

行政院及所屬各機關出國報告書  
(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  
「第9屆總體經濟與貨幣政策管理」  
出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：蕭宇翔/經濟研究處辦事員

派赴國家：汶萊

出國期間：104年4月11日至4月25日

報告日期：104年7月

## 目 錄

壹、前言.....	1
貳、不可能的三位一體與無法調和的二元對立.....	2
一、衡量不可能的三位一體.....	2
二、不可能的三位一體的三個政策目標間具抵換關係.....	4
三、採行浮動匯率的國家，貨幣政策亦無法完全獨立.....	7
參、以影子利率衡量非傳統貨幣政策的效果.....	10
一、以影子利率衡量貨幣政策鬆緊程度.....	10
二、影子利率能替代零利率底線下的政策利率.....	13
三、影子利率能有效運用於現有計量模型.....	14
肆、總體審慎政策有助於減緩金融循環.....	15
一、全球金融風暴後，各國更加仰賴總體審慎政策.....	15
二、實證研究發現總體審慎政策確能減緩金融循環.....	19
伍、估計潛在產出和產出缺口.....	20
一、潛在產出和產出缺口之定義.....	20
二、潛在產出和產出缺口的估計方法.....	21
三、不同產出缺口估計方法的估計結果.....	25
四、不同產出缺口估計方法的選擇.....	27
陸、心得與建議.....	28
參考文獻.....	30

## 壹、前言

職奉 准於民國 104 年 4 月 11 日至 4 月 25 日參加東南亞國家中央銀行研訓中心 (SEACEN Centre) 所主辦之「總體經濟與貨幣政策管理」(The Analytics of Macroeconomic and Monetary Policy Management) 研習課程。

本課程為期 2 週，共有來自汶萊、柬埔寨、印尼、寮國、馬來西亞、蒙古、尼泊爾、菲律賓、斯里蘭卡、泰國及台灣等 11 國共 22 位學員參加。本次課程邀請日本央行、澳洲央行、印尼央行、奧地利維也納經濟大學(Vienna University of Economics and Business) 及 SEACEN 等機構之專家擔任講師，課程安排學員進行分組討論、經驗交流和實作練習，以增進學員對課程之了解。

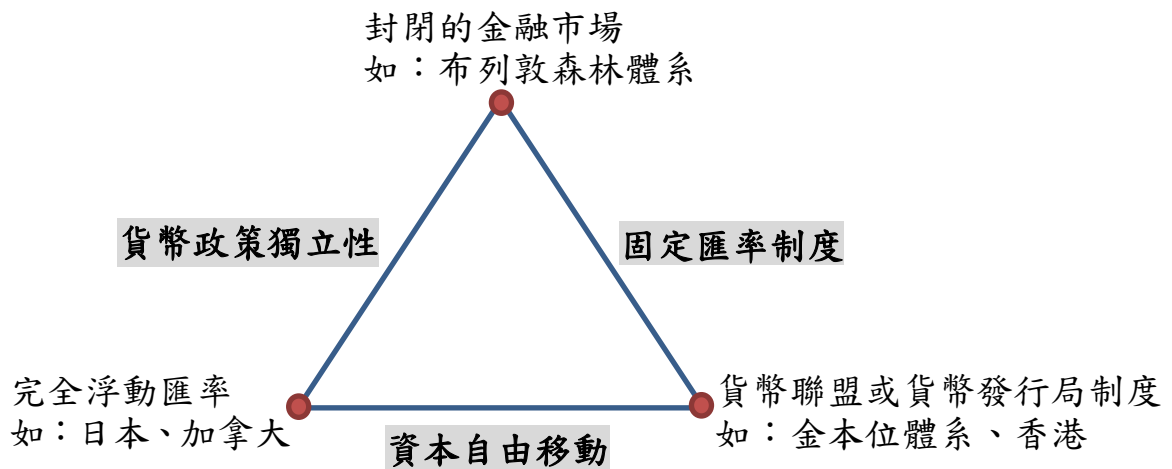
本報告分為六個部分，第一部分為前言。第二部分介紹「不可能的三位一體」三個政策目標的衡量指標，並探討三個政策目標間的抵換關係。而在全球金融循環(global financial cycle)的環境下，不可能的三位一體未必仍能成立，採行浮動匯率的國家，其貨幣政策亦無法達到完全獨立。第三部分介紹全球金融風暴後，在零利率底線(zero lower bound)的環境，如何衡量非傳統貨幣政策的寬鬆程度，以及如何運用既有的計量模型，估計非傳統貨幣政策的效果。而因應全球金融風暴，核心國家相繼採取極度寬鬆貨幣政策，致國際資金大量頻繁移動。採行總體審慎措施，維持金融穩定，已是當前貨幣當局的重要政策工具。因此，第四部分將比較近 15 年各國間採行總體審慎工具的差異，並介紹衡量總體審慎工具對抑制信用與房價成長成效的實證研究。最後，產出缺口可作為央行貨幣政策的決策參考。第五部分將介紹文獻常運用的產出缺口估計方法，並以不同方法估計台灣的產出缺口，比較不同方法間的差異與優劣。第六部分為心得與建議。

