

全球金融危機過後中、美股市對亞洲股市 影響力消長之研究

陳立斌·崔可欣*

(收稿日期：104 年 02 月 10 日；第一次修正：104 年 04 月 24 日；
接受刊登：104 年 08 月 03 日)

摘要

現有文獻多發現中國在 2005 年之前與國際股市呈現區隔狀態，而美國對亞太地區股市則有最大的影響力。本研究發現在 2008 年全球金融危機期間過後，在中國實施刺激經濟方案之期間 (2009/8-2011/2)，美國股市對韓、台、港三地股市的影響力呈現衰退，反之中國股市對這些股市的影響力則有超越美股的跡象，可推論在此期間美國經濟仍然不振，而中國所實施的刺激經濟方案使中國經濟持續成長，對鄰近地區的進口需求持續提升，以至於其股市訊息對鄰近亞洲股市的影響力有所提升。但就金融危機期間之後較長的期間而論 (2009/8/1-2012/5/31)，可發現美股對日、韓二股市的影響力仍與金融危機期間之前相同甚至有提升，但對香港股市 (在預測誤差變異數分解方面，尚包括台灣股市) 的影響力則有下滑的傾向，可推論係因香港 (或台灣) 等大中華區的經濟體在金融危機過後對中國經貿的依賴度提升所致。

關鍵詞彙：全球金融危機，股市關聯性，衝擊反應函數，預測誤差變異數分解

壹· 緒論

近年中國經濟實力不斷提昇，中國股市也逐漸受國際投資人所重視，因此，中國與國際股市是否具有聯結，是否能影響國際股市等，是很值得討論的議題。現有文獻多發現中國在 2005 年之前與香港以外的國際股市呈現區隔狀態 (e.g., Huang, Yang & Hu, 2000 ; Groenewold, Tang & Wu, 2004 ; Wang & Iorio, 2007 ; Lin & Swanson, 2008)，然而中國於 2005/7/21 允許人民幣升值並浮動，之後並逐步放寬資金流出管制使資金進出全面自由化，根據過去文獻 (e.g., Luo, Brooks & Silvapulle, 2011 ; Li, 2011 ; Johansson & Ljungwall, 2009) 的討論，自由化能促進與國際股市整合，因此預期前述的自由化措施應有助於中國股市與國際股市的連結。此外，過去諸多文獻均發現美國對亞太地區股市有最

* 作者簡介：陳立斌，崑山科技大學財金系助理教授，通訊作者；崔可欣，南華大學文化創意事業管理學系副教授。

大的影響力 (e.g., Ghosh, Saidi & Johnson, 1999 ; Liu, Pan & Shieh, 1998, among others)，但在 2008 年全球金融危機期間過後，美國經濟仍顯疲弱，進口需求減弱，而中國經濟成長率卻仍維持 9% 以上，對鄰近貿易往來國家進口大幅提升 (附錄附表一)，根據文獻 (Bracker, Docking & Koch, 1999 ; Tavares, 2009) 進口依賴程度與股市的整合有密切關係之說法，是否因此使中國對鄰近亞洲貿易夥伴股市的影響力提升，而美國對這些股市的影響力衰退，為一重要的議題。

針對此議題，現有文獻多發現 2005 年之前，中國股市因金融開放與自由化程度不足而與台、日甚至香港等股市有明顯區隔 (Lin & Swanson, 2008 ; Groenewold, Tang & Wu, 2004, among others)。但已有許多文獻 (Zhou, Zhang & Zhang, 2012 ; Lin, Fang & Cheng, 2011 ; Abidin, Reddy & Zhang, 2014) 發現近年來中國與亞太地區股市的連結有明顯提升，例如，Zhou, Zhang & Zhang (2012) 發現中國在 2005 年之後對國際股市的波動外溢效果顯著提升，尤其與港、台股市的外溢關係高於與其他國際股市的關係。惟根據現有文獻，2008 年全球金融危機期間 (含 2009 年前半年) 之前中國股市對亞太地區股市的影響力仍不及美國。例如，Sheu & Cheng (2011) 將研究期間劃分為 1996-2005 及 2006-2009 二階段，並發現縱使研究期間中國經濟快速成長且與台、港兩地經濟高度整合，美國股市對台、港股市的外溢效果仍顯著高於中國股市。Hwang (2012) 發現於 2008 年金融危機期間亞洲股市之間以及亞洲股市與美股之間的相關性大幅上升，但與中國股市的相關性則較低。2008 年全球金融危機期間過後，歐、美各國的經濟並未立即復甦，而中國經濟卻仍維持 9% 以上的成長，並於 2010 年成為全球第二大經濟體，此階段中國股市對鄰近地區的股市之影響力是否提升，文獻甚少著墨。在極少數有涉及此議題的文獻中，He, Chen, Yao & Ou (2014) 發現中國與世界股市相依性隨著中國金融改革與自由化而不斷提升，該相依性在金融危機期間過後的 2010 年期間因大幅開放外資流入而有提升，但並未超越美股與世界股市的相依性。惟該文獻僅論及中國與世界股市的相依性不及美國股市，並未討論到中國股市和與其經濟密切連結的鄰近亞洲股市的相依性是否可能超越美國股市，顯示文獻中仍有此一缺口尚未被討論到。

為補足上述文獻的缺口，本研究之目的即為探討 2008 年全球金融危機期間過後，在美國經濟未完全復甦，而中國經濟仍高度成長的期間，中、美股市對亞洲股市影響力是否可能呈現消長之趨勢 (亦即是否中國股市在亞太地區的影響力提升而美國股市的影響力衰退)，以及其可能原因。本研究的重要性不僅在於過去文獻尚未討論此一議題，此外，認識中國股市訊息對亞洲股市之

影響力有否提升，亦有助於了解若將中國股市納入國際投資組合的分散風險效果。

本研究以日、韓、台、港等四個股市為亞洲股市的代表，因為這些地區與中、美都有同樣密切的經貿往來，如此得以在相同的基準上討論中、美股市影響力的可能變化。

研究期間為 2005 年 8 月 1 日至 2012 年 5 月 31 日。此期間中國不但經濟高度成長，自由化程度亦大幅提升（中國於 2005/7/21 允許匯率自由波動，其後並大幅放寬資金流出的管制），此外，如文獻 (Zhou, Zhang & Zhang, 2012, among others) 所發現的，此期間中國與亞洲股市已有連結關係，適合進一步討論中國股市影響力的程度。Arshanapalli & Doukas (1993) 發現 1987 年股災期間股市共移程度異常地高，以至於將股災期間納入或排除於研究期間會產生不同的研究結果。因此本研究比照 Groenewold, Tang & Wu (2004) 剔除一年的亞洲金融危機期間的作法，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，避免納入金融危機期間後的研究結果可能與正常期間的結果不同，使結論產生偏差 (Huyghebaert & Wang, 2010 ; Arshanapalli & Doukas, 1993)。

全球金融危機期間之前和之後各 2 年 10 個月的期間即為本研究之第一、第二階段。藉著比較全球經濟較平穩的前後二階段，可了解中、美股市在金融危機過後對亞股的影響力之消長。此外，中國為因應全球金融危機導致出口衰退使經濟成長可能減緩的情況，於 2008 年 11 月 9 日宣佈了從 2008 年第四季到 2010 年年底前總計投資 4 兆元人民幣的刺激經濟方案，藉政府投資公共建設的方式擴大內需。因此本研究針對第二階段又劃分出 2009 年 8 月至 2011 年 2 月的子階段，藉以探討中國的刺激經濟方案是否有助於促進其對亞洲股市之影響力。

本研究採用 VAR 模型所推導出的二種計量方法來衡量中、美股市對其他股市的影響力。衝擊反應函數 (Impulse Response Function) 可判斷當亞股受到一單位中、美股市的衝擊時，其反應的強弱，若反應程度在第二階段提升代表受其影響的程度增加。預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition) 亦可用以衡量各亞洲股市的預測誤差變異數被中、美股市的未預期變動所解釋的百分比，若解釋比例提高，即反應出愈來愈受到另一方的影響。

本研究主要貢獻至少包括下列三點：

一、本研究發現美股在全球金融危機期間過後，於中國實施刺激經濟方案的影響期間，對一些亞洲股市的影響力有稍被中國所取代，亦即對韓、台、港三地股市的訊息影響力呈現衰退，這是過去相關文獻中從未有的發現。但以金融危機期間過後較長的期間來觀察，則可發現美國對日、韓股市影響力並未衰退，但對與中國貿易往來日益密切的香港（或台灣）股市之影響則略顯衰退，或可歸因於台、港等大中華區的經濟體對中國經貿的依賴度提升所致。Zhou, Zhang & Zhang (2012) 發現在 2005 年之後，中國股市與港、台股市的外溢關係高於與其他國際股市的關係，顯示大中華區金融市場有整合的趨勢，與本研究的發現類似。

