	97.69829	2.301716	99.0431	0.956908	
		台灣 變異數	1	0.135078	99.86492	1.797515	98.20249	0.60695	99.39305	
			4	1.565739	98.43426	2.34833	97.65167	2.316613	97.68339	
			7	2.223101	97.7769	2.107098	97.89291	3.726267	96.27374	
			10	2.932044	97.06796	1.829038	98.17096	4.004537	95.99547	

表 13 預測誤差變異數分解 (續)

階段	市場	期別 (日)	建築建材業		機械設備業		紡織業	
			變異數解釋比率		變異數解釋比率		變異數解釋比率	
			中國	台灣	中國	台灣	中國	台灣
第 三 階 段	中國 變異 數	1	98.55914	1.440866	97.30521	2.69479	96.98698	3.01302
		4	98.54912	1.450883	97.59122	2.408787	97.03529	2.964714
		7	98.54912	1.450884	97.23091	2.76909	94.25424	5.74576
		10	98.54912	1.450884	96.77676	3.223241	90.09287	9.90713
台 灣 變 異 數	台灣 變異 數	1	1.440866	98.55914	2.69479	97.30521	3.01302	96.98698
		4	1.545854	98.45415	6.649359	93.35064	5.272621	94.72738
		7	1.545854	98.45415	14.60336	85.39665	7.515886	92.48412
		10	1.545854	98.45415	24.65436	75.34565	9.792497	90.20751

註：有關台灣與上海綜合指數之變異數分解，在二、三階段，中國解釋台灣變異數的程度分別在 2.4-4.8% 及 5.2-6.0% 的範圍內，台灣解釋中國變異數的程度分別在 2.4-3.2% 及 5.2-5.3% 的範圍。兩岸造紙業方面，二、三階段中，中國解釋台灣變異數的程度分別在 1.0-1.5% 及 4.3-25.2% 的範圍內，而台灣解釋中國變異數的程度分別在 1.0-1.4% 及 4.3-6.3% 的範圍。二者在第一階段的解釋能力與其他指數均相同，解釋能力微不足道。

1. 在第一階段中，各指數的預測誤差變異數被另一方所解釋的比率均非常微小（在表 13 中，粗體以及粗體加底線者分別代表變異數在第一日及第十日被另一方所解釋的比率），再次証實兩岸股市在此階段是不太受另一方所影響的。
2. 第二階段兩岸在綜合指數及產業指數層面上受另一方影響的程度均有大幅度的提昇，此與前述各種分析的結果是一致的。
3. 在第三階段可發現大部分兩岸指數的預測誤差變異數被另一方解釋的程度又比第二階段提高，其中在第三階段具共整合和因果關係的產業如機械設備、紡織、造紙及金融業等之提昇幅度較大。比第二階段退步的只有兩岸食品業及建築業，而該二者的因果關係檢定結果亦顯示原具有關聯，但第三階段失去關聯性。
4. 整體而言，可發現台灣股市受中國影響的程度稍大。例如，在第三階段金融業，中國能解釋台灣變異數（第十日）的比率為 4.14%，台灣僅能解釋中國變異數達 3.46%。

二、實證分析

(一) 第一階段

依照上述各種分析結果，可明確發現在 2005 年 7 月 21 日之前不論在綜合指數或產業指數的層面上皆顯示，兩岸股市關聯程度及相互影響能力極低。相關文獻 (e.g. Johansson & Ljungwall, 2009; Lin & Swanson, 2008, etc.) 均發現，中國股市在 2005 年以前除了與香港股市有微弱關聯外，與世界其他股市仍是有區隔的且不影響台灣股市，因此本研究結果與文獻是一致的。而此結果或可歸因於中國在此階段的金融開放與自由化程度較低所致。在相對封閉的體系中，使得其股市最主要受到國內獨立（與眾不同）的政策經濟因素（國家要素）的影響，如 Harvey (1995) 即發現新興股市報酬比成熟的股市容易受到本國訊息所影響。

