

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)

**參加美國紐約聯邦準備銀行舉辦之
「美國經濟：解讀經濟指標」訓練課程**

服務機關：中央銀行

姓名職稱：賴翰群/辦事員

派赴國家：美國

出國期間：106年10月21日至10月28日

報告日期：107年1月

目錄

| | |
|--|----|
| 壹、 前言 | 1 |
| 貳、 FRBNY 淨輸出預測模型與台灣出口實證模型..... | 2 |
| 一、 FRBNY 貿易預測模型 | 2 |
| 二、 台灣出口實證模型..... | 5 |
| 參、 美國利率維持低水準的原因 | 13 |
| 一、 聯邦資金利率..... | 13 |
| 二、 ECB 貨幣政策對美國利率的影響..... | 15 |
| 肆、 CPI、PCE 及 UIG 物價指數的編製與應用 | 17 |
| 一、 CPI 及 PCE 物價指數的差異 | 17 |
| 二、 潛在通貨膨脹指標（Underlying Inflation Gauge, UIG） ... | 19 |
| 伍、 結論與建議 | 23 |
| 陸、 參考資料 | 25 |

壹、前言

「美國經濟：解讀經濟指標」訓練課程係由美國紐約聯邦準備銀行（Federal Reserve Bank of New York, FRBNY）每年循例舉辦課程之一。2017 年 10 月安排之課程計有 35 國中央銀行派員參加，講師則由紐約聯邦準備銀行、德意志銀行證券公司及大和證券等多位經濟學家及資深主管擔任。

本次研習重點在美國主要經濟指標之編製方法、公布時程與應用範圍，內容包括國內生產毛額、消費、投資、貿易、就業、物價、金融面等重要指標，透過檢視各指標的時間數列資料與景氣循環關係，剖析美國經濟發展現況，可使學員更深入了解美國各項經濟指標的應用及走勢，以及判斷國際經濟情勢的方法。

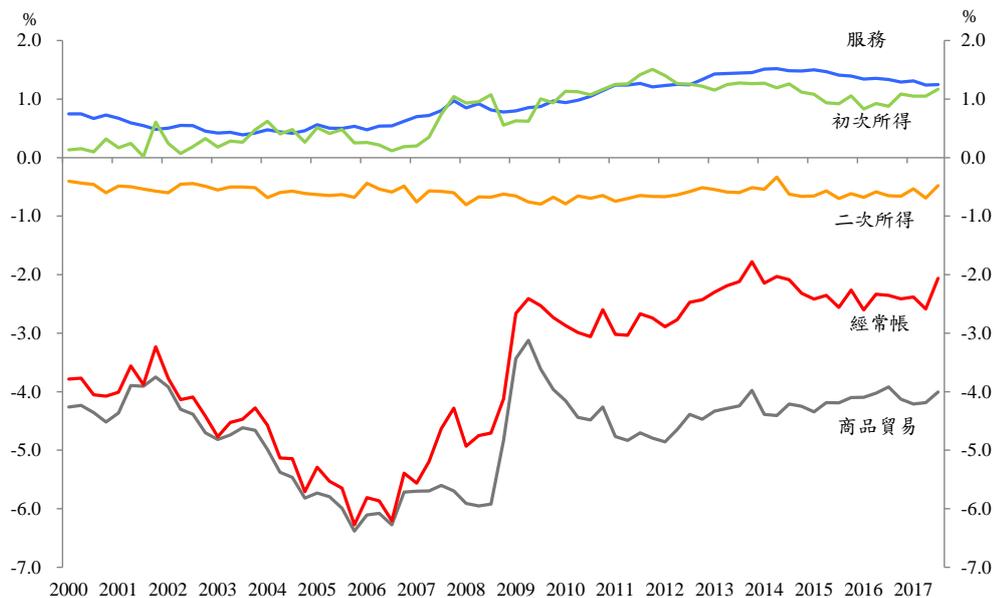
鑑於授課內容甚為廣泛，本文擬選擇與業務最為相關之經常帳與淨輸出、利率及物價部分撰擬報告。全文分為五章，第壹章為前言；第貳章介紹 FRBNY 淨輸出預測模型，鑑於商品貿易為我國經常帳順差的最主要來源，因此參考其模型設定，建立台灣商品出口的預測模型；第參章說明美國利率維持低水準的原因，主要著墨於 Fed 採行的前瞻指引貨幣政策工具——利率意向點陣圖，並探討歐洲央行（ECB）貨幣政策對美國的影響；第肆章簡介美國主要物價指數及其差異與現況，以及潛在通貨膨脹指標的編製方法與應用；最後為結論與建議。

貳、FRBNY 淨輸出預測模型與台灣出口實證模型

淨輸出的定義為商品及服務之輸出減去輸入 (X-M)，係構成 GDP 的組成份子之一 ($Y=C+I+G+X-M$)，自 1976 年以來美國淨輸出均呈逆差。

經常帳包括商品貿易、服務貿易、初次所得及二次所得四大項。美國的經常帳逆差相對名目 GDP 的比率在 2005 年第 4 季達到 6.3% 最高，主要來自鉅額商品貿易逆差，惟在全球金融海嘯後，民間部門淨儲蓄由負轉正，逆差顯著改善 (圖 1)；近年美國開採頁岩油，提升能源自給率，經常帳逆差隨石油商品貿易逆差縮小而降低，2017 年第 3 季經常帳逆差相對 GDP 之比率為 2.1%。

圖 1、美國經常帳相對名目 GDP 比率



資料來源：BEA

一、FRBNY 貿易預測模型

FRBNY 建立貿易模型的主要係為預測商品及服務淨輸出對 GDP 成長率的貢獻，其中輸出分為非農產品出口、農產品出口與服務輸出等分別估計；進口則分為非石油產品進口、石油進口與服務

輸入，以下為其使用之向量誤差修正模型（Vector Error Correction Model, VECM）：

$$\Delta(Y_t) = \tilde{\delta}_0 + \alpha\beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi\Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t; t = 1, \dots, T \quad (\text{式1})$$

其中， β 為共整合向量組成的矩陣，可以解釋長期均衡關係內變數之間的關係； α 為誤差修正項之調整係數。

採用向量誤差修正模型的優點在於：(1) 模型內的時間序列變數須為定態，可避免變數之間產生虛假迴歸（spurious regression）；(2) 使用差分後時間序列變數，消除模型可能存在的多重共線性（multicollinearity）；(3) 同時討論變數之間長短期因果關係，以及探討透過變數的短期動態調整，可否使其收斂至長期均衡。