二、過去許多文獻 (Lin & Swanson, 2008, among others) 發現中國在 2005 年以前與香港以外的國際股市呈現區隔狀態。本研究則發現隨著中國金融發展日漸成熟以及經濟影響力提升，尤其在全球金融危機過後，其對鄰近主要貿易夥伴的股市影響力明顯提升，因此中國股市不再是獨立的。而近期許多文獻 (Zhou, Zhang & Zhang, 2012 ; Lin, Fang & Cheng, 2011 ; Abidin, Reddy & Zhang, 2014) 亦同樣發現近年來中國與亞太地區股市的連結有明顯提升。

三、相關文獻 (Bracker, Docking & Koch, 1999 ; Tavares, 2009 ; An, 2010) 發現進口依賴程度與國際股市的整合有密切關係，本研究發現中國為因應全球金融危機，透過刺激經濟方案有效維持高度經濟成長，使進口需求持續成長 (附錄附表一)，推論能因此提升對亞洲貿易夥伴股市的影響力。因此，本研究結果支持其論點。

本論文的結構如下：第貳節文獻回顧，第參節資料蒐集與處理，第肆節研究方法，第伍節實證結果及分析，第陸節為結論。

貳· 文獻探討

國際股市間的連結程度涉及國際投資組合是否具分散風險效果，因此一向為財務領域的學者及實務界所重視。現有文獻主要探討不同國家股市間是否具連結性，進而討論可能發生連結的原因。

針對亞太地區股市的相關文獻中，較早期的文獻發現美國股市訊息對許多亞太地區股市有顯著報酬或波動的外溢效果，亦即美國對此區域的多數股市具資訊領導 (information leadership) 的地位。例如，Arshanapalli, Doukas and Lang (1995) 發現美股與亞太地區股市的共整合結構自 1987 年 10 月美股崩盤之後大幅提升，並發現亞洲股市與美股的整合程度高於與日本股市的整合程

度。其他文獻 (e.g., Liu & Pan, 1997; Liu, Pan & Shieh, 1998; Ghosh, Saidi & Johnson, 1999, among others) 使用不同研究方法亦發現美國股市在此區域的領導角色。有鑑於美國對此區域的經貿影響力，加上美國股市的發展已成熟並具效率性，上述結果其實係不證自明的。

其後諸多文獻亦發現日本股市對亞太區域的股市有影響，較著名者如 Ng (2000) 發現日本股市對許多亞太區域股市有顯著的外溢效果。Kim (2003) 採 MA-EGARCH(1,1) 模型進行研究，其發現在 1991 年至 1999 年期間，美、日所公佈總體經濟變數對香港、新加坡及澳洲三股市皆有顯著的外溢效果。

近年來隨著中國經濟大幅成長，中國股市對亞太區域股市以至於國際股市是否具外溢效果亦開始受到重視。但針對 2005 年或 2006 年之前的研究期間，大多數文獻均顯示中國股市為一獨立的股市，與香港之外的國際股市幾乎無連結的關係。例如，Huang, Yang & Hu (2000) 使用共整合與因果關係檢定研究 1992 年至 1997 年間，美、日及上海、深圳、港、台等地股市的關聯性，其發現中國與其他股市均無長短期關係，與國際股市區隔。Groenewold, Tang & Wu (2004) 研究 1992 年至 2001 年期間兩岸三地股市的連結性，亦發現三者之間並無共整合關係。透過因果關係檢定亦發現中國股市不影響港、台二股市，也甚少受其所影響，為一相對較隔離的市場。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有整合關係，發現除與香港有整合外，與世界股市仍有區隔。Lin and Swanson (2008) 以 VAR 模型等方法探討中國在 1993 年至 2005 年間所進行的股市改革是否有助於其與區域股市和全球股市的整合。其結論為這些改革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。

中國經濟高度成長，前述文獻卻發現其股市與國際股市無連結關係，可能與該研究期間金融市場不健全、股市欠缺效率或開放與自由化程度不足等因素有關。Yao and Yueh (2009) 針對中國的法律、財金制度與經濟成長等方面進行研究，發現即便中國經歷高經濟成長，其金融市場卻相當落後。Wang (2011) 探討中國股市波動與總體經濟變數波動之間的關係，發現中國股市相較於美國與其他成熟股市有效率不足的現象，以致於股市變動與中國的實質經濟面有所區隔。此外，Luo, Brooks & Silvapulle (2011) 使用 copula 模型探討中國 2002 年開放外資購買 A 股的政策是否促進 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 股之後與韓國之外的股市，如港、新、泰、台、日等股市皆有顯著的相依性，提供了開放政策有助於股市聯結的證據。

中國於 2005/7/21 允許匯率自由波動，其後並大幅放寬資金流出的管制，使中國不僅經濟高度成長，其自由化程度亦大幅提升。Moon & Yu (2010) 發現中國股市在 2005 年下半年可能因金融改革而使股市資料產生結構轉變 (structural break)。本研究即在此背景下探究中國股市影響力在 2005 年之後是否發生變化。近年的許多文獻亦發現中國股市與亞太地區的股市有連結關係。例如，Lin, Fang & Cheng (2011) 採用 VAR 模型所推導出的衝擊反應分析探討 2005/7 至 2010/5 期間，大中華區中國、台灣及香港股市的連結關係，其發現中國股市訊息對港、台股市有正向的影響，反之則不然，推論中國股市在該期間與港、台股市為"部分整合"的關係 (partially integrated)。Abidin, Reddy & Zhang (2014) 探討 2004-2010 中國與澳洲股市的連結關係，發現二者有雙向的價格外溢效果，推論與雙方密切的經濟連結有關。Zhou, Zhang & Zhang (2012) 針對 1996/2-2009/12 討論中國股市與國際股市的波動外溢效果，發現中國股市甚少受其他股市影響，但在 2005 年之後對其他股市的波動外溢效果顯著提升，尤其與港、台股市的外溢關係高於與其他國際股市的關係，顯示大中華區金融市場有整合的趨勢。

2008 年全球金融危機使歐、美各國經濟陷入低迷，惟中國經濟仍逆勢成長。該危機過後中國股市對亞洲鄰近股市的影響力是否有提升，甚至是否可能超越經濟仍未見起色的美國股市之影響，為本研究的主題之一。惟相關文獻大多針對 2008 年金融危機之前及金融危機期間進行討論，甚少文獻針對 2008 年金融危機期間過後中美股市影響力消長進行討論。例如，Sheu & Cheng (2011) 採 VAR 及 VAR-MGARCH 模型探討美國與中國對台、港的報酬與波動外溢效果，其依據中國經改的程度將研究期間劃分為 1996-2005 及 2006-2009 二階段，並發現縱使研究期間中國經濟快速成長且與台、港兩地經濟高度整合，美國股市對台、港股市的外溢效果仍顯著高於中國股市。惟該文獻僅針對 2008 金融危機期間之前，中、美股市對亞洲股市的影響進行比較。Hwang (2012) 採 DCC-GARCH 模型，發現於 2008 年金融危機期間亞洲股市之間以及亞洲與美國股市之間的相關性大幅上升，但與中國股市的相關性則較低。He, Chen, Yao & Ou (2014) 以多因子 R-squared 法探討 2001 年-2010 年中國與世界股市相依性的變化，並與美國與世界股市相依性進行對照。其發現中國與世界股市相依性隨著中國金融改革與自由化而不斷提升，該相依性在金融危機期間過後 2010 年期間因大幅開放外資流入而有提升，但並未超越美股與世界股市的相依性。惟該文獻探討中國與世界股市的關係，而本研究則探討中國與鄰近亞洲股市的關係。He, Chen, Yao & Ou (2015) 再以多因子 R-squared 法探討中國 2001 年

-2011 年各種自由化政策是否促進其與世界股市的相依性，亦發現中國在 2005 年匯率改革後才與世界股市有連結，並發現 2008 年金融危機期間過後，於 2009 年下半年至 2010 年中其與世界股市的相依性指數上升並達到新高點，但其歸因於該期間的兩次金融改革。

參· 資料蒐集與處理

一、研究對象

本研究以中、美股市及與其經貿來往同樣密切的日、韓、台、港等四個地區的股市為研究對象，藉此可討論中、美股市對這些股市影響力之消長情形。本研究採用六股市的綜合股價指數日收盤價來進行研究，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。

二、研究期間及分段方式

研究期間為 2005 年 8 月 1 日至 2012 年 5 月 31 日，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，其原因皆已詳述於緒論。針對第二階段又劃分出 2009 年 8 月至 2011 年 2 月的子階段，藉以探討中國的刺激經濟方案是否會促進其對亞洲股市的影響力。研究期間分段方式列示於表一。

表一 研究期間的二個階段

| 分期 | 第一階段 | 第二階段 |
|-----|----------------------|---|
| 期 間 | 2005/8/1 至 2008/5/31 | Sub-period : 2009/8/1 至 2011/2/28 Full period : 2009/8/1 至 2012/5/31 |
| 樣本數 | 597 筆日資料 | Sub-period :332 筆日資料 Full period :599 筆日資料 |

