

臺灣殖利率曲線之建構分析與利率傳遞機制之驗證 —兼論臺美利率關聯性*

蔡釗旻**

摘要

藉由Nelson–Siegel模型(簡稱NS模型)建構2003年1月至2017年5月之殖利率曲線，接著，利用ACM估計法將之拆解成「預期利率」與「期限貼水」兩個部分，以分析殖利率曲線。此外，透過結構式向量自我迴歸模型(簡稱SVAR模型)驗證利率傳遞機制，並自變異數分解剖析近期臺美利率關聯性之情形。

壹、ACM估計法之結果

- 一、2年期公債殖利率由預期利率驅動，其餘由期限貼水主導。此可能係因政策利率通常影響短期利率，而市場會對政策利率做預期，致其受預期利率影響較大。
- 二、近期利率下跌係受期限貼水下降影響所致，可能係受全球低利率環境影響，加以國際油價大幅降低，預期通膨下降，致期限貼水減少，進而造成利率下跌。

貳、SVAR模型及其變異數分解之結果

- 一、全球風險趨避影響當期的國內總體變數與政策利率，此可能係因全球金融危機後，各國間經濟金融之連結性更為緊密，致國內景氣易受全球經濟金融情勢影響，進而影響利率決策。
- 二、當期政策效果僅能有效傳遞至貸款利率，因貨幣政策具延遲性，須俟4至5個月政策效果發酵，方能進一步影響總合需求，再透過傳遞機制影響通貨膨脹率。
- 三、美國短期利率對臺灣長、短期利率存在關聯性降低之現象，惟美國長期利率對臺灣長期利率仍具較高之影響力，可能係因近期美國聯準會(Fed)朝資產負債表正常化邁進，而其他亞洲國家仍續採寬鬆貨幣政策所致，惟長期而言，美國經濟基本面仍關係到全球景氣，致美國長期利率仍會影響臺灣長期利率。

* 本文初稿完成於民國106年3月，106年9月修正完稿。本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、林副處長淑華、吳副處長懿娟、劉研究員淑敏、張副研究員天惠、鄭副研究員漢亮與兩位匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，特致衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處辦事員。

壹、前言

殖利率曲線係以債券利率與到期日間之關係描繪而成，其能提供重要的資訊內涵。除能針對市場上流通的債券做評價外，亦可用來計算隱含之風險貼水(risk premium)，因此，了解殖利率曲線之脈動具有重要的政策涵意。

再者，Bernanke (2006)認為長期期限貼水(term premium)減少，導致貨幣政策對長期殖利率的行為影響力下降，其指陳係因當前通膨穩定以及美國聯準會對通膨預期具有良善地制約(anchor)，且美國經濟波動減少所致，加以美國公債流動性與安全性較高，致外國政府通常偏好持有美國公債作為外匯存底，因此，在供給不變下，投資人願意接受較低長期期限貼水。該現象隱含著期限貼水驅動著殖利率曲線，可見其在殖利率曲線的分析中具有重要性。

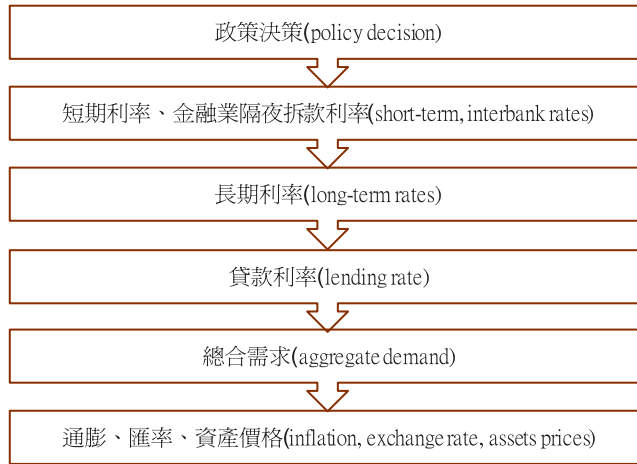
然而，期限貼水無實際值可供觀測，文獻上多以仿射模型(Affine model)^{註1}估計債券價格，惟所需要估計之參數較多，因此，Adrian et al. (2013)提出「超額報酬」的概念，針對風險價格進行估算，進而描繪風險中立的殖利率曲線，並將殖利率曲線拆解成

「預期利率」^{註2}與「期限貼水」^{註3}兩個部分。此ACM估計法^{註4}亦被美國紐約聯邦準備銀行(Federal Reserve Bank of New York)採用，並公布每日10年期公債之期限貼水估計量。因此，本文亦透過該法來拆解殖利率曲線，並估算期限貼水，進一步了解殖利率曲線變動之潛在原因。

然而，欲利用ACM估計法，必須先建構連續的殖利率曲線，惟因實務上債券的現金流量與到期日間的關係屬於間斷型，因此，須利用期限結構的統計方法或計量模型(如NS模型^{註5})估計之。

另外，全球金融危機之後，總合需求疲弱，各國雖不斷祭出貨幣政策，以刺激經濟景氣，惟效果並不顯著。近期，中國大陸經濟成長疲軟、北韓政治風險、歐洲難民事件、英國脫歐與川普政府保護貿易政策等國際重大事件，致全球經濟不確定性再度攀升，故似乎有必要重新檢視國內之傳遞機制能否順利運作。因此，本文參考Buliř and Vlček (2015)提出的利率傳遞機制架構(見圖1)，透過SVAR模型驗證利率傳遞機制，以了解利率傳遞機制之傳導過程。

圖1 利率傳遞機制



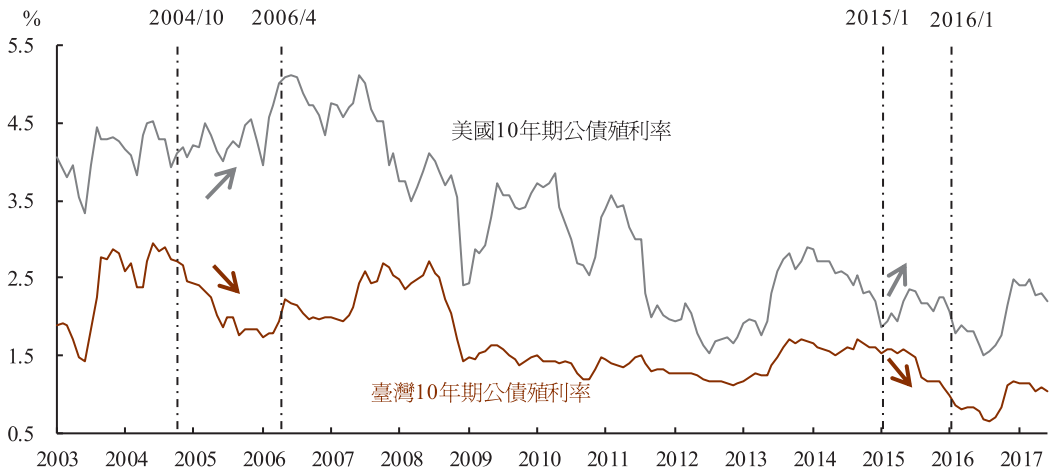
資料來源：取材自Buliř and Vlček (2015)。

此外，以往臺灣與美國之利率連動性高，惟2015年起市場預期美國聯準會(Fed)升息，致美國10年期公債殖利率開始上升。反觀臺灣，由於資金充沛，加以為刺激景氣，本行自2015年第3季起降息，資金更形寬鬆，致臺灣10年期公債殖利率下滑，如圖2所示。因此，臺債與美債殖利率似有關聯性降低情

形，惟近期受美國政治不確定性較大影響，避險需求增加，造成二者走勢較為一致。

鑑此，在利用SVAR模型驗證利率傳遞機制後，接著，參考Sonali and Unsal (2012)，透過SVAR模型之變異數分解，分析全球因子與國內因子對臺灣利率變異之解釋能力，以探討臺美利率間之關聯性情形。

圖2 臺灣與美國10年期公債殖利率走勢圖



資料來源：證券櫃檯買賣中心、美國財政部。

總言之，本文的目的有三：(1)利用NS模型建構連續的殖利率曲線後，再透過ACM估計法將之拆解成「預期利率」與「期限貼水」，以分析殖利率曲線；(2)採用SVAR模型完整驗證利率傳遞機制；(3)透過SVAR模型之變異數分解，剖析近期臺美利率間之關

聯性情形。

本文共分伍節。第壹節為前言，第貳節為針對相關文獻進行回顧，第參節則闡述NS模型、仿射模型、ACM估計法與SVAR模型，第肆節係分析實證結果，第伍節為結論。

貳、文獻回顧

主要分為(1)殖利率曲線與仿射模型；(2)利率分析與利率傳遞機制，共兩部分。

抑或與有效的總體穩定政策有關。

一、殖利率曲線與仿射模型

Nelson and Siegel (1987)提出之模型係實證模型中較具代表性，其優點為(1)可減少估計參數；(2)估計參數具經濟意義，可用於分析總體經濟；(3)估計之殖利率曲線為連續平滑的曲線，且形狀包含駝峰、正斜率與負斜率，符合實際情況。結果發現該模型對美國國庫券利率曲線的配適能力高達96%。

Cochrane and Piazzesi (2008)建構利率之仿射模型，以捕捉風險貼水(risk premium)，從中利用風險中立之動態情形，了解實際預期利率之特性。該文亦利用仿射模型將殖利率曲線分解為預期利率與風險貼水，並捕捉風險貼水之利率期限結構的特徵，其中，遠期利率反映未來之預期超額報酬，而當期斜率與曲度則可預測未來之預期報酬。

周建新、于鴻福、張千雲(2003)利用NS模型估計臺灣公債市場之殖利率曲線，發現該模型具有良好之配適能力。

Adrian et al. (2013)因仿射模型所需估計參數較多，因而提出3步驟之線性迴歸，指出如何評價利率期限結構並估計出風險訂價，透過5個主成分因子作為價格因子集合 Z_t (見方法論)，結果指出該模型設定優於Cochrane and Piazzesi (2008) 4個主成分因子的設定。

Lildholdt et al. (2007)採用仿射模型評估1975年1月至2004年5月英國殖利率曲線，以了解殖利率曲線之驅動因子，並將遠期利率拆解成利率預期與風險貼水。Lildholdt et al. (2007)發現，自1970年起，遠期利率之風險貼水已經下降，可能與總體不確定性下降，

Blake et al. (2015)採用Adrian et al. (2013)提出之方法，計算4個拉丁美洲國家(智利、墨西哥、哥倫比亞、祕魯)的期限貼水估計量。結果顯示樣本國家之預期利率微小下

滑，係因全球金融危機所致，惟預期之長期利率顯著地被制約，表示預期之長期利率相當穩定。此外，某些情況下期限貼水之變動係跟隨著美國的期限貼水而變動，係因此等國家央行採以通膨目標為架構，惟整體而言，樣本國家與美國之期限貼水，二者為低度相關。

二、利率分析與利率傳遞機制

林金龍(2003)以VAR衝擊反應函數及總體經濟計量模型，探討利率變動對總體經濟金融變數之影響效果、利率傳遞過程與時差遞延性。在季資料實證分析下發現，VAR衝擊反應結果顯示，利率對總體經濟(所得與物價)影響不顯著。另外，由政策模擬分析發現，變動的重貼現率或拆款利率對於市場利率具有顯著地影響，惟對所得與物價不具顯著地影響。

吳懿娟(2004)著重於探究利率、匯率、銀行放款及資產價格等管道之運作。結果顯示隔夜拆款利率可透過對其他市場利率或銀行定存利率之影響，進而對私人部門需求產生影響，惟物價受利率衝擊之反應則多不顯著。根據「變數敏感度分析」之結果顯示，總需求對利率衝擊無顯著的反應，吳懿娟(2004)指出其可能係因於總需求中除私人部門需求外，尚包含實質公共支出，而後者主要係由財政政策決定，較不受利率衝擊影響。

