

行政院國家科學委員會補助專題研究計畫成果報告 期末報告

國際隱含波動度指數的緩長記憶、共動性與共同因子之研究

計畫類別：個別型計畫
計畫編號：NSC 101-2410-H-004-063-
執行期間：101年08月01日至102年10月31日
執行單位：國立政治大學國際經營與貿易學系

計畫主持人：郭維裕

計畫參與人員：碩士班研究生-兼任助理人員：李佩紘
碩士班研究生-兼任助理人員：許光輔
碩士班研究生-兼任助理人員：蘇新為
碩士班研究生-兼任助理人員：葉冠廷

處理方式：

1. 公開資訊：本計畫可公開查詢
2. 「本研究」是否已有嚴重損及公共利益之發現：否
3. 「本報告」是否建議提供政府單位施政參考：否

中華民國 103 年 01 月 26 日

中文摘要：本研究應用 Diebold and Yilmaz (2009, 2012) 的外溢指標 (spillover index) 分析全球七個股票市場之隱含波動度指數間的外溢效果，藉此探討國際股市間的共動性。實證結果顯示：隱含波動度指數間的外溢效果相當顯著，約佔整體變異程度的 78%；換言之，各主要國際股市之間存在著相當密切的共動性。此外，由淨外溢效果可知，各波動度指數影響其他指數以及受到其他指數的影響程度不一。我們發現：美國與荷蘭兩個股市為主要的外溢效果輸出國，而瑞士與比利時兩股市則為主要的外溢效果流入國。我們亦發現：在不同的國際金融情勢發展下，各波動度指數間的共動性結構亦會產生變化。以德國為例，德國股市在前半段子樣本中，扮演著外溢效果輸出國的角色，但在後半段子樣本內，轉變成為外溢效果的接受者。最後，我們嘗試利用滾動視窗估計法 (rolling window estimation) 描述外溢指標的動態行為，結果發現外溢效果指標的確具備隨時間改變的動態特性，且顯示出全球股市間的波動度外溢效果起伏震盪相當劇烈。

中文關鍵詞：隱含波動度指數、共動性、外溢指標

英文摘要：

英文關鍵詞：

全球隱含波動度指數之共動性

郭維裕*

摘要

本研究應用 Diebold and Yilmaz (2009, 2012) 的外溢指標(spillover index)分析全球七個股票市場之隱含波動度指數間的外溢效果，藉此探討國際股市間的共動性。實證結果顯示：隱含波動度指數間的外溢效果相當顯著，約佔整體變異程度的 78%；換言之，各主要國際股市之間存在著相當密切的共動性。此外，由淨外溢效果可知，各波動度指數影響其他指數以及受到其他指數的影響程度不一。我們發現：美國與荷蘭兩個股市為主要的外溢效果輸出國，而瑞士與比利時兩股市則為主要的外溢效果流入國。我們亦發現：在不同的國際金融情勢發展下，各波動度指數間的共動性結構亦會產生變化。以德國為例，德國股市在前半段子樣本中，扮演著外溢效果輸出國的角色，但在後半段子樣本內，轉變成為外溢效果的接受者。最後，我們嘗試利用滾動視窗估計法(rolling window estimation)描述外溢指標的動態行為，結果發現外溢效果指標的確具備隨時間改變的動態特性，且顯示出全球股市間的波動度外溢效果起伏震盪相當劇烈。

關鍵字：隱含波動度指數、共動性、外溢指標

* 作者國立政治大學國際經營與貿易學系副教授，Associate Professor, Department of International Business, National Chengchi University。作者特別感謝李涓靖博士與陳致綱博士提供優異的研究協助。作者也謝謝國科會專題研究計畫(計畫編號：NSC 101-2410-H-004-063)的支持。

Spillover Effects of International Implied Volatility Indices

Abstract

This paper applies the spillover index of Diebold and Yilmaz (2009, 2012) to investigate the volatility spillover effects among implied volatility indices of seven international stock markets. Our empirical results indicate that there exist significant spillover effects among implied volatility indices, namely, the spillover effect accounts for about 78% of the total variation among the sample indices. In other words, the co-movement among international implied volatility indices is evident. We also find that in terms of net spillover effect, the implied volatility indices of U.S. and Dutch stock markets have significantly positive spillover effect on the implied volatility indices of the other stock markets, while Swiss and Belgian stock markets two primary receivers of international volatility spillover effect. Moreover, based on the subsample robustness analysis, we find that the role as an exporter or an importer of spillover effects played by a certain country may actually change with the evolution of international financial markets. In particular, we find that German market was a spillover effect exporter during the first subsample whereas becoming a pure importer in the second subsample. Finally, we utilize the method of rolling window estimation to illustrate the dynamic behaviour of international volatility spillover effect. Indeed, the results reveal quite apparent dynamic behaviour of volatility spillover effects in international stock markets.

Keywords: implied volatility indices, co-movement, spillover index

一、緒論

自從 2007 年下半年開始由次級房貸引發全球金融危機，且在 2008 年 9 月導致雷曼兄弟倒閉事件達到顛峰後，全球金融市場間的互動關係便引起財務學界的極大關注。許多財務學者投注龐大的研究資源於確認全球金融市場間的確存在明顯的共動性(comovement)，並進而探討其主要傳遞管道。到目前為止，相關文獻主要透過股價指數或個別股票的報酬率及標準差(亦即波動度)來進行相關研究。然而，這些研究雖然可以測度共動性，卻無法探討互動關係間的因果關係。本研究採取另一個角度來切入全球股市間共動性的研究議題。我們透過全球股市的隱含波動度指數而非傳統使用的報酬率與標準差，來探討全球股市之間的共動性。隱含波動度是有別於傳統以標準差測度的波動度。後者著重計算已實現的波動度，前者則是衡量投資人對未來波動度的預期。除此之外，由於隱含波動度也常被用來衡量投資人的恐慌心理，因此使用隱含波動度來研究市場間的互動關係，亦具有驗證全球投資人情緒之間是否也存在共動性的優點。

本研究採用 Diebold and Yilmaz (DY, 2009, 2012)所提出的外溢指標(spillover index)以衡量美國、英國、德國、法國、荷蘭、瑞士和比利時等七個國家、共八個股價指數隱含波動度指數間的共動性。外溢指數最早是被用來分析國際股市的連動性，另也被應用在工業國家的景氣循環(Yilmaz, 2009)和美國股票市場、債券市場、外匯市場以及商品市場間的連動性(DY, 2012)等議題上。本文是首篇將外溢指標應用在全球股市隱含波動度指數之共動性的文章，這也是我們的主要貢獻之一。

DY 將市場間相互影響的效應或是共動性稱為外溢效果(spillover effect)，外溢指標便是 DY 所建立以衡量此一外溢效果的方法。DY 認為市場間必然會互相影響，亦即必然存在著外溢效果；然而當危機爆發時，市場間的外溢效果會變大，而當全球經濟體系較穩定、沒有危機發生時，市場間的外溢效果會相對較小。由此可推論，市場間的互動關係被定義為一種動態關係，而非單純的靜態關係。

外溢指標主要是透過向量自我迴歸(vector autoregression, VAR)模型下的預測誤差變異數分解(forecast error variance decomposition, FEVD)進一步計算而得。藉由加總不同的外生衝擊對內生變量變異的解釋比例，將眾多有用的資訊集結起來，建構而成的一個單一指標。經由此一指標，我們不僅可以瞭解涵蓋市場的整體外溢程度，更可瞭解個別市場受其他市場影響以及影響其他市場兩種截然不同的效果。相較於過去文獻使用相關係數(correlation coefficients)與主成份分析法(principal component analysis)僅能分析出市場間的相關程度而非其相互影響之因果關係，本研究所採用的外溢指標能夠進一步辨認出主要的影響者以及被影響者。除此之外，為了可以針對外溢指標進行嚴謹的統計顯著性分析，我們利用拔靴抽樣法重複抽樣與估計 VAR 模型，並重新計算外溢指標以獲取其實證機率分配(empirical probability distribution)，再據此外溢指標的統計顯著性。

本研究以 2001 年 2 月 2 日至 2010 年 5 月 28 日為樣本期間，分析美國、英國、德國、法國、荷蘭、瑞士和比利時等七個國家、共八個股價指數隱含波動度指數間的外溢效果以及其動態行為。實證結果顯示：全球股價指數隱含波動度指數間的外溢效果相當顯著，全樣本內的平均總外溢效果達到總變異性的 78.2%；換言之，各樣本國的股市間存在著密切的連動性。我們亦透過子樣本分析進一步確認此顯著外溢效果的強健性。我們也發現：各隱含波動度指數影響其他指數以及受到其他指數之影響的程度不一。就淨外溢效果而言，美國與荷蘭為兩個主要的股價指數波動度輸出國；相對的，瑞士與比利時兩個國家可能由於其股票市場規模比較小，而成為主要的股價指數波動度的輸入國。子樣本的分析結果更透露出一個有趣的結果：德國在前一半樣本期間的子樣本中為顯著的波動度輸出國，但在後半段子樣本內卻反而成為了明顯的股市波動度的接受國。這個結果可能反映出德國投資人投資態度日趨保守的現象，值得進一步分析探討。最後，我們也發現各主要股價指數隱含波動度指數之間的外溢效果具有相當明顯的動態行為，這些動態行為也大致符合國際整體經濟環境的演變。

本文後續章節架構之安排如下：第二節將整理與討論有關國際金融市場共動

性的相關文獻；第三節將詳細說明 DY 外溢效果指標的計算過程；第四節為實證部分，包括資料說明與分析、估計模型的設定、以及實證結果分析等；第五節則為本研究之結論及未來可能的研究方向。