## 貳、不可能的三位一體與無法調和的二元對立

### 一、衡量不可能的三位一體

Mundell and Fleming 的「不可能的三位一體」原則係指資本自由移動、固定匯率制度、貨幣政策獨立性，三者不能同時達成。在資本自由移動下，只有採行浮動匯率，貨幣政策才有獨立性。

圖 1 不可能的三位一體的架構



資料來源：Aizenman (2010)

歷史上不同的國際金融系統往往能在這三個政策目標中達成其中兩個，例如，金本位體系能確保資本自由移動與匯率穩定，而布列敦森林體系(Bretton Woods system)達成貨幣政策獨立性與匯率穩定(Aizenman, 2010)。

為衡量不可能的三位一體理論的實際影響，Aizenman et al.(2010)建立不可能的三位一體的年資料指標，以數值衡量全球各國不可能三位一體理論的三個維度：貨幣政策獨立性、匯率穩定性、金融開放程度<sup>1</sup>。以進一步了解全球國際金融發展的結構與不同國家群組間的差異。以下分述此三項指標的計算方法：

<sup>1</sup> Aizenman et al.(2010)建立的貨幣政策獨立性指數起始年為1960年，共包含171國；匯率穩定性指數起始年為1961年，包含181國；金融開放指數起始年為1970年，共包含181國。Joshua Aizenman, Menzie Chinn, Hiro Ito 每年更新最新數據並公布於網頁上，詳見[http://web.pdx.edu/~ito/trilemma\\_indexes.htm](http://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm)

### (一)貨幣政策獨立性指數(MI)

貨幣政策獨立性指數(MI)為每一年該國與基準國 (base country)<sup>2</sup> 貨幣市場利率的相關係數，該指標定義為

$$MI = 1 - \frac{\text{corr}(i_i, i_j) - (-1)}{1 - (-1)}$$

其中，i 為受衡量國，j 為基準國。此指標介於 1 至 0 之間，數值愈大表示貨幣政策愈獨立。

### (二)匯率穩定性指數(ERS)

受衡量國與基準國每年兩國貨幣間匯率的標準差，並以下列公式將指數標準化為 0 至 1 之間：

$$ERS = \frac{0.01}{0.01 + \text{stdev}(\Delta(\log(\text{exch\_rate})))}$$

數值愈高，表示受衡量國與基準國間的匯率愈穩定。

### (三)金融開放指數(KAOPEN)

金融開放指數則引用 Chinn and Ito (2006, 2008)的研究，自 IMF 外匯安排與外匯管理年報(Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, AREAER)中針對跨境金融交易的管制措施，選出 4 個關於國際收支管制政策的虛擬變數：

1. 是否存在複式匯率(multiple exchange rates) (k1)。
2. 是否限制經常帳交易(k2)。
3. 是否管制金融帳交易(k3)。
4. 是否有繳交出口外匯之要求(the surrender of export proceeds)(k4)。

---

<sup>2</sup> Aizenman et al.(2010)將基準國定義為，與受衡量國的貨幣政策最相關的國家，基準國包含澳洲、比利時、法國、德國、印度、馬來西亞、南非、英國與美國。如台灣的基準國設定為美國。而基準國的設定會隨受衡量國的經濟發展情況而隨時間改變。

當數值為 1 表示不存在限制，0 表示存在該項限制<sup>3</sup>。並對限制資本移動的虛擬變數  $k_3$ ，計算 5 年移動平均，

$$SHAREk_3 = \left( \frac{k_{3,t} + k_{3,t-1} + k_{3,t-2} + k_{3,t-3} + k_{3,t-4}}{5} \right)$$

最後，金融開放指數( $KAOPEN_t$ )為將4個變數 $k_{1t}$ 、 $k_{2t}$ 、 $SHAREk_{3t}$ 、 $k_{4t}$ 作主成分分析，取第一主成分，再將該數列標準化為0至1之間，數值愈高表示該國對跨境資本移動愈開放。

## 二、不可能的三位一體的三個政策目標間具抵換關係

### (一) 衡量不可能的三位一體指數之變化趨勢

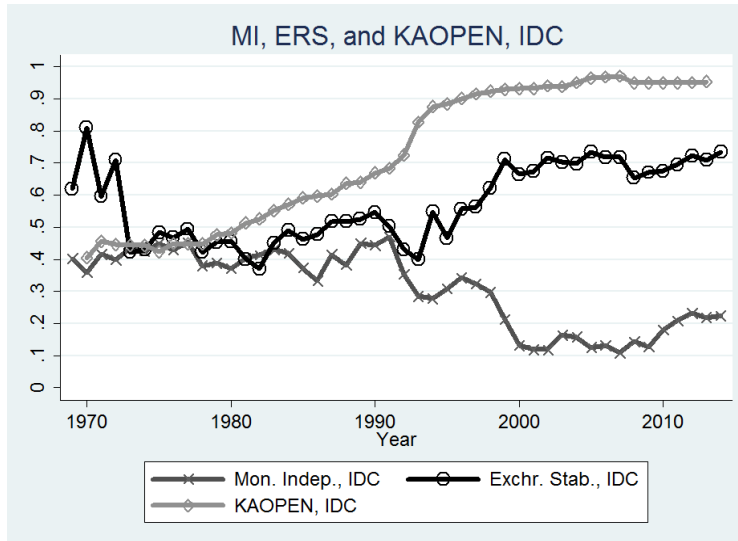
觀察Aizenman et al.(2010)三個指數的變化，有助於了解全球國際金融制度的結構變化。圖2為已開發國家、新興市場國家及開發中國家，自1970年起此三個指數的變化。由圖2可知，已開發國家的金融開放指數( $KAOPEN_t$ )在1990年後快速上升，表示在1990年後加速金融開放，而匯率穩定性也同時逐步的上升，反映了1999年歐元區成立帶來匯率穩定與資本自由移動；同期間，已開發國家也開始喪失貨幣政策獨立性。