Rudebusch et al. (2007)在縮減式架構

下，調查期限貼水的變動對經濟活動之蘊含意義，其指出在縮減式實證分析下，降低期限貼水有助於刺激實質經濟活動，並以從業者觀點^{註6} (practitioner view)解釋此一發現，惟此與早期某些文獻衝突，如Hamilton and Kim (2002)、Favero et al. (2005)、Wright (2006)均發現期限貼水減少係依循較低的經濟成長所致，亦即，低的期限貼水提高了經濟衰退的可能性。

Wright (2008)利用追蹤資料(panel data)建構10個國家的殖利率曲線後，再利用仿射模型將之分解成預期利率與期限貼水，並調查期限貼水與通膨不確定性間之關係，結果指出二者存在強烈地正相關，另指出關於中長期通膨不確定性有很大部分可以解釋為何期限貼水為正值，即隱含投資者對正的期限貼水之要求。另外，亦可解釋殖利率曲線為何呈正斜率，此係因長期債券屬於風險性資產。如果通膨與消費之邊際效用為正相關，則相較於短期債券，通膨影響長期債券價值較大，在此前提下，消除通膨不確定性將導致殖利率曲線變平坦。

Sonali and Unsal (2012)利用SVAR模型評估在資本大幅流動期間，8個亞洲新興國家(臺灣、中國大陸、印度、印尼、韓國、馬來西亞、菲律賓與泰國)之利率是否由全球因子(美國10年期公債殖利率、全球風險趨避(以全球恐慌指數(VIX)為代理變數))所驅動。證據顯示全球因子主要驅動著樣本國家

之長期利率。此外，美國長期利率對亞洲新興國家之長期利率而言係重要之決定因子，而不是短期利率。

Thornton (2012) 檢定聯邦資金利率 (Federal Funds rate, 簡稱FFR) 與10年期公債殖利率，二者關係是否存在結構性改變。結果發現，1980年後期二者關係改變，以致當FOMC對FFR增加250個基準點(basic point)時，10年期公債殖利率反而變動幅度不大。該文認為二者關係改變，係因FOMC於1980年後期，開始以FFR作為政策工具，自此FFR由貨幣政策決定，而不再係經濟基本面。然而，10年期公債殖利率仍持續受經濟

基本面影響，反而較不受貨幣政策影響，關係因而改變。

Buliř and Vlček (2015) 利用DL與LS方法^{註7} 捕捉殖利率曲線之潛在因子，以檢定新興國家與低所得國家^{註8} 之利率傳遞機制。其發現從政策利率與金融業隔夜拆款利率傳遞至長期公債殖利率的強韌性連結。另外，該文發現，有著成熟的次級金融市場似乎不影響短期的殖利率曲線之傳遞機制。再者，傳遞機制的強度似乎受貨幣機制影響，相較於以其他貨幣機制的國家而言，有著可信賴之通膨目標，且以通膨目標為主的國家，其殖利率曲線似乎會呈現較佳的型態^{註9}。

參、方法論：NS模型、仿射模型、ACM估計法與SVAR模型

以ACM估計法描繪期限貼水，必須透過多個步驟方能求得該估計量，其中便需要先建構出連續的殖利率曲線。本節首先大略描述NS模型，然後再詳細介紹仿射模型與ACM估計法之評估步驟，最後，則針對SVAR模型設定做說明。

一、NS模型

該法由Nelson and Siegel (1987) 提出，分別估計各參數後，計算出連續的殖利率值，其優點在於用少數的參數，便可有效地描繪出殖利率曲線，且該模型之參數亦具有經濟意義，只須由參數之正負值，即可判讀殖利

率曲線的形狀。模型表示如下：

$$r_t(\tau) = \beta_0 + \beta_1 \frac{1 - \exp(-\omega\tau)}{\omega\tau} + \beta_2 \left\{ \frac{1 - \exp(-\omega\tau)}{\omega\tau} - \exp(\omega\tau) \right\} \quad (1)$$

其中 r_t 是殖利率， τ 為到期日， ω 必為正數，其決定 β_1 與 β_2 收斂速度，當 ω 值較小時，收斂速度較快，反之，收斂速度較慢， β_0 為即期殖利率之長期水準值的漸進值^{註10}，必為正值，代表殖利率曲線的水平移動(level)； β_1 代表殖利率曲線的斜率變化(slope)，代表短期利率的行為，若為負值表示殖利率曲線為正斜率，絕對值愈大則曲線愈陡峭；而 β_2 係表示殖利率曲線的曲度變化(curvature)，代表中期利率的行為，若為

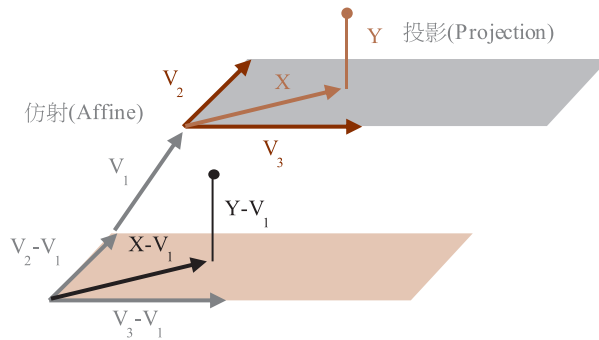
正值表示殖利率曲線為駝峰型，負值則為凹谷型^{註11}。

二、仿射模型

仿射之定義係從無窮遠處的平面與一投影平面間之投影轉換，如平面 $(V_2-V_1$,

$V_3-V_1)$ 移動 V_1 而求得平面 (V_2, V_3) ；相較於投影(Projection)之定義係從三度空間投影至一投影平面，如Y投影至平面 (V_2, V_3) (見圖3)。由於債券價格函數具有仿射結構^{註12}，因此，能藉由仿射模型來估計債券價格。

圖3 仿射與投影之定義



本節主要參考Ang and Piazzesi (2003)、Adrian et al. (2013)與Blake et al. (2015)。首先假設「期限貼水係唯一的風險補償來源」，並存在某些因子驅動著殖利率曲線，而每條殖利率曲線取決於可觀察到的價格因子集合 Z_t ，其為總體因子或狀態變數(state variables)，而渠等因子可透過VAR(1)模型化，如等式(2)所示：

$$Z_{t+1} = \mu + \Phi Z_t + v_{t+1}, \text{ 其中殘差} \\ v_{t+1} \sim N(0, \Sigma) \quad (2)$$

將等式(2)中可觀察到之價格因子集合 Z_t 作為殖利率曲線之主成分。接著，決定債券價格：首先假設債券市場不存在套利(no-arbitrage)機會，再利用隱含在殖利率曲線中

的遞迴結構來建構價格等式，即資產評價等式：

$$P_t^n = E_t[M_{t+1}P_{t+1}^{n-1}] \quad (3) \text{註13}$$

其中， P_t^n 為在t期時點下，到期日為n期的零息債券價格，而 M_{t+1} 為訂價核心(pricing kernel)亦為隨機折現因子。假設 $k = \ln K$ ，則 $E_t[K] = E_t[k] + 1/2 \sigma_{k,t}^2$ ^{註14}，在等式成立下，將該等式代入等式(3)並取自然對數，可改寫為等式(4)。

$$p_t^n = E_t[m_{t+1} + p_{t+1}^{n-1}] + \frac{1}{2} \text{var}_t[m_{t+1} + p_{t+1}^{n-1}] \quad (4)$$

給定風險價格 λ_t (risk-pricing terms)為

$$\Sigma^{-1/2}(\lambda_0 + \lambda_1 Z_t) \quad (5)$$

，因此，將對數隨機折現因子 (m_{t+1}) 定義為

$$m_{t+1} = -f_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t - \lambda'_t\Sigma^{-1/2}v_{t+1} \quad (6)$$

其中，無風險利率(f_t)等於 $\ln P_t^1$ ，即 t 時點下，到期日為1期之對數零息債券價格，即 p_t^1 ，並將無風險利率(f_t)模型化為

$$f_t = \delta_0 + \delta'_1 Z_t \quad (7)$$

$$\begin{aligned} A_n + B'_n Z_t &= -E_t \left[-f_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t - \lambda'_t \sum^{-\frac{1}{2}} v_{t+1} - A_{n-1} - B'_{n-1} Z_{t+1} \right] \\ &\quad - \frac{1}{2} \text{var}_t \left[-f_t - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t - \lambda'_t \sum^{-\frac{1}{2}} v_{t+1} - A_{n-1} - B'_{n-1} Z_{t+1} \right] \\ &= f_t + \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t + A_{n-1} + B'_{n-1}\Phi Z_t - \frac{1}{2} \text{var}_t [(\lambda'_t + B'_{n-1}) \sum^{-1/2} v_{t+1}] \\ &= f_t + \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t + A_{n-1} + B'_{n-1}\Phi Z_t - \frac{1}{2}(\lambda'_t + B'_{n-1}) \sum^{-1} (\lambda_t + B_{n-1}) \\ &= (\delta_0 + A_{n-1} - \frac{1}{2}B'_{n-1}\Sigma B_{n-1}) + (\delta'_1 + B'_{n-1}\Phi)Z_t - B'_{n-1}\Sigma\lambda_t \end{aligned} \quad (9)$$

因此，可得矩陣 A_n 與矩陣 B_n

$$A_n = \delta_0 + A_{n-1} - B'_{n-1}\Sigma\lambda_0 - \frac{1}{2}B'_{n-1}\Sigma B_{n-1} \quad (10)$$

$$B_n = \delta'_1 + B'_{n-1}(\Phi - \Sigma\lambda'_1) \quad (11)$$

藉由設定風險價格 λ_0 與 λ_1 為0，則可衍生出風險中立殖利率曲線，因此，矩陣 $A_n = \delta_0 + A_{n-1} - 1/2B'_{n-1}\Sigma B_{n-1}$ ；矩陣 $B_n = \delta'_1 + B'_{n-1}\Phi$ ，藉此計算出預期價格。

三、ACM估計法

ACM估計法係由Adrian et al. (2013)所提出，上述模型有多個參數需要估計，在適當的認定限制(identifying restrictions)下，能藉由最大概似法來估計。假設價格因子集合 Z_t 是可觀察到的，其可透過殖利率曲線之主成

此外，假設對數債券價格本身在狀態變數中可被仿射，則可表示為：

$$p_t^n = -A_n - B'_n Z_t \quad (8)$$

由於等式(4)與等式(8)二者相等，再代入等式(6)與等式(7)整理後可得價格因子集合 Z_t 的仿射函數，如下所示：

分分析而取得。再者，Adrian et al. (2013)定義事後持有期間之超額報酬(ex-post holding period excess return)：

$$er_{t+1}^{n-1} = \ln P_{t+1}^{n-1} - \ln P_t^n - f_t \quad (12)$$

該式意味著下一期持有到期日為 $n-1$ 期之債券的超額報酬等於下一期持有到期日為 $n-1$ 期之對數債券價格與本期持有到期日為 n 期之對數債券價格的價格變動量，再扣除本期無風險利率(f_t)。將等式(6)與等式(12)代入等式(3)，可求得等式(13)。

$$1 = E_t[\exp(er_{t+1}^{n-1} - \frac{1}{2}\lambda'_t\lambda_t - \lambda'_t\Sigma^{-1/2}v_{t+1})] \quad (13)$$

假設事後持有期間之超額報酬與 Z_t 殘差項(er_{t+1}^{n-1}, v_{t+1})，為聯合常態分配，則事後持有期間之超額報酬的期望值可表示如下：

$$E_t[er_{t+1}^{n-1}] = cov_t[er_{t+1}^{n-1}, v_{t+1}' \Sigma^{-1/2} \lambda_t] - \frac{1}{2} Var_t[er_{t+1}^{n-1}] \quad (14)$$

將 β_t^{n-1} 定義為事後持有期間之超額報酬與 Z_t 殘差項的共變項，表示成 $\Sigma^{-1/2} cov_t[(v_{t+1}', (er_{t+1}^{n-1})']$ ，接著，將等式(5)代入，因此，可將等式(14)改寫如下：

$$E_t[er_{t+1}^{n-1}] = (\beta_t^{n-1})'(\lambda_0 + \lambda_1 Z_t) - \frac{1}{2} Var_t[er_{t+1}^{n-1}] \quad (15)$$

