

行政院所屬各機關因公出國人員出國報告書

(出國類別：其他)

參加東南亞國家中央銀行研訓中心訓練課程  
「計量模型建構與預測」  
出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：蔡釗旻/辦事員

派赴國家：蒙古

出國期間：106年10月1日至7日

報告日期：107年1月

## 目次

壹、前言.....	1
貳、文獻回顧.....	2
參、方法論與模型介紹.....	4
一、SVAR 模型.....	4
二、TV-SVAR 模型.....	5
三、認定條件.....	6
肆、資料與變數說明以及實證結果.....	8
一、資料與變數說明.....	8
(一) 變數說明.....	8
(二) 敘述統計.....	9
二、實證結果.....	11
(一) SVAR 模型估計結果.....	11
(二) TV-SVAR 模型估計結果.....	18
伍、結論、建議及心得.....	24
一、結論.....	24
二、訓練課程心得.....	25
三、建議.....	25
參考文獻.....	26

## 圖目次

圖 1、SVAR 模型之認定條件 .....	7
圖 2、樣本變數之走勢圖 .....	9
圖 3、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 衝擊反應函數_外人直接投資之反應	14
圖 4、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 衝擊反應函數_外人直接投資之反應	14
圖 5、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 衝擊反應函數_證券投資之反應 ....	15
圖 6、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 衝擊反應函數_證券投資之反應 ....	16
圖 7、衝擊反應函數_外人直接投資之反應 .....	20
圖 8、衝擊反應函數_證券投資之反應 .....	22

## 表目次

表 1、模型變數與資料來源.....	8
表 2、單根檢定結果 .....	8
表 3、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 當期相關影響係數_外人直接投資	12
表 4、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 當期相關影響係數_外人直接投資	12
表 5、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 當期相關影響係數_證券投資 .....	13
表 6、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 當期相關影響係數_證券投資 .....	13
表 7、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 外人直接投資之變異數分解 .....	17
表 8、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 外人直接投資之變異數分解 .....	17
表 9、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 證券投資之變異數分解 .....	17
表 10、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 證券投資之變異數分解 .....	18

## 壹、前言

職奉 准於民國 106 年 10 月 2 日至 10 月 6 日參加東南亞國家中央銀行研訓中心（SEACEN）舉辦之「計量模型建構與預測」（Econometrics Modelling and Forecasting）研習課程，為期 5 天。本次參加成員，尚包括香港、泰國、印度、印尼、斯里蘭卡、外蒙古、菲律賓、南韓、馬來西亞、尼泊爾、巴布亞新幾內亞，計有 12 個國家，共 31 位學員參加。5 天課程主要著重於估計方法之介紹、觀念的建立、多個計量模型之建構與 EViews 軟體實作。

由於部分課程內容，在歷次本行參訓人員之出國報告中已有詳細說明與實證分析。因此，本次報告主要針對資本流動之議題，除利用 SVAR 模型進行實證分析之外，亦採用較新模型（time varying SVAR 模型，以下簡稱 TV-SVAR 模型<sup>1</sup>）探討不同時間點下，外生衝擊對內生變數之影響是否有所變化。

根據經濟理論，資本之跨國流動有利於一國之經濟發展，因其能夠有效地分配資源，提高生產力，進而促進經濟成長。然而，就現在來看，對於政策制定者而言，大量的資本流動亦帶來巨大的挑戰。

全球金融危機後，資本大量流入亞洲開發中國家（如臺灣），引發了開發中國家的一些經濟隱憂。倘若資本流動係由國際投機者所驅動，則容易造成金融不穩定，因此，大量的資本流入可能導致在追求穩健的經濟成長與通膨上更加困難。

在資本湧入的情況下，實施浮動匯率制度的國家可能擔心出口競爭力下滑，加以必須承擔匯率貶值後之潛在成本，如外債負擔增加。

---

<sup>1</sup> 參數隨時間變動之結構式向量自我迴歸模型（time-varying structural vector autoregression model，簡稱 TV-SVAR 模型）係 SVAR 模型之延伸，即估計參數會隨時間而變動，其藉由馬可夫鏈蒙地卡羅法（Markov Chain Monte Carlo，簡稱 MCMC）計算事後分配之統計量，並以 Gibbs 抽樣方法以獲取事後樣本，反覆執行直到收斂至穩定狀態

而採行固定匯率制度的國家則必須負擔沖銷的成本與累積外匯存底之機會成本。如同不可能的三位一體 (the Impossible Trinity) 原則所述，一國無法同時實現兼顧匯率穩定、資本自由流動與貨幣政策獨立性此三個目標。隨著資本開放程度提高，為因應資本移動可能引發金融市場大幅波動之問題，採行妥適政策與強化國內經濟環境之韌性相當重要。

本文欲找出影響資本流入臺灣之主要驅動因子，有助於相關當局在大量資本流入與流出時，採行適切政策以因應。主要擷取 1990 年 Q1 至 2017 年 Q2 之季資料，藉由 SVAR 模型探討驅動不同型態之資本流動（外人直接投資、證券投資）之主要因子，並將樣本區分為全球金融危機前、後，觀察渠等因子行為是否發生變化，另外，進一步採用 TV-SVAR 模型驗證在不同時間點下，渠等因子之影響是否有所改變。

本報告共分為五個部分，除前言外，第貳章為文獻回顧；第參章係方法論與模型介紹；第肆章為資料與實證結果；第伍章為結論與建議。

## 貳、文獻回顧

文獻上主張影響資本流動的因子有二：推力 (push factor) 與拉力 (pull factor)。推力係外生 (exogenous)，其與先進國家之經濟發展有關，主要影響著資本是否流入開發中國家。通常以美國利率或其經濟成長、生產力等為代表。而拉力為內生 (endogenous)，與各開發中國家之國內經濟發展有關，因此，主要以國內生產力、資本報酬率等為代表。

Calvo et al. (1992) 利用主成分分析驗證開發中國家之資本流入，其認為資本流動之浪潮係推力所造成，尤以美國低利率水準最為顯著

。同樣地，Fernandez-Arias (1996)亦發現國際利率下降係資本流入開發中國家的關鍵因素。Chuhan et al. (1998)採用 1988 年至 1992 年之追蹤資料調查刺激資本流動的因子，其發現推力係重要因子，對於亞洲開發中國家而言，拉力的影響較不顯著。

然而，Bohn and Tesar (1996)利用資本定價模型 (CAPM) 驗證 1980 年至 1994 年間投資時機點的差異，並主張對於亞洲開發中國家之資本流入而言，拉力比推力重要。同樣地，Hernandez et al. (2001)利用追蹤資料估計 1977 年至 1997 年間開發中國家之資本流入，結果發現資本流入主要係由樣本國家之特定因子所決定，推力反而影響不顯著。

Montiel and Reinhart (1999)宣稱推力係決定資本流動的時機，而拉力則係在決定各開發中國家之資本流入的多寡，即湧入之方向與規模。而 Dasgupta and Ratha (2000)發現拉力在吸引資本流動的重要性，其亦指出證券投資與經常帳餘額呈負向關係，惟與人均所得、GDP 呈正向關係。

Mody et al. (2001)支持拉力係重要因子，如國內物價指數、工業生產指數、利率、信用評比、股價指數等；而推力僅在短期上影響較大，如美國殖利率利差等。

De Vita and Kyaw (2008)採用 SVAR 模型，針對 1976 年至 2001 年，五個開發中國家（巴西、墨西哥、南韓、南非與菲律賓）調查其資本流動的決定因素。結果發現在中長期下，經濟中的實質變數（如國外經濟成長、國內生產力等）係重要的解釋變數。

Abdullah et al. (2010)驗證馬來西亞之資本流動的決定因子，結果發現，短期上，實質 GDP、國內國庫券利率、財政預算、經常帳餘額、美國產出對馬來西亞之資本流動有 Granger 因果關係，並指出拉

力（如財政預算、經常帳餘額）係重要的決定性因子。另外，實質面因素（如國內產出或國外產出）亦會影響資本流動。

Ahmed and Zlate (2014)驗證資本流入開發中國家的決定因素發現，經濟成長、開發中國家與先進國家間之利差、全球風險胃納均為影響資本流動之重要因素。此外，全球金融危機後，資本流動之行為有顯著的改變，尤其係證券投資（portfolio），因其對利差與風險相當敏感。最後，作者指出美國非傳統貨幣政策對資本流入開發中國家之效果並不明顯，惟似乎對證券投資之組合項目有影響。

Hannan (2017)針對 2009 年第 3 季至 2015 年第 4 季的 34 個開發中國家研究資本流動之決定性因素，結果指出近期資本流動趨緩係因開發中國家低成長的經濟前景與全球風險情緒增加所致。此外，在高度與低度的資本流動之情境下，推力與拉力的敏感性增加。

## 參、方法論與模型介紹

### 一、SVAR 模型

SVAR 模型除考慮每個內生變數落後期之影響外，亦包含變數間的當期影響，如下所示：

$$A_0 y_t = \mu_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D \dots \dots (1)$$

其中， $y_t$  為  $k \times 1$  的內生變數向量， $\varepsilon_t$  為  $k \times 1$  的結構衝擊向量具白噪音性質。 $D$  為對角矩陣(diagonal matrix)。由等式(1)乘以  $A_0^{-1}$ ，可得模型所對應之縮減式 VAR 模型：

$$y_t = \alpha_0 + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t, E(u_t u_t') = \Omega \dots \dots \dots (2)$$

其中， $B_p$  為落後項係數， $u_t$  為迴歸誤差，即  $A_0^{-1} \varepsilon_t$ ，而  $\Omega$  為非對角矩陣。