在發展中國家中，新興市場與非新興市場國家也有顯著的差異，在1980年代前的新興市場國家，匯率穩定為三個政策目標中最主要的政策選擇，但匯率穩定指數在1970年代起即出現下降的趨勢，而貨幣政策獨立性則長時間呈現相對穩定。在1990年代，貨幣政策獨立性與匯率穩定為兩個最受奉行的政策目標，但金融開放程度亦逐步提高。而自2000年後，新興市場國家的金融開放程度雖逐步提高，亦保持一定程度的貨幣政策獨立性與匯率穩定。Aizenman et al.(2010)認為主要係因新興市場國家藉由累積大量的國際準備，以緩和匯率穩定對貨幣政策獨立性與資金自由移動的抵換關係。

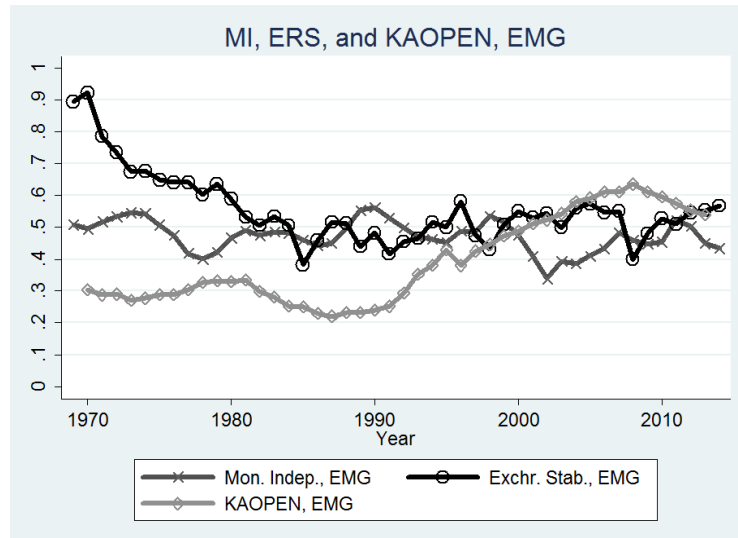
<sup>3</sup> 此虛擬變數的設定係為反映金融開放程度，而非限制程度，故反轉了傳統虛擬變數的定義。

圖 2 不可能的三位一體三個指數的走勢變化

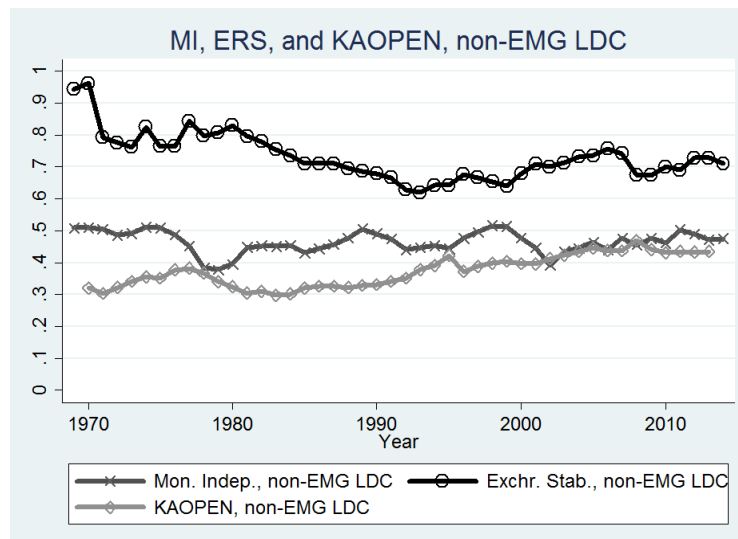
(a) 已開發國家



(b) 新興市場國家



(c) 非新興市場開發中國家



資料來源：Aizenman et al.(2010)

在非新興市場國家方面，長期以來，匯率穩定為最受重視的政策目標，貨幣政策獨立性次之，而在 1990 年後，金融開放指數開始呈緩慢的上升。

## (二)不可能的三位一體三個政策目標的抵換關係

不可能的三位一體理論隱含了三個政策目標間存在抵換關係：提高其中一項指標應會降低其餘兩個指標。Aizenman et al.(2013)遂以線性迴歸模型檢驗此 3 個指標間是否具線性抵換關係：

$$1 = a_j MI_{i,t} + b_j ERS_{i,t} + c_j KAOPEN_{i,t} + \varepsilon_t$$

其中， $i$  為個別國家， $j$  為已開發國家樣本或開發中國家樣本。

上述的設定有幾種意義：

1. 若迴歸式的配適程度很好，表示三個目標間具線性抵換關係。而若迴歸的配適值( $\hat{a}_j MI + \hat{b}_j ERS + \hat{c}_j KAOPEN$ )接近於 1，表示貨幣當局無法同時達成這 3 個政策目標，也顯示不可能的三位一體理論得到實證上的支持。
2. 迴歸估計值與解釋變數的數值 $\hat{a}_j MI$ 、 $\hat{b}_j ERS$ 、 $\hat{c}_j KAOPEN$ ，可衡量各國對此 3 項政策目標的重視程度，而 3 個政策目標間兩兩相加，可表示為各國傾向選擇哪兩種政策目標的組合。