此外，我們可以將非預期超額報酬分解

$$er_{t+1}^{n-1} = \underbrace{(\beta_t^{n-1})'(\lambda_0 + \lambda_1 Z_t)}_{\text{超額報酬 (Excess return)}} - \frac{1}{2} \underbrace{[(\beta_t^{n-1})' \Sigma (\beta_t^{n-1}) + \sigma^2]}_{\text{債券凸性調整項 (Convexity adjustment)}} + \underbrace{(\beta_t^{n-1})' v_{t+1}}_{\text{評價衝擊 (Priced innovation)}} + \underbrace{e_{t+1}^{n-1}}_{\text{評價誤差 (Error)}} \quad (17)$$

等式(17)係此法之步驟設定的關鍵，ACM估計法指出採取n個殖利率曲線之主成分，並以此作為可觀察到價格因子集合 Z_t 。此外，能藉由適當地參數化評價曲線(如NS模型)以計算超額報酬(er_{t+1}^{n-1})。以下將說明3個主要估計步驟：

1. 利用主成分分析法(principal components analysis, PCA)擷取主要成分(本文擷取4個主成分^{註16})。接著，根據等式(2)進行VAR(1)模型配適，以取得估計殘差 \widehat{v}_{t+1} 與包含債券凸性調整項中的殘差共變量。

2. 以OLS估計等式： $er_{t+1}^{n-1} = a + cZ_t + (\beta_t^{n-1})' \widehat{v}_{t+1} + e_{t+1}^{n-1}$ ，以獲得估計量 \hat{a} 、 \hat{c} 、 $\hat{\beta}$ 與 $\hat{\sigma}$ 。(標準差 $\hat{\sigma} = trace(\hat{e}\hat{e}')/T$ ，T為樣本數)

3. 由等式(17)可知， $(\beta_t^{n-1})' \lambda_1 = c$ ，

為與 Z_t 殘差項(v_{t+1})相關之組成項目以及其它組成項目，以等式(16)表示如下：

$$er_{t+1}^{n-1} - E_t[er_{t+1}^{n-1}] = (\beta_t^{n-1})' v_{t+1} + e_{t+1}^{n-1} \quad (16)$$

其中 e_{t+1}^{n-1} 為評價誤差(pricing errors)。而該報酬產生過程便可從等式(16)表示為等式(17)，意味著超額報酬為預期報酬扣除債券凸性^{註15}調整項，再加上評價衝擊與評價誤差之等式。

$(\beta_t^{n-1})' \lambda_0 - 1/2[(\beta_t^{n-1})' \Sigma (\beta_t^{n-1}) + \sigma^2] = a$ ，給定此二等式，便可以透過下列等式(18)與等式(19)來估計風險價格，同樣地，設定風險價格 λ_0 與 λ_1 為0，則可衍生出風險中立殖利率曲線。

$$\widehat{\lambda}_0 = [\widehat{\beta}_t^{n-1} (\widehat{\beta}_t^{n-1})']^{-1} (\widehat{\beta}_t^{n-1})' \{ \hat{a} + \frac{1}{2} [(\widehat{\beta}_t^{n-1})' \Sigma (\widehat{\beta}_t^{n-1}) + \sigma^2] \} \quad (18)$$

$$\widehat{\lambda}_1 = [\widehat{\beta}_t^{n-1} (\widehat{\beta}_t^{n-1})']^{-1} (\widehat{\beta}_t^{n-1})' \hat{c} \quad (19)$$

四、SVAR模型

本文欲驗證利率傳遞機制並探究近期臺灣與美國間之利率關聯性情形，故採用SVAR模型。該模型不同於縮減式VAR模型，因其除考慮每個內生變數落後期之影響外，亦包含變數的當期影響。欲採用SVAR

模型必須加以認定，以下說明本文使用的SVAR模型：

$$A_0 y_t = \mu_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D \quad (20)$$

其中， y_t 為 $k \times 1$ 的內生變數向量， ε_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(20)乘以 A_0^{-1} ，可得該SVAR模型所對應之縮減式VAR模型：

$$y_t = \alpha_0 + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t, \\ E(u_t u_t') = \Omega \quad (21)$$

其中， B_p 為落後項係數， u_t 為迴歸誤差， Ω 為非對角矩陣。

欲估計 A_0 矩陣中之元素，必須針對該模型之結構參數做限制。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，即對各變數間之當期關係進行限制，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。

在變數選取上，主要參考Sonali and Unsal (2012)，將全球風險趨避(以VIX為代理變數)、美國短期利率(以美國2年期公債殖利率為代理變數)、美國長期利率(以美國10年期公債殖利率為代理變數)作為「全球因子」，並於模型中納入政策利率、貸款利率、核心通貨膨脹率與國內景氣，以探討國內長、短期利率結構受到國內因子或全球因子，何者影響較深。

本文參考Bernanke and Mihov (1998)之設定，其假設政策變數對總體經濟變數不具有「即期」影響(即 $a_{84}=0$ 、 $a_{94}=0$)，係因貨幣政策效果通常具有時間延遲性(time lag)，故做此設定。此外，王泓仁(2005)提及多數實證研究均發現物價與產出對衝擊效果的反應較為遲緩，可能係由於契約限制或調整成本等因素，致廠商未能立即做出反應，惟本文欲驗證利率傳遞機制，因此，僅設定 $a_{85}=0$ 、 $a_{86}=0$ 、 $a_{95}=0$ 、 $a_{96}=0$ 、 $a_{97}=0$ 。SVAR模型之設定條件如圖4所示：

圖4 SVAR模型之認定條件

$$\begin{bmatrix}
 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
 a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 \\
 a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 & 0 & 0 \\
 a_{81} & a_{82} & a_{83} & 0 & 0 & 0 & a_{87} & 1 & 0 \\
 a_{91} & a_{92} & a_{93} & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{98} & 1
 \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix}
 u^{VIX} \\
 u^{y2_us} \\
 u^{y10_us} \\
 u^{ON} \\
 u^{y2_tw} \\
 u^{y10_tw} \\
 u^{loan_rate} \\
 u^{index} \\
 u^{core_CPI}
 \end{bmatrix}
 =
 \begin{bmatrix}
 \varepsilon^{VIX} \\
 \varepsilon^{y2_us} \\
 \varepsilon^{y10_us} \\
 \varepsilon^{ON} \\
 \varepsilon^{y2_tw} \\
 \varepsilon^{y10_tw} \\
 \varepsilon^{loan_rate} \\
 \varepsilon^{index} \\
 \varepsilon^{core_CPI}
 \end{bmatrix}
 \begin{array}{l}
 \left. \vphantom{\begin{matrix} \varepsilon^{VIX} \\ \varepsilon^{y2_us} \\ \varepsilon^{y10_us} \end{matrix}} \right\} \text{全球因子} \\
 \left. \vphantom{\begin{matrix} \varepsilon^{ON} \\ \varepsilon^{y2_tw} \\ \varepsilon^{y10_tw} \\ \varepsilon^{loan_rate} \\ \varepsilon^{index} \\ \varepsilon^{core_CPI} \end{matrix}} \right\} \text{利率傳遞機制}
 \end{array}$$

圖4之 A_0 矩陣中之認定排序說明如下：如同先前提及，Sonali and Unsal (2012)將全球恐慌指數、美國2年期公債殖利率與美國10年期之公債殖利率視為全球因子，前者為全球風險因子，後二者分別代表美國短期利率與經濟基本面。由於當全球風險攀升，可能導致美國經濟疲弱，故置於第一列，而美國2年期公債殖利率與美國10年期公債殖利率分別置於第二列與第三列。

在驗證利率傳遞機制上，變數之排序係參考Bulíř and Vlček (2015)提出的利率傳遞機制架構(見圖1)。首先由於政策利率為外生給定，故置於第四列。

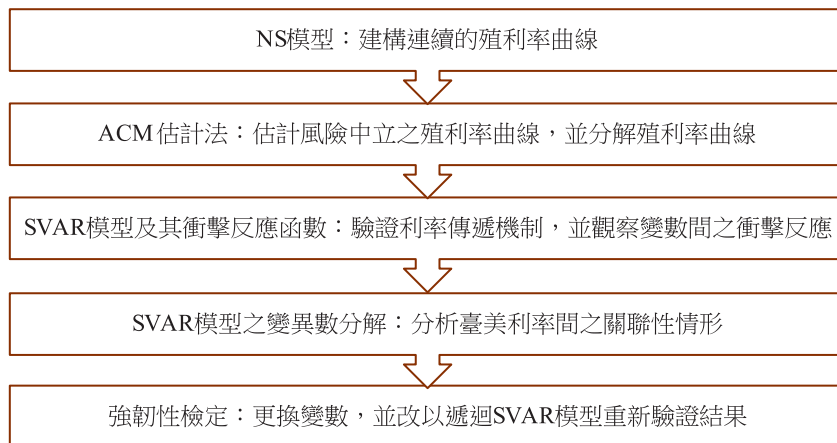
接著，央行之利率決策會先影響短期利率後，再將該效果傳遞至中長期利率，再藉

由貸款利率將政策效果影響至通膨、產出等最終目標，因此，本文將短期利率置於第五列，而將10年期公債殖利率置於第六列，貸款利率置於第七列。

再者，該政策效果會藉由貸款利率傳遞至國內景氣後，最後才影響至最終目標，如通貨膨脹。因此，將國內景氣置於第八列，最後則為核心通貨膨脹率，藉由觀察係數是否顯著，以判斷最終政策效果存在與否。

最後，本文將最終目標之核心通貨膨脹率改採用資產價格取代，而以對數之股價指數做差分作為代理變數，另外改用遞迴SVAR模型進行估計，並與上述SVAR模型結果做比較，作為強韌性檢定。本文之實證步驟如圖5所示：

圖5 實證步驟



肆、資料與變數說明以及實證結果

一、資料與變數說明

本文擷取2003年1月至2017年5月之2年至30年臺灣公債殖利率的月資料^{註17}，利用NS模型建構出連續殖利率曲線後，再透過ACM估計法，將殖利率曲線分解成預期利率與期限貼水兩個部分，分析臺灣殖利率曲線。接著，藉由SVAR模型納入全球風險趨避、美國短期利率、美國長期利率、政策利

率^{註18}、臺灣短期利率、臺灣長期利率、貸款利率、國內景氣、核心通貨膨脹率，共9個變數。

前述變數採用之代理變數見表1。各變數在進行SVAR模型配適前，除全球恐慌指數符合定態之外，其餘均需要進行差分，以確保定態。

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>y2_us</i> | 美國短期利率 | 美國2年期公債殖利率 | Bloomberg |
| <i>y10_us</i> | 美國長期利率 | 美國10年期公債殖利率 | Bloomberg |
| <i>ON</i> | 政策利率 | 隔夜拆款利率 | 中央銀行 |
| <i>y2_tw</i> | 臺灣短期利率 | 臺灣2年期公債殖利率 | 證券櫃檯買賣中心 |
| <i>y10_tw</i> | 臺灣長期利率 | 臺灣10年期公債殖利率 | 證券櫃檯買賣中心 |
| <i>loan_rate</i> | 貸款利率 | 基準放款利率 | 中央銀行 |
| <i>index</i> | 國內景氣 | 對數之季調後工業生產指數 | 經濟部統計處 |
| <i>core_CPI</i> | 核心通貨膨脹率 | 核心物價年增率 ^{註19} | 行政院主計總處 |