欲估計 $A_0$ 矩陣中之元素，必須針對模型中之結構參數做限制。由於 $A_0$ 代表各變數間之當期影響效果，因此，文獻中一般針對 $A_0$ 矩陣中之元素（係數）做限制，稱為「短期限制模型」。

在認定條件上，文獻常以變數遞迴排序（recursive ordering）作為模型認定方法，此為短期限制模型的特例，即 $A_0$ 矩陣為下三角矩陣，稱為「遞迴 SVAR 模型」，惟如若從經濟理論或參考文獻中得知，VAR 模型中的第  $i$  個變數不受第  $j$  個變數的當期影響，則可令 $A_0$ 矩陣中的 $a_{ij}$ 元素為 0。本文之認定條件於第三小節說明。

## 二、TV-SVAR 模型

參考 Primiceri (2005)，不同於 SVAR 模型，TV-SVAR 模型之參數會隨時間變動，其所對應之縮減式模型如下所示：

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + \mu_t \dots \dots \dots (3)$$

其中， $y_t$ 為可觀測之內生變數所組成的 $n \times 1$ 向量， $c_t$ 為隨時間變動之 $n \times 1$ 截距項向量， $B_{i,t}$ 為隨時間變動之 $n \times n$ 係數矩陣， $u_t$ 為不可觀測且具異質變異的 $n \times 1$ 誤差項向量，即 $A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t$ ，其變異數矩陣為 $\Omega_t$ 。

$$A_t \text{ 為隨時間變動之下三角矩陣，表示為 } A_t = \begin{bmatrix} 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{n1,t} & \dots & 1 \end{bmatrix},$$

其中， $\alpha_t$ 為非 0、非 1 之元素，為 $n \times 1$ 向量。

$$\Sigma_t \text{ 為隨時間變動之對角矩陣，即 } \Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sigma_{n,t} \end{bmatrix}, \sigma_t \text{ 為對}$$

角元素，為 $n \times 1$ 向量。

$\varepsilon_t$ 為不可觀測之 $n \times 1$ 誤差項向量，其變異數矩陣為 $I_n$ 。

Primiceri (2005)採用三角簡化（triangular reduction）的變異數



矩陣  $\Omega_t$ ，並定義  $A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t'$ ，則  $\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' A_t^{-1}$ ，而  $\text{Var}(\mu_t) = \text{Var}(A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t) = (A_t^{-1} \Sigma_t) \text{Var}(\varepsilon_t) (A_t^{-1} \Sigma_t)' = \Omega_t$ 。

接著，將第 (3) 式以矩陣形式表示為， $y_t = X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$ ，而  $X_t' = I_n \otimes [1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}]$ ，而該模型之隨時間變動的參數可表示為： $B_t = B_{t-1} + \nu_t$ 、 $\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t$ 、 $\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t$ 。

可知， $B_t$  與  $\alpha_t$  遵循隨機漫步 (random walk)，而  $\sigma_t$  則服從幾何隨機漫步 (geometric random walk)， $\nu_t$ 、 $\zeta_t$ 、 $\eta_t$  為殘差項。

### 三、認定條件

本文欲探討對於資本流入臺灣而言，推力與拉力何者係驅動資本流動的主要原因，並觀察隨時間變動，渠等驅動力量是否有所轉變，因此，在變數選取上，參考 De Vita and Kyaw (2008)、Ahmed and Zlate (2014)、Hannan (2017)。

本文分別考慮 2 個推力因子：全球風險趨避 (以 VIX 為代理變數)、先進國家生產力 (以美國實質 GDP 為代理變數)；2 個拉力因子：國內生產力 (以臺灣實質 GDP 為代理變數)、國內資產報酬率 (以股價指數報酬率為代理變數) 及 2 個資本流動型態：外人直接投資 (foreign direct investment, FDI)、證券投資 (portfolio investment) 納入模型。

由於 Ahmed and Zlate (2014) 提及資本流動係採用淨額或總額，根據所關注的議題有關。採用淨額者，通常與匯率升值、過熱議題較為相關；而採用總額者，則與金融穩定有關。因此，本文主要採用總額作為主要實證結果。

變數排序係參考 De Vita and Kyaw (2008) 與 Abdullah et al. (2010)。推力因子 (全球風險趨避、先進國家生產力) 為外生，因此，分

別置於第 1 列與第 2 列。而拉力因子（國內生產力、國內資產報酬率）為內生，加以景氣活絡可能導致資產價格上漲，因而將國內生產力置於第 3 列，而國內資產報酬率置於第 4 列。最後一列則為外人直接投資或證券投資（見圖 1）。

此外，考量到 TV-SVAR 模型若放入太多變數，模型可能無法收斂，因此，在估計 SVAR 模型與 TV-SVAR 模型時，分別探討不同的資本流動型態係受推力與拉力何者力量所驅動，並觀察不同時間下，渠等驅動力量是否有所轉變。模型設定條件如圖 1 所示。

必須注意的是，在估計 TV-SVAR 模型時，需要給予事前樣本資訊，即設定事前樣本數。由於本文欲了解全球金融危機後（2008 年 Q3 至 2017 年 Q2）等不同時間點下，外生衝擊對外人直接投資與證券投資是否具有不同的影響，故樣本數設定為 72。

另外，為便於比較結果，在估計 SVAR 模型時，將樣本分為全球金融危機前（1990 年 Q1 至 2008 年 Q2）與全球金融危機後（2008 年 Q3 至 2017 年 Q2）。

圖 1、SVAR 模型之認定條件

$$\begin{aligned}
 & \text{(1) 外人直接投資} \\
 & \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{VIX} \\ u^{gdp\_us} \\ u^{gdp\_tw} \\ u^{stcok} \\ u^{FDI} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon^{VIX} \\ \varepsilon^{gdp\_us} \\ \varepsilon^{gdp\_tw} \\ \varepsilon^{stcok} \\ \varepsilon^{FDI} \end{bmatrix} \\
 & \text{(2) 證券投資} \\
 & \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{VIX} \\ u^{gdp\_us} \\ u^{gdp\_tw} \\ u^{stcok} \\ u^{portfolio} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon^{VIX} \\ \varepsilon^{gdp\_us} \\ \varepsilon^{gdp\_tw} \\ \varepsilon^{stcok} \\ \varepsilon^{portfolio} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

## 肆、資料與變數說明以及實證結果

### 一、資料與變數說明

#### (一) 變數說明

本文擷取全球恐慌指數、美國實質 GDP、臺灣實質 GDP、股價指數報酬率、外人直接投資占名目 GDP 之比率、證券投資占名目 GDP 之比率，共 6 個變數，樣本期間為 1990 年第 1 季至 2017 年第 2 季，資料頻率為季資料。上述各變數採用之代理變數如表 1 所示。在進行模型配適前，各變數均符合定態，故不需要進行差分（見表 2）。

表 1、模型變數與資料來源

代號	變數名稱	代理變數	資料來源
<i>VIX</i>	全球風險趨避	全球恐慌指數	芝加哥選擇權交易所 (CBOE)
<i>GDP_us</i>	先進國家生產力	美國實質 GDP	美國商業部經濟分析局 (BEA) Bureau of Economic Analysis
<i>GDP_tw</i>	國內生產力	臺灣實質 GDP	主計總處
<i>stock</i>	國內資產報酬率	臺灣股價指數報酬率	臺灣證券交易所
<i>FDI</i>	外人直接投資	外人直接投資占 名目 GDP 之比率	中央銀行
<i>portfolio</i>	證券投資	證券投資占 名目 GDP 之比率	中央銀行

表 2、單根檢定結果

檢定方法 變數	ADF	PP
<i>VIX</i>	-4.29***	-4.27***
<i>GDP_us</i>	-2.68*	-2.95**
<i>GDP_tw</i>	-3.29**	-3.06**
<i>stock</i>	-10.73***	-10.94***
<i>FDI</i>	-5.46***	-9.68***
<i>portfolio</i>	-8.14***	-8.25***

