

# 在次級房貸危機的前後，何者對東歐股市有較強的影響性 - 美國或是俄羅斯？

聶建中・高友笙・古御呈\*

(收稿日期：102 年 10 月 17 日；第一次修正：103 年 03 月 10 日；  
第二次修正：103 年 05 月 14 日；接受刊登：103 年 06 月 12 日)

## 摘要

本文旨在探討於次貸危機的前後，美、俄股與波、捷、匈、土等東歐股市之間不對稱共整合關係的變化。實證結果顯示：運用 Engle & Granger (1987) 及 Johansen (1988) 的對稱共整合檢定進行檢測，次貸危機並不會導致美股與五股市，以及俄股與四股市間的共移趨勢增加，而採用 Enders & Siklos (2001) 的不對稱門檻共整合檢定，則發現在 2008 年 9 月 15 日的雷曼兄弟破產事件後，美股與五股市；以及俄股與波、捷、匈等股市間的不對稱共整合現象較危機前有明顯增強，證實美股與五股市，以及俄股與波、捷、匈之股市存在有不對稱的蔓延效應，但俄股與土股在危機前後則皆不具有共整合關係，表示俄股與土股僅存在相互依存效應。此外實證結果亦顯示，以次貸危機為例，他國金融市場與危機發生國（美國）金融市場的連結性強弱才是造成被蔓延程度不同的主因，顯示了次貸危機與過往發生於新興市場的金融危機，在成因與產生影響上的主要差異。

關鍵詞彙：不對稱蔓延效果，東歐，次級房貸危機

## 壹・緒論

當前高度的全球化及自由化，使國際間貿易及金融交易往來頻繁，當一國發生重大天災或是其政經局勢產生重大變化時，都會直接、間接地影響同區域或其他地區的國家，形成區域性甚至全球性的經濟危機。尤其廿餘年來，全球經濟、金融危機發生的次數越趨頻仍，<sup>1</sup> 期間全球金融市場皆受連帶影響而飽受重創。顯而易見，金融危機的發生，國際金融市場之間皆呈現顯著的相互

---

\* 作者簡介：聶建中，淡江大學財務金融學系教授；高友笙，華僑大學數量經濟研究院助理教授；古御呈，中國文化大學國際企業研究所博士生。

<sup>1</sup> 如 1987 年的美國股市崩跌、1994 年的墨西哥披索危機、1997 年的亞洲金融危機、1998 年的俄羅斯金融危機、2000-2002 年美國網路泡沫、2007-2009 年的美國次貸危機 (Subprime Mortgage Crisis)，乃至目前的歐洲主權債務危機 (European Sovereign Debt Crisis) 等等。

傳遞或蔓延的共同趨勢 (common trend) 效應，也使得投資人欲藉由國際證券投資組合以達到分散風險的效果大為降低。

美國既為世界第一大經濟體，以及最大的商品進口國，其衝擊的影響程度之深，波及範圍之廣自不待言。以 2007~2009 年的次級房貸危機 (以下簡稱次貸危機) 為例，先是使美國與西歐的各大金融機構爆發了債信危機，<sup>2</sup> 後更造成全球金融市場的混亂幾達失控的地步。

次貸危機導致了美國與西歐在金融、證券及信貸市場流動性的持續緊縮，並藉由資金與訊息在國際間的高速流通，蔓延到各國的證券市場，更對其實體經濟造成巨大衝擊，各國資本支出、投資、消費、進出口的萎縮與失業率的攀升，引發了全球自 1930 年代經濟大恐慌以來所僅見的衰退。美國財政部與聯準會 (Fed) 為了對各金融業者進行紓困 (bailout)，並挽救市場流動性和陷入衰退的經濟，而採取的量化寬鬆政策 (Quantitative Easing, QE)，<sup>3</sup> 至今已挹注了數千億美元的資金進入金融市場。歐洲央行 (European Central Bank, ECB) 及日本央行 (Bank of Japan) 近期亦先後採取了類似的措施。

東歐各國，包括了波蘭、捷克、匈牙利、羅馬尼亞與保加利亞等，於二次大戰末期遭到蘇聯的入侵，在冷戰 (Cold War) 時期做為蘇聯共產集團的成員 (華沙公約組織)，政治上實行共產主義，經濟上則多採行計畫經濟體制。長期以來，由於政府管制生產及經濟活動，資源無法達到有效率的配置。導致了東歐國家的發展遲滯，經濟情況及人民的生活水平遠遜於西歐的民主國家。自 1991 年蘇聯解體之後，東歐各國紛紛改採行市場經濟體制，並致力於經濟改革，數十年來成果豐碩。近年，東歐諸國的經濟歷經了高速的成長。尤其是當英、德、法等傳統大國在面臨經濟成長趨緩之際，東歐國家依靠其相對低廉的勞動力以及生產成本做為吸引外資的優勢，並且進一步藉由增加出口與擴大內需等方式，實現了經濟的快速成長。

<sup>2</sup> 其中如投資銀行貝爾斯登 (Bear Stearns)、雷曼兄弟 (Lehman Brothers)、美林證券 (Merrill Lynch)；房貸機構聯邦國民抵押貸款協會 (Federal National Mortgage Association, Fannie Mae)、聯邦住宅貸款抵押公司 (Federal Home Loan Mortgage Corporation, Freddie Mac) 以及保險業巨擘美國國際集團 (AIG) 等。

<sup>3</sup> 量化寬鬆是指一種貨幣政策，由中央銀行透過公開市場操作的方式購入公債及證券，以向銀行體系注入流動性，並且將利率維持在相對低的水準，目的在提高市場中的貨幣供給。自 2008 年至 2013 年，聯準會的量化寬鬆政策，已經由 QE I (2009 年)、QE II (2010 年)、推行至了 QE III 以及 QE IV (2012 年)。而在 QE I 當中，最主要的金融紓困方案又名為「問題資產救助計劃」(Troubled Asset Relief Program, TARP)。

另一方面，俄羅斯的經貿實力於近年來在國際間亦快速地崛起。更名列了所謂的金磚四國 (BRICS) 之一。<sup>4</sup> 俄羅斯以及其前身蘇聯歷來為一軍事大國及歐陸強權，在冷戰時期，乃唯一能在軍事和先進科技上與美國抗衡的國家，兩國也曾各自領導著軍事集團 (北約及華約) 相互對峙，其對東歐諸國的政經局勢影響力極為巨大。自 1991 年解體後，俄羅斯歷經了貨幣改革失敗，造成國內的通膨升溫、投資萎縮、生產力下降、政府財政拮据。後又受到 1997 年東亞金融危機的波及，導致其於 1997 年 10 月和 1998 年 5 月先後爆發了兩次的金融危機。危機反映在了其貨幣市場和證券市場上，期間股市重挫，盧布 (Rouble) 劇貶，資本亦大量外移。股市、匯市及債市等金融體系幾陷入了癱瘓，且亞洲金融危機引發全球石油與原物料價格下跌，嚴重地衝擊了俄羅斯的石油和天然氣出口，出口受阻和資本的外流更導致其國際收支與實體經濟的惡化。然而近十年餘來，隨著其市場轉型與經濟改革漸具成效，以及國際原油價格的上揚，俄羅斯的經濟亦逐步地復甦。近年更由於國際原油價格屢創新高，對其之原油出口助益頗大，外匯累積與經濟的增長加速，政府亦逐漸擺脫赤字。另一方面，自 1998 年的金融危機之後，俄羅斯持續地發展金融體系，其金融市場之規模雖然不若西歐國家，但是成長卻極為快速，例如其股市的市值總額近年來便增長迅速，佔其 GDP 的比例達 105 % (2007 年)；銀行體系所貢獻之 GDP 比例平均雖僅 32%，但其年成長率卻達到 35 % - 45 % (2003 ~ 2007)，獲利成長率平均亦達 42 %。而同期的波蘭、捷克、匈牙利、斯洛伐克與羅馬尼亞等國的銀行部門所貢獻 GDP 之比例的年平均成長卻僅有 11 % - 19 %。可見得俄羅斯的金融市場在東歐新興國家中為發展最迅速且最成熟者。

過去探討金融危機而導致國際股市蔓延的文獻，如 Lee & Kim (1993)、Forbes & Rigobon (2002)、Caramazza, Ricci & Salgado (2004)、Dungey, Fry, González-Hermosillo & Martin (2006)、Lucey & Voronkova (2008) 及 Arouria, Bellalahb & Nguayenc (2009)，主要是以 1980 年代末期以來發生的數次金融危機為背景。<sup>5</sup> 1987 年的美股崩盤，雖引發了全球性的股災，但在時空、總體經濟環境以及科技應用等的背景上皆與當前有頗多不同，如貿易的全球化與自由

<sup>4</sup> 此一名詞是由美國高盛公司 (Goldman Sachs) 的經濟分析師吉姆·歐尼爾 (Jim O'Neil) 於 2001 年所首次提出，分別是指四個成長快速的大型新興市場國家，並以此四個國家的英文國名開頭字母之縮寫命名，分別是巴西 (Brazil)、俄羅斯 (Russia)、印度 (India) 以及中國 (China)。

<sup>5</sup> 如美國 (1987)、墨西哥 (1994)、泰國 (1997)、巴西 (1997)、俄羅斯 (1998) 及阿根廷 (1999) 等。

化、新興資本市場的快速發展、資金快速且自由的流動、證券市場的電子化交易機制與網際網路連結，以及各項衍生性金融商品 (Derivatives) 的高度發展。這些轉變的因素加快了訊息的傳遞速度，也加深了各國證券市場的聯結程度，種種差異使得 1987 年的美股危機與次貸危機無論是在影響深度，以及波及範圍廣度上皆無法相提並論。而墨、泰、俄等則僅是源於新興市場 (emerging markets) 的區域型金融危機，影響範圍也僅止於危機發生國的週遭國家，不足以造成全球性的蔓延現象。而另一個相異點則在於，當時的各新興國家由於財政與金融體制不佳，金融監管制度鬆散，且大部分國家的財政赤字及外債皆高，發生金融危機的機率自然相對提高。而次貸危機，卻是由素來金融體系健全、金融監理先進的美國與西歐各國，在衍生性金融商品發行上的氾濫與金融監理上的重大疏失所引起，後續更導致了金融海嘯由美歐迅速地擴散，並重創了全球的經濟。

鑑於過往相關的文獻，多是著重在新興市場或是開發中市場的危機事件，而此次美國的次貸危機引起了百年罕見的全球性金融風暴，目前為止依然是餘波蕩漾，探討次貸危機與過去文獻所描述的，發生在新興市場、開發中市場之金融危機對國際股市所造成之影響的差異，是我們有必要再去探討的議題，此乃本文的研究動機之一。

俄羅斯等東歐諸國自實施經濟改革之後，市場已逐步地走向開放，發展亦日趨成熟，更是當前眾多的新興市場之中，成長速度快且相當受到投資人矚目的地區，因此我們實有必要確認，在目前全球金融市場的高度連結下，當美國的金融市場發生了如次貸危機的重大風險衝擊時，美股與東歐各國股市的關係為何？在次貸危機期間，美股與東歐各股市間的關連性比起在其他相對穩定的時期，是否會更為增強？次貸危機的負面衝擊是否會改變雙方的連動關係？本研究試圖釐清在承平時與遭受危機衝擊時，美股與東歐各股市間關係的變化，一方面期望能對投資人在國際證券市場的投資實務上給予意見，一方面也希望對政府相關單位在金融監理政策的制定上提供參考依據，乃本文的研究動機之二。

另外，俄羅斯既名列金磚四國之中，是目前世界最重要的大型新興市場之一，又是東歐國家中發展最快速且最成熟者，其前身蘇聯對東歐諸國的政經局勢又曾存有在深遠的影響，且俄羅斯目前亦是東歐國家在能源（石油、天然氣）上的重要供應來源，影響東歐各國的民生甚鉅，檢視俄股對東歐股市之影響性是個頗重要的議題。同時，亦可和美股與東歐股市間的關係做一比較，探討在次貸危機的前後，美股與俄股，究竟是何者會對東歐股市有較強的影響

性？並藉此探討以俄羅斯為首的東歐各國在歷經經濟的改革開放之後，其金融市場與以美國及西歐為首之國際金融市場的接軌程度是否有所提高，此乃本文的研究動機之三。

在蔓延現象的實證研究之中，常以共整合檢定比較危機前後共整合關係的改變與否，檢測蔓延現象是否存在，但是傳統共整合模型的對稱性調整假設，卻忽略了股票市場在漲與跌時，調整的速度是有所差異的，而如何尋求以一更為客觀的方法來探討國際股市之間的互動，就成為了本文的主要課題。因此，本文擬應用 Enders & Siklos (2001) 提出的不對稱門檻共整合檢定，藉著比較次貸危機前後美股、俄股與東歐股市之間的不對稱 (asymmetric) 共整合關係，探討美股、俄股對東歐股市是否會產生蔓延效應，並將該模型的結果與傳統 Engle & Granger 及 Johansen 的對稱共整合檢定結果做一對照，以比較彼此間的差異，此乃本文的研究動機之四。

本文共分為五節，第二節為蔓延效應之理論與實證相關的文獻回顧，第三節將介紹本文擬採用的 Enders & Siklos (2001) 不對稱門檻共整合模型，第四節為資料的說明以及實證結果分析，第五節則為結論。

