

中國加入 WTO 之後與主要貿易往來國家的動態股市關聯性之研究

陳立斌*

國立中正大學企業管理研究所、崑山科技大學財務金融系

崔可欣

南華大學管理經濟學系

劉亞秋

國立中正大學企業管理學系

摘要

既有文獻多有中國與國際股市呈現區隔狀態的發現，惟中國於 2002 年加入 WTO 之後即逐步開放金融市場並分階段放寬資本管制，金融自由化程度逐漸提高，同時其經濟亦持續快速成長，本研究目的即在探討中國與國際股市關聯性是否會隨其財經環境大幅改善而有所提升。據此依中國資本市場的自由化程度將研究期間劃分為三個階段，再以中國和五主要貿易夥伴共六個股市的聯立 VAR 模型進行估計分析。研究發現中國加入 WTO 之後在第一階段金融開放的初期，其僅允許外資進入股市卻仍管制資金流出，與其他股市的關聯性很微弱，此與過去文獻發現相似，但自開始於 2005 年 7 月的第二階段起，中國逐步放寬資金流出管制，其與國際股市的關聯性即出現明顯提升，此關聯性在全球金融危機過後 2009 年 8 月起的第三階段更持續大幅躍升，故研判中國快速成長的經濟表現和持續之自由化應有助於促進其與國際股市的關聯性。

關鍵詞： 股市關聯性、資本管制、自由化政策、衝擊反應函數、預測誤差變異數分解

* Corresponding author. Email: liping@mail.ksu.edu.tw

1. 緒論

國際股市之間關聯性的議題一向為財務領域的學者及實務界所重視，因其在國際資產配置及投資組合分散風險等主題上有重要的意涵。甚多早期文獻發現國際股市之間的相關性很低，因此支持國際投資組合具分散風險利益的論點 (e.g., Hilliard, 1979; Grubel, 1968)。惟近年學者在研究國際股市的聯結關係時，發現諸如新興市場金融開放與自由化、區域經濟整合、自由貿易的發展以及國際金融危機等因素都有可能促使國際股市的關聯性提高，使國際投資組合的分散風險利益降低。例如 Bekaert and Harvey (2000) 發現新興股市的自由化能促進其與全球股市報酬相關性提高。Phylaktis (1999) 發現 1980 年以後日本與太平洋盆地各國的自由化措施促使太平洋盆地各國與美、日資本市場整合程度提高。近期的文獻亦主張自由化能促進股市之間的相依性 (Li, 2011; Luo, Brooks, and Silvapulle, 2011)。在貿易往來方面，Bracker, Docking, and Koch (1999) 發現二個股市的整合與雙方相互的進口依賴程度及地理上的距離有密切關係，較近期 Tavares (2009) 及 Pretorius (2002) 亦有類似的發現。在國際金融危機的影響方面，Liu, Pan, and Shieh (1998) 發現在 1987 年美國股市重挫後，其與亞太地區五國股市的相依程度大幅提昇，但 Huyghebaert and Wang (2010) 則主張東亞股市相依性在亞洲金融危機期間的提升僅為暫時的現象，可能係因市場蔓延效果所致。

在中國與國際股市整合或關聯性的文獻方面，多數文獻發現中國與國際股市呈現區隔狀態。惟中國在加入 WTO 之後即逐步實施金融開放與自由化，且其在全球的經濟影響力日益提升，例如，2007/2/27 中國 A 股重挫即引發美、歐及亞洲股市 3% 左右的跌幅 (Fan, Lu and Wang, 2009)，因此有必要重新探討中國與國際股市之間究竟是區隔或整合的，以利國際投資組合的風險控管。本研究之目的即為探討中國加入 WTO 之後，隨著金融開放與自由化程度以及經濟表現的逐步提升，其與國際股市的關聯性是否隨之提高。而本研究預期該關聯性將隨金融開放與自由化程度以及經濟表現的提升而逐步增進¹。因多數文獻 (e.g., Huang, Yang, and Hu, 2000; Bekaert and Harvey, 2000; Johansson and Ljungwall, 2009) 皆主張放寬資本管制有助於股市間的整合，因此本研究將以放寬資本管制的時程為劃分自由化程度

¹中國加入 WTO 之後，金融開放與自由化程度以及經濟表現皆逐漸提升，很難區隔出二者個別對股市關聯性的影響，因此本研究合併討論二者對中國與國際股市的關聯性之影響。

的依據，著重於探討中國分階段放寬資本管制的自由化政策是否對關聯性造成不同階段之影響。

本研究樣本期間為 2002 年 3 月 1 日至 2011 年 2 月 28 日計達 9 年，但剔除了 2008 年 6 月至 2009 年 7 月各國經濟深受全球金融危機影響的期間。全樣本期間又依中國資本市場的自由化程度劃分為三個階段，以利觀察股市關聯性的階段變化。首先設定中國進入 WTO 之後的市場開放初期即 2002 年 3 月至 2005 年 7 月為第一階段，其間僅允許資金流入卻嚴格管制資金流出。從 2005 年 7 月下旬中國允許匯率自由波動起至 2008 年 5 月底全球金融危機前夕設為第二階段，其間中國逐步放寬資金流出管制並完成 WTO 金融開放承諾。最後將金融危機以後 2009 年 8 月至 2011 年 2 月的期間設為第三階段，此期間各國經濟已處於平穩恢復的狀態，中國開放與自由化程度更趨成熟。

本研究選取美、日、韓、台、港等五個股市以探討中國與國際股市的關聯性。其在本研究期間的每一年均名列中國前五大貿易往來夥伴，與中國在經濟上有高度的連結關係，可藉以探討是否在股市上也有同樣的連結關係以及該連結關係是否隨著中國的自由化或經濟成長而有所提升。此外，在本研究期間，中國以外的這五個股市都已具有相當高的開放與自由化程度²，因此可予控制，以探討中國自由化之單獨影響。

本研究採用多種計量方法來衡量中國與各股市表現的關聯性，其中因果關係檢定 (Granger causality) 可用來判斷短期股價走勢的領先落後關係，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，藉此可判斷受對方股市未預期資訊影響的程度是否逐漸提昇，最後預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition) 則可用以衡量預測誤差變異數被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。

上述各種分析的結果均顯示在金融開放的初期，僅允許資金流入卻嚴格管制資金流出的第一階段 (2002/3-2005/7)，中國與其他五個股市的關聯性以及訊息相互影響能力均微不足道，顯示中國在本階段係獨立於國際股市，而過去許多文獻

²以台灣為例，台灣與中國加入 WTO 的時點很接近，中國因金融發展較落後，故享有五年的寬限期來履行金融市場對外開放承諾，台灣則無寬限期。

(Wang and Iorio, 2007; Lin and Swanson, 2008; Li, 2007, etc.) 均發現中國在 2005 年 (或 2006 年) 以前與香港以外的國際股市是有區隔的, 因此第一階段的結果與該文獻大致相符。但從逐步放寬資金流出管制的第二階段起 (2005/7-2008/5), 關聯性卻開始有快速的躍升。而金融危機期間之後的第三階段 (2009/8-2011/2), 各國的經濟剛恢復平穩, 可發現其他五個股市之間的關聯性及訊息相互影響能力較前一階段普遍呈現衰退, 唯獨其在中國與其他各股市之間仍逆勢全面性的提升, 推測與中國持續的自由化及因經歷危機而採擴大內需政策使經濟持續強勢成長的表現有關³。

除了發現中國與國際股市各階段的關聯性隨自由化程度以及經濟表現的提升而逐步增進外, 本研究對文獻有兩點新的貢獻, 第一點貢獻為過去許多文獻 (e.g., Bekaert and Harvey, 2000; Luo et al., 2011; Liu and Pan, 1997) 均發現新興市場在開放外資流入之後與國際股市的關聯性高於之前的階段, 而本研究則發現在允許外資流入卻仍嚴格管制資金流出的第一階段, 中國與其他股市之間的相依程度仍然甚低, 可能原因有二, 第一、在漸進開放的政策下, 第一階段核准外資流入的金額不足, 累計僅達 40.5 億美元 (2005 年滬、深股市成交總值為 3,932 億美元), 直到第二階段核准外資累計已達 107.2 億美元, 與國際股市可能才逐漸產生聯結的效果, 第二、第一階段嚴格管制資金流出使資金只能追逐國內有限的投資標的, 造成中國股市的股價與基本面脫鉤 (Huyghebaert and Wang, 2010) 以及股市不正常漲跌的現象, 以致於與國際股市失去聯結性。直到第二階段放寬資金流出管制而達到全面自由化之後, 中國股市才開始融入國際資本市場並且與國際股市間的關聯性大幅躍升, 這是文獻中新的發現。第二點貢獻為近期一些文獻 (Li, 2011; Fan et al., 2009; Luo et al., 2011) 發現約 2002 年之後中國與國際股市有關聯的跡象, 但其結論易受質疑, 因其研究期間皆涵蓋全球金融危機期間, 卻未剔除該期間以排除可能是各股市的高波動性造成原本關聯性不高的股市相關性提高 (Longin and Solnik, 1995; Huyghebaert and Wang, 2010)。而本研究則剔除全球金融危機期間, 針對之後各國經濟恢復平穩的期間 (長達 19 個月) 進行探討, 並發現危機過後在自由化已趨成熟的狀況下, 中國與國際股市關聯性更加提升, 本研究剔除危機期間的作法使結論較前述文獻更可靠。

³中國的強勢經濟表現詳述於第 3 節中國金融市場開放與自由化的過程及經貿發展情況。

本文的結構如下：第 2 節文獻回顧，第 3 節介紹中國金融市場開放與自由化的過程及經貿發展情況，第 4 節資料蒐集與處理，第 5 節研究方法，第 6 節實證結果及分析，第 7 節為結論。

2. 文獻回顧

本文依時間順序對文獻進行回顧，以利了解隨著中國改革與自由化的逐步實施，相關文獻對中國與國際股市關聯性的發現有否差異。Huang et al. (2000) 研究 1992 年至 1997 年期間美、日及上海、深圳、港、台股市的關聯性，以二股市配對方式進行共整合及因果關係檢定。其發現除了中國滬、深二股市之間具有長期共整合關係外，中國與其他股市之間均無長短期關係，故為一對外區隔的市場，並主張放寬資本管制或可促進中國與南部臨近三角區域四個股市的整合。Groenewold, Tang, and Wu (2004) 研究 1992 年至 2001 年期間，中、港、台三地股市的關聯性，亦發現三者之間並無共整合關係。其使用三變數 VAR 模型進行因果關係檢定等分析，發現中國股市不影響港、台二股市，也甚少受對方影響，為一相對隔離的市場。Cheng and Glascock (2005) 使用共整合檢定，探討 1993/1 至 2004/8 期間大中華經濟區中、港、台三股市之間以及其與美、日股市的連結關係。發現大中華經濟區的股市之間以及其與美國或日本股市間均無共整合關係存在，並歸因於中、台兩地嚴格的資本及外匯管制。

Li (2007) 以多變量 GARCH 模型研究 2000 年至 2005 年，中國滬深二股市與香港及美國股市之間是否存在報酬與波動的傳導。其以去除異常波動期間之後的 2002 年至 2005 年子樣本期間進行檢視，發現香港股市僅有單向而微弱的波動外溢到中國的二股市，但美國股市則與中國股市無直接的聯結。Wang and Iorio (2007) 研究 1995 年至 2004 年中國的 A、B 及 H 股與香港以及 MSCI 世界股價指數等之間是否具整合關係，發現與香港有整合但與世界股市仍有區隔。Lin and Swanson (2008) 以 VAR 方法探討中國從 1993 年至 2005 年間所進行的四種股市改革政策，是否有助於國內二股市及其與日、港等區域股市和美國等全球股市的整合。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整合的效果不大，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 FIVECM (fractionally integrated VECM) 等模型研究 1995 年至 2005 年中國的 A、B 股與香港

