DOI: 10.6277/TER.201912_47(4).0003

亞洲主要股市報酬波動的潛在鏈結程度衡量

徐士勛・李佳磬*

本研究根據 Diebold and Yilmaz (2014, *Journal of Econometrics*) 所延伸網絡拓樸 (network topology) 的概念與分析架構, 利用向量自我迴歸模型 (vector autoregression, VAR) 之廣義預測誤差變異數分解 (generalized forecast error variance decomposition) 的估計結果, 在「控制歐美主要股市影響」下, 建立了亞洲各股市報酬率及波動率對應的潛在鏈結 (connectedness) 關係網絡。我們發現 (1) 亞洲各股市之間的鏈結有越趨緊密的態勢; (2) 鏈結指數在金融危機與外生衝擊事件發生時具有較高的數值, 此反映危機發生時各股市間更爲緊密的依存現象; (3) 亞洲股市的金融傳導網絡主要以香港和新加坡爲中心, 而中國與俄羅斯股市則與其餘亞洲股市無顯著的鏈結。

關鍵詞: 股市報酬率與波動率, 廣義預測誤差變異數分解, 鏈結指數, 外溢效果, 網絡佈局圖

JEL 分類代號: C58, C32, G15

1 前言

在國際間的貿易往來、區域間的經濟整合以及資金跨區流動更爲自由頻繁的趨勢下, 各經濟體系間, 大至股票、債券或外匯市場等金融市場, 小至金

*作者分別爲國立政治大學經濟學系專任副教授以及國立台灣大學計量理論與應用研究中心特約研究員與國立台灣大學計量理論與應用研究中心計畫專任研究助理。徐士勛爲通訊作者。作者感謝兩位匿名評審所提供的寶貴建議與意見。此外, 作者也感謝教育部 (計畫編號 NTU-107L900204) 及科技部 (計畫編號 MOST 106-2410-H-004-010 與 MOST 107-3017-F-002-004) 的部分經費補助。

臺灣大學學術期刊資料庫

融機構、銀行與公司, 甚至在不同金融商品之間, 都因此具有更加緊密的連結關係。在此相互影響日益緊密的經濟與金融關係網絡下, 任一單一市場外生衝擊事件的影響範疇與效應將不再侷限於其所發生的市場中, 而將可能更爲輕易地透過這些連結管道傳導至其他的市場, 並更進一步廣泛的擴散於全球經濟網路之間。

在這樣緊密的網絡關係下, 近二十年來一次又一次爆發的經濟或金融危機事件皆對亞洲以及全球金融市場造成相當規模的影響; 如在 1997 年亞洲金融風暴之後, 2002 年亞洲大規模爆發 SARS 傳染病, 2007 年由美國次級房貸問題導致所引發的全球金融風暴, 2010 年則在全球金融市場尚未穩定之際又爆發歐洲主權債務危機等, 這些危機都直接或間接地衝擊了各國的實體經濟體系與金融體系。檢視這些依序爆發的危機事件與傳導影響過程, 都顯示了發生在某一區域的外生衝擊, 其影響所及已不再只侷限於該市場, 而是可能透過國際之間的經濟與金融連結, 廣泛地擴散與影響不同市場。而在這些受危機衝擊的金融市場中,「股票市場」間因資金流動較爲自由, 所以面對衝擊的反應通常最爲快速且具有較高的連動關係, 因此其對應的潛在網絡關係、外溢效果 (spillover effect) 傳導方式與程度近年來一直是投資者與學術研究所主要關心的議題之一。

針對各國股票市場之間報酬率 (return) 的外溢效果與其金融傳導的連結關係, Claessens and Forbes (2001) 詳細探討了金融傳導的發生與認定; King, Sentana, and Wadhwani (1994)、Forbes and Rigobon (2002)、Edwards and Susmel (2001) 和 Frank and Hesse (2009) 皆衡量了多個跨國股票市場之間的報酬率外溢效果和其相關性, 而 Baur (2003) 則衡量了多國之間股票市場波動率 (volatility) 的外溢效果; Baur and Fry (2009) 和 Dooley and Hutchison (2009) 則分別研究了 1997 年之亞洲金融危機與 2007 年之美國次級房貸危機對全球其他地區的外溢效果。由於外溢效果、傳導方式與影響程度幾乎都不可觀察, 因此上述這些文獻研究都必須仰賴進一步的理論或模型設定才能加以認定或衡量這些效果。

相較於此, Diebold and Yilmaz (2009) 提出了一套相對簡單且符合經濟直覺的分析架構, 其應用向量自我迴歸模型 (vector autoregression, VAR) 與預測誤差變異數分解 (forecast error variance decomposition), 來衡量不

臺灣大學學術期刊資料庫

同變數之間的外溢效果。在這個架構下, Diebold and Yilmaz (2009) and Diebold and Yilmaz (2011) 和 Yilmaz (2010) 等三篇研究分別對全球 19 個國家之股票市場、美洲 5 個國家之股票市場和東亞 10 個國家之股票市場進行分析。[1] 這一系列研究大致得到一致性的實證結果, 即除了發現各國股票市場之外溢效果在金融危機時期皆有較爲顯著的提升之外, 在 1992 年至 2008 年間, 各個國家股票市場報酬率之間的連結與外溢效果皆是呈現上升的趨勢。各國股市之間不斷上升的外溢效果, 暗示了國際金融市場於這段期間內有越來越密切的連結。然而不同於前述其他文獻, Diebold and Yilmaz 並不去直接認定或主觀設定危機事件發生時的傳導過程與影響規模, 而是根據事後可觀察的實際資料運用動態分析方法來客觀衡量潛在外溢效果與連結關係隨著時間的變化態勢。

值得一提的是, 由於歐美主要國家 (美、英、法、德) 的金融市場或股市因爲其經濟體較爲成熟且在全球貿易與金融網絡中居重要地位, 其所發生的外生衝擊對於其他市場通常都具有領先且重要的影響, 因此目前文獻上關於跨國金融市場的連結關係研究大多仍以歐美國家爲主 (如 Diebold and Yilmaz (2011) 和 Diebold and Yilmaz (2014)), 或是研究如何由歐美國家傳導至其他地區 (如 Dooley and Hutchison (2009) 和 Diebold and Yilmaz (2009))。當分析其餘新興金融市場間的相互影響或連結關係時, 多數的研究也沒有特別排除歐美市場的可能影響效果 (如 Frank and Hesse (2009) 和 Yilmaz (2010))。我們可以想見, 由於歐美股市的衝擊擾動對於其他股市具有一定的領先與主導地位, 因此一旦歐美股市發生衝擊, 其他股市可能會受到波及而「同時」或「先後」反應, 倘若研究者不先行將歐美股市的影響關係控制住或予以濾除而逕以各股市原始資料進行多變量分析, 則此時這些市場之間的傳導或連結關係可能參雜歐美主要國家的直接或間接影響, 我們可能就因這些股市間具有顯著相互影響的估計結果而驟下它們

[1] Diebold and Yilmaz (2009) 衡量了 1992 年 1 月至 2007 年 11 月, 全球 19 個國家股票市場報酬率的外溢效果, 其包含了澳大利亞、法國、德國、香港、日本、新加坡、英國、美國、阿根廷、巴西、智利、印尼、馬來西亞、墨西哥、菲律賓、南韓、台灣、泰國與土耳其。Yilmaz (2010) 衡量了 1992 年 1 月至 2009 年 4 月, 東亞 10 個國家股票市場報酬率的外溢效果, 其包含了澳大利亞、香港、日本、新加坡、印尼、馬來西亞、菲律賓、南韓、台灣與泰國。Diebold and Yilmaz (2011) 則衡量了 1992 年 1 月至 2008 年 10 月, 美洲 5 個國家股票市場報酬率的外溢效果, 其包含了阿根廷、巴西、智利、墨西哥和美國。

臺灣大學學術期刊資料庫

具有較高的連結影響關係的偏誤結論。

相較於其他文獻, 本研究針對 1995 年 9 月至 2018 年 8 月之澳大利亞、中國、香港、印度、日本、馬來西亞、菲律賓、俄羅斯、新加坡、南韓、台灣和泰國等 12 個亞洲股市的報酬率及其波動率, 根據 Diebold and Yilmaz (2014, 頁 6) 所延伸網絡拓樸 (network topology) 的概念與分析架構, 利用向量自我迴歸模型所對應之廣義預測誤差變異數分解 (generalized forecast error variance decomposition) 的估計結果, 建立了在「控制歐美四大主要股市影響」下, 對應的潛在鏈結 (connectedness) 關係網絡, 並據以分析亞洲各股票市場之間的可能金融傳導外溢效果與鏈結影響變化。[2] 和目前的已知研究相比, 我們涵蓋了更近期的資料, 同時改以更高頻的日資料型式進行分析; 針對亞洲股市報酬率與波動率間的鏈結關係, 我們也提出一套簡單的方法嘗試濾除歐美股市對亞洲股市的直接或間接影響關係。[3] 是故, 我們所提出的研究架構與處理方式, 在學術上應具有一定的價值。此外, 此研究的實證結果也顯示, 我們所估算的鏈結指數確實在危機發生時會出現相對較高的數值, 由於此鏈結指數的建構方式相當容易且相對即時, 因此我們認爲此結果對於投資者將具有進一步的實務使用價值。

本文其餘部份安排如下: 我們於第 2 節中介紹本文實證研究所採用的計量模型與分析架構, 在第 3 節中, 我們將說明本文所使用的資料及其相關的處理, 至於對應的實證結果以及分析則整理於第 4 節中。最後, 我們於第 5 節中總結本文的研究並提出相關討論。

2 計量模型與鏈結指數建構

由於各國家 (地區) 股市週報酬率之間的關係不若跨國的進出口往來有實

[2]在一般的認知上, 俄羅斯股市並不是亞洲的主要股市, 其對其他股市的影響理應也不大。因爲如此的實際特性, 我們將其納入此論文中以檢視此研究鏈結分析與網絡佈局的可靠性。

[3]約莫與我們的研究時期相同, Guimaraes-Filho and Hong (2016) 的學術文稿也以 Diebold and Yilmaz (2009) 的分析方式衡量亞洲股市與歐美股市及其他新興國家週報酬率之外溢傳導效果, 但是他們的研究在分析中並沒有處理歐美股市與其他股市間影響關係的不對稱結構。再者, 我們所提出的控制歐美主要股市的分析架構, 也可表示成 Pesaran and Shin (1998, 頁 2) 中的 augmented vector auto-regression model , 將歐美股市變數作爲一外生變數 W_t 於 VAR 的模型中; 詳細說明請參閱 Pesaran and Shin (1998)。

臺灣大學學術期刊資料庫

際的雙邊資料可直接觀察分析, 因此我們欲探究各報酬率與波動率間的相互影響關係、潛在的外溢效果或可能衝擊的傳導過程時, 就必須倚賴計量模型的建構。在此節中, 我們將說明如何利用定態向量自我迴歸 VAR 模型以及所對應之廣義預測誤差變異數分解來估算這些無法觀察的相互影響關係, 並據以定義對應的雙向鏈結指數以及建構該體系的對應網絡佈局。

2.1 向量自我迴歸模型與廣義預測誤差變異數分解

考慮涵蓋 k 個內生變數且落後 p 期的向量自我迴歸 VAR(p) 模型:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} \Phi_i Y_{t-i} + U_t, \tag{1}$$

其中 $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \cdots, y_{kt})'$ 爲一 $k \times 1$ 的變數向量在第 t 期的實現值, Φ_i 爲 $k \times k$ 的係數矩陣, 而 $k \times 1$ 向量 $U_t = (u_{1t}, u_{2t}, \cdots, u_{kt})'$ 則皆爲具期望值爲零而共變異數矩陣爲 Σ_u 的隨機干擾項。在假設此模型已藉由落後期變數向量充分刻畫變數間的可能跨期關係下, 跨期的干擾項向量 U_t 與 $U_s (s \neq t)$ 間將不存在相關性。值得注意的是, 由於 Σ_u 不必然爲對角線矩陣, 因此在相同時點 t 下, 跨變數干擾項 u_{it} 與 $u_{jt} (i \neq j)$ 間可能具有相關性。

在常用的動差限制條件下, 我們可進一步將上述 VAR(p) 模型改寫爲具有無窮多期落後項的向量移動平均 (vector moving average, VMA) 模型:

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i U_{t-i}。 \tag{2}$$

在此表現式下, 我們原則上可以 Ψ_h 矩陣中的第 (i, j) 個元素 $\psi_{ij,h} = \partial y_{i,t+h} / \partial u_{j,t}$ 衡量第 t 期的第 j 個外生干擾 $u_{j,t}$ 受到衝擊改變時而其餘干擾項 $u_{m,t}$ $m \neq j$ 不變的情況下, 第 i 個變數 y_i 在 $t + h$ $(h = 0, 1, \cdots)$ 期的反應幅度。然而, 由於 $u_{1t}, u_{2t}, \cdots, u_{kt}$ 這 k 個干擾項之間仍可能具有同期的相關性, 因此當 u_{jt} 受到外生衝擊而改變時, 除了會直接影響到 $y_{i,t+h}$ 之外, u_{mt} 也會因 u_{jt} 變動而改變進一步影響 $y_{i,t+h}$。在這樣的情況下, 我們預先假設 $u_{m,t}$ $m \neq j$ 不變的情況將無法滿足。