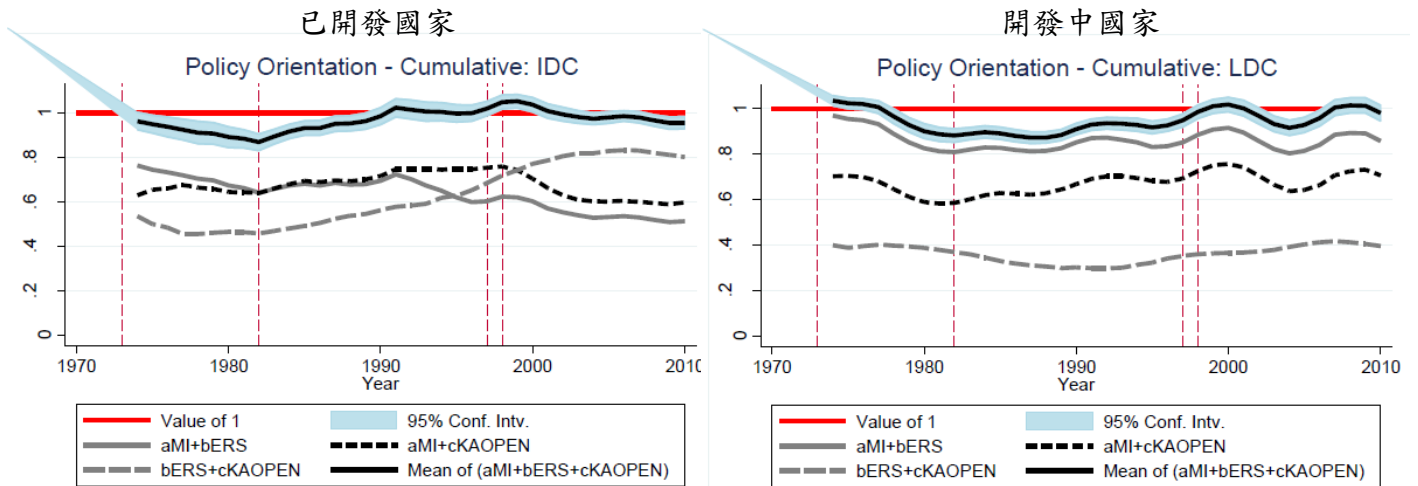
Aizenman et al.(2013)的迴歸式 $R^2$ 皆超過 94%<sup>4</sup>，顯示 3 個政策目標彼此間具線性關係，貨幣當局面臨三個政策目標間的抵換關係。而圖 3 中黑色實線為迴歸式預測值( $\hat{a}_j MI + \hat{b}_j ERS + \hat{c}_j KAOPEN$ ) 5 年滾動平均(rolling windows)，陰影為 95%的信賴區間，並畫出了任兩個政策目標的預測值，即選擇貨幣政策獨立性與匯率穩定 $\hat{a}_j MI + \hat{b}_j ERS$  (灰色實線)、貨幣政策獨立性與金融開放 $\hat{a}_j MI +$

<sup>4</sup> Aizenman et al.(2013)嘗試了不同樣本期間進行迴歸，以檢驗三個政策目標的抵換關係是否隨時間改變。



$\hat{c}_j KAOPEN$  (黑色虛線)、匯率穩定與金融開放  $\hat{b}_j ERS + \hat{c}_j KAOPEN$  (灰色虛線)。

圖 3 已開發與開發中國家的政策選擇



資料來源：Aizenman et al.(2013)

圖 3 顯示，已開發國家只有在 1970-1990 年間，三個政策的預測值顯著地低於 1，而在之後，預測值與 1 未有顯著差異，表示工業化國家存在不可能的三位一體的限制，三個政策目標間具抵換關係。而開發中國家，1970 年代後期至 1990 年代中期，預測值較低，但皆未顯著的大於 1，表示三個政策間亦存在線性抵換關係。

在政策組合的選擇上，1990 年代中期後，已開發國家最普遍選擇匯率穩定與資金自由移動(灰色虛線)的政策，而開發中國家在 1970 年以後多採行貨幣政策獨立與匯率穩定(灰色實線)的政策，而可能因曾經歷貨幣危機的慘痛經驗，匯率穩定與金融開放的政策(灰色虛線)在開發中國家最不普遍。