ADF 與 PP 單根檢定之虛無假設均為變數具有單根。

\*：10%顯著水準、\*\*：5%顯著水準、\*\*\*：1%顯著水準。

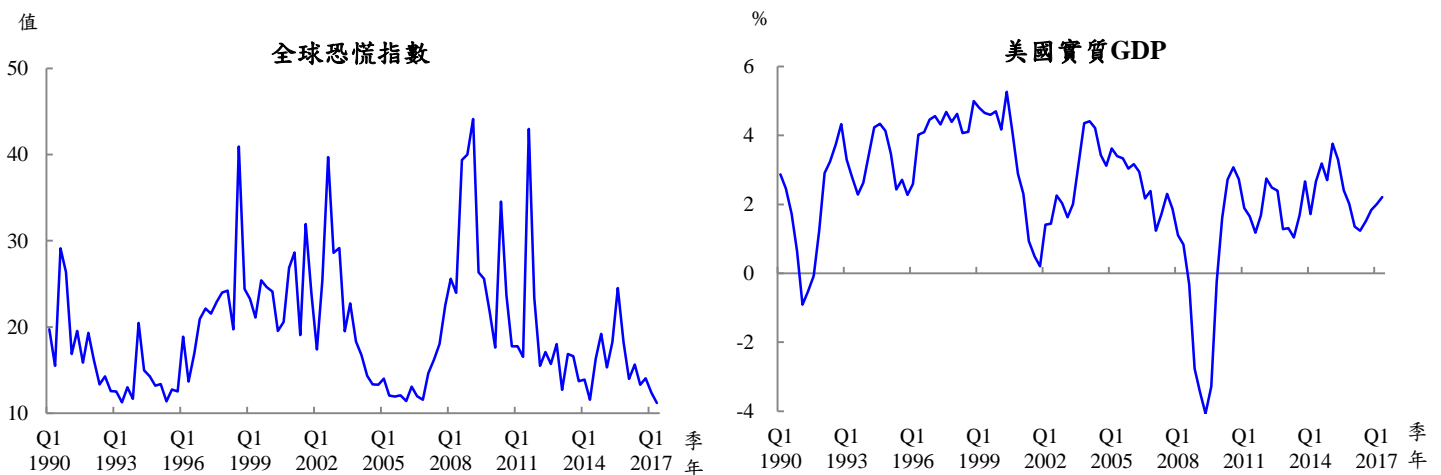
## (二) 敘述統計

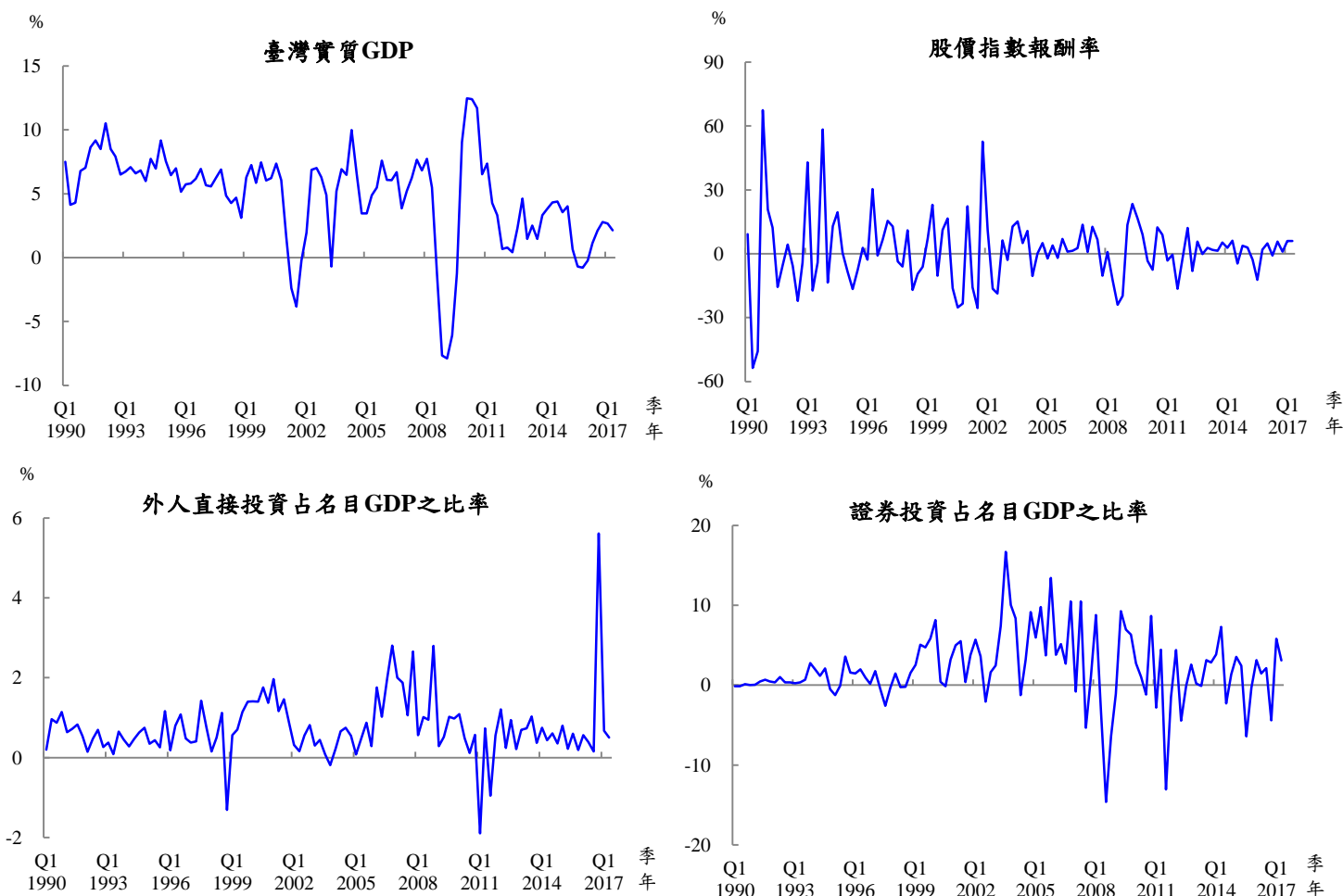
觀察圖 2 發現，全球恐慌指數於 1997 年亞洲金融危機、2003 年 SARS 疫情爆發、2008 年全球金融危機、2011 年歐債危機等國際重大事件發生時大幅攀升。近期，因國際經濟成長動能疲弱而再度上升，至 2017 年第 2 季已逐漸下降。

再者，美國實質 GDP 於 1991 年因銀行體系引發信用危機，造成消費者對經濟信心下降，以致經濟呈負成長，之後因 2000 年網路泡沫、2001 年 911 恐怖攻擊事件、2007 年次貸危機、2008 年全球金融危機等事件影響，導致實質 GDP 下降幅度明顯。

而臺灣實質 GDP 於 2001 年因全球經濟成長疲軟，加以國內需求不振之衝擊下，以致實質 GDP 呈負值。而後受到 2003 年 SARS 疫情爆發、2005 年雙卡風暴、2008 年全球金融危機、2016 年全球經濟成長疲弱與國際經濟金融情勢動盪等影響，以致實質 GDP 呈現下降情形。

圖 2、樣本變數之走勢圖





另外，股價指數報酬率走勢於 2003 年以前波動較大，於 2003 年以後波動較小，該現象可能與臺灣證券交易所為促進交易更公平，資訊更透明，於 2002 年 7 月起實施新交易制度<sup>2</sup>，並於 2003 年 1 月起開始公布最佳 5 檔買賣委託價量資訊有關。

最後，外人直接投資占名目 GDP 之比率波動較小，於 2011 年時比率轉呈負值，係因美商 AIG 集團為償還美國財政部的墊款，轉讓南山人壽股權給國內企業、某大金控外籍股東轉讓股權給國內股東、外資凱雷集團轉讓股權、美商大都會公司轉讓股所致<sup>3</sup>，而於 2016 年下半年因企業併購案而大幅攀升。

<sup>2</sup> 取消盤中撮合上下兩檔限制、盤中瞬間價格穩定措施、收盤改採 5 分鐘集合競價、增加揭露未成交之買賣委託價量。

<sup>3</sup> 資料來源：中央銀行，新聞稿。<https://www.cbc.gov.tw/ct.asp?xItem=41492&ctNode=302&mp=20>.

而證券投資占名目 GDP 之比率波動較大，且於 2003 年第 3 季波動幅度開始變大，此可能與 2003 年開始逐步放寬外資投資國內證券相關措施<sup>4</sup>有關。

## 二、實證結果

### (一) SVAR 模型估計結果

#### 1. 當期相關影響係數

在最大落後期為 8 期下，依據 AIC、FPE 與 HQ 準則均選擇最適落後期為 2 期。

根據表 3 結果發現，於 1990 年 Q1 至 2008 年 Q2，當期外人直接投資 (FDI) 主要係受到當期美國實質 GDP 之影響 ( $a_{52}$  顯著為負值)，表示美國實質 GDP 係一推力，當美國經濟成長動能強時，資本會自臺灣國內流出，而當美國經濟成長疲弱時，則資本會流入臺灣，此與 De Vita and Kyaw (2008)、Abdullah et al. (2010) 一致。其他變數在當期對外人直接投資並未有顯著影響。

---

<sup>4</sup> 2003/2/26 開放外資得從事轉換公司債所衍生之選擇權交易，惟其權利金與其投資貨幣市場工具等之總額併計，不得超過其匯入資金餘額之 30%；同時開放外資得經由公告收購價格方式，向投資大眾公開收購上市（櫃）公司和興櫃股票公司發行之有價證券。

2003/5/5 開放外國機構投資人從事指數股票型基金 (ETF) 實物申購 (創造) 或實物買回 (贖回) ETF 表彰之股票之套利交易。

2003/6/27 開放特定境外外國機構投資人參與我國有價證券借貸市場，以促進衍生性商品市場發展，並滿足策略性交易之借券需求。

2003/7/9 取消每一外國專業投資機構 (QFII) 投資國內證券最高投資額度 30 億美元、投資資金應於 2 年內匯入及資格條件中資產規模等限制。

2003/10/2 正式取消 QFII 制度，將外資投資國內證券簡化為外國自然人及外國機構投資人 2 類，並簡化外資申請程序由許可制改為登記制，同時開放外資得以所持有之有價證券參與發行海外存託憑證。

2003/12/17 開放外資得基於避險需要，從事國內公債期貨交易，自 93 年 2 月 3 日起生效。

資料來源：中央銀行，2003 年報。<https://www.cbc.gov.tw/public/Attachment/832511122471.pdf>.