臺灣大學學術期刊資料庫

爲了能考量同期干擾項間的可能相關性影響, 我們將以 Koop, Pesaran, and Potter (1996) 和 Pesaran and Shin (1998) 所建構廣義衝擊反應函數 (generalized impulse response function, GIRF) 來衡量變數間因應衝擊的反應幅度。相較於傳統上所使用的衝擊反應函數, 廣義衝擊反應函數的優點在於其除了可以解決同期干擾項間的可能相關性影響, 其估計結果亦不受到模型變數的排列順序所影響。[4] 假設 $U_t \sim N(0, \Sigma_u)$, 則在給定 $t-1$ 期訊息集合 Ω_{t-1} 下, 當 u_{jt} 在第 t 期受到了 δ_j 的衝擊時, GIRF 定義爲

$$\begin{aligned}\text{GIRF}\left(Y_{t+h}, \delta_j, \Omega_{t-1}\right) &= \mathbb{E}\left(Y_{t+h}|u_{jt} = \delta_j, \Omega_{t-1}\right) - \mathbb{E}\left(Y_{t+h}|\Omega_{t-1}\right) \\ &= \frac{\Psi_h \Sigma_u e_j}{\sigma_{u_j}^2}\delta_j = \frac{\Psi_h \Sigma_u e_j}{\sigma_{u_j}}\frac{\delta_j}{\sigma_{u_j}},\end{aligned}$$

其中 σ_{u_j} 爲 Σ_u 中的第 j 個對角線元素, e_j 爲一 $k \times 1$ 的選擇向量, 其僅第 j 個元素爲一而其餘的元素皆爲 0。在這樣的設定下, 我們便可以定義 $y_{i,t+h}$ 因應第 t 期的第 j 個外生干擾 $u_{j,t}$ 衝擊 ($\delta_j = \sigma_j$) 時的廣義衝擊反應函數:

$$\text{GIRF}\left(y_{i,t+h}, \delta_j, \Omega_{t-1}\right) = \frac{e_i' \Psi_h \Sigma_u e_j}{\sigma_{u_j}} = \frac{e_i' \Psi_h \Sigma_u e_j}{\sqrt{e_j' \Sigma_u e_j}}。 \tag{3}$$

另一方面, 根據 VMA 表現式 (2), 當給定 T 期訊息集合 Ω_T 時, Y_{T+h} 的預測誤差爲

$$Y_{T+h} - \mathbb{E}(Y_{T+h}|\Omega_T) = \sum_{m=0}^{h-1} \Psi_m U_{T+h-m}, \tag{4}$$

[4] 一般而言, 衝擊反應函數常採用 Cholesky 分解 (Cholesky decomposition) 的方式, 解決干擾項間具有相關性影響的問題, 惟此時變數的排列順序不同, 將導致我們得到不同的估計結果。相對於此, 此處「廣義」的意涵在於利用 U_t 具多維常態分佈的假設, 以條件期望值 $\mathbf{E}[U_t|u_{jt} = \delta_j]$ 估算當 u_{jt} 在第 t 期受到了 δ_j 的衝擊時其餘變數干擾項的同期受影響程度, 進而再估算所關心變數因應這些所有同期干擾項變動的反應幅度; 其優點在於廣義衝擊反應函數的估計結果並不會受到模型變數的排列順序所影響。有關 VAR 模型與廣義衝擊反應函數的詳細推導過程可參見 Koop, Pesaran, and Potter (1996)、Pesaran and Shin (1998) 和黃裕烈與管中閔 (2014, 頁 124)。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 $U_{T+h-m}, m = 0, 1, 2, \cdots, h-1$ 爲不在訊息集合 Ω_T 中的「未來」干擾項。此時對應的預測誤差變異數矩陣爲

$$\mathrm{Var}\left(Y_{T+h} - \mathbb{E}\left(Y_{T+h}|\Omega_T\right)\right) = \mathrm{Var}\left(\sum_{m=0}^{h-1} \Psi_m U_{T+h-m}\right) = \sum_{m=0}^{h-1} \Psi_m \Sigma_u \Psi_m'。 \tag{5}$$

此外, 根據 (4) 以及 (5) 的定義, 則第 i 個變數 $y_{i,T+h}$ 對應的預測誤差爲

$$y_{i,T+h} - \mathbb{E}\left(y_{i,T+h}|\Omega_T\right) = \sum_{m=0}^{h-1} e_i' \Psi_m U_{T+h-m},$$

而其對應的變異數則爲

$$\mathrm{Var}\left(y_{i,T+h} - \mathbb{E}\left(y_{i,T+h}|\Omega_T\right)\right) = \sum_{m=0}^{h-1} e_i' \Psi_m \Sigma_u \Psi_m' e_i。$$

根據這些結果, Pesaran and Shin (1998, 頁 4) 也定義了當 T 期時第 j 個變數干擾項發生衝擊 $\delta_j = \sigma_{u_j}$ 時, 針對未來 h 期時的第 i 個變數 $y_{i,T+h}$ 所對應之「廣義預測誤差變異數分解」:

$$\begin{aligned} \mathrm{GVD}\left(y_{i,T+h}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T\right) &= \frac{\sum_{m=0}^{h-1} \left(e_i' \Psi_m \Sigma_u e_j\right)^2 \sigma_{u_j}^{-2}}{\mathrm{Var}\left(y_{i,T+h} - \mathbb{E}\left(y_{i,T+h}|\Omega_T\right)\right)} \\ &= \frac{\sum_{m=0}^{h-1} \left[\mathrm{GIRF}\left(y_{i,T+h}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T\right)\right]^2}{\mathrm{Var}\left(y_{i,T+h} - \mathbb{E}\left(y_{i,T+h}|\Omega_T\right)\right)}, \end{aligned} \tag{6}$$

以此衡量 T 期時的第 j 個外生擾動佔了多少 $y_{i,T+h}$ 預測誤差變異程度的比例。然而, 當我們細究 Pesaran and Shin (1998, 頁 4) 的 GVD 於式 (6) 中的建構方式, 便能發現, 一般而言,

$$\sum_{j=1}^{k} \mathrm{GVD}\left(y_{i,T+h}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T\right) \neq 1。$$

因此, 後續的應用研究 (如 Diebold and Yilmaz (2014)) 爲了方便解釋, 通常會重新將式 (6) 再進行標準化:

$$\widetilde{\mathrm{GVD}}\left(y_{i,T+h}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T\right) = \frac{\mathrm{GVD}\left(y_{i,T+h}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T\right)}{\sum_{j=1}^{k} \mathrm{GVD}\left(y_{i,T+h}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T\right)}。 \tag{7}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

在沒有疑慮的情況下, 後續的分析討論中所指稱的廣義預測誤差變異數分解也都將以此標準化的 $\widetilde{\text{GVD}}$ 爲準。[5]

根據 (7) 所建構的 $\widetilde{\text{GVD}}$ 具有一些特性, 值得我們進一步說明與討論。首先, $y_{i,T+h}$ 預測誤差的變異來源被拆解成所有變數 (包含 y_i 自身) 的外生干擾項不同比例的影響, 因此, 當某一變數外生干擾項所對應的佔比越高, 表示此變數變動對於 $y_{i,T+h}$ 預測誤差有較高的影響, 我們或可進一步將此較高佔比的情況詮釋爲該變數擾動對於 y_i 而言具有較大的外溢影響效果。其次, 一般而言,

$$\widetilde{\text{GVD}}(y_{i,T+h}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T) \neq \widetilde{\text{GVD}}(y_{j,T+h}, \delta_i = \sigma_{u_i}, \Omega_T),$$

變數 y_j 的干擾項變動對於變數 y_i 的變異佔比並不等於變數 y_i 的干擾項變動對於變數 y_j 的變異佔比, 亦即兩個變數間的外溢影響效果具有不對稱特性 (或稱爲具有方向性)。

2.2 鏈結指數建構

根據各變數間廣義預測誤差變異數分解 $\widetilde{\text{GVD}}$ 的結果, Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Diebold and Yilmaz (2014) 建構了所謂的「鏈結指數 (connectedness index)」,[6] 以衡量兩變數間的互相影響程度。針對任兩變數 y_i 與 y_j,

$$C^h_{i \leftarrow j} = \widetilde{\text{GVD}}\left(y_{i,T+h}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T\right),$$

[5]在 Diebold and Yilmaz 的早期鏈結指數分析文獻中, 皆是以 Cholesky 分解的方式進行預測誤差變異數分解的估算; 如 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Yilmaz (2010) 等文章, 皆是透過 Cholesky 分解的方式, 事先排列模型中各個變數的優先順序以進行後續的相關估計。然而在事先以人爲設定模型變數排列順序的研究架構之下, 不同的變數排列順序將於事後獲得不同的估計結果。又在變數較多的 VAR 模型中, 其排列順序的可能性衆多, 致使各變數之間的先後排列順序在認定上有所困難。考量上述疑慮, 自 Diebold and Yilmaz (2014) 以來的相關文獻, 也多改以廣義預測誤差變異數分解的估計方式進行相關的研究。

[6]在 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Diebold and Yilmaz (2014) 一系列的文章中, 有時亦稱 connectedness index 爲 spillover index (外溢效果指數)。我們在此文中一律以「鏈結指數」稱之。

臺灣大學學術期刊資料庫

亦即以變數 y_j 的干擾項變動解釋未來 h 期 y_i 預測誤差變異的佔比衡量之; 換言之, 此指數從預測誤差變異數構成的角度衡量了變數 y_j 對於 y_i 擾動的影響程度。值得注意的是, 一般而言, 此鏈結指數具有方向性; 亦即變數 y_j 對於 y_i 擾動的影響程度 ($C^h_{i\leftarrow j}$) 不必然等於變數 y_i 對於 y_j 擾動的影響程度 ($C^h_{j\leftarrow i}$)。考慮所有變數間的組合後, 我們就可建立所謂的「鏈結指數表 (connectedness table)」。此外, 在這樣基礎上, 針對變數 y_i, 我們可以進一步建構其對應的鏈結指數「Total From Index」:

$$C^h_{i\leftarrow\cdot} = \sum_{j\neq i} C^h_{i\leftarrow j},$$

以衡量變數 y_i 的變異受到其餘變數的總和影響程度。相對地, 衡量變數 y_i 對於其餘所有變數變異的總和影響程度的鏈結指數「Total To Index」則可定義爲

$$C^h_{\cdot\leftarrow i} = \sum_{j\neq i} C^h_{j\leftarrow i}。$$

根據上述的建構方式, 我們可以發現, 不論是「Total From Index」或是「Total To Index」鏈結指數的衡量, 都排除自身的影響程度 $C^h_{i\leftarrow i}$。

由於建構在同一 VAR 模型下, 因此跨變數間的「Total From Index」與「Total To Index」是可以相互比較的; 某變數具有較大數值的「Total From Index」表示該變數受到其餘變數擾動的影響程度較大, 而較高的「Total To Index」則表示該變數相當程度影響了其餘變數的擾動。此外, 整個體系的總鏈結指數「Total Index」也可定義爲

$$\text{Total Index} = \sum_i \sum_{j,j\neq i} C^h_{i\leftarrow j},$$

以衡量所有變數受到其餘變數影響的總和程度; 此數值越高表示此體系中各變數的整體鏈結程度越強。最後, 值得一提的是, 不同的未來期數 h 的設定, 將建構出不同的鏈結指數; 一般而言可以選擇 $\widetilde{\text{GVD}}$ 數值相對較爲穩定的期數結果進行後續分析, 可參見如 Diebold and Yilmaz (2014, 頁 11) 的討論。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 網絡拓樸的基本要素

要素	說明
節點 (node)	代表構成此一網路的成員個體
邊線 (edge)	表示個體之間的連結關係與方向性
權重 (weight)	爲邊線的一種屬性, 表示兩節點間連結關係的強弱
度數 (degree)	爲節點的一種屬性, 表示一個節點與其他節點的連結數
佈局 (layout)	佈局表示排列此一網絡的規則, 不同佈局模型之下所排列出來的節點, 將呈現不盡相同的網路架構

2.3 網絡拓樸與佈局

在得到各變數之間的鏈結指數之後, 我們便可以進一步的將鏈結指數對應到「網絡拓樸」的概念。所謂「網絡拓樸」, 指的是同一網絡中的成員彼此間的鏈結形式與排列結構, 其大致可分爲描繪實體裝置間網絡形態的物理拓樸 (physical topology) 以及透過資料數據傳輸形式所形成虛擬網絡之邏輯拓樸 (logical topology) 兩種。借用此兩種拓樸的概念與延伸, 我們可建立一個由各種抽象意涵所構成的網絡。構成網絡拓樸的基本要素說明如表 1所示。網絡拓樸的相關內容與討論, 可參閱如 Diebold and Yilmaz (2014, 頁 6) 一文。

在「網絡拓樸」的架構下, 爲了能同時呈現所關心的多面向資訊 (如網絡成員的各要素特質或各成員間的親疏遠近關係等), 研究者通常會依照不同的目的需求給予不同的定義, 如透過數值的大小給予不同的顏色設定等, 以描繪出關心變數之間的鏈結網絡圖 (connectedness network plot)。[7] 相較於傳統表格, 此網絡圖由於能同時呈現多面向的資訊, 因此具有較佳的視覺判讀效果。而在鏈結網絡圖的建構中,「網絡佈局」是相當重要的一環。研究者一般依不同的目的選擇或設定不同的佈局模型, 以便將所關心的網絡成員適當地分佈在空間中 (或平面上)。在此研究中, 我們將依循 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Diebold and Yilmaz (2014) 等一系列研究, 並且採用由 Jacomy et al. (2014) 所提出的

[7]在繪圖方面除了可以參考許多關於網絡拓樸的文章外, 本研究主要以 Gephi 軟體進行繪圖, 該軟體的說明可參閱網址 https://gephi.github.io/。