### 三、採行浮動匯率的國家，貨幣政策亦無法完全獨立

#### (一)「不可能的三位一體」轉變為「無法調和的二元對立」

然而近年，Rey(2015)挑戰了不可能的三位一體理論，認為即使

一國採用浮動匯率制度，依然會受核心國家貨幣政策的影響。Rey(2015)指出全球的資本移動、信用成長呈現高度連動性，此即全球金融循環。而各種形式的資本移動<sup>5</sup>皆與 VIX(芝加哥期權交易所波動率指數)呈負相關，Rey(2015)的 VAR 研究顯示，美國等核心國家的貨幣政策是決定全球金融循環的重要因素。

全球金融循環與一國自身的總體經濟情勢往往並不一致，因此會出現資產價格泡沫與過度信用成長。美國等核心國家的貨幣政策，透過跨國銀行的財務槓桿、資金移動等管道，傳遞至全球其他國家，不論該國採行何種匯率制度，都無法隔離全球金融循環的影響。

由於全球金融循環，大量的資金在各國間快速進出，即使採取浮動匯率，也無法隔絕國際資金流動，因而無法達成貨幣政策獨立性。「不可能的三位一體」也因而轉變為「無法調和的二元對立」(irreconcilable duo)。

## (二)浮動匯率亦無法實現貨幣政策獨立性

然而，Aizenman et al. (2015)質疑 Rey(2015)的論點。他們的實證研究結果顯示「不可能的三位一體」理論的力量仍然存在。Aizenman et al. (2015)認為 Rey(2015)的實證研究只聚焦在全球資金流動，而忽略了不同經濟體間迥異的經濟特質。他們認為在一個包含上百個國家的世界，不能忽略各國的異質性。

Aizenman et al. (2015)將全世界分為核心國家(美國、日本、歐元區和中國大陸)<sup>6</sup>和周邊國家(新興和發展中國家)。第一部份的研究先估計周邊國家對核心國家貨幣政策的敏感度。如同 Rey(2015)的研究，核心國家改變貨幣政策確實會影響周邊國家(若將中國大陸視為核心國家，影響程度稍微降低)。且在全球金融危機後，核心國家對

---

<sup>5</sup> Rey(2015)發現全球各大洲的資本移動，包含債權投資、信用與股權投資，皆與 VIX 呈負相關。

<sup>6</sup> 而 Rey(2015)的實證研究只考慮美國貨幣政策對全球的影響。

周邊國家貨幣政策的影響變得更強烈。而他們亦發現，核心國家貨幣政策對周邊國家的外溢效應會受到各種政策與經濟因素的影響。

第二部分的研究，分析哪些經濟因素會影響核心國家貨幣政策外溢效應的程度。Aizenman et al. (2015)發現，傳統經濟學的力量仍然存在，如同不可能三位一體理論，追求匯率穩定和金融開放的經濟體，其政策利率和實質有效匯率，與核心國家的共同移動程度較高，因而與核心國家連結較強。

不同於二元對立的論點，Aizenman et al. (2015)的研究顯示，周邊國家對核心國家改變金融情勢或貨幣政策的敏感程度，確實會因採行不同的匯率制度而異。然而，浮動匯率制度只能降低而無法完全阻隔核心國家的貨幣政策的外溢效應，因此採行浮動匯率的國家，貨幣政策仍無法達到完全的獨立性。

Edward(2015)針對個別國家的實證結果與 Aizenman et al. (2015)的跨國研究相似。Edward(2015)以智利、哥倫比亞及墨西哥 3 個採行浮動匯率國家，2000 年 1 月-2008 年 6 月的資料進行實證分析，發現即使排除了雷曼兄弟倒閉後，美國 Fed 採行量化寬鬆政策的時期，此 3 個採行浮動匯率的國家，其貨幣政策仍受到美國 Fed 調整政策利率的影響，惟政策感染(policy contagion)的程度不一；若美國 Fed 提高聯邦資金利率，哥倫比亞政策利率平均調幅為美國調幅的 74%，智利逾 50%，而墨西哥為 33%。因此美國等核心國家的貨幣政策會外溢至其他周邊國家，即使該國採行浮動匯率，仍無法達成貨幣政策完全的獨立性。

面對資本自由移動與貨幣政策獨立性的兩難困境，Rey(2015)建議結合運用以下政策，以降低全球金融循環的影響，增強金融穩定，達成貨幣政策獨立性：

- 1.採行針對性資本管制(targeting capital control)，減弱一國貨幣政策與

國際資本移動間的連結。

- 2.採取逆循環的總體審慎措施，在信用高度成長時，加強監控放款標準與交易策略。
- 3.對所有金融中介實施嚴格的槓桿限制，以抑制金融體系正向反饋循環。

## 參、以影子利率衡量非傳統貨幣政策的效果

### 一、以影子利率衡量貨幣政策鬆緊程度

傳統上，泰勒法則(Taylor rule)可判斷當前貨幣政策是否過於寬鬆或緊縮。當短期名目利率高於泰勒法則下的利率，表示當前貨幣政策過於緊縮；反之，則認定為寬鬆。

然而，自 2008 年 12 月起，美國聯邦公開市場委員會(Federal Open Market Committee)將聯邦資金利率的目標值維持在 0-0.25%之間，在零利率底限的環境下，已無降低利率的空間來刺激經濟，Fed 遂轉而採用量化寬鬆與前瞻指引(forward guidance)等非傳統貨幣政策工具。