另外因著各種管制使得中國股市不能與成熟股市同步反映全球產業與經濟等共同的訊息，因而失去與其他股市的聯結關係。

(二) 第二階段

此階段中國已完成所有開放承諾、改變釘住美元的固定匯率政策及實施放寬資金流出管制等自由化措施。各種分析結果皆顯示，兩岸股市的關聯性及相互影響能力均大幅提昇。在共整合與因果關係檢定方面，發現兩岸綜合指數間存在微弱的關聯，但在產業層面上則有七個產業顯出長短期關聯性，且因果關係顯示大多為中國產業領先台灣產業。另外殘差報酬相關係數、衝擊反應函數及預測誤差變異數分解等則顯示，不管各產業是否具長短期關聯，所有產業指數相互影響的程度均大幅提昇，此結果並不令人訝異，因隨著大幅開放與自由化，兩岸同時融入全球資本市場，兩岸產業將較易受到相同產業景氣及全球經濟波動等共同因素的影響，以至於相互影響能力大增。相關文獻 (e.g. Bekaert et al., 2003; Phylaktis, 1999, etc.) 均發現自由化能促使與各國資本市場整合程度提高以及與全球股市報酬相關性提高等。本階段的研究結果支持其論點。此外，相關文獻之研究期間甚少超過 2005 年，本研究使用最近期的資料，發現中國在 2005 年大幅自由化之後開始對台灣股市顯出影響能力，這是未見諸現有文獻的新發現。

(三) 第三階段

本階段為金融風暴過後的期間，經濟環境與第二階段不盡相同，但大體上延續第二階段的金融開放與自由化，可藉此驗證第二階段兩岸股市的相互影響能力與關聯性是否能持續。本階段的殘差報酬相關係數、衝擊反應函數及預測誤差變異數分解等結果顯示，除了食品業（預測誤差變異數分解則為食品業及建築業）之外，其他產業指數相互影響程度又較第二階段提昇。

在共整合與因果關係檢定方面，則發現兩岸綜合指數間失去關聯性，而在產業層面上則仍有五個產業顯出長短期關聯性，除了新增的造紙業之外，其餘機械設備業、紡織業、塑化業及金融業等乃延續第二階段而繼續存在關聯性的產業，顯示兩岸在這四種產業上有較高度的整合跡象，尤其機械設備業、紡織業、塑化業為兩岸主要貿易往來的產業，因此發現貿易可能為兩岸產業指數聯結的重要因素。Bracker et al. (1999) 發現國際股市的整合與雙邊進口依賴程度有密切相關，本研究結果支持其論點。但食品、建築及電子業等原本具關聯性卻在第三階段失去關聯性，亦即除自由化因素外其他能促使兩岸這些產業聯結的重要聯結因素在本階段消失了（貿易不是這些產業的聯結因素）。可能因為，本階段各國仍延續一些因應金融風暴的獨立政經政策（國家要素），如中國恢復固定匯率政策等，對這些產業有較重大影響，以致兩岸這些產業指數失去聯結，但仍有待後續進一步研究。

綜上所述，雖第三階段經濟環境與第二階段不同，但整體而言仍延續第二階段兩岸股市的相互影響能力，因此足以驗證中國在 2005 年大幅自由化之後，對台灣的影響能力逐漸提高（尤其在產業層面上），此為文獻中較新的發現。

柒、結論

本研究探討中國進入 WTO 之後，隨著金融開放與自由化以及兩岸經濟日益整合，是否使兩岸股市關聯程度產生變化，也藉此了解兩岸的投資組合之分散風險效果。本研究與過去相關文獻主要不同之處有二，其一為，過去文獻的研究期間大多未超過 2005 年，而本研究則有涵蓋到 2005 年以後至 2010 年 6 月這段期間（金融風暴期間除外）。其二為，為去除兩地綜合股價指數可能因產業結構不同而呈現關聯性不足的問題（Roll, 1992），本研究還使用九種產業分類股價指數以便得以在相同產業的基礎上探討兩岸股價的關聯性，並可藉此了解兩岸產業間的整合程度。

依據中國金融開放與自由化程度及兩岸經濟整合程度將研究期間劃分為三階段，並以 Chow 檢定證實了中國不同階段間有結構轉變。本研究發現在第一階段中國開放與自由化程度較低的時期，兩岸股市關聯性很微弱，且不太受對方訊息所影響。而大部份文獻均發現中國在 2005 年以前與國際股市相當隔離且對台灣股市不具影響力，與本研究發現一致。