## 貳·文獻探討

世界銀行 (World Bank) 對「蔓延效應」 (contagion effect) 的定義，分為廣泛性 (broad definition)、限制性 (restrictive definition) 及非常限制性 (very restrictive definition) (李顯儀與吳幸姬, 2009)。廣泛性的定義指市場之間衝擊的傳遞或外溢效果 (spillover effect)，但衝擊並不分正面與負面，亦不需要危機事件的發生來引導；限制性的定義指市場間的衝擊傳遞或是相關性超過了雙方基本面的連結 (links)，亦指彼此之間具有共同移動 (co-movement) 的特徵，連結的途徑可分為金融面 (financial)、實質面 (real) 及政策面 (political) (王冠閔, 2007)；而非常限制性的定義則指在某一重大的風險衝擊後，市場間的相關性較平時增加。危機蔓延理論中的傳遞機制 (transmission mechanism) 則說明了當不同市場之間若存在有共同移動或共同趨勢的特徵，則一個市場的訊息衝擊會傳導至另一市場。

Dornbusch, Park & Claessens (2000) 亦指出蔓延效果的最適定義應是指市場間的聯繫、共同移動程度在風險衝擊或干擾過後顯著增加的現象。Forbes & Rigobon (2001) 則提出了非危機偶發理論 (non-crisis-contingent theories) 及危機偶發理論 (crisis-contingent theories) 闡述傳遞機制，前者認為蔓延效果中的

傳遞過程若是由衝擊發生前即已存在的聯繫途徑所導引，則僅能稱為相互依存效果 (interdependence effect)，並強調此時衝擊的傳導只是事前聯繫途徑的延續，危機前與後的傳遞機制並沒有改變。在危機事件之後，市場之間的連動性並不會增加，而只與基本面相關；後者則認為若傳遞過程是由原先存在之連結途徑的增強、減弱，或由外生衝擊所衍生的其他聯繫途徑所引起，即在危機之後，傳遞機制因某種原因發生了變化，使得市場之間的連結度增加，才能稱為蔓延效果。Kaminsky, Reinhart & Vegh (2004) 等亦將蔓延效應重新定義為：當一國發生危機事件後，根據此事件的發展，在數小時至數天的期間內，使周遭國家產生了迅速且強烈地被傳遞現象的即時效應 (immediate effects)。其亦探討了歷年國際金融危機所造成的蔓延效果，指出蔓延效果的其中一個傳導機制是國際貿易。而本文的分析主要是建立在世界銀行對蔓延效果的非常限制性定義。

蔓延效應的檢測方式，可分為衡量市場之間共同移動程度的變化，以及衡量市場波動性的外溢效果 (volatility spillover effect)。Forbes & Rigobon (2001) 指出實證上常用的檢測方法有以下四種，一為市場之間的相關係數檢測；二是以 ARCH、GARCH 模式分析波動性的傳遞或外溢效果；三為共整合 (co-integration) 關係檢定，檢測市場之間長期均關係及領先-落後關係的強弱；四是以 Probit 模型計算特定風險事件發生的機率。其中相關係數及共整合關係檢定是探討共移程度，而 ARCH、GARCH 模型則是探討波動外溢現象。本文對蔓延效果的檢測在於探討市場之間的共移變化。

King & Wadhvani (1990)、Lee & Kim (1993) 以股市報酬率的橫斷面相關係數，發現 1987 年的美股崩盤危機使得美股與英國、日本等多個國家股市的相關係數顯著增加，支持存在有蔓延效果。Forbes & Rigobon (2002) 提出以異質變異數偏誤 (heteroskedasticity biases) 檢定檢測蔓延效果，認為市場異質變異數會造成相關係數的高估而偏向支持蔓延效果，並利用此一調整後的相關係數，發現在 1987 年美股危機、1994 年墨西哥披索危機及 1997 年亞洲金融危機期間，東亞、拉丁美洲、OECD 以及其他的新興國家共二十九個樣本股市之間，多不存在有相關係數顯著改變的蔓延效果，僅存在相互依存效果。但 Caporale, Cipollini & Spagnolo (2005) 利用異質變異數以及內生性調整後的相關係數，則發現在亞洲金融危機期間，港、日、韓、新、台、馬等六個股市的共移程度有顯著增加，存在有蔓延效果。

Hamao, Masulis & Ng (1990) 以 GARCH 模型估計的條件變異數，檢測 1987 年美股危機期間，紐約、倫敦與東京三大股市之間股價關連性的傳遞順

序，發現了從紐約傳到東京、紐約傳到倫敦，以及由紐約、倫敦到東京的外溢順序。Aggarwal, Inclan & Leal (1999) 利用 GARCH 模型，發現 1987 年的美股危機促使美股對拉丁美洲及亞洲新興國家股市產生波動性外溢情形。方文碩、王冠閔與董澍琦 (2006) 以動態條件相關多變量 GARCH (DCC GARCH) 模型，發現在亞洲金融危機期間，港、日、馬、菲、星、泰、台，中國及印尼的股價報酬變異數皆大於危機前，且危機後相關係數平均值多呈顯著的增加或減少，支持亞洲股票市場普遍出現蔓延效果。

Arshanapalli & Doukas (1993) 以共整合檢定，發現在 1987 年美股崩盤之前，Dow Jones 指數與法國、德國及英國股市之間並沒有共整合的關係，但美股崩盤後則變成具有共整合關係，證實 Dow Jones 指數與三國股市之間具有蔓延效果。Sheng & Tu (2000) 發現美國與十一個亞太地區國家的股市，在亞洲金融危機前不存在有共整合關係，但在金融危機期間則有共整合關係，存在蔓延效果，而預測變異數分解則顯示沒有任何一個國家在金融危機期間具有外生性的特質，同時因果關係檢測指出美股顯著領先其他國家的股市。Nagayasu (2001) 以向量自我迴歸 (VAR) 模型進行因果關係檢測及衝擊反應函數分析，發現在亞洲金融危機期間，源於泰國的貨幣危機會經由匯率傳染到菲律賓的產業類股指數，有蔓延效果存在。Bekaert, Harvey & Ng (2005) 亦發現在亞洲金融危機期間，亞洲各國股市存在有區域共整合的現象。

而在次貸危機爆發後，亦有眾多學者投入次貸危機、歐洲主權信用危機等相關議題的研究，Gorton (2008) 對引起次貸危機的相關衍生性金融商品，如抵押貸款支援證券 (Mortgage Backed Securities, MBS)、擔保債權憑證 (Collateralized Debt Obligations, CDOs)，以及信用違約交換 (Credit Default Swap, CDS) 等的發展歷程、發行方式與組成結構做了深入的探討。Longstaff (2010) 探討在 2006~2008 年間，次級資產中的 CDOs 對美國證券市場所造成的蔓延效應。該文以 CDOs 的 ABX 指數探討在次貸危機期間，抵押債務債券市場間是否存在有蔓延效果，並使用 VAR 模型檢測在次貸危機之後，ABX 指數與其他證券市場間的因果關係變化。結果指出了 CDOs 市場中的蔓延效果，是先由 ABX 指數的低信用評等債券傳遞至高信用評等債券，然後再從 CDOs 市場蔓延至國庫券及股票市場。Hui & Chung (2011) 則探討在歐洲主權信貸危機期間，歐元區的 CDS 市場與其貨幣市場間是否存在有蔓延效果，結果發現在歐債危機期間，從主權信用違約交換市場至貨幣期權市場中的訊息流 (information flow) 是導致其發生蔓延效應的主要因素。

如上一章中所述，本文的一個重點是，共整合在於分析危機事件的衝擊，是否會改變市場之間的長期均衡關係（代表市場間的共移趨勢）、因果關係、衝擊反應及預測變異數分解，並以此判斷蔓延效應。但是傳統的共整合方法，均假設誤差修正項（error correction term）的調整方式是「對稱的」，即不論股市是在好消息或壞消息、上漲狀態或下跌狀態，調整的速度都是相同的，然而許多的研究，如 Li & Lam (1995)、Koutmos (1998)、Chiang (2001)、Wang & Lin (2005)、Shen, Chen & Chen (2007)、Chang (2008, 2010) 以及沈中華與陳建福 (2003) 等皆指出，股市之間的共整合關係，在上漲、下跌常有不同的調整方式（不對稱性調整）。如果股市的共整合關係的確存在有不對稱性現象，則好壞消息傳遞速率的不同將會如何影響各國股市間的連動關係，以傳統共整合方法去描述兩個市場的連結，再依此結論探討市場間的效率性是否會存在偏誤？這表示當我們在探討股市之間共整合關係時，應該要考慮不對稱的門檻調整方式，而過去所謂國際股市之間的連結性、傳遞性、共同移動、相互依存效果以及蔓延效果，在此新假設下的變化，則是一個值得探究的議題，因此本文不考慮沒有不對稱的門檻共整合 (Balke & Fomby, 1997; Siklos & Granger, 1997),<sup>6</sup> 而以同時考慮了「不對稱性」、「門檻效果」及「共整合」的 Enders & Siklos (2001) 模型，檢測在次貸危機的前後，美股是否會對東歐各股市產生不對稱的蔓延效應。

### 參·研究方法—Enders-Siklos 不對稱門檻共整合模型

為檢測次在級房貸危機前後，美股、俄股與東歐各國股市之連動性及共移情形的變化，探討美股對東歐各股市的蔓延效果或相互依存效果，並且進一步探究在次貸危機前後，美股與俄股，究竟何者會對東歐股市有較強的影響性。本文採用 Enders & Siklos (2001) 的不對稱門檻共整合方法，分別分析美、

<sup>6</sup> Pippenger & Goering (2000)、沈中華與陳建福 (2003) 皆指出了，由於傳統的共整合檢定 (Engle & Granger, 1987; Johansen, 1988) 並無法適用於門檻共整合的情況。當存在門檻共整合時，Balke & Fomby (1997) 模型的檢定即使在大樣本之下，檢定力依然很低，因此本文將不採用 Balke-Fomby 的方法。另外，由於近期探討非線性共整合相關議題的實證文獻多是採用 Hansen & Seo (2002) 所發展的門檻共整合方法，然由於該模型的設定與本文所採用之 Engle-Granger 及 Enders-Siklos 兩種模型有基本上的不同，該模型並非是將變數間的共整合關係，以及該共整合關係的不對稱性，建立在變數間關係式的誤差項或是干擾項之上，因此本文為避免文中共整合方法的模型選擇發生有不一致的情形，亦將不採用 Hansen-Seo 的方法。



俄股與東歐股市共整合關係的不對稱性調整過程，探討美、俄股及東歐各股市之間，共整合關係在該危機前後不同情況下的狀態 (regime) 變化。

本文選取的東歐股市樣本為波蘭、捷克、匈牙利以及土耳其等四國股市，<sup>7</sup> 以日頻率資料進行分析。由於必須考慮東歐股市與美股交易日的時差問題，因此資料的排序上是以當日 ( $t$  期) 的東歐股市資料對應前一日 ( $t-1$  期) 的美股資料。Eun & Shim (1989) 及 Liu, Pan & Shieh (1998) 曾指出，探討存在有交易日時差之股市 (美股與歐股、美股與亞股) 間的互動，必須謹慎處理股市樣本間的動態關係，否則將產生錯誤的實證結果。

傳統的共整合方法，無論是 Engle & Granger (1987) 或是 Johansen (1988, 1990, 1994)，隱含的假設皆為共整合變數之間具有線性關係，以及誤差修正項對稱調整的機制，即不論均衡誤差項是正或負，調整係數都是相同的，並沒有考慮到「不對稱性」或「非線性」的問題。Enders & Siklos (2001) 指出當均衡誤差項的調整方式是不對稱或是有門檻效果存在時，Engle & Granger (1987) 的共整合檢定將會產生模型的誤設錯誤 (misspecification error)，因此他們將 Engle-Granger 的架構擴充為誤差修正項的調整是具有不對稱特性的門檻共整合模型 (參照 Enders & Granger, 1998)。以下我們將介紹 Enders-Siklos 的門檻共整合模型。

假設東歐第  $i$  國第  $t$  期的股市變數  $Y_{i,t}$  與美國、俄羅斯之股市變數  $X_{j,t^*}$  三者均為  $I(1)$  之序列，由於俄股與東歐股市間並無交易日的時差問題，因此對俄股而言， $X_{j,t^*}$  為當日 ( $t$  期) 之資料；然對美股而言， $X_{j,t^*}$  則為前一日 ( $t-1$  期) 之資料。要檢定兩變數之間是否具有不對稱的共整合關係，可以利用 Enders & Siklos (2001) 的兩階段檢定。首先，利用 OLS 法估分別計  $Y_{i,t}$  與  $X_{j,t^*}$  之間的長期均衡關係如下：

$$Y_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 X_{j,t^*} + \varepsilon_{k,t} \quad i = 1, 2, \dots, 4 \quad j = 1, 2 \quad (1)$$

其中  $i = 1, \dots, 4$ ，表示本文所選取的四個東歐股市； $j = 1, 2$ ，表示美國與俄羅斯的股市， $\varepsilon_{k,t}$  則為表示  $Y_{i,t}$  與  $X_{j,t^*}$  之間長期均衡關係的隨機殘差項，

<sup>7</sup> 土耳其於 1963 年與歐洲經濟共同體 (又稱歐洲共同市場) 簽署了「安卡拉協定」(Ankara Agreement)，該項協定旨在透過建立關稅同盟以加強雙邊的經貿關係。於 1970 年又簽訂了該協定的補充附加議定書。1987 年土耳其首次對加入歐洲共同體 (European Community, EC) 提出申請；1999 年的赫爾辛基高峰會議正式承認土耳其做為歐洲聯盟 (European Union, EU) 的候選國地位；2003 年 5 月歐盟通過了對土耳其的入盟夥伴文件，並於 2005 年 10 月正式開啟對土耳其的入盟談判工作 (朱景鵬, 2008)。根據上述，可知土耳其長期以來與歐洲在政經上保有緊密的聯繫，故雖然以地理位置而言，該國 97% 的領土位於亞洲，本文仍將其視為東歐國家。