二、文獻探討

目前研究國際金融市場間之共動性的方法大致上可分為兩種：直接測度法(direct measurement)和間接測度法(indirect measurement)。前者是透過各種建基於傳統統計相關係數的指標來衡量金融市場間的外溢效果，以確認其共動性(如 Corsetti, Pericoli, and Sbracia (2000))。後者則利用各式各樣的模型建構方法來間接的測度各市場間的共動性。有關這方面的討論可參考 Corsetti, Pericoli, and Sbracia (2005)與 Dungey, Fry, Gonzales-Hermosillo, and Martin (2005)。

Pindyck and Rotemberg (1990)透過相關係數矩陣的檢定發現，國際商品價格之間存在著顯著的共動性，而且這些共動性並無法被通貨膨脹、總體需求、利率與匯率等總體經濟變數的變動所解釋。換言之，國際商品市場間的共動性超乎預期的高。King and Wadhvani (1990)建立一個感染模型(contagion model)以探討 1987 年美國股災所造成的高度波動度如何在國際股市間相互傳遞。他們發現國際股市間之共動性的主要來源之一為全球投資人嘗試由各國股市的變動中獲取有用資訊的理性動機。Pindyck and Rotemberg (1993)利用潛在變項模型(latent variable model)來捕捉無法觀察的市場預期，並嘗試以這些預期來解釋個別股票價格之間的共動行為。結果，他們再次發現：股票價格之間的共動性遠超乎現金股利、折現率以及許多總體經濟變數之變動所能解釋的。但是這些以相關係數矩陣為衡量共動性基準的指標往往受到相關係數本身一個特質所影響。Boyer, Gibson, and Loretan (1999)與 Loretan and English (2000)指出當各市場的波動度增大時，兩個市場之間的相關係數也往往因此而升高。為了克服相關係數的這種缺點，Forbes and Rigobon (2002)提出一種新的測度方法，並據此確認了 1997 年的

亞洲金融危機的確引發亞洲金融市場間相當大幅度的外溢效果。即便如此，這類研究方法仍有其缺點，研究者必須根據主觀判斷事先認定引起外溢效果的市場，而這樣的主觀判斷往往受到相當大的質疑。換言之，前述的研究方法並無法客觀衡量外溢效果或共動性間的因果關係。

除了上述方法以外，許多建立在相關係數基礎上的新穎模型也漸漸被提出來，包括 Bollerslev(1990)的條件式相關係數模型、Engle (2002)的動態條件式相關係數模型、Mink, Jacobs, and De Haan (2007)的同時性指標(synchronicity measure)模型以及 Adrian and Brunnermeier (2010)的 CoVaR 模型。惟，前兩種模型往往受制於維度魔咒(curse of dimensionality)的限制，無法同時研究太多市場間的共動行為。本研究同時探討八個國際隱含波動度指數間的外溢效果，在這樣的情形下，條件式相關係數模型與動態條件式相關係數模型的待估參數會過多，導致估計不易的結果。同時性指標亦著重衡量兩個市場間的互動關係，但無法同時考量多個市場間的相互影響，因而無法得到共動性的全面性瞭解。CoVaR 模型是將來值得進一步研究的方向，因為它可以同時測度各指定分量(specific quantiles)間的互動關係，亦可確認該互動關係的因果方向，但仍受限於無法同時衡量超過兩個市場以上的外溢效果。

間接式測度共動性模型的基本理念乃透過一些潛在變項模型的設計，考量研究者感到有趣的金融市場的特性(如報酬率，波動度，甚至更高階動差等)，然後再透過無法被這些潛在變項所解釋的殘差項動態行為，衡量各市場間的外溢效果。我們所採用的 DY(2009, 2012)模型便是屬於這一類的模型。本模型針對估計後之 VAR 模型的預測誤差變異數矩陣進行分解，以測度各向量因素之間的外溢效果。DY 模型的主要優點是可以較明確的分辨各市場間互動關係的因果方向，其缺點則是無法進行嚴謹的統計檢定以確認該因果關係的統計顯著性。本研究針對這一缺點使用拔靴抽樣法進行檢定，這也是本研究的貢獻之一。

三、外溢指標的計算

外溢指標主要是利用 VAR 模型的 FEVD 計算而得。然而，傳統 VAR 模型的最大缺點就是實證結果會受到變數排列順序的影響(DY, 2009)。因此，為避免此問題，我們採取 DY (2012)的作法，以 Pesaran and Shin (1998)的一般化預測誤差變異數分解(generalized FEVD)來計算外溢指標。

考慮一個包含 N 個定態變數的 $VAR(p)$ 模型：

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

其中， $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{Nt})'$ 為 $(N \times 1)$ 的內生變數向量， Φ_i 為 $(N \times N)$ 的係數矩陣， $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 為 $(N \times 1)$ 的誤差項向量，且 $\boldsymbol{\varepsilon} \sim^{iid}(\mathbf{0}, \Sigma)$ 。由於假設 \mathbf{x}_t 為定態，故可將 $VAR(p)$ 模型以移動平均模式表示(moving average representation)：

$$\mathbf{x}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (1)$$

其中， \mathbf{A}_i 是不同於 Φ_i 的 $(N \times N)$ 係數矩陣，並可利用下列的關係式計算而得：

$$\mathbf{A}_i = \Phi_1 \mathbf{A}_{i-1} + \Phi_2 \mathbf{A}_{i-2} + \dots + \Phi_p \mathbf{A}_{i-p}, \quad i = 1, 2, \dots.$$

且 $\mathbf{A}_0 = \mathbf{I}_n$ ；若 $i < 0$ ，則 $\mathbf{A}_i = \mathbf{0}$ 。由(1)式可知，當整個 VAR 系統在過去某一時點受到外在衝擊時(即誤差項 $\boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}$ 發生變化)，該衝擊會透過 \mathbf{A}_i 而對 t 時點的內生變數造成影響，所以係數矩陣 \mathbf{A}_i 對於 VAR 模型的動態結構具有相當重要的意義。

根據 Pesaran and Shin (1998)的一般化 FEVD，當第 j 個變數受到外生衝擊時，對第 i 個變數向前預測 H 期的誤差變異的解釋比例，亦即第 j 個變數對第 i 個變數的貢獻度為：

$$\theta_{ij}^s(H) = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (\mathbf{e}_i' \mathbf{A}_h \Sigma \mathbf{e}_j)}{\sum_{h=0}^{H-1} \mathbf{e}_i' \mathbf{A}_h \Sigma \mathbf{A}_h' \mathbf{e}_i}, \quad i, j = 1, 2, \dots, N. \quad (2)$$

其中， Σ 為誤差項向量 $\boldsymbol{\varepsilon}$ 的共變數矩陣， σ_{ii} 為第 i 條迴歸式的誤差項標準差， \mathbf{e}_i 為 $N \times 1$ 的向量，表示向量內第 i 個元素為 1，其他元素皆為 0。反過來說，(2)式也就是變數 i 的預測誤差變異數分解，將變數 i 之預測誤差的變異數拆解成由變

數 j 的衝擊貢獻。當 θ_{ij}^g 值愈大，就代表變數 j 對變數 i 的貢獻度愈高。由(2)式我們可知，變數 i 的預測誤差變異來源可分為自身變數的影響($i=j$)以及非自身變數的影響($i \neq j$)。DY 將前者定義為自我變異(own variance shares)，將後者定義為交叉變異(cross variance shares)，亦即外溢(spillovers)的部分。

根據(2)式，我們可得到一個($N \times N$)的變異數分解矩陣(variance decomposition matrix)，矩陣內第 i 列第 j 行的元素， θ_{ij}^g ，即為第 j 個變數對第 i 個變數的貢獻度，亦即變數 i 的變異數分解(variance decompositions)。值得注意的是，在傳統的 FEVD 中，變數 i 的變異數分解總和為 1。但是因為我們採用的是—般化 FEVD，不假設誤差項具有彼此正交之特性，故變數 i 的變異數分解總和不再是 1，亦即 $\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H) \neq 1$ 。換言之，變異數分解矩陣內的任一個列內量之橫向加總並不等於 1。

由於 $\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H) \neq 1$ ，DY (2012)進一步將 θ_{ij}^g 標準化：

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H)}$$

亦即將 θ_{ij}^g 除以其所在之列向量加總。如此一來，變數 i 的變異數分解總和即為 1，

$\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) = 1$ ，而且所有變數之變異數分解總和為變數總個數 N ，

$\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H) = N$ 。換言之，在變異數分解矩陣內，所有元素的總和為 N 。

我們藉由標準化後的變異數分解矩陣可計算出以下各種外溢效果指標：

1. 總外溢效果(total spillovers)：

$$S^g(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \times 100.$$

上式中，分母為所有變數之變異數分解總和，即等於變數總個數 N 。分子則為

所有變數之非自身變數($i \neq j$)貢獻度的總和。藉由總外溢效果指標，我們可以衡量 VAR 系統內的預測誤差變異有多少比例是由於交叉變異所造成的。

2. 方向性外溢效果(directional spillovers)：

相對於前述的總外溢效果，方向性外溢效果指標則可幫助我們衡量個別變數的外溢效果，以瞭解其擴散方向及程度。這是採用一般化 FEVD 的優點之一，因為一般化 FEVD 的分析結果不會因變數順序不同而有所改變。

- (1) 流入外溢效果，係指變數 i 接收到來自其他所有變數 j 所外溢出來的總效果(spillovers received by variable i from all other variable j)：

$$S_{i\bullet}^g(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} \times 100.$$

上式中的分母為變數 i 的變異數分解總和，即等於 1。分子為變數 i 之非自身變數貢獻度的總和。因此，藉由流入外溢效果指標，我們可以知道變數 i 的預測誤差變異有多少比例是由交叉變異所造成的。

- (2) 流出外溢效果，係指從變數 i 外溢到其他所有變數 j 的總效果(spillovers transmitted by variable i to all other variable j)：

$$S_{\bullet i}^g(H) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)} \times 100.$$