股市等三市場間的關係，其發現中、港股市之間有長短期兩種關聯，此外中國開放國民購買B股的自由化措施有助於A股與B股及香港股市的整合。

Fan et al. (2009) 採Markov-Switching誤差修正模型探討1992/6至2008/12期間中國與英、美、日、港股市的連結關係。其發現自1999年亞洲金融危機期間之後，中國與國際股市存在長期均衡關係。Lin et al. (2009) 使用動態條件相關係數模型(DCC) 研究1992年至2006年期間，中國的A、B股與美、歐及新加坡、港、台、日等亞洲股市指數的共變異數及相關係數的變化。其發現即便中國出口逐年提升，A股與各國際股市這段期間的相關係數皆近似於零且無上升的趨勢，亦即A股係獨立於各國際股市，B股與各股市的相關係數也顯微弱且無上升趨勢，但與新、港相關程度稍高(20%)，與台灣約10%，與其他股市則接近零。Wang and Wang (2010) 以三變量BEKK模型探討1992年至2004年之間大中華經濟區中、港、台三股市各自與美、日股市的價格與波動外溢關係。其發現大中華經濟區受美、日股市影響的程度依序為港、台、中股市，恰與市場開放程度有關，且中國不受美國股市影響。Li (2011) 採多變量GARCH-BEKK模型探討1992/6/1至2010/2/19期間五種中國股市改革與自由化的措施是否促進其與美、韓、日股市的連結關係。其發現自2003年起中國與國際股市開始有雙向的報酬與波動外溢，可歸因於2003年起所實施的開放證券市場等自由化政策。此外，其以迴歸模型探討中、外股市之間動態條件相關係數的影響因素，並發現2003年中開放外資投資A股以及2006年初開放QDII投資國外股市等政策對中國與一些股市之間的條件相關係數有顯著影響。惟其發現在研究期間中、美股市的相依性仍顯微弱且未呈現上升趨勢。但Chow, Liu, and Niu (2011) 以類似的期間(1992/1/27至2010/12/27) 探討中、美股市的共移(co-movement) 卻有不同的發現。其使用time-varying regression將迴歸係數設定為隨時間變動，故可藉以觀察二股市報酬率共移程度的變化。其發現迴歸係數均於2002年中國進入WTO之後轉為正值，並呈現向上的趨勢，一直到近期全球金融危機期間才受干擾。

前述文獻主要採用VAR、VECM、GARCH族或迴歸模型等不同的方法探討中國與國際股市間報酬或波動的相依程度。近期一些文獻以copula模型探討股市間隨時間變動的相依程度(time-varying dependences)，以利用該模型具有不需常態分配假設且可說明非線性的相依性等優點。例如Hu (2010) 以該模型研究1991年至2007

年中國與美、英、德等六個主要國際股市的相依結構，其發現除了香港之外，中國基本上乃獨立於其他主要股市。Wang et al. (2011) 以copula模型研究2000年至2009年間，中國與日、美、歐洲區、太平洋區與全球區等MSCI指數間的相依結構。針對各組進行估計後發現以中國對日本以及中國對太平洋區此二組的相依程度最高，並歸因於雙方地理位置接近及互為貿易夥伴之故。Luo et al. (2011) 使用copula模型研究中國2002年開放外資購買A股的政策，探討其是否促進A股金融指數與他國金融指數報酬的相依程度，研究期間為1995年至2009年。其發現在開放外資購買A股之前，中國與美、日以外的各股市之間僅有微弱的相依性，但在開放之後與韓國之外的各股市之間皆有顯著的相依性，證實自由化與開放政策有助於股市的聯結。

由上述15篇文獻可發現，除了Fan et al. (2009)、Li (2011)、Chow et al. (2011) 及Luo et al. (2011) 之外，多數文獻的結論顯示中國除與香港股市可能有關係外，與其他國際股市是區隔的。上述文獻彼此間的歧異以及與本研究之異同將於6.7「與相關文獻之比較」之小節中詳細說明。

3. 中國金融市場開放與自由化的過程及經貿發展情況

中國於2001年12月進入WTO，因其金融發展較先進國家落後，故特別享有五年的寬限期得以逐步履行金融市場對外開放承諾，並於2006年12月以前完全履行一切開放承諾，如開放設立據點以及允許外國證券機構不需透過中方中介得直接從事B股交易等。同時，為因應經濟發展之需，中國亦主動採行多項金融自由化措施，如大幅放寬資金流出的管制等。

在中國資本市場自由化的過程方面，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投資，B股則原本限由境外投資人以外幣投資，但其後於2001年2月開放本國國民購買B股，並於2002年12月通過允許合格境外機構投資者(QFII)以人民幣投資A股，使外國資金在B股之外有另一種投資中國股市的管道。在開放資金流出方面，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，其後並開始逐步放寬資金流出的管制以疏通過多的外匯。附錄之附表三詳列中國金融

改革與自由化的重要時程，可發現中國放寬資本管理的特點為先流入、後流出且皆為逐步放寬，所歷經的時間甚長。由附表三可發現 2005/7/21 改變固定匯率制度之日為一個能有效區分出自由化程度的起點，因在該時點之前中國僅允許外資進入股市卻嚴格管制資金流出，其後才開始一連串放寬資金流出管制的措施，達到資金進、出全面自由化的狀態。

在中國的經濟發展方面，本研究期間中國 GDP 的年成長率皆達到 10% 左右 (如附錄附表 1)，且 2010 年的 GDP 已超越日本成為世界第二大經濟體。相較於歐美等主要經濟體於 2008 年金融危機之後的緩慢復甦，中國以擴大內需政策因應金融危機並能維持 10% 附近的高成長，且成為鄰近貿易往來國家維繫景氣的重要支柱⁴。中國對外貿易成長亦十分迅速，其出口總額於 2009 年底已超越德國而成為世界第一大出口國。在本研究期間的每一一年，中國前五大貿易往來夥伴均為美國、日本、香港、韓國及台灣 (如附錄附表 2)，可發現其與這些地區的貿易金額除 2009 年外，逐年大幅成長。

4. 資料蒐集與處理

本研究使用中國與其前五大貿易往來國家 (或地區) 股市的綜合股價指數日收盤價來進行研究。六個股市的綜合股價指數包括中國上海綜合指數 (SH)、美國 S&P 500 指數 (US)、日本 Nikkei 225 指數 (JP)、韓國綜合指數 (KS)、台灣發行量加權股價指數 (TW) 以及香港恆生指數 (HK)，股價指數資料係取自財團法人經濟資訊推廣中心 AREMOS 資料庫。

研究期間為 2002 年 3 月 1 日至 2011 年 2 月 28 日計達 9 年，但從中剔除了自 2008 年 6 月至 2009 年 7 月各國經濟深受國際金融危機影響的期間⁵，因金融危機可能使研究結果與正常期間的結果有不一致的情況。另因各股市的放假日不同，所以若有某一股市休市，則刪除當日其他股市的股價資料，經上述處理後的樣本計有 1641 筆日資料。本研究將研究期間依中國資本市場自由化程度分段，以了解中國與其他股市關聯性是否因金融自由化而改變。首先以 2005 年 7 月 21 日中國

⁴有關中國經濟成長如何影響股市關聯性的討論詳見 6.7.4 小節。

⁵2008 年 9 月美國雷曼兄弟倒閉，引發全球股市持續大跌，直到 2009 年 3、4 月起，多數股市才穩定回升。本研究將這段期間前後各延長 3 個月，亦即以 2008 年 6 月至 2009 年 7 月這段期間做為金融危機影響各國經濟最烈的時期，並將其剔除。以上海綜合指數為例，2008 年 5 月 30 日的指數為 3433.35，但 2009 年 8 月 3 日的指數已達 3462.59，回復到金融危機以前的股價水準。

改變固定匯率政策之日作為分界，將 2008 年金融危機之前的樣本期間劃分為第一及第二階段。以該時點作為分界日的主因有二，第一、由附錄附表 3 可發現該日為一個能有效區分出自由化程度的時點，在該時點之後中國開始一連串放寬資金流出管制的措施，使自由化程度更提升。第二、由附錄附圖 1 的中國股價指數圖型可發現在該日有明顯結構轉變（並經 Chow 檢定證實⁶），故由計量模型估計的角度亦支持以該日為分界區分出前後階段分別進行估計與檢定（有關選取該日作為分界日的討論，另請詳見 6.7.2 小節）。因此第一階段（2002/3/1-2005/7/21）代表中國金融開放的初期、自由化程度較低的階段，第二階段（2005/7/22-2008/5/31）則代表逐步放寬資金流出管制且完成 WTO 金融開放承諾使自由化程度大幅提升的階段。金融危機期間之後的部份即為第三階段（2009/8/1-2011/2/28），其間中國持續開放與自由化，使自由化程度趨於成熟，而其在這段期間強勢的經濟表現則成為支持全球經濟復甦的支柱。研究期間分段方式列示於表 1。

表 1：研究期間的三個階段

分期	第一階段	第二階段	第三階段
自由化程度及經濟力	加入 WTO 之後金融市場開放的初期，嚴格資金流出管制，自由化程度最低	持續金融開放，改變固定匯率政策，逐步放寬資金流出管制，自由化程度大幅提昇	已完全履行加入 WTO 後之金融開放承諾，自由化程度趨成熟，經貿實力及經濟表現最佳
期 間	2002/3/1 至 2005/7/21	2005/7/22 至 2008/5/31	2009/8/1 至 2011/2/28
樣本數	706 筆日資料	603 筆日資料	332 筆日資料

因在 2005 年 7 月 21 日以前人民幣匯率係採釘住美元的固定匯率制度，完全由政府所操控，因此本研究直接以原幣別 (local currency) 計價的股價指數進行研究而未將其轉換成以美元計價。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。在各股市的交易時間方面，五個亞洲股市的交易時間皆有部分重疊 (如表 2)，美國股市則因位於不同時區，交易時間與其他五個股市皆未重疊，以第 t 日為例，該日亞洲各股市皆收盤後，美國股市才開盤，而美國第 t 日股市收盤後，其交易時段的訊息會反映在第 $t+1$ 日的亞洲股市。因此，於後續的

⁶本研究針對 VAR 模型中依變數為上海綜合指數報酬率的迴歸式進行 Chow 轉變點檢定。模型的落後期數為 8 期，使模型的殘差在 5% 顯著水準下不具序列相關。將金融危機之前的研究期間以 2005 年 7 月 21 日為分界，檢定的 F 統計量為 1.431 (P 值為 0.028)，故該日有結構轉變的跡象。

各種分析中，在各國股市日報酬（或價格）的配對上，本研究採用諸多文獻（e.g., Huang et al., 2000; Liu et al., 1998）的做法，以美國股市落後一日（ $t-1$ 期）的日報酬（或價格）與各亞洲股市當日（ t 期）的日報酬（或價格）來進行配對。

表 2：證券交易所交易時間表

證券交易所	當地時間		格林威治標準時間	
東京	9:00~11:00	12:30~15:00	0:00~2:00	3:30~6:00
韓國	9:00~15:00		0:00~6:00	
台灣	9:00~13:30		1:00~5:30	
上海	9:30~11:30	13:00~15:00	1:30~3:30	5:00~7:00
香港	10:00~12:30	14:30~16:00	2:00~4:30	6:30~8:00
紐約	9:30~16:00		14:30~21:00	

各股市三個階段的綜合指數日報酬敘述統計資料列示於表 3。從中可發現除了美國 S&P 500 指數之外，其他各指數第三階段的報酬率標準差已低於第二階段，顯示第三階段各國經濟表現多已恢復平穩，因此沒有金融危機期間股市高度波動的特性。

表 3：六國股市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
上海	一	-0.00058	0.01402	1.03343	7.21048	647.1***(0.0)
綜合	二	0.00201	0.02139	-0.76895	7.19929	502.4***(0.0)
指數	三	-0.00051	0.01756	-0.57688	4.70910	58.82***(0.0)
S&P	一	0.00014	0.01251	0.56764	6.77867	457.9***(0.0)
500	二	0.00021	0.00988	-0.28526	6.24366	272.5***(0.0)
指數	三	0.00087	0.01166	-0.27202	5.42244	85.27***(0.0)
日經	一	0.00015	0.01488	-0.32865	7.14665	518.5***(0.0)
225	二	0.00032	0.01473	-0.72338	7.23872	504.0***(0.0)
指數	三	0.00004	0.01368	-0.11405	3.20458	1.298 (0.52)
韓國	一	0.00037	0.01780	-0.32504	5.01015	131.2***(0.0)
綜合	二	0.00090	0.01399	-0.7572	5.87207	264.8***(0.0)
指數	三	0.00069	0.01090	-0.76461	5.23559	101.4***(0.0)
台灣	一	0.00016	0.01621	-0.36936	6.39226	354.5***(0.0)
加權	二	0.00049	0.01392	-0.49425	9.04527	942.7***(0.0)
指數	三	0.00058	0.0115	-0.75576	5.25660	102.0***(0.0)