臺灣大學學術期刊資料庫

引力模型 ForceAtlas2 來決定網絡圖形的佈局。[8] 關於引力模型佈局的相關說明與其模型設定, 則詳述於本文附錄。

2.4 股市報酬率與波動率間的潛在鏈結關係與網絡連結

根據前述的計量分析架構與網絡拓樸, 我們就可針對亞洲各主要股市報酬率及波動率間的潛在鏈結關係與網絡連結變化進行研究。首先, 我們將各股市報酬率 (及波動率) 當作是網絡拓樸中的不同「節點」, 而「節點」之間所連結的「邊線」則表示兩股市報酬率 (或波動率) 具有的鏈結關係, 可詮釋兩股市間存在具有方向性的金融傳導管道。任兩節點間, 雙向「邊線」的「權重」則爲廣義預測誤差變異數分解的估計結果, 用以表示兩股市間的相對影響關係。舉例而言, 若 j 股市報酬率擾動在 i 股市報酬率的預測誤差變異數當中所佔的比例爲 $C^h_{i\leftarrow j}$, 亦即代表 i 股市的干擾項有 $C^h_{i\leftarrow j}$ 的比例受到 j 股市的外生衝擊影響, 將其對應到網路拓樸的節點與邊線, 我們便可以 $C^h_{i\leftarrow j}$ 作爲由節點 j 連結到節點 i 的邊線權重。反之, 若 i 股市報酬率擾動在 j 股市報酬率的預測誤差變異數當中所佔的比例爲 $C^h_{j\leftarrow i}$, 則節點 i 連結到節點 j 的邊線權重則爲 $C^h_{j\leftarrow i}$。

在確認所有股市報酬率之間的邊線與權重後, 我們便能建構出一套完整的股市報酬率潛在鏈結網絡, 並可更進一步利用 ForceAtlas2 引力模型來觀察此一網絡的可能佈局與動態變化。爲方便後續說明, 在暫不考慮自身影響的情況下, 若假設中國、香港、馬來西亞、菲律賓、台灣及泰國等六個股市報酬率之間的廣義預測誤差變異數分解估計結果如表 2。其中台灣股市報酬率的 $\widetilde{\text{GVD}}$ 估計數值中, 受中國股市擾動的影響效果其占比爲 0.011, 而受到香港、馬來西亞、菲律賓及泰國股市擾動影響的估算結果分別爲 0.072、0.026、0.029 及 0.027; 則我們便以此 $\widetilde{\text{GVD}}$ 的估計結果作爲其鏈結指數。其中, 台灣股市報酬率受到中國股市報酬率擾動影響的「From Index」即爲 0.011; 同理, 受到香港、馬來西亞、菲律賓及泰國股市擾動影響的「From

[8] 值得注意的是, 此處的引力模型與經濟學分析中常用的貿易引力模型 (如 Frankel, Stein, and Wei (1995)) 不大相同。經濟學分析中以貿易引力模型解釋跨國雙邊貿易流量以及貿易區塊的可能形成, 而 ForceAtlas2 只是借用物理引力模型的概念於個體的佈局呈現上, 貿易引力模型中所採用的 GDP 以及雙邊貿易量變數也可以透過 ForceAtlas2 將各經濟體的貿易往來關係繪製對應的佈局網絡圖。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 股市報酬率鏈結指數範例表

節點	中國	香港	馬來西亞	菲律賓	台灣	泰國	Total To
中國	—	0.030	0.004	0.005	0.011	0.007	0.057
香港	0.059	—	0.065	0.070	0.072	0.071	0.337
馬來西亞	0.005	0.040	—	0.036	0.026	0.048	0.155
菲律賓	0.008	0.044	0.034	—	0.029	0.042	0.157
台灣	0.017	0.054	0.028	0.030	—	0.027	0.156
泰國	0.010	0.048	0.053	0.052	0.027	—	0.190
Total From	0.099	0.216	0.184	0.193	0.165	0.195	1.052*



圖 1: 網絡佈局圖中邊線與節點顏色配置

Index」則分別爲 0.072、0.026、0.029 及 0.027。值得注意的是, 台灣股市受到中國股市擾動的「From Index」數值, 也同時爲中國股市擾動對台灣股市的「To Index」數值。以此類推, 我們可以發現表 2 的中國股市 (直行) 受到其他股市影響的「From Index」普遍較低, 而中國股市受到其他股市的影響總和「Total From Index」數值爲 0.099, 爲上述範例中最低者; 代表中國股市與上述其他股市之間較無明顯的鏈結影響效果。又香港股市 (橫列) 對其他股市有較高的「To Index」, 香港對其他股市的總和影響「Total To Index」數值 0.337 則爲六個股市當中最高者。表示香港股市在上述的股市網路範例當中, 對其他股市的總和鏈結影響效果最爲明顯。

而在後續的佈局圖設定中, 節點的大小與顏色深淺皆反映了該股市總和鏈結指數「Total To Index」的大小, 若某一股市報酬或波動對其他股市鏈結程度的總和影響越大, 其「Total To Index」就越大, 則此一對應節點與其顏色就越深紅。邊線的粗細與顏色則代表了該邊線權重的大小; 某股市對另一股市的影響程度越強, 其對應邊線的權重就越大, 則其邊線越粗且配置的顏色就越深紅。關於節點與邊線所使用的顏色配置則如圖 1 所示。

隨後我們以表 2 作爲各邊線的權重, 並試作範例如圖 2。圖 2 中香港股

臺灣大學學術期刊資料庫

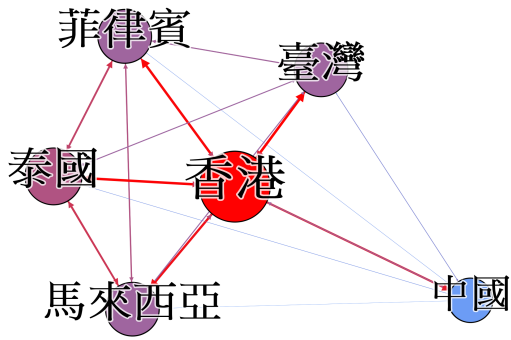


圖 2: 股市報酬率鏈結指數範例表所對應的網絡佈局圖

市指向中國股市的箭頭邊線其權重爲 0.059 (即爲香港股市對中國股市的「To Index」); 而中國股市指向香港股市的箭頭邊線權重則爲 0.030 (即爲中國股市對香港股市的「To Index」)。在代入表 2 中所有股市的 $\widetilde{\text{GVD}}$ 作爲各邊線的權重之後, 我們便根據圖 1 的定義給予不同的節點大小及顏色設定, 並再透過 ForceAtlas2 引力模型進行網絡佈局, 以觀察此一網路的靜態與動態變化。

根據 ForceAtlas2 引力模型的設定, 在網絡佈局之初, 若沒有引進任一股市間的廣義預測誤差變異數分解的估計結果, 亦即此時各節點間相互都具有相等的邊線權重 1, 則這些節點會隨機地散佈在平面上。之後, 將廣義預測誤差變異數分解的結果設定爲不同邊線權重, 則原節點間的隨機佈局將會發生變化。當任兩節點的邊線權重越大, 則此二節點在網絡佈局中將越靠近。因此, 具有較大鏈結指數的任兩股市在佈局上將較易聚集而形成群聚現象, 而對網路中其他節點具有較大影響力者則較易被佈局在中心位置。對應圖 2 我們可以發現, 由於香港股市對其他股市有較高的 To Index (其指向其他股市的箭頭邊線顏色較爲深紅), 使香港股市大致被佈局在中心。而馬來西亞、菲律賓、泰國和台灣則大致與香港等距 (精確地說, 台灣對香港的 To Index 及 From Index 皆相對較大, 所以佈局上距離香港較爲靠近)。相對的, 由於中國股市與其他股市之間的鏈結關係較弱, 致使中國股市在佈局上距離其他國家股市較遠。這樣的佈局圖形就呈現了我們對其中各股市間關係的理解。

臺灣大學學術期刊資料庫

另外值得注意的是, 除非在廣義預測誤差變異數分解中的結果爲零, 否則在此股市報酬率網絡分析中的所有節點之間都具有邊線而互相鏈結; 因此在我們的分析中, 此網路所有節點的「度數」皆相同。而關於網絡佈局與 ForceAtlas2 引力模型設定的詳細說明, 請參考本文附錄。

3 實證資料

3.1 資料說明

爲研究亞洲各國股價報酬率與波動率之間的潛在鏈結程度與變化態勢, 我們先從 Datastream 資料庫中選取 12 個亞洲國家 (地區) 股市主要指數之每日價格作爲分析對象; 所考慮的股市爲澳大利亞、中國、香港、印度、日本、馬來西亞、菲律賓、俄羅斯、新加坡、南韓、台灣以及泰國。[9] 此外, 我們也從該資料庫當中取出法國、德國、英國、美國等四個歐美國家之股市主要指數每日價格資料, 以利於後續的實證中控制歐美主要股市對亞洲股市之間的影響效果。由於部份股市在早期的時間序列資料上有所缺漏,[10] 是故我們以 1995 年 9 月 1 日至 2018 年 8 月 31 日作爲此研究的資料期間, 此期間涵蓋了 1997 年至 1998 年的亞洲金融危機、2002 年至 2003 年的SARS 事件、2007 年起美國次貸危機與其後引發的全球金融風暴以及 2010 年到 2013 年的歐債危機, 因此我們能藉以觀察在危機發生時期, 潛在鏈結指數的變化態勢; 關於各個國家 (地區) 與其所使用的股票市場指數可參考表 3。

3.2 資料處理

我們首先計算各亞洲國家之股價指數「日報酬率」, 將各序列取其自然對數, 並以當日收盤價減去昨日收盤價, 藉以計算出每一國家股市指數之日報酬率序列, 此些日報酬率之間的潛在鏈結關係即爲此研究的分析對象。由於各股票市場指數的計算方式、數值規模大小皆略有不同, 因此將其資

[9] 由於在 Datastream 資料庫中缺乏印尼股市指數的每日開盤價資料, 因此我們並未將印尼股市納入我們的分析對象。

[10] 印度股市缺乏 1991 年 1 月 1 日以前的資料, 澳大利亞與中國股市缺乏 1992 年 1 月 1 日以前的資料, 而俄羅斯及新加坡股市則缺乏 1995 年 8 月 31 日以前的資料。

臺灣大學學術期刊資訊網

表 3: 各國家之主要股市指數

國家	股市指數	國家	股市指數
澳大利亞	S&P/ASX 200	菲律賓	Philippine SE I
中國	ShangHai SE A Share	俄羅斯	Russia RTS Index
香港	Hang Seng	新加坡	Straits Times Index L
印度	Nifty 500	南韓	Korea SE Composite
日本	Nikkei 225 Stock Average	台灣	Taiwan SE Weighted TAIEX
馬來西亞	FTSE Bursa Malaysia KLCI	泰國	Bangkok S.E.T.
法國	France CAC 40	英國	FTSE 100
德國	DAX 30 Performance	美國	S&P 500 Composite

註: 資料來源爲 Datastream, 資料期間爲 1995 年 9 月 1 日至 2018 年 8 月 31 日。

料轉化成報酬率也有助於我們能在相同的基準上, 同時比較與分析多個序列。

此外, 我們亦將股價指數報酬率之「波動率」納入我們的研究範疇。若假設各亞洲國家股市主要指數報酬率之波動率於同期 (當日) 內爲常數, 在跨期間之波動率可變的情況下, 根據 Garman and Klass (1980, 頁 6) 所提出的計算方式, 以股價指數每日之開盤價、最高價、最低價及收盤價, 計算出每日之波動率。[11] 然而, 由於澳大利亞、印度、菲律賓及新加坡之開盤價、最高價或最低價, 於 2000 年 3 月 31 日以前的資料有所缺漏,[12] 因此「波動

[11] Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Yilmaz (2010) 同樣根據 Garman and Klass (1980, 頁 6) 的方式計算波動率, 惟前述文章皆是針對週資料的計算爲主; 以一週作爲一期, 對應星期一的開盤價、星期五的收盤價, 和星期一至星期五當中的最高價及最低價, 計算出各國股市指數的「週波動率」。

[12] 在 Datastream 資料庫中之各國股市指數的最高價、最低價及開盤價資料有部分缺漏情形; 其中, 印度缺乏 1996 年 1 月 17 日以前的資料, 澳大利亞、菲律賓及新加坡則缺乏 2000 年 3 月 31 日以前的資料。除了較早期的資料有所缺乏以外, 在 2000 年 4 月 3 日至 2018 年 8 月 31 日 (共 4,805 日) 之研究期間內, 各序列資料亦略有缺漏情形: 澳大利亞有 128 筆 (2.66%) 遺失值、中國 322 筆 (6.70%)、香港 248 筆 (5.16%)、印度 234 筆 (4.87%)、日本 266 筆 (5.54%)、馬來西亞 257 筆 (5.35%)、菲律賓 275 筆 (5.72%)、俄羅斯 217 筆 (4.52%)、新加坡 151 筆 (3.14%)、南韓 240 筆 (4.99%)、台灣 243 筆 (5.06%)、泰國 297 筆 (6.18%)、法國 79 筆 (1.64%)、德國 109 筆 (2.27%)、英國 135 筆 (2.81%)、美國則有 155 筆 (3.23%) 遺失值。爲方便後續計算, 針對每一時間序列資料之遺失值, 我們以線性內插法的方式補上

臺灣大學學術期刊投稿

率」是以2000年4月3日至2018年8月31日作爲研究的資料期間。波動率的計算方式如下:

$$\sigma_{it}^2 = 0.511\,(H_{it} - L_{it})^2 - 0.019\Big[(C_{it} - O_{it})\,(H_{it} + L_{it} - 2O_{it}) - 2\,(H_{it} - O_{it})\,(L_{it} - O_{it})\Big] - 0.383\,(C_{it} - O_{it})^2\,,$$