Phylaktis (1999) 發現日本的自由化促進其與太平洋盆地各國資本市場的整合。而中國的開放與金融自由化程度自 2005 年以後大幅提昇，本研究的各種分析結果均顯示第二階段（2005 年之後）兩岸股市相互影響能力大幅提升，而第三階段與第二階段間隔了一年的金融風暴期間，經濟環境已不盡相同，但整體而言仍延續第二階段兩岸股市的相互影響能力，因此足以驗證中國在 2005 年大幅自由化之後，對台灣股市的影響能力大幅提高，亦顯現中國自由化及與之並行的兩岸經濟整合的進展確能帶來兩岸股市關聯性的改變。

本研究亦發現紡織、機械設備、塑化業等兩岸主要貿易往來的產業在第二及第三階段皆持續具有關聯性，可發現貿易可能為兩岸產業指數聯結的重要因素。

進行因果關係與共整合關係檢定時，發現在綜合指數的層面上三階段的關聯性在 5% 下均不顯著，但在產業股價指數的層面上於第二、三階段許多產業均具有顯著關聯性。因此若僅使用綜合指數進行檢定可能做出兩岸股市不具長短期關聯的錯誤結論。因此，當綜合指數產業組成差異較大時，在產業層面上的分析更可深入探討兩岸關聯性的內涵，這也是本研究的一項主要發現。

本研究發現中國金融開放與自由化及兩岸經濟整合程度的提昇有助於促進兩岸股市的訊息相互影響及長短期關聯，尤其是在產業的層面上。在簽訂兩岸經濟合作架構協議（ECFA）之後，兩岸許多產業貿易來往將更頻繁且更加整合，因此預期未來兩岸投資組合之分散風險效果將逐漸遞減。

在後續研究建議方面，因本文需要在多產業及多階段的情況下進行兩岸股市關聯性的探討，因此採用多數文獻的作法僅在股市報酬相依性的層面上進行研究，如此可避免因議題多而失去焦點，且在此層面上亦獲致了前述具體成果。惟如同文獻回顧中已提及的，從財務的觀點尚可針對兩岸股市報酬波動的關聯性、股市上漲及下跌時是否具有不對稱相依結構，及跨市場的交易量之間與交易量和價格變動間的互動關係等議題進行後續探討。在中國經濟持續壯大及台灣放寬對中國投資的情況下，兩岸股市關聯性之議題將益形重要，後續更深入的探討將有助於政府政策的制定及基金經理人投資組合風險控管。

參考文獻

- Arshanapalli, B., Doukas, J., & Lang, L. H. P. 1997. Common volatility in the industrial structure of global capital markets. *Journal of International Money and Finance*, 16: 189-209.
- Bekaert, G., & Harvey, C. R. 2000. Foreign speculators and emerging equity markets. *Journal of Finance*, 55: 565-613.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. T. 2003. Equity market liberalization in emerging markets. *Journal of Financial Research*, 26: 275-299.
- Berben, R. -P., & Jansen, W. J. 2005. Comovement in international equity markets: A sectoral view. *Journal of International Money and Finance*, 24: 832-857.
- Bracker, K., Docking, D. S., & Koch, P. D. 1999. Economic determinants of evolution in international stock market integration. *Journal of Empirical Finance*, 6: 1-27.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- Enders, W. 2004. *Applied econometric time series*. New York: Wiley.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. 1987. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55: 251-276.
- Grinold, R., Rudd, A., & Stefek, D. 1989. Global factors: Fact or fiction? *Journal of Portfolio Management*, 16: 79-88.
- Groenewold, N., Tang, S. H. K., & Wu, Y. 2004. The dynamic interrelationships between the greater China share markets. *China Economic Review*, 15: 45-62.
- Grubel, H. G. 1968. Internationally diversified portfolios: Welfare gains and capital flows. *American Economic Review*, 58: 1299-1314.
- Hamao, Y., Masulis, R. W., & Ng, V. 1990. Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 3: 281-307.
- Harvey, C. R. 1995. Predictable risk and return in emerging markets. *Review of Financial Studies*, 8: 773-816.
- Hasbrouck, J. 1995. One security, many markets: Determining the contributions to price discovery. *Journal of Finance*, 50: 1175-1199.
- Heston, S. L., & Rouwenhorst, K. G. 1994. Does industrial structure explain the benefits of international diversification? *Journal of Financial Economics*, 36: 3-27.
- Hilliard, J. 1979. The relationship between equity indices on world exchanges. *Journal of Finance*, 34: 103-114.
- Huang, B. N., Yang, C. W., & Hu, J. W. S. 2000. Causality and cointegration of stock markets among the United States, Japan, and the south China growth triangle. *International Review of Financial Analysis*, 9: 281-297.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: With applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Johansson, A. C., & Ljungwall, C. 2009. Spillover effects among the greater China stock