根據上式，在流出外溢效果指標中，變數 i 是扮演影響變數 j 的角色。因此上式中，分母是指變數 i 對所有變數的影響總和，分子是變數 i 對所有非自身變數的影響總和。因此，藉由流出外溢效果指標，我們可知變數 i 對其他所有變數之預測誤差變異的影響比例。

3. 淨外溢效果(net spillovers): 即變數 i 之流出外溢效果與流入外溢效果的差距。

$$S_i^g(H) = S_{\bullet i}^g(H) - S_{i\bullet}^g(H).$$

我們於第四節中藉由上述衡量總外溢效果以及方向性外溢效果的各種指標評估全球主要股市之隱含波動度指數間的連動關係，並利用拔靴抽樣法 (bootstrapping) 對其進行顯著性檢定。¹ 我們亦進一步瞭解該連動關係的動態行為。

四、實證結果與分析

本節首先說明本研究所使用的資料內容，並針對其特性進行討論。接著我們估計最適 VAR 模型以及計算相關外溢指標。我們主要的目的是想透過外溢指標來呈現全球各主要股市隱含波動度指數間日益緊密的連動性以及此連動性的動態行為。若以檢定虛無假設的角度切入，我們欲透過 VAR 模型與其相關外溢指標來明確檢定兩個虛無假設。第一個虛無假設為：全球主要股市之隱含波動度指數間並未存在著顯著的外溢效果。第二個虛無假設則為：假若隱含波動度指數間的確存在著顯著的外溢效果，這個外溢效果是固定的，不會隨著時間而改變的。根據我們以下的分析，我們發現：整體而言，全球各主要股市之隱含波動度指數間確實存在著明顯的外溢效果，而且這個效果的強度並非是固定的，而是呈現出有趣的動態行為。由此可見，以上兩個虛無假設皆被顯著的拒絕。

1. 資料說明與分析

本研究所採樣的股價指數隱含波動度指數主要來自七個國家，共八種隱含波動度指數，其中包括荷蘭的 AEX 指數(VAEX)、比利時的 BEL20 指數(VBEL)、法國的 CAC30 指數(VCAC)、德國的 DAX 指數(VDAX)、英國的 FTSE100 指數(VFTSE)、瑞士的 SMI 指數(VSMI)以及美國的兩個主要指數，S&P500 指數(VIX)與 NASDAQ 指數(VNX)。樣本為日資料，期間從 2001 年 2 月 2 日至 2010 年 5 月 28 日止，共計有 2238 個觀測值。所有研究數據皆來自 Datastream 資料庫。

圖 1 為樣本期間內各隱含波動度指數的時間序列圖。由圖可知，雖然各指數

¹ Diebold and Yilmaz (2009, 2012) 提出外溢指標時，並未明確推導該指標的理論機率分配，因此根本無法對外溢指標進行統計檢定。為求分析的嚴謹性，我們決定透過拔靴抽樣法估計外溢指標的機率分配，並藉此評估其實證統計顯著性。相關步驟詳見附錄 A。

的變化高低不一，但彼此間似乎呈現出齊漲齊跌的明顯共動性現象，這也是本文研究動機的主要來源。以往的研究偏重於探討股市報酬率或是波動度之間的相關性，卻忽略了它們之間的因果關係。本研究所採用的DY外溢指標可以同時探討各隱含波動度指數間的共動性和因果關係，以協助我們瞭解複雜的波動度互動關係。由於實務界常常將VIX達到 30%門檻值視為市場上投資人是否出現恐慌情緒的重要參考點，我們也在圖 1 中以水平線來代表這個重要的門檻值。換言之，一旦圖 1 中的VIX指數高於此一水平線，代表美國股市中的投資人已出現情緒浮動的跡象，例如當 2008 年 9 月發生雷曼兄弟倒閉事件後，市場出現極度恐慌的現象，VIX也同時達到其歷史最高點的 80.86。²

【圖 1 置於此】

表 1 為八個樣本波動度指數的統計特性分析。從表 1 的 Panel A 可知，在全樣本期間內，除了 VNX 的平均水準較其他指數為高，全球的波動度指數的平均值或是中位數相差不大。就連極大值，極小值與標準差也都相去不遠，而且整體而言，波動度指數皆呈現出右偏且具高狹峰等不符合常態機率分配的特性。此外，由表 1 Panel B 的相關係數矩陣可看出，除了 VNX 指數外，全球波動度指數間具有相當高度的相關性，例如 VAEX 與 VDAX 之間的相關性竟然高達 0.981，而且 VIX 和歐洲股市的波動度指數間的相關性也往往高過 0.9。進一步觀察可知，區域性似乎也是左右波動度指數相關性的一個重要因素。明確地說，歐洲股市的波動度指數間的相互關聯性都比其與 VIX 間的相關性來得高很多。

【表 1 置於此】

在估計 VAR 模型之前，我們必須先確認波動度指數符合恆定狀態 (stationarity)，否則必須經過適當的資料處理後，如一階差分等，方能進行正式的模型參數估計。表 2 呈現 Augmented Dickey-Fuller (ADF)和 Phillips-Perron (PP) 等兩種單根檢定的結果。一般而言，後者的檢定效力優於前者。但為完整起見，我們決定同時採用兩種檢定來檢驗全球波動度指數是否具備單根特性。因為所有

² 此一經驗法則目前只適用於美國股市，其他股市的隱含波動度指數並無類似的經驗法則。

樣本指數的平均值都顯著異於零但不具有明顯的時間趨勢，所以在進行單根檢定時，我們決定配適具有截距項的 AR(P)模型，此處的落後期數 P 值則由 SIC(Schwarz information criterion)準則決定。由表 2 的結果可知，除了 VNX 是在 10%的顯著水準下拒絕了單根的虛無假設外，其他指數皆能在 5%的顯著水準下拒絕單根虛無假設。以表 2 的第五列為例，VFTSE 根據 SIC 所選定的最適落後期數為一期，其 ADF 檢定的統計量為-3.772，顯示在 1%的顯著水準下，拒絕了存在單根的可能性。同理，VFTSE 的最適 Newey-West Bandwidth 的期數為 17 期，其 PP 檢定的統計量為-3.648，也能在 1%的顯著水準下，拒絕單根的虛無假設。整體而言，全球股市的波動度指數皆具有恆定狀態之特性，可直接透過 VAR 模型來描述其間的共動關係。

【表 2 置於此】

2. 全樣本下的外溢效果

在計算外溢指標前，需先估計 VAR 模型。在模型設定上，本文共有 8 個內生變數(亦即波動度指數)，而模型的最適落後期數則是根據 SIC 準則來判定。依此，我們選定 VAR(3)為全球波動度指數的最適模型。³ 由表 A1 的估計結果可知，各個波動度指數的自身落後一至兩期的係數大多為顯著的正係數；換言之，本身具有相當程度的持續性。相較之下，各指數與其他指數間的互動關係則不太一致，欲透過這些參數估計值分析波動度指數間的互動關係似乎有點困難。外溢指標則是另一種可能的選擇。

估計完 VAR 模型，且藉由分析殘差估計值以確認模型的正當性後，下一步則是根據 VAR 模型的估計結果進行 FEVD 分析。在進行 FEVD 分析之前，我們必須先設定向前預測的期數。由於我們觀察到波動度指數的外溢指標通常約在向前預測 10 期時開始收斂。因此我們設定其向前預測期數為 10 期，進而估算外溢指標。

³ 有關模型參數的估計結果，詳見附錄 A 之表 A1。

表 3 是全樣本波動度指數的外溢效果表(亦即 DY(2009, 2012)的 spillover table)。該表結構說明如下：外溢效果表共包含三大部分：變異數分解矩陣、流入流出外溢效果以及總外溢效果。主體為變異數分解矩陣，該矩陣內第 i 列第 j 行的元素代表指數 j 對指數 i 的外溢效果貢獻度，亦即當指數 j 遇到外在衝擊時對指數 i 所產生的影響。換言之，變異數分解矩陣第 i 列為指數 i 的變異數分解，當中的每一元素即代表來自指數 j 的影響。因此，矩陣內的對角線項為指數 i 本身對自身的貢獻度($i=j$)，非對角項則為非自身的貢獻度($i \neq j$)。進一步將矩陣內第 i 列的元素相加，再扣除對角線項，即為指數 i 的流入外溢效果，也就是其他指數對指數 i 的影響總和，列示在外溢效果表中的最後一行。值得強調的是，每一列的數字總和皆為 100%。以表 3 Panel A 的第一列 VAEX 為例，來自於 VDAX 的外溢效果為 14.42%，而來自於其他七個波動度指數的總流入外溢效果總和則為 78.52%，最後再加上自身的影響效果 21.48%，總和即為 100%。據此，我們可以解讀為：VAEX 的變異程度中，約有 78.52% 來自於其他波動度的影響，只有 21.48% 來自於本身的變異。

若變異數分解矩陣的橫向加總代表流入外溢效果，那麼相對而言，矩陣的縱向加總就代表流出外溢效果。在外溢效果表中，流出外溢效果即為倒數第二列，是將變異數分解矩陣內的第 i 行元素相加總，再扣除對角線項，其意義即為指數 i 對其他指數之外溢影響程度的總和。外溢效果表中的最後一列則為包含自身影響的貢獻度，亦即將第 i 行所有元素加總而得。同樣以 VAEX 為例，其流出外溢效果為 98.98%，若是包含對自身影響的貢獻度則總和為 120.5%。其中，VAEX 對 VCAC 的影響相對較大為 16.18%，而對 VNX 的影響則為較小的 10.15%。最後，位於外溢效果表右下方處的 625.6%，乃是各指數的流入(或流出)外溢效果的總和。將之除以所有指數的變異數分解總和(此數據在本研究為 800%)，即可算出位於右下角的總外溢效果為 78.2%。另外，值得一提的是，雖然外溢效果表中的數據單位為百分比，但因為對變異數分解矩陣的列向量進行標準化的緣故，所以第 i 行變異數分解的總和是以第 i 列的變異數分解為基準進行指數化的結果。