三、各股市股價指數配對方式

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，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（ $t-1$ 日）的日報酬（或價格）與各亞洲股市當日（ t 日）的日報酬（或價格）來進行配對。

四、各階段股價指數日報酬及波動

各股市二個階段的綜合指數日報酬敘述統計資料列示於表二，此外，各股市在全球金融危機期間（2008/6/1-2009/7/31）的資料亦一併列示以利參考。從表二可發現全球金融危機期間各股市的日報酬平均值均為負數，而其報酬標準差很高，甚至達到其他階段的二倍以上（上海股市除外，因新興股市的風險或波動性在正常階段原本就比較高），顯示出在全球金融危機期間各股市均有高度波動的現象。而在金融危機期間過後的第二階段（及其子階段），各股市的報酬標準差較金融危機期間已有大幅的下跌，甚至低於第一階段（除美國 S&P 500 指數外），足以證明在本研究所劃分出的第二階段各國經濟表現已趨平穩，因此沒有金融危機期間股市高度波動的特性。

表二 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 綜合 指數 | — | 0.00193 | 0.02145 | -0.76442 | 7.18151 | 493.0***(0.0) |
| | crisis | -0.00002 | 0.02581 | -0.04136 | 4.08302 | 12.48***(0.0) |
| | 二(sub) | -0.00051 | 0.01756 | -0.57688 | 4.70910 | 58.82***(0.0) |
| S&P 500 指數 | 二(full) | -0.00060 | 0.01534 | -0.42338 | 5.23718 | 142.8***(0.0) |
| | — | 0.00021 | 0.00992 | -0.28238 | 6.21244 | 264.6***(0.0) |
| | crisis | -0.00137 | 0.02869 | -0.40402 | 6.00506 | 102.4***(0.0) |
| 日經 225 指數 | 二(sub) | 0.00087 | 0.01166 | -0.27202 | 5.42244 | 85.27***(0.0) |
| | 二(full) | 0.00047 | 0.01312 | -0.32847 | 6.28293 | 279.7***(0.0) |
| | — | 0.00031 | 0.01480 | -0.71873 | 7.18336 | 486.7***(0.0) |
| 韓國 綜合 指數 | crisis | -0.00128 | 0.02847 | -0.78042 | 6.40016 | 148.1***(0.0) |
| | 二(sub) | 0.00004 | 0.01368 | -0.11405 | 3.20458 | 1.298 (0.52) |
| | 二(full) | -0.00032 | 0.01436 | -0.86442 | 9.35473 | 1082.4***(0.0) |
| 韓國 綜合 指數 | — | 0.00086 | 0.01405 | -0.74838 | 5.83188 | 255.2***(0.0) |
| | crisis | -0.00068 | 0.02672 | -0.41736 | 6.02593 | 104.2***(0.0) |
| | 二(sub) | 0.00069 | 0.01090 | -0.76461 | 5.23559 | 101.4***(0.0) |
| 韓國 綜合 指數 | 二(full) | 0.00028 | 0.01373 | -0.89598 | 7.43880 | 571.8***(0.0) |

| | | | | | | |
|------|---------|----------|---------|----------|----------|---------------|
| 台灣 | — | 0.00052 | 0.01397 | -0.49855 | 9.00821 | 922.6***(0.0) |
| | crisis | -0.00077 | 0.02378 | -0.14891 | 4.57623 | 27.23***(0.0) |
| 加權指數 | 二(sub) | 0.00058 | 0.01150 | -0.75576 | 5.25660 | 102.0***(0.0) |
| | 二(full) | 0.00005 | 0.01299 | -0.74514 | 5.84582 | 257.5***(0.0) |
| 香港 | — | 0.00084 | 0.01682 | -1.02269 | 16.16301 | 4414***(0.0) |
| | crisis | -0.00069 | 0.03271 | 0.24997 | 5.91946 | 92.85***(0.0) |
| 恆生指數 | 二(sub) | 0.00033 | 0.01344 | -0.5014 | 4.84798 | 61.15***(0.0) |
| | 二(full) | -0.00016 | 0.01441 | -0.44494 | 4.79524 | 100.2***(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。crisis 代表全球金融危機期間 (2008/6/1-2009/7/31), 二(sub) 代表中國經濟刺激方案的影響期間 (2009/8/1 至 2011/2/28), 二(full)代表第二階段整段期間。

肆· 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 & Perron (1988) 的 PP 檢定, 茲簡述如下。

(一) ADF 單根檢定

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

$$1. \Delta Y_t = rY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$2. \Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

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

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。

(二) 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。

二、VAR 模型之建立

本研究使用衝擊反應函數及預測誤差變異數分解以探討中、美股市訊息對其他亞股的影響力之消長，惟此二種研究方法皆係依據 VAR 模型所推導而產生。因此本小節先簡介 VAR 模型及建立模型的方式。

VAR 模型之設定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， $I(1)$ 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) 如下。

(一) 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。為求簡要，僅以兩個變數及二期落後項的 VAR 模型為例說明如下 (假設此二變數分別為中國的股價指數日報酬序列 RC 及某外國股價指數日報酬序列 RF)：

$$R_{C,t} = \beta_{10} + \beta_{11}R_{C,t-1} + \beta_{12}R_{C,t-2} + \alpha_{11}R_{F,t-1} + \alpha_{12}R_{F,t-2} + \varepsilon_{R_C,t} \quad (4)$$

$$R_{F,t} = \beta_{20} + \beta_{21}R_{F,t-1} + \beta_{22}R_{F,t-2} + \alpha_{21}R_{C,t-1} + \alpha_{22}R_{C,t-2} + \varepsilon_{R_{F,t}} \quad (5)$$

其中誤差項 $\varepsilon_{R_{C,t}}$ 及 $\varepsilon_{R_{F,t}}$ 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。

(二) 共整合檢定與誤差修正模型

Engle & 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 r ，使得 X_t 及 Y_t 的線性組合，即 $Y_t - rX_t = Z_t$ 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 & 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：

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

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)：

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

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：

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

$$2. \text{Max-Eigen 統計量} : \lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln \left(1 - \hat{\lambda}_{r+1} \right)$$

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) 進行估計，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。

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，直到殘差不具序列相關。本研究採多變數 LM (Lagrange multiplier) 序列相關檢定，使模型的殘差 12 期落後項在 5% 顯著水準下判定無序列相關。

三、衝擊反應函數

衝擊反應函數代表在前述 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。本研究方法的目的是為觀察各亞洲股市的股價指數日報酬受到中、美股市一單位的衝擊後，其衝擊反應程度在二個階段的變化，藉以了解中、美股市訊息對四個亞洲股市的影響力在全球金融危機過後是否有變化。為求簡要，僅以最基本的二變數模型說明之。假設含有上述 RC 及 RF 二變數之向量 Y 的 VAR 模型如下：

$$Y_t = u + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

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：

$$Y_t = \alpha + \phi_0 \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \phi_\infty \varepsilon_{t-\infty} \quad (9)$$

亦即分別以 RC 及 RF 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 落後期 (2×1) 的二個正交化變數衝擊項的向量，即 $\begin{bmatrix} e_{R_C,t-i} & e_{R_F,t-i} \end{bmatrix}$ ，而 ϕ_i 為 (2×2) 的係數矩陣， $i = 0, 1, 2, \dots$ ， ϕ_i 可表示如下：

$$\begin{bmatrix} \phi_{11(i)} & \phi_{12(i)} \\ \phi_{21(i)} & \phi_{22(i)} \end{bmatrix}$$

可發現 ϕ_i 矩陣中包含四個衝擊反應係數，其中， $\phi_{11(i)}$ 、 $\phi_{22(i)}$ 分別代表一單位 $e_{R_C,t}$ 、 $e_{R_F,t}$ 的衝擊對自身 $R_{C,t+i}$ 、 $R_{F,t+i}$ 的影響程度，而 $\phi_{12(i)}$ 、 $\phi_{21(i)}$ 則分別代表一單位 $e_{R_F,t}$ 、 $e_{R_C,t}$ 的衝擊對 $R_{C,t+i}$ 、 $R_{F,t+i}$ 的交叉影響程度。因此， $\phi_{11(i)}$ 、 $\phi_{12(i)}$ 、 $\phi_{21(i)}$ 、 $\phi_{22(i)}$ ($i = 0, 1, 2, \dots$) 此四組反應係數就是衝擊反應函數，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分解結果，因此本研究採 Pesaran & 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。

四、預測誤差變異數分解

前述 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。本文亦藉此比較在本研究的二個階段中，四個亞洲股價指數日報酬的預測誤差變異數受中、美股市非預期變動所解釋的比例是否出現消長，若解釋比例逐漸提昇則代表受其影響的程度有增加的趨勢。