其中 σ_{it}^2 表示當日股價報酬的波動率, O_{it} 、H_{it} 、L_{it} 與 C_{it} 則分別表示當日股價指數的開盤價、最高價、最低價及收盤價; 下標 i 表示各亞洲國家之股價指數, t 則表示時間。

然而由於歐美主要股市的衝擊擾動對於亞洲股市具有相當程度的主導地位, 亞洲各股市之間的傳導連結關係可能參雜歐美主要股市的直接或間接影響效果。若不先行將歐美主要股市的影響關係予以控制或濾除, 逕以亞洲各股市的原始資料進行多變量分析, 或可能因這些股市間具有顯著相互影響的估計結果而驟下它們具有較高的連結影響關係的偏誤結論。可惜的是, 在過去鏈結指數的相關分析文獻中並無針對此一問題有進一步的探討。如 Yilmaz (2010) 中僅針對亞洲股市進行估計, 而未將歐美股市一同納入其研究的範疇, 也未針對歐美股市對亞洲股市的影響效果進行控制。Diebold and Yilmaz (2009) 雖然主動將歐美股市與其他衆多股市納入同一模型當中進行估計, 並透過 Cholesky 分解的方式將各股市進行排序; 惟不同的股市排列順序, 將導致我們得到不盡相同的估計結果。而在針對亞洲各股市間影響效果的研究架構下, 即使可以確定歐美股市的排列順序是優先於各亞洲股市之前, 亦難以認定衆多亞洲股市之間的先後排列順序爲何。儘管可以直接將歐美股市與亞洲股市納入同一模型當中進行估計, 並透過廣義預測誤差變異數分解的方法解決變數間的排序問題, 卻又未能解決歐美股市對亞洲股市具影響效果的不對稱結構。

考量上述疑慮, 並爲求在「控制歐美主要股市影響」的情況下, 得到各亞洲股市間較爲精確的相互影響關係; 我們提出一套簡單的兩階段估計方法, 嘗試針對亞洲股市之間的鏈結影響關係進行研究。我們分別將亞洲各股市的報酬率 (或波動率) 日資料作爲被解釋變數, 而以法國、德國、英國、美國的股市日報酬率 (或波動率) 作爲解釋變數, 建立各自對應含截距項

數值。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 控制歐美股市影響下的亞洲各股市日報酬率之敘述統計量

國家	澳大利亞	中國	香港	印度	日本	馬來西亞
平均數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
中位數	0.0001	−0.0001	−0.0001	0.0003	−0.0001	0.0000
最大值	0.0566	0.0993	0.1668	0.1538	0.1289	0.2311
最小值	−0.0783	−0.1008	−0.1283	−0.1178	−0.0986	−0.2109
標準差	0.0089	0.0161	0.0144	0.0140	0.0138	0.0121
偏度	−0.2788	−0.1876	0.3573	−0.1623	−0.0217	1.8059
峰度	8.0628	8.6512	14.7285	10.5211	8.0439	75.1834
國家	菲律賓	俄羅斯	新加坡	南韓	台灣	泰國
平均數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
中位數	−0.0002	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
最大值	0.1746	0.1691	0.0867	0.1151	0.0877	0.1135
最小值	−0.1248	−0.1596	−0.0797	−0.1297	−0.0906	−0.1461
標準差	0.0134	0.0224	0.0112	0.0161	0.0132	0.0143
偏度	0.5103	0.0659	0.1029	0.0004	−0.0298	0.3386
峰度	16.9829	11.2687	9.3648	9.2513	6.5973	11.8557

的線性迴歸模型並以最小平方法進行模型估計以獲取對應的模型殘差序列。在這樣的分析架構下, 這些殘差序列爲歐美股市資料所不能解釋的部份, 是故我們就能藉以分析, 當控制歐美股市對亞洲股市的影響後, 亞洲各主要股市報酬率及波動率的潛在鏈結關係。各國報酬率及波動率對應的殘差序列之敘述統計量如表 4 及表 5 所示。

根據表 4 與表 5 所呈現的敘述統計量, 股價報酬率的殘差序列中, 以俄羅斯的標準差最大 (其標準差爲 2.24%), 其餘國家則多在 0.8%至 1.7%之間, 而澳大利亞的標準差則最小。至於偏度 (skewnesss) 係數的衡量, 除了澳大利亞、中國、印度、日本及台灣以外, 其他國家股市報酬率殘差序列的分佈皆判定爲右偏 (其偏度係數爲正), 此表示出現較爲極端正的殘差報酬率情況略大於負報酬率。此外, 峰度 (kurtosis) 係數皆大於 3, 顯示所有序列的分佈 (相較於常態分佈) 呈現高峽峰的情況。而在股價波動率的殘差序列中, 同樣是以俄羅斯的標準差爲最大 (其標準差爲 0.05%), 其餘國

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 控制歐美股市影響下的亞洲各股市日波動率之敘述統計量

國家	澳大利亞	中國	香港	印度	日本	馬來西亞
平均數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
中位數	0.0000	−0.0001	0.0000	−0.0001	0.0000	0.0000
最大值	0.0016	0.0040	0.0090	0.0091	0.0059	0.0020
最小值	−0.0007	−0.0007	−0.0014	−0.0016	−0.0009	−0.0003
標準差	0.0001	0.0003	0.0002	0.0003	0.0002	0.0001
偏度	6.0652	6.3707	21.8339	13.6023	15.1561	10.5196
峰度	90.2076	64.3138	878.5534	303.7250	400.1239	173.5507
國家	菲律賓	俄羅斯	新加坡	南韓	台灣	泰國
平均數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
中位數	0.0000	−0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
最大值	0.0175	0.0284	0.0041	0.0094	0.0023	0.0124
最小值	−0.0003	−0.0020	−0.0012	−0.0017	−0.0007	−0.0007
標準差	0.0003	0.0005	0.0002	0.0002	0.0001	0.0002
偏度	57.3009	34.9002	8.2413	15.6553	5.1252	32.4612
峰度	3,683.1031	1,729.0227	125.1986	513.5077	58.3712	1,560.4047

家則落在 0.01%至 0.03%之間, 澳大利亞、馬來西亞與台灣之標準差則爲最小。

4 實證結果

4.1 模型選取與設定

針對前述控制了歐美主要股市對亞洲股市影響後的各股市報酬率及波動率的殘差序列, 我們分別建立對應的向量自我迴歸模型, 並進行廣義預測誤差變異數分解的估算。我們以 VAR(1) 模型作爲主要的分析模型, 並比較不同預測未來期數 h 設定下的估計結果數值。我們發現不論是報酬率或波動率序列, 各序列大多在三期到五期以後便逐漸收斂穩定於固定數值。是故, 爲方便同時比較衆多的估計結果, 在後續的分析與討論中, 我們將以預測未來期數爲五期 ($h = 5$) 設定下之廣義預測誤差變異數分解的估計

臺灣大學學術期刊資料庫

結果爲主。例以任兩股市的日報酬率 y_i 與 y_j, 兩者的雙向鏈結指數則分別爲

$$C^5_{i\leftarrow j} = \widetilde{\mathrm{GVD}}\left(y_{i,T+5}, \delta_j = \sigma_{u_j}, \Omega_T\right) \text{ 與}$$
$$C^5_{j\leftarrow i} = \widetilde{\mathrm{GVD}}\left(y_{j,T+5}, \delta_i = \sigma_{u_i}, \Omega_T\right)。$$

在確認各亞洲股市之間的鏈結指數後, 我們便能據以繪製其對應的網絡佈局圖。爲了方便比較後續衆多的網絡佈局結果, 除了作爲節點的12個亞洲股市以外, 我們亦在圖形當中額外加入兩個參考的節點 A 與節點 B; 此二參考節點同樣具有相互連結的兩條邊線, 其邊線的權重大小則分別以報酬率或波動率各自後續的所有佈局圖形當中, 邊線權重的最大值與最小值設定之。節點 A 對節點 B 的邊線權重設爲最大值, 節點 B 對節點 A 的邊線權重則設爲最小值。在這樣的設定下, 後續各網絡佈局圖形在呈現上, 皆是以節點 A 對節點 B 的邊線爲最粗的深紅色, 節點 B 對節點 A 的邊線則呈現最細的藍色; 其他亞洲股市節點間的邊線粗細與顏色則根據其權重的大小, 對應在上述兩條邊線的參考設定之間。值得一提的是, 節點 A 與節點 B 並不參與前述 12 個亞洲股市網路的 ForceAtlas2 佈局, 此二參考點亦不影響該引力模型的佈局結果。除了設定參考點邊線的權重數值以外, 我們亦固定了各佈局當中兩參考點相距的距離, 此一固定距離同樣獨立於 ForceAtlas2 的模型佈局之外。其意在透過控制各佈局圖形當中兩參考點的相關設定, 藉以達到不同圖形之間可相互比較的效果。

4.2 全期樣本的鏈結指數與網絡佈局

首先, 針對控制了歐美股市影響後的亞洲各股市報酬率, 我們分析1995年9月1日至2018年8月31日的全期樣本資料, 並建構了對應的鏈結指數於表6中。其中, 橫列表示該列股市報酬率對某目標股市的潛在影響, 亦即鏈結指數; 最後一欄之「Total To Index」則表示該列股市報酬率對所有其餘股市影響的鏈結指數總和 (不計入該股市報酬率對自身的影響效果)。同理, 直行則表示該行股市報酬率受到某一股市報酬率擾動影響的鏈結指數; 最後一列之「Total From Index」則表示該行股市報酬率受到其餘所有股市影響的鏈結指數總和。舉例而言, 台灣股市報酬率擾動對於中國股市報酬

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 亞洲股市報酬率全期樣本的鏈結指數表

股市	澳大利亞	中國	香港	印度	日本	馬來西亞	菲律賓	俄羅斯	新加坡	南韓	台灣	泰國	Total To
澳大利亞	0.442	0.021	0.091	0.034	0.112	0.038	0.063	0.027	0.074	0.066	0.065	0.034	0.625
中國	0.012	0.819	0.030	0.010	0.011	0.004	0.005	0.003	0.010	0.007	0.011	0.007	0.110
香港	0.107	0.059	0.381	0.057	0.092	0.065	0.070	0.041	0.136	0.080	0.072	0.071	0.850
印度	0.022	0.012	0.032	0.681	0.017	0.011	0.017	0.015	0.035	0.026	0.024	0.026	0.237
日本	0.103	0.017	0.073	0.023	0.492	0.028	0.041	0.015	0.054	0.070	0.058	0.026	0.508
馬來西亞	0.027	0.005	0.040	0.012	0.022	0.614	0.036	0.011	0.056	0.025	0.026	0.048	0.308
菲律賓	0.049	0.008	0.044	0.016	0.036	0.034	0.571	0.011	0.044	0.028	0.029	0.042	0.341
俄羅斯	0.015	0.003	0.020	0.013	0.009	0.010	0.010	0.797	0.015	0.010	0.012	0.016	0.133
新加坡	0.081	0.019	0.128	0.060	0.064	0.084	0.070	0.030	0.403	0.072	0.070	0.091	0.769
南韓	0.058	0.010	0.059	0.035	0.067	0.031	0.035	0.015	0.057	0.507	0.073	0.046	0.486
台灣	0.057	0.017	0.054	0.027	0.055	0.028	0.030	0.017	0.052	0.070	0.533	0.027	0.434
泰國	0.027	0.010	0.048	0.032	0.023	0.053	0.052	0.018	0.064	0.039	0.027	0.566	0.393
Total From	0.558	0.181	0.619	0.319	0.508	0.386	0.429	0.203	0.597	0.493	0.467	0.434	5.194*

註: 橫列表示該列股市報酬率擾動對某目標股市影響的鏈結指數;「Total To Index」則表示該列股市報酬率擾動對所有其餘股市影響的鏈結指數總和 (不計入該股市報酬率對自身的影響效果)。直行則表示該行股市報酬率受到某一股市擾動影響的鏈結指數;「Total From Index」則表示該行股市報酬率受到其餘所有股市擾動影響的鏈結指數總和。最右下角以「*」標註的數字則爲「Total Index」的數值, 爲整個體系的總鏈結指數。報酬率日資料期間: 1995年9月1日至2018年8月31日。

臺灣大學學術期刊資料庫

率影響的鏈結指數僅0.017, 而台灣股市對其餘所有股市的總和影響「Total To Index」爲0.434, 受到其餘股市的總和影響「Total From Index」則爲0.467 (此也反映台灣股市報酬率擾動有53.3%是受到自身的影響)。最後, 表格右下角的數字 (5.194) 則表示了整個體系的總鏈結指數「Total Index」數值, 其值等於所有股市報酬率對應之「Total To Index」(或「Total From Index」) 的總和。[13]

觀察表6以股市報酬率全期樣本資料估算出的鏈結指數表, 我們可以發現, 香港、新加坡及澳大利亞影響其他股市以及受其他股市影響的「Total To Index」以及「Total From Index」鏈結指數, 都是亞洲各股市當中前三大者; 此可能反映香港、新加坡及澳大利亞在亞洲各股市中資金往來相對開放與自由的特性, 而使得其相對容易受到外在干擾影響或將衝擊傳導出去。相對地, 最不受其他亞洲股市擾動影響以及最無法對其餘股市造成影響者, 則爲中國、俄羅斯及印度股市; 其中, 中國股市之「Total From Index」僅0.181 (僅爲香港的三分之一), 亦即中國股市報酬率所受到的擾動有81.9%是來自於其國內因素, 而「Total To Index」也僅爲0.110, 反映中國股市的擾動幾乎對其他亞洲股市都不造成影響。

此外, 探究中國股市與亞洲股市之間的相互影響效果與鏈結程度不高的可能原因, 我們認爲可能是所採用的中國股市指數爲中國A股, 而A股由於法規限制之故, 其國際投資者之佔比甚微且幾乎由中國國內的資金所組成所致。[14] 此外, 當我們進一步去比較各股市間的鏈結指數, 我們也發現