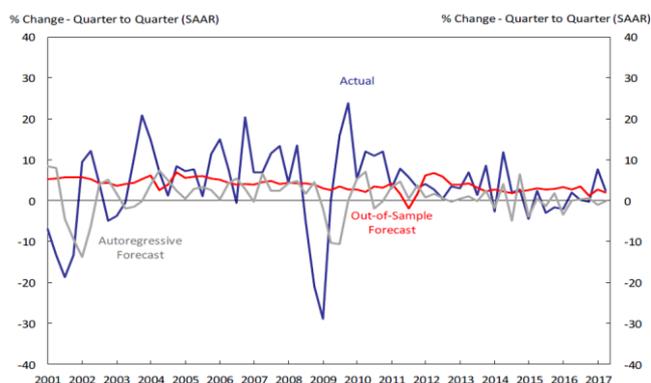
鑑於商品貿易是造成美國經常帳逆差主因，故講師特別介紹非農產品出口及非石油產品進口數量的估計模型。在變數選擇方面，影響非農產品出口數量的主要因素為：(1) 經商品貿易權數調整後的國外所得；(2) 實質有效匯率。影響非石油產品進口數量的主要因素為：(1) 美國國內需求；(2) 進口價格與美國核心 CPI 的相對價格；(3) 存貨變動為外生變數。

其中，商品貿易權數的計算僅挑選美國前10大貿易對手，以出口言，2016年主要貿易對手為加拿大、墨西哥、歐元區、中國大陸、日本、英國、南韓、香港、巴西及新加坡。資料來源部分，商品出進口及國內所得來自商務部經濟分析局（Bureau of Economic Analysis, BEA）；匯率及 CPI 來自 FRB 及美國勞工部勞動統計局（Bureau of Labor Statistics, BLS）；國外所得來自各國官方統計及 IMF。

模型建置完成後，再納入其他外生變數用以提高模型的預測能力，包括：(1) 未來國外所得、國外 CPI 及國外需求等預測值——來自 FRBNY 研究報告；(2) 匯率預測值——由隨機漫步 (random walk) 模型估計；惟保留美元小幅貶值 (假設美國需藉由美元貶值縮減經常帳逆差) 及 FRBNY 成員主觀評估為調整依據；(3) 石油價格與數量預測值——以國際石油期貨價格及 FRBNY 內部成員主觀評估為主。

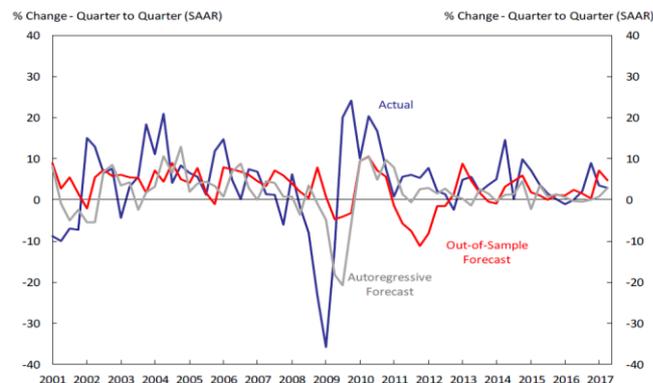
此外，FRBNY 成員會根據國際收支統計、FRBNY 研究報告對國內及國外需求的看法，以及直接影響商品貿易的因素 (如貿易融資)，來修正下季貿易預測模型。

圖 2、美國非農產品出口數量
(預測值與實際值)



資料來源：FRBNY

圖 3、美國非石油產品進口數量
(預測值與實際值)



資料來源：FRBNY

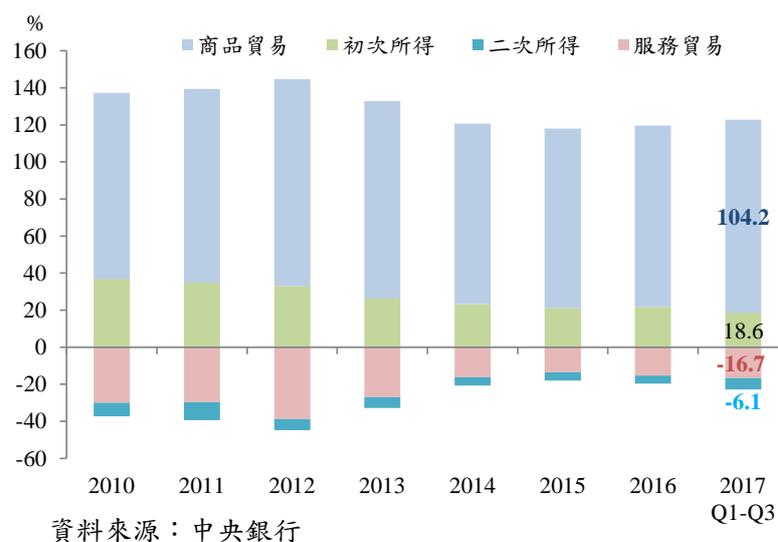
無論是單純統計上的預測，或是具有經濟意義的計量模型，自我迴歸模型 (autoregressive models) 均是定態時間序列模型中最常被使用的，故 FRBNY 將之與納入其他外生變數的向量誤差修正模型的預測值進行比較 (圖2及圖3)。由於自我迴歸模型係以歷史資料作為解釋變數，在全球金融海嘯後幾期所預估之出進口年增率波動較大；同期間，向量誤差修正模型預測的出進口年增率則較為平緩。

研究發現，美國出進口年增率的波動幅度遠大於國外與國內需求年增率，但趨勢大約一致；而未來淨輸出的走勢取決於貿易對手國相對美國經濟成長的表現。

二、台灣出口實證模型

商品貿易順差向為台灣經常帳順差的最主要來源。2016年第1季起，台灣國際收支統計改按第六版國際收支統計手冊（BPM6）基礎及格式追溯至1984年，其中三角貿易淨收入根據所有權移轉原則，由服務貿易改列商品貿易，使得商品貿易順差擴大，服務貿易則轉為逆差。

圖 4、台灣經常帳各項比重



就2017年1至3季言，台灣經常帳順差546.4億美元，相對 GDP 比率為13.0%，商品貿易順差即占 GDP 的13.5%；初次所得順差與服務貿易及二次所得逆差幾乎相抵（圖4），經常帳順差的趨勢大致由商品貿易主導。