- markets. *World Development*, 37: 839-851.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. 2003. Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112: 359-379.
- Lee, B. -S., & Rui, O. M. 2002. The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence. *Journal of Banking & Finance*, 26: 51-78.
- Lessard, D. R. 1976. World, country and industry relationships in equity returns: Implications for risk reduction through international diversification. *Financial Analysts Journal*, 32: 32-38.
- Li, H. 2007. International linkages of the Chinese stock exchanges: A multivariate GARCH analysis. *Applied Financial Economics*, 17: 285-297.
- Lin, A. Y., & Swanson, P. E. 2008. The effect of China's reform policies on stock market information transmission. *Quarterly Journal of Finance and Accounting*, 47(3): 49-76.
- Liu, Y. A., Pan, M. S., & Shieh, J. C. P. 1998. International transmission of stock price movements: Evidence from the U.S. and five Asian-Pacific markets. *Journal of Economics and Finance*, 22: 59-69.
- Okimoto, T. 2008. New evidence of asymmetric dependence structures in international equity markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43: 787-815.
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58: 17-29.
- Phillips, P., & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75: 335-346.
- Phylaktis, K. 1999. Capital market integration in the Pacific basin region: An impulse response analysis. *Journal of International Money and Finance*, 18: 267-287.
- Qiao, Z., Chiang, T. C., & Wong, W. K. 2008. Long-run equilibrium, short-term adjustment, and spillover effects across Chinese segmented stock markets and the Hong Kong stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18: 425-437.
- Roll, R. 1992. Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices. *Journal of Finance*, 47: 3-41.
- Shimada, J., Tsukuda, Y., & Miyakoshi, T. 2009. Asymmetric international transmission in the conditional mean and volatility to the Japanese market from the US: EGARCH versus SV models. *The Singapore Economic Review*, 54: 123-134.
- Sims, C. A. 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48: 1-48.
- Soriano, P., & Climent, F. 2006. Region vs. industry effects and volatility transmission. *Financial Analysts Journal*, 62: 52-64.
- Wang, Y., & Iorio, A. D. 2007. Are the China-related stock markets segmented with both world and regional stock markets? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17: 277-290.

The Market and Industry Stock Return Interrelations Between China and Taiwan in the Post-WTO Era

Li-Ping Chen

Ph. D. student, Department of Business Administration, National Chung Cheng University;
Lecturer, Department of Finance and Banking, Kun Shan University

Keshin Tswei

Assistant Professor, Department of Managerial Economics, Nanhua University

Ya-Chiu Angela Liu

Professor, Department of Business Administration, National Chung Cheng University

Abstract

This paper investigates the dynamic stock index returns relations between China and Taiwan since China entered WTO. On account of Roll's (1992) view of low correlations of inter-market composite indices due to diverging industrial compositions in the indices, we specifically add nine industry indices in our study to control for the compositional differences. The post-WTO era is divided into three sub periods confirmed by the Chow test. Analyses including cointegration test, Granger causality test, impulse response function and forecast error variance decomposition are conducted for each sub period. The initial market openness period shows an immaterial interrelation between the two markets, consistent with the existing result that China's stock markets were segregated from most other markets before 2005. The post-2005 second period and the post-2008 third period that feature extensive liberalization measures in China also witness a significant interdependence between the two stock markets. A result new to the literature is that the Chinese markets began to influence Taiwan after 2005. We also find that bilateral trade could facilitate industrial indices interrelations between the two markets. The ongoing cross-strait integration process would therefore be expected to further increase interrelations for many industrial indices.

Keywords: economic integration, stock market interrelation, financial liberalization, country factor