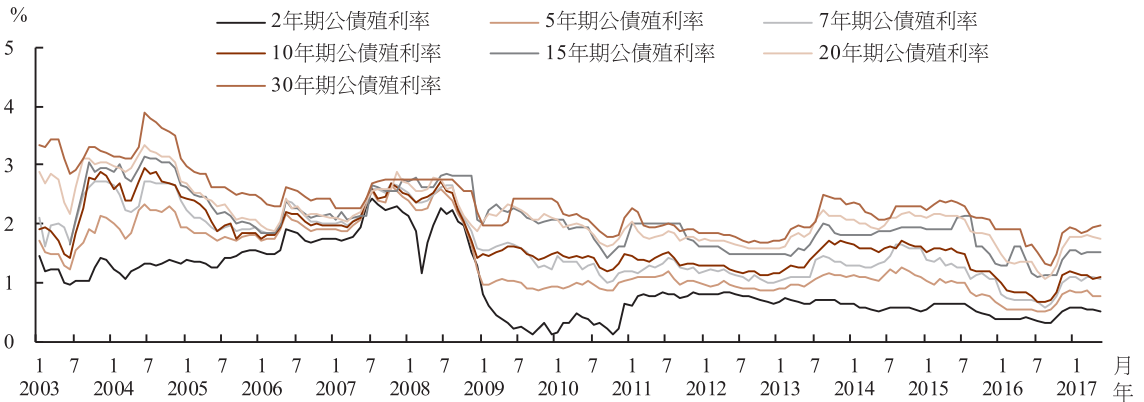
二、實證結果

(一) NS模型之結果

從圖6與圖7發現，NS模型所適配出的殖利率與實際殖利率非常接近，可見NS模型之配適誤差低^{註20}，故有正當理由選擇以該模型作為建構連續殖利率曲線之方法。此外，

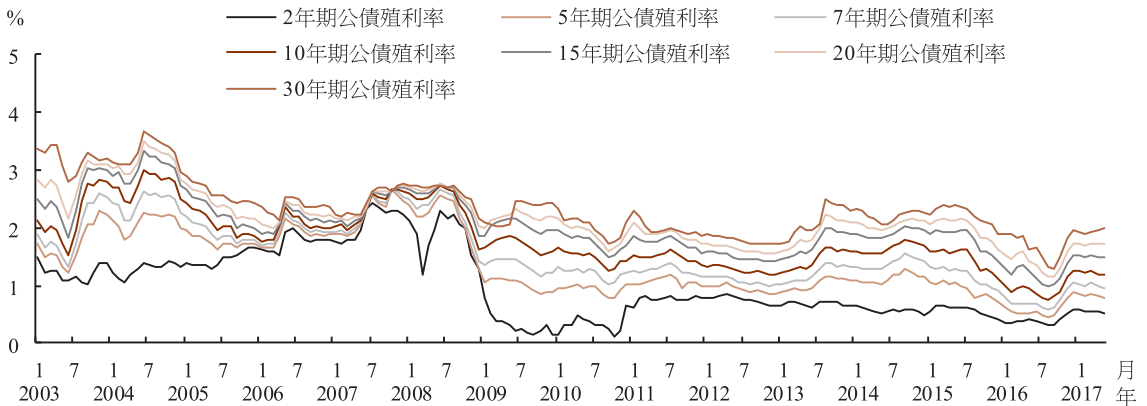
臺灣未有短天期公債(如1個月、3個月等)之交易資料，因此，在給定適當的到期日下，可藉由NS模型估計出隱含的契約資訊，於此，本文主要建構出臺灣之1個月至30年的連續殖利率曲線，以利後續採用ACM估計法。

圖6 實際殖利率走勢圖



資料來源：證券櫃檯買賣中心。

圖7 NS模型配適之殖利率走勢圖



資料來源：證券櫃檯買賣中心、作者計算。

(二) ACM估計法之結果

1. 仿射殖利率曲線

觀察圖8，每張圖的最底線係風險中立之殖利率曲線(即風險價格 λ_0 與 λ_1 為0)，表示在沒有任何風險補償^{註21}下，殖利率曲線的走勢型態。再者，風險中立殖利率曲線與NS或仿射殖利率曲線存在大幅差距，即風險補償，惟因全球低利率環境，該差距有縮小趨勢。另外，可以發現ACM估計法配適的仿射

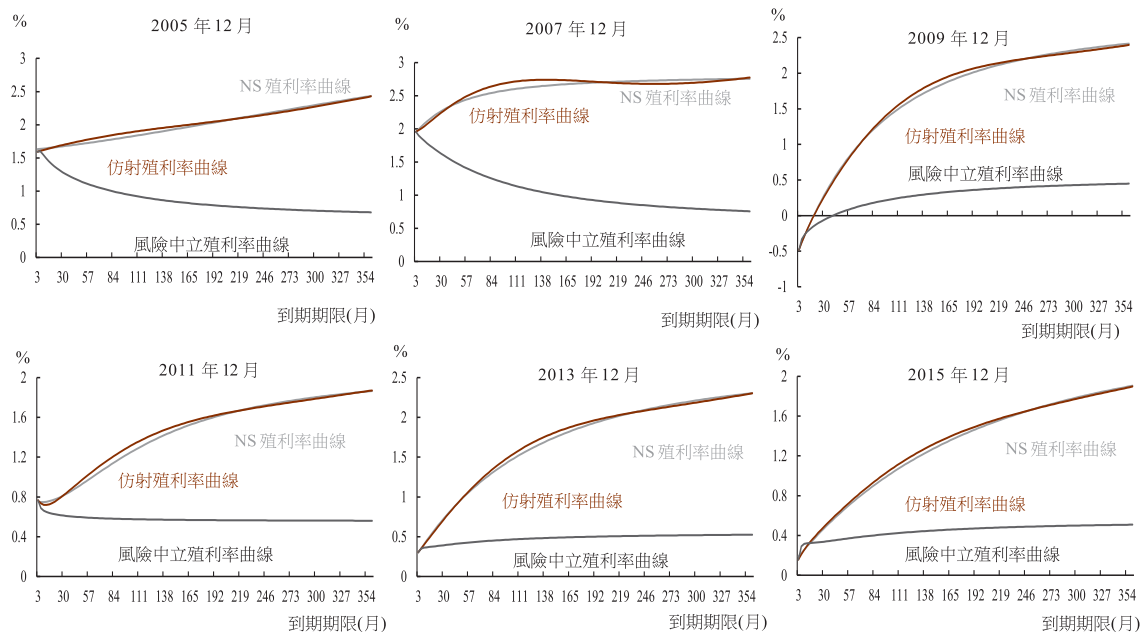
殖利率曲線與NS模型配適的殖利率曲線相當接近^{註22}，表示ACM估計法配適的仿射殖利率曲線係合適的。

此外，Rudebusch et al. (2007)指出，相較於風險中立曲線，殖利率曲線之斜率可代表貨幣政策之現況，舉例來說，在景氣繁榮下，央行為抑制景氣過熱，會採行緊縮的貨幣政策，此時，短期利率將上升，長期利率反應較慢，則殖利率曲線趨於平坦，或斜率

有縮小情形(如圖8之2005年底、2007年底、2011年底)；反之，在景氣疲弱下，央行為刺激景氣，會採行寬鬆的貨幣政策，此時，

短期利率將下降，長期利率反應較慢，則殖利率曲線將呈現正斜率，或斜率有增加情形(如圖8之2009年底、2015年底)。

圖8 NS與仿射殖利率曲線以及風險中立殖利率曲線



註 1：NS殖利率曲線為Nelson-Siegel模型配適之殖利率曲線。

註 2：2005年四度升息，12月NS殖利率曲線卻仍呈正斜率。事實上，2005年3、6、9月之2年期公債殖利率分別約為1.34%、1.27%、1.44%，而30年期公債殖利率則分別約為2.84%、2.62%、2.49%，2005年殖利率曲線斜率有縮小趨勢。

另外，Wright (2008)提及「通膨不確定性隱含投資者對正的期限貼水之要求，此得以解釋殖利率曲線為何為正斜率。倘若消除通膨不確定性，將導致殖利率曲線變平坦」，因此，風險中立殖利率曲線理論上應為平坦狀，惟圖8結果顯示之風險中立殖利率曲線或呈負斜率，或呈正斜率，或呈平坦狀，此可能係因緊縮或寬鬆的貨幣政策所致^{註23}。

2. 期限貼水與預期利率

根據圖9結果可知，臺灣公債殖利率之

走勢可歸因於期限貼水的影響效果，惟2年期殖利率曲線反而係受預期利率的影響較大，此可能係因政策利率通常影響短期利率，而市場會預期政策利率走勢，因而導致2年期公債殖利率主要受預期利率之影響，而非期限貼水。

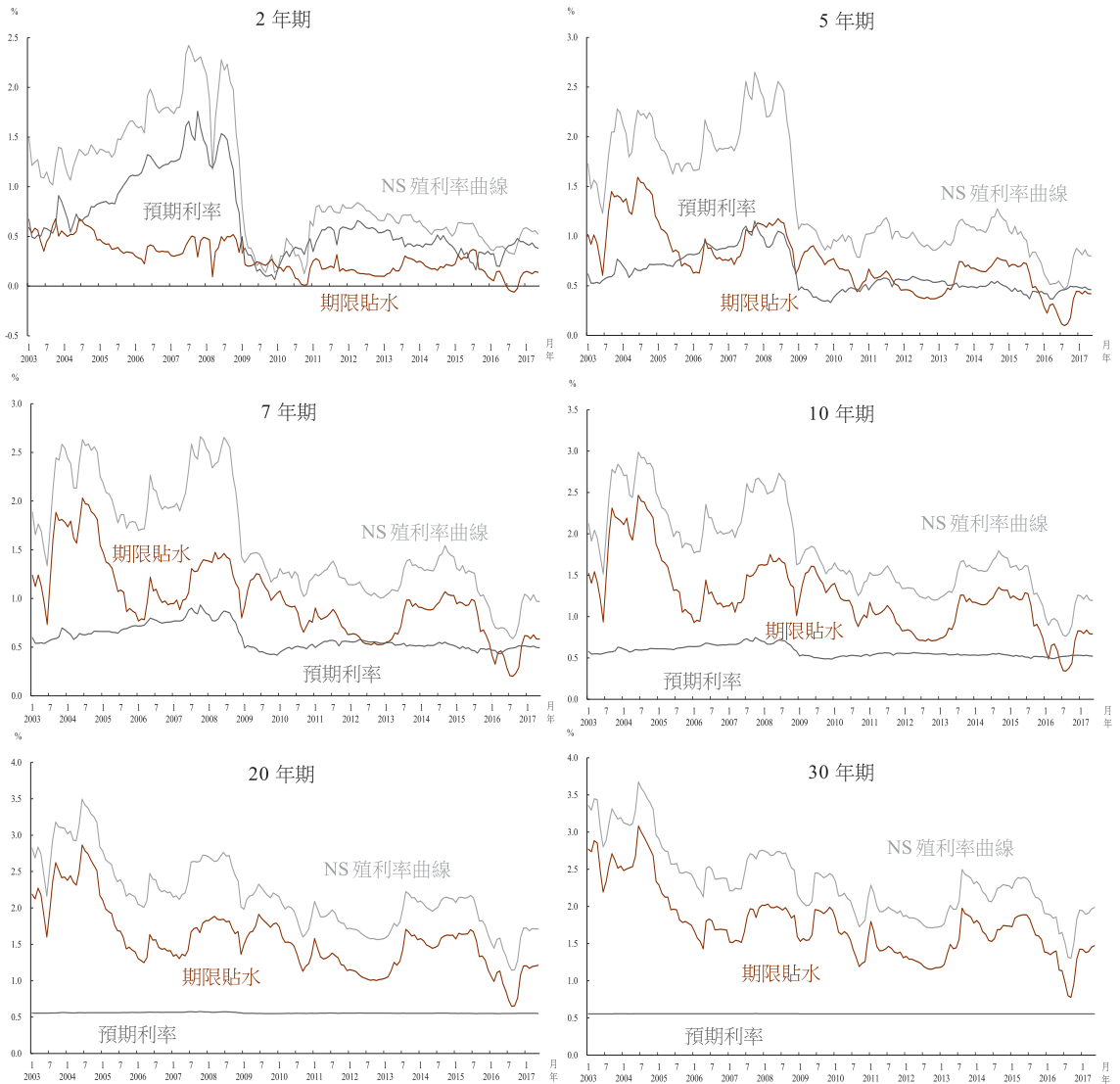
近期，其他年期公債殖利率下跌係因期限貼水下降的緣故，主要係受全球低利率環境所致，加以近期全球油價大幅降低，致通膨下降、期限貼水減少，進而導致利率下