【表 3 置於此】

從表 3 Panel A 的外溢效果表可見，各波動度指數間的總外溢效果高達 78.2%，顯示全球波動度指數約有 78% 的預測誤差變異數來自於交叉變異，亦即為外溢效果的影響。如此高的外溢效果反映了全球隱含波動度之間相當密切的互動關係，全球投資人對未來波動度之預期的相互影響程度頗高，也暗示著全球投資人的情緒起伏間具備相當高的連動性。進一步分析可知，在流入外溢效果方面，美國的兩個隱含波動度指數，VIX 和 VNX，的流入程度最低(分別為 68.19% 與 65.7%)，而 VSMI 與 VCAC 的流入外溢效果相對最高(分別為 90.09% 與 81.94%)，但與其他指數相差程度並不大。平均而言，在本研究的樣本期間內，VIX 和 VNX 指數受到其他隱含波動度指數的影響程度相對較小，而其他指數對於他人的影響程度則較為一致。另外，在流出外溢效果方面，以 VIX 指數的程度最高(達 122.0%)，VAEX 與 VNX 兩者次之(分別為 98.98% 和 98.8%)，而以 VSMI 和 VBEL 指數的流出外溢程度最低，各別為 35.97% 與 29.76%。這樣的結果顯示出 VIX、VAEX 和 VNX 等指數對其他波動度指數的影響程度最大，而 VSMI 與 VBEL 兩波動度指數對其他指數的影響程度則相對較小。

表 4 呈現的是全球隱含波動度指數的方向性外溢效果與淨外溢效果。不同於 DY(2012)的作法，我們在此進一步採用拔靴抽樣法對方向性與淨外溢效果進行顯著性檢定。根據表 4 Panel A 的檢定結果顯示，除了 VCAC、VDAX 與 VFTSE 等指數外，其他所有指數的淨外溢效果皆顯著異於零。⁴ 具有顯著為正的淨外溢效果者，由大到小依序為 VIX、VNX 與 VAEX；具有顯著為負的淨外溢效果者包括 VSMI 和 VBEL。由此可知，就淨外溢效果而言，VIX 與 VNX 指數為主要影響者，而 VSMI 和 VBEL 指數則是被動影響的成分居多，尤以 VBEL 為甚。以上有關 VIX 和 VNX 為全球股市波動度的主要來源的結果是可以理解的，畢竟美國的金融市

⁴ 表 4 中所有外溢指標下的括號乃將無任何外溢效果設定為虛無假設下所得到的 95% 顯著水準下之信賴區間。更明確地說明，一旦該區間將零包含在內，即顯示在 5% 的顯著水準下，我們無法拒絕無任何外溢效果之虛無假設。至於判斷外溢效果是否為顯著，我們乃以重複拔靴抽樣法 10000 次所得之實證 p 值為依據標準。

場一直以來都是全世界投資人矚目的焦點，並將之列為投資其他股市的重要參考指標。至於瑞士與比利時股市常常受到其他股市波動的影響也是可以想像的，因為這兩個國家的股市規模相對較小，較不具備影響其他國家股市的條件。值得注意的有趣結果則是VAEX的淨外溢效果竟是非常顯著的。荷蘭股市的市值一般而言並不比英國、法國與德國股市的市值高，其影響力卻比這三個國家來得高，其背後的原因值得進一步的研究。我們臆測可能的原因之一為阿姆斯特丹股市乃為S&P500之期貨與選擇權在歐洲的第一個上市地，因此該股市的資訊幾乎可與美國股市同步，也因此對其他歐洲股市產生較高的外溢效果。因為表3 Panel A與表4 Panel A所呈現的結果乃是根據全樣本所估計而得的平均外溢效果，難免可能受到一些極端事件的影響，為了進一步確認上述結果的強健性，我們接下來進行子樣本的分析。

【表4置於此】

3. 子樣本下的外溢效果

為了進一步探討各隱含波動度指數間的連動性是否會受到國際金融市場發生的重要事件而出現不同的特性，我們決定進行子樣本分析。我們決定簡單地將長達九年多的樣本期間切割為兩個具有相同觀測值個數的子樣本期間：2001/2/2 - 2005/9/28 和 2005/9/29 - 2010/5/28。這兩個子樣本各有 1119 個觀測值，我們根據這兩個子樣本的資料分別探討波動度指數間外溢效果的特性。⁵

表3的Panel A與Panel B分別呈現兩個子樣本內的總外溢效果分析結果。首先，我們發現各國股市之隱含波動度指數的連動性隨著時間有升高的趨勢，例如第一個子樣本內的總外溢效果為 74.72%，然而在第二個子樣本內卻明顯提高為 82.52%。這個結果也呼應了財務學界近來所發現有關國際金融市場日趨整合的跡象。進一步比較各國股市在兩個子樣本內的差異可知，屬於美國股市的VIX與VNX對其他國家的外溢效果有顯著的提升；但令人感到訝異的，卻是比利時

⁵ 我們瞭解這樣切割子樣本的方式有點主觀，但我們相信如此的子樣本分析已可提供足夠的訊息，以便確認全樣本結果的強健性。當然，我們也承認可能存在著更好的切割樣本方法，我們建議有興趣進一步研究相關議題的讀者可探討不同樣本切割方法對波動度指數連動性的影響。

股市的隱含波動度指數對其他國家波動度影響力的變化。其對其他國家的流出外溢效果在短短的近五年期間內竟然由 3.54% 成長為 55.63%，擴張速度相當驚人，其背後的成因值得未來進一步研究。其他值得注意的結果為德國對其他國家股市波動度的影響力快速下降，由第一子樣本內的 140.3% 下降至 57.54%。這種現象是否與歐元區的成立與整合有密切的關係，已超出本研究的研究範圍，可作為未來相關研究的重要課題之一。

表 4 的 Panel A 與 Panel B 則透過拔靴抽樣法針對上述的子樣本分析結果進行嚴謹的統計顯著性檢驗。整體而言，兩個子樣本內所得到之結果的統計顯著性並無太大的出入，大致上都很顯著。尤其是前述的有關 VIX 與 VNX 與日俱增的顯著影響力也在此處得到了印證。此外，德國由外溢效果的流出國轉變為外溢效果的流入國之結果也具備相當高的統計顯著性。總而言之，雖然子樣本分析提供更多詳細有趣且具備統計顯著性的結果，國際間隱含波動度指數具有相當高的共動性以及美國股市對其他國際股市波動度的影響力等兩個結果皆是相當一致的。

4. 外溢效果的動態分析

除了探討子樣本的外溢效果，我們也針對各波動度指數間外溢效果的動態行為進行分析。為達此目的，我們仿照 DY(2012)的作法，利用滾動視窗估計法估計外溢指標的 200 天移動平均值。第一個估計區間為 2001 年 2 月 2 日至 2001 年 12 月 7 日，第二區間 2001 年 2 月 5 日至 2001 年 12 月 10 日，之後以固定樣本長度為 200 天的方式向前滾動進行 VAR 模型估計，直到最後一個區間 2009 年 8 月 4 日至 2010 年 5 月 28 日為止，共計有 2038 個估計區間。每一次估計時，我們同樣是以 SIC 準則挑選 VAR 模型的最適落後期數。FEVD 的向前預測期數仍如同先前設定的向前預測 10 期。圖 2 便是動態總外溢指標，可看出外溢指標具有隨時間改變而上下起伏的動態特性。整體而言，總外溢指標大約介於 67.67% 至 85.61% 之間，其中的變化相當大。在全樣本期間內，總外溢指標約略經歷了兩個半循環。第一個循環由 2001 年底的 76.23% 開始，該指標緩慢上升至 2002

年中的高點 80.17% 後，經歷了急速的下降與上升後，便一路由 80% 的高水準下滑至約 70% 的水準。接著開始了第二個循環，各波動度指數間的共動性開始顯著爬升到略微超越 80% 水準後，經歷了小震盪，然後穩定下降至 2006 年 2 月的 67.67% 低點。最後，總外溢指標便快速拉升至接近歷史高點的 83% 附近，然後一路小幅盤整到本研究的樣本期間結束。這個結果或許出乎許多投資人的意料之外，投資人普遍預期各股市的波動度間的共動性的提升最快也應該是發生在 2007 年 8 月 9 日當法國 BNP Paribas 銀行宣布其旗下三檔有關次級貸款商品基金停止贖回，因而引發市場擔心次級房貸可能引發金融危機的恐慌心理。要不然，也應該是 2007 年 9 月 14 日當英國北岩(Northern Rock)銀行爆發擠兌，而造成全球股市大幅震盪。換言之，圖 2 中所顯示出總外溢指標大幅拉升的時間點似乎過早了。我們臆測，有可能是因為隱含波動度本身為一個前瞻性的指標，它所反應的是投資人對在選擇權到期日前三段時間內可能之股市報酬率波動度的預期。一旦隱含波動度由於某些不明原因而具備對未來波動度的預測能力的話，那麼它就有可能提前反應未來的任何可能事件。當然，這樣的臆測必須經過嚴謹之實證研究的考驗，才能得以印證，因此我們將此列為未來的研究課題之一。

【圖 2 置於此】

圖 3 列出各隱含波動度指數之淨外溢效果的動態行為。由此八個小圖可看出，各個波動度指數在樣本內的起伏變化相當大；換言之，其動態特性相當明顯。首先，我們可觀察 VIX 與 VNX 之淨外溢效果的動態行為。由圖中最後一列可看出，這兩個波動度指數的淨外溢效果似乎呈現出些微上升的趨勢，顯示出它們對其他各國的波動度指數與日俱增的影響力。值得一提的是，這兩個指數在 2006 年之後，幾乎一直維持在大於零的水準之上，也就是說，美國在 2006 年之後一直扮演著影響其他股市波動度角色。相對於美國所扮演的重要角色，德國對其他國家股市波動度的影響力卻是呈現出一路下滑的走勢，並在 2006 年附近正式由外溢效果的淨流出國淪為淨流入國。最後，我們發現：瑞士和比利時這兩個國家的股市波動度一直以來都是受到其他國家的影響。