一般認為，商品出口數量（實質出口）會受到國外所得、價格因素及其他因素影響，本文參考 FRBNY 的模型與變數設定，欲探

討各變數是否存在長期穩定關係，藉以估計出口數量之長期國外所得及匯率彈性，透過共整合模型進行估計，建立台灣商品出口的預測模型。

變數選擇方面，商品出口數量 (ex) 由財政部通關統計之出口金額及對應之主計總處編製的出口物價指數 (皆採美元計價) 兩者相除求得；國外所得部分，採台灣前10大出口市場的加權工業生產指數 (ipi^f) 為其替代變數，主要國家經濟體包括中國大陸 (含香港)、美國、歐元區、日本、新加坡、南韓、越南、馬來西亞、菲律賓及泰國，並以樣本期間內，我國對其出口比重作為固定權重；價格因素採 BIS 編製的廣義實質有效匯率指數 ($reer$)，涵蓋我國主要貿易對手等61國之通貨，以 CPI 計算的購買力平價指數平減而成，可衡量出口價格競爭力。商品出口需求函數如式2：

$$ex = f(ipi^f, reer) \quad (式2)$$

+ -

估計樣本期間為2000年1月至2017年11月，資料頻率為月資料；各變數經 F 檢定及 Kruskal-Wallis 檢定後，發現具顯著季節性，故先以 X-12-ARIMA 進行季調，並取自然對數。

(一) 單根檢定

針對式(2)的變數進行單根檢定，採用 ADF(Augmented Dickey Fuller)、PP (Philips-Perron) 及 KPSS 三種檢定方法。KPSS 的虛無假設與其他兩者相反，Cheung and Chinn (1996) 認為可以此作為確認分析 (confirmatory analysis)，唯有在不同虛無假設檢定下均能

得到一致的結果，才能確認變數是否為定態數列。

表1之單根檢定結果顯示各序列特性一致，水準值皆有單根，而經過一階差分，其檢定結果則為定態，由於各變數皆為 $I(1)$ 數列，無 Pattichis (2012) 需以 ARDL 解決序列整合階次不一的問題，因此，本文實證分析回歸 Johansen (1988) 建議的共整合分析法進行檢定與估計。

表 1、台灣出口、國外所得及實質匯率之單根檢定結果

| | ADF檢定 | | PP檢定 | | KPSS檢定 | |
|------------------------|--------|------------|--------|------------|----------|-------|
| | 水準值 | 一階差分 | 水準值 | 一階差分 | 水準值 | 一階差分 |
| <i>ex</i> | -1.216 | -15.570*** | -1.481 | -26.383*** | 1.748*** | 0.064 |
| <i>ipi^f</i> | -0.477 | -4.002*** | -0.268 | -22.895*** | 1.873*** | 0.057 |
| <i>reer</i> | -1.832 | -13.085*** | -1.830 | -13.028*** | 1.454*** | 0.308 |

資料來源：作者整理

註：1. 為包含常數項之檢定統計量，最大落後期為 10 期。

2. 除 KPSS 檢定的虛無假設為「變數為定態時間數列」外，其餘兩種檢定的虛無假設均為「變數具有單根，為非定態之數列」。

3. 「*」為顯著水準 10% 下顯著，「**」為顯著水準 5% 下顯著，「***」為顯著水準 1% 下顯著，括號內為 t 統計量 t 值。

(二) 共整合檢定

本文採用 Johansen (1988) 最大概似法 (Maximum Likelihood) 估計的向量誤差修正模型，透過 Johansen (1991) 提出的兩種概似比檢定之統計方法：跡檢定 (Trace test) 及最大特性根檢定 (Max-eigenvalue Test)¹，偵測變數間的共整合組數。

首先，由 Bayes information criterion (BIC) (或稱 Schwarz

¹ 跡檢定與最大特性根檢定之虛無假設皆為「最大共整合階次為 r (即最多只有 r 組共整合關係)」，跡檢定之對立假設為「最大共整合階次為 k 」，而最大特性根檢定之對立假設為「最大共整合階次為 $r+1$ 」。

information criterion (SC)) 選定 VAR 之最適落後期為3期²；其次，設定包含常數項的 VECM，分別以跡檢定及最大特性根檢定變數間共整合關係的個數，表5的檢定結果均顯示在5%的顯著水準下，拒絕 $r=0$ 而無法拒絕 $r=1$ ，說明出口數量、實質匯率及國外實質所得三變數間僅存在1組共整合關係。

表 2、台灣出口、國外所得及實質匯率之共整合檢定結果

| H ₀ : r組的共整合關係 | 跡檢定 | | 最大特性根檢定 | |
|---------------------------|--------|-------|----------|-------|
| | 跡檢定統計量 | p值 | 最大特性根檢定量 | p值 |
| 0 | 63.906 | 0.000 | 44.058 | 0.000 |
| 1 | 19.848 | 0.057 | 13.907 | 0.100 |
| 2 | 5.941 | 0.195 | 5.941 | 0.195 |

資料來源：作者整理

註：1. r 代表相異的共整合向量個數。

2. p 值係根據 MacKinnon-Haug-Michelis (1999) 計算。

3.若跡檢定與最大特性根檢定的結果不一致時，依照 Johansen 與 Juselius (1990) 的建議採最大特性根檢定。

模型估計的共整合關係式 (式3)，括弧內為 t 值，國外所得係數為正，且在5%的顯著水準下顯著異於0，即國外所得提高，將使台灣出口數量增加。

實質匯率係數為正，實證結果與理論預期不符，惟並不顯著。原因可能在全球供應鏈高度整合下，匯率貶值使進口成本提高，將連帶影響出口競爭力；亦可能是模型遺漏其他重要變數所致，例如出口產品品質及勞動生產力。

自 Orcutt (1950) 所提出國際貿易中的「彈性悲觀主義」以來，

² 共整合模型的落後期會較 VAR 模型少一期，故出口數量共整合模型為落後 2 期。

確實有許多實證研究得到本國貨幣貶值對於促進貿易成長效果不顯著，惟 Imbs and Mejean (2014) 則提出「彈性樂觀主義」，以實證資料證明，總合貿易變數易產生異質性的偏誤 (heterogeneity bias)，因此以產品別或產業別貿易資料計算價格彈性，有助於解決貿易彈性不顯著的情況。

$$ex_t = 1.153ipi_t^f + 0.129reer_t - 1.633 \quad (\text{式 3})$$

(5.916) (0.212) (-0.450)

殘差值診斷性檢定方面，根據 LM 及 Ljung-Box Q 自我相關檢定 (autocorrelation LM test) 結果，落後 6 及 12 期之殘差項皆不具有自我相關性；常態性檢定雖顯示殘差項不具有常態性，惟共整合漸近分配之特性只要殘差項符合獨立相同分配 (independent identical distribution, iid) 的條件即可 (Johansen (1995))，故常態假設對於估計結果的影響不大，模型設定大致允當。