而  $k = 1, \dots, 8$ 。Stock (1987) 指出若  $Y_{i,t}$  與  $X_{j,t}$  具有共整合關係，則  $\eta_0$ 、 $\eta_1$  的 OLS 估計量會具有超級一致性 (super-consistency)，收斂的速度會比定態的變數更快。接著 Enders & Siklos (2001) 考慮了以下的迴歸式，來檢定長期均衡關係式中的殘差項是否為定態：

$$\Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta \varepsilon_{t-i} + \zeta_t \quad (2)$$

其中， $I_t = [T_t, M_t]$ ， $T_t$  及  $M_t$  又可分別表示如下：

$$T_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq c \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-1} < c \end{cases} \quad (3A)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \varepsilon_{t-1} \geq r \\ 0 & \text{if } \Delta \varepsilon_{t-1} < r \end{cases} \quad (3B)$$

$I_t [T_t, M_t]$  定義為劃分狀態的指標函數 (Heaviside indicator function)， $p-1$  為差分項的落後期數， $\zeta_t$  為滿足白色噪音的隨機誤差項， $c$  與  $r$  則為待估計的未知門檻值。Tong (1983, 1990) 曾證明  $\rho_1$  與  $\rho_2$  的最小平方估計量之漸進分配為多變數常態分配。

Enders & Siklos (2001) 將 (2) 式與 (3A) 式稱為門檻自我迴歸 (Threshold Autoregressive, TAR) 共整合模型；而將 (2) 式與 (3B) 式稱為動能門檻自我迴歸 (Momentum-Threshold Autoregressive, M-TAR) 共整合模型。在 TAR 共整合模型中，誤差修正項的調整是具有不對稱的特性以及門檻效果，即當  $\varepsilon_{t-1}$  大於門檻值時，指標函數  $T_t = 1$ ，狀態的調整為  $\rho_1 \varepsilon_{t-1}$ ，反之當  $\varepsilon_{t-1}$  小於門檻值時，指標函數  $T_t = 0$ ，狀態的調整為  $\rho_2 \varepsilon_{t-1}$ 。在 (2) 式與 (3A) 式中，如果  $\rho_1 = \rho_2$  且  $c = 0$ ，則 Engle-Granger ADF 共整合架構，其實是 Enders-Siklos 門檻共整合 TAR 模型的一個特例。

在 TAR 共整合模型中，指標函數  $T_t$  的決定取決於  $\varepsilon_{t-1}$  之水準值，但 Enders & Granger (1998) 認為當資料序列發生不對稱調整，即當資料序列的動能 (momentum) 從一個方向轉到相反方向時，指標函數的決定也有可能取決於  $\varepsilon_{t-1}$  與其前期的變動關係。Enders & Siklos (2001) 於是參照其做法，將誤差修正項的調整取決於  $\varepsilon_{t-1}$  的差分值，提出了另一種指標函數  $M_t$  ((3B) 式)， $M_t$  與 (2) 式即為上述的 M-TAR 共整合模型。Siklos (2002) 曾分別

以 TAR 及 M-TAR 兩種共整合模型，分析美國及英國的股價指數與失業率共整合關係的不對稱變化。Boucher (2007) 也曾以 M-TAR 模型探討美股指數與通貨膨脹率間，長期結構調整的不對稱性。

在 (3A) 式與 (3B) 式中，門檻值  $c$  與  $r$  為須加以估計的未知參數，而估計門檻值的方法，我們採用了 Chan (1993) 所提出的 grid search 法，Chan (1993) 曾證明此方法以殘差平方和 (RSS) 最小原則所決定的門檻值會具有一致性。其估計過程分述如下：

1. 首先由  $Y_{i,t}$  與  $X_{i,t}$  之間的長期均衡關係式 (1) 得到殘差項  $\varepsilon_t$  與其差分  $\Delta\varepsilon_t$ 。
2. 接著將  $\varepsilon_t$  或  $\Delta\varepsilon_t$  由小至大排序，並排除最小與最大各 15 % 的樣本，保留中間 70 % 的觀察值。<sup>8</sup>
3. 將所保留之 70 % 的觀察值，以 grid search 法，逐次的進行迴歸估計，並且將所得之各殘差平方和，根據殘差平方和最小原則決定出最適當的門檻值  $c$  或是  $r$ 。

由於比較非線性共整合模型與傳統線性共整合模型間的結果差異乃本文的重點動機之一，而經由上述，我們知道 Engle-Granger ADF 共整合架構是 Enders-Siklos 門檻共整合模式中的一個特例。為使共整合模型的選擇可以趨於一致，因此本文同時選擇了 Engle-Granger 模型與 Enders-Siklos 模型兩種基本假設相同但又具有差異化的共整合方法，以做為比較的基礎。

## 肆・實證結果分析

### 一、研究期間與資料說明

本文旨在探討次貸危機的風險衝擊，是否會使美股對以俄羅斯為首的東歐股市產生不對稱性的蔓延效果，並且要進一步探究在次貸危機的前後，美股與俄股，究竟何者會對東歐股市有較強的影響性。美股的樣本，我們選取了 S&P 500 指數 (S&P 500 Index) 為代表，S&P 500 指數泛指紐約證券交易所 (New York Stock Exchange, NYSE) 及美國證券交易所 (American Stock Exchange, AMEX) 交易類股中的前 500 大企業，由於其成分股佔紐約證交所總市值的 80% 以上，且在選股上考量了市值、流動性以及產業代表性等因

<sup>8</sup> 沈中華與陳建福 (2003) 指出，當欲進行不對稱共整合的頑強性 (robustness) 檢驗時，可將門檻值的參數空間由原先的 70 % 擴大，亦即將原先所排除的最小與最大各 15 % 的觀察值樣本數減少。

素，因此該指數較 Dow Jones 指數要更能確實地反應美國的資本、證券市場狀況與經濟基本面。而東歐股市除俄股外，另包括了波蘭、捷克、匈牙利以及土耳其等四個東歐主要的股價指數。<sup>9</sup>

本文的研究期間為 2005 年 9 月 1 日至 2010 年 3 月 31 日，<sup>10</sup> 由於考慮各國股市交易日及休市日的不一致，在處理資料時，只要有一個股市於某日沒有交易，便將其他市場當日的資料一併刪除，保留所有標的股市的同步交易日。<sup>11</sup> Hamao et al. (1990) 的實證指出，以此種方式處理各國股市非同步交易的問題，並不影響實證結果之正確性。同時由於須考慮東歐股市與美股交易日的時差問題，資料的排序上是以第  $t$  期的東歐股市資料對應第  $t-1$  期的美股資料。在經過刪除處理之後，共有 1000 筆交易日資料。

由於次貸危機可能會對美股、俄股與東歐股市之間的連動性或共整合關係產生影響，所以必須先定義出次貸危機的確切起始點，以將全部的樣本分為危機前後兩個部份。

次貸危機的起始時點，雖然官方目前並沒有明確的定義，但學者（參照 Gorton, 2008; Longstaff, 2010）與產業界普遍仍是以新世紀金融公司（New Century Financial Corp.）事件為整起危機的開端，然而 2008 年 9 月 15 日所發生之投資銀行雷曼兄弟的破產事件，又加劇了整起危機的嚴重性及影響性，這使得次貸危機在 2007~2008 年以及 2009~2010 年這兩段期間，對美國乃至於全球股市的衝擊或影響強度可能並不相同。Longstaff (2010) 指出，次貸危機依照時間進程，可以被劃分為兩個不同的階段。第一個階段是開始於 2007 年初，主要是由於金融機構和市場投資者，因持有次貸相關的證券資產所產生的鉅額虧損所引起；而第二階段則是始於 2008 年底，主因是全球性的

<sup>9</sup> 由於俄羅斯、匈牙利股市分別有 10% ~ 20% 及 25% 的漲跌幅限制，而美國及其他股市則沒有此種限制，在過往的相關文獻中，多位學者曾提出質疑，不同股市的漲跌限制會否影響其共整合的估計結果？根據我們的計算，在本文的研究期間裡，俄羅斯、匈牙利兩地日股價指數變動率有觸及 20% 及 25% 漲跌幅限制的交易日，在俄羅斯 MICEX 指數有 27 天，而匈牙利 BUX 指數有 19 天，股價指數變動率超過 25% 及 10% 的交易日佔全部樣本的比例少於 3%，相當微小。Shen and Wang (1998) 曾指出如果觸及漲跌幅限制的樣本少於 5%，則對估計結果的影響很小，所以本文認為漲跌幅限制對本文實證結果的影響極為有限。再者，由於漲跌幅限制是針對個別股票，而本文採用的資料是大盤股價指數，在一個交易日內，個股價格齊漲或齊跌的機率相當低，因此漲跌幅限制對於本文實證結果的影響應該不顯著。

<sup>10</sup> 本文為了避免在比較次貸危機前後階段的實證結果時，因不同期間的樣本數目相差過鉅，造成樣本數的不對稱性影響對實證結果的推論，同時也為避免與 2010 年初的歐洲主權債務危機發生時間上的重疊而危及實證結果的穩健性，故將樣本抽樣期間定為 2005 年 9 月 1 日至 2010 年 3 月 31 日。

<sup>11</sup> 本文所採取之各股市的原始交易日天數，S&P 500 指數有 1152 天、俄羅斯有 1132 天、波蘭 1152 天、捷克 1157 天、匈牙利 1146 天以及土耳其的 1147 天。

信貸危機造成各國的政府及金融業者大規模的去槓桿化，因而引起金融體系的流動性持續緊縮而導致。因此為確保研究結果的穩健性，本文擬選取兩個時間切割點，首先以新世紀金融公司事件發生的時點，即該公司被紐約證交所終止交易的 2007 年 3 月 13 日為第一個切割點，將 2005 年 9 月 1 日至 2007 年 3 月 13 日此段期間定義為「次貸危機之前」；接著以雷曼兄弟破產事件的時點為第二個切割點，將 2007 年 3 月 14 日至 2008 年 9 月 15 日定義為「次貸危機期間的第一階段」；再將 2008 年 9 月 16 日至 2010 年 3 月 31 日定義為「次貸危機期間的第二階段」，以比較不同期間的估計結果。

本文使用的資料為股價指數的報酬率或變動率，亦即股價指數自然對數值的一階差分，表示如下：

$$\Delta LIP_{i,t} = (\ln IP_{i,t} - \ln IP_{i,t-1}) \times 100$$

其中  $IP_{i,t}$  表示為本文的六個股價指數，而  $LIP_{i,t} = \ln IP_{i,t}$ 。表 1 所示為六個股市股價指數日報酬率的敘述統計量，並再分為全樣本期間、次貸危機之前、次貸危機第一階段以及次貸危機第二階段。首先就全樣本期間來觀察，由 Jarque-Bera 統計量，發現所有股市的股價指數日報酬率在 1% 顯著水準下皆不為常態分配。而由 Ljung-Box Q 統計量，發現除波蘭及土耳其外，其餘四個股市的股價指數報酬率在 5% 顯著水準下都具有自我相關性。接著，分別觀察並比較次貸危機之前、次貸危機第一階段以及第二階段的統計量，發現各國股價指數的平均報酬率因危機的衝擊，使其在危機之前及危機第一階段有明顯的正負差距。而在危機第二階段，由於各股市的跌深反彈，平均報酬率又多轉為正值。但 Jarque-Bera 統計量以及 Ljung-Box Q 統計量，並沒有因次貸危機的發生及加劇而有明顯的改變。

表 2 為美股與包含俄羅斯在內的東歐股市 (表 2 中之 A 部分)，以及股與東歐各股市 (表 2 中之 B 部分) 的股價指數日報酬率，在次貸危機之前、次貸危機第一階段及次貸危機第二階段的相關係數 ((1)、(2) 及 (3)) 及其各階段的差異性檢定 ((4)、(5) 及 (6))。其中的 (4)、(5)、(6) 所示分別為危機之前與第一階段、第一階段與第二階段，以及危機前與第二階段相關係數的差異性檢定結果。

就過去文獻對蔓延效果的實證顯示，本文預期在次貸危機期間，美股與東歐各股市的連動性或共移性會有所增強。經由表 2 之 A 部分的 (4)、(5) 及 (6)，我們發現次貸危機的衝擊確實會顯著地提高美股報酬率與東歐股市報酬率之間的相關性，分別比較危機前後美股與五個東歐股市報酬率相關係數的

檢定統計量：<sup>12</sup> 其中波蘭由危機之前至第一階段為 0.0432，第一階段至第二階段為 4.3307，而危機之前與第二階段則為 4.3739，除危機前至第一階段不顯著外，其餘兩項在 1% 顯著水準之下皆呈現有顯著提高；接著，捷克在危機前至第一階段為 2.9892，第一階段至第二階段為 2.2630，危機之前與第二階段則為 5.2522；匈牙利在危機前至第一階段為 3.3839，第一階段至第二階段為 3.5505，而危機前與第二階段則為 6.9344，皆至少在 5% 的顯著水準下呈現顯著提升；但俄羅斯（分別為 -1.8671、3.7265 及 1.8593）與土耳其（-0.3020、5.6694 及 5.3674）的結果則與其他市場較不一致，但在第一階段至第二階段，以及危機前與第二階段，兩股市報酬率與美股報酬率之相關性還是有顯著提升。而相關係數平均值之檢定統計量則分別是 0.8356、3.9119 及 4.7475，同樣是在第一階段至第二階段，以及危機前與第二階段呈現有顯著的提高。