表 3、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 當期相關影響係數\_外人直接投資

1					VIX
0.0097 (0.0158)	1				<i>GDP_us</i>
0.0182 (0.0430)	0.1281 (0.3155)	1			<i>GDP_tw</i>
-1.1261 (0.4442)**	3.1914 (3.2696)	3.0271 (1.2033)**	1		<i>stock</i>
0.0166 (0.0140)	-0.2120 (0.0993)**	-0.0424 (0.0378)	0.0038 (0.0035)	1	<i>FDI</i>

註：括弧內為標準誤。\*：10%顯著水準、\*\*：5%顯著水準、\*\*\*：1%顯著水準。

表 4、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 當期相關影響係數\_外人直接投資

1					VIX
-0.0592 (0.0200)***	1				<i>GDP_us</i>
-0.0065 (0.0553)	1.3027 (0.4130)***	1			<i>GDP_tw</i>
-0.6709 (0.1684)***	0.9247 (1.4215)	1.6091 (0.5078)***	1		<i>stock</i>
-0.0716 (0.0384)*	0.0744 (0.2716)	-0.1639 (0.1091)	-0.0202 (0.0317)	1	<i>FDI</i>

註：括弧內為標準誤。\*：10%顯著水準、\*\*：5%顯著水準、\*\*\*：1%顯著水準。

然而，全球金融危機後，影響當期外人直接投資之因子有所改變，當期美國實質 GDP 之影響未達統計顯著，反而係全球恐慌指數（VIX）具有顯著地負向影響，此一結果表示全球風險趨避係一推力，當全球風險趨避情緒上升時，國際經濟金融情勢可能較為動盪，此時，資本會自臺灣國內流出，此表示國際投資人趨避風險，對外直接投資趨於謹慎；反之，當全球風險趨避情緒較為緩和時，資本會流入臺灣。此與 Ahmed and Zlate (2014)、Hannan (2017)一致。而其他變數在當期對外人直接投資並未有顯著影響。

觀察表 5 結果指出，不同於外人直接投資，於 1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 期間，當期證券投資主要係受到國內股價指數報酬率

之影響 ( $a_{54}$  顯著為正值)，表示國內股價指數報酬率係一拉力，當股價指數報酬率愈高時，容易吸引證券投資之資本流入臺灣；反之，若股價指數報酬率愈低時，則證券投資之資本流出臺灣。

然而，於全球金融危機後，當期股價指數報酬率仍係主要驅動證券投資因子，且其影響力有增加的情形，因係數值由 0.0430 增為 0.3510，加以統計顯著性亦有所提升。而其他變數在當期對證券投資並未有顯著影響。

表 5、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 當期相關影響係數\_證券投資

1				VIX
0.0019 (0.0160)	1			<i>GDP_us</i>
0.0149 (0.0431)	0.1837 (0.3131)	1		<i>GDP_tw</i>
-1.1293 (0.4388)**	3.3524 (3.1952)	3.0048 (1.1835)**	1	<i>stock</i>
-0.1147 (0.0919)	1.0489 (0.6459)	-0.2529 (0.2476)	0.0430 (0.0233)*	1 <i>portfolio</i>

註：括弧內為標準誤。\*：10% 顯著水準、\*\*：5% 顯著水準、\*\*\*：1% 顯著水準。

表 6、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 當期相關影響係數\_證券投資

1				VIX
-0.0554 (0.0205)***	1			<i>GDP_us</i>
0.0046 (0.0560)	1.2060 (0.4145)***	1		<i>GDP_tw</i>
-0.7986 (0.1846)***	0.4619 (1.5184)	1.4697 (0.5493)***	1	<i>stock</i>
-0.0928 (0.1030)	0.1109 (0.6884)	-0.0933 (0.2723)	0.3510 (0.0755)***	1 <i>portfolio</i>

註：括弧內為標準誤。\*：10% 顯著水準、\*\*：5% 顯著水準、\*\*\*：1% 顯著水準



## 2. 衝擊反應函數<sup>5</sup>

自圖 3 與圖 4 之結果發現，1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 期間，僅美國實質 GDP 之落後 1 期對外人直接投資呈顯著地負向影響，其他變數之影響未達統計顯著性，惟於全球金融危機後，所有變數（全球恐慌指數、美國實質 GDP、臺灣實質 GDP 與股價指數報酬率）之落後期對外人直接投資均沒有顯著影響。

圖 3、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 衝擊反應函數\_外人直接投資之反應

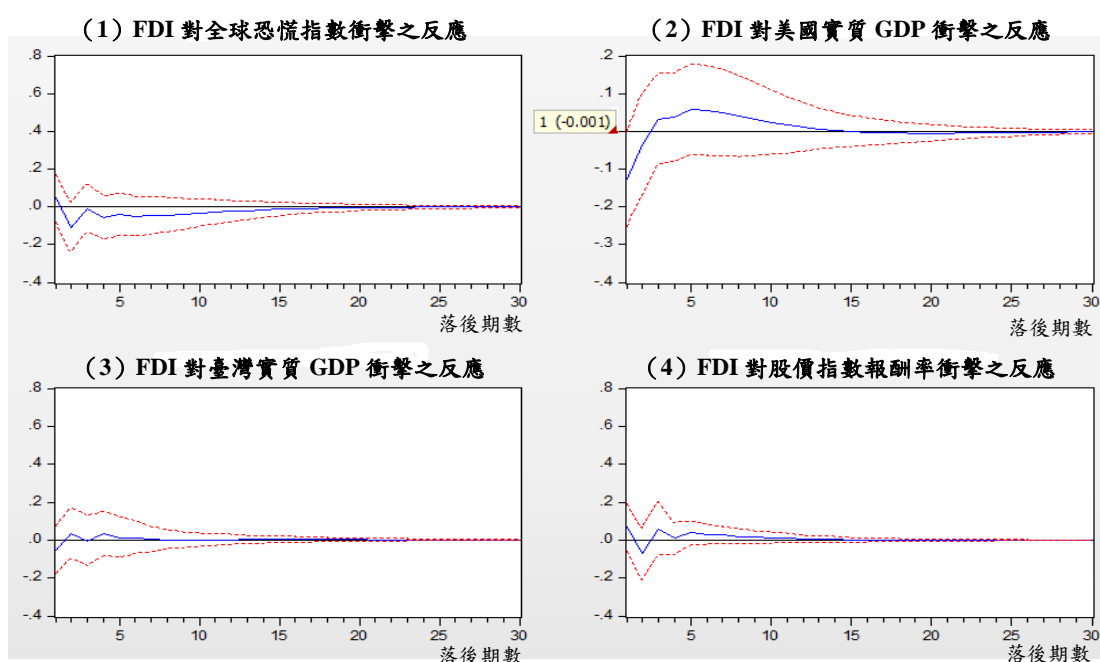
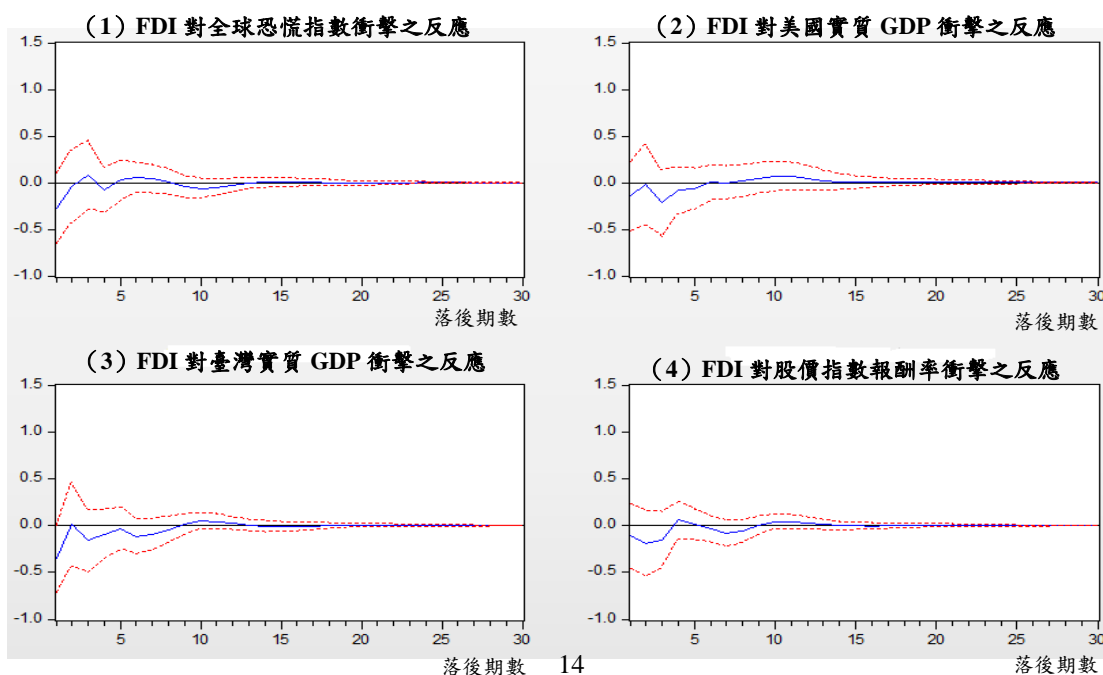


圖 4、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 衝擊反應函數\_外人直接投資之反應



接著，在證券投資方面，於 1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 期間，所有變數（全球恐慌指數、美國實質 GDP、臺灣實質 GDP 與股價指數報酬率）之落後期對於證券投資均沒有顯著影響，惟於全球金融危機後，全球恐慌指數、股價指數報酬率均於落後 1 期對證券投資分別有顯著地負向、正向影響，而臺灣實質 GDP 則於落後 2 期對證券投資呈正向影響。該結果指出全球恐慌指數係一推力，而臺灣實質 GDP 與股價指數報酬率係一拉力，且全球恐慌指數與臺灣實質 GDP 須於落後 1 至 2 期方對證券投資有顯著影響效果（見圖 5 與圖 6）。