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(9)中的 RC 及 RF 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：

$$Y_{t+1} - E_t Y_{t+1} = \phi_0 e_{t+1} \quad (10)$$

其中 e_{t+1} 是(2×1)的 RC 及 RF 變數衝擊項的向量，可表達為 $\begin{bmatrix} e_{R_C, t+1} & e_{R_F, t+1} \end{bmatrix}'$ ， ϕ_0 為(2×2)的係數矩陣，表示如下：

$$\begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix}$$

若僅針對變數向量中的 RC 變數來進行探討，則其未來一期的預測誤差如下：

$$R_{C, t+1} - E_t R_{C, t+1} = \phi_{11} e_{R_C, t+1} + \phi_{12} e_{R_F, t+1} \quad (11)$$

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

$$\sigma_{R_C} (1)^2 = \phi_{11}^2 \sigma_{R_C}^2 + \phi_{12}^2 \sigma_{R_F}^2 \quad (12)$$

由式中可知，RC 變數未來一期的預測誤差變異數分別由 RC 及 RF 二變數的變動所解釋的比率分別為 $\phi_{11}^2 \sigma_{R_C}^2 / \sigma_{R_C} (1)^2$ 及 $\phi_{12}^2 \sigma_{R_F}^2 / \sigma_{R_C} (1)^2$ ，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，本研究採取類似 Chuang, Lu & 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。

伍· 實證結果與分析

本研究將樣本期間分為二個階段，藉此了解全球金融危機期間過後，中、美股市對亞洲四個股市的影響力是否有變化。

一、單根檢定結果

本研究採 ADF 及 PP 檢定法，將六個股市的綜合股價指數序列取自然對數後進行單根檢定。二個階段（及第二階段的子階段）之單根檢定結果列示於表三。

ADF 及 PP 檢定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之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。

表三 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 綜合 指數 | 一 | -1.257 (11) | -6.008 (10)*** | -1.305 (5) | -26.015 (6)*** |
| | 二(sub) | -0.556 (0) | -18.013(0) *** | -0.542(6) | -18.020(6) *** |
| | 二(full) | -0.996 (0) | -24.581 (0) *** | -1.009 (8) | -24.581 (7)*** |
| S&P 500 指數 | 一 | 0.668 (4) | -14.334 (3) *** | 0.666 (14) | -28.235 (12)*** |
| | 二(sub) | 1.352 (0) | -19.180 (0) *** | 1.551 (9) | -19.225(7) *** |
| | 二(full) | 0.961 (1) | -27.429 (0) *** | 0.984 (7) | -27.473 (5)*** |
| 日經 225 指數 | 一 | 0.487 (0) | -18.788(1) *** | 0.535(5) | -25.205(4)*** |
| | 二(sub) | 0.052 (0) | -19.164(0) *** | 0.062(16) | -19.330(15) *** |
| | 二(full) | -0.628 (5) | -13.150(3) *** | -0.605 (13) | -25.116 (12)*** |
| 韓國 綜合 指數 | 一 | 1.456 (0) | -18.274 (1) *** | 1.495 (9) | -23.936 (8) *** |
| | 二(sub) | 1.153(0) | -18.714(0) *** | 1.267(15) | -18.744(12) *** |
| | 二(full) | 0.474 (0) | -25.522 (0) *** | 0.520 (11) | -25.622 (10) *** |
| 台灣 加權 指數 | 一 | 0.950 (9) | -7.821 (8) *** | 0.964 (16) | -24.319 (16) *** |
| | 二(sub) | 0.830(1) | -16.525(0) *** | 0.903(5) | -16.452(6) *** |
| | 二 (full) | 0.079 (0) | -23.645 (0) *** | 0.082 (6) | -23.637 (6) *** |

| | | | | | |
|----|---------|------------|-----------------|------------|-----------------|
| 香港 | — | -0.925 (1) | -28.811 (0) *** | -0.965 (3) | -28.814 (1) *** |
| 恆生 | 二(sub) | 0.445(0) | -18.553(0) *** | 0.464(6) | -18.564(6) *** |
| 指數 | 二(full) | -0.296 (0) | -25.329 (0) *** | -0.299 (2) | -25.329 (1) *** |

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)。

3.二(sub)代表中國經濟刺激方案的影響期間 (2009/8/1 至 2011/2/28), 二(full)代表第二階段整段期間。

二、共整合檢定結果與VAR模型之建立

在進行衝擊反應函數及預測誤差變異數分解等分析之前，需先建立 VAR 模型，模型設定方式簡述如下。

因上述單根檢定結果顯示二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，藉以判定應採用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 模型來進行估計。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，請參考第參節研究方法之二、VAR 模型建立之說明。

Johansen 檢定法需視資料形態決定是否在 VECM 模型或共整合式 (cointegrating equation) 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視需要配合 LR 概似比檢定決定出二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四。

表四 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：2005/8/1 至 2008/5/31 落後期數: 15 | | | | | | |
| $r = 0$ | 0.058 | 111.742 ** | 103.847 | 0.058 | 35.520 | 40.957 |
| $r \leq 1$ | 0.046 | 76.223 | 76.973 | 0.046 | 28.466 | 34.806 |
| $r \leq 2$ | 0.037 | 47.756 | 54.079 | 0.037 | 22.339 | 28.588 |
| 第二階段(sub)：2009/8/1 至 2011/2/28 (sub-period) 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 | 15.569 | 28.588 |
| 第二階段(full)：2009/8/1 至 2012/5/31 (full period) 落後期數: 4 | | | | | | |
| $r = 0$ | 0.060 | 88.944 | 103.847 | 0.060 | 37.650 | 40.957 |
| $r \leq 1$ | 0.030 | 51.294 | 76.973 | 0.030 | 18.848 | 34.806 |
| $r \leq 2$ | 0.020 | 32.445 | 54.079 | 0.020 | 12.344 | 28.588 |

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。二(sub)代表中國經濟刺激方案的影響期間 (2009/8/1 至 2011/2/28)，二(full)代表第二階段整段期間。各階段 $r \leq 2$ 後之檢定皆未顯著，為節省篇幅未予列示。

表四顯示，以 5% 顯著水準為判定依據，在第一階段的檢定結果中，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 & 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，因此判定第一階段不存在共整合關係，應採差分項的無約束 VAR 模型進行估計。第二階段（含中國實施經濟刺激方案之子階段）的檢定結果則顯示 Trace 及 Max-Eigen 二檢定統計量都不顯著，表示無共整合關係存在，故亦應採（六個變數）差分項的無約束 VAR 模式進行估計。

依上述方式確定二個階段（含第二階段的子階段）皆應採六變數的差分項無約束 VAR 模式進行估計。二個階段差分項無約束 VAR 模型的估計結果甚冗長，為節省篇幅並未予以列報。第一階段、第二階段的子階段以及第二階段全段所選取的 VAR 模式之落後項期數分別為 15、2、4 期，在各階段所選定的 VAR 模型落後項期數下，VAR 估計模型的殘差皆已無序列相關¹。

三、衝擊反應函數分析

依據前述所建立之 VAR 模型，可推導出二個階段的衝擊反應函數，其結果列示於表五，為節省篇幅僅列報 5 天的反應期間。

表五 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 | 0.02092 | 0.00242 | 0.00458 | 0.00417 | 0.00440 | 0.00768 |
| | 2 | -0.00193 | 0.00120 | 0.00043 | 0.00144 | 0.00039 | 0.00124 |
| | 3 | 0.00070 | 0.00057 | 0.00028 | -0.00006 | 0.00024 | -0.00038 |
| | 4 | 0.00168 | 0.00230 | 0.00102 | 0.00224 | 0.00146 | 0.00314 |
| | 5 | 0.00015 | 0.00016 | 0.00100 | 0.00104 | -0.00018 | 0.00097 |
| 美國反應 | 1 | 0.00104 | 0.00900 | 0.00382 | 0.00381 | 0.00328 | 0.00428 |
| | 2 | 0.00045 | -0.00128 | 0.00178 | 0.00192 | 0.00159 | 0.00131 |
| | 3 | -0.00013 | -0.00047 | -0.00073 | -0.00075 | -0.00092 | -0.00099 |
| | 4 | 0.00022 | -0.00019 | 0.00058 | 0.00081 | 0.00038 | 0.00074 |
| | 5 | -0.00104 | -0.00061 | -0.00062 | -0.00104 | -0.00124 | -0.00068 |

¹第一階段在 VAR 模型落後期數達 15 期時，模型殘差才無序列相關。Eviews 所提供的 lag length criteria 中，以 sequential modified LR test 所決定的最適期數也是 15 期。此外，Huyghebaert and Wang (2010) 採類似研究方法針對亞洲金融風暴前後階段進行探討時，其 VAR 模型之落後期數亦有達 15 期者。