由表 2 之 B 部分的 (4)、(5) 及 (6)，我們發現次貸危機的衝擊亦會顯著提高俄股報酬率與東歐股市報酬率之間的相關性，比較俄股與四個東歐股市在危機前後相關係數的統計量，其中捷克與匈牙利在危機前至第一階段、第一階段至第二階段，以及危機前與第二階段分別為 4.6009、4.4753、9.0762；以及 5.3590、5.3183 與 10.6773，均在 1% 顯著水準下呈現有顯著的提升；而波蘭和土耳其則分別為 -3.3540、7.5350、4.1810；以及 -0.2938、2.6819 與 2.3882，皆在第一階段至第二階段，以及危機前與第二階段呈現有顯著提高。而平均值的統計量則分別是 1.6077、4.9415 和 6.5492，與上述美股的情形相似。

綜合表 2 的結果，雖然由危機前至危機第一階段，各股市間相關性之升降會呈現出不太一致的情形，但由第一階段至第二階段，以及危機前與第二階段的比較，其相關性還是有顯著的增加。此顯示出投資銀行雷曼兄弟的破產事件，的確是會加劇整起危機的影響性。

其次，探討股市波動性的外溢效果亦是研究股票市場蔓延效應的常用方法，因此本文以 ARMA(p,q)-GARCH(1,1) 模型配適的條件變異數代表各股市股價指數日報酬率的波動度，再分別以美、俄股與各東歐各股市股價報酬率的波動度相關係數，簡單地分析次貸危機所造成之美、俄股市對東歐股市的波動性外溢現象。表 3 所示為美、俄股與各東歐股市股價指數報酬率各階段的波動度相關係數及其差異性檢定。比較表 3 中 A 部分之 (4)、(5)、(6) 的結果，

<sup>12</sup> 本文中報酬率相關係數、以及報酬率波動度相關係數之檢定統計量係為將各階段的相關係數經 Fisher 的 Z 轉換後，再藉由 t 檢定而得。

我們發現次貸危機同樣會造成美股對東歐股市顯著的報酬率波動性外溢效應。其中美股與波蘭的報酬波動度相關係數統計量，由危機前至第一階段為 1.1149，第一階段至第二階段為 8.5777，而危機前與第二階段則為 9.6926，其中第一階段至第二階段，以及危機之前與第二階段在 1% 顯著水準下呈現有顯著提升。俄羅斯、捷克及匈牙利於三階段的統計量值則分別為 2.7839、14.4122、17.1961；4.2871、12.3156、16.6027；以及 5.5233、14.1426 與 19.6659，皆在 1% 顯著水準下呈現有顯著的增加。只土耳其（分別為 -2.5174、3.1817 及 0.6643）不一致。而平均值的統計量則分別為 2.3145、9.4710 和 11.7855，均至少在 5% 顯著水準下呈現有顯著提高。

再由表 3 中 B 部分之 (4)、(5)、(6) 的結果，可以發現次貸危機亦會造成俄股對東歐股市的報酬率波動性顯著地外溢現象，其中，捷克與匈牙利在三階段的統計量值分別為 6.1104、17.2454、23.3558，以及 9.9676、17.4671 與 27.4346，均在 1% 顯著水準下呈現有顯著提升。但波蘭 (-1.0059、7.2649 和 6.2590) 及土耳其 (-3.4032、5.4014 與 1.9982) 則不一致，而平均值則分別為 2.6630、8.7167 和 11.3797，皆在 1% 顯著水準下呈現有顯著提高。綜合上述，表 3 之結果顯示出與表 2 的結果類似之情形，由危機前至危機第一階段，各股市間之波動度相關性雖然呈現出升降不一致的狀態，但由第一階段至第二階段，以及危機前與第二階段，其波動度相關性還是會有明顯的增加，此結果亦再次顯示出投資銀行雷曼兄弟破產事件的影響性以及嚴重性。

由圖 1 的各國股價指數報酬率（變動率）之圖形，顯示約在 2007 年下半年至 2009 年上半年這段期間，各國股市指數的變動幅度有加劇的現象。此外由圖 2 的各國股價指數報酬率波動度之圖形顯示，同樣在 2007 年下半年至 2009 年上半年，各國股價報酬率的波動幅度亦皆有大幅增加的情形。且以上兩者都是在 08~09 年間達到了最高峰，此亦顯示出次貸危機對各國股市的衝擊及負面影響，尤其是在雷曼兄弟公司的破產事件之後。

經由上述的結果，我們得知在次貸危機發生後，美股 S&P 500 指數、俄股以及東歐股市之間，無論是報酬率的相關性，或是報酬率波動度的相關性較危機之前皆會有明顯的提升（尤其是危機前與第二階段），表示在次貸危機期間，美股與東歐股市間存在有明顯的共移程度、及波動性外溢程度增加的現象，雖有部份市場的升降順序略有差異，但總體而言仍符合世銀定義的非常限制性蔓延現象，也符合 Dornbusch et al. (2000) 與 Forbes & Rigobon (2001) 等指出的蔓延效果，即在某一重大的風險衝擊或干擾過後，國際股市之間的連結性、共移程度增加的現象。由此可知，股票市場間的連動性、共移趨勢會因為

某突發事件的衝擊，或是隨時間而改變，而傳統的線性共整合模型由於無法檢測出結構轉折點 (structural break point)，因此以傳統的共整合模型來檢測股市之間 — 特別是美股與東歐股市間 — 隨時間改變的長期均衡關係可能並不適當，非線性的共整合模型應更適合用來分析股票市場之間的互動情形 (Anderson, 1997; Balke & Fomby, 1997; Siklos & Granger, 1997)。



表一 股價指數報酬率敘述統計量

	U.S. (S&P 500)	Russia	Poland	Czech	Hungary	Turkey
<b>全樣本 (2005, 9, 1~2010, 3, 31; T = 1000)</b>						
<b>Mean</b>	-0.00437	0.0565	0.0286	-0.0134	0.0104	0.0571
<b>Max.</b>	9.7743	20.2039	8.4639	10.8953	13.8357	12.1272
<b>Min.</b>	-9.4695	-24.6684	-10.1859	-11.0389	-12.6489	-11.4749
<b>Std. Dev</b>	1.5970	2.9807	1.6889	1.8760	2.0975	2.2552
<b>Skewness</b>	-0.6381**	-0.7618**	-0.3094**	-0.5319**	-0.0850	-0.2113*
<b>Kurtosis</b>	10.9675***	14.3123***	6.3596***	9.8704***	8.2027***	6.6458***
<b>Jarque-Bera</b>	2710.18***	5423.34***	485.754***	2011.90***	1127.92***	560.703***
<b>L-B Q(24)</b>	114.990***	76.032***	22.046	39.790**	48.052***	25.597
	(0.000)	(0.000)	(0.577)	(0.023)	(0.002)	(0.374)
<b>次貸危機之前 (2005, 9, 1~2007, 3, 13; T = 342)</b>						
<b>Mean</b>	0.0353	0.2078	0.1476	0.0571	0.0156	0.0779
<b>Max.</b>	2.9965	11.0412	6.8617	7.0482	7.0871	10.2630
<b>Min.</b>	-3.5343	-12.2711	-5.9353	-6.7729	-6.2648	-8.6708
<b>Std. Dev</b>	0.7138	2.1081	1.3762	1.3297	1.6898	1.9500
<b>Skewness</b>	0.0351	-0.5005**	-0.1928*	-0.4739**	-0.0327	-0.0256
<b>Kurtosis</b>	6.1365***	9.9671***	5.9405***	7.6181***	4.3470***	6.0444***
<b>Jarque-Bera</b>	139.845***	703.908***	124.968***	315.783***	25.840***	131.729***
<b>L-B Q(24)</b>	29.149	28.061	42.606**	29.849	21.999	45.461***
	(0.215)	(0.257)	(0.011)	(0.190)	(0.579)	(0.005)

次貸危機期間 — 階段一 (2007, 3, 14~2008, 9, 15; T = 329)						
<b>Mean</b>	-0.0461	-0.1010	-0.1031	-0.0843	-0.0555	-0.0524
<b>Max.</b>	4.1535	6.0842	4.4638	8.0836	6.3520	6.4843
<b>Min.</b>	-4.8283	-9.2826	-6.3059	-7.2063	-5.9611	-11.4749
<b>Std. Dev</b>	1.3031	1.9389	1.5293	1.5553	1.4314	2.2163
<b>Skewness</b>	-0.3650**	-0.8053**	-0.2652*	-0.5288**	0.0651	-0.5725**
<b>Kurtosis</b>	3.9885*	5.4893***	4.1600***	7.8235***	4.7590***	5.8361***
<b>Jarque-Bera</b>	20.640***	120.138***	22.235***	333.260***	42.518***	127.847***
<b>L-B Q(24)</b>	27.136 (0.298)	35.355* (0.063)	24.293 (0.445)	38.606** (0.030)	16.750 (0.859)	24.585 (0.429)
次貸危機期間 — 階段二 (2008, 9, 16~2010, 3, 31; T = 329)						
<b>Mean</b>	-0.0113	0.1004	0.0455	0.00753	0.0808	0.1574
<b>Max.</b>	9.7743	20.2039	8.4639	10.8953	13.8357	12.1272
<b>Min.</b>	-9.4695	-24.6684	-10.1859	-11.0389	-12.6489	-10.6833
<b>Std. Dev</b>	2.3541	4.2675	2.0821	2.5229	2.8926	2.5664
<b>Skewness</b>	-0.5287**	-0.6173**	-0.3310**	-0.4541**	-0.1538*	-0.0826
<b>Kurtosis</b>	6.6630***	9.3770***	5.9899***	7.4180***	6.1305***	6.6940***
<b>Jarque-Bera</b>	198.656***	576.599***	128.166***	278.029***	135.227***	186.867***
<b>L-B Q(24)</b>	72.002*** (0.000)	42.205** (0.012)	20.300 (0.680)	18.565 (0.775)	32.580 (0.113)	10.964 (0.989)

註：1. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5% 及 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

2. Jarque-Bera 為常態性檢定統計量。

3. L-B Q 為 Ljung-Box Q 統計量。

表二 美股、俄股與東歐股市股價指數報酬率相關係數及檢定

	相關係數			相關係數檢定		
	(1) 次貸危機之前	(2) 次貸危機期間 — 階段一	(3) 次貸危機期間 — 階段二	(4) 次貸危機之前與 階段一	(5) 階段一與階段二	(6) 次貸危機之前與 階段二
<b>A 部分 — U.S.</b>						
Russia	0.2955	0.1985	0.3864	-1.8671*	3.7265***	1.8593*
Poland	0.1976	0.1999	0.4157	0.0432	4.3307***	4.3739***
Czech	0.1988	0.3514	0.4561	2.9892***	2.2630**	5.2522***
Hungary	0.1475	0.3239	0.4874	3.3839***	3.5505***	6.9344***
Turkey	0.2300	0.2141	0.4865	-0.3020	5.6694***	5.3674***
Average	0.2139	0.2576	0.4464	0.8356	3.9119***	4.7475***
<b>B 部分 — Russia</b>						
Poland	0.6598	0.5418	0.7715	-3.3540***	7.5350***	4.1810***
Czech	0.5215	0.6822	0.7936	4.6009***	4.4753***	9.0762***
Hungary	0.4678	0.6663	0.8000	5.3590***	5.3183***	10.6773***
Turkey	0.6058	0.5954	0.6829	-0.2938	2.6819***	2.3882***
Average	0.5637	0.6214	0.7620	1.6077	4.9415***	6.5492***

註：1. 相關係數檢定之統計量係為將各階段相關係數經Fisher的Z轉換後，再藉由t檢定而得。

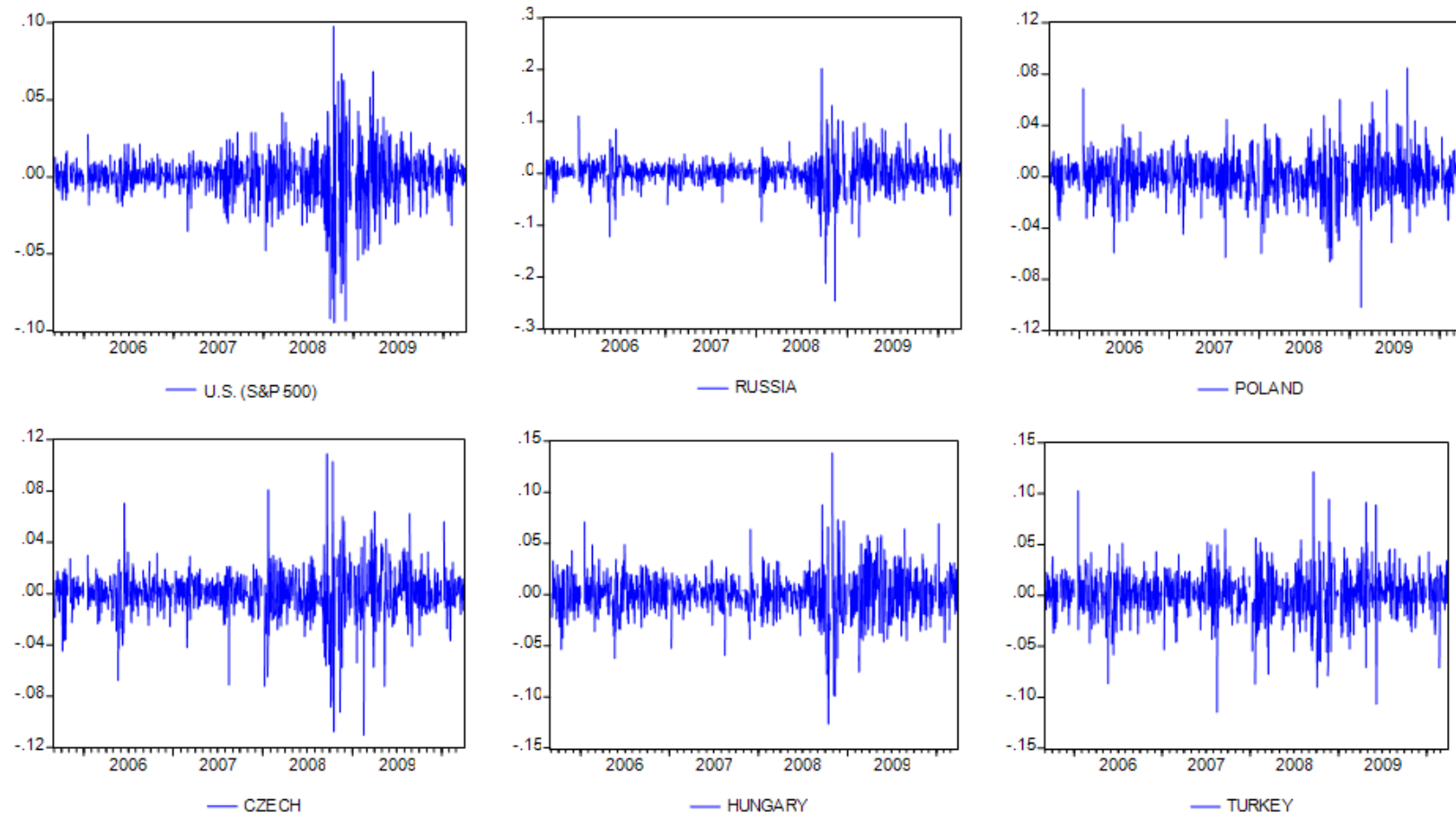
2. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5% 及 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