跌。惟於2016年下半年起受國際政治不確定性以及全球景氣疲弱等因素影響，造成期限貼水走升，以致殖利率上揚。

此外，較長天期(如10年期、20年期及30年期)之殖利率的預期利率趨於穩定，係因其不似預期的短期利率容易受短期因素

而波動。在通膨穩定之前提下，本文估計市場對未來長期利率之預測約為0.5%~0.6%左右。另外，長期期限貼水通常隱含著通膨預期的資訊，近年來，期限貼水約於1.0%~1.6%左右波動，意味著未來通膨仍將維持低水準且穩定。

圖9 殖利率曲線、期限貼水與預期利率走勢圖



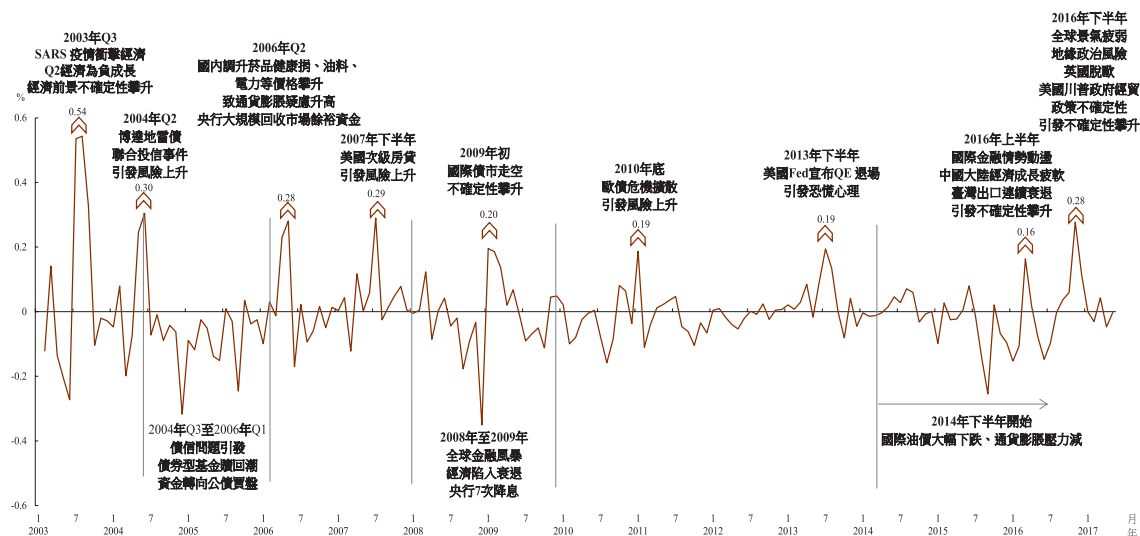
多數文獻(Hamilton and Kim (2002)、Favero et al. (2005)、Wright (2006))發現期限貼水下降通常係較低的經濟成長所致。而根據圖10結果發現，當期限貼水大幅提高時，投資人對於未來經濟景氣與通膨之不確定性提高，因此，投資人將額外增加對資產要求之補償或貼水，此即隱含(1)經濟景氣不確定性攀升，下行風險可能提高；(2)通膨疑慮上升，如同Bernanke (2013)所述。

圖10顯示，期限貼水變動量於2003年7、8月大幅攀升，係因2003年第2季經濟受SARS疫情影響呈負成長，市場對經濟前景不確定疑慮攀升，惟疫情很快受到控制，第3季經濟轉為正成長，期限貼水變動量亦自9月下月下滑。再者，美國次級房貸、全球金融危

機與歐債危機等事件發生後，引發投資人對未來經濟景氣不確定性提高，致期限貼水變動量大幅增加，而後因經濟步入衰退，致期限貼水變動量大幅減少。

於2013年下半年，該變動量攀升，此可能與美國聯準會(Fed)宣布緊縮政策而造成之恐慌有關(taper tantrum)。近期，期限貼水變動量下降幅度明顯且維持低檔可能係因國際油價大幅下跌所致，惟至2016年3月期限貼水受到全球經濟金融情勢動盪與中國大陸經濟成長疲軟，連帶影響國內經濟成長前景不佳而再度攀升。於2016年下半年受全球景氣疲弱、英國脫歐、美國川普政府經濟政策不確定性等國際重大事件影響，造成全球不確定性疑慮增加，進而導致期限貼水大幅走升。

圖10 長期期限貼水變動量(以10年期為例)



(三) SVAR模型之結果

1. A_0 矩陣元素之結果

在最大落後期數為7至10期下，HQ準則均選擇最適落後期數為2期^{註24}。根據表2之結果顯示， a_{21} 為顯著的負值，表示全球風險趨避程度增強，會造成當期的美國短期利率下降，隱含著美國利率決策會受到全球風險

趨避之影響。

此外，全球風險趨避亦會當期影響國內利率決策與國內景氣(a_{41} 、 a_{81} 顯著為負)，可能係因全球化趨勢，使各國間經濟金融之連結性更為緊密，致國內景氣容易受國際經濟金融情勢影響，進而影響國內利率決策。

表2 當期相關影響係數估計值

| | | | | | | | | |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|---|
| 1 | | | | | | | | |
| -0.0063 (0.0032)** | 1 | | | | | | | |
| 0.0021 (0.0024) | 0.9030 (0.0586)*** | 1 | | | | | | |
| -0.0039 (0.0012)*** | 0.0514 (0.0462) | -0.0425 (0.0390) | 1 | | | | | |
| -0.0011 (0.0017) | 0.1638 (0.0619)*** | 0.0912 (0.0523)* | 0.2022 (0.1024)** | 1 | | | | |
| -0.0004 (0.0018) | -0.0514 (0.0649) | 0.2553 (0.0543)*** | -0.0491 (0.1066) | 0.2104 (0.0789)*** | 1 | | | |
| -5.38E-05 (0.0009) | -0.0373 (0.0338) | -0.0549 (0.0300)* | 0.0121 (0.0554) | -0.0056 (0.0418) | 0.8120 (0.0398)** | 1 | | |
| -0.0013 (0.0004)*** | -0.0304 (0.0139)** | 0.0270 (0.0118)** | 0 | 0 | 0 | 0.0609 (0.0320)* | 1 | |
| -5.72E-05 (0.0002) | -0.0075 (0.0066) | 0.0042 (0.0056) | 0 | 0 | 0 | 0 | 0.0459 (0.0356) | 1 |

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

再者，美國短期利率除了與美國長期利率呈正向關係外，亦會正向地影響臺灣短期利率。至於美國長期利率則會當期影響國內利率變數與國內景氣(a_{53} 、 a_{63} 、 a_{83} 顯著為正)。基於此結果，臺灣與美國的利率走勢應存在某種程度之關聯性。

而SEACEN (2015)指出，對SEACEN會

員國而言，其債券殖利率對美國利率與全球風險胃納改變係相當敏感的，此一論述與上述結果一致。

由於 a_{54} 、 a_{65} 、 a_{76} 均達統計顯著性，表示政策效果能有效地傳遞至當期的短期、長期利率中，而長期利率可將該效果傳遞至貸款利率。此一結果表示倘若目前景氣過熱，

為抑制通膨，央行會採取升息政策，此舉將同時帶動短期利率與長期利率上升，而銀行為提升其獲利能力及配合政府政策，亦會調升其貸款利率。

接著， a_{87} 雖達統計顯著性，惟係數為正值，而 a_{98} 則不顯著，表示當期的抑制景氣過熱與通膨之政策無法達到顯著的效果。由於 a_{81} 顯著為負值，而 a_{83} 顯著為正值，表示當全球風險趨避下降，美國經濟基本面較佳，可能意謂著全球景氣活絡，國際金融情勢較為穩妥，國際需求增加連帶提升國內景氣所致，加以貨幣政策效果具有延遲性，以致當期政策效果不顯著。

根據上述結果發現在當期下，利率傳遞機制雖能有效運作，惟僅能將政策效果傳遞至貸款利率中，無法對當期之國內景氣與通膨具顯著地影響，因為當期國內景氣受國際因素影響，其力道較為強勁，加以貨幣政策具延遲性所致。

2. 衝擊反應函數之結果^{註25}

觀察圖11-1、圖11-2與圖11-3發現，全球風險趨避之衝擊對美國短期利率與長期利率、國內利率變數以及國內景氣之落後期均為負向影響，而美國短期利率之衝擊除了美國長期利率有顯著正向影響外，對臺灣長、短利率亦為正向影響。

圖11-1 衝擊反應函數之全球風險趨避衝擊

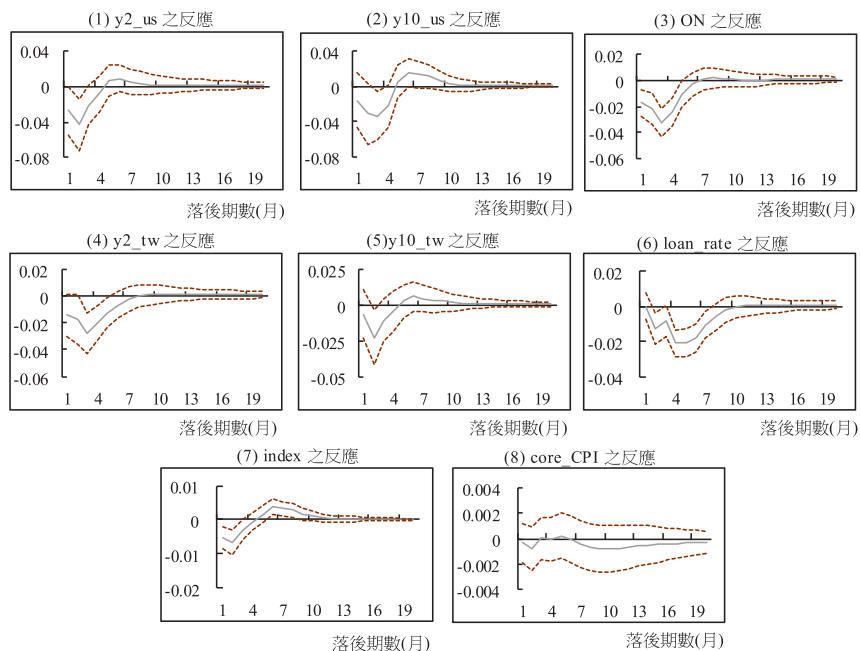
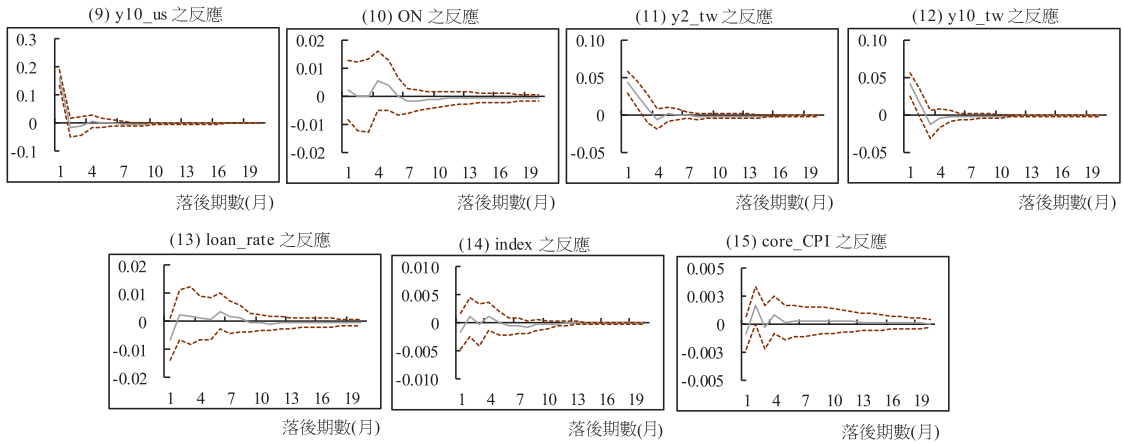