續表 3：六國股市綜合指數日報酬敘述統計分析

香港	一	0.00044	0.01142	0.28461	4.65065	89.68***(0.0)
恆生	二	0.00085	0.01674	-1.02997	16.3054	4554***(0.0)
指數	三	0.00033	0.01344	-0.5014	4.84798	61.15***(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。

5. 研究方法

5.1 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是否為定態(stationary),其原因之一在於若變數為非定態,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(spurious regression)的現象,亦即出現迴歸係數顯著異於零的結果,可能導致誤判研究結論。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(integration order),以確定其是否為定態。本研究採 ADF 單根檢定(Augmented Dickey-Fuller Test)以及 Phillips and Perron (1988) 的 PP 檢定,茲簡述如下。

5.1.1 ADF 單根檢定

Dickey and Fuller (1979, 1981) 以三種模型來檢定一時間序列是否具有單根:

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:

$H_0: r = 0$ (代表存在單根, 時間序列非定態)

$H_1: r < 0$ (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 可能自我相關而造成 r 估計偏誤之問題,可將上述模型加入 ΔY_t 的落後項,其檢定方式與 DF 法相同,稱之為 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。

5.1.2 PP 檢定

ADF 檢定成立的條件為檢定式的殘差必須無自我相關且具同質變異，但當無法滿足這些條件時即可利用 PP 檢定。其基本模型與上述 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。

5.2 因果關係檢定

本研究採因果關係檢定以判定中國與各股市的短期關聯性。進行因果關係檢定所採用的模型與各變數的單根檢定結果有關。若各變數的時間序列均為定態 I(0)，則可使用變數的水準項 (level) 並直接以無約束的 VAR 模型進行檢定。但若發現各變數的時間序列具相同的整合級次，例如皆為非定態 I(1)，則應對變數進行共整合檢定。若發現變數間具有共整合關係時，應將無約束的 VAR 模型調整為具共整合式 (cointegrating equation) 的誤差修正模型 (VECM) 以進行估計與檢定，I(1) 變數之間若無共整合關係時，則應將變數一階差分成為定態 I(0)，再以差分項的無約束 VAR 模式來估計。茲分別簡述無約束 VAR 模型與誤差修正模型 (VECM) 以及進行因果關係檢定的方式如下。

5.2.1 無約束 VAR 模型

VAR 模型係以一組而非單一迴歸方程式來表示變數彼此間的短期動態關係，每一條迴歸方程式皆以系統中所有依變數的落後項為解釋變數。假設各變數的時間序列皆為定態 I(0)，以 X_t 及 Y_t 兩個變數及二期落後項的 VAR 模型為例列示如下：

$$X_t = \beta_{10} + \beta_{11}X_{t-1} + \beta_{12}X_{t-2} + \alpha_{11}Y_{t-1} + \alpha_{12}Y_{t-2} + \varepsilon_{xt} \quad (1)$$

$$Y_t = \beta_{20} + \beta_{21}Y_{t-1} + \beta_{22}Y_{t-2} + \alpha_{21}X_{t-1} + \alpha_{22}X_{t-2} + \varepsilon_{yt} \quad (2)$$

其中誤差項 ε_{xt} 及 ε_{yt} 為白噪音且彼此可能相關。落後項的期數說明了變數如何受自己及其它變數的過去數值所影響。

以 VAR 模型進行因果關係檢定用意係檢定變數間的短期領先落後關係。以前述二變數 VAR 模型為例，可以使用 Wald 檢定或 F 檢定進行如下的假設檢定：

1. $H_0: \alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$ ，拒絕 H_0 代表 Y_t 的落後項可解釋 X_t ，即 Y_t 領先 X_t 。
2. $H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$ ，拒絕 H_0 代表 X_t 的落後項可解釋 Y_t ，即 X_t 領先 Y_t 。

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。

5.2.2 共整合檢定與誤差修正模型

Engle and Granger (1987) 發現若二時間序列具有相同的整合級次時可進行共整合檢定，以確定其是否具有共整合關係。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，代表變數之間有穩定的關聯性，一旦偏離此穩定的長期均衡時，會有經濟力量促使變數回復均衡關係。本研究採 Johansen 共整合檢定法 (Johansen, 1988; Johansen and Juselius, 1990) 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：

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

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)：

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

模型中的參數矩陣 $\Pi = \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_p - I$ ，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 之非零特徵根的數目稱為矩陣的秩數 (rank)。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，代表變數間無共整合關係；而秩數 r 若介於 n 與 0 中間，該 r 即代表變數間所存在

的共整合向量的數目。此外，在檢定前尚需視資料型態判定是否在模型及共整合式中加入截距項或時間趨勢項。Johansen 檢定法使用下列兩種檢定統計量以判定共整合向量數目：

1. Trace 統計量： $\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln \left(1 - \hat{\lambda}_i \right)$
2. Max-Eigen 統計量： $\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln \left(1 - \hat{\lambda}_{r+1} \right)$

所檢定的假設為 $H_0 : r \leq R$ ，相對於 $H_1 : r > R$ 。

若檢定統計量超過臨界值（比如 5% 顯著水準臨界值），即代表拒絕虛無假設，亦即有超過 R 個共整合向量存在。經此檢定程序若發現非定態 $I(1)$ 的變數間存在共整合關係時，應以誤差修正模型 (VECM) 進行前述因果關係假設檢定的程序，但若不具共整合向量時，則將其一階差分為定態 $I(0)$ 後，以差分項的無約束 VAR 模式來進行估計與檢定。

有關無約束 VAR 模式及 VECM 的落後項期數之決定，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: p363)，此時則增加落後項期數，直到各迴歸方程式的殘差 36 期的落後項在 Ljung-Box Q 檢定的 5% 顯著水準下判定無序列相關。

本研究使用中國與五個主要貿易往來國家取對數後的股價指數來進行研究，故採六個變數的模型來進行因果關係檢定（亦即有六條迴歸方程式），藉以了解中國股市與這些股市三個階段的短期關聯性是否有變化。

5.3 VAR 模型殘差報酬的相關係數分析

從後續實証結果將可發現各國股價指數序列均具有單根，故在 VAR 模型各迴歸式中，依變數為股價指數經差分後的日報酬序列，而各迴歸式等號右邊的落後項所代表的是過去已知資訊對當期報酬的影響，而殘差報酬則代表未預期的資訊之影響。各股市殘差報酬的相關係數即代表各國股市的日報酬受到未預期資訊影響後的反應之相關程度，從三個階段的相關係數分析亦可反映出中國與其他各國股市的關聯程度是否有變化。

5.4 衝擊反應函數

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、正向或負向及反應的改變速度快慢等。本研究的目的有二，其一為了解中國股價指數日報酬受到其他國家股市一單位的衝擊後，其衝擊反應程度在三個階段的變化，其二為其他各國股價指數日報酬受到中國股市一單位的衝擊後，其衝擊反應程度的變化。若衝擊反應在三階段逐漸提高即代表受對方股市的影響程度愈大。為求簡要，僅以最基本的二變數模型說明之。假設含有 x 及 z 二變數之向量 Y 的 VAR 模型如下：

$$Y_t = u + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

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：

$$Y_t = \alpha + \phi_0 \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \phi_\infty \varepsilon_{t-\infty} \quad (6)$$

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， ε_{t-i} 是第 i 落後期 (2×1) 的二個正交化變數衝擊項的向量。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 (orthogonalization) 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 (ε_{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分解結果，因此本研究採 Pesaran and Shin (1998) 所發展的 Generalized Impulse Response Function (GIRF)，可使分解結果不受變數排序影響。

5.5 預測誤差變異數分解

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（如上海綜合指數日報酬）的預測誤差變異數被另一方（如其他各指數日報酬）的非預期變動所解釋的比例是否出現變化。若比例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同期相關。為求簡要，以下仍使用前述式(6)中的 x 及 z 二變數 VMA 模型，並針對未來一期的預測誤差說明其作法。依據此一 VMA 模型進行推導可得未來一期（即 $t+1$ 期）的預測誤差如下：

$$Y_{t+1} - E_t Y_{t+1} = \phi_0 e_{t+1} \quad (7)$$

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：

$$x_{t+1} - E_t x_{t+1} = \phi_{01} e_{xt+1} + \phi_{02} e_{zt+1} \quad (8)$$

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，則其可表示為：

$$\sigma_x(1)^2 = \phi_{01}^2 \sigma_x^2 + \phi_{02}^2 \sigma_z^2 \quad (9)$$

由此式可知， x 變數未來一期的預測誤差變異數分別由 x 及 z 二變數的未預期變動所解釋的比率分別為 $\phi_{01}^2 \sigma_x^2 / \sigma_x(1)^2$ 及 $\phi_{02}^2 \sigma_z^2 / \sigma_x(1)^2$ ，且二者相加為 1。未來 n 期的預測誤差變異數分解的推導亦類似。

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，本研究採取類似 Chuang, Lu, and Tswei (2007) 的分解作法，以避免主觀地將變數用某一種方式排序而得到不客觀的結果。因此在對某指數日報酬進行變異數分解時，以求取美國所解釋的百分比為例，本研究依照美、日、韓、台、中、港的次序（亦即股市開盤的先後次序），先得到美國在各變數中排第一順位時（即美、日、韓、台、中、港）的解釋比率，再得到美國排第二順位時的解釋比率（即港、美、日、韓、台、中），一直到美國排第六順位時（即日、韓、台、中、港、美）的解釋比率，最後

將六種不同順位排序下的解釋比率加總後取平均數，即以此作為美國所解釋的百分比。其他各股市所解釋的比率亦比照上述程序進行。

6. 實證結果與分析

本研究將樣本期間分為三個階段，藉此了解中國與主要貿易往來國家股市之間的關聯性是否隨開放與自由化程度以及經濟實力提升而改變。

6.1 單根檢定結果

本研究採 ADF 及 PP 檢定法，將中國及其他五個股市的綜合股價指數序列取自然對數後進行單根檢定。本研究係針對各股價指數序列的三個階段分別進行檢定，單根檢定結果列示於表 4。

ADF 及 PP 檢定法皆有包含截距項或不包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，發現三種模型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。

表 4：單根檢定結果

指數別	階段別	ADF		PP	
		水準項	差分項	水準項	差分項
上海	一	-1.105 (0)	-26.257(0)***	-1.144(17)	-26.258(16)***
綜合	二	1.652 (11)	-5.797(10)***	2.176(5)	-25.935(7)***
指數	三	-0.556(0)	-11.871(1)***	-0.542(6)	-18.020(6)***
S&P	一	0.282(0)	-17.016(2)***	0.316(8)	-26.865 (8)***
500	二	0.697(4)	-14.402(3)***	0.687(13)	-28.401(12)***
指數	三	1.352(0)	-19.180(0)***	1.551(9)	-19.225(7)***
日經	一	0.255(0)	-8.650(10)***	0.290(10)	-26.786(11)***
225	二	0.513(0)	-18.873(1)***	0.563(5)	-25.339(4)***
指數	三	0.052(0)	-19.164(0)***	0.062(16)	-19.330(15)***

韓國	一	0.651(11)	-8.664(10) ***	0.545(3)	-26.279(3) ***
綜合	二	1.549(0)	-18.337(1) ***	1.588(9)	-24.033(8) ***
指數	三	1.153(0)	-18.714(0) ***	1.267(15)	-18.744(12) ***
台灣	一	0.225(1)	-25.25(0) ***	0.237(3)	-25.253(2) ***
加權	二	0.905(9)	-7.864(8) ***	0.922(16)	-24.460(16) ***
指數	三	0.902(2)	-13.305(1) ***	0.903(5)	-16.452(6) ***
香港	一	1.036(0)	-25.152(0) ***	0.988(6)	-25.156(6) ***
恆生	二	1.460(1)	-28.885(0) ***	1.386(4)	-28.877(2) ***
指數	三	0.445(0)	-18.553(0) ***	0.464(6)	-18.564(6) ***

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 (分別以 AIC 及 Newey-West 法所決定)。

6.2 共整合檢定結果

由於單根檢定結果顯示三個階段的各股價指數序列均為具有相同整合級次 I(1) 的序列，故應先對這六個股價指數序列進行共整合檢定，藉以判定應採有共整合約束條件的誤差修正模型或以差分項的無約束 VAR 模型來進行因果關係檢定。本研究採 Johansen 最大概似估計法以誤差修正模型對每一階段進行估計與檢定，有關模型落後項期數的選取及檢定方式，請參考研究方法中之敘述。