表三 美股、俄股與東歐股市股價指數報酬率波動度相關係數及檢定

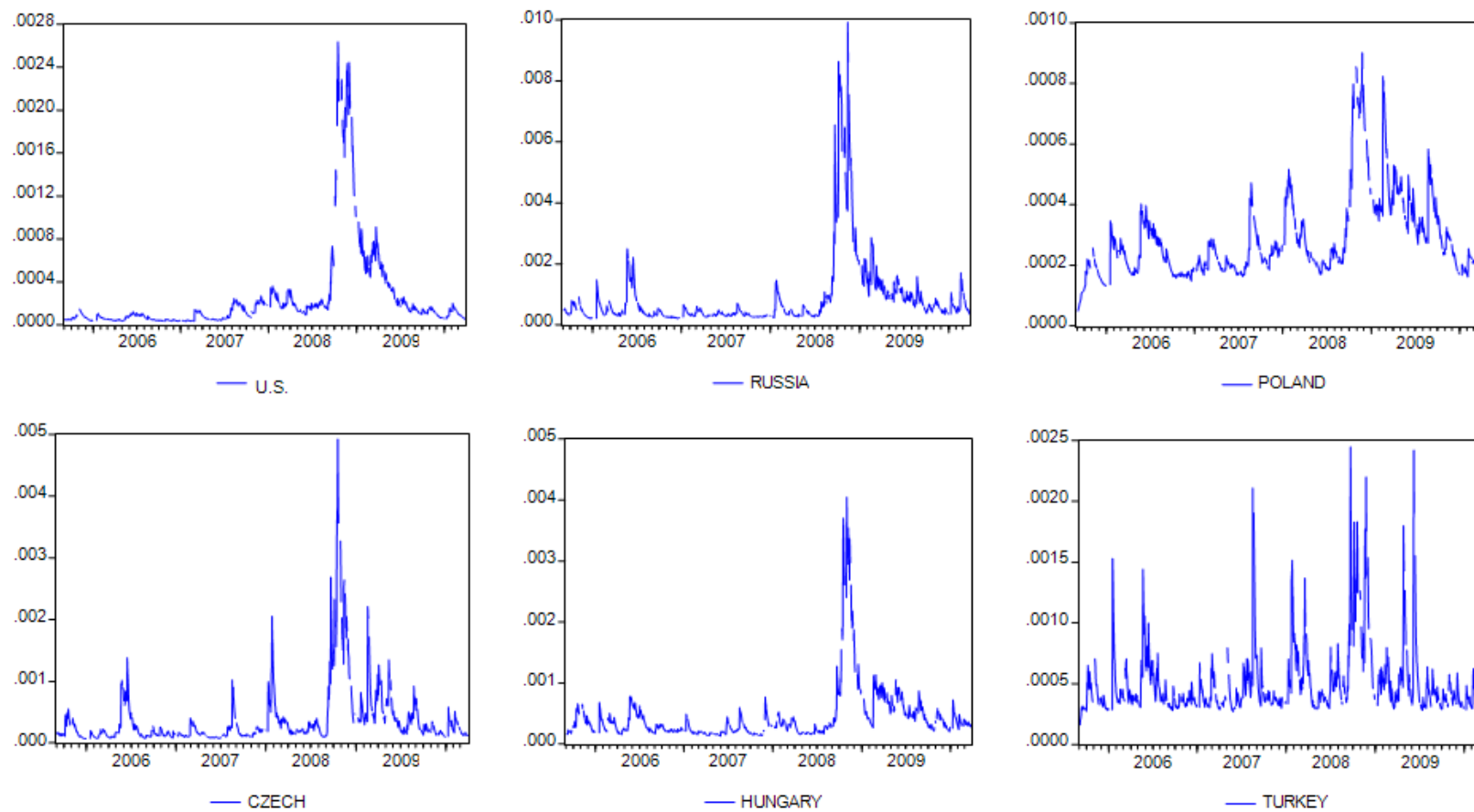
	相關係數			相關係數檢定		
	(1) 次貸危機之前	(2) 次貸危機期間 － 階段一	(3) 次貸危機期間 － 階段二	(4) 次貸危機之前與 階段一	(5) 階段一與階段二	(6) 次貸危機之前與 階段二
<b>A 部分 – U.S.</b>						
<b>Russia</b>	0.3608	0.4869	0.8693	2.7839***	14.4122***	17.1961***
<b>Poland</b>	0.5215	0.5650	0.8059	1.1149	8.5777***	9.6926***
<b>Czech</b>	0.4986	0.6555	0.8990	4.2871***	12.3156***	16.6027***
<b>Hungary</b>	0.2839	0.5355	0.8812	5.5233***	14.1426***	19.6659***
<b>Turkey</b>	0.5915	0.4934	0.6149	-2.5174***	3.1817***	0.6643
<b>Average</b>	0.4513	0.5473	0.8141	2.3145**	9.4710***	11.7855***
<b>B 部分 – Russia</b>						
<b>Poland</b>	0.4782	0.4341	0.7000	-1.0059	7.2649***	6.2590***
<b>Czech</b>	0.6262	0.7908	0.9660	6.1104***	17.2454***	23.3558***
<b>Hungary</b>	0.2592	0.6736	0.9452	9.9676***	17.4671***	27.4346***
<b>Turkey</b>	0.6370	0.5114	0.6982	-3.4032***	5.4014***	1.9982**
<b>Average</b>	0.5002	0.6025	0.8274	2.6630***	8.7167***	11.3797***

註：1. \*\*、\*\*\* 分別表示在 5% 及 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

2. 各國股價指數報酬率的波動度是以ARMA(p,q)-GARCH(1,1) 模型所配適的條件變異數來衡量，最適落後期數是以最小 AIC 的準則決定。



圖一 各國股市股價指數報酬率



圖二 各國股市股價指數報酬率之波動度

## 二、單根檢定

由於時間序列資料通常具有非定態的特性，因此在進行共整合分析前，須先對所有的股價指數進行單根檢測。而本文則同時考慮了 ADF、PP 以及 KPSS 等三種單根檢定法。表 7 則為單根檢定的結果，根據表 7 所示，在 5% 的顯著水準之下，對所有的股價指數資料，我們皆無法拒絕其水準值具有單根，亦即該水準值皆不為定態，而經過了一階差分之後的股價指數報酬率則全部拒絕有單根，即一階差分值均為定態。因此根據單根檢定的結果，本文所分析的美股與東歐股市所有股價指數資料均為 I(1) 之序列。

表四 單根檢定

	水準值 (Level)			一階差分值 (First difference)		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
U.S.	-0.9865(2)	-1.0804	6.7057***	-13.5245(4)***	-36.2405***	0.2001
Russia	-1.4828(0)	-1.5523	2.6579***	-29.7848(2)***	-29.8436***	0.2611
Poland	-1.2404(3)	-1.3135	3.7363***	-30.3417(1)***	-30.4552***	0.3184
Czech	-1.0498(1)	-1.0640	6.5389***	-31.2705(1)***	-31.2707***	0.1847
Hungary	-1.3076(1)	-1.3480	4.6733***	-30.6736(0)***	-30.6710***	0.1656
Turkey	-1.3550(2)	-1.3591	1.0376***	-32.5822(2)***	-32.5682***	0.1518

註：1. \*\*、\*\*\* 分別表示在 5% 及 1%，拒絕虛無假設。( ) 中為落後差分項的期數，以 AIC 的最小值決定。

2. ADF, PP及KPSS之 10%，5% 及 1% 臨界值分別為：-2.568251, -2.864225, -3.436683; -2.568412, -2.864487, -3.437108 及 0.3470, 0.4630 與 0.7390。

3. ADF 與 PP 之虛無假設為存在單根之非定態序列，而 KPSS 之虛無假設為不存在單根之定態序列。

## 三、傳統共整合檢定

本節要說明的是傳統共整合檢定的結果，本文將採用 Engle & Granger (1987) 以及 Johansen (1988) 兩種傳統的共整合檢定法。同時如同第一節中所述，本節亦將分別檢測美股 (A 部分)、俄股 (B 部分) 與東歐股市之間的共整合關係，而期間同樣分為三個階段 — 即「次貸危機之前」、「次貸危機期間的第一階段」與「次貸危機期間的第二階段」。

表 5 所列為 Engle-Granger ADF 共整合的檢定結果。根據表 5 中 A 部分之 (1) 所顯示，在次貸危機之前，於 10 % 的顯著水準下，我們可以拒絕「美股 S&P 500 指數與捷克、匈牙利股市間沒有共整合關係」的虛無假設，表示在次貸危機前，美股與捷、匈股市存在有共整合關係。由 A 部分之 (2)，次貸危機第一階段，在 10 % 顯著水準之下，我們無法拒絕「美股與俄羅斯、波蘭、捷克、匈牙利及土耳其之間沒有共整合關係」的虛無假設，表示在次貸危機第一階段，美股與五個東歐股市皆不存在有共整合關係。再由 A 部分之 (3) 所示，次貸危機第二階段，在 10 % 的顯著水準下，我們可以拒絕「美股與匈牙利股市間沒有共整合關係」的虛無假設，表示在次貸危機第二階段，美股與匈股存在有共整合關係，但其統計量較危機之前並無明顯性地變化，表示共整合的程度與危機前相比無明顯增強。

接著，由表 5 中的 B 部分，觀察俄股與東歐股市間的共整合關係，根據 B 部分之 (1) 所顯示，在次貸危機之前，於 10 % 的顯著水準下，我們可以拒絕「俄股與捷克、匈牙利股市之間沒有共整合關係」的虛無假設，表示在次貸危機前，俄股與捷、匈股市存在有共整合關係。由 B 部分之 (2)，次貸危機第一階段，在 10 % 顯著水準下，我們無法拒絕「俄股與波蘭、捷克、匈牙利及土耳其股市之間沒有共整合關係」的虛無假設，表示在次貸危機第一階段，俄股與四股市間皆不存在有共整合關係。再由 B 部分之 (3) 所示，次貸危機第二階段，在 10 % 的顯著水準下，我們可以拒絕「俄股與捷克股市間沒有共整合關係」的虛無假設，表示在次貸危機第二階段，俄股與捷克股市間存在有共整合關係，但其統計量的顯著水準卻較危機前增加，表示共整合的程度較危機之前有明顯減弱。

接下來，表 6 所列為 Johansen 最大特性根共整合檢定的結果。根據表 6 中 A 部分之 (1) 最大特性根檢定統計量所示，在次貸危機之前，美股與波蘭、匈牙利的股市之間存在有共整合秩 (co-integrating rank)，而共整合秩的數目則各有 1 個。表示在次貸危機之前，美股與波、匈兩國的股市間具有共整合關係。由 A 部分之 (2)，在次貸危機第一階段，美股與五個東歐股市皆不存在有共整合秩，表示與五個東歐股市在此階段皆不具有共整合關係。接著再由 A 部分之 (3)，次貸危機第二階段，美股雖和波、匈兩國具有共整合關係，但是亦僅各具有 1 個共整合秩，秩的數目與危機前相同，表示美股和此兩股市間的共整合關係與危機前相比沒有增強。而俄羅斯、捷克及土耳其股市則是在危機之前、危機第一階段及危機第二階段與美股皆不具有共整合關係。



最後，由表 6 中 B 部分的 (1)、(2) 及 (3)，觀察俄羅斯股市與東歐股市於三個階段的 Johansen 共整合關係，由 B 部分之 (1) 所示，在次貸危機前，俄股與波蘭、匈牙利股市間存在有共整合關係 (各具有 1 個共整合秩)。由 B 部分之 (2)，在次貸危機第一階段，俄股與四個東歐股市間皆不存在有共整合關係。再由 B 部分之 (3)，次貸危機第二階段，俄股與四個東歐股市之間仍然皆不存在有共整合關係。