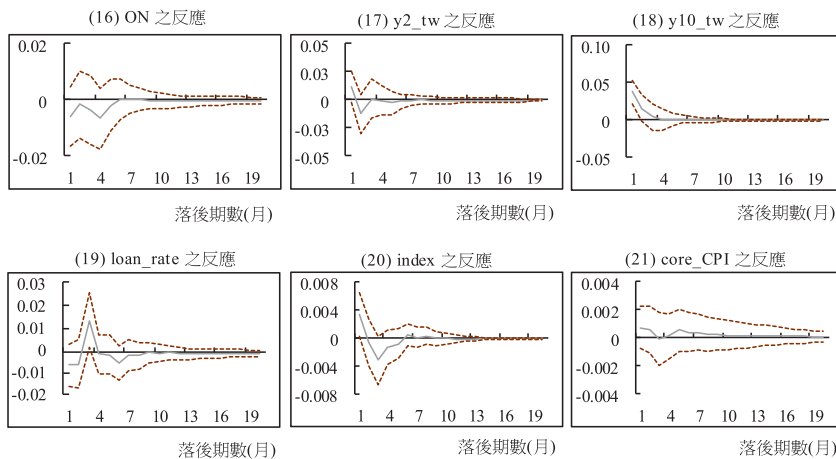
圖11-2 衝擊反應函數之美國短期利率衝擊



接著，觀察圖11-3發現，美國長期利率對臺灣長期利率、貸款利率以及國內景氣之落後期呈顯著地正向影響，可見美國之經濟基本面對於臺灣長期利率、貸款利率與國內景氣具有影響力。

上述結果顯示全球風險趨避會負向地影響落後期之政策利率與利率變數以及國內景氣，而臺灣利率變數在某種程度上會受到美國短期與長期利率之影響，此與SVAR模型之當期結果、SECEN (2015)一致。

圖11-3 衝擊反應函數之美國長期利率衝擊



再者，政策利率衝擊對短期利率的直接影響於落後2期為顯著地正向影響，而於落後2至4期對貸款利率為顯著地正向影響。另外，政策利率衝擊對國內景氣於落後4至6期

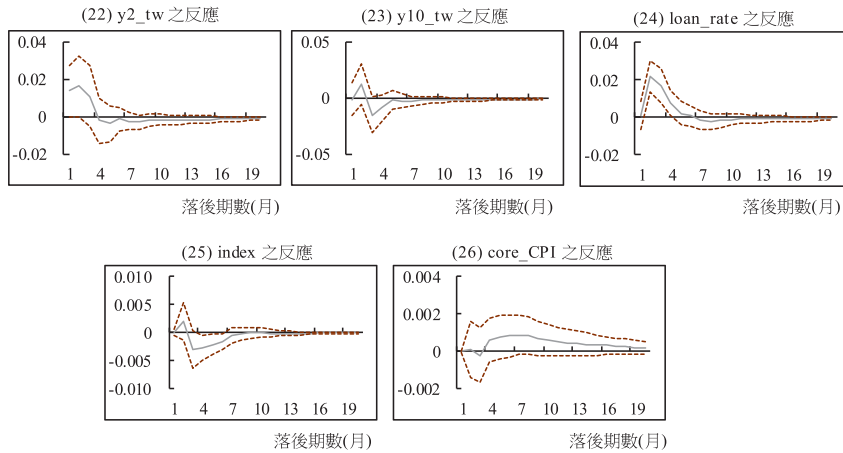
呈顯著地負向影響，惟對核心通貨膨脹率落後期之直接影響仍不顯著。(見圖11-4)

雖然藉由利率傳遞機制，當期之政策利率效果僅能夠影響至貸款利率，惟因總體變

數反應較為緩慢，需俟落後4至5期後，政策的直接效果方可顯現出來，此即貨幣政策效

果的時間延遲性，此與Bernanke and Mihov (1998)及王泓仁 (2005)一致。

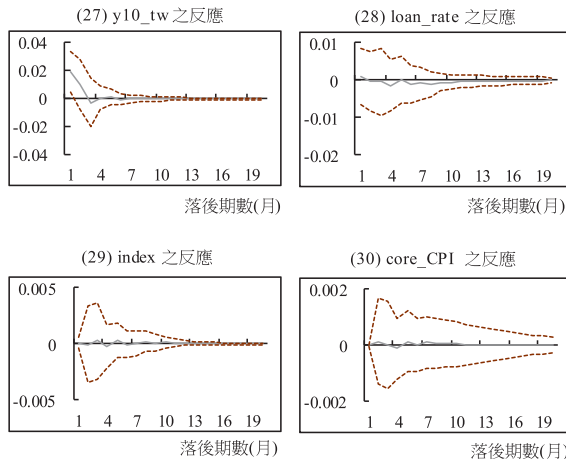
圖11-4 衝擊反應函數之政策利率衝擊



而臺灣短期利率衝擊僅對臺灣長期利率之落後期具顯著地正向影響。而對貸款利

率、國內景氣與核心通貨膨脹率之落後期的直接影響均未達統計顯著性(見圖11-5)。

圖11-5 衝擊反應函數之臺灣短期利率衝擊



從圖11-6與圖11-7發現，無論長期利率還是貸款利率對落後期之核心通貨膨脹率的直接影響均未達統計顯著性。惟對國內景氣則均分別於落後7期與落後3、5、7期呈顯著

地負向影響。該結果指出當長期利率或貸款利率增加時，能抑制景氣過熱的現象，可能係因借貸資金成本增加，造成放款與投資受到限制所致。

圖11-6 衝擊反應函數之臺灣長期利率衝擊

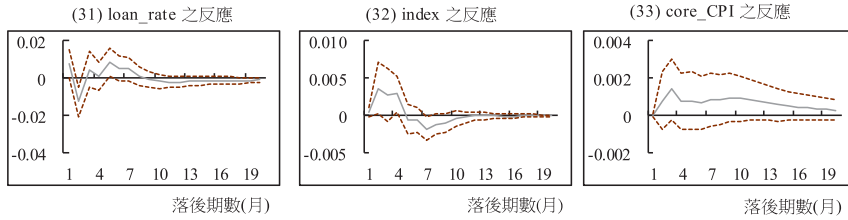


圖11-7 衝擊反應函數之貸款利率衝擊

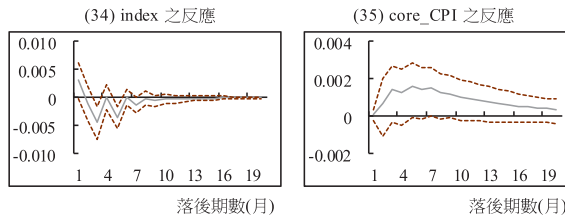
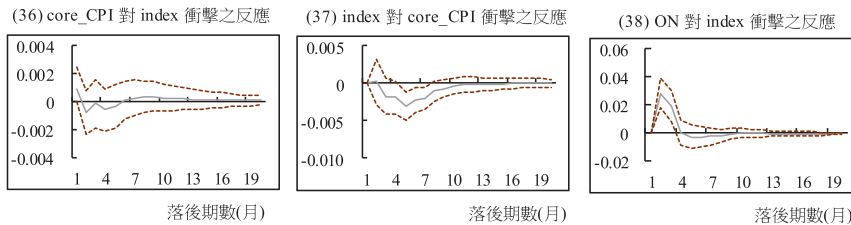


圖11-8 其他衝擊反應函數



由圖11-8發現，國內景氣對核心通貨膨脹率之落後1期呈顯著地正向影響，亦即當國內景氣活絡時，會帶動核心通貨膨脹率增加；再者，核心通貨膨脹率之衝擊對國內景氣之落後5至7期呈顯著地負向影響，可知，核心通貨膨脹率持續上升對經濟景氣存在不利的影響。

另外，政策利率對國內景氣之落後期存在顯著的正向反應，即當發生景氣過熱時，央行將採行升息政策以因應。該結果與泰勒法則主張「央行之利率決策主要參考產出、

物價等總體變數」一致。

3. 變異數分解之結果

本節欲研析臺美利率關聯性之情形，而將樣本分為全球金融危機前與全球金融危機後。本文所謂關聯性之高低係以美國長、短期利率對臺灣長、短期利率之變異的解釋能力做定義，倘若其解釋能力減弱，即關聯性降低，惟降低程度則視其解釋能力相對於整體結果而有所不同。

根據表3結果顯示，美國短期利率在全球金融危機前對於臺灣短期利率之變異具有

一定程度的解釋能力，約23.41%~27.06%，而全球風險趨避與美國長期利率之解釋能力較小，分別約為0%~8.06%與1.55%~5.26%。

然而，於全球金融危機後，該情況發生轉變，美國短期利率對於臺灣短期利率變異的解釋能力大幅縮減至3.86%~12.60%，而美國長期利率的解釋能力亦呈下降情形，反而係全球風險趨避對臺灣短期利率之解釋能力則提升至5.79%~14.54%。

該現象亦發生在臺灣長期利率上，全球金融危機前，美國短期利率對臺灣長期利率變異之解釋能力相當強，為20.71%~27.30%，其解釋能力為樣本變數中次大者，惟於全球金融危機後，該解釋能力削減約2/3，僅剩5.99%~7.14%，反而係全球風險趨避對臺灣長期利率變異之解釋能力倍數成長，為9.60%~13.01%。(見表4)

表3 臺灣短期利率之變異數分解

(a)全球金融危機前(2003/1~2008/8)

| 期間(月) | 全球 風險趨避 衝擊 | 美國 短期利率 衝擊 | 美國 長期利率 衝擊 | 政策 利率 衝擊 | 臺灣 短期利率 衝擊 | 臺灣 長期利率 衝擊 | 貸款 利率 衝擊 | 國內 景氣 衝擊 | 核心 通膨率 衝擊 |
|-------|------------------|------------------|------------------|----------------|------------------|------------------|----------------|----------------|-----------------|
| 1 | 0 | 27.06 | 1.55 | 0.60 | 70.79 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 4 | 7.91 | 24.05 | 5.26 | 3.83 | 47.26 | 3.13 | 2.63 | 1.14 | 4.79 |
| 8 | 8.05 | 23.55 | 5.26 | 4.67 | 46.34 | 3.38 | 2.59 | 1.32 | 4.84 |
| 12 | 8.05 | 23.49 | 5.26 | 4.66 | 46.20 | 3.38 | 2.60 | 1.35 | 5.01 |
| 16 | 8.06 | 23.44 | 5.26 | 4.67 | 46.12 | 3.37 | 2.59 | 1.37 | 5.12 |
| 20 | 8.06 | 23.41 | 5.26 | 4.68 | 46.06 | 3.36 | 2.59 | 1.38 | 5.20 |

(b)全球金融危機後(2008/9~2017/5)

| 期間(月) | 全球 風險趨避 衝擊 | 美國 短期利率 衝擊 | 美國 長期利率 衝擊 | 政策 利率 衝擊 | 臺灣 短期利率 衝擊 | 臺灣 長期利率 衝擊 | 貸款 利率 衝擊 | 國內 景氣 衝擊 | 核心 通膨率 衝擊 |
|-------|------------------|------------------|------------------|----------------|------------------|------------------|----------------|----------------|-----------------|
| 1 | 5.79 | 3.86 | 1.97 | 5.94 | 82.44 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 4 | 14.54 | 11.93 | 2.68 | 6.57 | 53.82 | 4.23 | 2.93 | 2.57 | 0.73 |
| 8 | 13.44 | 12.27 | 4.19 | 6.06 | 47.07 | 5.97 | 3.14 | 2.43 | 5.43 |
| 12 | 13.12 | 12.41 | 4.88 | 5.95 | 44.64 | 5.78 | 2.98 | 2.69 | 7.55 |
| 16 | 13.03 | 12.56 | 4.95 | 5.90 | 44.11 | 5.74 | 2.96 | 2.76 | 7.99 |
| 20 | 13.01 | 12.60 | 4.98 | 5.88 | 43.98 | 5.74 | 2.95 | 2.77 | 8.09 |