Johansen 檢定法需視資料形態決定是否在 VECM 模型或共整合式中加入截距項或時間趨勢項，故引伸出五種估計模型。本研究依各階段的指數圖型並配合 LR 概似比檢定決定出三個階段的最適模型均為僅在共整合式中加入截距項 (假設無固定趨勢)，其共整合檢定結果列於表 5。

表 5: Johansen 共整合檢定結果

H_0	Trace 檢定			Max-Eigen 檢定		
	特徵根	統計量	5%臨界值	特徵根	統計量	5%臨界值
第一階段：2002/3/1 至 2005/7/21 落後期數: 7						
$r = 0$	0.039	80.325	103.847	0.039	28.185	40.957
$r \leq 1$	0.027	52.140	76.973	0.027	19.657	34.806
$r \leq 2$	0.022	32.483	54.079	0.022	16.039	28.588
$r \leq 3$	0.013	16.444	35.193	0.013	8.898	22.300
$r \leq 4$	0.007	7.546	20.262	0.007	5.205	15.892
$r \leq 5$	0.003	2.341	9.165	0.003	2.341	9.165
第二階段：2005/7/22 至 2008/5/31 落後期數: 9						

$r = 0$	0.064	113.553**	103.847	0.064	39.983	40.957
$r \leq 1$	0.047	73.570	76.973	0.047	29.115	34.806
$r \leq 2$	0.030	44.455	54.079	0.030	18.141	28.588
$r \leq 3$	0.020	26.314	35.193	0.020	12.053	22.300
$r \leq 4$	0.014	14.261	20.262	0.014	8.745	15.892
$r \leq 5$	0.009	5.516	9.165	0.009	5.516	9.165
第三階段：2009/8/1 至 2011/2/28 落後期數: 2						
$r = 0$	0.104	92.840	103.847	0.104	36.640	40.957
$r \leq 1$	0.053	56.200	76.973	0.053	18.088	34.806
$r \leq 2$	0.046	38.112	54.079	0.046	15.568	28.588
$r \leq 3$	0.041	22.543	35.193	0.041	13.769	22.300
$r \leq 4$	0.019	8.774	20.262	0.019	6.257	15.892
$r \leq 5$	0.008	2.517	9.165	0.008	2.517	9.165

註: **代表在 5% 顯著水準下, 拒絕左邊第一欄所列示的虛無假設。

以 5% 顯著水準為判定依據, 第一及第三階段的檢定結果顯示 Trace 及 Max-Eigen 二檢定統計量都不顯著⁷, 表示無共整合關係存在, 故應採差分項的無約束 VAR 模式進行因果關係檢定。但在第二階段的檢定結果中⁸, Trace 統計量在有一組共整合向量上達顯著水準, 而 Max-Eigen 統計量則皆不顯著, 本研究採 Huyghebaert and Wang (2010)的作法, 於二統計量皆達 5% 顯著水準時才認定變數間具共整合關係, 因此判定第二階段亦不存在共整合關係, 亦應採差分項的無約束 VAR 模型進行因果關係檢定。惟本研究發現若在第二階段以誤差修正模型來進行後續各種檢定與分析時, 其結果與無約束 VAR 模型的執行結果並無重大差異, 在後續分析中, 將以註腳方式補充說明第二階段若以誤差修正模型進行時之結果。

6.3 VAR 因果關係檢定結果

依據共整合檢定的結果, 本研究在三個階段皆採差分項的無約束 VAR 模型進行因果關係檢定, 其結果列於表 6。模型落後項期數的選取及檢定方式請參考 5.2 節。在所選定的模型落後項期數下, 各迴歸式的殘差皆已無序列相關, 惟本文並未列報 VAR 模型殘差項的序列相關檢定結果以節省篇幅。

⁷第一及第三階段五種模型的檢定結果均顯示 Trace 及 Max-Eigen 二統計量都不顯著。

⁸第二階段五種模型的檢定結果稍有出入, 故以 LR 檢定決定最適模型。首先, 為確定共整合式中應否加入截距項, 令含截距項 (未受限模型) 所估之最大似值為 $L_U (= 11201.73)$, 不含截距項所估之最大似值為 $L_R (= 11198.05)$, 故 LR 值 $= 7.36$, 在一個限制式之下, χ^2 的 5% 臨界值為 3.841, 因 LR 值 $> \chi^2(1)$, 表未受限模型 (即共整合式含截距項) 較佳。以同樣方式檢定 VECM 模型中應否加入截距項等, 均發現最適模型為僅在共整合式中加入截距項 (假設無固定趨勢), 但為節省篇幅, 不逐一列報 LR 檢定程序。

表 6：因果關係檢定結果

自變數	依變數					
	SH(中國)	US(美國)	JP(日本)	KS(韓國)	TW(台灣)	HK(香港)
第一階段：2002/3/1 至 2005/7/21 落後期數：7						
SH(中國)		9.98	8.47	2.49	8.35	10.47
US(美國)	9.72		11.71	12.89*	3.03	26.38***
JP(日本)	12.38*	9.62		3.68	6.49	8.93
KS(韓國)	1.96	10.72	6.51		9.12	20.92***
TW(台灣)	10.77	17.39**	9.07	13.10*		2.49
HK(香港)	8.37	34.78***	14.85**	8.12	8.12	
第二階段：2005/7/22 至 2008/5/31 落後期數：9						
SH(中國)		13.47	15.13*	22.77***	16.99**	15.17*
US(美國)	9.65		11.27	14.92*	11.57	13.28
JP(日本)	6.51	16.47*		12.87	15.22*	7.63
KS(韓國)	8.98	17.85**	15.34*		21.41**	22.43***
TW(台灣)	10.16	21.49**	12.85	15.42*		21.06**
HK(香港)	8.77	9.01	12.06	14.19	11.92	
第三階段：2009/8/1 至 2011/2/28 落後期數：2						
SH(中國)		12.48***	9.17**	4.54	1.69	5.48*
US(美國)	0.94		7.07**	7.49**	7.19**	5.84*
JP(日本)	0.66	13.50***		2.19	2.14	4.30
KS(韓國)	3.35	1.55	0.94		1.92	3.36
TW(台灣)	0.28	0.91	3.84	6.74**		1.36
HK(香港)	1.37	7.72**	2.41	1.69	1.56	

註：***，**及*分別代表在 1%，5%及 10%顯著水準下拒絕沒有領先關係的虛無假設。

在表 6 每一階段所列示的 χ^2 統計量中，左邊第一欄 (column) 可觀察其他股市是否顯著領先中國股市，檢視第一列 (row) 則可觀察中國股市是否顯著領先其他股市，同理第二欄及第二列分別可觀察其他股市對美股及美股對其他股市是否具領先關係，依此類推。本研究以統計量達 10%顯著水準為判定具領先關係的依據，將某一股市領先中國或/及中國領先某一股市視為中國與該股市有短期聯結關係，據以計算每階段與中國有關聯的股市數目 (以下稱聯結數目)，藉此觀察中國與其他股市的短期關聯在自由化程度及經濟影響力較高的階段是否有增加。但需注意的是各階段的經濟環境有所不同，因此仍需對照其他股市在各階段平均的聯結情形 (數目) 以了解中國股市的聯結程度是相對較高或較低。與各股市有短期因果關係的聯結數目列示如表 7。

表 7：與各股市有短期因果關係的聯結數目

	SH(中國)	US(美國)	JP(日本)	KS(韓國)	TW(台灣)	HK(香港)
第一階段	1	3	2	3	2	3
第二階段	4	3	4	5	5	3
第三階段	3	5	2	2	2	2

由表 7 可發現在第一階段中國明顯與其他股市有所區隔，而僅與日本股市有微弱的聯結（統計量的 P 值為 0.088），低於其他股市平均的聯結數目，顯示在第一階段中國股市為相對封閉的體系，與國際股市脫鉤。在第二階段可觀察到多數股市的聯結數目都有增加，或可歸因於此階段的大部分期間多數國家的經濟處於上升狀態，較密切的投資貿易往來或相同的總體經濟因素等均可能促使股市間的聯結程度提高。在此階段可發現與中國有關聯的股市大幅躍升至四個⁹，已與其他股市平均的聯結數目相同。在金融危機期間之後的第三階段，各國剛脫離低迷的經濟景況，故與前一階段的經濟榮景不同，可發現許多亞洲股市的聯結數目比前一階段減少甚多，但與中國有關聯的股市仍有三個，超越其他各亞洲股市的聯結數目，表示中國比這些股市展現出相對較高的關聯性。此外，中國在此階段顯著領先美國股市（1%顯著水準），使其從上一階段僅與區域股市有聯結關係進入到本階段與全球股市產生聯結。推論自第二階段起中國與其他股市關聯性大幅躍升應與開放與自由化程度及經濟表現提升有關。

上述第一階段的檢定結果發現中國股市與其他股市是有區隔的，與多數文獻（e.g., Lin and Swanson, 2008; Li, 2007; Wang and Iorio, 2007, etc.）的結論大致相符，惟本階段並未發現中國與香港股市有聯結關係，此與部份文獻的記載有所出入且與兩地經濟緊密連結的事實並不相符，但 Li (2007) 的發現或許提供了答案，其在類似的樣本期間同樣發現中國與香港股市並無報酬的傳導，卻有波動的傳導，顯示本階段兩地可能以波動方式聯結（本研究在後續二階段則皆發現中港兩地有報酬的聯結關係）。第一階段僅發現中國與日本股市有微弱的聯結，從附錄附表 2 可發現日本在此階段的前兩年為中國最大貿易夥伴，其後也僅略遜於美國，故此一發現係屬合理，而在後續的二個階段仍發現中、日股市有聯結的關係，與 Wang et al. (2011) 的發現相符。第二及第三階段的結果顯示中國自 2005 年放寬資金流出管

⁹若第二階段以誤差修正模型來進行因果關係檢定時，中國仍僅領先日、韓、台、港， χ^2 統計量分別為 19.28**、30.73***、17.51**、21.21**，且其他股市同樣皆未領先中國。

制、自由化程度大幅提升，且經濟影響力持續提高，使其與其他股市短期關聯程度顯著提升，此為文獻中較新的發現。

6.4 VAR 模型殘差報酬的相關係數

三個階段的 VAR 模型殘差報酬相關係數列示於表 8，在每一階段的係數中，左邊第一欄 (column) 為中國與其他各股市的殘差報酬相關係數，第二欄為美國與其他各股市的相關係數，依此類推。係數比上一階段增加者以粗體加底線表示。

表 8: VAR 模型殘差報酬相關係數

	SH(中國)	US(美國)	JP(日本)	KS(韓國)	TW(台灣)	HK(香港)
第一階段：2002/3/1 至 2005/7/21						
SH(中國)		0.019	0.092	0.068	0.042	0.097
US(美國)	0.019		0.349	0.350	0.304	0.369
JP(日本)	0.092	0.349		0.587	0.487	0.566
KS(韓國)	0.068	0.350	0.587		0.652	0.636
TW(台灣)	0.042	0.304	0.487	0.652		0.556
HK(香港)	0.097	0.369	0.566	0.636	0.556	
第二階段：2005/7/22 至 2008/5/31						
SH(中國)		<u>0.145</u>	<u>0.239</u>	<u>0.215</u>	<u>0.224</u>	<u>0.381</u>
US(美國)	<u>0.145</u>		<u>0.419</u>	<u>0.415</u>	<u>0.352</u>	<u>0.470</u>
JP(日本)	<u>0.239</u>	<u>0.419</u>		<u>0.690</u>	<u>0.616</u>	<u>0.665</u>
KS(韓國)	<u>0.215</u>	<u>0.415</u>	<u>0.690</u>		<u>0.654</u>	<u>0.660</u>
TW(台灣)	<u>0.224</u>	<u>0.352</u>	<u>0.616</u>	<u>0.654</u>		<u>0.568</u>
HK(香港)	<u>0.381</u>	<u>0.470</u>	<u>0.665</u>	<u>0.660</u>	<u>0.568</u>	
第三階段：2009/8/1 至 2011/2/28						
SH(中國)		<u>0.156</u>	<u>0.292</u>	<u>0.383</u>	<u>0.361</u>	<u>0.610</u>
US(美國)	<u>0.156</u>		<u>0.523</u>	0.344	0.346	0.352
JP(日本)	<u>0.292</u>	<u>0.523</u>		0.629	0.572	0.576
KS(韓國)	<u>0.383</u>	0.344	0.629		<u>0.677</u>	0.660
TW(台灣)	<u>0.361</u>	0.346	0.572	<u>0.677</u>		<u>0.628</u>
HK(香港)	<u>0.610</u>	0.352	0.576	0.660	<u>0.628</u>	