由過去的實證研究顯示，當某一危機事件爆發，訊息衝擊會造成股市間的蔓延現象，導致國際股市間的共整合關係有所改變，如 Sheng & Tu (2000) 發現美股與亞太地區十一國的股市，在亞洲金融危機前並不存在共整合關係，而在金融危機期間則存在共整合關係。但是根據上述兩種傳統共整合檢定的結果，在次貸危機的前後，美股與五個東歐股市，以及俄股與四個東歐股市間的長期均衡關係卻未有明顯增強，換言之，依照上述兩種檢定的結果，次貸危機並沒有能夠改變美、俄股和東歐股市間的共移趨勢，這與前一節之報酬率相關性，以及報酬率波動度相關性的分析結果並不一致，此種結果似乎並不合理。由於 Engle-Granger 與 Johansen 兩種共整合檢定模型皆屬線性共整合模型，其均假設均衡誤差項的調整方式是不存在門檻的對稱性調整，此假設與許多研究的發現並不符合，如 Sarantis (2001) 指出，股市在上漲及下跌的調整方式並不相同。一旦股市間的共整合關係存在有非對稱特性，就會產生模型的誤設錯誤 (Enders & Siklos, 2001)，所以下一節我們將運用 Enders & Siklos (2001) 的不對稱門檻共整合檢定，重新來檢視美、俄股與東歐股市間的共整合關係，在次貸危機前後的變化。

表五 美股、俄股與東歐股市之 Engle-Granger 共整合檢定

	(1) 次貸危機之前	(2) 次貸危機期間 — 階段一	(3) 次貸危機期間 — 階段二
	Engle-Granger ADF Statistic	Engle-Granger ADF Statistic	Engle-Granger ADF Statistic
<b>A 部分 — U.S.</b>			
Russia	-2.278	-0.949	-2.597
Poland	-2.729	-2.262	-2.770
Czech	-3.522**	-2.424	-2.951
Hungary	-3.236*	-2.399	-3.317*
Turkey	-1.976	-2.096	-2.510
<b>B 部分 — Russia</b>			
Poland	-2.144	-0.308	-2.816
Czech	-3.392**	-0.362	-3.324*
Hungary	-3.093*	-0.433	-1.598
Turkey	-1.821	-1.155	-2.852

註：1. 模型的落後差分項期數，是以 AIC 的最小值決定。

2. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5% 及 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

3. ADF共整合檢定統計量的臨界值取自 Engle & Yoo (1987)。

表六 美股、俄股與東歐股市之 Johansen 共整合檢定

	(1) 次貸危機之前		(2) 次貸危機期間 — 階段一		(3) 次貸危機期間 — 階段二	
	Rank	Max-Eigen Statistics	Rank	Max-Eigen Statistics	Rank	Max-Eigen Statistics
<b>A 部分 — U.S.</b>						
<b>Russia</b>	<b>r = 0</b>	7.08810	<b>r = 0</b>	3.60657	<b>r = 0</b>	4.42080
	<b>r ≤ 1</b>	0.59140	<b>r ≤ 1</b>	0.19933	<b>r ≤ 1</b>	0.01180
<b>Poland</b>	<b>r = 0</b>	15.14556**	<b>r = 0</b>	2.44962	<b>r = 0</b>	19.41036**
	<b>r ≤ 1</b>	3.86512	<b>r ≤ 1</b>	1.64503	<b>r ≤ 1</b>	0.23073
<b>Czech</b>	<b>r = 0</b>	6.79622	<b>r = 0</b>	1.55966	<b>r = 0</b>	6.59250
	<b>r ≤ 1</b>	1.20371	<b>r ≤ 1</b>	0.01481	<b>r ≤ 1</b>	0.03003
<b>Hungary</b>	<b>r = 0</b>	13.12587**	<b>r = 0</b>	5.72745	<b>r = 0</b>	11.29309**
	<b>r ≤ 1</b>	3.00146	<b>r ≤ 1</b>	0.87703	<b>r ≤ 1</b>	1.78228
<b>Turkey</b>	<b>r = 0</b>	8.33597	<b>r = 0</b>	4.45404	<b>r = 0</b>	7.60174
	<b>r ≤ 1</b>	1.28654	<b>r ≤ 1</b>	0.65844	<b>r ≤ 1</b>	0.34697

表六 美股、俄股與東歐股市之 Johansen 共整合檢定(續)

	(1) 次貸危機之前		(2) 次貸危機期間 — 階段一		(3) 次貸危機期間 — 階段二	
	Rank	Max-Eigen Statistics	Rank	Max-Eigen Statistics	Rank	Max-Eigen Statistics
<b>B 部分 — Russia</b>						
<b>Poland</b>	<b>r = 0</b>	14.86771**	<b>r = 0</b>	4.23470	<b>r = 0</b>	3.99279
	<b>r ≤ 1</b>	3.63512	<b>r ≤ 1</b>	0.23418	<b>r ≤ 1</b>	0.05085
<b>Czech</b>	<b>r = 0</b>	8.27104	<b>r = 0</b>	2.45899	<b>r = 0</b>	3.13999
	<b>r ≤ 1</b>	0.08342	<b>r ≤ 1</b>	0.51320	<b>r ≤ 1</b>	0.01097
<b>Hungary</b>	<b>r = 0</b>	15.92894**	<b>r = 0</b>	1.95176	<b>r = 0</b>	5.07331
	<b>r ≤ 1</b>	0.00035	<b>r ≤ 1</b>	7.97E-06	<b>r ≤ 1</b>	0.09391
<b>Turkey</b>	<b>r = 0</b>	6.86443	<b>r = 0</b>	1.25675	<b>r = 0</b>	4.95419
	<b>r ≤ 1</b>	0.16916	<b>r ≤ 1</b>	0.21142	<b>r ≤ 1</b>	1.08583

註：本文中的 Johansen 共整合檢定模型，係採用 Johansen (1988) 所提出之向量自我迴歸模型中無趨勢項，而且共整合方程式中無截距項的模型，而共整合秩數目係採用 Johansen (1988) 提出的最大特性根檢定 (Maximum Eigenvalue Co-integration Test) 決定。其在 5% 顯著水準下之下，虛無假設為不存在有共整合關係 ( $r = 0$ ) 的臨界值 11.22480，而虛無假設為存在一個共整合關係 ( $r = 1$ ) 的臨界值則為 4.12991。

## 四、Enders-Siklos 不對稱門檻共整合檢定

本節要說明的是不對稱門檻共整合檢定之結果，欲檢測不對稱門檻共整合關係，Enders & Siklos (2001) 提出了兩種可以考慮的模型，TAR 共整合檢定以及 M-TAR 共整合檢定。Enders & Granger (1998) 認為當資料序列發生不對稱調整時，指標函數的決定也可能是取決於序列動能 (momentum) 的改變。Boucher (2007) 亦指出，M-TAR 模型是以落後誤差項的差分 ( $\Delta \varepsilon_{t-1}$ ) 做為門檻變數，在估計參數時的收斂速度會比以落後誤差項水準值 ( $\varepsilon_{t-1}$ ) 為門檻變數的 TAR 模型更快，因此本文將採用 M-TAR 共整合模型檢測美股、俄股與東歐股市間的共整合關係。

根據 Enders-Siklos 的不對稱門檻共整合模型，欲檢定美股 S&P 500 指數與俄、波、捷、匈、土五國股市；以及俄股與波、捷、匈、土四國股市間的共整合關係，虛無假設為美股與俄、波、捷、匈、土五個股市，以及俄股與波、捷、匈、土四個股市間不存在共整合關係 ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ )。Enders & Siklos (2001) 指出此檢定統計量雖為 F 統計量，但在虛無假設為真的情況下，檢定統計量會產生擾攘參數 (nuisance parameters) 的問題，而導致該統計量的漸進分配並不是傳統的 F 分配，而是須經由 Monte Carlo 模擬法模擬而得。本文 M-TAR 共整合檢定的檢定統計量臨界值是取自 Enders & Siklos (2001)。

表 7 為 Enders-Siklos 不對稱門檻共整合檢定的結果，根據 M-TAR 模型檢定統計量，首先由 A 部分觀察美股與東歐股市間的不對稱共整合關係。由表 7 中 A 部分之 (1) 所示，次貸危機之前，在 10% 顯著水準下，美股與俄、波、捷、匈以及土耳其五國股市所得到的  $F_C$  共整合檢定統計量分別為 5.037、6.408、7.612、7.430 及 3.583，其中波、捷、匈等大於臨界值，表示該檢定結果拒絕了「美股與波、捷、匈等股市間沒有共整合關係」的虛無假設，但是美股與俄羅斯及土耳其股市沒有共整合關係的虛無假設則無法拒絕。而在拒絕無共整合關係的虛無假設後，接著要進行的是對稱性檢定，亦即檢測正、負誤差修正項的調整係數是否有差異，虛無假設為對稱性調整 ( $\rho_1 = \rho_2$ )，該檢定為標準 F 檢定。在 10% 顯著水準下，美股與五個股市所得的  $F_A$  不對稱檢定統計量分別為 2.193、2.063、3.348、3.204 及 1.410，其中捷克和匈牙利的統計量大於臨界值，表示結果拒絕「美股與捷、匈股市之間共整合關係的調整為對稱」的虛無假設，顯示美股與捷克、匈牙利間的共整合關係存在有非對稱現象 (asymmetric) 或是門檻效果。由上述的結果，可知道在次貸危機之前，美股與捷克及匈牙利股市具有不對稱的共整合關係。

由 A 部分之 (2)，次貸危機的第一階段，在 10% 的顯著水準下，美股與俄、波、捷、匈、土五個股市所得之  $F_C$  統計量分別為 5.613、6.141、8.494、7.788 及 4.768，除土耳其之外皆大於臨界值，表示檢定結果拒絕「美股與俄、波、捷、匈等股市間沒有共整合關係」的虛無假設。但是美股與土耳其沒有共整合關係的虛無假設仍無法拒絕。對稱性檢定方面，在 10% 的顯著水準下，美股與五個股市所得之  $F_A$  統計量分別為 4.411、5.564、6.217、3.243 及 2.114，只土耳其的統計量小於臨界值，表示拒絕「美股與俄、波、捷、匈股市間的共整合關係之調整為對稱」的虛無假設，顯示在次貸危機的第一階段，美股與俄、波、捷、匈的股市具有不對稱的共整合關係，但是其中與波蘭的共整合關係卻較危機之前有稍微減弱。

再由 A 部分之 (3) 所顯示，在次貸危機的第二階段，於 1% 的顯著水準下，其  $F_C$  統計量分別為 19.308、10.082、16.265、12.115、12.136，顯著拒絕了「美股與俄、波、捷、匈、土的股市間沒有共整合關係」的虛無假設。而在對稱性檢定方面，由  $F_A$  統計量，在 1% 的顯著水準下，美股與五個股市皆顯著拒絕「共整合關係的調整為對稱」的虛無假設，表示在次貸危機第二階段，美股與俄、波、捷、匈、土五股市皆具有不對稱的共整合關係，且其共整合關係較危機前，以及危機第一階段皆有顯增強。

接著，我們再由 B 部分觀察俄股與四個東歐股市間的不對稱共整合關係。由表 7 中 B 部分之 (1) 所示，次貸危機前，在 5% 顯著水準之下，俄股與四個股市的  $F_C$  統計量分別為 7.636、8.200、8.138 及 3.865，顯著拒絕了「俄股與波、捷、匈股市間沒有共整合關係」的虛無假設。而在對稱性檢定方面，由  $F_A$  統計量，在 10% 的顯著水準下，俄股與波、捷、匈之股市皆顯著拒絕「共整合關係的調整為對稱」的虛無假設。由 B 部分之 (2)，次貸危機第一階段，在 10% 顯著水準下，其  $F_C$  統計量亦顯著拒絕了「俄股與波、捷、匈之股市間沒有共整合關係」的虛無假設，但與波蘭的共整合關係較危機前有所下降。而在 5% 的顯著水準下， $F_A$  統計量則是拒絕了俄股與捷、匈兩國股市之「共整合關係的調整為對稱」。最後，再由 B 部分之 (3)，次貸危機第二階段，在 1% 顯著水準下，由  $F_C$  及  $F_A$  所顯示，我們可以顯著拒絕「俄股與波、捷、匈之股市間沒有不對稱的共整合關係」。但在危機前後的三個階段中，俄股與土股均不存在有共整合關係。

綜合表 7 的結果，分別比較 A 和 B 兩部分之 (1)、(2) 及 (3) 的  $F_C$  與  $F_A$ ，可以發現在次貸危機的第一階段，美股與俄股之外四個股市的  $F_C$  統計量與危機前相比並無明顯增加的情形，表示在危機第一階段，美股與波、

捷、匈、土的共整合關係並無明顯提升，雖然與俄、波、捷的  $F_A$  統計量較事件之前有明顯增加，但此也僅能表示美股與三國股市的共整合不對稱性較危機前有所提升。但至少在此貸危機第一階段，除俄羅斯外，美股與東歐股市間的共整合關係並沒有變得更加緊密。但是到了危機的第二階段，美股與俄、波、捷、匈、土五國股市的  $F_C$  及  $F_A$  統計量較事件之前均有明顯的增加，表示在此貸危機第二階段，美股與俄、波、捷、匈、土的共整合關係，以及共整合的不對稱性較危機之前皆有明顯提升，顯示在此貸危機第二階段的期間，美股與東歐股市之間的不對稱性共整合關係變得更加密切。而俄股與四個股市之間共整合狀態在三個階段中的變化，與美股的情形差異不太，亦是在此貸危機第一階段，與四股市間的共整合關係與危機之前相比沒有更加密切，但是到了危機的第二階段，其共整合的程度，以及共整合的不對稱性皆有明顯地提升。另外，再比較美、俄股和東歐四國股市共整合關係的強弱，發現在此貸危機前，俄股與四股市的共整合關係要稍強於美股和四股市的共整合關係，而在此貸危機之後，美股與四股市的共整合關係便逐步超越俄股和四股市的共整合關係。