圖 5、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 衝擊反應函數\_證券投資之反應

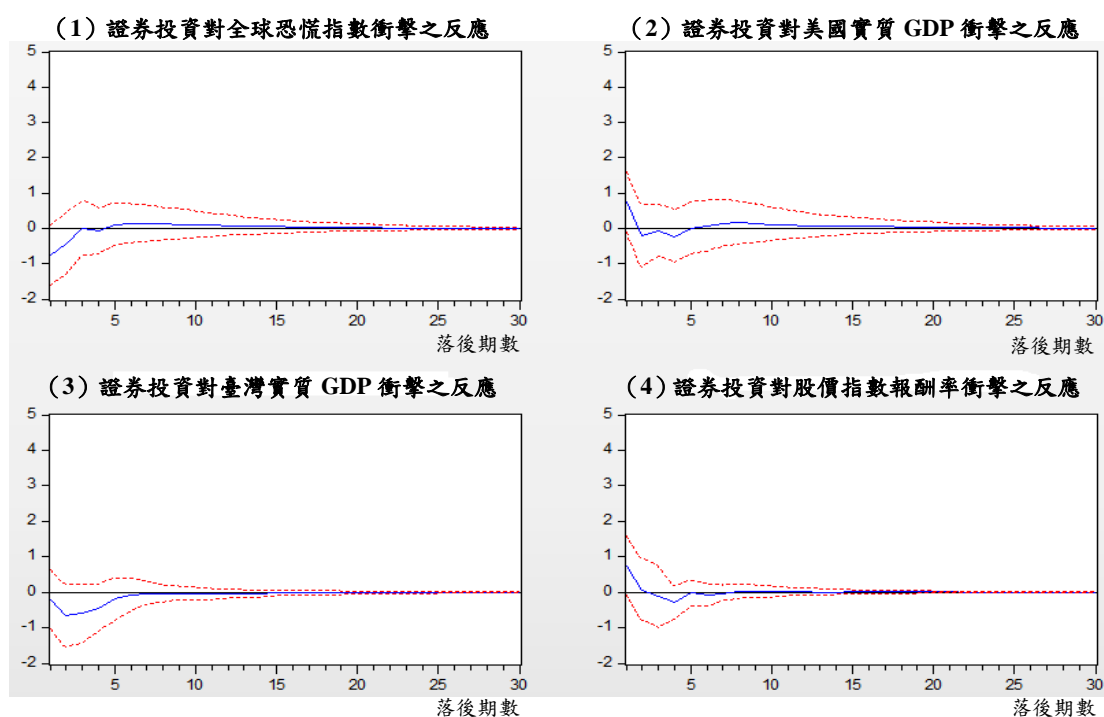
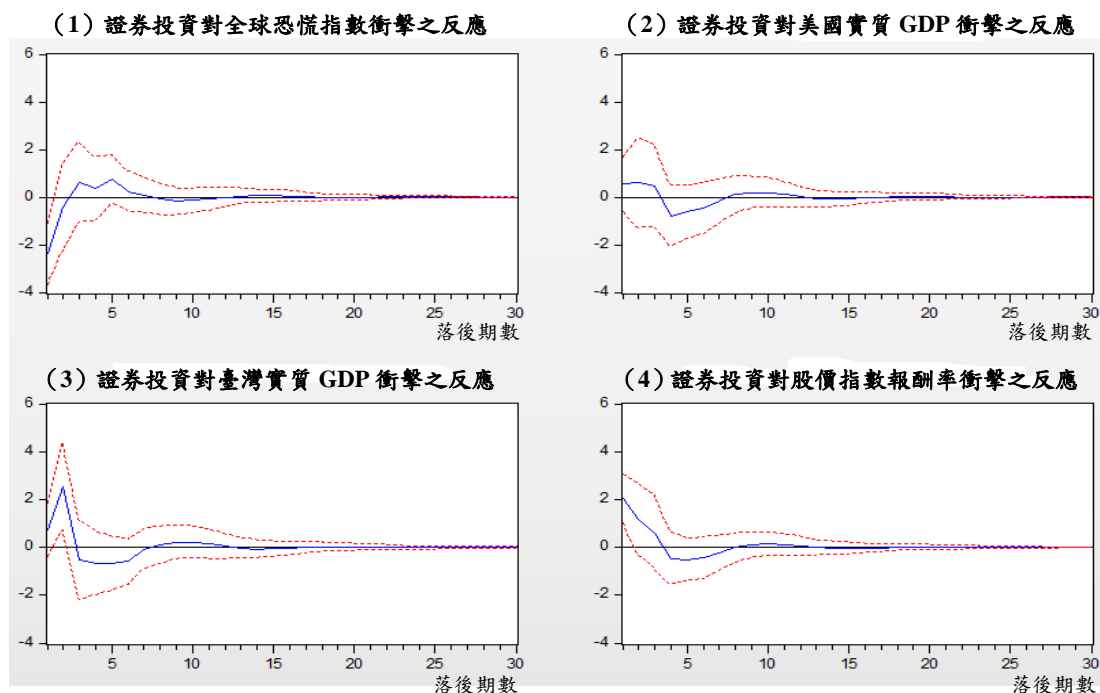


圖 6、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 衝擊反應函數\_證券投資之反應



### 3. 變異數分解<sup>6</sup>

於 1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 期間，外人直接投資變異主要由自身之解釋能力最高，其他變數的解釋能力略小。美國實質 GDP 於落後 1 期對外人直接投資之變異解釋能力約 5.30%，而其他變數的解釋能力須俟落後 2 期後，解釋能力才有所提升（見表 7）。

然而，於全球金融危機後，此一情況有所轉變。全球恐慌指數、臺灣實質 GDP 對外人直接投資變異之解釋能力提升，尤以臺灣實質 GDP 之解釋能力提升較大，惟美國實質 GDP 對外人直接投資變異之解釋能力反而呈下降情形，可見臺灣實質 GDP 對於吸引外人直接投資具有部分影響力（見表 8）。

<sup>6</sup> 同註 2，僅列出資本流動之變異數分解的結果。

表 7、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 外人直接投資之變異數分解

期間 (季)	全球恐慌指數 衝擊	美國實質 GDP 衝擊	臺灣實質 GDP 衝擊	股價指數報酬率 衝擊	外人直接投資 衝擊
1	0.66	5.30	0.90	1.46	91.68
4	3.92	4.46	1.10	3.02	87.50
8	5.32	6.26	1.09	3.46	83.87
12	6.04	6.55	1.07	3.51	82.83
16	6.21	6.53	1.07	3.50	82.69
20	6.22	6.55	1.08	3.50	82.65

表 8、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 外人直接投資之變異數分解

期間 (季)	全球恐慌指數 衝擊	美國實質 GDP 衝擊	臺灣實質 GDP 衝擊	股價指數報酬率 衝擊	外人直接投資 衝擊
1	5.61	1.60	9.48	0.93	82.38
4	5.76	4.95	10.32	4.95	74.02
8	5.90	5.08	11.57	5.59	71.86
12	6.36	5.79	11.65	5.72	70.48
16	6.35	5.82	11.66	5.73	70.44
20	6.36	5.83	11.66	5.73	70.42

對證券投資而言，於 1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 期間，證券投資變異主要由自身之解釋能力最高，其他變數解釋變異之能力略小（見表 9），惟自全球金融危機後，全球恐慌指數、臺灣實質 GDP 與股價指數報酬率對證券投資變異之解釋能力均大幅提升，而證券投資自身之解釋變異能力則大幅縮減（見表 10），該現象可能與全球金融危機後，資本流動對於風險較為敏感，因風險趨避或尋求套利機會而導致資本流竄。

表 9、1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 證券投資之變異數分解

期間 (季)	全球恐慌指數 衝擊	美國實質 GDP 衝擊	臺灣實質 GDP 衝擊	股價指數報酬率 衝擊	證券投資 衝擊
1	4.06	3.96	0.32	4.02	87.64
4	4.43	3.76	5.94	3.81	82.06
8	4.63	3.9	5.99	3.75	81.73
12	4.81	4.15	6.01	3.74	81.29
16	4.87	4.24	6.02	3.73	81.14
20	4.87	4.29	6.02	3.73	81.09

表 10、2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 證券投資之變異數分解

期間 (季)	全球恐慌指數 衝擊	美國實質 GDP 衝擊	臺灣實質 GDP 衝擊	股價指數報酬率 衝擊	證券投資 衝擊
1	32.24	1.75	3.15	23.59	39.27
4	19.97	4.64	24.39	19.15	31.85
8	20.25	6.14	24.81	19.14	29.66
12	20.22	6.32	24.92	19.12	29.42
16	20.23	6.35	24.92	19.11	29.39
20	20.22	6.36	24.93	19.11	29.38

綜上所述，於 1990 年 Q1 至 2008 年 Q2 期間，當期美國實質 GDP、股價指數報酬率分別係驅動外人直接投資、證券投資的主要因子，然而，於全球金融危機後，轉由當期全球恐慌指數驅動著外人直接投資，而當期股價指數報酬率仍主導著證券投資且影響力增加，而全球恐慌指數與臺灣實質 GDP 之落後期對證券投資有顯著地影響。

由此可知，全球金融危機後，資本因風險趨避或尋求套利機會而流竄。全球恐慌指數為推力因子，當恐慌情緒增加或風險趨避程度提升時，將導致資本流出臺灣，若要吸引資本流入臺灣，則須倚賴實質面的經濟成長與資產報酬率，此二者為拉力因子。

## (二) TV-SVAR 模型估計結果

在上一小節，將樣本分為全球金融危機前、後，藉由 SVAR 模型分析不同資本流動型態，實證結果指出，在當期與落後期下，不同資本流動型態分別會受到不同的力量所驅動，亦發現於全球金融危機後，渠等驅動因子有所轉變。