續 表五 一單位標準差之衝擊反應函數

| | | | | | | | |
|-----------|-------|---------------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 日本 反應 | 1 | 0.00310 | 0.00600 | <u>0.01415</u> | 0.00963 | 0.00858 | 0.00930 |
| | 2 | -0.00082 | 0.00102 | <u>-0.00022</u> | 0.00065 | 0.00012 | 0.00004 |
| | 3 | -0.00008 | -0.00092 | <u>-0.00188</u> | -0.00185 | -0.00096 | -0.00209 |
| | 4 | -0.00087 | -0.00073 | <u>-0.00010</u> | 0.00018 | -0.00038 | -0.00019 |
| | 5 | -0.00022 | 0.00045 | <u>0.00015</u> | 0.00025 | -0.00062 | 0.00076 |
| 韓國 反應 | 1 | 0.00267 | 0.00567 | 0.00911 | <u>0.01338</u> | 0.00854 | 0.00877 |
| | 2 | -0.00039 | 0.00116 | -0.00055 | <u>0.00055</u> | -0.00005 | -0.00011 |
| | 3 | -0.00037 | 0.00002 | -0.00116 | <u>-0.00137</u> | -0.00059 | -0.00165 |
| | 4 | -0.00068 | -0.00028 | 0.00033 | <u>0.00055</u> | 0.00021 | 0.00052 |
| | 5 | -0.00039 | 0.00053 | 0.00023 | <u>-0.00025</u> | -0.00113 | 0.00025 |
| 台灣 反應 | 1 | 0.00278 | 0.00482 | 0.00802 | 0.00844 | <u>0.01322</u> | 0.00747 |
| | 2 | 0.00055 | 0.00179 | 0.00014 | 0.00145 | <u>0.00060</u> | 0.00078 |
| | 3 | -0.00021 | -0.00093 | -0.00174 | -0.00156 | <u>-0.00080</u> | -0.00150 |
| | 4 | -0.00044 | -0.00015 | 0.00042 | 0.00124 | <u>0.00062</u> | 0.00073 |
| | 5 | -0.00005 | 0.00005 | -0.00061 | -0.00043 | <u>-0.00126</u> | 0.00022 |
| 香港 反應 | 1 | 0.00582 | 0.00755 | 0.01043 | 0.01040 | 0.00896 | <u>0.01587</u> |
| | 2 | -0.00221 | 0.00047 | -0.00175 | -0.00006 | -0.00096 | <u>-0.00202</u> |
| | 3 | 0.00096 | -0.00079 | -0.00090 | -0.00076 | 0.00033 | <u>-0.00042</u> |
| | 4 | -0.00121 | 0.00134 | 0.00103 | 0.00106 | 0.00049 | <u>0.00161</u> |
| | 5 | -0.00062 | -0.00056 | -0.00082 | -0.00039 | -0.00181 | <u>-0.00089</u> |
| 第二階段(sub) | | 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 | <u>0.0176</u> | <u>0.0028</u> | <u>0.0052</u> | <u>0.0068</u> | <u>0.0064</u> | <u>0.0108</u> |
| | 2 | <u>0.0002</u> | 0.0006 | 0.0001 | -0.0010 | 0.0000 | 0.0005 |
| | 3 | <u>0.0014</u> | 0.0000 | -0.0007 | -0.0004 | -0.0007 | -0.0001 |
| | 4 | <u>0.0006</u> | -0.0002 | 0.0002 | 0.0002 | 0.0003 | 0.0004 |
| | 5 | <u>0.0001</u> | -0.0001 | -0.0001 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0000 |
| 美國 反應 | 1 | <u>0.0016</u> | <u>0.0104</u> | <u>0.0054</u> | 0.0036 | <u>0.0036</u> | 0.0036 |
| | 2 | 0.0027 | <u>-0.0006</u> | 0.0030 | 0.0033 | 0.0028 | 0.0038 |
| | 3 | 0.0016 | <u>0.0003</u> | -0.0013 | -0.0002 | 0.0005 | 0.0006 |
| | 4 | 0.0003 | <u>0.0004</u> | 0.0002 | -0.0003 | -0.0005 | -0.0001 |
| | 5 | 0.0002 | <u>-0.0003</u> | 0.0000 | 0.0003 | 0.0002 | 0.0002 |
| 日本 反應 | 1 | <u>0.0039</u> | <u>0.0070</u> | <u>0.0134</u> | 0.0084 | 0.0077 | 0.0077 |
| | 2 | -0.0011 | 0.0008 | <u>-0.0006</u> | -0.0004 | 0.0005 | 0.0002 |
| | 3 | 0.0018 | 0.0009 | <u>-0.0002</u> | -0.0003 | -0.0008 | 0.0005 |
| | 4 | 0.0006 | -0.0004 | <u>0.0004</u> | 0.0005 | 0.0004 | 0.0007 |
| | 5 | 0.0003 | 0.0000 | <u>-0.0002</u> | -0.0001 | 0.0002 | 0.0001 |

續 表五 一單位標準差之衝擊反應函數

| | | | | | | | |
|------------|-------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 韓國 反應 | 1 | 0.0041 | 0.0037 | 0.0068 | 0.0107 | 0.0073 | 0.0071 |
| | 2 | -0.0008 | 0.0011 | -0.0001 | -0.0002 | 0.0008 | 0.0003 |
| | 3 | 0.0006 | 0.0006 | 0.0001 | -0.0001 | -0.0007 | 0.0001 |
| | 4 | 0.0005 | -0.0003 | 0.0002 | 0.0004 | 0.0003 | 0.0005 |
| | 5 | 0.0002 | 0.0000 | -0.0001 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0001 |
| 台灣 反應 | 1 | 0.0041 | 0.0039 | 0.0065 | 0.0077 | 0.0114 | 0.0072 |
| | 2 | -0.0002 | 0.0013 | 0.0002 | 0.0001 | 0.0012 | 0.0007 |
| | 3 | 0.0001 | 0.0005 | -0.0003 | -0.0003 | -0.0009 | -0.0004 |
| | 4 | 0.0005 | -0.0003 | 0.0002 | 0.0004 | 0.0003 | 0.0005 |
| | 5 | 0.0001 | 0.0000 | -0.0001 | 0.0000 | 0.0001 | 0.0001 |
| 香港 反應 | 1 | 0.0081 | 0.0047 | 0.0076 | 0.0087 | 0.0083 | 0.0133 |
| | 2 | -0.0008 | 0.0004 | -0.0009 | -0.0013 | -0.0002 | -0.0003 |
| | 3 | 0.0018 | 0.0005 | -0.0007 | -0.0002 | -0.0005 | 0.0004 |
| | 4 | 0.0006 | -0.0003 | 0.0004 | 0.0005 | 0.0005 | 0.0006 |
| | 5 | 0.0001 | 0.0000 | -0.0002 | -0.0001 | 0.0001 | 0.0000 |
| 第二階段(full) | | 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 | 0.01519 | 0.00340 | 0.00475 | 0.00582 | 0.00589 | 0.00872 |
| | 2 | -0.00009 | 0.00003 | -0.00046 | -0.00092 | -0.00013 | 0.00022 |
| | 3 | 0.00075 | 0.00011 | -0.00035 | -0.00004 | -0.00024 | -0.00042 |
| | 4 | 0.00008 | -0.00002 | 0.00002 | -0.00073 | 0.00062 | 0.00012 |
| | 5 | -0.00079 | -0.00151 | -0.00083 | -0.00100 | -0.00023 | -0.00037 |
| 美國 反應 | 1 | 0.00263 | 0.01173 | 0.00578 | 0.00559 | 0.00519 | 0.00573 |
| | 2 | 0.00192 | -0.00162 | 0.00264 | 0.00341 | 0.00291 | 0.00327 |
| | 3 | 0.00083 | 0.00050 | -0.00010 | -0.00053 | 0.00059 | 0.00054 |
| | 4 | 0.00070 | -0.00082 | 0.00006 | -0.00010 | 0.00006 | -0.00050 |
| | 5 | 0.00064 | -0.00016 | -0.00031 | -0.00070 | 0.00018 | -0.00030 |
| 日本 反應 | 1 | 0.00444 | 0.00699 | 0.01421 | 0.00911 | 0.00893 | 0.00854 |
| | 2 | -0.00111 | -0.00030 | -0.00031 | -0.00075 | -0.00022 | -0.00031 |
| | 3 | 0.00123 | 0.00020 | -0.00022 | 0.00011 | -0.00007 | 0.00053 |
| | 4 | 0.00163 | 0.00031 | 0.00107 | 0.00057 | 0.00115 | 0.00069 |
| | 5 | -0.00011 | -0.00105 | -0.00157 | -0.00071 | -0.00057 | -0.00118 |
| 韓國 反應 | 1 | 0.00524 | 0.00652 | 0.00877 | 0.01367 | 0.01040 | 0.00978 |
| | 2 | -0.00073 | 0.00057 | -0.00020 | -0.00054 | 0.00018 | 0.00015 |
| | 3 | 0.00034 | 0.00019 | -0.00004 | -0.00010 | -0.00032 | 0.00020 |
| | 4 | 0.00102 | 0.00039 | 0.00073 | -0.00015 | 0.00076 | 0.00061 |
| | 5 | -0.00015 | -0.00127 | -0.00091 | -0.00056 | -0.00045 | -0.00089 |
| 台灣 反應 | 1 | 0.00508 | 0.00579 | 0.00822 | 0.00995 | 0.01308 | 0.00906 |
| | 2 | -0.00054 | 0.00088 | 0.00021 | 0.00001 | 0.00043 | 0.00031 |
| | 3 | -0.00025 | 0.00000 | -0.00031 | -0.00047 | -0.00056 | -0.00016 |
| | 4 | 0.00063 | -0.00009 | -0.00013 | -0.00056 | -0.00019 | -0.00014 |
| | 5 | 0.00004 | -0.00056 | -0.00039 | -0.00001 | 0.00022 | -0.00003 |