表 3、台灣出口模型殘差值診斷檢定結果

| 診斷性檢定 | LM(6) | LM(9) | Q(6) | Q(9) | Jarque-Bera |
|-------|---------|----------|----------|----------|-------------|
| 統計量 | 0.94907 | 0.258097 | 54.23841 | 74.41789 | 103.7576 |
| p值 | 0.4819 | 0.985 | 0.1169 | 0.3366 | 0 |

資料來源：作者整理

註：1. LM 及 Ljung-Box Q 檢定的虛無假設均為「殘差不具序列相關」。

2. Jarque-Bera 檢定的虛無假設為「殘差服從常態分配」。

(三) 向量誤差修正模型 (VECM) 估計結果及樣本外預測

將式 (3) 的共整合關係式移項，得到誤差修正項 (\widehat{ec})：

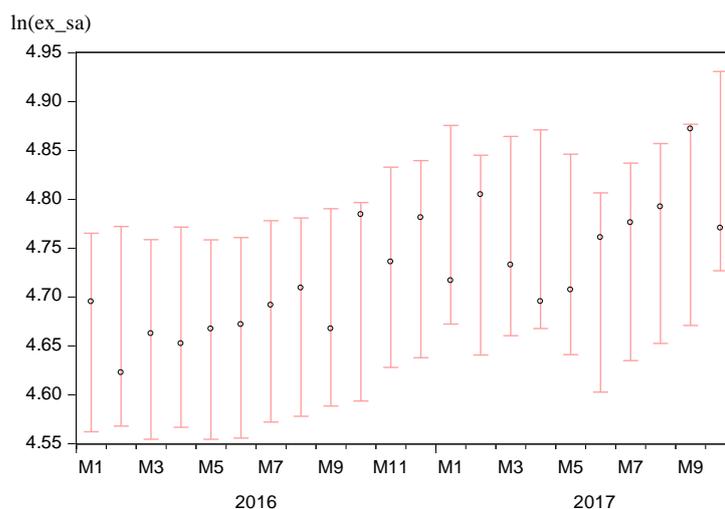
$$\widehat{ec} = ex_t - 1.153ipi_t^f - 0.129reer_t + 1.633 \quad (\text{式 4})$$

則 VECM 商品出口數量的估計為式 (5)：

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta ex}_t = & 0.016\widehat{ec} - 0.602\Delta ex_{t-1} - 0.249\Delta ex_{t-2} + 0.215\Delta ipi_{t-1}^f \\ & + 0.201\Delta ipi_{t-2}^f + 0.078\Delta reer_{t-1} - 0.074\Delta reer_{t-2} \quad (\text{式 5}) \end{aligned}$$

模型估計完成後，即可進行樣本外預測，將 2000 年 1 月至 2015 年 12 月作為估計期間，往後預測直至 2017 年 10 月³，圖 5 為商品出口數量實際值（黑色圈）與向量誤差修正模型樣本外預測值的誤差區間（粉紅線），各月份實際值皆在 90% 的誤差區間內，顯示模型的預測能力尚佳。

圖 5、台灣商品出口數量實際值與 VECM 預測值之誤差區間



資料來源：作者整理

³ R 筆資料 $\{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ 作為樣本內資料，另外 P 筆資料 $\{y_{R+1}, y_{R+2}, \dots, y_T\}$ 作為樣本外資料， $R + P = T$ ，一般而言， $R/T = 10\%$ 或是 15% 。本研究 R/T 約為 11% 。

除 VECM 外，本文另建立 AR (p) 模型，將兩模型的預測結果與實際值比較，並以均方差的平方根 (root mean squared error, RMSE)、絕對均差 (mean absolute error, MAE) 及平均絕對百分誤差 (mean absolute percent error, MAPE)⁴ 為標準，評斷兩模型之優劣。

AR (P) 模型方面，以 Akaike information criterion (AIC) 挑選的最適落後期為 4 期，BIC 則為 3 期。BIC 對於多增加一個變數落後期作為解釋變數的懲罰較 AIC 大，故 BIC 會傾向選擇變數落後期較少的模型；而理論上，BIC 所決定的落後期數為真實落後期數的一致估計式，故本文選取 p=3，建立出口數量的 AR (3) 模型。

表 4、台灣出口 AR(p)模型最適落後期

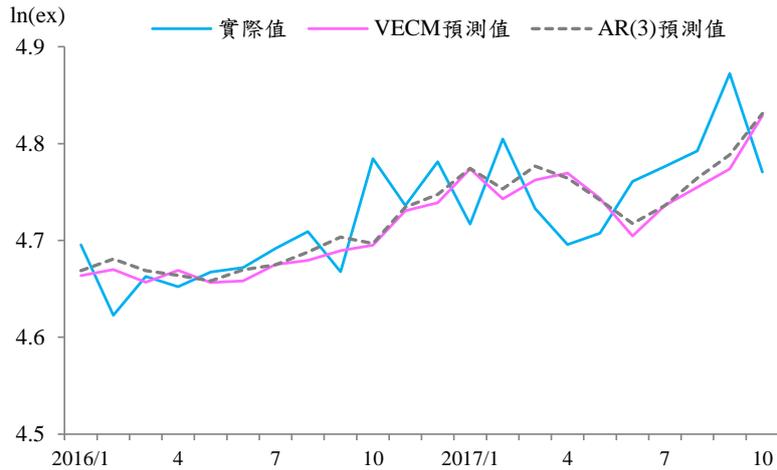
| p | AIC | BIC |
|---|---------------|---------------|
| 0 | 0.507 | 0.523 |
| 1 | -2.441 | -2.426 |
| 2 | -2.691 | -2.660 |
| 3 | -2.731 | -2.683 |
| 4 | -2.722 | -2.659 |
| 5 | -2.713 | -2.634 |

資料來源：作者整理

註：數值較小者，模型較佳。

⁴ $RMSE = E \sqrt{[(y_{t+k} - E_t(y_{t+k}))^2]}$; $MAE = E[|y_{t+k} - E_t(y_{t+k})|]$; $MAPE = E \left[\left| \frac{y_{t+k} - E_t(y_{t+k})}{y_{t+k}} \right| \right] \times 100\%$ 。

圖 6、台灣出口 VECM 及 AR(3)模型預測值



資料來源：作者整理

圖 6 為出口數量實際值及 VECM、AR (3) 兩模型的預測值，兩模型預測值的走勢並無太大的差異，波動幅度雖較實際值小，惟與實際值的長期趨勢一致。在預測誤差方面，表 5 的三種評斷標準均顯示 AR (3) 模型優於 VECM。