不同於 SVAR 模型，本節透過參數隨時間變動之 TV-SVAR 模型，以探討各個不同時間點（2008 年 Q3 至 2017 年 Q2）下，渠等驅動因子對於資本流動之影響效果是否有所轉變。然而，在 Eviews 軟體中，該 TV-SVAR 模型之估計結果僅提供衝擊反應函

數圖，因此，僅就衝擊反應函數進行分析，另因篇幅有限，故僅列出具統計顯著之結果做探討。

根據圖 7 所示，於 2010 年 Q2 至 2011 年 Q2，於落後 2 期下，外人直接投資對全球恐慌指數衝擊大抵呈顯著地負向反應，此係因全球金融危機後，恐慌情緒尚未褪去，而歐洲債務問題湧現後併發之歐債危機，再度導致全球恐慌指數攀升，進而對外人直接投資有顯著影響（見圖 7 之（1）至（4））。

另外，理論上臺灣實質 GDP 為拉力因子，其效果應為正向。然而，特別的是，TV-SVAR 模型捕捉到，於 2008 年 Q3 至 2011 年 Q2 每一時間點下，落後期之臺灣實質 GDP 對外人直接投資大抵呈顯著地負向效果，該結果可能係因於 2008 年 Q3 至 2009 年 Q1 期間，臺灣實質 GDP 轉呈負值且持續擴大，加以南山人壽增資案資金到位<sup>7</sup>所致（見圖 7 之（5）至（9））。再者，自 2009 年 Q2 起，臺灣實質 GDP 自負值轉呈正值，且因基期而成長幅度較大，加以臺灣採行資本移動之管理措施<sup>8</sup>，限制資本大量流入，以致二者關係轉呈負向（見圖 7 之（10）至（15））。該負向結果亦指出渠等資本移動之管理措施具有顯著地成效。

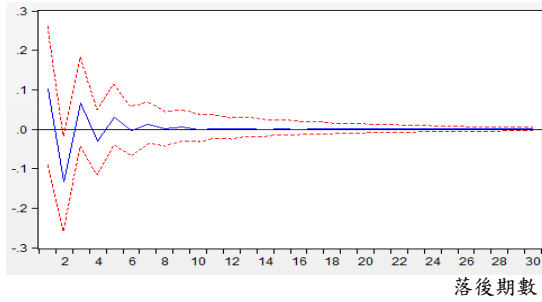
而在 2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 每一時間點下，落後期之美國實質 GDP 與臺灣股價指數報酬率的衝擊對外人直接投資並無顯著地影響，與 SVAR 模型之結果一致。

<sup>7</sup> 2008 年 11 月 14 日南山人壽為因應全球金融危機，充實自有資本、強化財務結構、提升資本適足率，辦理現金增資，由母公司 AIG 匯入股款新臺幣 451.15 億元（2008 年 Q4 外人直接投資毛額為 27.39 億美元，若以 2008 年 Q4 平均收盤匯率 32.984 計算，該增資款約占 49.94%）。

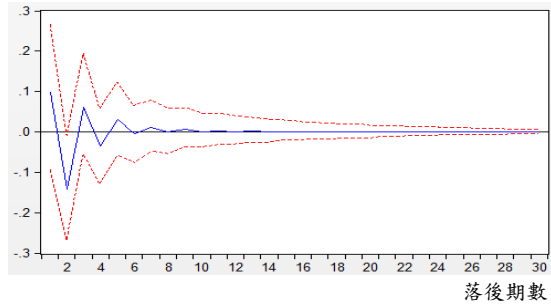
<sup>8</sup> 如 2009 年 11 月 10 日取消外資匯入資金得投資於新台幣定期存款之規定。2010 年 8 月 2 日起外資從事債券交付之保證金以美元為之。2010 年 11 月 11 日將外資投資公債金額恢復併入不得超過其淨匯入資金 30% 限額之原先規定。2010 年 12 月 27 日修正「銀行業辦理外匯業務管理辦法」，將無本金交割新台幣遠期外匯及匯率選擇權二者合計之部位限額，由原先不得逾總部位之 1/3，修正為不得逾 1/5。

## 圖 7、衝擊反應函數\_外人直接投資之反應

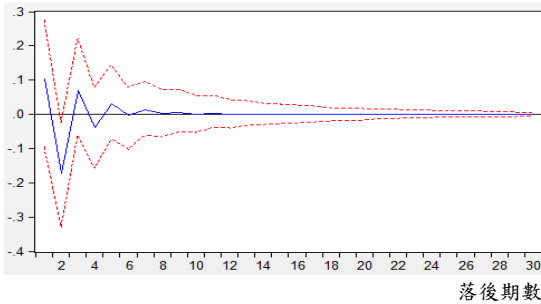
(1) 2010 年 Q2 FDI 對全球恐慌指數衝擊之反應



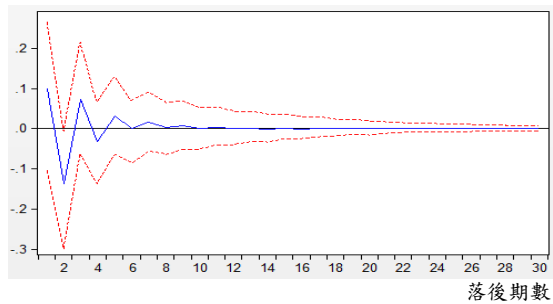
(2) 2010 年 Q4 FDI 對全球恐慌指數衝擊之反應



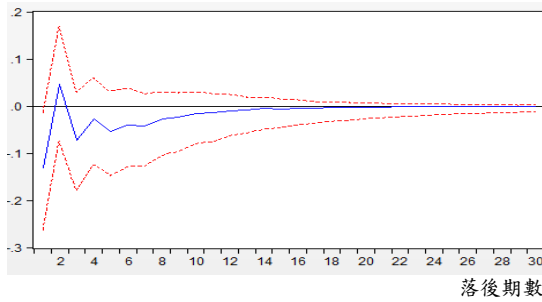
(3) 2011 年 Q1 FDI 對全球恐慌指數衝擊之反應



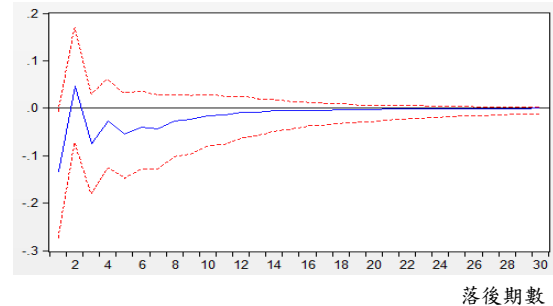
(4) 2011 年 Q2 FDI 對全球恐慌指數衝擊之反應



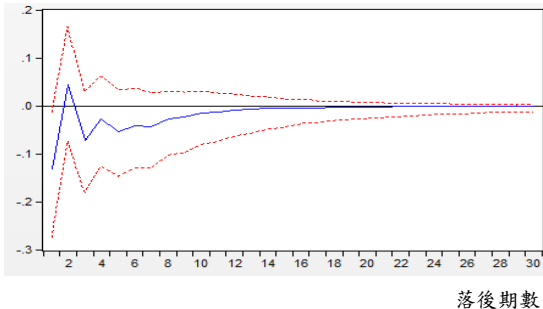
(5) 2008 年 Q3 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



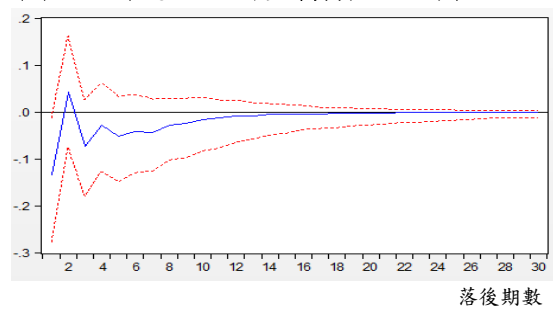
(6) 2008 年 Q4 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



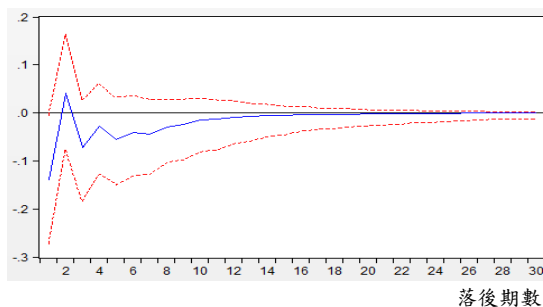
(7) 2009 年 Q1 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



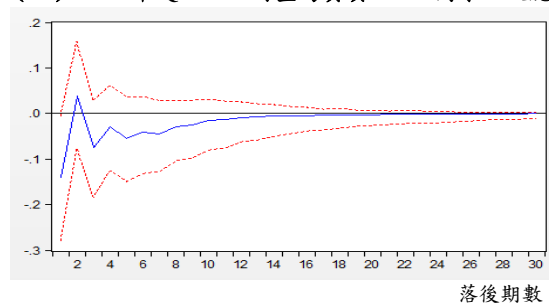
(8) 2009 年 Q2 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



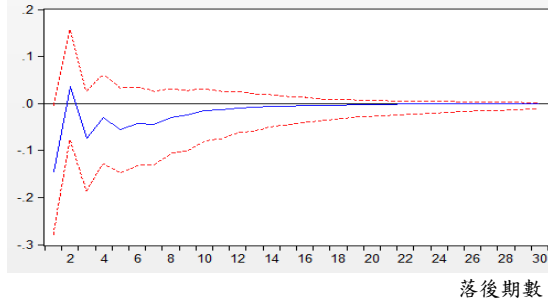
(9) 2009 年 Q3 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