註:以粗體加底線方式表示者代表該係數值比上一階段係數值增加。

由表 8 左邊第一欄可發現，中國與各股市的相關係數在三個階段持續大幅增加，顯示其與各股市的相關程度逐漸提升。此外，在每一階段仍需與其他五樣本股市相互之間的相關係數進行對照，以了解中國股市的相對關聯程度是否不足¹⁰。

¹⁰第三節已提及美、日、韓、台、港等五國(或地區)為中國主要貿易往來夥伴，而這五國(或地區)彼此之間亦互為重要貿易夥伴且在研究期間皆已具相當高的開放與自由化程度，因此藉著在三個階段與這五個股市相互之間的關聯程度進

由表 8 的第一階段可發現，相對於其他五個股市相互之間的相關程度，中國與各股市的相關係數實屬微不足道，顯示中國在此一階段係獨立於國際股市。在經濟興盛的第二階段，各股市之間的相關係數均較上一階段提高。雖第一欄中國與各股市的相關係數相對於其他各欄的係數仍屬偏低，但可發現其成長幅度最大¹¹，例如中韓的係數值自第一階段的 0.068 增至 0.215，成長率為 216%，而美韓、日韓、台韓及港韓的成長率則分別為 18.5%、17.5%、0.3% 及 3.7%，顯示第二階段金融開放與資金進、出全面自由化應有助於中國與全球股市的聯結。第三階段各國剛脫離低迷的經濟環境，故中國以外的五個樣本股市之間的相關係數大多呈現較第二階段下降的趨勢，唯獨中國與各股市的相關係數皆比前一階段更高，例如中韓的係數自 0.215 又增至 0.383，成長率為 78%，且與韓、台、港股市的相關係數已超越美國與這三地股市的相關係數。本階段中國股市相關程度的成長與整體趨勢不同，可推論係由於深化的自由化政策與經濟強勢表現所致。

6.5 衝擊反應函數分析

三個階段的衝擊反應函數結果列示於表 9，為節省篇幅僅列報 5 天的反應期間。可發現在多數情況下，以第一日的反應係數最大，次日通常會大幅遞減，最後係數在正負之間震盪，並於或長或短的時間後消失 (died out)。為簡化分析，本研究僅比較各階段第一日的反應係數以了解衝擊反應程度在三階段的變化，表 9 中第二及第三階段以粗體加底線方式表示者代表該反應係數比上一階段增加。

從表 9 每一階段的反應列 (row) 可觀察到某一股市受各股市衝擊的反應係數，從衝擊來源欄 (column) 則可觀察到各股市受某一股市衝擊的反應係數，但本研究將著重於討論受其他股市衝擊的反應程度，因此將受到自身股市衝擊的反應係數以斜體表示以利區別。

行對照，將有助於了解中國與其他股市的關聯程度之相對提升速度以及其是否因自由化與高度成長的經濟表現而逐漸增進。其他各分析亦皆有進行此二組股市關聯性的對照。

¹¹若第二階段以誤差修正模型進行估計，中國與美、日、韓、台、港的殘差報酬相關係數分別為 0.142、0.227、0.196、0.222、0.367，與表 8 的係數差異不大。

表 9：一單位標準差之衝擊反應函數

第一階段		衝擊來源					
反應國	期別(日)	中國	美國	日本	韓國	台灣	香港
中國 反應	1	0.0138	0.0003	0.0013	0.0009	0.0006	0.0013
	2	0.0000	0.0007	-0.0006	0.0001	0.0002	0.0004
	3	0.0002	0.0001	-0.0007	-0.0003	0.0003	-0.0005
	4	0.0005	-0.0002	0.0003	-0.0001	0.0004	0.0002
	5	-0.0007	0.0011	0.0008	0.0002	0.0000	0.0001
美國 反應	1	0.0002	0.0116	0.0041	0.0041	0.0035	0.0043
	2	0.0001	-0.0004	0.0024	0.0025	0.0031	0.0033
	3	0.0001	-0.0002	-0.0004	0.0001	0.0003	0.0004
	4	-0.0004	-0.0007	-0.0006	-0.0010	-0.0012	-0.0011
	5	0.0004	0.0003	-0.0004	-0.0005	-0.0008	-0.0007
日本 反應	1	0.0014	0.0051	0.0147	0.0086	0.0072	0.0083
	2	0.0000	-0.0001	-0.0001	0.0000	0.0003	0.0011
	3	-0.0004	0.0004	-0.0002	0.0003	-0.0003	0.0002
	4	0.0010	0.0002	0.0006	-0.0004	-0.0011	-0.0004
	5	0.0005	0.0008	0.0001	-0.0003	0.0005	-0.0003
韓國 反應	1	0.0012	0.0062	0.0104	0.0177	0.0116	0.0113
	2	0.0001	0.0006	-0.0001	0.0000	-0.0001	0.0011
	3	-0.0003	0.0016	0.0000	0.0004	0.0006	0.0003
	4	0.0004	0.0003	0.0000	-0.0010	-0.0010	0.0000
	5	0.0008	0.0000	-0.0002	-0.0005	-0.0007	-0.0003
台灣 反應	1	0.0007	0.0049	0.0078	0.0105	0.0161	0.0090
	2	-0.0002	0.0008	0.0005	0.0002	0.0009	0.0014
	3	-0.0001	0.0009	0.0014	0.0011	0.0004	0.0013
	4	0.0004	0.0002	-0.0005	-0.0005	-0.0011	-0.0004
	5	0.0010	0.0003	-0.0003	-0.0004	-0.0008	0.0001
香港 反應	1	0.0011	0.0041	0.0063	0.0071	0.0062	0.0111
	2	0.0004	0.0003	-0.0001	-0.0001	0.0000	0.0008
	3	0.0004	0.0014	-0.0001	-0.0002	0.0001	0.0001
	4	0.0002	-0.0006	-0.0003	-0.0012	-0.0007	-0.0001
	5	0.0003	0.0002	0.0002	-0.0003	-0.0002	-0.0004

續表 9：一單位標準差之衝擊反應函數

第二階段		衝擊來源					
反應國	期別(日)	中國	美國	日本	韓國	台灣	香港
中國 反應	1	0.0213	0.0031	0.0051	0.0046	0.0048	0.0081
	2	-0.0012	0.0011	0.0001	0.0011	0.0005	0.0009
	3	0.0006	0.0001	0.0006	0.0000	0.0003	-0.0001
	4	0.0016	0.0023	0.0007	0.0020	0.0011	0.0027
	5	0.0002	0.0001	0.0007	0.0008	-0.0004	0.0010
美國 反應	1	0.0013	0.0092	0.0039	0.0038	0.0032	0.0043
	2	0.0004	-0.0014	0.0016	0.0018	0.0015	0.0012
	3	-0.0001	-0.0004	-0.0003	-0.0005	-0.0007	-0.0006
	4	0.0000	-0.0004	0.0004	0.0006	0.0000	0.0005
	5	-0.0011	-0.0005	-0.0008	-0.0012	-0.0013	-0.0007
日本 反應	1	0.0035	0.0061	0.0145	0.0100	0.0089	0.0096
	2	-0.0007	0.0007	-0.0004	0.0005	-0.0003	-0.0002
	3	0.0000	-0.0008	-0.0013	-0.0012	-0.0007	-0.0016
	4	-0.0012	-0.0011	-0.0006	-0.0002	-0.0007	-0.0006
	5	-0.0001	0.0002	0.0003	0.0001	-0.0008	0.0008
韓國 反應	1	0.0029	0.0056	0.0093	0.0135	0.0088	0.0089
	2	-0.0004	0.0009	-0.0007	0.0004	-0.0004	-0.0003
	3	-0.0001	0.0001	-0.0008	-0.0010	-0.0005	-0.0012
	4	-0.0009	-0.0005	-0.0002	0.0002	-0.0001	0.0001
	5	-0.0004	0.0005	0.0004	-0.0003	-0.0011	0.0004
台灣 反應	1	0.0030	0.0047	0.0082	0.0087	0.0134	0.0076
	2	0.0008	0.0016	0.0004	0.0015	0.0005	0.0009
	3	0.0000	-0.0007	-0.0012	-0.0011	-0.0006	-0.0012
	4	-0.0009	-0.0006	-0.0001	0.0008	0.0002	0.0003
	5	-0.0001	0.0001	-0.0006	-0.0005	-0.0013	0.0002
香港 反應	1	0.0061	0.0076	0.0107	0.0106	0.0091	0.0161
	2	-0.0022	0.0000	-0.0020	-0.0004	-0.0012	-0.0026
	3	0.0011	-0.0005	-0.0004	-0.0003	0.0004	0.0002
	4	-0.0015	0.0010	0.0004	0.0008	0.0002	0.0009
	5	-0.0005	-0.0005	-0.0006	-0.0003	-0.0017	-0.0005
第三階段		衝擊來源					
反應國	期別(日)	中國	美國	日本	韓國	台灣	香港
中國 反應	1	0.0176	0.0028	0.0052	0.0068	0.0064	0.0108
	2	0.0002	0.0006	0.0001	-0.0010	0.0000	0.0005
	3	0.0014	0.0000	-0.0007	-0.0004	-0.0007	-0.0001
	4	0.0006	-0.0002	0.0002	0.0002	0.0003	0.0004
	5	0.0001	-0.0001	-0.0001	0.0000	0.0001	0.0000

續表 9：一單位標準差之衝擊反應函數

美國 反應	1	0.0016	<i>0.0104</i>	0.0054	0.0036	0.0036	0.0036
	2	0.0027	<i>-0.0006</i>	0.0030	0.0033	0.0028	0.0038
	3	0.0016	<i>0.0003</i>	-0.0013	-0.0002	0.0005	0.0006
	4	0.0003	<i>0.0004</i>	0.0002	-0.0003	-0.0005	-0.0001
	5	0.0002	<i>-0.0003</i>	0.0000	0.0003	0.0002	0.0002
日本 反應	1	0.0039	0.0070	<i>0.0134</i>	0.0084	0.0077	0.0077
	2	-0.0011	0.0008	<i>-0.0006</i>	-0.0004	0.0005	0.0002
	3	0.0018	0.0009	<i>-0.0002</i>	-0.0003	-0.0008	0.0005
	4	0.0006	-0.0004	<i>0.0004</i>	0.0005	0.0004	0.0007
	5	0.0003	0.0000	<i>-0.0002</i>	-0.0001	0.0002	0.0001
韓國 反應	1	0.0041	0.0037	0.0068	<i>0.0107</i>	0.0073	0.0071
	2	-0.0008	0.0011	-0.0001	<i>-0.0002</i>	0.0008	0.0003
	3	0.0006	0.0006	0.0001	<i>-0.0001</i>	-0.0007	0.0001
	4	0.0005	-0.0003	0.0002	<i>0.0004</i>	0.0003	0.0005
	5	0.0002	0.0000	-0.0001	<i>0.0000</i>	0.0001	0.0001
台灣 反應	1	0.0041	0.0039	0.0065	0.0077	<i>0.0114</i>	0.0072
	2	-0.0002	0.0013	0.0002	0.0001	<i>0.0012</i>	0.0007
	3	0.0001	0.0005	-0.0003	-0.0003	<i>-0.0009</i>	-0.0004
	4	0.0005	-0.0003	0.0002	0.0004	<i>0.0003</i>	0.0005
	5	0.0001	0.0000	-0.0001	0.0000	<i>0.0001</i>	0.0001
香港 反應	1	0.0081	0.0047	0.0076	0.0087	0.0083	<i>0.0133</i>
	2	-0.0008	0.0004	-0.0009	-0.0013	-0.0002	<i>-0.0003</i>
	3	0.0018	0.0005	-0.0007	-0.0002	-0.0005	<i>0.0004</i>
	4	0.0006	-0.0003	0.0004	0.0005	0.0005	<i>0.0006</i>
	5	0.0001	0.0000	-0.0002	-0.0001	0.0001	<i>0.0000</i>

註：以粗體加底線方式表示者代表該反應係數比上一階段增加。另對股市自身衝擊的反應係數以斜體表示。

由第一階段可發現中國受到其他各股市衝擊的反應實屬微不足道，以受韓國一單位標準差的衝擊為例，中國第一日的反應係數僅 0.0009，美、日、台、港對韓國衝擊之反應則分別為 0.0041、0.0086、0.0105 及 0.0071，以類似的比對方式可發現其他各股市對中國股市衝擊的反應亦甚微弱。中國與其他各股市相互的衝擊反應均顯著低於對比的股市，顯示中國在此一階段係獨立於國際股市。