表 5、台灣出口 VECM 與 AR(3)模型預測誤差

| | RMSE | MAE | MAPE |
|-------|-------|-------|-------|
| VECM | 0.047 | 0.040 | 0.847 |
| AR(3) | 0.044 | 0.036 | 0.756 |

資料來源：作者整理

(四) 小結

我國經常帳順差的趨勢大致由商品貿易主導，建立台灣商品出口的預測模型，有助判斷未來商品貿易趨勢。本文參考 FRBNY 的預測方法，建立台灣出口預測模型，未來若納入與台灣經濟相關的其他外生變數之估計值，例如未來國外所得、國外 CPI、國外需求、匯率、石油價格及數量預測值，將可進一步提升 VECM 之預測能力。

參、美國利率維持低水準的原因

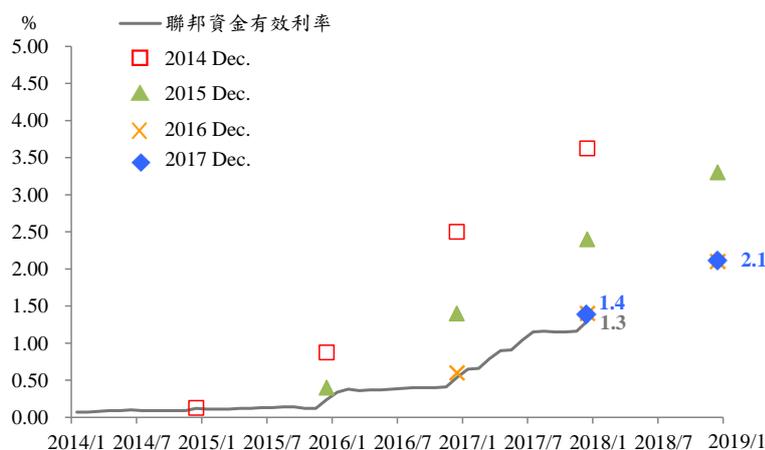
一、聯邦資金利率

Fed 設定聯邦資金目標利率 (federal funds target rate)，並透過公開市場操作，確保同業拆款隔夜利率依循聯邦公開市場委員會 (Federal Open Market Committee, FOMC) 所設定的目標水準變動。將每個月同業拆款利率加權平均，可觀察實際的市場利率水準——亦即聯邦資金有效利率 (effective federal funds rate)，該利率會直接影響其他利率，包括存款利率、指數型房貸利率、信用卡循環利率及公債殖利率。

FOMC 於每年 3、6、9 及 12 月的利率決策會議後，公布利率意向點陣圖 (Dot Plot) 數據，作為前瞻指引 (forward guidance) 的貨幣政策工具，目的是希望藉由央行揭示其對未來貨幣政策動向的期望訊息，來影響市場對於未來基準利率水準的預期。

前瞻指引並非對未來的承諾，仍需依經濟展望的變化來決定。觀察 2014 年以來各年底利率意向點陣圖之中位數，FOMC 決策官員對未來 (一年或以上) 的目標利率估計值明顯高於有效利率 (深灰線)，2015 及 2016 年底皆大幅下修目標利率；2017 年底的估計值與 2016 年底估計時相同，將 2018 年底的目標利率設定為 2.1%，2017 年 12 月聯邦資金有效利率則為 1.30%。

圖 7、美國聯邦資金有效利率及 FOMC 目標利率估計值



資料來源：Fed、St. Louis Fed、作者整理

在觀察 Fed 升息展望時，尚須考量中性利率 (neutral real rate)。中性利率係指產出等於潛在產出，且維持在低而穩定通膨情勢下的「均衡實質聯邦資金利率」，亦即充分就業下之實質利率，可透過 Laubach 與 Williams (2003) 的模型估計之。

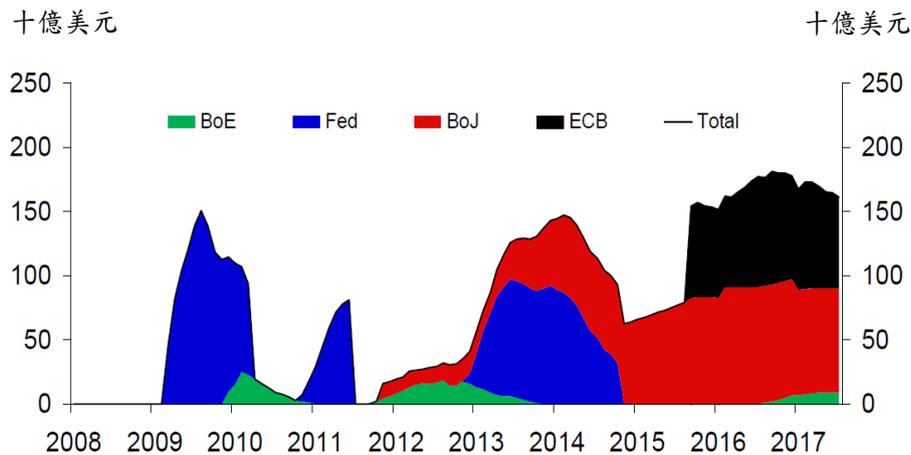
若當前的實質聯邦資金利率大於中性利率，為緊縮貨幣政策，可使通膨趨緩及經濟成長降溫；反之，則為寬鬆貨幣政策，雖有助於刺激經濟活動，惟可能導致通膨上升。故 FOMC 可依其設定的通膨目標，來調整實質聯邦資金利率與中性利率的缺口。

過去 FOMC 對於 GDP、失業率、物價的預測與實際有較大的落差，尤其是對失業率抱持過度悲觀的看法，造成聯邦資金目標利率長期維持在低水平。隨著決策官員不斷調整對經濟預期，2015 年以來 5 度調升聯邦資金利率，業已逐漸邁向利率正常化。

二、ECB 貨幣政策對美國利率的影響

近年美歐經濟復甦力道不同，導致央行貨幣政策分歧。Fed 在 2014 年 10 月 29 日宣布終止債券購買計畫（圖 8），且於 2017 年 10 月起，開始啟動縮減資產負債表，且已步入升息循環，貨幣政策正常化；反之，ECB 現行每月新增的購債規模高達 600 億歐元，且三大基準利率仍凍結在歷史低點，2018 年起，購債規模雖減少，惟每月仍高達 300 億歐元。