表4 臺灣長期利率之變異數分解

(a)全球金融危機前(2003/1~2008/8)

| 期間(月) | 全球 風險趨避 衝擊 | 美國 短期利率 衝擊 | 美國 長期利率 衝擊 | 政策 利率 衝擊 | 臺灣 短期利率 衝擊 | 臺灣 長期利率 衝擊 | 貸款 利率 衝擊 | 國內 景氣 衝擊 | 核心 通膨率 衝擊 |
|-------|------------------|------------------|------------------|----------------|------------------|------------------|----------------|----------------|-----------------|
| 1 | 4.74 | 27.30 | 9.83 | 0.04 | 4.86 | 53.23 | 0 | 0 | 0 |
| 4 | 6.11 | 20.90 | 20.30 | 1.14 | 4.54 | 33.66 | 2.73 | 9.73 | 0.89 |
| 8 | 6.13 | 20.74 | 20.02 | 1.49 | 4.88 | 33.15 | 2.85 | 9.60 | 1.14 |
| 12 | 6.12 | 20.72 | 19.99 | 1.52 | 4.89 | 33.10 | 2.85 | 9.59 | 1.22 |
| 16 | 6.12 | 20.72 | 19.98 | 1.49 | 4.89 | 33.09 | 2.86 | 9.59 | 1.26 |
| 20 | 6.12 | 20.71 | 19.98 | 1.50 | 4.89 | 33.08 | 2.86 | 9.59 | 1.27 |

(b)全球金融危機後(2008/9~2017/5)

| 期間(月) | 全球 風險趨避 衝擊 | 美國 短期利率 衝擊 | 美國 長期利率 衝擊 | 政策 利率 衝擊 | 臺灣 短期利率 衝擊 | 臺灣 長期利率 衝擊 | 貸款 利率 衝擊 | 國內 景氣 衝擊 | 核心 通膨率 衝擊 |
|-------|------------------|------------------|------------------|----------------|------------------|------------------|----------------|----------------|-----------------|
| 1 | 9.60 | 7.14 | 23.46 | 1.01 | 4.68 | 54.11 | 0 | 0 | 0 |
| 4 | 13.01 | 5.99 | 19.07 | 2.64 | 5.27 | 49.31 | 1.06 | 0.60 | 3.05 |
| 8 | 12.78 | 6.45 | 19.26 | 2.90 | 4.87 | 45.01 | 1.28 | 1.36 | 6.09 |
| 12 | 12.62 | 6.77 | 19.13 | 2.87 | 4.86 | 44.43 | 1.28 | 1.54 | 6.50 |
| 16 | 12.60 | 6.80 | 19.11 | 2.87 | 4.85 | 44.29 | 1.28 | 1.55 | 6.65 |
| 20 | 12.59 | 6.82 | 19.10 | 2.87 | 4.85 | 44.25 | 1.28 | 1.56 | 6.68 |

而於全球金融危機後，美國長期利率對臺灣長期利率變異之解釋能力，於落後2期起呈減少情形，惟幅度相當小，可見美國經濟基本面對臺灣長期利率仍具有一定程度的影響力。

美國短期利率對臺灣長、短期利率之影響力顯著地減弱，此一結果可能係因在全球化之經濟浪潮下，各國間貿易往來頻繁，加以區域經濟整合之盛行，各國間的貿易、經濟與金融連結性提高，導致全球風險趨避驅動著臺灣國內近期利率之變動，加以近期美國Fed持續朝資產負債表正常化邁進而採緊縮貨幣政策，惟亞洲各國央行為刺激景氣而大多採寬鬆貨幣政策，由於貨幣政策有所分

歧，導致美國短期利率對臺灣長、短期利率變異之解釋力大幅削減。

此外，臺灣已不似以往僅與美國關係密切，反而與中國大陸的經貿往來更加頻繁，近期，與東協各國經貿往來亦有增加趨勢。雖然美國長期利率對臺灣長、短期利率之影響力均有所減少，惟其對臺灣長期利率而言，仍具相當程度之影響力，以致臺灣之長、短期利率除了受美國長期利率的影響外，近期亦較容易受到全球經濟金融情勢的影響。

當前全球經濟成長疲弱，各國貨幣政策分歧，導致匯率波動、國際熱錢流竄，拉抬國際金融市場恐慌情緒，加以國際重大事件頻傳，將導致未來金融市場風險不確定性提

高。由於全球風險趨避對國內經濟情況與金融穩定的影響比重攀升，因此，除了關注美國市場動向外，掌握國際經濟脈動亦更顯重要。(見圖12)

圖12 全球恐慌指數(VIX)註26

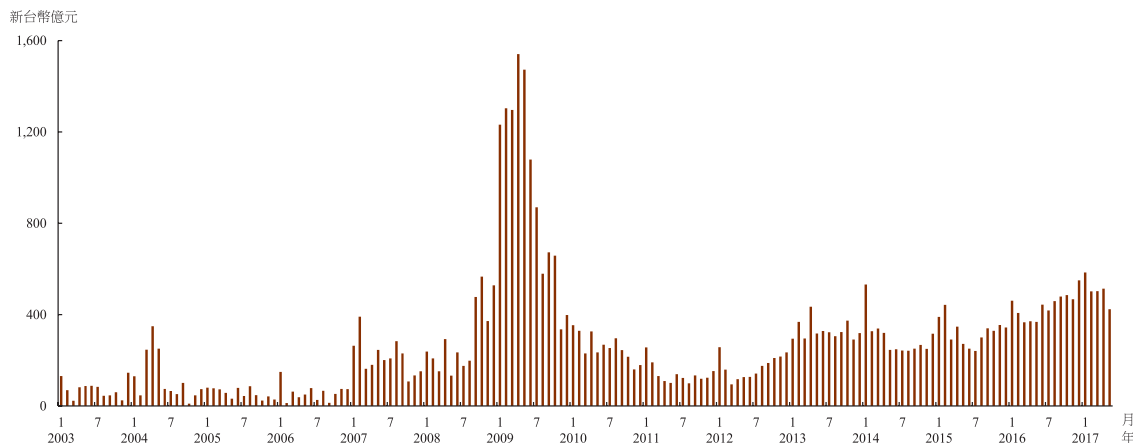


資料來源：CBOE、2016/06/30央行理監事會後記者會參考資料。

特別的是，政策利率對臺灣短期利率變異之解釋能力，在全球金融危機後呈增加情形。例如，在全球金融危機前，落後1期的解釋能力僅0.60%，落後4期約為3.83%，而在全球金融危機後，反而落後1期增加為

5.94%，落後4期則攀升至6.57%，臺灣長期利率之情況亦是如此。該現象可能係因全球金融危機後，銀行體系準備部位普遍較全球金融危機前寬鬆所致。(見圖13)

圖13 超額準備水準值



資料來源：中央銀行。

舉例而言，若現在央行採降息政策，債券市場利率若沒有即時反應此一政策，利率仍處於較高水準，則市場上資金將流入債券市場，導致債券利率下滑，因此，市場資金持續寬鬆，有助於加速利率政策對長、短期利率之影響。

該結果指出全球金融危機後，政策利率對國內長、短期利率之解釋能力增加，尤以短期利率較為明顯。換句話說，政策利率的影響力增強，加以因市場上資金於全球金融危機後更加寬鬆，導致對國內長、短期利率之影響增加，以短期利率最為顯著。

此外，國內因子(長期利率、貸款利率、國內景氣以及核心通貨膨脹率)，於全球金融危機後，對於短期利率變異之解釋能力均小幅提升，惟比重不高。對於長期利率變異而言，長期利率(自身)與核心通膨率之解釋能力上升。該結果指出臺灣長、短期利率受國內因子之影響增加，以短期利率更為明顯。

長期利率通常隱含國內基本面(如景氣)的資訊，惟實證結果指出國內景氣對長期利率變異之解釋能力下降，可能係因於全球金融危機後，美國等先進國家採行量化寬鬆政策，國際間經濟金融情勢較為動盪，加以經濟秩序尚未建立，風險趨避成為此期間主導利率變動之主因，致其他國內基本面因素之影響力轉弱。

如同文獻之發現，Nier (2014)發現於承

受經濟壓力期間，全球風險趨避將成為資本流動的主要驅動因子，而國內經濟基礎逐漸喪失重要性。Guajardo, J. et al. (2015)指出全球風險趨避將驅動利率改變，惟其影響力在短期利率上較為明顯。

總括而言，全球金融危機前、後，臺灣長、短期利率與美國長、短期利率間存在關聯性降低之現象，惟程度不同。

就短期利率而言，存在明顯的關聯性降低情形，主要係因美國短期利率對臺灣短期利率變異之解釋能力驟減，而美國長期利率對臺灣短期利率之影響力亦呈下降情形，加以政策利率之影響增強且能快速產生效果，復以國內因子之解釋能力上升所致。

而在長期利率上，美國短期利率與臺灣長期利率間之關聯性倍數削減；然而，美國長期利率對臺灣長期利率間之關聯性雖有降低情形，惟下降幅度小，表示其仍具有一定程度之解釋能力；再者，政策利率雖能快速影響長期利率，惟比重仍低。

4. 強韌性檢定(robust test)

如方法論所述，本節將最終目標改以資產價格取代，而採以對數之股價指數取差分作為代理變數，再利用「遞迴SVAR模型」進行估計，最後與上述結果做比較。

表5指出，全球風險趨避主要影響國內總體變數，而美國長、短期利率則影響國內利率變數，如同先前SVAR模型之估計結果。同樣地，政策效果透過利率傳遞機制，

僅能順利傳至貸款利率，無法影響當期之國內景氣與資產價格，可能係因當期國內總體變數主要受到國際因素影響，加以貨幣政策

具有延遲性所致。整體而言，結果大抵與先前SVAR結果一致，顯示SVAR模型之結果具強韌性^{註27}。

表5 當期相關影響係數估計值(robust test)

| | | | | | | | | | |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|--------------------|---|--|
| 1 | | | | | | | | | |
| -0.0068 (0.0030)** | 1 | | | | | | | | |
| 0.0033 (0.0024) | 0.8824 (0.0598)*** | 1 | | | | | | | |
| -0.0034 (0.0012)*** | 0.0342 (0.0462) | -0.0305 (0.0392) | 1 | | | | | | |
| 1.88E-05 (0.0017) | 0.1497 (0.0619)** | 0.0898 (0.0526)* | 0.2497 (0.1026)** | 1 | | | | | |
| -0.0009 (0.0017) | -0.0239 (0.0642) | 0.2414 (0.0541)*** | -0.0603 (0.1065) | 0.1534 (0.0783)* | 1 | | | | |
| 0.0002 (0.0009) | -0.0092 (0.0330) | -0.0540 (0.0294)* | 0.0188 (0.0548) | -0.0078 (0.0407) | 0.0727 (0.0394)* | 1 | | | |
| -0.0011 (0.0004)*** | -0.0345 (0.0135)** | 0.0197 (0.0122) | 0.0389 (0.0225)* | 0.0129 (0.0167) | 0.0125 (0.0163) | 0.0441 (0.0314) | 1 | | |
| -0.0044 (0.0001)*** | -0.0127 (0.0225) | -0.0044 (0.0020) | -0.1243 (0.0370)*** | -0.0125 (0.0273) | 0.0791 (0.0267)*** | -0.0859 (0.0516)* | 0.2012 (0.1252) | 1 | |

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

伍、結 論

一、利用NS模型建構連續的殖利率曲線，以利後續殖利率曲線之分析，如拆解殖利率曲線等，其有助於了解殖利率背後的驅動因素等，可供利率決策參考。

二、以ACM估計法拆解殖利率曲線發現，期限貼水主要驅動著公債殖利率之變動情形，除2年期公債殖利率之外。再者，美國紐約聯邦準備銀行已採用ACM方法公布每日之10年期期限貼水估計量數

據，可見期限貼水之重要性。

三、根據SVAR模型驗證利率傳遞機制發現，在當期下，利率傳遞機制僅能將政策效果順利傳遞至貸款利率。當期之總合需求主要受到國際因素影響，對於政策效果之反應較弱，惟須俟約莫4至5個月後，政策效果方能發酵。藉由影響總合需求後，才能透過傳遞機制，將政策效果傳遞至核心通膨。