從第二階段的第一列與第一欄可發現中國與其他各股市相互的衝擊反應全部比第一階段大幅成長。經比對後可發現除中國股市外，沒有任一股市與其他各股市相互的衝擊反應呈現如此全面提升。以韓國為例，在所有衝擊來源中，僅對中國股市衝擊的反應有所提升，而受到韓國衝擊其反應係數有所提升者亦僅中、日、港三者。由上述對照可發現此階段中國與其他各股市訊息的相互影響能力係全面

且大幅度提升¹²，由中國影響其他股市以及受其他股市影響的程度皆大幅提升的結果來看，顯示自由化政策確有助於中國股市融入全球資本市場並促進中國與全球股市的互動程度提高。Phylaktis (1999) 及 Bekaert and Harvey (2000) 發現自由化能促進股市的整合，本結果支持其論點。

第三階段各國走出低迷的經濟景況，但不如第二階段的榮景，故可發現中國以外的各股市之間相互的衝擊反應係數大部分呈現衰退，但從第一列與第一欄可發現除了對美國股市衝擊的反應係數微幅下跌之外，中國與其他各股市相互的衝擊反應係數皆持續提升，顯示本階段中國的自由化政策及強勢經濟表現促使中國與其他股市互動關係進一步提升。至於中國對美國股市衝擊的反應呈微幅下跌，可能係反映此階段中、美二經濟體的規模相近，惟中國經濟強勢成長而美國經濟疲弱，因而中國對美國股市衝擊的反應程度不如過去。本階段中國與韓、台、港股市相互的衝擊反應係數有大幅提升且其係數超過美國與此三地股市相互的衝擊反應係數，此與前述模型殘差報酬相關係數的發現類似。

6.6 預測誤差變異數分解

三個階段的預測誤差變異數分解結果列於表 10，為節省篇幅故採用 Liu et al. (1998) 的方式僅列報 2、5、10 日之結果。從中可觀察到各股市的預測誤差變異數分別由各欄股市的非預期變動所解釋的比率，最右一欄 FM 係代表自身股市以外的其他五個外地股市所解釋的比率之合計數，此外，針對中國以外的各股市尚列示 SH%於最右一欄內的括弧中，其代表中國所解釋的比率（即左邊第一欄比率）佔外地股市解釋比率合計數（即 FM）之比重。下列分析仍將著重於觀察中國與其他各股市預測誤差變異數的相互解釋能力是否逐漸提高，因此由自身股市所解釋的比率以斜體表示以利區別。此外，第二及第三階段以粗體加底線表示者代表較上一階段同一期別的比率提高。

¹²若第二階段以誤差修正模型進行估計，美、日、韓、台、港受中國衝擊時第一日的反應係數分別為 0.0013、0.0033、0.0026、0.0030、0.0058，而受美、日、韓、台、港衝擊時，中國的反應係數則分別為 0.0030、0.0047、0.0041、0.0046、0.0077，與表 9 的係數差異不大。

表 10：預測誤差變異數分解

第一階段		變異數解釋比率 (%)						
市場	期別	中國	美國	日本	韓國	台灣	香港	FM (SH%)
中國 變異 數	2(日)	98.487	0.238	0.821	0.130	0.082	0.242	1.513
	5	96.537	0.977	1.316	0.239	0.467	0.464	3.463
	10	92.449	1.077	2.369	1.010	1.458	1.638	7.551
美國 變異 數	2	0.025	79.182	3.470	3.463	4.416	9.444	20.82 (0.12)
	5	0.225	77.442	3.745	3.778	4.962	9.848	22.56 (1.00)
	10	1.374	74.087	4.604	4.738	4.874	10.323	25.91 (5.30)
日本 變異 數	2	0.274	3.258	72.468	5.759	4.275	13.965	27.53 (1.00)
	5	0.863	3.690	70.508	5.934	5.264	13.740	29.49 (2.93)
	10	1.484	4.238	69.224	6.186	5.276	13.592	30.78 (4.82)
韓國 變異 數	2	0.106	2.677	12.647	61.855	7.040	15.676	38.14 (0.28)
	5	0.387	3.472	12.465	61.034	7.177	15.465	38.97 (0.99)
	10	0.403	4.105	12.238	60.151	7.968	15.134	39.85 (1.01)
台灣 變異 數	2	0.043	1.955	7.891	17.159	62.124	10.828	37.88 (0.11)
	5	0.494	2.120	8.221	16.907	61.213	11.044	38.79 (1.27)
	10	0.910	2.505	8.639	17.371	59.596	10.979	40.40 (2.25)
香港 變異 數	2	0.486	2.281	9.076	11.071	6.356	70.731	29.26 (1.66)
	5	0.702	4.113	8.972	12.051	6.167	67.994	32.01 (2.19)
	10	1.561	5.266	9.358	12.849	6.259	64.706	35.29 (4.42)
第二階段		變異數解釋比率 (%)						
市場	期別	中國	美國	日本	韓國	台灣	香港	FM (SH%)
中國 變異 數	2(日)	92.693	0.492	1.703	1.181	1.239	2.692	7.31
	5	89.697	0.979	2.220	1.690	1.576	3.839	10.30
	10	86.621	1.929	2.384	2.359	2.708	3.999	13.38
美國 變異 數	2	0.465	77.274	4.943	4.796	2.661	9.861	22.73 (2.04)
	5	1.257	74.227	5.154	5.644	3.722	9.997	25.77 (4.88)
	10	2.334	70.542	5.418	6.494	5.208	10.004	29.46 (7.92)

日本 變異 數	2	<u>1.391</u>	<u>3.849</u>	62.683	<u>8.239</u>	<u>7.143</u>	<u>16.695</u>	<u>37.32</u> (3.73)
	5	<u>1.904</u>	<u>4.163</u>	60.335	<u>8.196</u>	<u>7.809</u>	<u>17.593</u>	<u>39.66</u> (4.80)
	10	<u>3.261</u>	<u>4.912</u>	56.996	<u>9.260</u>	<u>8.221</u>	<u>17.350</u>	<u>43.00</u> (7.58)
韓國 變異 數	2	<u>0.884</u>	<u>4.002</u>	<u>17.669</u>	54.780	<u>7.137</u>	15.529	<u>45.22</u> (1.95)
	5	<u>1.386</u>	<u>4.384</u>	<u>17.213</u>	53.067	<u>7.943</u>	<u>16.006</u>	<u>46.93</u> (2.95)
	10	<u>3.882</u>	<u>4.872</u>	<u>16.207</u>	50.853	<u>8.409</u>	<u>15.777</u>	<u>49.15</u> (7.90)
台灣 變異 數	2	<u>1.036</u>	<u>3.341</u>	<u>13.685</u>	13.217	58.938	9.783	<u>41.06</u> (2.52)
	5	<u>1.518</u>	<u>3.589</u>	<u>13.720</u>	13.538	57.324	10.311	<u>42.68</u> (3.56)
	10	<u>3.264</u>	<u>3.614</u>	<u>13.562</u>	14.655	54.590	10.316	<u>45.41</u> (7.19)
香港 變異 數	2	<u>6.766</u>	<u>4.022</u>	<u>11.874</u>	9.920	6.111	61.307	<u>38.69</u> (17.49)
	5	<u>7.928</u>	<u>4.166</u>	<u>11.578</u>	9.664	<u>7.354</u>	59.309	<u>40.69</u> (19.48)
	10	<u>8.101</u>	4.673	<u>11.123</u>	10.416	<u>9.029</u>	56.657	<u>43.34</u> (18.69)
第三階段		變異數解釋比率 (%)						
		中國	美國	日本	韓國	台灣	香港	FM (SH %)
市場	期別							
中國 變異 數	2(日)	82.180	<u>0.559</u>	<u>2.476</u>	<u>5.346</u>	<u>3.079</u>	<u>6.360</u>	<u>17.82</u>
	5	81.957	0.606	<u>2.611</u>	<u>5.280</u>	<u>3.140</u>	<u>6.406</u>	<u>18.04</u>
	10	81.952	0.608	<u>2.611</u>	<u>5.281</u>	<u>3.141</u>	<u>6.406</u>	<u>18.05</u>
美國 變異 數	2	<u>2.369</u>	73.688	<u>8.539</u>	4.087	<u>3.150</u>	8.167	<u>26.31</u> (9.00)
	5	<u>4.159</u>	69.086	<u>10.910</u>	4.154	<u>3.948</u>	7.742	<u>30.91</u> (13.45)
	10	<u>4.168</u>	69.050	<u>10.925</u>	4.156	3.962	7.740	<u>30.95</u> (13.47)
日本 變異 數	2	<u>2.348</u>	<u>11.074</u>	62.105	6.483	6.408	11.583	<u>37.90</u> (6.20)
	5	<u>4.731</u>	<u>11.352</u>	59.687	6.309	6.708	11.213	<u>40.31</u> (11.73)
	10	<u>4.730</u>	<u>11.360</u>	59.671	6.315	6.714	11.211	40.33 (11.73)
韓國 變異 數	2	<u>3.497</u>	3.309	14.507	57.093	<u>8.473</u>	13.122	42.91 (8.15)
	5	<u>4.039</u>	3.837	14.249	55.849	<u>9.132</u>	12.894	44.15 (9.15)
	10	<u>4.039</u>	3.843	14.247	55.843	<u>9.136</u>	12.892	44.16 (9.15)
台灣 變異 數	2	<u>2.342</u>	<u>3.471</u>	10.672	<u>15.106</u>	57.387	<u>11.022</u>	<u>42.61</u> (5.50)
	5	<u>2.513</u>	<u>3.911</u>	10.661	<u>14.956</u>	57.043	<u>10.917</u>	<u>42.96</u> (5.85)
	10	2.513	<u>3.918</u>	10.659	<u>14.957</u>	57.036	<u>10.916</u>	42.96 (5.85)
香港 變異 數	2	<u>15.042</u>	2.233	9.574	<u>12.576</u>	<u>8.987</u>	51.588	<u>48.41</u> (31.07)
	5	<u>16.723</u>	2.549	10.043	<u>12.146</u>	<u>8.867</u>	49.673	<u>50.33</u> (33.23)
	10	<u>16.718</u>	2.560	10.042	<u>12.148</u>	8.872	49.659	<u>50.34</u> (33.21)

註: 1.以粗體加底線方式表示者代表該比率比上一階段增加。各股市預測誤差變異數由自身股市的非預期變動所解釋的比率以斜體表示。

2.最右一欄FM代表自身股市以外的其他五個外地股市所解釋的比率之合計數,此外,針對中國以外的各股市最右一欄尚列示SH%於括弧中,其代表中國所解釋的比率(即左邊第一欄比率)佔外地股市解釋比率的合計數(即FM)之比重。

首先觀察第一欄其他五個股市的變異數由中國所解釋的百分比,可發現在第一階段中國股市所解釋的比例顯得微不足道,而在第二以及第三階段中國所解釋的百分比皆明顯提升,尤其第三階段對香港股市變動的解釋能力為其他各股市最高者,反映出中國對香港股市的高度影響力及兩地經濟極緊密的連結關係。再從最右一欄的SH%可發現,中國所解釋的比率佔外地股市解釋比率合計數之比重亦逐步提升,顯示在第二及第三階段中國股市對其他各股市變異數的解釋比率不但有提升,且其速度超過其他股市解釋比率的成長速度。以第三階段第5日對美、日、韓、台、港股市變異數的解釋比例為例,SH%分別達到13.4%、11.7%、9.1%、5.8%及33.2%,較前一階段的4.8%、4.8%、2.9%、3.5%及19.4%已大幅提高。

再觀察第一列中國股市變異數由其他各股市所解釋的比例,於第一階段可發現其他各股市所解釋的比例皆甚低,若以外地股市解釋比率的合計數(即FM)來觀察,以第5日為例,僅達3.4%,顯示中國在本階段確實獨立於其他股市。在第二及第三階段中國股市變異數由其他各股市所解釋的比率大抵呈現逐步提升的趨勢¹³,顯示中國股市受各股市影響程度逐漸提高。若從外地股市解釋比率的合計數(即FM)來觀察,並以第二及第三階段的第5日為例,中國股市變異數的FM分別為10.3%及18.0%,顯現大幅度的提升,若與其他股市變異數的FM比較可發現,第二階段約僅達到其他股市變異數的平均FM之四分之一,但第三階段則已接近二分之一。