圖 8、各國央行購債規模



資料來源：DB Global Market Research

註：ECB 資料採 6 個月移動平均數，其餘採 12 個月移動平均數。

目前 ECB 維持負利率的立場並未改變，歐洲各國流通在外的負利率政府公債比重居高不下（德國接近 80%），連帶使歐洲高收益債券殖利率下滑，目前已降至與美國 10 年期公債殖利率幾無差異的水準，引發國際投資人紛紛拋售歐元區債券，轉而追逐需承擔信用風險之美國債券（spread product），此舉不但壓縮美國債券殖利率，亦使得美國公司債與公債的利差縮小。

美國殖利率曲線的起點是聯邦資金有效利率，各天期的債券殖利率則由各自的市場供需決定。一般認為，市場對通膨的預期愈高，

長短期債券殖利率的利差就愈大，故可透過長短期債券殖利率的利差，作為景氣預測的參考指標。1984年以來，曾經有兩次長短期利差縮小後反轉的情形，均伴隨著全球景氣衰退（圖9灰底，1991年則為石油危機造成）。近4年美國10年期公債與2年期公債利差逐漸收縮，目前約為0.53個基點，惟仍是正值。

圖9、美國10年期及2年期公債利差



資料來源： St. Louis Fed

肆、CPI、PCE 及 UIG 物價指數的編製與應用

一、CPI 及 PCE 物價指數的差異

維持物價穩定為 Fed 法定任務之一，CPI 及個人消費支出（personal consumption expenditure, PCE）物價指數為 Fed 觀察物價走勢的重要指標，分別由 BLS 及 BEA 編製發布，兩者趨勢大致相同，惟有些許差異如下：

（1） 計算公式

CPI 為拉式物價指數，採固定權數，每兩年更換；PCE 物價指數採連鎖權重（chain-weight），即同時考量拉氏與畢氏物價指數，優點是可捕捉消費者因相對價格變動而改變支出行為的替代效果。

（2） 統計範圍

CPI 係衡量家計單位本身實際支出（out-of-pocket expenditure）的價格變動；PCE 物價指數源自於國民所得統計中的「民間消費支出」，除了衡量個別消費者在商品及服務直接支出外，亦包括非營利機構對其費用的支出。

（3） 分項權重

由於統計範圍不同，各分項權重也不同。無論是 PCE 物價指數或 CPI，近年服務占的權重均逐漸上升，反觀商品的權重則持續下滑。

商品方面，汽車及其零件在 CPI 的權重為 6.39%，大於其在 PCE 物價指數的 3.65%；服務方面，CPI 的住宅⁵權重（33.79%）較高，PCE 物價指數的醫療權重（16.85%）則明顯高於 CPI 的 6.66%。

⁵ 主要的統計項目為自有房屋設算租金（owners' equivalent rent of residence）及主要住宅租金（rent of primary residence）。

PCE 物價指數的醫療權重較高，主要係其除使用 CPI 的資料外，亦納入生產者物價指數（Producer Price Index, PPI）及健康照護財務署（Health Care Finance Administration, HCFA）資料。

表 6、美國 PCE 物價指數及 CPI 在主要支出項目的權重

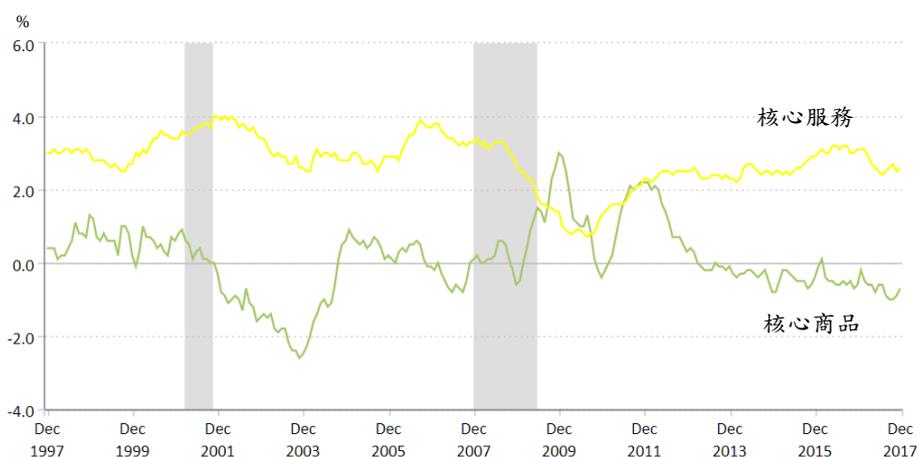
| | 單位：百分比(%) | |
|----------------|-----------|--------|
| | PCE | CPI |
| 總和 | 100.00 | 100.00 |
| 商品 | 31.92 | 36.12 |
| 耐久財 | 10.95 | 9.20 |
| 汽車及其零件 | 3.65 | 6.39 |
| 非耐久財 | 21.24 | 27.10 |
| 食品及飲料 | 13.91 | 14.59 |
| 服務 | 68.08 | 63.88 |
| 住宅 | 18.23 | 33.79 |
| 醫療 | 16.85 | 6.66 |
| 教育 | 2.20 | 3.18 |
| 運輸 | 3.05 | 5.96 |
| 娛樂 | 3.88 | 1.84 |
| 其他 | 8.81 | 1.85 |
| 金融服務 | 7.87 | 0.24 |
| 附註項目： | | |
| 能源商品及服務 | 3.88 | 7.06 |
| 核心項目(剔除食品及能源類) | 89.12 | 79.14 |

資料來源：BLS、BEA

註：PCE 權重係根據 2017Q2 的名目值計算；CPI 權重採 2017Q3 發布的資料。

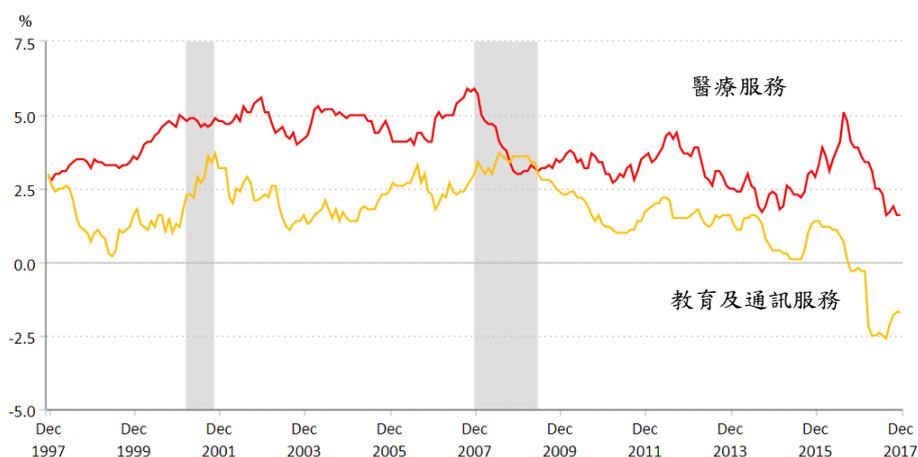
將食品及能源類剔除，可計算核心商品及核心服務 CPI。核心商品 CPI 自 2013 年 4 月起即轉為負成長；核心服務 CPI 年增率自 2010 年 8 月開始逐步往上，惟 2017 年增幅已下降（圖 10），主要係醫療服務 CPI 增幅下滑，加上教育及通訊服務 CPI 減幅較大所致（圖 11）。