[13]值得一提的是, 目前的相關文獻研究 (如 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Yilmaz (2010) 等) 都直接針對各鏈結指數數字大小進行討論與比較; 其差距是否具統計上的顯著性, 目前仍缺乏相關的研究。儘管, 鏈結指數的統計顯著性在這系列的文獻發展中確實是值得再進一步探討的重要議題, 惟由於目前的鏈結指數是經過了多個步驟所建構完成, 因此統計分配與顯著性的推論就相對複雜許多, 亦超過了本文的研究範疇。權衡之下, 在此研究中我們仍以目前相關文獻的慣用分析方式直接比較並討論鏈結指數的大小關係, 而不去進一步探討統計顯著性的問題。

[14]由表6中我們也可以發現, 香港是所有亞洲股市當中, 報酬率擾動影響中國股市最甚者 (其值爲0.059); 而所有受中國股市報酬擾動影響的國家中, 亦以香港受影響的程度最大 (其值爲0.030), 這可能反映了香港與中國股市之間的特殊關係。此外, 我們也在後續章節的分析結果中發現, 隨著時間演變, 相較於其他亞洲國家, 中國與香港股市的鏈結呈現越來越高的趨勢; 此結果與一般的認知或文獻研究類似。但是, 由於中國A股的國內資金特性, 我們也發現中國股市多扮演外溢效果接受者的角色, 在我們的分析期間中, 對於其他股市

臺灣大學學術期刊資訊網

東協國家中, 馬來西亞、菲律賓、新加坡及泰國股市間相互對應的鏈結指數都較高。如泰國股市報酬率除了自身與香港的擾動影響外, 新加坡、馬來西亞與菲律賓股市擾動所造成的影響亦名列前茅; 此可能反映該區域整合下,[15] 資金相互往來較爲自由且經濟體系各式衝擊的傳導較無障礙所致。

另外, 我們亦針對控制了歐美主要股市影響後的亞洲各股市波動率之全期樣本資料 (2000年4月3日至2018年8月31日) 進行分析, 並建構了對應的鏈結指數於表7中。觀察表7的鏈結指數估算數值, 我們發現其與報酬率資料有大致相符的估計結果。其中, 香港及新加坡股市波動率影響其他股市與受其他股市影響的「Total To Index」以及「Total From Index」鏈結指數, 同樣爲亞洲各國家股市當中較高者。值得注意的是, 南韓股市波動率衝擊對其他國家股市的影響亦相對較高。而最不受其他亞洲股市波動率影響以及最無法對其餘股市造成影響者, 則爲俄羅斯、菲律賓及泰國股市。若比較報酬率與波動率兩種鏈結指數表, 我們可以發現波動率的鏈結指數估計數值皆較報酬率的鏈結指數爲低。這樣的結果顯示在全期樣本的長期分析架構下, 亞洲各國股市的報酬率擾動對其他國家股市的報酬率有較爲顯著的影響效果; 而亞洲各國股市報酬的「波動率」則較不會對其他亞洲國家股市的波動率造成影響。除了香港 (其值爲0.469) 及新加坡 (其值爲0.422) 以外, 各亞洲國家股市波動率的「Total From Index」鏈結指數皆小於0.4, 亦即表示多數亞洲國家股市波動率的變異擾動, 有高達60.0%以上是來自於各股市自身的國內影響效果。

圖3呈現以全期樣本期間 (1995年9月1日至2018年8月31日) 估計的股市報酬率鏈結指數對應的網絡鏈結圖。如同2.3節的說明與圖1的顏色設定, 當某一股市報酬率變異擾動對於其他股市有較大的影響時, 其對應具有方向性 (箭頭) 的邊線較粗且顏色偏紅。若某股市的「Total To In-

---

較無顯著的影響。

[15]關於亞洲區域整合, 在文獻上亦有不少相關的研究與探討以共整合 (cointegration) 的角度切入。若多變量分析中各變數的水準值之間存在某種長期的共同趨勢或動態均衡關係, 則將資料改以差分序列 (如報酬率) 進行分析的作法, 或可能在差分的同時即於資料中遺失了上述共整合關係的重要資訊。由於各股市報酬率的變動與關聯也是財務市場上所直接關心的議題, 因此我們與 Diebold and Yilmaz 的系列文獻相同, 本研究也直接針對各股市報酬率進行後續分析, 而不進一步尋求或建構各國股票指數水準值間的可能共整合關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 亞洲股市波動率全期樣本的鏈結指數表

股市	澳大利亞	中國	香港	印度	日本	馬來西亞	菲律賓	俄羅斯	新加坡	南韓	台灣	泰國	Total To
澳大利亞	0.734	0.030	0.038	0.010	0.049	0.022	0.001	0.004	0.042	0.027	0.023	0.001	0.247
中國	0.029	0.876	0.029	0.001	0.010	0.006	0.000	0.001	0.009	0.004	0.008	0.002	0.099
香港	0.038	0.040	0.531	0.052	0.106	0.053	0.007	0.003	0.115	0.099	0.065	0.016	0.594
印度	0.011	0.002	0.045	0.814	0.012	0.026	0.002	0.002	0.051	0.019	0.029	0.009	0.208
日本	0.054	0.011	0.086	0.011	0.678	0.016	0.002	0.001	0.049	0.031	0.040	0.006	0.307
馬來西亞	0.017	0.007	0.037	0.018	0.014	0.725	0.007	0.001	0.046	0.026	0.038	0.020	0.231
菲律賓	0.001	0.001	0.004	0.001	0.002	0.006	0.965	0.000	0.003	0.004	0.010	0.001	0.033
俄羅斯	0.005	0.003	0.002	0.001	0.000	0.000	0.000	0.940	0.001	0.001	0.000	0.001	0.014
新加坡	0.039	0.012	0.108	0.049	0.054	0.075	0.005	0.002	0.578	0.093	0.060	0.015	0.512
南韓	0.042	0.005	0.082	0.028	0.034	0.028	0.002	0.005	0.078	0.615	0.078	0.007	0.389
台灣	0.029	0.011	0.031	0.008	0.037	0.030	0.008	0.001	0.020	0.076	0.647	0.002	0.253
泰國	0.001	0.002	0.007	0.007	0.004	0.013	0.001	0.040	0.008	0.005	0.002	0.920	0.090
Total From	0.266	0.124	0.469	0.186	0.322	0.275	0.035	0.060	0.422	0.385	0.353	0.080	2.977*

註: 橫列表示該列股市波動率擾動對某目標股市影響的鏈結指數;「Total To Index」則表示該列股市波動率擾動對所有其餘股市影響的鏈結指數總和 (不計入該股市波動率對自身的影響效果)。直行則表示該行股市波動率受到某一股市擾動影響的鏈結指數;「Total From Index」則表示該行股市波動率受到其餘所有股市擾動影響的鏈結指數總和。最右下角以「*」標註的數字則爲「Total Index」的數值, 爲整個體系的總鏈結指數。波動率日資料期間: 2000年4月3日至2018年8月31日。

臺灣大學學術期刊資

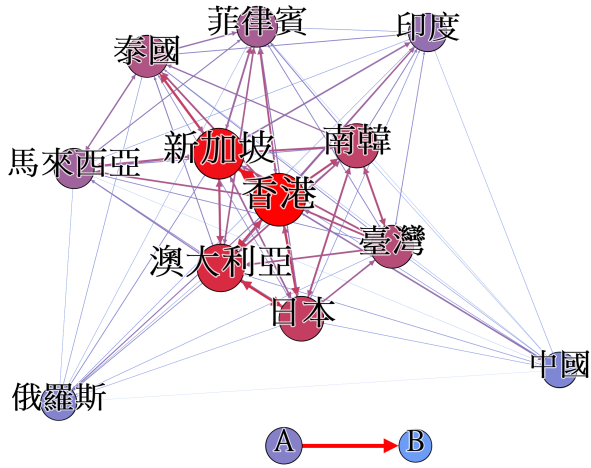


圖 3: 以全期樣本估算之報酬率鏈結指數所對應的網絡佈局圖

dex」較高, 則對應的節點也較大且顏色偏向紅色, 同時將可能佈局在網絡圖的中心位置。此外, 若股市間的相互鏈結較高, 則在網絡佈局上將群聚在一起; 相對地, 和其他股市較無相互影響關係的股市將會被配置在佈局圖的外圍。

在上述的佈局設定下, 從圖 3 中, 我們大致可發現, 亞洲各股市的金融傳導網路主要以香港及新加坡股市爲中心向外佈局, 其他的亞洲國家則環繞於佈局中心之外, 此呈現出香港與新加坡股市對整個亞洲的金融網絡有較高的鏈結與影響效果。再者, 東協國家如馬來西亞、泰國、菲律賓及新加坡股市呈現群聚現象; 而台灣股市報酬率變異則與南韓、香港、新加坡、澳大利亞和日本有較高的鏈結關係。此外, 中國與俄羅斯股市被佈局在網路架構當中的最外圍, 顯示此兩股市與亞洲股市之間並無明顯的鏈結, 此結果與表 6 以全期資料估算出的鏈結指數結果相呼應。簡而言之, 透過此全期樣本資料下的鏈結指數分析與網絡鏈結圖, 我們認爲, 除地緣關係與區域整合程度外, 各股票市場中資金的流動性高低與自由化程度大致反映了對應的鏈結指數大小與佈局。就我們所知, 在控制了歐美主要股市報酬率的影響下, 這些亞洲股市報酬率間的鏈結影響結果並仍未於相關研究文獻, 如 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Yilmaz

臺灣大學學術期刊資料庫

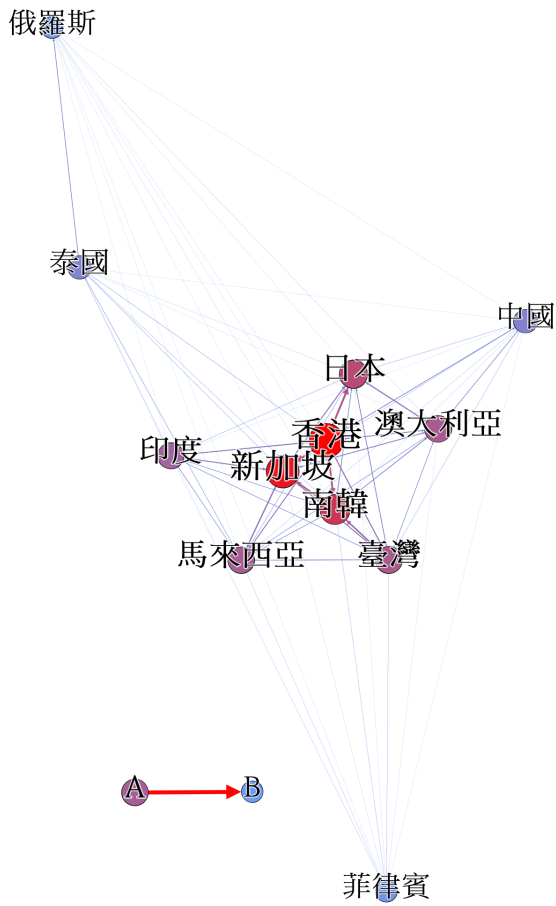


圖 4: 以全期樣本估算之波動率鏈結指數所對應的網絡佈局圖

(2010) 中被揭露。

另外, 圖 4 則呈現以全期樣本期間 (1995 年 9 月 1 日至 2018 年 8 月 31 日) 估計的股市波動率鏈結指數對應的網絡鏈結圖。從圖 4 中我們大致可以得到與前述報酬率鏈結圖相應的結果; 然而, 由於亞洲各國股市波動率之間的相互影響效果, 並不若股市報酬率的影響效果顯著, 圖 4 中的佈局結果則較爲鬆散。

臺灣大學學術期刊資料庫

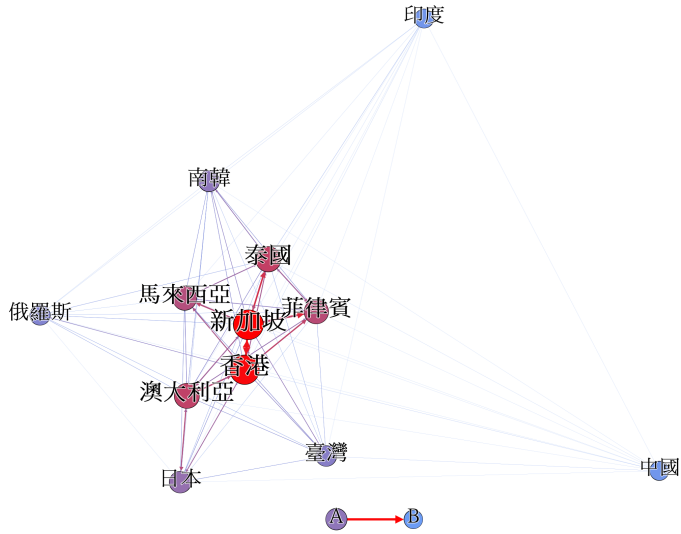


圖 5: 報酬率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 1995年9月1日至2000年4月7日

4.3 網絡佈局的演進

隨著時間的推移, 網絡傳導的架構、鏈結與相互影響關係可能有所改變。是故, 我們在此小節中進一步將報酬率資料的全樣本期間 (1995年9月1日至2018年8月31日) 大致分成五等份, 並分別針對此五個子樣本估計鏈結指數並繪製對應的網絡佈局圖於圖5至圖9。而針對波動率資料的樣本期間 (2000年4月3日至2018年8月31日), 則同樣對應上述報酬率資料的子樣本進行鏈結指數的估計, 其相關結果呈現於圖10至圖13中。[16]