【圖 3 置於此】

五、結論

本研究應用外溢指標來分析全球主要股市之隱含波動度指數間的共動性。透過 VAR 模型之變異數分解的方式，由歷史資料瞭解到當受到外在衝擊時，各波動度指數彼此之間相互影響的情形。整體而言，我們發現：全球隱含波動度指數間存在頗高程度的外溢效果，顯示一旦某一國際股市受到未預期之外在衝擊時，其他國際股市也會遭受到相當程度的波及，導致其波動度同時升高。就全樣本期間而言，美國與荷蘭股市是對其他國家股市的最主要的影響者。此結果建議投資人無論投資那個股市都應密切觀察美國與荷蘭兩個股市的動靜。另外，這兩個國家的股市由於其流入外溢效果都相對較低，較不受其他國際股市的影響，對投資人而言也可做為分散風險之多角化投資標的。相對而言，瑞士與比利時兩個股市則是受到其他國家股市的影響居多。

除了全樣本的結果外，我們也針對兩個具有相同觀測值數目的子樣本進行外溢效果的分析。實證結果發現：雖然美國與荷蘭股市的表現尚具一致性，德國股市卻出現大相逕庭的現象。更明確地說，德國股市在前半段子樣本中居於外溢效果輸出者的地位，但卻在後半段子樣本內成為相當明顯的外溢效果流入者，此結果的背後成因值得作為未來的重要研究方向之一。最後，我們亦呈現了各隱含波動度指數之外溢效果的動態行為，以突顯出各指數在不同的國際金融情勢演化階段中對其他指數或受其他指數的可能影響程度。我們發現：整體的總外溢效果具有上下起伏相當劇烈的動態行為。根據最近樣本期間的結果可知，國際股市間似乎正往逐漸整合的趨勢邁進。

在此國際股市整合趨勢日趨緊密之際，本研究的結果提供了各國金融市場監理機構有關如何監控市場波動的政策參考。本研究發現美國股票市場為全球主要股票市場波動度的輸出者，所以各國的股票市場監理機構應隨時密切觀察美國股市的波動度變化，以作為是否實施控管股票市場波動度之必要政策的參考。雖然

本研究由於欠缺資料的緣故，並未將新興國家的股票市場列入研究範圍，由最近國際各新興市場的股匯市受到美國量化寬鬆政策可能縮減規模，而發生巨幅震盪的現象來看，美國股票市場的波動度對這些新興國家的股市也必然產生特定程度的外溢效果。總而言之，新興國家股票市場的監理機關也應該密切觀察美國股票市場波動度，以因應其可能帶來的影響。

關於未來可能的研究方向，其一是可以探究個別隱含波動度指數具有不同程度外溢效果的決定因素。另外，往後的相關研究亦可納入股價指數、匯率、利率，甚至其他國際總體經濟變數等，以便同時這些相關變數分析對股市隱含波動度的外溢效果。最後，由於全球經濟的整合趨勢愈來愈明顯，我們建議亦可將檢視其他相關金融市場間的外溢效果當作未來的重要研究方向之一。

參考文獻

- Adrian, T., and M. Brunnermeier, 2011, COVAR, *NBER Working Paper 17454*.
- Bollerslev, T., 1990, Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model, *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Boyer, B., M. Gibson, and M. Loretan, 1999, Pitfalls in Tests for Changes in Correlation, *Discussion Paper 5918, Federal Reserve Board International Finance Division*.
- Corsetti, G., M. Pericoli, and M. Sbracia, 2000, A Perspective on Empirical Studies of Contagion and Interdependence, Working Paper.
- Corsetti, G., M. Pericoli, and M. Sbracia, 2005, Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion, *Journal of International Money and Finance*, 24, 1177-1199.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz, 2009, Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity, *The Economic Journal*, 119, 158-171.
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz, 2012, Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillover, *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Dungey, M., R. Fry, B. Gonzales-Hermosillo, and V. Martin, 2005, Empirical Modelling of Contagion: A Review of Methodologies, *Quantitative Finance*, 5, 9-24.
- Engle, R., 2002, Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.

- Forbes, K., and R. Rigobon, 2002, No contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movement, *Journal of Finance*, 57, 2223-2261.
- King, M.A., and S. Wadhvani, 1990, Transmission of Volatility Between Stock Markets, *Review of Financial Studies*, 1, 5-33.
- Loretan, M., and W. English, 2000, Evaluating Correlation Breakdowns During Periods of Markets Volatility, In *International Financial Markets and the Implications for Monetary and Financial Stability*, Bank for International Settlements Conference Papers, Volume 8.
- Mink, M., J. Jacobs, and J. De Haan, 2007, Measuring Synchronicity and Co-Movement of Business Cycles with an Application to the Euro Area, *Working Paper No. 2112, CESifo*, Munich, Germany.
- Pesaran, H. H. and Y. Shin, 1998, Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models, *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Pindyck, R.S., and J.J. Rotemberg, 1990, The Excess Co-Movement of Commodity Prices, *Economic Journal*, 100, 1173-1189.
- Pindyck, R.S., and J.J. Rotemberg, 1993, The Comovement of Stock Prices, *Quarterly Journal of Economics*, 108, 1073-1104.
- Yilmaz, K., 2009, International Business Cycle Spillovers, *TUSIAD-Koc University Economic Research Forum, Working Paper*.

表 1 全球波動度指數的統計特性

	VAEX	VBEL	VCAC	VDAX	VFTSE	VSMI	VIX	VXN
Panel A: 敘述統計(單位：%)								
平均值	26.13	20.35	24.46	26.31	21.80	21.13	21.99	30.13
中位數	22.62	18.31	22.07	23.24	19.44	18.32	19.84	25.55
極大值	81.22	69.47	78.05	83.23	75.54	84.90	80.86	80.64
極小值	10.12	8.56	9.24	11.65	9.10	9.24	9.89	12.76
標準差	12.52	9.49	10.66	11.67	10.24	9.95	10.36	13.98
偏態	1.37	1.46	1.45	1.41	1.57	1.73	1.86	0.99
峰態	4.54	5.93	5.31	4.89	6.15	6.83	7.9	3.03
Panel B: 相關係數矩陣								
VAEX	1.000	0.926	0.977	0.981	0.949	0.963	0.900	0.733
VBEL	0.926	1.000	0.931	0.899	0.936	0.937	0.921	0.668
VCAC	0.977	0.931	1.000	0.976	0.963	0.968	0.909	0.755
VDAX	0.981	0.899	0.976	1.000	0.937	0.959	0.881	0.757
VFTSE	0.949	0.936	0.963	0.937	1.000	0.974	0.951	0.754
VSMI	0.963	0.937	0.968	0.959	0.974	1.000	0.922	0.715
VIX	0.900	0.921	0.909	0.881	0.951	0.922	1.000	0.783
VXN	0.733	0.668	0.755	0.757	0.754	0.715	0.783	1.000

表 2 全球波動度指數之單根檢定

	ADF Test Statistic ^a	PP Test Statistic ^b
VAEX	-3.392 ** [0]	-3.195 ** [16]
VBEL	-3.299 ** [3]	-3.496 *** [22]
VCAC	-3.392 ** [3]	-3.588 *** [8]
VDAX	-2.796 * [6]	-3.362 ** [39]
VFTSE	-3.722 *** [1]	-3.648 *** [17]
VSMI	-3.554 *** [2]	-3.344 ** [13]
VIX	-2.871 ** [4]	-3.572 *** [36]
VXN	-2.843 * [2]	-2.789 * [33]

***、**與*分別代表在1%、5%與10%的顯著水準之下，統計量呈現顯著。

^a 括號內代表的是以SIC所選取的最適落遲期數。

^b 括號內代表的是Newey-West Bandwidth。

表 3 全球波動度指數之定態外溢效果分析

Panel A. 全樣本 2001/2/2 – 2010/5/28 [樣本數=2238]

單位(%)	VAEX	VBEL	VCAC	VDAX	VFTSE	VSMI	VIX	VXN	流入外溢效果
VAEX	21.48	4.47	10.98	14.42	13.15	6.38	16.27	12.85	78.52
VBEL	14.03	20.04	11.73	9.46	12.16	4.55	15.41	12.62	79.96
VCAC	16.18	4.82	18.06	14.14	14.1	5.69	15.02	11.99	81.94
VDAX	15.90	4.12	11.8	19.27	12.49	6.61	16.76	13.04	80.73
VFTSE	16.08	4.25	10.62	13.36	19.51	5.92	17.34	12.92	80.49
VSMI	15.90	5.20	10.45	15.9	14.73	9.91	16.13	11.78	90.09
VIX	10.74	4.079	7.193	9.272	9.702	3.59	31.81	23.61	68.19
VNX	10.15	2.81	7.02	8.72	8.66	3.23	25.11	34.30	65.70
流出外溢效果	98.98	29.76	69.80	85.26	85.01	35.97	122.0	98.80	625.60
包含自身變量 影響之貢獻度	120.5	49.8	87.9	104.5	104.5	45.9	153.8	133.1	總外溢效果= 78.2%

Panel B. 前半段子樣本 2001/2/2 – 2005/9/28 [樣本數=1119]