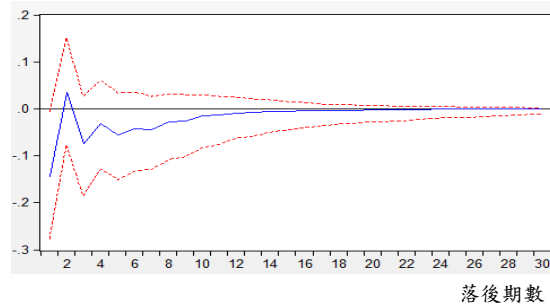
(10) 2009 年 Q4 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



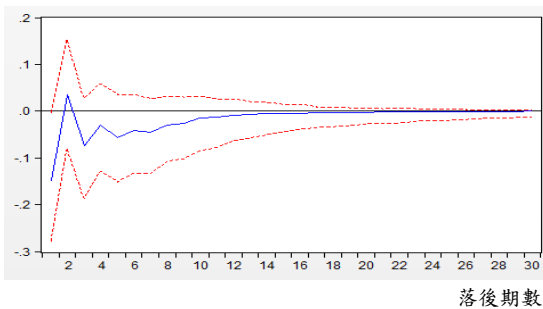
(11) 2010 年 Q2 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



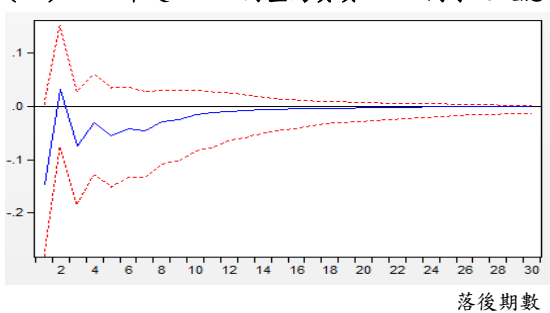
(12) 2010 年 Q3 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



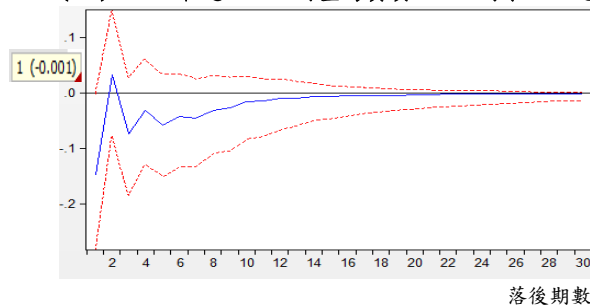
(13) 2010 年 Q4 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



(14) 2011 年 Q1 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



(15) 2011 年 Q2 FDI 對臺灣實質 GDP 衝擊之反應



針對證券投資而言，於 2008 年 Q3 至 2017 年 Q2 每一時間點下，落後期之臺灣實質 GDP 與股價指數報酬率的衝擊對證券投資均呈顯著地正向影響，而證券投資對落後期之美國實質 GDP 衝擊的反應均不顯著（結果略），上述結果均與 SVAR 模型估計之結果一致。

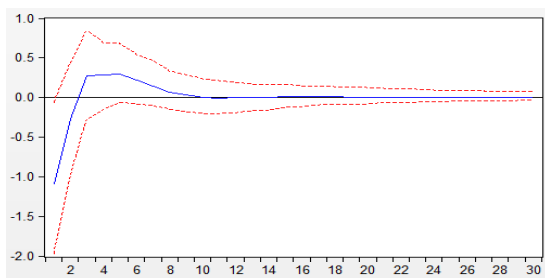
在證券投資對落後期之全球恐慌指數衝擊的反應方面，於 2008 年 Q3 至 2011 年 Q4 期間，大抵呈現負向反應，主要係因全球金融危機與歐債危機引發恐慌情緒所致，進而造成證券投資之資本流出臺灣。而於 2012 年 Q4 至 2013 年 Q3 期間，證券投資對落後 1 期之全球恐慌指數衝擊亦呈現負向反應，可能係因 2013 年



美國波士頓恐怖攻擊、美國 Fed 宣布 QE 退場、敘利亞戰爭疑慮等因素，導致恐慌情緒增加（見圖 8）。

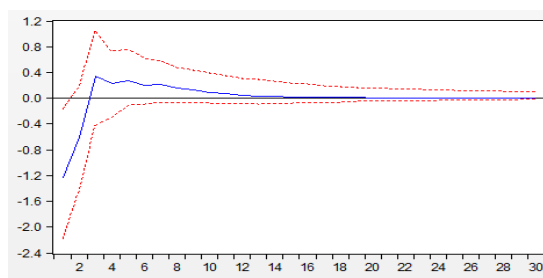
圖 8、衝擊反應函數\_證券投資之反應

(1) 2008 年 Q3 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



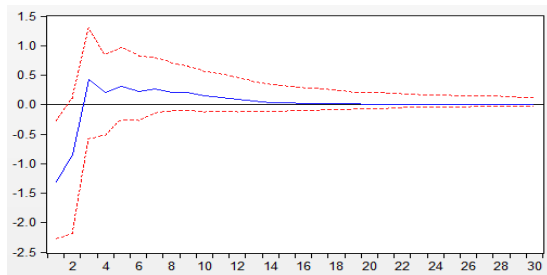
落後期數

(2) 2009 年 Q1 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



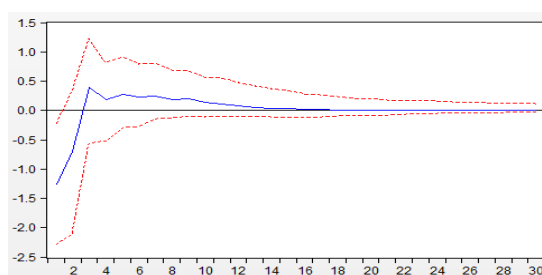
落後期數

(3) 2009 年 Q2 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



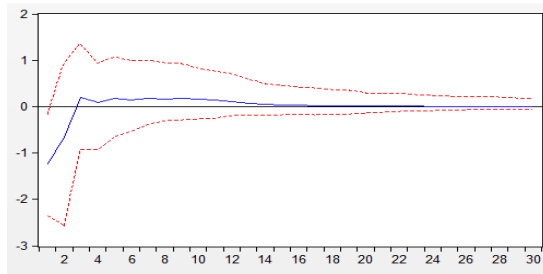
落後期數

(4) 2009 年 Q3 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



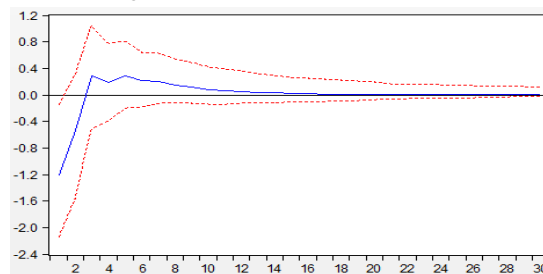
落後期數

(5) 2009 年 Q4 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



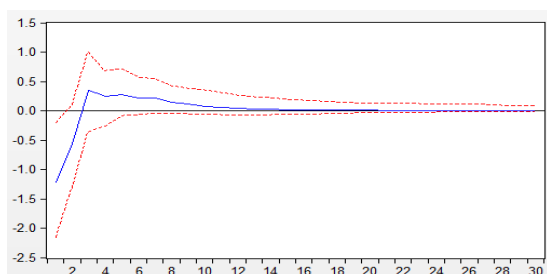
落後期數

(6) 2010 年 Q1 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



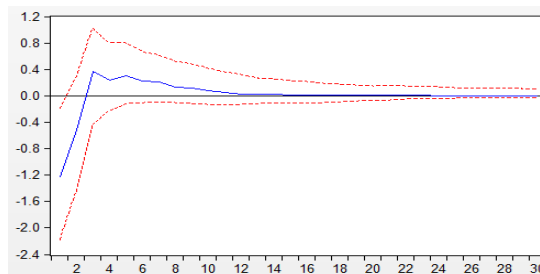
落後期數

(7) 2010 年 Q2 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



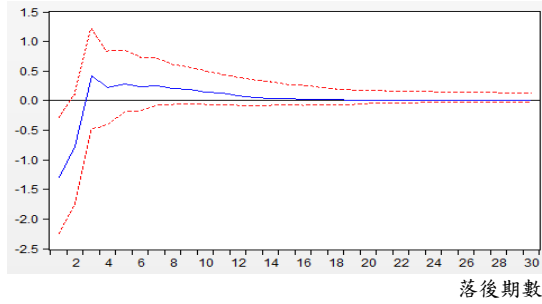
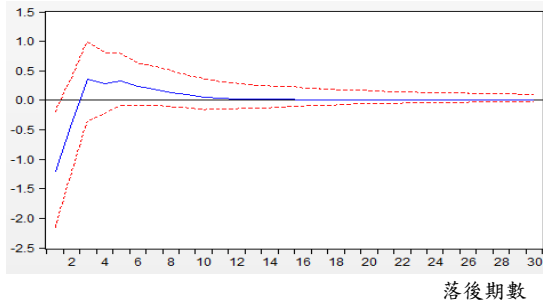
落後期數