依序觀察前四段子樣本對應的報酬率鏈結指數佈局 (圖5至圖8) 變化, 我們大致可以發現, 在2014年以前亞洲各股市報酬率的網絡佈局有越來越集中的趨勢, 其表示亞洲各股票市場之間的鏈結與外溢效果隨著時間有

[16]報酬率資料的五段等分樣本期間分別爲: 1995年9月1日至2000年4月7日、2000年4月10日至2004年11月12日、2004年11月15日至2009年6月19日、2009年6月22日至2014年1月24日、2014年1月27日至2018年8月31日。因此, 對應的波動率資料之四段等分子樣本期間則爲: 2000年4月10日至2004年11月12日、2004年11月15日至2009年6月19日、2009年6月22日至2014年1月24日、2014年1月27日至2018年8月31日。

臺灣大學學術期刊資料庫

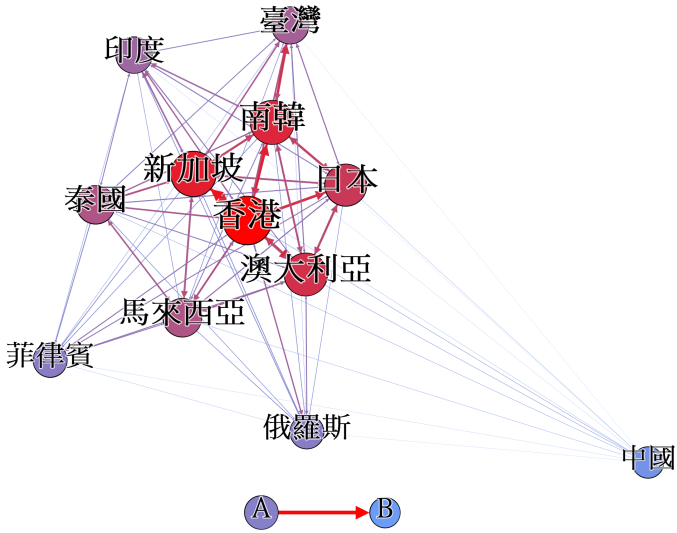


圖 6: 報酬率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 2000年4月10日至2004年11月12日

上升的趨勢。第一個子樣本期間 (1995年底至2000年初) 的亞洲金融網絡是以新加坡、香港和部份東協股市作爲佈局的中心, 其表示這些股市報酬率間在這段期間有較爲密切的鏈結與相互影響效果。而其他位於佈局中心較外圍的國家, 如台灣、南韓和日本等國, 則與亞洲中心股市群間無明顯的鏈結關係; 其中, 俄羅斯、印度與中國股市更處於佈局的邊陲地帶。隨著時間的推移, 第二子樣本期間 (2000年初至2004年底, 圖6) 除中國股市外, 這些位於外圍的亞洲國家也開始慢慢的往佈局的中心移動, 表示亞洲各國股票市場報酬之間有越來越強的相互鏈結影響關係, 此時期的佈局中心是以香港、新加坡及南韓所構成。

至於第三段子樣本 (2004年底至2009年中, 圖7) 以及第四段子樣本 (2009年中至2014年初, 圖8) 的網絡佈局則顯示, 亞洲各股市之間的鏈結影響在佈局圖上更爲緊密, 中國與俄羅斯股市雖仍位處邊陲, 但距離佈局中心已較前述時期更爲靠近; 其中, 中國與香港股市兩者間的鏈結, 隨著時間有顯著的上升趨勢。值得一提的是, 第三段及第四段子樣本期間恰涵蓋了引發全球金融風暴的美國次貸危機, 以及晚近所發生的歐債危機; 眾多

臺灣大學學術期刊資料庫

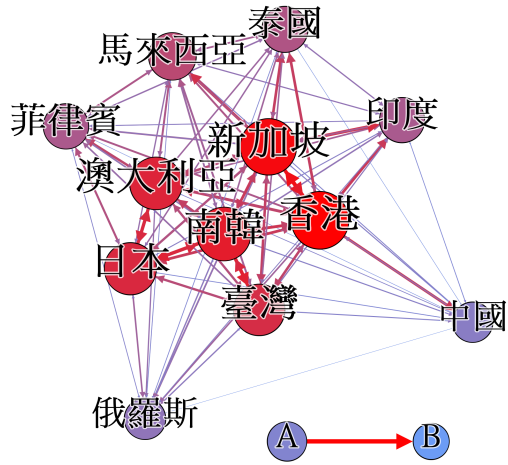


圖 7: 報酬率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 2004年11月15日至2009年6月19日

危機事件導致全球多數國家的金融市場皆出現相當大的衝擊, 這些衝擊事件透過金融傳導的網絡向外傳遞, 雖然我們已經控制住了歐美主要股市報酬率衝擊擾動的影響, 但仍可見亞洲股市在此金融危機期間緊密鏈結的相互影響效果。至於最後一段子樣本 (2014年初至2018年底) 的鏈結網絡佈局, 圖9的佈局範圍顯示, 在控制歐美主要股市報酬率擾動的影響後, 亞洲各股市報酬率之間的相互鏈結關係在全球金融危機之後有逐漸減弱的趨勢 (如中國與俄羅斯股市在佈局上又稍遠離其他的亞洲股市)。最後, 亞洲股市波動率間的鏈結指數佈局亦呈現與報酬率佈局相似的結構與趨勢變化, 惟由於亞洲股市間的波動率擾動之外溢效果較不顯著, 致使其佈局的結果相較於報酬率的佈局結果爲鬆散; 我們並將其結果呈現於圖10至圖13中。

4.4 鏈結指數的動態分析

由於金融市場之間的傳導關係並非一成不變, 各股市間的鏈結關係強弱亦可能會隨時間的推移而有所不同。因此, 我們在建構鏈結指數時將以滾動樣本估計法 (rolling estimation scheme) 爲主, 以捕捉不同時期鏈結指數的

臺灣大學學術期刊資料庫

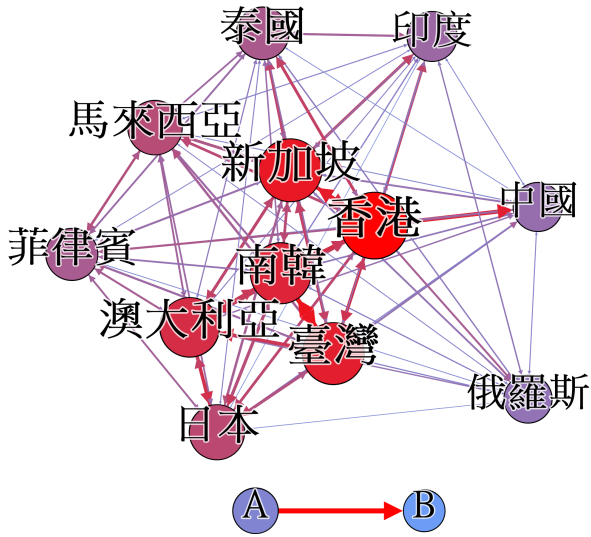


圖 8: 報酬率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 2009年6月22日至2014年1月24日

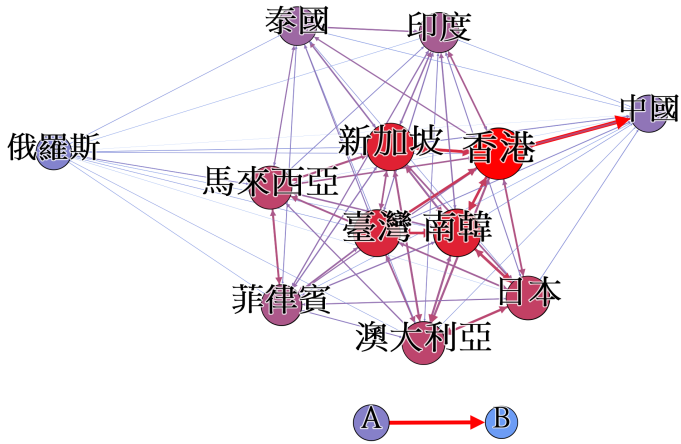


圖 9: 報酬率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 2014年1月27日至2018年8月31日

變化態勢。[17] 在後續分析中, 我們將考慮3種不同的滾動週期 w, 其分別爲

[17]「滾動樣本」係指在每次估計時皆採用樣本中不同的序列起訖期間但維持固定滾動資

臺灣大學學術期刊資料庫

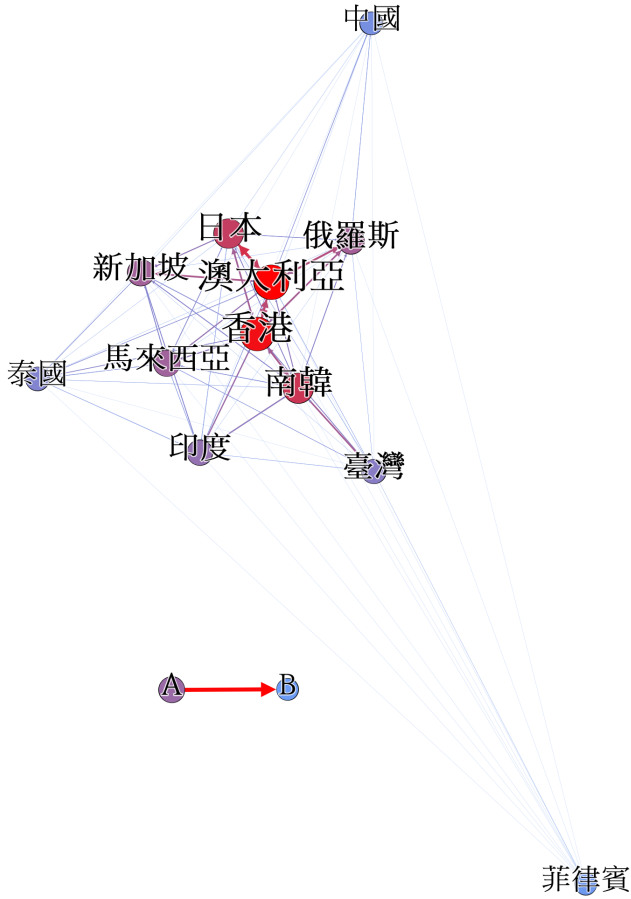


圖 10: 波動率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 2000年4月10日至2004年11月12日

$w = 25, 50$與75, 大約爲以1個月、2個月及3個月的資料期間所估計的結果。舉例而言, 1995年9月最後一個工作日的資料時點所對應的 $w = 25$ 總和鏈結指數數值, 爲以包含該日以前25日 (約1個月) 內的資料所計算

料週期 (rolling window) w; 從第一筆資料開始, 考慮長度 w 的期間資料進行第一次估計後, 我們便將樣本期間的起訖期數皆同時往後遞延一期 (即爲一日), 持續此步驟到某一滾動樣本的結束期間爲可取得的最後一筆資料爲止, 是故每筆估計的樣本期間都維持 w 筆資料長度。

臺灣大學學術期刊資料庫

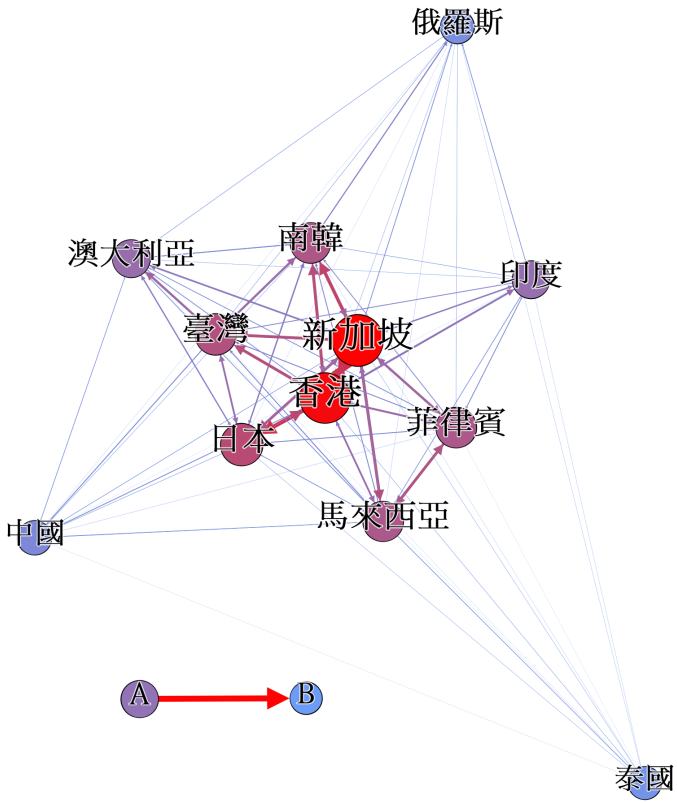


圖 11: 波動率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 2004年11月15日至2009年6月19日

的結果; 類似地, $w = 50$ 與75則分別表示以近2個月以及近3個月資料所估計的指數。值得一提地, $w = 25$ 因爲使用最短的資料期間進行估計, 因此對應的鏈結指數變化最爲劇烈, 其可呈現近期資料的短期變化態勢; 相對地, $w = 75$ 所對應的鏈結指數震盪情形則不若 $w = 25$ 的估計結果般劇烈, 呈現了相對較長期架構下的外溢效果。

圖14呈現了亞洲股市報酬率之總和鏈結指數「Total Index」的動態變化時間趨勢圖。其中, 除了以3種不同滾動週期所估算出的指數外, 我們也特別將這動態估計期間中4個重要的危機或風暴時期標出, 以方便我們判讀總和鏈結指數的變化態勢。我們大致認定這4段危機時期, 分別是亞洲