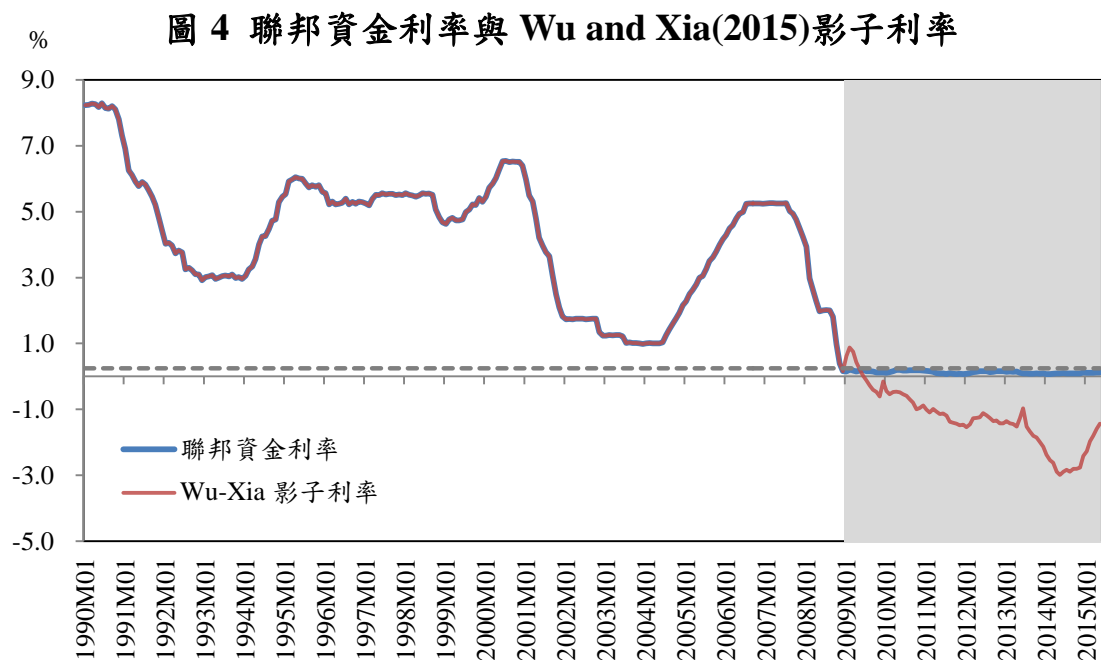
在採行非傳統貨幣政策的環境下，無法再以短期名目利率的上升或下降，作為衡量貨幣政策寬鬆程度的依據，亦無法以過去的方法衡量貨幣政策對實體經濟的影響。過去許多模型(如 VAR 模型)以聯邦資金利率為貨幣政策的變數，這些模型在零利率底線的環境下變成毫無意義，因為即使經濟環境改變，短期利率仍不會有任何變動。

此外，聯邦資金利率降至零利率底線後，與其他經濟變數，如實質 GDP 成長率、失業率及通膨率長期的相關性降低。即使未來聯邦資金利率調升，既有的計量模型也未必能有效預測與衡量。

許多文獻遂運用影子利率模型來衡量央行貨幣政策的立場與效

果<sup>7</sup>。影子利率最早由 Black (1995)提出，不同於可觀察到的短期利率，估計而得的影子利率不受到零利率底線的限制，可為負值，因此在零利率底線期間，影子利率比短期利率包含了更多關於當前經濟情勢的訊息。

圖 4 為 Wu and Xia (2015)以影子利率期限結構模型(shadow price term structure model, SPTSM)估計出影子利率的走勢<sup>8</sup>。由圖 4 可知，在 2009 年 7 月之前聯邦資金利率與影子利率的走勢相同，但在 2009 年 7 月聯邦資金利率降至零利率底線後，影子利率轉為負值。Wu and Xia (2015)認為他們估計出的影子利率隱含了量化寬鬆與前瞻指引等非傳統貨幣政策的影響，可替代零利率底線時期的聯邦資金利率，反映非傳統貨幣政策的寬鬆程度，並能用影子利率衡量非傳統貨幣政策對實體經濟的影響。



註：Wu and Xia(2015)影子利率估計至 2015 年 5 月，灰色虛線為零利率底線，灰色陰影為零利率底線時期，由 2009 年 1 月至 2015 年 5 月。

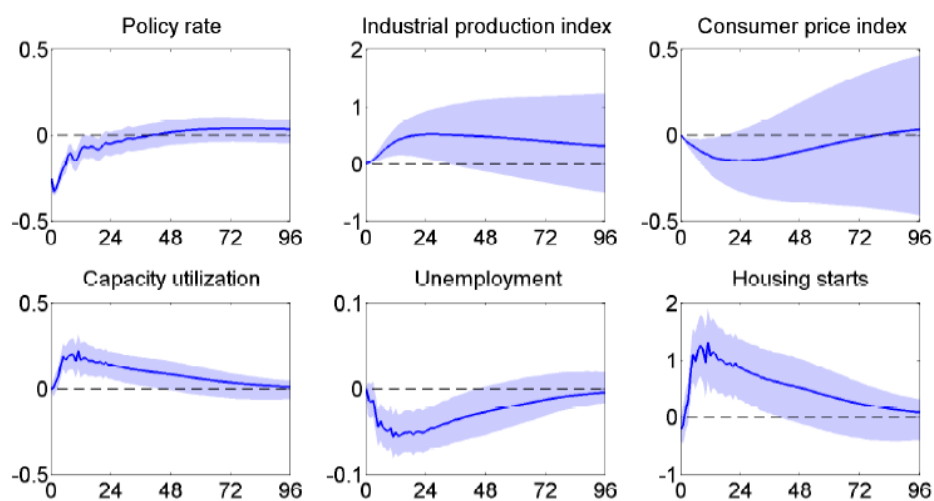
資料來源：Wu and Xia(2015)