單位(%)	VAEX	VBEL	VCAC	VDAX	VFTSE	VSMI	VIX	VXN	流入外溢效果
VAEX	24.4	0.84	7.95	22.34	12.33	9.20	13.57	9.38	75.60
VBEL	15.97	32.84	9.18	15.79	6.49	5.52	7.75	6.48	67.16
VCAC	15.91	0.93	15.85	23.21	13.32	9.54	12.01	9.24	84.15
VDAX	16.19	0.73	7.93	29.32	12.70	9.39	13.38	10.37	70.68
VFTSE	15.67	0.18	6.64	22.12	18.01	10.24	15.88	11.26	81.99
VSMI	16.87	0.46	7.00	22.98	14.07	14.21	14.39	10.03	85.79
VIX	11.79	0.22	6.38	19.62	11.54	7.69	23.56	19.20	76.44
VNX	7.41	0.17	5.74	14.29	6.58	4.21	17.58	44.03	55.97
流出外溢效果	99.79	3.54	50.81	140.3	77.02	55.78	94.56	75.95	597.8
包含自身變量 影響之貢獻度	124.2	36.4	66.7	169.7	95.0	70.0	118.1	120.0	總外溢效果= 74.72%

Panel C. 後半段子樣本 2005/9/29 – 2010/5/28 [樣本數=1119]

單位(%)	VAEX	VBEL	VCAC	VDAX	VFTSE	VSMI	VIX	VXN	流入外溢效果
VAEX	16.06	8.67	10.58	8.70	11.54	4.22	22.09	18.14	83.94
VBEL	12.67	14.89	11.48	7.82	13.58	3.79	19.74	16.03	85.11
VCAC	12.83	8.29	16.53	8.97	12.49	3.70	20.28	16.90	83.47
VDAX	12.4	7.68	12.81	12.74	10.60	4.42	21.63	17.71	87.26
VFTSE	12.93	8.30	11.78	7.84	17.32	3.45	21.19	17.19	82.68
VSMI	11.72	8.43	11.52	10.72	13.04	6.36	21.09	17.11	93.64
VIX	11.36	7.30	8.02	6.86	9.96	3.16	30.05	23.28	69.95

VNX	11.47	6.95	7.73	6.62	10.73	3.44	27.18	25.89	74.11
流出外溢效果	85.38	55.63	73.92	57.54	81.94	26.18	153.2	126.4	660.1
包含自身變量 影響之貢獻度	101.4	70.5	90.5	70.3	99.3	32.5	183.2	152.3	總外溢效果= 82.52%

表 4 全球波動度指數定態之方向性與淨外溢效果

Panel A. 全樣本 2001/2/2 – 2010/5/28 [樣本數 = 2238]

單位(%)	流入外溢	流出外溢	淨外溢效果
VAEX	78.52 *** (75.75, 81.11)	98.98 *** (86.15, 112.1)	20.47 *** (5.42, 35.80)
VBEL	79.96 *** (75.20, 84.09)	29.76 *** (19.89, 41.01)	-50.20 *** (-61.51, -37.33)
VCAC	81.94 *** (78.08, 85.29)	69.80 *** (53.75, 87.98)	-12.14 (-31.07, 9.49)
VDAX	80.73 *** (78.52, 82.82)	85.26 *** (73.90, 96.31)	4.53 (-8.12, 16.98)
VFTSE	80.94 *** (76.93, 83.40)	85.01 *** (71.20, 100.2)	4.52 (-11.55, 22.70)
VSMI	90.09 *** (88.32, 91.65)	35.97 *** (29.17, 43.23)	-54.12 *** (-61.92, -45.68)
VIX	68.19 *** (64.33, 71.94)	122.00 *** (106.4, 138.5)	53.85 *** (35.28, 73.33)
VNX	65.70 *** (61.20, 69.81)	98.80 *** (85.57, 114.1)	33.10 *** (17.39, 50.94)

Panel B. 前半段子樣本 2001/2/2 – 2005/9/28 [樣本數 = 1119]

單位(%)	流入外溢	流出外溢	淨外溢效果
VAEX	75.60 *** (71.63, 79.25)	99.79 *** (79.91, 118.4)	24.19 ** (1.79, 44.99)
VBEL	67.16 *** (50.26, 80.62)	3.54 *** (0.86, 11981)	-63.63 *** (-76.32, -46.13)
VCAC	84.15 *** (79.38, 87.87)	50.81 *** (34.86, 70.18)	-33.34 *** (-51.41, -10.87)
VDAX	70.68 *** (67.46, 74.00)	140.3 *** (121.9, 156.4)	69.66 *** (48.96, 87.85)
VFTSE	81.99 *** (79.43, 84.39)	77.02 *** (61.41, 92.80)	-4.97 (-22.42, 12.50)
VSMI	85.79 *** (83.43, 87.99)	55.78 *** (44.29, 66.74)	-30.01 *** (-43.05, -17.70)
VIX	76.44 *** (71.63, 80.36)	94.56 *** (78.13, 111.6)	18.12 ** (-1.05, 38.91)
VNX	55.97 *** (47.09, 64.20)	75.95 *** (60.56, 94.75)	19.98 ** (1.74, 43.08)

Panel C. 後半段子樣本 2005/9/29 – 2010/5/28 [樣本數 = 1119]

單位(%)	流入外溢	流出外溢	淨外溢效果
VAEX	83.94 *** (81.38, 86.35)	85.38 *** (71.39, 100.3)	1.44 (-14.62, 18.62)
VBEL	85.11 ***	55.63 ***	-29.48 ***

VCAC	(82.16, 87.82) 83.47 ***	(41.80, 71.43) 73.92 ***	(-45.58, -11.26) -9.55
VDAX	(79.03, 87.25) 87.26 ***	(53.38, 96.60) 57.54 ***	(-33.51, 17.46) -29.72 ***
VFTSE	(84.95, 89.36) 82.68 ***	(44.88, 70.47) 81.94 ***	(-43.98, -15.16) -0.73
VSMI	(78.14, 86.29) 93.64 ***	(63.55, 102.6) 26.18 ***	(-22.11, 23.87) -67.46 ***
VIX	(92.02, 94.98) 69.95 ***	(19.35, 34.50) 153.20 ***	(-75.24, -57.96) 83.24 ***
VNX	(65.53, 74.24) 74.11 ***	(129.3, 177.8) 126.40 ***	(55.56, 112.1) 52.26 ***
	(69.85, 78.22)	(105.1, 149.0)	(27.20, 78.74)

註：1. 括號內的數字乃為無外溢效果之虛無假設的 95% 信心水準信賴區間，是以拔靴抽樣法估計而得。
2. *、**、*** 分別代表在拔靴抽樣法所估得之 10%、5%、1% 顯著水準下估計係數顯著異於零。