圖 10、美國核心 CPI 年增率



資料來源：BLS

圖 11、美國醫療與教育及通訊服務 CPI 年增率



資料來源：BLS

二、潛在通貨膨脹指標 (Underlying Inflation Gauge, UIG)

無論是 CPI 或 PCE，在應用時皆遇到下列問題：(1) 物價指數經常受短期雜訊干擾 (式 6)，造成使用者難以判斷到底是短暫的衝擊或是通貨膨脹趨勢產生變化，雖有以核心項目 (剔除食品及能源類) 或截尾均值 (trimmed mean) 等去除短期波動較劇烈項目之方法，惟主觀地剔除變數，可能導致攸關資訊遺漏，削弱對通貨膨脹

的預測能力；(2) CPI 及 PCE 僅涵蓋價格變數，並未考慮失業率及產出缺口等其他影響未來通貨膨脹率的變數；(3) CPI 及 PCE 按月發布，若以通貨膨脹率指標作為追蹤總體經濟情勢的工具，較缺乏即時性。

$$\pi_t = \pi_t^* + c_t \quad (\text{式 6})$$

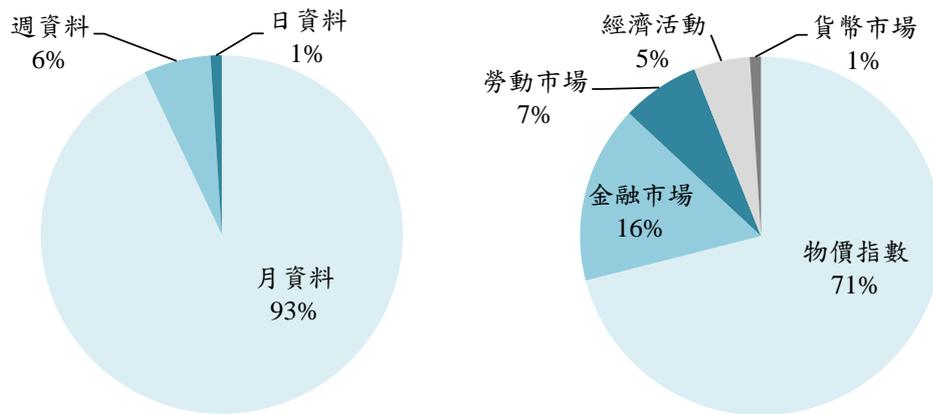
其中， π_t 為可觀察到的通貨膨脹率； π_t^* 為無法觀察到的潛在通貨膨脹率，為真正關注的目標； c_t 為偏離潛在通貨膨脹率的程度，可能是由短期雜訊、季節性或估計誤差所造成。

FRBNY 採用 Forni et al. (2000, 2001, 2005) 的動態因子模型 (Dynamic Factor Model)，從眾多變數中，萃取出少數的共同因子，用以捕捉去除短期雜訊的通貨膨脹率，稱為潛在通貨膨脹指標 (Underlying Inflation Gauge, UIG)⁶。編製 UIG 的主要目的，並非用於取代 CPI 及 PCE，而是希望在擬定貨幣政策時，引進更多有助觀察實際通貨膨脹率趨勢變化的參考依據。

投入變數方面，除考慮物價指數 (CPI、PCE、PPI 及出進口價格指數等) 外，亦納入經濟活動 (如採購經理人指數等)、勞動市場 (如失業率等)、貨幣市場 (如 M1 及 M2 等) 及金融市場 (如聯邦資金利率、債券殖利率、匯率及股票指數等) 變數。由於模型使用的資料發布頻率涵蓋日、周及月資料，新資料及修正資料的發布日期相互交錯，故 UIG 可做到即時按日更新。UIG 日資料從 2005 年開始編製，惟僅供 FRBNY 內部參考；月資料則定期於 FRBNY 官網發布，提供 1995 年 1 月以來的資料供下載。

⁶ 除 FRBNY Staff Underlying Inflation Gauge 外，瑞士央行亦有建立動態因子通膨指標 (SNB Dynamic Factor Inflation)。

圖 10、FRBNY UIG 投入變數種類

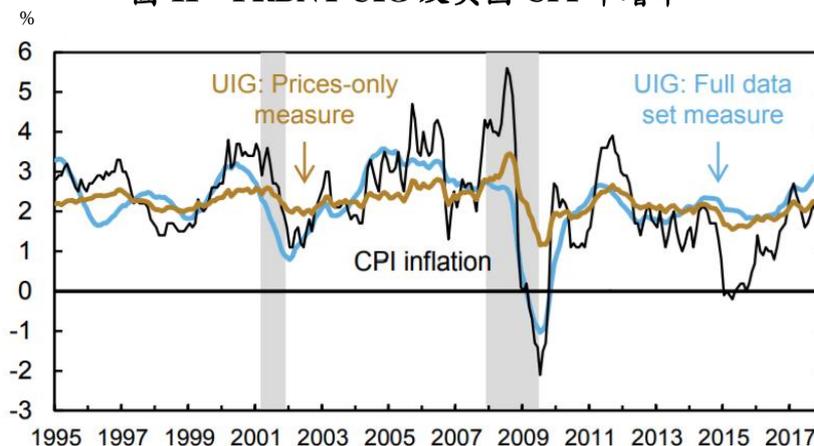


資料來源：FRBNY Economic Policy Review / December 2017

UIG 模型有兩個重要參數要決定：區分長短期共同因子之頻率及共同因子個數。由於貨幣政策效果存在時間落後，政策制定者難以影響 12 個月以內的通貨膨脹率，透過傅立葉轉換，將時間序列資料轉換成頻率域（frequency domain）後，發生週期短於 12 個月者會被視為雜訊，僅以發生週期長於 12 個月者，作為衡量潛在通膨率的指標；再者，該設定亦可同時達到消除資料季節性的效果，平滑化所估計的潛在通貨膨脹率。共同因子個數方面，將模型挑選出來的共同因子對投入變數之變化的解釋程度依序排列，優先選取解釋程度較高者，FRBNY 發現以 2 個共同因子最合適，足以同時解釋物價及非物價投入變數的變動。