臺灣大學學術期刊資料庫

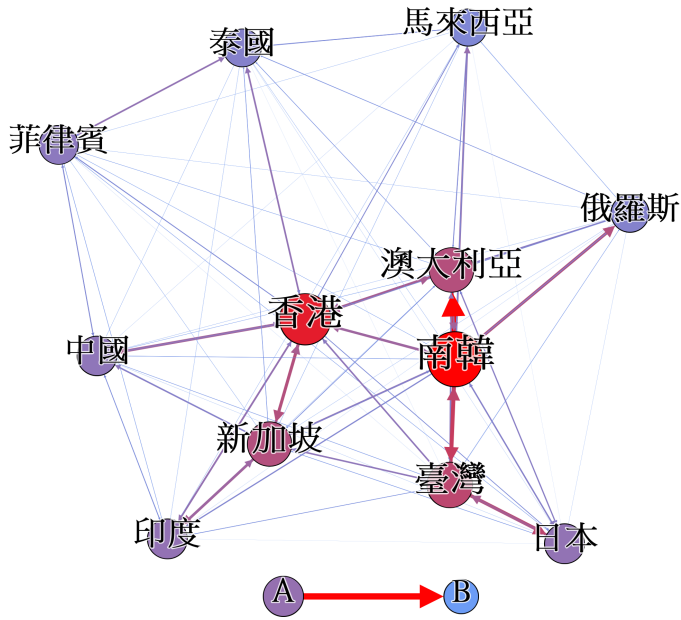


圖 12: 波動率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 2009年6月22日至2014年1月24日

金融危機期間 (1997年7月至1998年12月)、SARS 事件 (2002年11月至2003年7月)、美國次級房貸及所引發的全球金融風暴期間 (2007年4月至2008年12月) 和歐債危機 (2010年起至2013年)。首先, 我們大致檢視這四段危機時期之報酬率總和鏈結指數 Total Index ($w = 50$) 的變化, 圖 14 的結果顯示, 這四個危機爆發後, 總和鏈結指數都會上升至相對高點, 之後隨著危機的逐漸平息落幕而下降。我們進一步比較各危機時期的最高點的鏈結指數, 發現全球金融風暴期間高於歐債危機, 之後是 SARS 以及亞洲金融風暴, 此可能反映亞洲各國股市間的報酬率鏈結影響關係, 在危機事件發生時有逐漸緊密的上升趨勢。此外, Total Index ($w = 50$) 最高的時期發生在2007年9月21日 (指數值爲9.668), 時值全球金融風暴引爆初期, 顯示在此風暴中, 即使已經控制了歐美主要股市報酬率的對亞洲股市的影響, 亞洲股市報酬率擾動的傳導與鏈結依舊快速緊密。到了2014年後, 雖然隨著歐債危機逐漸的被控制, 亞洲各股市的鏈結關係不再如危機時期緊

臺灣大學學術期刊資料庫

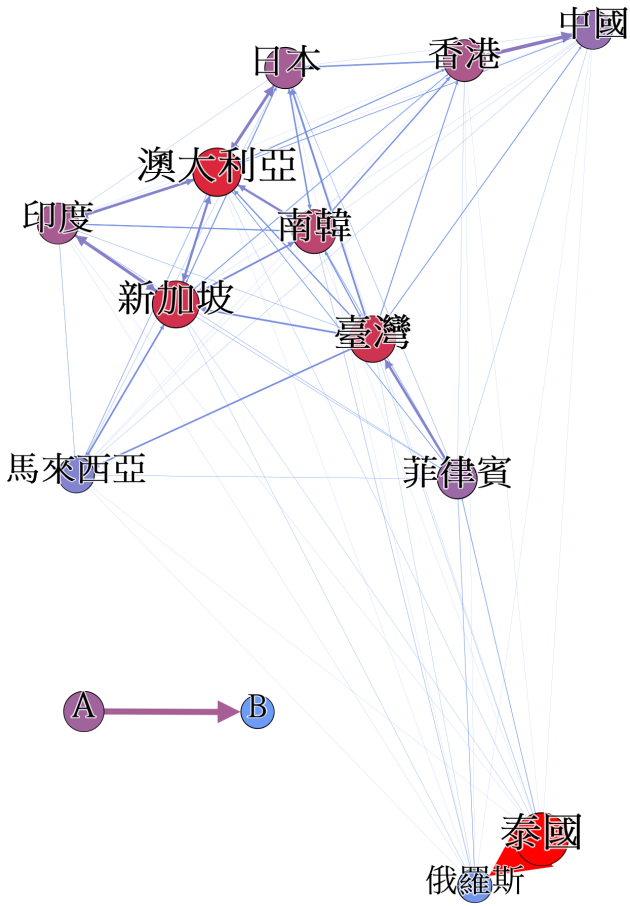


圖 13: 波動率鏈結指數對應的網絡佈局圖 — 子樣本期間: 2014年1月27日至2018年8月31日

密 (從歐債危機後期至2014年底, Total Index ($w = 50$) 就逐步緩降大致回到了美國次貸危機爆發前的水準); 但2017年底至2018年的總和鏈結指數似乎又開始另一段爬升期, 2018年8月31日的報酬率總和鏈結指數值爲6.799。

值得注意的是, 若觀察圖14的結果, 我們可以發現在 $w = 50$ 與 $w = 75$ 的設定下, 兩者總和鏈結指數的動態變化趨勢大致相符。整體而言, 亞洲股市報酬率網路的鏈結指數在2007年以前有逐漸攀升的趨勢; 而在2007

臺灣大學學術期刊資料庫

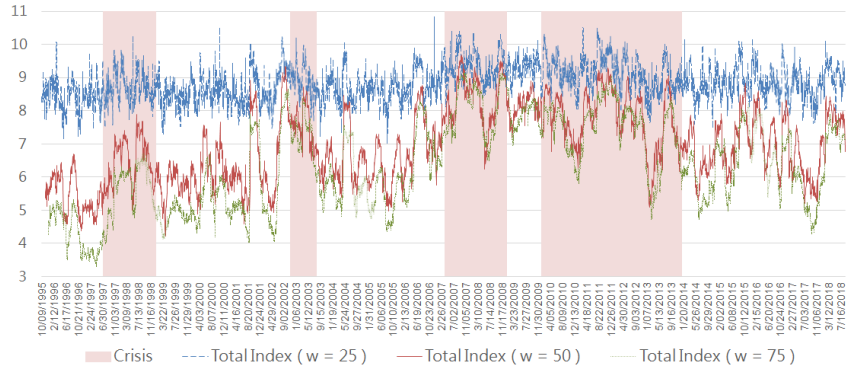


圖 14: 亞洲股市報酬率之總和鏈結指數「Total Index」的時間變化態勢圖

年至 2008 年間, 指數急遽上升至並維持在一較高的水準, 直至 2014 年後指數才有明顯的下降趨勢。另一方面, 在 $w = 25$ 的設定下則較無上述的明顯趨勢變化; 其總和鏈結指數的估計數值大致維持在一固定水準上下震盪。這樣的結果暗示了當以不同的資料滾動觀察期間進行鏈結指數的模型分析時, 在不同的滾動觀察期間分析架構之下, 鏈結指數的估算結果將呈現不同規模或型態的外溢效果。由於「Total Index」的計算方式是將所有股市對應之「Total To Index」(或「Total From Index」) 進行加總, 亦即爲不計入各股市對自身影響效果的總和。因此當各股市對自身影響效果的比重越大時, 其對自身的鏈結指數值亦越大, 整體鏈結網路的「Total Index」數值則越小; 表示在長期的擾動來源中, 大多源自於各股市對自身的影響, 短期而言, 則較易受到其他股市之間的相互影響效果。根據圖 14 的估計比較結果, 亞洲股市報酬率鏈結網路的總和鏈結指數在 $w = 50$ 與 $w = 75$ 的設定下, 估計結果的數值大小除了量化了相應的外溢效果影響程度以外, 其指數的趨勢變化亦良好的捕捉到了各金融危機的起訖時點。上述結果顯示, 在以較長的資料期間作爲分析架構時, 模型的估計結果較能有效的捕捉到偏向長期影響、自身影響或總體影響層面較大的衝擊事件。反之, 若以較短的資料期間進行估計, 一些屬於長期影響或總體層面的衝擊事件則較不易於估計結果當中充分反應, 估計結果的呈現將偏向短期影響或不同股市之間的個體層面外溢效果。考量此一特性, 我們並認爲鏈結指數的分析模型可擴展至更高頻且更具「即時性」的資料, 以發掘在更高頻資料下的

臺灣大學學術期刊資料庫

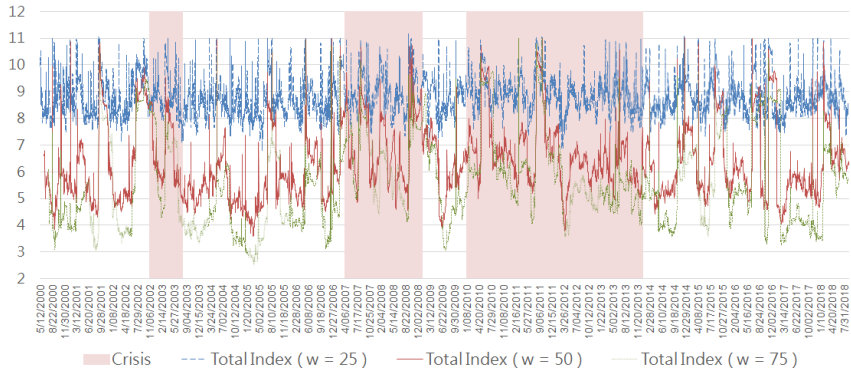


圖 15: 亞洲股市波動率之總和鏈結指數「Total Index」的時間變化態勢圖

相互影響現象。

最後, 我們亦將亞洲股市波動率之總和鏈結指數「Total Index」的動態變化時間趨勢呈現於圖 15 中。相較於圖 14 之報酬率估計結果, 亞洲股市波動率網路之總和鏈結指數震盪的幅度較爲劇烈; 且在 $w = 50$ 與 $w = 75$ 的設定下, 其總和鏈結指數多在較爲短暫的大幅上升後, 便快速的回落到一較低的固定水準。這樣的結果表示亞洲各股市之波動率鏈結影響效果並不若其報酬率的鏈結影響效果顯著; 惟當特定的外生衝擊事件發生時, 亞洲各股市之波動率才會有較爲顯著的傳遞影響效果。另外, 與報酬率估計結果相仿的是, 波動率的總和鏈結指數在 $w = 25$ 的設定下, 其指數數值多維持在一特定區間內震盪, 與 $w = 50$ 及 $w = 75$ 的估計結果呈現不同型態的衝擊型式。

綜合上述 3 種不同滾動週期所估算出的總和鏈結指數變化態勢, 我們大約可以得到以下的推論: 以較長期的滾動週期 ($w = 50$ 與 $w = 75$) 來估算總和鏈結指數 Total Index 時, 能較有效的捕捉各股市之間長期或重大的相互影響效果; 當指數反轉且呈現上升趨勢時, 顯示亞洲各股市間的鏈結關係越發緊密, 此時潛在危機的爆發或已然發生的可能性就增加, 也因此值得我們更加注意。[18] 簡而言之, 根據此篇論文與文獻上類似研究 (如

[18]在危機出現時, 關於亞洲各股市的鏈結指數會因爲更容易受彼此衝擊影響而出現上升的結果, 與 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Yilmaz (2010) 研究其他股票市場的週資料報酬率及波動率鏈結關係時的結果類似。然而, 和他們的研究不同

臺灣大學學術期刊論文範例

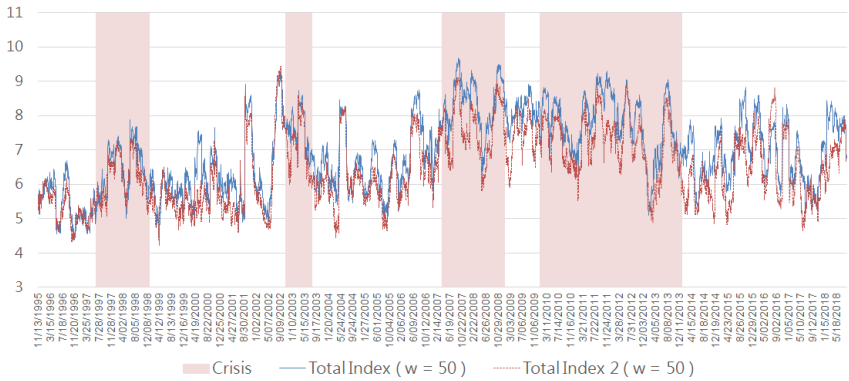


圖 16: 穩健性測試: 兩種控制歐美股市報酬率模型下的總和鏈結指數比較圖

Diebold and Yilmaz (2009) and Diebold and Yilmaz (2011) 等) 的分析結果, 動態總和鏈結指數或可作爲監控整體系統股市是否暴露在潛在危機中的一項指標。

4.5 穩健性測試

最後, 我們也針對此濾除歐美股市影響的分析架構進行了穩健性測試 (robustness check), 我們採用類似 3.2 節中的處理方式, 將亞洲各股市的報酬率 (或波動率) 日資料作爲被解釋變數, 而解釋變數除了法國、德國、英國與美國的股市當期報酬率 (或波動率) 外, 則再納入歐美四大股市所對應的前期資料; 因此, 相較於 3.2 節中的模型, 我們多控制了歐美股市可能影響亞洲股市的遞延效果。在此穩健性架構下, 以滾動樣本估計法 ($w = 50$) 所估算對應的動態總和鏈結指數爲 Total Index2 ($w = 50$), 其與前一節中的 Total Index($w = 50$) 的時間趨勢比較如圖 16 及圖 17 所示。其中, 不論是報酬率或是波動率, 在控制歐美股市對亞洲股市可能的遞延影響效果下, 其結果大多略低於未控制遞延效果的鏈結指數估計數值; 僅在鏈結指數升高的危機時期有較大的差異, 此也反映了危機期間歐美主要股市影響