<sup>7</sup> 其他研究採用影子利率模型的研究如 Gagnon, Raskin, Remache, and Sack(2011)、Hamilton and Wu(2012)、D'Amico and King(2013)、Wright(2012)等等。

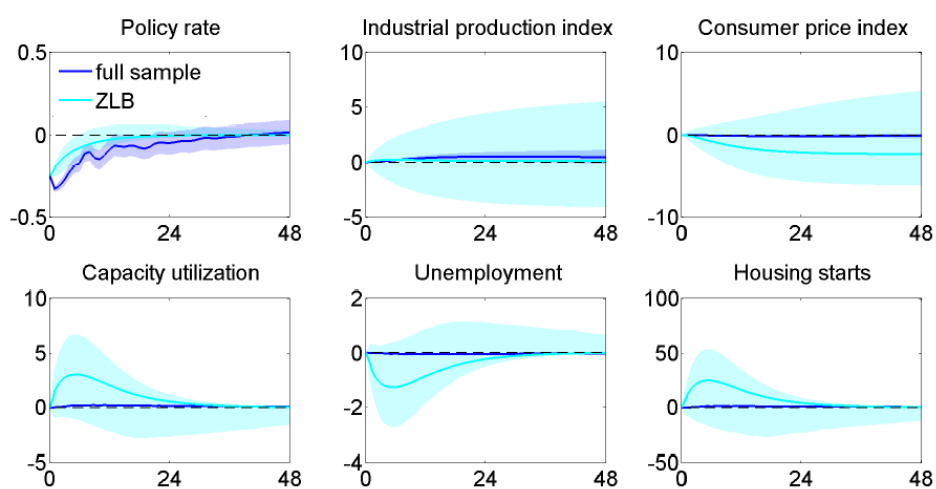
<sup>8</sup> Jing Cynthia Wu 在其個人網頁提供了依據 Wu and Xia(2015)方法所估計出的美國、英國及歐洲央行政策利率的影子利率。詳見 <http://faculty.chicagobooth.edu/jing.wu/research/data/WX.html>

圖 5 Wu and Xia(2015)全樣本與零利率底線期間的衝擊反應

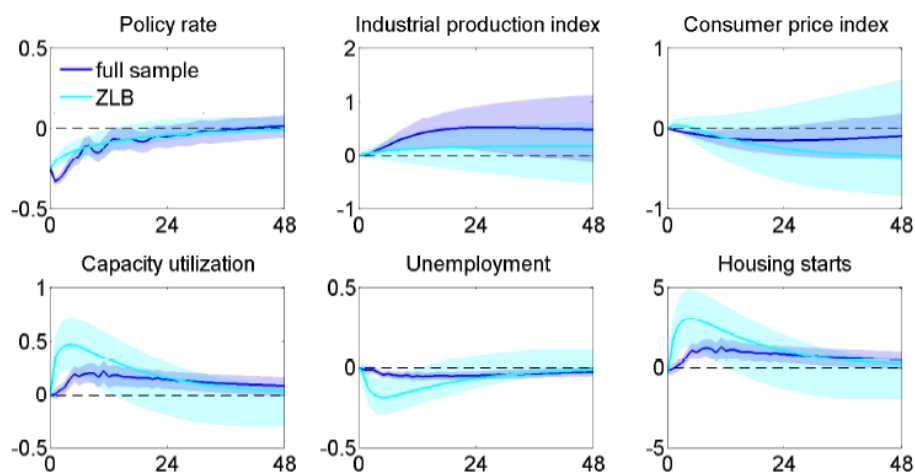
a. 全樣本期間(零利率底線期間使用影子利率)



b. 全樣本 v.s. 零利率底線期間以聯邦資金利率估計



c. 全樣本 v.s. 零利率底線期間以影子利率估計



資料來源：Wu and Xia(2015)

## 二、影子利率能替代零利率底線下的政策利率

Wu and Xia(2015)進一步檢驗在零利率底線期間，影子利率與總體經濟變數的相關性，並與過去聯邦資金利率與總體變數間的關係進行比較。

Wu and Xia(2015)以 VAR 模型檢驗影子利率對總體變數(包含工業生產指數、失業率、消費者物價指數、產能利用率、私部門擁有新屋數)的衝擊反應是否如同過去的實證結果。圖 5a 為於 1960-2013 年的樣本期間<sup>9</sup>，利率調降 25 個基準點的衝擊反應。在擴張性貨幣政策下，工業生產指數、產能利用率、私部門擁有新屋數皆增加，而失業率下降。顯示在零利率底線期間以影子利率替代聯邦資金利率，並不會改變過去的實證結果。