由上述觀察可發現中國與其他各股市預測誤差變異數的相互解釋能力在第二及第三階段有逐步提升,再次印證自由化政策及經濟成長可能是促進中國與其他股市的相互影響能力之重要因素。

¹³若第二階段以誤差修正模型進行估計,美、日、韓、台、港的變異數由中國所解釋的比率(以第2日為例)分別為0.6%、0.88%、0.56%、1.04%、3.86%,中國的變異數由美、日、韓、台、港所解釋的比率分別為0.55%、1.5%、1.06%、1.57%、2.72%,皆大於第一階段並小於第三階段。

6.7 與相關文獻之比較

6.7.1 相關文獻所探討的改革與自由化之內容

許多文獻探討改革與自由化對國際股市整合的影響，其所使用的名稱包括 stock market reforms、deregulation、open policy 或 liberalisation policies 等，並大抵會選擇以某事件（如通過某項法令或 QFII 制度¹⁴）的時點為自由化程度提升的起點。其中，與中國相關的文獻所探討的自由化事件詳見附錄附表 3，其他相關文獻方面，Bekaert and Harvey (2000) 及 Liu and Pan (1997) 皆以開放外資流入的時點為自由化程度提升的起點。Phylaktis (1999) 則以日本 1980 年末解除外匯管制之時點劃分階段，該政策允許外匯自由交易，使日本資金得以合法投資海外，故可發現各文獻所探討的自由化的內容不儘相同。

6.7.2 過去相關文獻之間研究結果的差異

由第 2 節文獻回顧可發現多數稍早期的文獻 (Wang and Iorio, 2007; Lin and Swanson, 2008; Li, 2007, etc.) 結論顯示在 2005 年 (或 2006 年) 之前中國除與香港股市有關係外，與其他國際股市是分隔的，似乎顯示在 2002 年前後的改革與自由化措施並未立即促進 2002 年至 2005 年 (或 2006 年) 期間中國與國際股市關聯性的提升。但近期 Li (2011)、Chow et al. (2011) 及 Luo et al. (2011) 等卻分別發現中國大略自 2002 年前後的改革與自由化時點之後一直到 2009 年 (或 2010 年) 的整段期間，與國際股市有關聯性。由附錄附表 3 可發現中國改革與自由化是一個長期而漸進的過程，因此上述前、後期文獻中差異頗大的結論，是否起因於前者探討的期間較短，僅及於自由化的初期，而後者研究期間較長，已達中國自由化較成熟的階段，因此本研究將 2002 年至 2011 年再依自由化程度劃分子期間，以了解是否隨著自由化程度提升，中國與國際股市的關聯性隨之提升，並藉此解釋前、後期文獻的差異。

6.7.3 本研究與過去文獻之差異

因前述早期文獻均發現在 2005 年 (或 2006 年) 之前 (即自由化的初期)，中國與國際股市是區隔的，顯示 2002/12 所通過的 QFII 制度似乎未立即促進中國與國

¹⁴Lin and Swanson (2008) 預期 QFII 有助於促進市場效率性。

際股市關聯性提升，因此本研究選擇 QFII 之後的一個自由化程度更提升的起點進行分界。由附錄附表 3 可發現 2005/7/21 中國改變固定匯率制度之日為一個能有效區分出自由化程度的起點，在該時點之後中國開始一連串放寬資金流出管制的措施，使自由化程度更提升。本研究未選擇以 2006/4/13 通過 QDII 的時點作為分界係因由附表 3 可發現在該時點之前，於 2005/9/1 已有先期的法令允許資金運用於國外。此外，由附圖 1 之中國股價指數圖型可發現在 2005/7/21 有明顯結構轉變（並經 Chow 檢定證實），故由計量模型估計的角度亦支持以該日為分界區分出前後階段分別進行估計與檢定¹⁵。最後，本研究剔除 2008 年全球金融危機期間（前述三篇近期的文獻則皆未刪除該期間），以避免危機期間各股市的高波動性使原本關聯性不高的股市之相關性提高（Longin and Solnik, 1995; Huyghebaert and Wang, 2010），金融危機期間過後則為自由化已臻成熟的第三階段。

以上述分界點依自由化程度區分出三階段。本研究發現在 2005/7/21 之前的第一階段，中國與國際股市明顯有區隔，恰與稍早期的文獻結果一致（Li, 2007, etc.），反映出在自由化尚未完全的狀態，中國未能融入國際股市。而前述近期的文獻（Luo et al., 2011, etc.）發現中國與國際股市大約自 2002 年起有聯結的關係，但本研究則能更精確的提出在自由化程度較高的第二階段起，關聯性才開始逐步且大幅的提升。因此，本研究除發現中國與國際股市的關聯性隨自由化程度而提升之外，並能解釋前、後期文獻的歧異之處。

6.7.4 相關文獻與本研究對經濟成長如何促進股市關聯性之討論

甚少文獻直接提及中國經濟成長如何影響其他股市，其中 An (2010) 探討中國經濟成長與韓國股市的關聯性，發現中國經濟成長（GDP 成長率）單向領先韓國股市的變動，而影響的途徑為中國的經濟景氣影響中國的消費及進口需求，進而影響韓國的出口，最終影響韓國的經濟成長率及股價。可發現經濟對進口貿易的影響仍是關鍵因素。多數文獻（Bracker et al., 1999; Tavares, 2009; Pretorius, 2002）直接探討貿易對股市關聯性的影響，大致發現二個股市的整合與雙方相互的進口依賴程度（及地理上的距離）有密切關係。本研究同樣認為中國的高經濟成長率會透過進口貿易而影響鄰近主要貿易往來國家的股市，造成雙方股市關聯提高。前述

¹⁵由附錄附圖 1 可發現在 2005/7/21 之前，除中國股價指數呈逐步向下的趨勢外，其餘五股市大抵呈現逐步向上的趨勢，但在 2005/7/21 之後，中國與其他五股市皆呈現逐步往上的趨勢。

實證結果亦發現，在金融危機過後的第三階段，衝擊反應函數及預測誤差變異數分解的結果均發現，中國不但因資金進、出自由化而受其他股市訊息影響的反應程度提升，其他各股市受中國股市訊息影響時，反應程度亦大幅提高，尤其韓、台、港三地股市的反應係數皆有大幅提升且其係數超過美國，可推斷相對於歐美經濟的疲弱，中國因應金融危機而採行擴大內需的政策使經濟持續高成長，對這三地的出口及經濟成長的維繫應特別有助益，以至於這三地股市對中國的訊息反應格外敏銳。

7. 結論

7.1 研究結果

本研究探討中國加入 WTO 之後，隨著金融開放與自由化程度提高以及近年經濟強勢成長的表現，是否使中國與主要貿易往來國家股市的關聯程度產生變化。由 VAR 因果關係檢定結果發現在第一階段中國僅與日本一個股市有微弱的聯結，第二階段則與四個亞洲股市有聯結關係，在各國剛脫離金融危機低迷狀況的第三階段，中國仍與三個股市有短期關聯且其數目優於各亞洲股市，此外本階段其與美國股市開始有聯結關係。據此可發現在自由化程度及經濟影響力較高的第二、三階段，中國與各股市的關聯程度有大幅度的躍升。

在 VAR 模型殘差報酬相關係數、衝擊反應函數及預測誤差變異數分解等分析方面，同樣可發現第一階段中國與其他股市的相關性以及訊息相互影響能力均微不足道。但從逐步放寬資金流出管制的第二階段開始，中國影響其他股市以及受其他股市影響的程度都大幅提升，顯示自由化政策應有助於中國股市融入全球資本市場使中國與全球股市的互動程度明顯提高。第三階段與第二階段當中間隔了一年多的金融危機期間，此階段各國的經濟景況並不如第二階段，可發現其他五個樣本股市之間的相關性及訊息的相互影響能力普遍衰退，但中國與其他各股市之間的相關係數、相互的衝擊反應係數及預測誤差變異數的相互解釋比率仍逆勢全面提升，甚且逐漸接近其他股市之間的平均水準，顯示本階段中國持續進行的自由化措施，應有助於提升中國與其他股市的關聯性與相互影響能力。此外，第三階段韓、台、港股市對中國股市訊息之反應大幅提高，顯示出這三地的出口與經濟成長深受中國經濟表現影響，以致股市關聯性提高。

上述各種分析均發現中國與國際股市各階段的關聯性隨自由化程度以及經濟表現的提升而逐步增進，本研究其他主要的貢獻如下。第一，本研究發現在 2005 年 7 月以前（即第一階段）中國股市與其他股市關聯性甚低，與過去文獻 (Lin and Swanson, 2008; Li, 2007, etc.) 大致相符。第二，過去許多文獻 (e.g., Bekaert and Harvey, 2000; Luo et al., 2011; Liu and Pan, 1997) 均發現新興股市開放外資流入日之後與國際股市相依性高於之前的階段，本研究在中國股市則發現於開放外資流入卻嚴格管制資金流出的第一階段，中國與其他股市之間的相依程度仍然甚低，可能原因有二，其一、在漸進開放的政策下，第一階段核准外資流入的金額不足，累計僅達 40.5 億美元 (2005 年滬、深股市成交總值為 3,932 億美元)。直到第二階段核准外資累計已達 107.2 億美元，可能才逐漸與國際股市有聯結的效果，其二、第一階段嚴格管制資金流出使資金只能追逐國內有限的投資標的，造成股價扭曲並與基本面脫鉤 (Huyghebaert and Wang, 2010) 的現象，以致於與國際股市失去聯結性。直到第二階段達到資金進、出全面自由化之後，中國股市才開始融入國際資本市場且關聯性大幅躍升。本研究比過去文獻更精確的提出中國股市關聯性產生的起點，這是文獻中新的發現。第三，近期一些文獻 (Li, 2011; Fan et al., 2009; Luo et al., 2011) 發現約 2002 年之後中國與國際股市有關聯的跡象，但其結論易受質疑，因其研究期間皆涵蓋全球金融危機期間，卻未剔除該期間以排除可能是各股市的高波動性造成原本關聯性不高的股市之相關性提高 (Longin and Solnik, 1995)。而本研究則剔除全球金融危機期間，並針對之後各國經濟恢復平穩的期間 (長達 19 個月) 單獨進行探討，發現危機過後在自由化已趨成熟的狀況下，中國與國際股市的關聯性及訊息相互影響能力較先前的二個階段更有顯著的提升，本研究剔除危機期間的作法使結論較前述文獻更可靠。

根據本研究的發現，預期未來隨著中國經濟持續壯大及自由化程度不斷提升，中國與其他各股市的關聯性及訊息相互影響能力仍將愈來愈高，因此預期國際投資組合今後若納入中國股市持股其分散風險效果將逐漸降低。

7.2 後續研究建議

在後續研究建議方面，本研究因受篇幅限制僅採用 VAR 模型及相關研究方法在股市報酬相依性的層面上進行研究，並驗證了中國與國際股市關聯性逐漸提高的市場預期。惟如同文獻回顧中已提及的，本研究尚可採用 GARCH 族、copula

模型等其他方法進行探討，尤其 copula 模型具有不需常態分配假設且可說明非線性相依性的優點，以該模型進行更深入的探討可與本研究的結論相互驗證，對政策制定及基金經理人投資組合風險控管將甚有助益。

附錄 附表 1：2002 年~2010 年中國 GDP 年成長率

年度	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
成長率	8.0%	9.1%	9.5%	9.9%	10.7%	11.4%	9.0%	8.7%	10.3%

資料來源：行政院陸委會兩岸經濟統計月報（網站公開資訊）

附表 2：2002 年~2010 年中國與前五大貿易往來夥伴之進出口貿易總額統計

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
美國	971.8	1263.9	1696.2	2116.7	2627.3	3026.2	3338.2	2983.6	3854.3
日本	1019.7	1336.5	1677.2	1845.6	2075.8	2360.2	2669.8	2289.7	2979.4
韓國	440.8	632.6	899.7	1119.9	1343.7	1601.7	1860.8	1561.4	2072.4
台灣	446.7	583.7	783.0	912.1	1078.8	1244.6	1292.1	1062.1	1453.4
香港	692.7	874.6	1129.2	1367.3	1662.2	1971.1	2037.1	1749.7	2306.5