的是, 我們在此篇研究中係針對日資料進行分析, 並且控制了歐美主要股市報酬率與波動率的影響, 因此所得到的鏈結關係變化相對較能代表純粹亞洲股市間的相互影響關係。

臺灣大學學術期刊

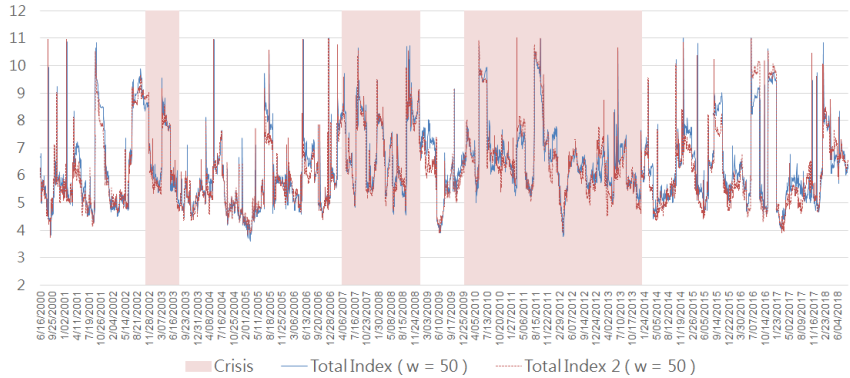


圖 17: 穩健性測試: 兩種控制歐美股市波動率模型下的總和鏈結指數比較圖

的遞延效果相較其他時期爲強。大致而言兩者在圖中的趨勢類似且變化差異不大; 因此, 我們認爲在 3.2 節所提出的分析架構下的鏈結指數等分析結果具有一定的穩健性。

5 結論與討論

本研究針對 1995 年 9 月至 2018 年 8 月的 12 個亞洲股市, 根據 Diebold and Yilmaz (2014, 頁 6) 所延伸網絡拓樸的概念與分析架構, 利用向量自我迴歸模型所對應之廣義預測誤差變異數分解的估計結果, 在控制了歐美股市報酬與波動的衝擊影響下, 建立了可能的潛在鏈結關係網絡, 並據以分析亞洲各股市間的可能相互金融傳導與鏈結影響關係。透過全期樣本下的鏈結指數表、五個子樣本資料所對應的網絡佈局跨期演變以及動態鏈結指數序列的估算, 我們發現亞洲股市之間的鏈結指數大致有逐漸上升的趨勢, 反映亞洲各股市之間存在越來越強的鏈結關係。其次, 以滾動樣本估計法估算之動態的總和鏈結指數在金融危機與外生衝擊事件發生時具有較高的數值, 如亞洲金融危機期間 (1997–1998)、SARS 事件 (2002–2003)、美國次級房貸及所引發的全球金融風暴期間 (2007–2008) 和歐債危機 (2010–2013) 等, 此反映危機發生時各股市間更爲緊密的依存現象; 其中, 在全球金融風暴期間的總和鏈結指數爲最高, 顯示了該風暴讓亞洲各股市的傳

臺灣大學學術期刊資料庫

導與影響最爲快速與緊密。這推論與 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Yilmaz (2010) 等研究其他股票市場的鏈結關係時的結果類似, 當總和鏈結指數呈現反轉而上升趨勢時, 顯示當下潛在危機的爆發或已然發生的可能性增加, 因此動態總和鏈結指數或可作爲監控整體系統股市是否暴露在潛在危機中的一項指標。再者, 亞洲股市的金融傳導網絡主要以香港和新加坡爲中心, 而中國與俄羅斯股市擾動則與其餘亞洲股市無顯著的鏈結。我們認爲, 此研究除了建構這些亞洲各主要股市的潛在鏈結網絡關係外, 其對應的分析結果或可進一步作爲投資者在佈局亞洲股市時的參考依據。[19]

值得一提的是, 雖然 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Yilmaz (2010) 等文獻在也類似架構下研究其他股票市場間的鏈結關係, 但我們著重分析在「控制歐美主要股市影響下」亞洲股市報酬率與波動率間的相互鏈結關係與變化, 這樣的研究結果對於瞭解亞洲股市間的傳導與鏈結影響具有相對的貢獻。再者, 一般而言, 由於其他股市擾動對於歐美主要股市的影響甚微, 因此我們所提出的分析架構 — 透過簡單線性迴歸模型的估計以控制歐美重要股市對於亞洲股市的可能影響, 對於分析歐美主要股市之外的其餘股市的鏈結關係相當簡單實用, 因而未來可以應用至其他區域的股市或金融市場中。

附錄

引力模型與網絡佈局

在此研究中, 我們依循 Diebold and Yilmaz (2009)、Diebold and Yilmaz (2011) 和 Diebold and Yilmaz (2014) 等一系列研究, 採用 Jacomy et al. (2014) 所提出的引力模型 ForceAtlas2 來決定網絡佈局。在 ForceAtlas2 的模型中, 各節點的佈局由重力 (gravity)、吸引力 (attraction force) 以及排斥力 (repulsion force) 三力決定。模型當中任意的兩個節點之間皆會具有使其相互遠離的排斥力, 而任意連結的兩個節點間除了排斥力以外, 連結的

[19]雖然此篇研究以亞洲各要股市報酬率與波動率之間的整體鏈結關係分析爲主, 但在此分析架構下, 我們也可以進一步細緻分析每個股市對應的動態鏈結指數變動態勢, 這些都可以提供研究者或投資者於瞭解單一股市報酬及波動的額外潛在資訊。

臺灣大學學術期刊授權使用

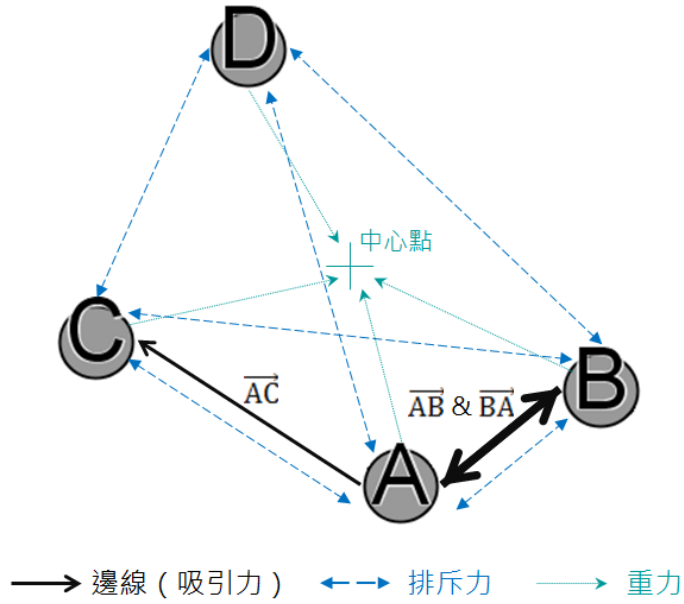


圖 18: 構成網絡的元素與佈局圖

邊線具有牽引著兩個節點使其互相靠近的吸引力。最後, 模型當中的所有節點皆會受到重力的作用而向佈局空間的中心處靠攏。我們在圖 18 中以四個節點與邊線關係的簡單網絡佈局圖爲例說明網路元素與佈局的關係。

圖 18 中假設 A、B、C 和 D 分別代表四個不同的節點, 而黑色線段代表 A 對 B、A 對 C 和 B 對 A 所鏈結具有「方向性」的邊線, 分別以 $\overrightarrow{AB}$、$\overrightarrow{AC}$ 和 $\overrightarrow{BA}$ 標示之。在 ForceAtlas2 佈局機制的設定下, 兩個節點之間是否具有吸引力是根據其間是否具有邊線而定, 彼此沒有連結的兩個節點間將不具吸引力。再者, 對任兩個具有邊線連結的節點而言, 不論其邊線的方向性爲何, 都將產生一吸引力該二節點相互靠近, 此吸引力的大小會受到兩節點邊線的權重的影響; 兩個節點間的邊線的權重越大 (小), 其吸引力就越大 (小) 而彼此靠近 (疏離)。在圖 18 中, 權重越大的邊線, 其對應的線條越粗, 因此 A、B 兩點間的吸引力高於 A、C 兩點, 因而在佈局上較爲靠近。此外, 對模型當中任意的兩個節點而言, 不論其連接與否, 此兩個節點之間皆會具有使之相互遠離的排斥力; 若兩節點間的距離越近 (遠), 其相互的排

臺灣大學學術期刊資料庫

斥力就越大 (小)。在圖 18 中以藍色線段表示排斥力。最後, 所有節點皆會受到重力的作用而往空間的中心點靠近, 加入重力的意義是要避免毫無連結的節點因受到排斥力的作用而漂流到佈局空間之外, 在圖例中以綠色線段表示重力。關於引力佈局模型的詳細設定與說明, 請參見 Jacomy et al. (2014) 一文或李佳磬 (2016, 頁 5)。

參考文獻

李佳磬 (2016), "台灣各類股與國際股市間外溢效果的認定與動態分析," 碩士論文, 台北: 國立政治大學。(Lee, Jia-Cing (2016), "Spillover Effects and Dynamic Analysis between Taiwan and Global Stock Markets," Master's Thesis, Taipei: National Chengchi University.)

黃裕烈與管中閔 (2014), 《向量自我迴歸模型: 計量方法與 R 程式》, 台北: 雙葉書廊。(Huang, Yu-Lieh and Chung-Ming Kuan (2014), *Vector Autoregressive Models: Econometric Methods with R*, Taipei: Yeh Yeh Book Gallery.)

Baur, Dirk G. (2003), "Testing for Contagion — Mean and Volatility Contagion," *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4–5), 405–422.

Baur, Dirk G. and Renee A. Fry (2009), "Multivariate Contagion and Interdependence," *Journal of Asian Economics*, 20(4), 353–366.

Claessens, Stijn and Kristin J. Forbes (2001), *International Financial Contagion*, Boston: Kluwer Academic Publishers.

Diebold, Francis X. and Kamil Yilmaz (2009), "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets," *Economic Journal*, 119(534), 158–171.

——— (2011), "Equity Market Spillovers in the Americas," *Financial Stability, Monetary Policy, and Central Banking*, 15(7), 199–214.

——— (2014), "On the Network Topology of Variance Decompositions Measuring the Connectedness of Financial Firms," *Journal of Econometrics*, 182(1), 119–134.

Dooley, Michael P. and Michael M. Hutchison (2009), "Transmission of the U.S. Subprime Crisis to Emerging Markets: Evidence on the Decoupling-Recoupling Hypothesis," *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1331–1349.

臺灣大學學術期刊資料庫

Edwards, Sebastian and Raul Susmel (2001), "Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets," *Journal of Development Economics*, 66(2), 505–532.

Forbes, Kristin J. and Roberto Rigobon (2002), "No Contagion, Only Interdependence Measuring Stock Market Comovements," *Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261.

Frank, Nathaniel and Heiko Hesse (2009), "Financial Spillovers to Emerging Markets During the Global Financial Crisis," IMF Working Paper.

Frankel, Jeffrey, Ernesto Stein, and Shang-Jin Wei (1995), "Trading Blocs and the Americas: The Natural, the Unnatural, and the Super-Natural," *Journal of Development Economics*, 47(1), 61–95.

Garman, Mark B. and Michael J. Klass (1980), "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data," *Journal of Business*, 53(1), 67–78.

Guimaraes-Filho, Roberto and Gee Hee Hong (2016), "Dynamic Connectedness of Asian Equity Markets," IMF Working Paper.

Jacomy, Mathieu, Tommaso Venturini, Sebastien Heymann, and Mathieu Bastian (2014), "ForceAtlas2, A Continuous Graph Layout Algorithm for Handy Network Visualization Designed for the Gephi Software," **URL**: https://doi.org/10.1371/journal.pone.0098679.

King, Mervyn, Enrique Sentana, and Sushil Wadhwani (1994), "Volatility and Links between National Stock Markets," *Econometrica*, 62(4), 901–933.

Koop, Gary M., M. Hashem Pesaran, and Simon M. Potter (1996), "Impulse Response Analysis in Non-Linear Multivariate Models," *Journal of Econometrics*, 74(1), 119–147.

Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, 58(1), 17–29.

Yilmaz, Kamil (2010), "Return and Volatility Spillovers among the East Asian Equity Markets," *Journal of Asian Economics*, 21(3), 304–313.

投稿日期: 2017年1月24日, 接受日期: 2019年1月30日

臺灣大學學術期刊資料庫

Measuring the Connectedness of Returns and Volatilities in Asian Stock Markets

Shih-Hsun Hsu
Department of Economics, National Chengchi University, Center for Research in Econometric Theory and Applications, National Taiwan University

Jia-Cing Lee
Research Assistant, National Taiwan University

According to the network topology and the framework proposed by Diebold and Yilmaz (2014), this paper measures the potential connectedness of returns and volatilities among Asian stock markets while controlling for the effects of European and U.S. stock markets. The main findings are (i) the connectedness among Asian stock markets is getting closer in general; (ii) the larger values of the connectedness index are usually observed in the periods of financial crises; (iii) Hong Kong and Singapore play the major roles as far as spillover effects on Asian stock markets are concerned, whereas China and Russia play only minor roles.

Keywords: Return and Volatility, generalized forecast error variance decomposition, connectedness, spillover effect, connectedness layout
JEL classification: C58, C32, G15

臺灣大學學術期刊資料庫