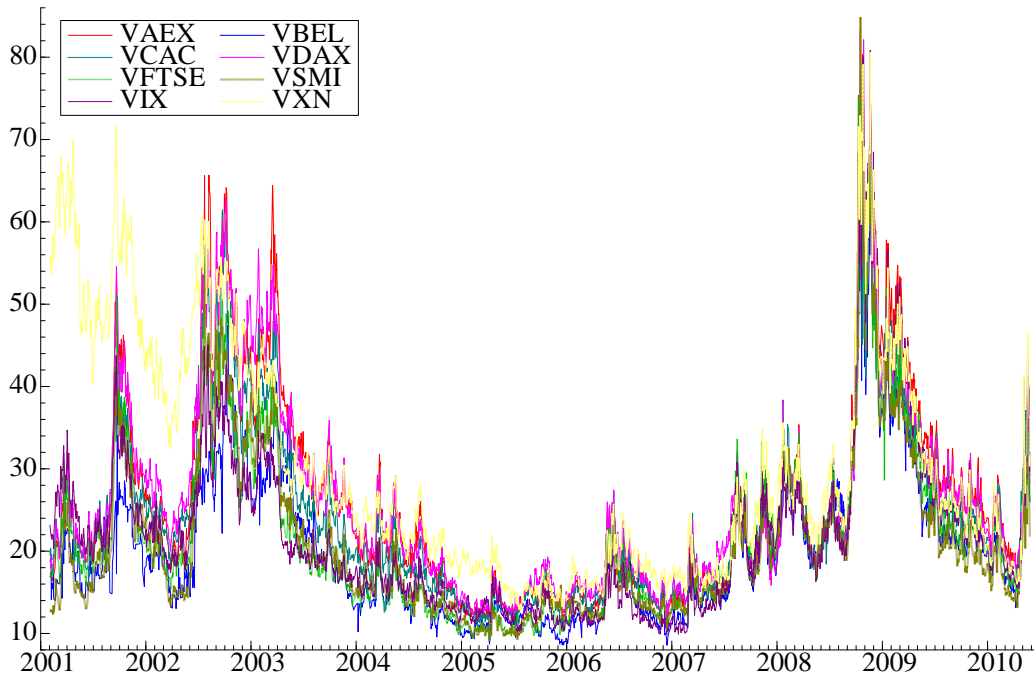


圖 1 全球隱含波動度指數之時間序列圖：2001/2/2-2010/5/28

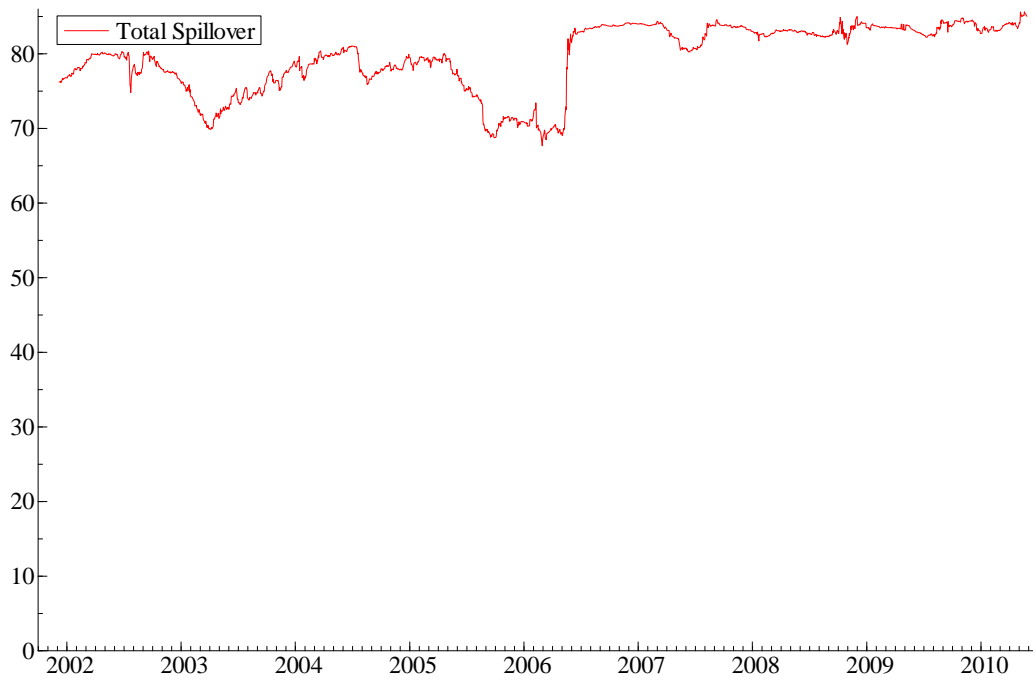


圖 2 200 日移動平均的總外溢效果

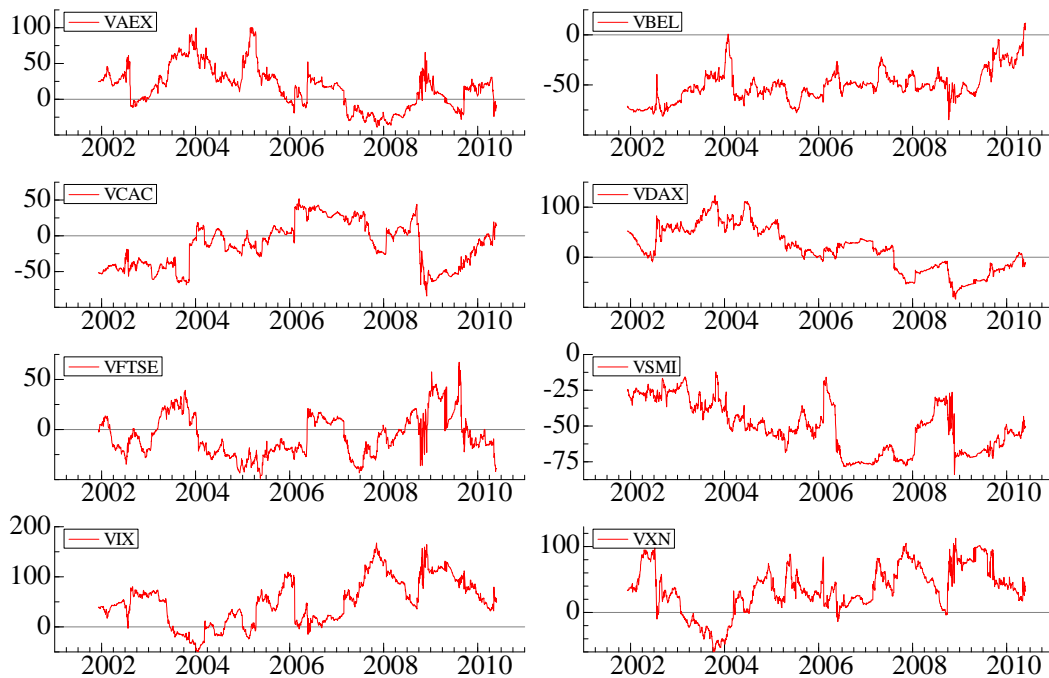


圖 3 200 日移動平均的淨外溢效果

附錄 A

A.1 拔靴抽樣步驟

1. 估計內生變數向量 $\{\mathbf{x}_t\}_{t=1}^T$ 的 VAR(p)模型，並進一步估算外溢指標 S 。其中，VAR 模型的最適落後期數 p 以 SIC 準則決定：

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{\Phi}_0 + \sum_{i=1}^p \mathbf{\Phi}_i \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t.$$

2. 從 VAR(p)模型的殘差向量 $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t$ 中，以隨機放回抽樣的方式，重複($n+T$)次以形成 $\{\boldsymbol{\varepsilon}_t^*\}_{t=1}^{n+T}$ 的模擬觀察值。其中， $T=2238$ 為樣本數，而我們設定 $n=500$ 。
3. 利用步驟 1 的參數估計值與步驟 2 的 $\{\boldsymbol{\varepsilon}_t^*\}_{t=1}^{n+T}$ 重新形成 \mathbf{x}_t 的模擬觀察值 $\{\mathbf{x}_t^*\}_{t=1}^{n+T}$ ：

$$\mathbf{x}_t^* = \hat{\mathbf{\Phi}}_0 + \sum_{i=1}^p \hat{\mathbf{\Phi}}_i \mathbf{x}_{t-i}^* + \boldsymbol{\varepsilon}_t^*.$$

其中，設定初始值為 $\mathbf{x}_{t-i}^* = \bar{\mathbf{x}} = \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{x}_t \right) / T$, $i = 1, \dots, p$ 。

4. 刪除 \mathbf{x}_t^* 的前 n 個數值，利用剩下的 T 個 $\{\mathbf{x}_t^*\}_{t=1}^T$ 重新估計 VAR(p)模型，並計算外溢指標。
5. 重複 10,000 次步驟 2 至可獲得 10,000 個外溢指標，並據以建構 95%的信賴區間。

A.2 最適向量自我迴歸時間序列模型(VAR(3))之參數估計值

附表 A1. 全球隱含波動度指數之 VAR(3)模型參數估計值

	VAEX	VBEL	VCAC	VDAX	VFTSE	VSMI	VIX	VXN
VAEX(-1)	0.792 (0.041) [19.36]	0.004 (0.038) [0.11]	0.105 (0.044) [2.41]	0.008 (0.040) [0.20]	0.001 (0.041) [0.03]	-0.101 (0.030) [-3.38]	-0.003 (0.043) [-0.08]	0.014 (0.042) [0.32]
VAEX(-2)	0.146 (0.052) [2.80]	0.062 (0.048) [1.28]	0.035 (0.056) [0.62]	0.020 (0.051) [0.40]	0.143 (0.052) [2.76]	0.099 (0.038) [2.59]	0.106 (0.055) [1.90]	0.072 (0.054) [1.34]
VAEX(-3)	0.007 (0.041) [0.17]	0.003 (0.037) [0.09]	-0.013 (0.043) [-0.31]	0.046 (0.040) [1.15]	-0.134 (0.040) [-3.33]	0.025 (0.030) [0.85]	-0.067 (0.043) [-1.56]	-0.056 (0.042) [-1.34]
VBEL(-1)	-0.000 (0.027) [-0.01]	0.627 (0.025) [24.95]	-0.110 (0.029) [-3.79]	-0.006 (0.027) [-0.24]	0.015 (0.027) [0.56]	0.072 (0.020) [3.64]	0.015 (0.029) [0.53]	0.012 (0.028) [0.42]
VBEL(-2)	0.042	0.252	0.142	0.026	0.033	-0.047	0.020	-0.006