續 表五 一單位標準差之衝擊反應函數

| | | | | | | | |
|----------|---|----------------|----------|----------|----------|----------------|-----------------|
| 香港 反應 | 1 | 0.00826 | 0.00702 | 0.00865 | 0.01029 | 0.00997 | <i>0.01438</i> |
| | 2 | -0.00091 | -0.00038 | -0.00053 | -0.00082 | -0.00027 | <i>-0.00055</i> |
| | 3 | 0.00099 | 0.00025 | 0.00016 | 0.00023 | 0.00033 | <i>0.00057</i> |
| | 4 | 0.00094 | -0.00039 | 0.00023 | -0.00036 | 0.00076 | <i>0.00026</i> |
| | 5 | -0.00027 | -0.00043 | -0.00047 | 0.00043 | 0.00072 | <i>0.00008</i> |

註：以粗體加底線方式表示者代表該反應係數比第一階段增加。另對股市自身衝擊的反應係數以斜體表示。

從表五每一階段的衝擊來源欄 (column) 可觀察到各股市受某一股市衝擊的反應係數，而本研究著重於討論亞洲股市受中、美股市衝擊的反應程度並且僅比較各階段第一日的反應係數以了解衝擊反應程度的變化 (第一日的係數代表受某一股市的未預期衝擊時，各股市同一日的反應程度)，表五中第二階段 (及其子階段) 以粗體加底線方式表示者代表該反應係數比第一階段增加。

先就第二階段中國經濟刺激方案影響期間 (2009/8-2011/2) 而論，此期間各國剛走出低迷的經濟景況，但經濟活動仍顯疲弱，中國的經濟則仍維持在 9% 以上的高成長率。可發現韓、台、港股市受到中國一單位標準差衝擊之反應係數有大幅提升且該係數皆超過受美國一單位衝擊的反應係數，可推論由於這段期間美國經濟仍然不振，這些地區對中國經濟的依賴可能有增加的傾向 (附錄附表一顯示在 2010 年韓、台、港對中國之出口額已大幅超過 2007 年金融危機前之數額，但對美國方面則僅韓國有恢復 2007 年之出口數額)，以致於對中國股市的訊息反應程度提高，對美股訊息的反應則呈現衰退。文獻 (Bracker, Docking & Koch, 1999 ; Tavares, 2009) 亦發現進口依賴程度與股市的整合有密切關係，與本研究的結果可相互印證。Lin, Fang & Cheng (2011) 同樣採衝擊反應分析探討 2005/7 至 2010/5 期間，大中華區中國、台灣及香港股市的連結關係，亦發現中國股市訊息對港、台股市有正向的影響。另外，He, Chen, Yao & Ou (2015) 以多因子 R-squared 法發現 2009 年下半年至 2010 年中，中國與世界股市的相依性指數上升並達到新高點，但其歸因於該期間的兩次金融改革。與本研究不同之處在於，本研究著重於討論中國與鄰近亞股的相依性，並將相依性提升歸因於亞洲貿易夥伴對中國進口依賴程度提升所致。

但針對期間較長的第二階段全段 (2009/8/1-2012/5/31) 而論，可發現其結果與上述第二階段之子階段的結果有些差異。各亞洲股市受美股衝擊時之反應係數多數較第一階段成長 (且又超過受中國股市衝擊時之反應係數)，僅香港股市的反應程度減弱。表示在較長期的第二階段全段，美股可能因景氣有所恢復

等原因，恢復了對多數亞股的影響力，至於對香港股市的影響力減少，或可歸因於中國與香港經濟的緊密相連，使香港受中國的影響更深。

四、預測誤差變異數分解

二個階段的預測誤差變異數分解結果列於表六，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。表六中由自身股市所解釋的比率以斜體表示以利區別。此外，第二階段（及其子階段）以粗體加底線表示者代表較第一階段同一期別的比率提高。

表六 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 |
| 中國 變異 數 | 2(日) | 93.151 | 0.416 | 1.399 | 1.170 | 1.132 | 2.731 | 6.99 |
| | 5 | 89.632 | 0.940 | 1.922 | 1.752 | 1.464 | 4.290 | 10.46 |
| | 10 | 86.398 | 2.037 | 2.145 | 2.478 | 2.635 | 4.307 | 13.74 |
| 美國 變異 數 | 2 | 0.268 | 75.689 | 5.750 | 5.082 | 2.875 | 10.335 | 24.31 |
| | 5 | 1.038 | 72.236 | 5.907 | 5.984 | 3.951 | 10.884 | 27.76 |
| | 10 | 1.950 | 68.190 | 6.142 | 7.077 | 5.774 | 10.867 | 31.81 |
| 日本 變異 數 | 2 | 1.298 | 4.227 | 63.085 | 8.011 | 6.853 | 16.527 | 36.94 |
| | 5 | 1.623 | 4.435 | 60.712 | 8.131 | 7.384 | 17.715 | 39.33 |
| | 10 | 3.255 | 5.974 | 56.717 | 9.496 | 7.506 | 17.051 | 43.35 |
| 韓國 變異 數 | 2 | 0.798 | 4.496 | 17.025 | 55.533 | 6.684 | 15.463 | 44.47 |
| | 5 | 1.167 | 5.004 | 16.571 | 53.411 | 7.601 | 16.246 | 46.59 |
| | 10 | 4.052 | 6.086 | 15.564 | 51.136 | 7.667 | 15.495 | 48.86 |
| 台灣 變異 數 | 2 | 0.780 | 3.920 | 13.114 | 12.464 | 60.025 | 9.698 | 40.18 |
| | 5 | 0.992 | 4.026 | 13.537 | 12.966 | 58.031 | 10.448 | 42.18 |
| | 10 | 3.294 | 4.300 | 13.252 | 14.029 | 54.895 | 10.230 | 45.31 |
| 香港 變異 數 | 2 | 6.629 | 4.293 | 11.610 | 9.959 | 6.140 | 61.369 | 38.69 |
| | 5 | 7.451 | 4.418 | 11.363 | 9.677 | 7.611 | 59.480 | 40.59 |
| | 10 | 7.593 | 5.331 | 10.967 | 10.577 | 8.918 | 56.615 | 43.49 |
| 第二階段(sub) | | 變異數解釋比率 (%) | | | | | | |
| 市場 | 期別 | 中國 | 美國 | 日本 | 韓國 | 台灣 | 香港 | FM |
| 中國 變異 數 | 2(日) | 82.180 | 0.560 | 2.476 | 5.345 | 3.079 | 6.360 | 17.82 |
| | 5 | 81.957 | 0.606 | 2.611 | 5.280 | 3.140 | 6.406 | 18.04 |
| | 10 | 81.952 | 0.608 | 2.611 | 5.281 | 3.141 | 6.406 | 18.05 |