單位：億美元

資料來源：中華經濟研究院東亞經貿投資研究資料庫（網站公開資訊）

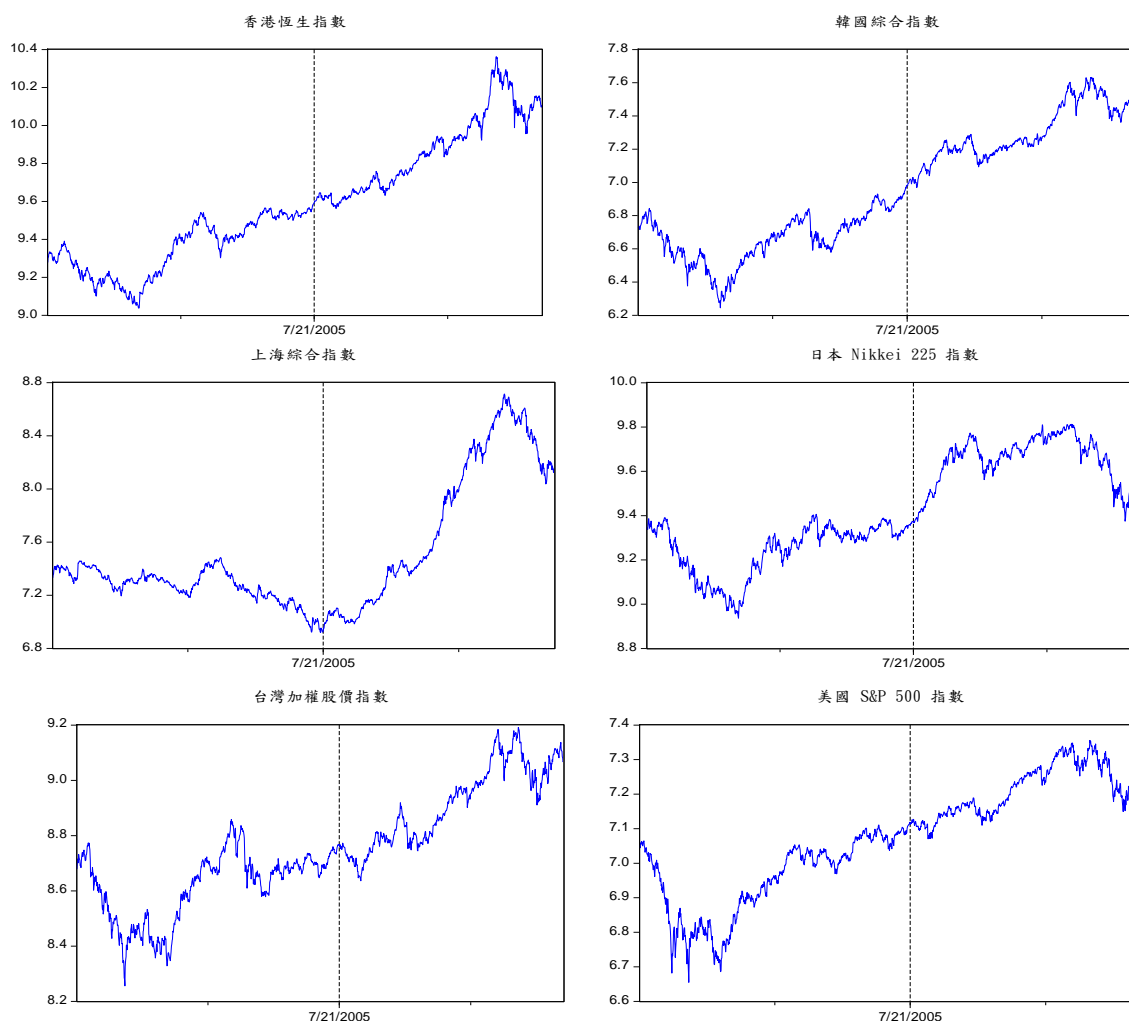
附表 3：2000 年-2008 年中國重大金融改革與自由化政策之時程表

日期	金融改革與自由化政策	相關文獻
2001/2/20	開放本國國民購買 B 股。藉以推升 B 股股價，吸引外資進行投資。	Qiao et al. (2008), Lin and Swanson (2008), Li (2011)
2001/12/11	中國進入 WTO。在金融服務業方面，承諾逐步取消外資在中國設立營業據點的限制、營業項目的限制及對中國金融事業參股等限制。	Chow, Liu and Niu (2011)
2002/12/1	通過「合格境外機構投資者境內證券投資管理暫行辦法」，允許 QFII 以人民幣投資 A 股。	Luo et al. (2011)
2003/7/9	QFII 進行第一筆 A 股的投資。預期可提升市場效率	Lin and Swanson (2008), Li (2011)
2005/7/21	將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。	本研究
2005/9/1	公佈「保險外匯資金境外運用管理暫行辦法實施細則」，允許保險外匯資金投資於外國政府債券、貨幣市場基金及本國企業於國外上市之股票等。	
2006/4/13	中國人民銀行頒布「5 號公告」(市場稱為 QDII 開關)，允許符合條件的銀行、基金公司、保險機構依規定集合境內資金，分別可投資於國外固定收益類產品、股票、國外固定收益類產品及貨幣市場工具。	Li (2011)
2006/4/17	頒布「商業銀行開辦代客境外理財業務管理暫行辦法」，開放商業銀行境外理財業務，投資範圍限於海	

	外固定收益類產品。	
2006/8/30	頒布「國家外匯管理局關於基金管理公司境外證券投資外匯管理有關問題的通知」開放基金管理公司境外證券投資，投資範圍包括境外股票等。	
2006/12/11	中國證監會宣佈，已全部履行加入 WTO 時有關資本市場對外開放承諾。	
2007/3/14	頒布「信托公司受托境外理財業務管理暫行辦法」，開放信托公司境外投資，投資範圍包括外國政府債券、貨幣市場基金等。	
2007/5/10	頒布「關於調整商業銀行代客境外理財業務境外投資範圍的通知」，放寬 2006/4/17 法規的限制，開放商業銀行得投資境外上市股票。	
2007/6/20	頒布「合格境內機構投資者境外證券投資管理試行辦法」規範證券公司及基金管理公司境外證券投資，規定得投資於境外股市及金融衍生商品等。	
2007/7/25	頒布「保險資金境外投資管理暫行辦法」，放寬 2005/9/1 及 2006/4/13 法規的限制，開放保險資金得投資境外股票。	

資料來源：中國外匯管理局（網站公開資訊）及本研究整理

附圖 1：金融危機期間之前（2002/3/1-2008/5/31）六股市取對數之股價指數序列



參考文獻

- An, Y. (2010) The relationship between Korea's stock market and China's economy. Korea Capital Market Institute Capital Market Perspective, 2(3), 51-73.
- Bekaert, G., Harvey, C.R. (2000) Foreign speculators and emerging equity markets. Journal of Finance, 55(2), 565-613.
- Bracker, K., Docking, D.S., Koch, P.D. (1999) Economic determinants of evolution in international equity market integration. Journal of Empirical Finance, 6(1), 1-27.
- Cheng, H., Glascock, J.L. (2005) Dynamic linkages between the Greater China Economic Area stock markets—Mainland China, Hong Kong, and Taiwan. Review of Quantitative Finance and Accounting, 24(4), 343–357.
- Chow, G.C., Liu, C., Niu, L. (2011) Co-movements of Shanghai and New York stock prices by time-varying regressions. Discussion Paper no. 16, Institute for Economies in transition, Bank of Finland.
- Chuang, I-Y., Lu, J-R., Tswei, K. (2007) Interdependence of international equity variances: Evidence from east Asian markets. Emerging Markets Review, 8(4), 311-327.
- 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(4), 1057–1072.
- Enders, W. (2004) Applied Econometric Time Series. Wiley, New York.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987) Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. Econometrica, 55(2), 251–276.
- Fan, K., Lu, Z., Wang, S. (2009) Dynamic linkages between the China and international stock markets. Asia-Pacific Financial Markets, 16(3), 211-230.
- Groenewold, N., Tang, S.H.K., Wu, Y. (2004) The dynamic interrelationships between the greater China share markets. China Economic Review, 15(1), 45-62.
- Grubel, H.G. (1968) Internationally diversified portfolios: Welfare gains and capital flows. American Economic Review, 58(5), 1299-1314.
- Hilliard, J. (1979) The relationship between equity indices on world exchanges. Journal of Finance, 34(1), 103-114.
- Hu, J. (2010) Dependence structures in Chinese and US financial markets: A

- time-varying conditional copula approach. *Applied Financial Economics*, 20(7), 561–583.
- Huang, B.N., Yang, C.W., Hu, 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(3), 281-297.
- Huyghebaert, N., Wang, L. (2010) The co-movement of stock markets in East Asia: Did the 1997–1998 Asian financial crisis really strengthen stock market integration? *China Economic Review*, 21(1), 98-112.
- Johansen, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 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(2), 169-210.
- Johansson, A.C., Ljungwall, C. (2009) Spillover effects among the greater China stock markets. *World Development*, 37(4), 839-851.
- Li, H. (2007) International linkages of the Chinese stock exchanges: A multivariate GARCH analysis. *Applied Financial Economics*, 17(4), 285-297.
- Li, H. (2011) China's stock market reforms and its international stock market linkages. Paper presented in the conference of Macro and Financial Economics, 24 May 2011, Brunel University, U.K.
- 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.
- Lin, K-P., Menkveld, A.J., Yang, Z. (2009) Chinese and world equity markets: A review of the volatilities and correlations in the first fifteen years. *China Economic Review*, 20(1), 29-45.
- Liu, Y.A., Pan, M.S. (1997) Mean and volatility spillover effects in the U.S. and Pacific-Basin stock markets. *Multinational Finance Journal*, 1(1), 47-62.
- Liu, Y.A., Pan, M.S., Shieh, 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(1), 59-69.
- Longin, F., Solnik, B. (1995) Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? *Journal of International Money and Finance*, 14(1), 3-26.

- Luo, W., Brooks, R.D., Silvapulle, P. (2011) Effects of the open policy on the dependence between the Chinese 'A' stock market and other equity markets: An industry sector perspective. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(1), 49-74.
- Pesaran, H.H., Shin, Y. (1998) Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29.
- Phillips, P., Perron, P. (1988) Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Phylaktis, K. (1999) Capital market integration in the Pacific basin region: An impulse response analysis. *Journal of International Money and Finance*, 18(2), 267-287.
- Pretorius, E. (2002) Economic determinants of emerging stock market interdependence. *Emerging Markets Review*, 3, 84-105.
- 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(5), 425-437.
- Sims, C.A. (1980) Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–47.
- Tavares, J. (2009) Economic integration and the comovement of stock returns. *Economic Letters*, 103, 65-67.
- Wang, K., Chen, Y-H., Huang, S-W. (2011) The dynamic dependence between the Chinese market and other international stock markets: A time-varying copula approach. *International Review of Economics and Finance*, 20(4), 654-664.
- 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(3), 277-290.
- Wang, P., Wang, P. (2010) Price and volatility spillovers between the Greater China Markets and the developed markets of US and Japan. *Global Finance Journal*, 21(3), 304-317.

A Study on Dynamic Stock Return Interdependence between China and Major Trading Partners since China Entered WTO

Li-Ping Chen*

Department of Business Administration, National Chung Cheng University &
Department of Finance and Banking, Kun Shan University

Keshin Tswei

Department of Managerial Economics, Nanhua University

Ya-Chiu Angela Liu

Department of Business Administration, National Chung Cheng University

Abstract

Most existing literature has found that China's stock markets were segregated from the international stock markets. Since entering WTO in 2002, China has relaxed capital control in phases to steadily liberalize its financial sector and has been enjoying remarkable economic growth. The purpose of this paper is to investigate whether the interdependence between China's stock market and the international stock markets has strengthened in the wake of China's improving economic environments. We divided the research period into three sub-stages according to the degree of liberalization in China's capital market and estimated and analyzed six-variable VARs on stock returns of China and its five major trading partners. In the first stage wherein foreign capital inflow was permitted but capital outflow remained restricted, we found immaterial interdependence between China's market and the international markets, consistent with the findings of most past literature. In the second stage that begins in July 2005 when capital outflow restrictions were lifted, the interdependence with the international markets had risen. The interdependence has improved remarkably in the post-financial crisis stage that begins in August 2009. We reason that China's economic performances and its ongoing liberalization may have facilitated this increasing interdependence.

Keyword: stock market interdependence, capital flow control, liberalization policy, impulse response function, forecast error variance decomposition

* Corresponding author. Email: liping@mail.ksu.edu.tw