由以上的實證結果，表示在此貸危機的初期，即自新世紀金融公司事件發生後至投資銀行雷曼兄弟破產之前 (2007, 3, 14~2008, 9, 14)，美股及俄股對東歐股市並不存在有蔓延效果，而僅存在相互依存效果。然而自雷曼兄弟破產事件之後，美股與俄股對東歐四股市皆產生有蔓延效果 (俄股與土股除外)，此結果與第一節中所述之報酬率相關性、以及報酬率波動度相關性之結果頗為一致，也再次說明了雷曼兄弟破產事件對於整起次貸危機所產生的重大影響，以及對美國乃至於全球的股市，與金融市場所產生之衝擊。

另外在上述的結果中，我們發現，Enders-Siklos 的 M-TAR 不對稱門檻共整合檢定與前一節之 Engle-Granger 及 Johansen 兩種共整合檢定有極大的差異，由 Engle-Granger 和 Johansen 兩種共整合檢定的結果顯示，次貸危機並不會改變美、俄股與東歐股市間的共整合關係。根據過去文獻指出的，當發生有重大危機的風險衝擊時，應會導致國際股市間 (美俄股與東歐股市) 的共整合關係發生變化。由於此兩種共整合模型皆假設共整合的調整過程是線性或是對稱的，因此我們並無法以該兩種模型的檢定得到共整合關係改變的結果。但是 Enders-Siklos 的不對稱門檻共整合檢定，則顯示次貸危機 (雷曼兄弟破產事件) 確實會促使美股 S&P 500 指數與俄、波、捷、匈、土五國；以及俄股與波、捷、匈三國股市間的共整合關係發生變化 (增強)。由於股市間的共整合關係可以視為一種共同移動趨勢，在此貸事件之後，美股、俄股與部份東歐股市共整合關係的提升，表示雙方共移趨勢的增加，證實美股對俄、波、

捷、匈，土五國；以及俄股對波、捷、匈三國的股市存在有蔓延效果，但俄股對土耳其股市則僅有相互依存效果。

而在次貸危機期間（包括了第一以及第二階段），美股、俄股與東歐股市共整合調整之不對稱性普遍亦較危機之前增加，表示美股、俄股的上漲（好消息）及下跌（壞消息），對東歐股市的不對稱性影響在次貸危機之前並無太大差異，但在次貸危機期間，尤其是在第二階段，就具有明顯差異，共整合關係出現有門檻效果或是原本的門檻效果增強。顯示次貸危機產生的風險衝擊，會提升國際股市之間訊息的傳遞效率，使訊息（尤其是負面訊息）的傳遞更為快速，造成或是增強了投資人恐慌的預期心理，進而導致市場對風險趨避程度的改變，因而造成國際股市蔓延現象的產生。

另有兩點發現值得注意，其一為，俄股與四個東歐股市的共整合關係在次貸危機之前是強於美股與該四股市的共整合關係，但在次貸危機後，由第一階段到第二階段，美股與四股市的共整合關係就逐步超越俄股與四股市的共整合關係。此點顯示出了，自蘇聯解體之後，東歐各國雖然經歷了多年的改革與開放，共產體制的影響性已微乎其微，但是與俄羅斯的地緣關係，加上俄羅斯是其在能源（石油及天然氣）供應上的重要來源，使俄羅斯至今對東歐各國仍是保有相當的影響力，因此在次貸危機之前，俄股與四股市間的共整合關係要較美股與四股市為緊密。但在次貸危機之後，尤其是在雷曼兄弟破產事件之後，由於此重大的風險衝擊改變了美股對四股市，以及俄股對四股市原本的傳遞機制，導致了美股和俄股皆對該四股市產生了蔓延效應（除俄股與土股）。但美國畢竟是危機的來源以及全球經濟的龍頭，而東歐國家在歷經多年的市場轉型與經濟改革後，與國際的金融市場也已達到一定程度的接軌，因此在如此重大的風險衝擊之下，美股對其股市的影響性便超過了俄股對其股市的影響性。

其二則為，在美股與五個東歐股市於次貸危機之後的共整合程度排序上，以俄股為最高，顯示了俄羅斯股市的市場自由度及國際化程度仍是要高於其他四國。根據 Aggarwal et al. (1999)、Collins & Biekpe (2003) 及 Dungey et al. (2006) 的實證發現，當發生國際金融危機時，大部份被蔓延的國家多是以開發中或新興市場國家為主，由於以所往發生的金融危機，多為源於新興市場，成因多是由於危機發生國本身的金融體制及法規不健全，加上國際資金的炒作所引起，鄰近國家極容易因為與該國的地緣關係而產生被蔓延的現象。而次貸危機則是肇因於美國各大金融機構在衍生性金融商品交易的巨額虧損，因此與美國的金融、證券市場連結性強弱才應是造成被蔓延程度有差異的主要因



素。聶建中、高友笙與楊超翔 (2011) 曾探討在次貸危機的前後，美股對台、港、新、日、韓、印以及上海等七個亞洲股市產生的蔓延現象，結果發現在次貸危機之後，美股對日、港、星等發展較成熟、市場開放程度較高，和美國市場連動性較強的證券市場，所產生的蔓延效果比對台、韓、印及上海等要更為明顯。本文所使用的五個東歐國家均屬於新興市場，而由本文的實證結果，美股對俄股所產生的蔓延效果比起對波、捷、匈及土耳其等的股市要更為明顯，顯示了俄羅斯在證券，以及金融市場上的開放程度與國際化程度仍然是高於其他的東歐國家。俄羅斯為一大型的新興市場，隨著近年來的經濟改革漸具成效，其金融、證券市場亦有迅速且長足的發展與開放，與美股的連動性最高，為合理的結果。

由於俄羅斯證券市場的自由度及國際化程度為本文的東歐國家之冠，與美國的證券市場連結性要較其他國家來得深；因此俄羅斯的金融業者、投資人所持有與次貸債權相關衍生性商品的部位亦可能要高於其他四國的投資人，換言之，俄羅斯對美國的「曝險部位」是高於其他的東歐國家，於是使得次貸危機所造成的蔓延效應，對俄股的蔓延程度要較波、捷、匈、土等國股市來的明顯，此結果亦顯示出次貸危機與過去源於新興市場的金融危機，在成因及產生影響上的主要差異。

表七 美股、俄股與東歐股市之 Enders-Siklos 不對稱門檻共整合檢定

	(1) 次貸危機之前			(2) 次貸危機期間 — 階段一			(3) 次貸危機期間 — 階段二			共整合 關係	共整合不 對稱性	是否存在 蔓延效果
	$F_C$	$F_A$	$r$	$F_C$	$F_A$	$r$	$F_C$	$F_A$	$r$			
<b>A 部分 — U.S.</b>												
<b>Russia</b>	5.037	2.193	-0.00245	5.613*	4.411**	0.01423	19.308***	7.788***	-0.03655	增加	增加	是
<b>Poland</b>	6.408*	2.063	-0.00288	6.141*	5.564**	-0.02102	10.082***	7.593***	-0.01834	先減後增	增加	是
<b>Czech</b>	7.612**	3.348*	0.01053	8.494**	6.217**	-0.01459	16.265***	7.738***	0.01005	增加	增加	是
<b>Hungary</b>	7.430**	3.204*	-0.00953	7.788**	3.243*	-0.01417	12.115***	8.366***	0.03283	增加	增加	是
<b>Turkey</b>	3.583	1.410	0.01460	4.768	2.114	-0.01169	12.136***	9.045***	0.03141	增加	增加	是
<b>B 部分 — Russia</b>												
<b>Poland</b>	7.636**	3.685*	-0.00376	6.047*	2.090	-0.00982	8.987***	7.197***	-0.00285	先減後增	先減後增	是
<b>Czech</b>	8.200**	3.466*	-0.00235	6.761**	5.673**	-0.00665	9.180***	6.989***	-0.01393	先減後增	增加	是
<b>Hungary</b>	8.138**	3.557*	-0.00894	7.648**	5.963**	-0.01251	10.319***	6.922***	0.00963	先減後增	增加	是
<b>Turkey</b>	3.865	1.898	-0.00233	3.956	2.434	0.01701	5.010	2.618	-0.02367	增加	增加	否

註：1. 模型的落後差分項期數，是以 AIC 的最小值決定。 $r$  為估計的門檻值。

2. \*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5% 及 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

3.  $F_C$  與  $F_A$  皆為 F 統計量，其虛無假分別為沒有共整合 ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) 及對稱性調整 ( $\rho_1 = \rho_2$ )，其中  $F_C$  檢定統計量的臨界值取自 Enders & Siklos (2001)。

## 伍·結論

過往文獻對經濟、金融危機所導致之國際金融市場蔓延現象雖然有頗多探討，但檢視全球自 1980 年代末期以來所發生的數次金融危機，1987 年的美股危機，在時空、科技與總體經濟背景上已與當前差異太大；墨西哥、泰國、巴西及俄羅斯等的危機事件則僅為新興市場的區域型金融危機，影響範圍有限。始於 2007 年的美國次貸危機無論是在影響深度與波及廣度上都超過了上述諸事件。

共整合分析是實證上檢測蔓延效應的常用方法，但傳統的共整合檢定，忽略了股市存在不對稱性調整的特性 (Wang & Lin, 2005; Shen et al., 2007; Chang, 2010)。因此本文採用允許股市變數的共整合關係具有不對稱性調整的 Enders & Siklos (2001) 不對稱門檻共整合檢定，分別檢測在次貸危機前後，美股 S&P 500 指數與俄羅斯、波蘭、捷克、匈牙利及土耳其五個東歐國家股市；以及俄股和波、捷、匈、土四國股市之間不對稱的長期均衡關係，分析次貸危機對美股與此五個東歐股市，以及俄股與另四個股市間的共同移動趨勢或市場連動性的影響，探討次貸危機的負面衝擊，是否會造成美股對五東歐股市，以及俄股對四股市的蔓延效應，以及在次貸危機的前後，美股與俄股，究竟何者會對四東歐股市有較強的影響性。根據本文 Engle-Granger (1987) 以及 Johansen (1988) 兩種傳統共整合檢定的結果，卻顯示次貸危機並不會改變 (增加) 美股與五股市，以及俄股與四個股市間的共同移動趨勢，這與本文另外進行的股市報酬率之相關性檢定，及股市報酬率波動度之相關性檢定的結果並不一致，也與過去文獻的實證結果差異頗大，而經由 Enders-Siklos 的不對稱門檻共整合檢定，則顯示在次貸危機的前後，美股與五個東歐股市，以及俄股與四個東歐股市的共整合關係確有明顯差異，表示非線性的共整合模型更適合用於分析股市間的動態關係。

本文的主要發現有三點，第一點為支持過去大部分文獻的結論，<sup>13</sup> 當國際間爆發重大的經濟及金融危機，各國股市間極易產生有相互傳遞或蔓延的共移趨勢效果。經由 Enders-Siklos 不對稱門檻共整合檢定的結果，發現在 2008 年 9 月 15 日美國的投資銀行雷曼兄弟破產事件發生之後 (即本文中所指的次貸危機第二階段)，美股與俄、波、捷、匈，土五國，以及俄股與波、捷、

<sup>13</sup> 關於蔓延理論的文獻，如 Dornbusch *et al.* (2000)、Forbes and Rigobon (2001)；而實證上的文獻，如 King and Wadhvani (1990)、Arshanapalli and Doukas (1993)、Caporale *et al.* (2005)。

匈三國股市的共整合關係較危機之前均有大幅提升，共移程度明顯增加，證實美股對俄、波、捷、匈，土，以及俄股對波、捷、匈的股市存在有蔓延效果，但在危機前後的三個階段中，俄股與土股市則皆不存在有共整合的關係，共整合檢定統計量亦無明顯變化，顯示俄股對土耳其股市僅存在相互依存效果。再由共整合調整不對稱性的比較得知，美股、俄股的上漲（好消息）及下跌（壞消息），對東歐股市（不含俄股對土耳其）之影響的不對稱性，在危機第二階段，較危機之前、以及危機第一階段有明顯的增加（共整合關係門檻效果增加），顯示美股、俄股對東歐股市的蔓延效是由於風險衝擊使負面訊息的傳遞速度加快，因而改變了市場投資人的預期心理與風險趨避程度所導致。

第二點則是與過去部份的實證結果有不同發現，以往文獻探討的金融危機事件，多是源於新興市場，鄰近國家極容易因為與危機發生國的地緣關係而產生被蔓延的現象 (Aggarwal et al., 1999; Collins & Biekpe, 2003; Dungey et al., 2006)。但本文以次貸危機為背景的實證結果則顯示，與危機發生國（美國）在金融、證券市場的連結性強弱才是造成被蔓延程度不同的因素。由於俄羅斯的證券市場自由度及國際化程度為本文中的東歐國家之冠，與美國的證券市場連結性亦較深；同時也因為如此，俄羅斯的金融業者及投資人所持有之與次貸債權相關衍生性金融商品的部位高於其他四國的投資人，亦即俄羅斯對美國的「曝險部位」要高於其他的東歐國家，因此而產生了較明顯的被蔓延現象。此顯示出次貸危機與過去發生於新興市場的金融危機，在成因及產生影響上的主要差異。