	(0.032)	(0.029)	(0.034)	(0.031)	(0.032)	(0.023)	(0.034)	(0.033)
	[1.31]	[8.55]	[4.17]	[0.82]	[1.05]	[-2.01]	[0.60]	[-0.18]
VBEL(-3)	-0.071	-0.008	-0.042	-0.043	-0.076	-0.035	-0.030	-0.016
	(0.027)	(0.025)	(0.029)	(0.027)	(0.027)	(0.020)	(0.029)	(0.028)
	[-2.60]	[-0.30]	[-1.43]	[-1.62]	[-2.82]	[-1.76]	[-1.04]	[-0.57]
VCAC(-1)	-0.077	-0.043	0.518	0.016	-0.081	0.004	-0.086	-0.101
	(0.028)	(0.026)	(0.030)	(0.027)	(0.028)	(0.021)	(0.030)	(0.029)
	[-2.72]	[-1.67]	[17.29]	[0.57]	[-2.89]	[0.18]	[-2.87]	[-3.50]
VCAC(-2)	0.036	0.061	0.114	-0.074	0.059	-0.120	-0.015	-0.000
	(0.032)	(0.029)	(0.034)	(0.031)	(0.032)	(0.023)	(0.034)	(0.033)
	[1.14]	[2.09]	[3.37]	[-2.38]	[1.88]	[-5.15]	[-0.43]	[-0.00]
VCAC(-3)	0.097	0.011	0.088	0.095	0.068	0.124	0.128	0.151
	(0.028)	(0.026)	(0.030)	(0.027)	(0.028)	(0.021)	(0.030)	(0.029)
	[3.44]	[0.42]	[2.95]	[3.46]	[2.45]	[6.02]	[4.29]	[5.21]
VDAX(-1)	0.179	0.055	0.224	0.925	0.328	0.292	0.250	0.220
	(0.043)	(0.039)	(0.045)	(0.042)	(0.042)	(0.031)	(0.045)	(0.044)
	[4.20]	[1.40]	[4.94]	[22.25]	[7.77]	[9.38]	[5.53]	[5.02]
VDAX(-2)	-0.198	-0.163	-0.319	-0.126	-0.362	-0.255	-0.424	-0.363
	(0.050)	(0.046)	(0.054)	(0.049)	(0.050)	(0.037)	(0.053)	(0.052)
	[-3.94]	[-3.52]	[-5.96]	[-2.57]	[-7.28]	[-6.94]	[-7.95]	[-7.03]
VDAX(-3)	0.0269	0.051	0.119	0.093	-0.002	-0.045	0.094	0.067
	(0.043)	(0.040)	(0.046)	(0.042)	(0.043)	(0.031)	(0.046)	(0.044)
	[0.62]	[1.29]	[2.59]	[2.22]	[-0.04]	[-1.43]	[2.06]	[1.52]
VFTSE(-1)	-0.175	0.024	-0.014	-0.210	0.485	-0.083	-0.090	-0.031
	(0.036)	(0.033)	(0.038)	(0.035)	(0.035)	(0.026)	(0.038)	(0.037)
	[-4.92]	[0.72]	[-0.36]	[-6.04]	[13.73]	[-3.19]	[-2.38]	[-0.84]
VFTSE(-2)	0.155	0.054	0.103	0.286	0.298	0.192	0.206	0.161
	(0.042)	(0.039)	(0.045)	(0.041)	(0.042)	(0.031)	(0.045)	(0.043)
	[3.70]	[1.41]	[2.31]	[6.99]	[7.18]	[6.27]	[4.63]	[3.74]
VFTSE(-3)	0.000	0.011	0.083	-0.048	0.111	-0.016	-0.043	-0.067
	(0.036)	(0.033)	(0.039)	(0.035)	(0.036)	(0.027)	(0.039)	(0.037)
	[0.01]	[0.34]	[2.15]	[-1.35]	[3.09]	[-0.61]	[-1.12]	[-1.81]
VSMI(-1)	-0.025	0.001	-0.070	-0.076	-0.116	0.728	-0.147	-0.174
	(0.049)	(0.045)	(0.052)	(0.048)	(0.048)	(0.036)	(0.052)	(0.050)
	[-0.52]	[0.03]	[-1.34]	[-1.61]	[-2.39]	[20.47]	[-2.85]	[-3.48]
VSMI(-2)	0.035	-0.157	0.177	0.160	0.053	0.136	0.127	0.207
	(0.059)	(0.054)	(0.063)	(0.057)	(0.058)	(0.043)	(0.062)	(0.060)
	[0.60]	[-2.90]	[2.83]	[2.79]	[0.91]	[3.16]	[2.03]	[3.43]
VSMI(-3)	-0.017	0.113	-0.153	-0.122	0.097	0.015	-0.002	-0.069
	(0.044)	(0.040)	(0.047)	(0.043)	(0.043)	(0.032)	(0.046)	(0.045)
	[-0.39]	[2.80]	[-3.28]	[-2.85]	[2.24]	[0.47]	[-0.03]	[-1.53]
VIX(-1)	0.348	0.203	0.339	0.491	0.369	0.331	0.803	-0.048
	(0.041)	(0.038)	(0.044)	(0.040)	(0.041)	(0.030)	(0.044)	(0.042)
	[8.41]	[5.35]	[7.72]	[12.21]	[9.02]	[10.99]	[18.35]	[-1.12]
VIX(-2)	-0.159	-0.207	-0.168	-0.320	-0.100	-0.154	0.035	-0.016
	(0.053)	(0.049)	(0.056)	(0.051)	(0.052)	(0.039)	(0.056)	(0.054)
	[-3.00]	[-4.27]	[-2.99]	[-6.22]	[-1.92]	[-4.00]	[0.63]	[-0.29]

VIX(-3)	-0.145 (0.042) [-3.43]	0.025 (0.039) [0.65]	-0.203 (0.045) [-4.52]	-0.167 (0.041) [-4.08]	-0.208 (0.042) [-5.00]	-0.176 (0.031) [-5.73]	0.101 (0.045) [2.26]	0.029 (0.043) [0.66]
VXN(-1)	0.035 (0.041) [0.86]	0.084 (0.038) [2.25]	0.039 (0.043) [0.89]	-0.069 (0.040) [-1.74]	-0.022 (0.040) [-0.55]	-0.077 (0.030) [-2.60]	0.060 (0.043) [1.39]	0.967 (0.042) [23.10]
VXN(-2)	-0.044 (0.056) [-0.79]	0.088 (0.052) [1.71]	0.012 (0.059) [0.21]	0.088 (0.054) [1.62]	0.011 (0.055) [0.20]	0.051 (0.041) [1.25]	-0.010 (0.059) [-0.17]	-0.005 (0.057) [-0.08]
VXN(-3)	0.008 (0.041) [0.21]	-0.182 (0.038) [-4.84]	-0.040 (0.043) [-0.92]	-0.010 (0.040) [-0.25]	0.015 (0.040) [0.36]	0.025 (0.030) [0.85]	-0.040 (0.043) [-0.93]	0.038 (0.042) [0.90]
C	0.075 (0.105) [0.72]	0.406 (0.096) [4.22]	0.642 (0.111) [5.77]	0.311 (0.102) [3.05]	0.230 (0.104) [2.22]	0.157 (0.076) [2.06]	0.304 (0.111) [2.74]	0.328 (0.107) [3.06]
R-squared	0.983	0.972	0.973	0.981	0.975	0.985	0.972	0.985
Adj. R-squared	0.982	0.972	0.973	0.981	0.974	0.985	0.971	0.985
Sum sq. resid	6070.64	5132.08	6866.52	5755.77	5948.28	3225.50	6815.19	6387.57
S.E. equation	1.657	1.524	1.763	1.614	1.641	1.208	1.756	1.700
F-statistic	5221.73	3196.19	3319.66	4780.84	3538.99	6231.23	3154.98	6189.84
Log likelihood	-4287.96	-4100.27	-4425.63	-4228.44	-4265.21	-3581.28	-4417.24	-4344.83
Akaike AIC	3.859	3.692	3.983	3.806	3.839	3.227	3.975	3.910
Schwarz SC	3.923	3.755	4.047	3.870	3.903	3.291	4.039	3.974
Mean dependent	26.141	20.352	24.462	26.316	21.803	21.141	21.987	30.099
S.D. dependent	12.522	9.057	10.671	11.677	10.247	9.957	10.372	13.966
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.134						
Determinant resid covariance		4.693						
Log likelihood		-27098.25						
Akaike information criterion		24.428						
Schwarz criterion		24.939						

註：表中的括號()內的數字為參數估計值的標準誤；中括號[]內的數字則為參數估計值的 t 統計量。

國科會補助計畫衍生研發成果推廣資料表

日期:2014/01/24

國科會補助計畫	計畫名稱: 國際隱含波動度指數的緩長記憶、共動性與共同因子之研究
	計畫主持人: 郭維裕
	計畫編號: 101-2410-H-004-063- 學門領域: 財務
無研發成果推廣資料	

101 年度專題研究計畫研究成果彙整表

計畫主持人：郭維裕		計畫編號：101-2410-H-004-063-					
計畫名稱：國際隱含波動度指數的緩長記憶、共動性與共同因子之研究							
成果項目		量化			單位	備註（質化說明：如數個計畫共同成果、成果列為該期刊之封面故事...等）	
		實際已達成數（被接受或已發表）	預期總達成數（含實際已達成數）	本計畫實際貢獻百分比			
國內	論文著作	期刊論文	1	100	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	0	100%		
		研討會論文	0	0	100%		
		專書	0	0	100%		
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力（本國籍）	碩士生	2	2	100%	人次	
		博士生	0	0	100%		
		博士後研究員	1	1	100%		
		專任助理	0	0	100%		
國外	論文著作	期刊論文	0	0	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	0	100%		
		研討會論文	0	0	100%		
		專書	0	0	100%		章/本
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力（外國籍）	碩士生	0	0	100%	人次	
		博士生	0	0	100%		
		博士後研究員	0	0	100%		
		專任助理	0	0	100%		

<p>其他成果 (無法以量化表達之成果如辦理學術活動、獲得獎項、重要國際合作、研究成果國際影響力及其他協助產業技術發展之具體效益事項等，請以文字敘述填列。)</p>	<p>無</p>
--	----------

	成果項目	量化	名稱或內容性質簡述
科 教 處 計 畫 加 填 項 目	測驗工具(含質性與量性)	0	
	課程/模組	0	
	電腦及網路系統或工具	0	
	教材	0	
	舉辦之活動/競賽	0	
	研討會/工作坊	0	
	電子報、網站	0	
	計畫成果推廣之參與(閱聽)人數	0	

國科會補助專題研究計畫成果報告自評表

請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況、研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）、是否適合在學術期刊發表或申請專利、主要發現或其他有關價值等，作一綜合評估。

1. 請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況作一綜合評估

達成目標

未達成目標（請說明，以 100 字為限）

實驗失敗

因故實驗中斷

其他原因

說明：

2. 研究成果在學術期刊發表或申請專利等情形：

論文： 已發表 未發表之文稿 撰寫中 無

專利： 已獲得 申請中 無

技轉： 已技轉 洽談中 無

其他：（以 100 字為限）

3. 請依學術成就、技術創新、社會影響等方面，評估研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）（以 500 字為限）

本研究應用 Diebold and Yilmaz (2009, 2012) 的外溢指標(spillover index)分析全球七個股票市場之隱含波動度指數間的外溢效果，藉此探討國際股市間的共動性。實證結果顯示：隱含波動度指數間的外溢效果相當顯著，約佔整體變異程度的 78%；換言之，各主要國際股市之間存在著相當密切的共動性。此外，由淨外溢效果可知，各波動度指數影響其他指數以及受到其他指數的影響程度不一。我們發現：美國與荷蘭兩個股市為主要的外溢效果輸出國，而瑞士與比利時兩股市則為主要的外溢效果流入國。我們亦發現：在不同的國際金融情勢發展下，各波動度指數間的共動性結構亦會產生變化。以德國為例，德國股市在前半段子樣本中，扮演著外溢效果輸出國的角色，但在後半段子樣本內，轉變成為外溢效果的接受者。最後，我們嘗試利用滾動視窗估計法(rolling window estimation)描述外溢指標的動態行為，結果發現外溢效果指標的確具備隨時間改變的動態特性，且顯示出全球股市間的波動度外溢效果起伏震盪相當劇烈。本研究成果可供實務界做為國際股市投資與避險之重要且實際的參考。未來的相關研究可往波動度指標共動性對國際股市評價之影響發展，這也是我們未來的研究目標之一。