(8) 2010 年 Q3 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應

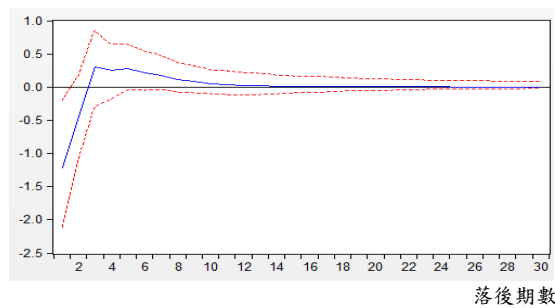
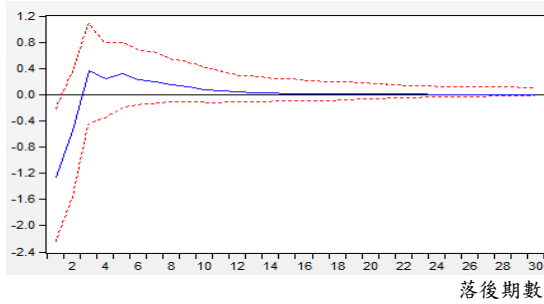


落後期數

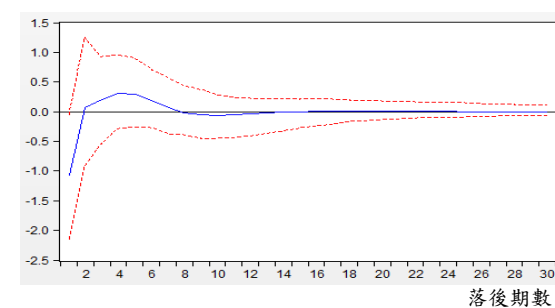
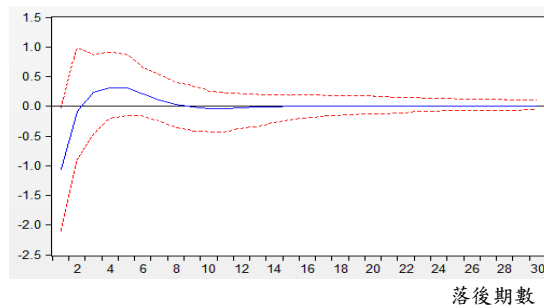
(9) 2010 年 Q4 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應 (10) 2011 年 Q1 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



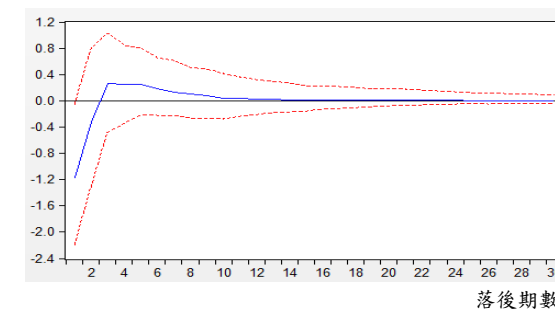
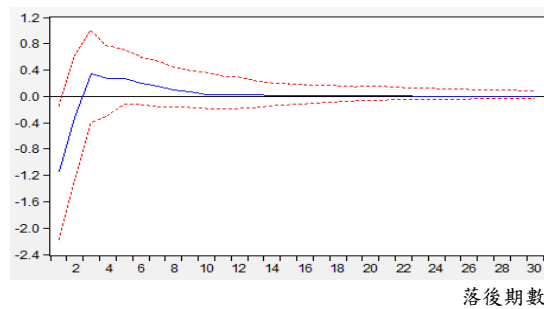
(11) 2011 年 Q2 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應 (12) 2011 年 Q3 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



(13) 2011 年 Q4 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應 (14) 2012 年 Q4 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



(15) 2013 年 Q1 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應 (16) 2013 年 Q2 證券投資對全球恐慌指數衝擊之反應



綜上所述，可以發現 TV-SVAR 模型不若 SVAR 模型，需要研究者自行選擇分水嶺，針對樣本進行劃分，且僅能探討分水嶺前、後之差異，採用 TV-SVAR 模型之優點係能夠針對不同時間點，觀察外生衝擊對內生變數之影響是否有所不同，進行更深入之驗證與分析。

此外，大量熱錢流入將影響外匯市場供給與需求，造成國內貨幣大幅度升值，亦暫時地推升股市榮景，惟一旦外資大幅度撤離，將導致金融市場劇烈波動，不利於國內經濟的成長。因此，在面對大規模地短期資本流入（如 2009 年 Q2 起），宜採行妥適的因應措施。如同 IMF 主張鑑於總體經濟與審慎措施之理由，資本移動之管理措施係處理巨幅地資本流入的合理政策工具。

近期，全球恐慌指數在驅動資本流動上扮演著重要角色，因外國投資人風險趨避或逐利交易所致。當前各國貨幣政策分歧，導致匯率波動，加以國際重大事件頻傳，將導致未來經濟不確定性提高，拉抬國際金融市場恐慌情緒，國際熱錢流竄，因此，除了關注美國市場動向外，掌握國際經濟脈動並適時採行妥適之因應措施亦更顯重要，以維持國內經濟與金融市場之穩定。

## 伍、結論、建議及心得

### 一、結論

在不同時間點下，驅動資本流動之因子可能改變，且不同的資本流動型態主要之驅動因子亦有所不同。倘若資金大幅且急遽外流，將對金融穩定造成嚴重影響。本文藉由 SVAR 模型與 TV-SVAR 模型，以找出驅動資本流動的主要因子，進而當資本大幅流出或流入臺灣時，本行與相關部會能對症下藥，提出妥適因應措施，以維持金融穩定。

特別的是，理論上，拉力因子與推力因子影響資本流動的方向前者為正向，後者為負向，然而，本文發現該影響方向可能因為其他外力而有所改變，如資本流動之管理措施等。

## 二、訓練課程心得

本次課程均著重在計量模型建構，並針對 Eviews 軟體中之參數設定做詳細解釋。總體經濟情勢瞬息萬變，透過建構模型來剖析重要變數間之關係，更能以估計數值表達出影響效果的重要程度，惟不同計量模型均有其優缺點，因此，必須仔細考慮研究目的後，選擇適當模型進行量化分析，更可對未來趨勢做預測，亦可探討各種情境分析，並從中獲得相關有用資訊，進而驗證政策效果，有助於央行在制定貨幣政策時，給予有用的政策建議，有利於維持金融與經濟穩定。

## 三、建議

貨幣傳遞機制對於央行而言係相當重要的，惟一般文獻上驗證傳遞機制多採用 VAR、SVAR 等模型，或者可改由利用參數隨時間變動之 SVAR 模型 (TV-SVAR 模型)，從中觀察在不同時間點下，政策變數對總體變數之衝擊反應函數的變化，有助於本行更深入地評估貨幣政策之效果，適時做政策調整，亦有助於政策效果之發酵。

## 參考文獻

- 何泰寬與葉國俊（2014），「資本流入對於資產價格的影響—台灣的實證分析」，《中央銀行季刊》，第三十六卷第一期，頁 3-40。
- Abdullah, M. A., S. A. Mansor and C.-H. Puah (2010), “Determinants of International Capital Flows: The Case of Malaysia,” *Global Economy and Finance Journal*, Vol. 3, No. 1, pp. 31-43.
- Ahmed, S. and A. Zlate (2014), “Capital Flows to Emerging Market Economies: a Brave New World?” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 48, Part B , pp. 221-248.
- Bohn, H. and L. L. Tesar (1996), “US Equity Investment in Foreign Markets: Portfolio Rebalancing or Return Chasing?” *American Economic Review*, Vol. 86, No. 2, pp. 77-81.
- Calvo, G.A., L. Leiderman, and C. M. Reinhart (1992), “Capital inflows to Latin America: the 1970s and the 1990s,” *IMF Working Paper* wp/92/85.
- Chuhan, P., S. Claessens and N. Mamingi (1998), “Equity and Bond Flows to Latin America and Asia: the Role of Global and Country Factors,” *Journal of Development Economics*, Vol. 55, No. 2, pp. 439-63.
- Dasgupta, D. and D. Ratha (2000), “What Factors Appear to Drive Private Capital Flows to Developing Countries? And How Does Official Lending Respond?” *World Bank Policy Research Working Paper*, wp/2392.
- De Vita, G. and K. S. Kyaw (2008), “Determinants of Capital Flows to

- Developing Countries: A Structural VAR Analysis,” *Journal of Economic Studies*, Vol. 35, No. 4, pp. 304–322.
- Fernandez–Arias, E. (1996), “The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull?” *Journal of Development Economics*, Vol. 48, No. 2, pp. 389–418.
- Hannan, S. A. (2017), “The Drivers of Capital Flows in Emerging Markets Post Global Financial Crisis,” *IMF working paper*, wp/17/52.
- Hernandez, L.F., P. Mellado and R. O. Valdes (2001), “Determinants of Private Capital Flows in the 1970s and 1990s: Is There Evidence of Contagion?” IMF Working Paper wp/01/64.
- Mody, A., M. P. Taylor and J. Y. Kim (2001), “Modelling Fundamentals for Forecasting Capital Flows to Emerging Markets,” *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 6, No. 3, pp.201–206.
- Montiel, P. and C. M. Reinhart (1999), “Do Capital Controls and Macroeconomic Policies Influence the Volume and Composition of Capital Flows? Evidence from the 1990s,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 4, pp. 619–35.
- Primiceri, G. E. (2005), “Time Varying Structural Vector Autoregression and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 3, pp. 821–852.
- Yano, K. and N. Yoshino (2007), “Japanese Monetary Policy Reaction Function and Time-Varying Structural Vector Autoregressions: a Monte Carlo Particle Filtering Approach,” *Financial Services*

*Agency research review*, Vol. 4, pp. 103–140.