目前 FRBNY 按月公布物價因素版（prices-only measure）及全數據版（full data set measure）的 UIG，前者涵蓋 223 個 CPI 各分項指數，後者除 CPI 各分項指數外，更加上勞動市場、貨幣市場及金融市場等其他 123 個變數。

圖 11、FRBNY UIG 及美國 CPI 年增率



資料來源：New York Fed Research & Statistics Group

資料日期：2017/12/15

經統計數據檢驗發現：(1) UIG 走勢較 CPI 平滑(圖 11)，表示該指標能有效去除短期的雜訊干擾，降低政策制定者錯誤解讀通貨膨脹走勢的機率；(2) UIG 與 CPI 的相關係數高，說明 UIG 是追蹤通貨膨脹率的良好指標；(3) UIG 與核心通膨指標(core CPI 及 PCE)的相關係數較低，說明 UIG 具有提供額外資訊的統計價值；(4) 透過 UIG 預測未來 CPI 的預測誤差較小，可預先觀察到景氣循環轉折點的發生。

目前台灣可蒐集到與 CPI 相關子項目組成變數計 103 項，包括消費者物價指數本身、6 項特殊分類指數、16 項商品性質分類指數、80 項基本分類指數，相較於其他各國的資料，台灣的物價相關變數較少，可能會影響實證結果。此外，台灣統計資料發布頻率與美國並不完全相同(如台灣未發布週頻率資料)，需參酌台灣實際情況蒐集其他非物價相關變數，均為建構台灣 UIG 需克服的問題。

伍、結論與建議

一、結論

(一)解讀與分析經濟指標前必須深入瞭解其資料特性

經濟指標是各國央行擬訂貨幣政策的重要依據，解讀與分析之前必須深入瞭解其資料特性。與總體經濟有關的資料大致可分為三種：(1)領先、同時及落後指標：分別提供使用者未來、現在及過去經濟情勢的訊息；(2)變異性：資料的變異性愈大，其準確性愈低，採 3 個月的移動平均數將原始數列平滑化，將有助於判斷經濟趨勢；(3)時效性：資料發布時間愈早，其參考價值愈大。尤其美國等先進國家貨幣政策的外溢效果，影響台灣等新興市場國家甚鉅，參加本研習課程有助於熟悉經濟指標的內涵，提高對經濟金融情勢的判斷。

(二)建構高頻指標，有助於即時判斷最新經濟情勢

各經濟指標有其固定發布頻率，部分來源資料若在發布日前無法取得，則統計單位僅能先行估計，再於未來進行修正，故決策當下參考的經濟指標，可能無法正確反映經濟情況。Fed 積極建構高頻指標來輔助決策，FRBNY 追蹤為數眾多且頻率混合的軟資料及硬資料，並以模型為基礎，整合大數據建構 UIG 等指標，不同於單一指標主觀判斷的分析方法，將有助於即時判斷最新經濟情勢。

(三)透過前瞻性貨幣政策工具，提高政策透明度及政策溝通效果

為使貨幣決策更為透明，FOMC 於每年 3、6、9 及 12 月的利率決策會議後，會發表利率意向點陣圖數據，記錄 Fed 理事

及各分區總裁對當年及未來 GDP、失業率、物價及聯邦資金利率的估計值，作為與市場溝通的管道，降低決策者與大眾認知差異，有利維護總體經濟穩定。近年本行強化網站內容，主動揭露理監事會後記者會參考資料，且自 2017 年第 2 季起公布理監事聯席會議議事錄摘要，有助提高政策透明度及政策溝通效果。

二、建議

(一)本次參加學員除負責觀察歐美經濟的專家外，亦不乏相關經濟金融統計的分析人員，在會議期間，亦與其交換國際收支的統計實務與分析經驗。IMF 制定國際收支及貨幣與金融統計規範，每年都會舉辦研討會，指導各會員國統計技術並進行個案討論，我國雖無法參與其中，惟可透過積極參加 FRBNY 課程或其他研討會，建立與他國央行人員的交流管道。

(二)FRBNY 官網具備友善的資料檢索功能，善用圖像來強化與大眾的政策宣導與溝通，其中，呈現不同時期之資料變化的動態地圖，提供使用者容易閱讀與分析的資訊平台。其開發的應用程式 (APP)，目標客群定位清楚，著重於經濟研究價值；介面簡單且可針對使用者偏好調整，優化資料取得效率。我國已於 2013 年啟用台灣政府開放資料平台，本行亦積極配合參與，透過公共資料的開放，鼓勵產官學界進行創新應用，若可妥善運用，將有助相關業務執行與研究廣度。

陸、參考資料

- 吳懿娟(2005)，「台灣中性短期實質利率的估測」，中央銀行季刊，第 27 卷第 2 期。
- 林依伶(2010)，「參加美國紐約聯邦準備銀行「U.S. Economy: Interpreting the Indicators」研習會報告」，中央銀行。
- 林依伶、陳佩玗(2008)，「考量通貨替代之廣義貨幣需求函數實證研究」，中央銀行季刊，第 34 卷第 4 期。
- 陳旭昇(2013)，「時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用」，東華書局，二版。
- 黃惠君(2012)，「參加美國紐約聯邦準備銀行「U.S. Economy: Interpreting the Indicators」研習會報告」，中央銀行。
- 黃惠君(2008)，「匯率變動對台灣服務輸出的影響」，中央銀行季刊，第 37 卷第 4 期。
- Amstad, M., Potter, S., & Rich, R. (2017), “The New York Fed Staff Underlying Inflation Gauge (UIG)”, Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review.
- Guonan, M., Ye, H., & Marlene, A. (2014), “Developing an Underlying Inflation Gauge for China”, BIS working paper, No. 465.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2000), “The generalized factor model: identification and estimation”, The Review of Economics and Statistics, vol. 82, pp. 540-554.
- Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2001), “Coincident and Leading Indicators for the Euro Area”, The Economic Journal, vol.

111, pp. 62-85.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., & Reichlin, L. (2005), "The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 100, pp. 830-840.

Imbs, J., & Mejean, I. (2015), "Elasticity Optimism," *American Economic Journal, Macroeconomics* Vol. 7, No. 3, pp. 43-83.

Orcutt, G. H. (1950), "Measurement of Price Elasticities in International Trade," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.32, No.2, pp. 117-132.