續表六 預測誤差變異數分解

| | | | | | | | | |
|------------|------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|--------------|
| 美國 | 2 | 2.369 | 73.688 | 8.539 | 4.086 | 3.150 | 8.166 | 26.31 |
| 變異 | 5 | 4.160 | 69.087 | 10.910 | 4.153 | 3.948 | 7.742 | 30.91 |
| 數 | 10 | 4.168 | 69.050 | 10.925 | 4.156 | 3.962 | 7.739 | 30.95 |
| 日本 | 2 | 2.348 | 11.075 | 62.103 | 6.483 | 6.408 | 11.583 | 37.90 |
| 變異 | 5 | 4.730 | 11.353 | 59.686 | 6.309 | 6.708 | 11.213 | 40.31 |
| 數 | 10 | 4.729 | 11.361 | 59.669 | 6.315 | 6.714 | 11.211 | 40.33 |
| 韓國 | 2 | 3.497 | 3.309 | 14.506 | 57.092 | 8.472 | 13.123 | 42.91 |
| 變異 | 5 | 4.039 | 3.838 | 14.249 | 55.849 | 9.131 | 12.895 | 44.15 |
| 數 | 10 | 4.039 | 3.843 | 14.247 | 55.843 | 9.135 | 12.893 | 44.16 |
| 台灣 | 2 | 2.342 | 3.471 | 10.672 | 15.106 | 57.386 | 11.023 | 42.61 |
| 變異 | 5 | 2.513 | 3.911 | 10.661 | 14.955 | 57.042 | 10.918 | 42.96 |
| 數 | 10 | 2.513 | 3.918 | 10.659 | 14.956 | 57.036 | 10.917 | 42.96 |
| 香港 | 2 | 15.043 | 2.233 | 9.574 | 12.577 | 8.987 | 51.587 | 48.41 |
| 變異 | 5 | 16.723 | 2.549 | 10.043 | 12.146 | 8.867 | 49.672 | 50.33 |
| 數 | 10 | 16.719 | 2.560 | 10.042 | 12.149 | 8.872 | 49.658 | 50.34 |
| 第二階段(full) | | 變異數解釋比率 (%) | | | | | | |
| | | 中國 | 美國 | 日本 | 韓國 | 台灣 | 香港 | FM |
| 市場 | 期別 | | | | | | | |
| 中國 | 2(日) | 82.332 | 0.902 | 2.662 | 4.788 | 3.605 | 5.711 | 17.67 |
| 變異 | 5 | 79.357 | 1.862 | 2.679 | 5.455 | 4.703 | 5.944 | 20.64 |
| 數 | 10 | 79.082 | 2.015 | 2.715 | 5.488 | 4.725 | 5.976 | 20.92 |
| 美國 | 2 | 1.274 | 71.186 | 6.675 | 7.129 | 3.820 | 9.916 | 28.81 |
| 變異 | 5 | 2.299 | 67.803 | 6.666 | 7.759 | 5.111 | 10.361 | 32.20 |
| 數 | 10 | 2.428 | 67.479 | 6.789 | 7.792 | 5.147 | 10.366 | 32.52 |
| 日本 | 2 | 2.281 | 6.648 | 65.030 | 7.074 | 7.383 | 11.584 | 34.97 |
| 變異 | 5 | 3.930 | 6.536 | 63.077 | 6.961 | 7.592 | 11.905 | 36.92 |
| 數 | 10 | 3.984 | 6.610 | 62.948 | 6.980 | 7.584 | 11.895 | 37.05 |
| 韓國 | 2 | 2.898 | 4.706 | 12.477 | 54.490 | 9.781 | 15.648 | 45.51 |
| 變異 | 5 | 3.334 | 5.130 | 12.372 | 53.392 | 10.159 | 15.613 | 46.61 |
| 數 | 10 | 3.363 | 5.208 | 12.378 | 53.276 | 10.159 | 15.616 | 46.72 |
| 台灣 | 2 | 2.788 | 4.081 | 12.114 | 19.366 | 48.144 | 13.508 | 51.86 |
| 變異 | 5 | 3.127 | 4.263 | 12.056 | 19.446 | 47.672 | 13.436 | 52.33 |
| 數 | 10 | 3.149 | 4.283 | 12.051 | 19.436 | 47.625 | 13.456 | 52.38 |
| 香港 | 2 | 11.673 | 3.964 | 8.876 | 14.213 | 10.027 | 51.246 | 48.75 |
| 變異 | 5 | 12.152 | 4.131 | 8.830 | 14.344 | 10.936 | 49.606 | 50.39 |
| 數 | 10 | 12.171 | 4.262 | 8.842 | 14.320 | 10.912 | 49.493 | 50.51 |

註：1.以粗體加底線方式表示者代表該比率比第一階段增加。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。

先針對全球金融危機期間過後，中國經濟刺激方案實施期間的結果進行討論。整體而言在第二階段(sub)，四個亞洲股市變異數由中國所解釋的百分比第一階段均有成長，而且中國對韓國、香港股市預測誤差變異數的解釋比率都超過美國，因此可發現此一期間中國股市對各亞股的影響力有提升。反之，韓、台、港股市預測誤差變異數由美股所解釋的百分比均較第一階段衰退，

再次顯示此期間可能因美國的經濟仍然不振，而中國實施經濟刺激方案使進口持續暢旺，以致於中國對其他股市的影響力大增（美國 2009、2010 年的 GDP 年成長率分別為-3.1%、2.4%，中國則分別為 9.2%、10.4%）。此研究結果與相關文獻（Bracker, Docking & Koch, 1999 ; Tavares, 2009）之對照比較均與前一小節衝擊反應函數分析的討論相同，不再贅述。

但是，就第二階段全段而論，美股對日、韓、台股之預測誤差變異數的解釋比率又比第一階段提升，且美國對韓國股市預測誤差變異數的解釋比率又超過中國，顯示以金融危機過後較長的期間來觀察，美股對一些亞股的影響力並未減少。

本研究比照 Chuang, Lu, and Tswei (2007) 的作法，對表六進行另一種分析。亦即針對日、韓、台、港股市第五日的預測誤差變異數，計算出美國所解釋的比率佔 FM（即外地股市解釋比率的總和）之比重（並稱之為 US%），並以同樣方式，計算出中國所解釋的比率佔外地股市解釋比率合計數（即 FM）之比重（並稱之為 SH%），藉以了解中、美股的影響力在金融危機過後的消長變化情況。其結果列式如表七。

表七 各股市第五日預測誤差變異數由中、美所解釋的比率佔 FM 之比重

| | 日本變異數 | | 韓國變異數 | | 台灣變異數 | | 香港變異數 | |
|------------|--------|-------|-------|-------|-------|------|--------|-------|
| | SH% | US% | SH% | US% | SH% | US% | SH% | US% |
| 第一階段 | 4.37% | 11.2% | 2.51% | 10.7% | 2.39% | 9.7% | 18.51% | 10.9% |
| 第二階段(sub) | 11.73% | 28.1% | 9.15% | 8.6% | 5.85% | 9.1% | 33.23% | 5.0% |
| 第二階段(full) | 10.64% | 17.7% | 7.15% | 11.0% | 5.98% | 8.1% | 24.11% | 8.2% |

註: SH%為各亞洲股市第五日的預測誤差變異數由中國所解釋的比率佔外地股市解釋比率合計數（即 FM）之比重，同樣 US%為各亞洲股市第五日的預測誤差變異數由美國所解釋的比率佔外地股市解釋比率合計數。

由表七可發現在第二階段(sub)，美股對韓、台、港股市的相對影響力均呈現衰退。但第二階段整段的結果顯示其對日、韓之影響力大致維持或超過第一階段的程度，反之對台、港的相對影響力則呈現下滑，可能係因金融危機期間過後，台灣、香港等大中華區的經濟體對中國經貿的依賴度提升所致。Zhou, Zhang & Zhang (2012) 發現在 2005 年之後，中國股市與港、台股的外溢關係高於與其他國際股市的關係，顯示大中華區金融市場有整合的趨勢，與本研究的發現類似，惟其研究期間僅即於 2009 年底，本研究期間則已達到 2012 年中。

陸· 結論

本研究藉由衝擊反應函數及預測誤差變異數分解等分析方式來觀察全球金融危機期間過後中、美股市對四個亞洲股市的影響力是否出現消長的變化。在金融危機期間過後中國實施刺激經濟方案的影響期間 (2009/8-2011/2)，二種分析的結果均顯示美股對韓、台、港三地股市的訊息影響力呈現衰退之現象，而中國股市影響力相對於美股卻呈現大幅提升的情形，其中韓、台、港股市受中國衝擊後的反應係數皆超過受美國衝擊後的反應係數。可推論在此期間美國經濟仍然不振，而中國所實施的刺激經濟方案使中國經濟持續成長，對鄰近地區的進口需求持續提升 (附錄附表一)，以至於其股市訊息對鄰近亞洲股市的影響力亦有提升，因此美股的影響力有稍被中國股市所取代的跡象。相關文獻 (Bracker, Docking & Koch, 1999 ; Tavares, 2009 ; An, 2010) 發現進口依賴程度與國際股市的整合有密切關係，本研究結果支持其論點。尤其重要的是，有關中國股市對鄰近亞股影響力在該段期間超越美國股市的發現，為文獻中新的發現。

但以金融危機期間過後較長的期間 (2009/8/1-2012/5/31) 來觀察，則可發現美股對日、韓二股市的影響力仍與金融危機期間之前相同甚至有提升，但對香港股市 (在預測誤差變異數分解方面，尚包括台灣股市) 的影響力則有下滑的傾向，可推論係因香港 (或台灣) 等大中華區的經濟體在金融危機過後對中國經貿的依賴度提升所致。Zhou, Zhang & Zhang (2012) 發現大中華區金融市場有整合的趨勢，本研究發現支持該論點。

本研究預期未來隨著中國經濟持續壯大及自由化程度不斷提升，中國對鄰近亞洲股市的訊息影響能力將愈來愈高，因其與亞洲地區經貿往來日益密切，因此預期今後國際投資組合若納入中國股市投資標的，其分散風險利益將逐漸降低。