四、從變異數分解之實證結果發現，全球金融危機後，全球風險趨避對於臺灣長、短期利率變異之解釋能力增加，惟美國短期利率的解釋能力削減，而美國長期利率對臺灣長期利率仍具有相當程度之影響力，該結果表示全球風險趨避主導著近期利率的變動情形。此外，近年，

臺灣與中國大陸、東協各國經貿關係較密切，在區域經濟整合下，臺灣與美國間的貿易往來不如以往，因此，在全球各國連結性高的情況下，除了關注美國市場動態外，國際經濟脈動對臺灣之影響亦愈發重要。

附 註

- (註1) 見方法論。Bernanke於2013年發表演講稿說明，可將10年期公債殖利率拆解為通膨預期、預期未來短期實質利率、期限貼水，共3個部分，惟臺灣無法利用此法將長期利率拆解。現可透過仿射模型將臺灣殖利率曲線拆解出期限貼水。
- (註2) 市場上對隔夜拆款利率、商業本票交易利率等，預期未來特定到期日下的利率。
- (註3) 仿射模型配適的殖利率與風險中立下的殖利率間的差距，即風險補償。
- (註4) 文獻以三位作者姓名的第一個英文字母，將Adrian et al. (2013)提出之方法稱為ACM估計法。
- (註5) 建構連續的殖利率曲線，除了採用Nelson–Siegel模型外，亦可使用Nelson–Siegel–Svensson模型。此二者為文獻上最常採用的模型，一旦我們能建構出任何時點的殖利率，便得以評估出任何到期日的債券價格與持有債券之超額報酬。本文亦利用Nelson–Siegel–Svensson模型建構連續的殖利率曲線，惟結果誤差較大，因而採用Nelson–Siegel模型。
- (註6) 從業者觀點：Bernanke (2006)提及如果支出係依賴長期利率，則降低長、短期利差的因子，將會促進總需求，因此，當期限貼水下降，勢必有較高的短期利率，長期利率則較平穩，有助於充分就業與穩定物價。
- (註7) DL方法：Diebold and Li (2006)提出，利用NS模型配適之殖利率曲線，定義出3個潛在因子：利率水準 β_1 、斜率 β_2 、曲度 β_3 。而LS方法：Litterman and Scheinkman (1991)提出，其採用主成分分析(PCA)，擷取出3個互相不具有相關性的主成分。
- (註8) 7個新興國家：埃及、格魯吉亞、印尼、馬來西亞、摩洛哥、南非與土耳其。6個低所得國家：迦納、肯亞、奈及利亞、盧旺達、坦桑尼亞與烏干達。3個先進國家：捷克、以色列與瑞典。
- (註9) 較佳型態(well-behaved shape)：正斜率或正斜率帶駝峰型。
- (註10) 當到期日趨近於無限大時， β_0 會趨近長期利率水準值。
- (註11) $\hat{\beta}_1$ 與 $\hat{\beta}_2$ 均為負值，則殖利率曲線為正斜率，即景氣樂觀； $\hat{\beta}_1$ 與 $\hat{\beta}_2$ 均為正值，表示殖利率曲線為負斜率，即景氣悲觀；若 $\hat{\beta}_1$ 為負值，而 $\hat{\beta}_2$ 為正值時，表示殖利率曲線為正斜率帶駝峰型；若 $\hat{\beta}_1$ 為正值，而 $\hat{\beta}_2$ 為負值時，代表殖利率曲線為負斜率帶凹谷型。
- (註12) 計算債券價格時係從n期折現至當期，輔以仿射之定義，n期對應著平面(V_2-V_1, V_3-V_1)，而當期對應著平面(V_2, V_3)，經過折現(V_1)可得債券價格，故債券價格函數具有仿射結構。
- (註13) 由Rudebusch et al. (2007)提出。

- (註14) 此即期望值的對數與對數的期望值之間的關係為 $\ln E(x) = E[\ln(x)] + 1/2 * \text{var}[\ln(x)]$ 。
- (註15) 係指考慮債券凸性下，利率下跌使債券價格上漲的幅度高於利率上漲使債券價格下跌的幅度。
- (註16) Adrian et al. (2013)選取5個主成分，惟其使用Nelson-Siegel-Svensson模型建構殖利率曲線，而Blake et al. (2015)選取4個主成分作為結果，因為選取4個或5個主成分，二者結果差異不大。本文擷取4個主成分係根據 R^2 結果，在擷取3個主成分下， R^2 為0.8812；在擷取4個主成分下， R^2 為0.9945；在擷取5個主成分下， R^2 為0.9997，因此，取4個主成分。
- (註17) 有鑑於公債主要交易商制度於2003年開始實施，故樣本期間始於2003年。
- (註18) 拆款利率的變動對其他市場利率的影響相對較快，加以央行對拆款市場資金的供需調控能力強，有學者將拆款利率定位為政策利率，與重貼現率的角色相同。
- (註19) 本文以6年為區間，將核心物價指數做移動平均以平滑化(smoothing)，再計算年增率。
- (註20) 以平均平方誤差(MSE)計算模型配適誤差，結果指出各年期(2、5、7、10、20、30)之MSE分別為0.0001、0.0023、0.0070、0.0062、0.0135、0.0058、0.0023。誤差均很小。
- (註21) 在本文中，風險補償即期限貼水，因本文假設期限貼水是唯一的風險補償來源。見方法論。
- (註22) 以平均平方誤差(MSE)計算模型配適誤差，結果指出各年期(2、5、7、10、20、30)之MSE分別為0.0012、0.0020、0.0041、0.0059、0.0017、0.0006、0.0004。誤差均很小。
- (註23) 2005年、2006年與2007年均四度升息，由於短期利率反應較快，長期利率反應較為緩慢，故2005年與2007年風險中立殖利率曲線呈負斜率。再者，除2009年1月與2月降息外，自2009年Q1至2010年Q2均維持不變，於2010年Q2至2011年Q2均升息半碼，因此，2009年12月風險中立殖利率曲線呈正斜率，而2011年12月則呈負斜率。接著，自2011年Q3至2015年Q2之利率政策均維持不變，故2013年12月風險中立殖利率曲線較為平坦。於2015年Q3至2016年Q1均採降息政策，致2015年12月風險中立殖利率曲線呈正斜率。
- (註24) 針對殘差做自我相關檢定(LM test)，結果指出接受虛無假設，即不具有自我相關。
- (註25) 在衝擊反應函數圖(圖11-1至圖11-8)中，其中，信賴區間看似隨著期數增加而縮小至0，係因採用analytic方法估計標準誤所致。
- (註26) VIX指數係由CBOE於2003年9月推出的新指數，係用所有不同履約價的指數選擇權來計算預期波動率。主要選取S&P100指數選擇權之最接近到期日的兩個月份的買權及賣權之所有序列，若到期日只剩8天時，則會改採用次近月與第2次近月的選擇權契約，以降低價格異常情形。其計算公式為 $\sigma^2 = \frac{2}{T} \sum_i \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{RT} Q(K_i) - \frac{1}{T} \left(\frac{F}{K_0} - 1 \right)^2$ ， $\sigma = VIX/100$ 。其中， T 為存續期間； F ：從選擇權價格推估之預期指數； K_i 第*i*個價外選擇權之履約價格，當 $K_i > F$ 時，選用買權，反之，選用賣權。 $\Delta K_i = \frac{K_{i+1} - K_{i-1}}{2}$ ； K_0 為低於預期指數F的第一個履約價格； R 為無風險利率； $Q(K_i)$ 係每個履約價格 K_i 之買賣價差的中點。(資料來源：臺灣期貨交易所)。
- (註27) 本文曾以樣本期間2003年1月至2016年4月進行估計，結果相當類似，顯示結果具強韌性。衝擊反應函數結果略。

參考文獻

中文文獻

- 林金龍 (2003), 「利率政策的傳遞機制及其對總體經濟金融影響效果之實證分析」, 《中央銀行季刊》, 第二十五卷第一期, 頁5-48。
- 吳懿娟 (2004), 「我國貨幣政策傳遞機制之實證分析」, 《中央銀行季刊》, 第二十六卷第四期, 頁33-68。
- 王泓仁 (2005), 「台幣匯率對我國經濟金融活動之影響」, 《中央銀行季刊》, 第二十七卷第一期, 頁13-46。
- 周建新、于鴻福、張千雲 (2003), 「利率期限結構估計模型之實證研究」, 《管理學報》, 第二十卷第四期, 頁775-804。
- 張志揚 (2014), 「臺灣地區通膨預期與總體變數動態關係之探討」, 《中央銀行季刊》, 第三十六卷第四期, 頁51-74。

英文文獻

- Adrian T., R. K. Crump and E. Moench (2013), “Pricing the Term Structure with Linear Regressions,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 110, No. 1, pp. 110–138.
- Ang A. and Piazzesi M. (2003), “A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 4, pp. 745–787.
- Bernanke B. S. (2006), “Reflections on the Yield Curve and Monetary Policy,” Board of Governors of the Federal Reserve System, March 20.
- Bernanke B. S. (2013), “Long-Term Interest Rate,” Speech, Federal Reserve Bank of San Francisco, California.
- Bernanke B. S. and I. Mihov (1998), “Measuring Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 3, pp. 869–902.
- Blake A. P., G. R. Rule and O. R. Rummel (2015), “Inflation Targeting and Term Premia Estimates for Latin America,” *Latin American Economic Review*, Vol. 24, No. 3, pp. 1–21.
- Bulif A. and J. Vlček (2015), “Monetary Transmission: Are Emerging Market and Low Income Countries Different?” IMF Working Paper, WP/15/239.
- Cochrane J. H. and M. Piazzesi (2008), “Decomposing the Yield Curve,” AFA 2010 Atlanta Meetings Paper.
- Favero C. A., I. Kaminska and U. Söderström (2005), “The Predictive Power of the Yield Spread: Further Evidence and a Structural Interpretation,” CEPR Discussion Paper, No. 4910.
- Gerlach P., P. Hordahl and R. Moessner (2011), “Inflation Expectations and the Great Recession,” Bank of International Settlements Quarterly Review, pp. 39–51.
- Guajardo J., R. Mano, S. J. Peiris, T. Komatsuzaki, B. Jones and the World Bank (2015), “Philippines: Selected Issues”, IMF Country Report No. 15/247.
- Hamilton J. D. and D. H. Kim (2002), “A Reexamination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 2, pp. 340–360.
- Kim J. and J. Lee (2013), “How Important are Inflation Expectations in Driving Asian Inflation?” BIS paper No. 70f.
- Lildholdt P., N. Panigirtzoglou and C. Peacock (2007), “An Affine Macro-Factor Model of the UK Yield Curve,” Bank of England Working Paper No. 322.
- Nelson C. R. and A. F. Siegel (1987), “Parsimonious Modeling of Yield Curves,” *Journal of Business*, Vol. 60, No. 4, pp. 473–489.

- Nier E, T. S. Sedik and T. Mondino (2014). “Gross Private Capital Flows to Emerging Markets: Can the Global Financial Cycle Be Tamed?” IMF Working Paper WP/14/196.
- Rudebusch G. D., B. P. Sack and E. T. Swanson (2007), “Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium,” Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 89, No. 4, pp. 241–269.
- Sahay R., V. B. Arora, A. V. Arvanitis, H. Faruqee, P. N'Diaye and T. M. Griffoli (2014), “Emerging Market Volatility: Lessons from the Taper Tantrum.” IMF Staff Discussion Note, SDN 14/09.
- SEACEN Governors’ Conference (2015), “Enhancing Economic Resilience Amid a Changing Global Environment,” Manila, Philippines, Background paper.
- Sonali J. C. and D. F. Unsal (2012), “The Effectiveness of Monetary Policy Transmission under Capital Inflows: Evidence from Asia,” IMF Working Paper, wp/12/265.
- Thornton (2012), “Greenspan’s Conundrum and Fed’s Ability to Affect Long-Term Yields,” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper, No. 2012–2036A.
- Wright J. H. (2006), “The Yield Curve and Predicting Recessions,” Federal Reserve Bank of New York Working paper.
- Wright J. H. (2008), “Term Premium and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset,” Federal Reserve Bank, Washington, D.C. Working paper.