第三點發現則是在於，經由分別比較美股、俄股與東歐四國股市間的共整合關係，俄股與此四股市的共整合關係在次貸危機之前，是強於美股與四股市的共整合關係，但在次貸危機後，由第一階段再到第二階段，美股與四股市間的共整合關係便超越了俄股與四股市的共整合關係。此點顯示出了，自 1991 年蘇聯解體之後，東歐各國雖擺脫了共產制度的計畫經濟體制，實施了經濟改革與市場的開放及轉型，共產體制的影響性已經微乎其微，但是其與俄羅斯的地緣關係，以及彼此在石油、天然氣上的供需聯繫，導致俄羅斯至今對其在政治以及經濟的局勢上仍是具有相當程度的影響力，因此在次貸危機之前，俄股與東歐四國股市間的共整合關係要較美股與四國股市為緊密。但在次貸危機之後，尤其是在雷曼兄弟破產事件之後，由於此一重大的風險衝擊改變了美股、俄股對四個東歐股市原本的傳遞機制，導致了美股及俄股皆對四東歐股市產生了蔓延效應（除俄股與土股）。但是美國畢竟是危機的來源以及全球最大的經濟體，而東歐國家在歷經多年的改革及轉型開放後，與國際的金融市場也已經

達到一定程度的接軌，因此在如此重大的風險衝擊之下，美股對其股市的影響性便超過了俄股對其股市的影響性。卓惠真 (2009) 指出，大多數東歐國家的金融體系早期並未直接受到美國信貸市場之影響，自加入歐盟（泛指始於 2004 年的「歐盟東擴」，將原本屬於社會主義之東、南歐等十國納入歐盟）之後，其藉由西歐國家的資本發展金融體系，不僅其金融中介 (intermediation) 市場顯著成長；且其金融服務市場與全球接軌的程度亦越來越高，除使其經濟成長加速，與西歐銀行的金融往來也趨於熱絡，並且成為吸收歐盟舊會員國境外直接投資 (FDI) 最多的地區。但也因此在 2007~2008 年次貸危機期間，流入東歐的 FDI 大幅減少，新興的商業機會及無形的知識轉移效益亦大量減少，也導致了商品生產及金融部門的失業。

由於次貸危機確實會提高美股與大部分東歐股市的連動性，因此投資人在次貸危機如今仍然是尚未完全平息，而新的歐債危機卻已是全面來襲之際，想要有妥善的投資管理，必須要密切注意美國未來在財政，以及金融與證券市場上情勢的變化，當美國再次發生金融體系的危機事件，或有發生之虞時，就必須注意自身的投資部位與損益，以確保資金的安全性。

## 參考文獻

- 王冠閔，「不對稱訊息下台灣股、匯市與美國股市蔓延效果之預測檢定」，人文暨社會科學期刊，第 3 卷第 1 期，2007 年，頁 69-80。
- 方文碩、王冠閔與董澍琦，「亞洲 金融危機期間股票市場的蔓延效果」，管理評論，第 25 卷第 2 期，2006 年，頁 61-82。
- 朱景鵬，「土耳其加入歐洲聯盟之進程與爭辯」，問題與研究，第 47 卷第 3 期，2008 年，頁 75-104。
- 李顯儀、吳幸姬，「地震對亞太地區股票市場所引起的蔓延效應之研究」，中山管理評論，第 17 卷第 1 期，2009 年，頁 47-79。
- 沈中華、陳建福，「B 股開放政策對中國大陸股票市場效率性有影響嗎？不對稱門檻共整合模型的應用」，財務金融學刊，第 11 卷第 3 期，2003 年，頁 89-119。
- 卓惠真，「陷入經濟困境的中東歐」，中華經濟研究院國際經濟情勢雙週報，第 1676 期，2009 年，頁 5-11。
- 聶建中、高友笙、楊超翔，「次級房貸危機前後美股對亞股的不對稱性蔓延效果」，中原企管評論，第 9 卷第 1 期，2011 年，頁 25-52。
- Aggarwal, C., Inclan, C. & Leal, R., "Volatility in emerging stock markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 34(1), 1999, pp. 33-55.

- Anderson, H. M., "Transaction Costs and Non-linear Adjustment towards Equilibrium in the US Treasury Bill Market", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 59(4), 1997, pp. 465-484.
- Arouria, M. E. H., Bellalah, M. & Nguyenc, D. K., "The comovements in international stock markets: new evidence from Latin American emerging countries", *Applied Economics Letters*, Vol. 18(1), 2009, pp. 1-6.
- Arshanapalli, B. & Doukas, J., "International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17(2), 1993, pp. 193-208.
- Balke, N. S. & Fomby, T. B., "Threshold Cointegration", *International Economic Review*, Vol. 38(3), 1997, pp. 627-645.
- Bekaert, G., Harvey, C. R. & Ng, A., "Market integration and contagion", *Journal of Business*, Vol. 78(1), 2005, pp. 39-69.
- Boucher, C., "Asymmetric Adjustment of Stock Prices to Their Fundamental Value and the Predictability of US Stock Returns", *Economics Letters*, Vol. 95(3), 2007, pp. 339-347.
- Caporale, G. M., Cipollini, A. & Spagnolo, N., "Testing for Contagion: A Conditional Correlation Analysis", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 12(3), 2005, pp. 476-489.
- Caramazza, F., Ricci, L. & Salgado, R., "International financial contagion in currency crises", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23(1), 2004, pp. 51-70.
- Chan, K. S., "Consistency & Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model", *The Annals of Statistics*, Vol. 21(4), 1993, pp. 520-533.
- Chang, S., "Asymmetric Cointegration Relationship among Asian Exchange Rates", *Economic Change and Restructuring*, Vol. 41(2), 2008, pp. 125-141.
- Chang, S., "Effects of Asymmetric Adjustment among Labor Productivity, Labor Demand, and Exchange Rate Using Threshold Cointegration Test", *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 46(1), 2010, pp. 55-68.
- Chiang, M. H., "The Asymmetric Behavior and Spillover Effects on Stock Index Returns: Evidence on Hong Kong and China", *Pan Pacific Management Review*, Vol. 4(1), 2001, pp. 1-21.
- Collins, D. & Biekpe, N., "Contagion: a fear for African equity markets?" *Journal of Economics and Business*, Vol. 55(3), 2003, pp. 285-297.
- Dornbusch, R. Park, Y. C. & Claessens, S., "Contagion: Understanding How It Spreads", *The World Bank Research Observer*, Vol. 15(2), 2000, pp. 177-197.
- Dungey, M., Fry, R., González-Hermosillo, B. & Martin, V., "Contagion in international bond markets during the Russian and the LTCM crises", *Journal of Financial Stability*, Vol. 2(1), 2006, pp. 1-27.
- Enders, W. & Granger, C. W., "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16(3), 1998, pp. 304-311.
- Enders, W. & Siklos, P. L., "Cointegration and Threshold Adjustment", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 29(2), 2001, pp. 166-176.

- Engle, R. & Granger, C. W., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55(2), 1987, pp. 251-276.
- Engle, R. & Yoo, S., "Forecasting and Testing in Co-integration Systems", *Journal of Econometrics*, Vol. 35(2), 1987, pp. 143-159.
- Eun, C. S. & Shim, S., "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24(2), 1989, pp. 241-256.
- Forbes, K. & Rigobon, R., "Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues. in Stijn Claessens, and Kristin J. Forbes, eds.: *International Financial Contagion*", (Kluwer Academic Publishers, Norwell, MA), 2001.
- Forbes, K. & Rigobon, R., "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements", *Journal of Finance*, Vol. 57(5), 2002, pp. 2223-2261.
- Gorton, G. B., "The Subprime Panic", NBER Working Paper, No.w14398, National Bureau of Economic Research, 2008.
- Hamao, Y., Masulis, R. W. & Ng, V., "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets", *The Review of Financial Studies*, Vol. 3(2), 1990, pp. 281-307.
- Hansen, B. E. & Seo, B., "Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models", *Journal of Econometrics*, Vol. 110(3), 2002, pp. 293-318.
- Hui, C. H., & Chung, T. K., "Crash risk of the euro in the sovereign debt crisis of 2009-2010", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35(11), 2011, pp. 2945-2955.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12(2), 1988, pp. 231-254.
- Johansen, S., "Determination of co-integration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54(3), 1990, pp. 383-397.
- Johansen, S., "The role of the constant and linear terms in co-integration analysis of non-stationary variables", *Econometric Review*, Vol. 13(2), 1994, pp. 205-229.
- Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M. & Vegh, C. A., "The Unholy of Financial Contagion", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17(4), 2003, pp. 51-74.
- King, M. A. & Wadhvani, S., "Transmission of Volatility between Stock Markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3(1), 1990, pp. 5-33.
- Koutmos, G., "Asymmetries in the Conditional Mean and the Conditional Variance: Evidence from Nine Stock Markets", *Journal of Economics and Business*, Vol. 50(3), 1998, pp. 277-290.
- Lee, S. B. & Kim, K. J., "Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stock markets?" *Review of Financial Economics*, Vol. 3(1), 1993, pp. 89-102.
- Li, W. K. & Lam, K., "Modelling Asymmetry in Stock Returns by a Threshold Autoregressive Conditional Heteroscedastic Model", *The Statistician*, Vol. 44(3), 1995, pp. 333-341.
- Liu, Y. A., Pan, M. & Shieh, J., "International Transmission of Stock Price Movements: Evidence from the U.S. and Five Asian-Pacific Markets", *Journal of Economics and Finance*, Vol. 22(1), 1998, pp. 59-69.

- Longstaff, F. A., "The Subprime Credit Crisis and Contagion in Financial Markets", *Journal of Financial Economics*, Vol. 97(3), 2010, pp. 436-450.
- Lucey, M. B. & Voronkova, S., "Russian equity market linkages before and after the 1998 crisis: Evidence from stochastic and regime-switching cointegration tests. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 27(5), 2008, pp. 1304-1324.
- Nagayasu, J., "Currency Crisis and Contagion: Evidence from Exchange Rates and Sectoral Stock Indices of the Philippines and Thailand", *Journal of Asian Economics*, Vol. 12(4), 2001, pp. 529-546.
- Pippenger, M. K. & Goering, G. E., "Additional Results on the Power of Unit Root and Cointegration Tests under Threshold Processes", *Applied Economics Letters*, Vol. 7(10), 2000, pp. 641-644.
- Sarantis, N., "Nonlinearities, Cyclical Behaviour and Predictability in Stock Markets: International Evidence", *International Journal of Forecasting*, Vol. 17(3), 2001, pp. 459-482.
- Shen, C. H., Chen, C. & Chen, L., "An Empirical Study of the Asymmetric Cointegration Relationships among the Chinese Stock Markets", *Applied Economics*, Vol. 39(6), 2007, pp. 1433-1445.
- Shen, C. H. & Wang, L. R., "Daily Serial Correlation, Trading Volume, and Price Limit", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 6(2), 1998, pp. 251-274.
- Sheng, H. C. & Tu, A. H., "A Study of Cointegration and Variance Decomposition among Equity Indices before and during the Period of the Asian Financial Crisis", *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 10(3), 2000, pp. 345-365.
- Siklos, P., "Asymmetric Adjustment from Structural Booms and Slumps", *Economics Letters*, Vol. 77(3), 2002, pp. 329-333.
- Siklos, P. & Granger, C. W., "Regime-Sensitive Cointegration with an Application to Interest Rate Parity", *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 3(4), 1997, pp. 640-657.
- Stock, J., "Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, Vol. 55(5), 1987, pp. 1035-1056.
- Tong, H., "Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis", New York: Springer-Verlag, 1983.
- Tong, H., "Non-Linear Times Series: A Dynamical Approach", Oxford, U.K.: Oxford University Press, 1990.
- Wang, C. & Lin, C. A., "Using Threshold Cointegration to Examine Asymmetric Price Adjustments between ADR's and Their Underlying Securities—The Case of Taiwan", *South African Journal of Economics*, Vol. 73(4), 2005, pp. 449-461.



# Who has more Influence on East European Stock Markets around the Subprime Mortgage Crisis—The U.S. or Russia?

CHIEN-CHUNG NIEH, YU-SHENG KAO, YU-CHENG KU\*

## ABSTRACT

This study investigated the variations in the asymmetric co-integration relationships between the S&P 500 Index and East European and Russia's stock market and the stock markets of Poland, Czech, Hungary and Turkey around the Subprime Mortgage Crisis.

The main findings demonstrated that with the application of symmetric co-integration tests of Engle & Granger (1987) and Johansen (1988), the Subprime Mortgage Crisis did not reinforce the co-movement trends between those markets. However, with the application of the Enders & Siklos (2001) asymmetric co-integration methods, there was significant increase in these asymmetric co-integration relationships between them after Lehman Brothers filed the bankruptcy on September 15, 2008. There existed a contagion effect between them in the aftermath of Lehman Brothers' bankruptcy. Only the Turkish market was not transmitted by the Russian market during this crisis; there was only an interdependence effect between the Russian market and Turkish market.

Furthermore, the result shows that the event of the Subprime Mortgage Crisis revealed the financial linkage to the U.S. markets determined the degrees of contagion effects, which further demonstrated the differences in the causes and influence between the Subprime Mortgage Crisis and other financial crises in emerging markets.

Keywords: Asymmetric Contagion Effect, East European, Subprime Mortgage Crisis.

---

\* Chien-Chung NIEH, Professor, Department of Banking and Finance, Tamkang University.  
Yu-Sheng KAO, Assistant Professor, Institute of Quantitative Economics, Huaqiao University.  
Yu-Cheng KU, Ph. D Student, Institute of International Business, Chinese Culture University.