附錄

附表一 2007~2011年(2008年 global 金融危機前後期間)日、韓、台、港對中、美之出口額及成長率

| 年度 國別 | | 2007 | | 2008 | | 2009 | | 2010 | | 2011 | |
|----------|---|---------|------|---------|-------|---------|-------|---------|------|---------|------|
| | | 金額 | % | 金額 | % | 金額 | % | 金額 | % | 金額 | % |
| 日本 | 中 | 12,839 | 18.9 | 12,950 | 0.9 | 10,236 | -21.0 | 13,086 | 27.8 | 12,902 | -1.4 |
| | 美 | 16,896 | -0.2 | 14,214 | -15.9 | 8,733 | -38.6 | 10,374 | 18.8 | 10,018 | -3.4 |
| 韓國 | 中 | 819.8 | 18.0 | 913.8 | 11.5 | 867.0 | -5.1 | 1,168.3 | 34.8 | 1,341.8 | 14.8 |
| | 美 | 457.6 | 6.0 | 463.7 | 1.3 | 376.4 | -18.8 | 498.1 | 32.3 | 562.0 | 12.8 |
| 台灣 | 中 | 624.1 | 20.5 | 668.8 | 7.2 | 542.4 | -18.9 | 769.3 | 41.8 | 839.5 | 9.1 |
| | 美 | 320.7 | -0.9 | 307.9 | -4.0 | 235.5 | -23.5 | 314.6 | 33.6 | 363.6 | 15.6 |
| 香港 | 中 | 1,308.8 | 13.2 | 1,370.9 | 4.7 | 1,263.7 | -7.8 | 1,598.6 | 26.5 | 1,748.0 | 9.3 |
| | 美 | 368.5 | -0.8 | 359.8 | -2.3 | 285.5 | -20.6 | 332.2 | 16.3 | 331.4 | -0.2 |

單位：日本：十億日圓，韓國及台灣：億美元，香港：十億港元

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）

參考文獻

- Abidin, S., Reddy, K. & C. Zhang, "Intensity of Price and Volatility Spillover Effects in Asia-Pacific Basin Equity Markets", *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, Vol. 8(5), 2014, pp.3-18.
- An, Y., "The Relationship between Korea's Stock Market and China's Economy", *Korea Capital Market Institute Capital Market Perspective*, Vol. 2(3), 2010, pp.51-73.
- Arshanapalli, B. & J. Doukas, "International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 17(1), 1993, pp.193-208.
- Arshanapalli, B., Doukas, J. & L. Lang, "Pre and Post-October 1987 Stock Market Linkages between U.S. and Asian Markets", *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 3, 1995, pp.57-73.
- Bekaert, G. & C. R. Harvey, "Foreign Speculators and Emerging Equity Markets", *Journal of Finance*, Vol. 4, 2000, pp.565-613.
- Berben, R-P. & W. J. Jansen, "Comovement in International Equity Markets: A Sector View", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24(5), 2005, pp.832-857.
- Bracker, K., Docking, D. S. & P. D. Koch, "Economic Determinants of Evolution in International Equity Market Integration", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 6, 1999, pp.1-27.

- Chuang, I-Y., Lu, J-R. & K. Tswei, "Interdependence of International Equity Variances: Evidence from East Asian Markets", *Emerging Markets Review*, Vol. 8(4), 2007, pp.311-327.
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp.1057-1072.
- Enders, W., "Applied Econometric Time Series", 2nd ed., New York : Wiley, 2004.
- Engle, R. F. & C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp.251-276.
- Ghosh, A., Saidi, R. & K. H. Johnson, "Who Moves the Asia-Pacific Stock Markets -U.S. or Japan? Empirical Evidence Based on the Theory of Cointegration", *The Financial Review*, Vol. 34, 1999, pp.159-170.
- Groenewold, N., Tang, S. H. K. & Y. Wu, "The Dynamic Interrelationships between the Greater China Share Markets", *China Economic Review*, Vol. 15, 2004, pp.45-62.
- Huang, B. N., Yang, C. W. & W. S. Hu, "Causality and Cointegration of Stock Markets among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 9(3), 2000, pp.281-297.
- Hwang, J-K., "Dynamic Correlation Analysis of Asian Stock Markets", *International Advances in Economic Research*, Vol. 18(2), 2012, pp.227-237.
- He, H., Chen, S., Yao, S. & J. Ou, "Stock Market Interdependence between China and the World : A Multi-Factor R-Squared Approach", *Finance Research Letters*, Vol. 13, 2015, pp.125-129.
- He, H., Chen, S., Yao, S. & J. Ou, "Financial Liberalisation and International Market Interdependence: Evidence from China's Stock Market in the Post-WTO Accession Period", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 33, 2014, pp.434-444.
- Huyghebaert, N. & L. Wang, "The Co-movement of Stock Markets in East Asia: Did the 1997-1998 Asian Financial Crisis really Strengthen Stock Market Integration?", *China Economic Review*, Vol. 21(1), 2010, pp.98-112.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp.231-254.
- Johansen, S. & K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp.169-210.
- Johansson, A. C. & C. Ljungwall, "Spillover Effects among the Greater China Stock Markets", *World Development*, Vol. 37(4), 2009, pp.839-851.
- Kim, S-J., "The Spillover Effects of U.S. and Japanese Public Information News in Advanced Asia-Pacific Stock Markets", *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 11(5), 2003, pp.611-630.
- Li, H., "China's Stock Market Reforms and its International Stock Market Linkages", paper presented at the conference on Macro and Financial Economics. Brunel University. U.K., 2011, May 24.
- Lin, A. Y. & P. E. Swanson, "The Effect of China's Reform Policies on Stock Market Information Transmission", *Quarterly Journal of Finance and Accounting*, Vol. 47(3), 2008, pp.49-76.

- Lin, C. C., Fang, C. R. & H. P. Cheng, "A New Revisit Evidence of Stock Markets' Interrelationships in the Greater China", *Modern Economy*, Vol. 2, 2011, pp.561-568.
- Liu, Y. A. & M. S. Pan, "Mean and Volatility Spillover Effects in the U.S. and Pacific-Basin Stock Markets", *Multinational Finance Journal*, Vol. 1, 1997, pp.47-62.
- Liu, Y. A., Pan, M. S. & C. P. Shieh, "International Transmission of Stock Price Movements: Evidence from the U. S. and Five Asian-Pacific Markets", *Journal of Economics and Finance*, Vol. 22, 1998, pp.59-69.
- Luo, W., Brooks, R. D. & P. Silvapulle, "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*, Vol. 21(1), 2011, pp.49-74.
- Moon, G. H. & W. C. Yu, "Volatility Spillovers between the US and the China Stock Markets: Structural Break Test with Symmetric and Asymmetric GARCH Approaches", *Global Economic Review*, Vol. 39(2), 2010, pp.129-149.
- Ng, A., "Volatility Spillover Effects from Japan and the U.S. to the Pacific-Basin", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, 2000, pp.207-233.
- Pesaran, H. H. & Y. Shin, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters*, Vol. 58, 1998, pp.17-29.
- Phillips, P. & P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp.335-346.
- Sheu, H. J. & C. L. Cheng, "A Study of U.S. and China's Volatility Spillover Effects on Hong Kong and Taiwan", *African Journal of Business Management*, Vol. 5(13), 2011, pp.5232-5240.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp.1-47.
- Tavares, J., "Economic Integration and the Comovement of Stock Returns", *Economic Letters*, Vol. 103, 2009, pp.65-67.
- Wang, X., "The Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomic Volatility: Evidence from China", *Journal of Chinese Economics and Finance*, Issue 2, 2011, pp.67-77.
- Wang, Y. & A. D. Iorio, "Are the China-related Stock Markets Segmented with Both World and Regional Stock Markets?", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 17, 2007, pp.277-290.
- Yao, Y. & L. Yueh, "Law, Finance, and Economic Growth in China: An Introduction", *World Development*, Vol. 37, 2009, pp.753-762.
- Zhou, X., Zhang, W. & J. Zhang, "Volatility Spillovers between the Chinese and World Equity Markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 20, 2012, pp.247-270.

Alternating Influence of Strong U.S. or Chinese Stock Markets on Asian Stock Markets after the Global Financial Crisis

LI-PING CHEN, KE-SHIN TSWEI *

ABSTRACT

Most existing literature has found that China's stock market was segregated from most other countries before 2005, while the U.S. stock market had the greatest influence on the Asia-Pacific stock markets. In this paper, it is found that the influence of the U.S. stock market on Korean, Taiwan and Hong Kong stock markets was declining during the period of 2009/8 to 2011/2, wherein China implemented an economic stimulus program of 4 trillion yuan, while the influence of the China stock market on these markets exceeded that of the U.S. stock market probably owing to the fact that as the economy of China continued to grow and the import demand for these neighboring markets also rose during that period, the influence of the China stock market was also increasing. But when the influence of the U.S. and China markets was reexamined in a longer period, that is, 2009/8/1-2012/5/31, it is found that the influence of the U.S. stock market on Japanese and Korean stock markets remained the same or was even stronger than that before the global financial crisis, while its influence on Hong Kong (or Taiwan, in the result of forecast error variance decomposition) was declining, which might be due to the fact that Hong Kong or even Taiwan has more economic dependence on China after the global financial crisis.

Keywords: global financial crisis, stock market interdependence, impulse response function, forecast error variance decomposition

*Li-Ping Chen, Assistant Professor, Department of Finance and Banking, Kun Shan University.
Ke-shin Tswei, Associate Professor, Department of Culture and Creative Enterprise Management, Nanhua University.