接著，Wu and Xia(2015)以零利率底線期間為樣本(2009 年 7 月至 2013 年 12 月)，並分別以聯邦資金利率與影子利率重新估計衝擊反應。圖 5b 藍色區間為以零利率底線期間為樣本，聯邦資金利率調降 25 個基準點的衝擊反應信賴區間，紫色區間為 1960-2013 全樣本的衝擊反應信賴區間(同圖 5a 的結果)。由圖 5b 可知，聯邦資金利率衝擊反應的信賴區間遠大於全樣本期間。在零利率底線期間，聯邦資金利率並沒有任何具經濟意義的波動，隱含的訊息過少，因此估計結果的標準誤很大。

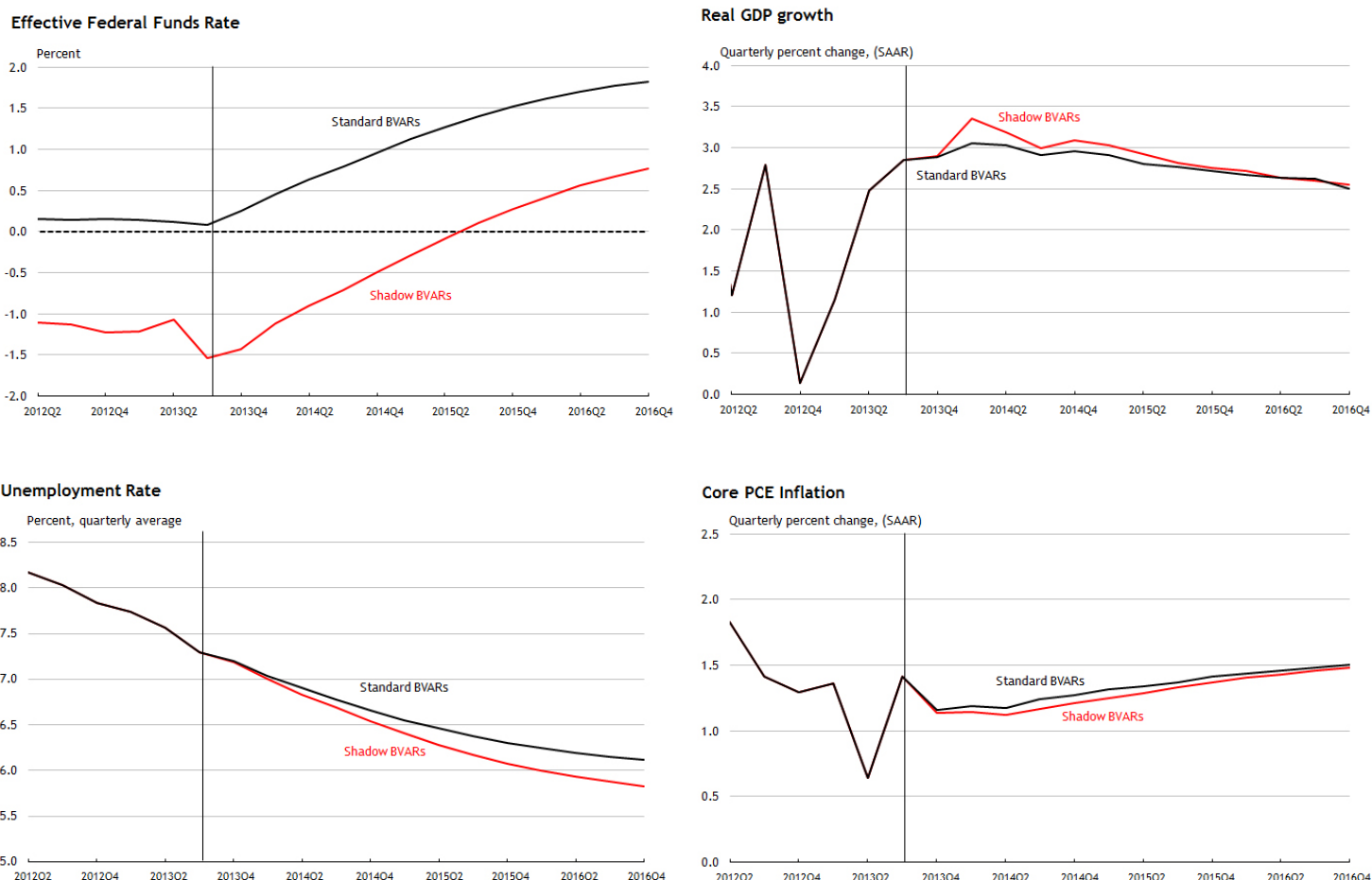
圖 5c 藍色區間為以零利率底線期間為樣本，影子利率調降 25 基準點對經濟變數的衝擊反應信賴區間。Wu and Xia(2015)認為全樣本與圖 5c 的子樣本衝擊反應結果很相近，2009 年 7 月以後影子利率對實體經濟的影響如同全球金融風暴前聯邦資金利率對實體經濟的影響，擴張性貨幣政策會刺激實體經濟。

Wu and Xia (2015)的研究顯示，在零利率底線時期，影子利率隱

<sup>9</sup> 2009 年 9 月以後的聯邦資金利率以影子利率替代。

含了更多具有重要經濟意義的訊息。美國 Fed 採行非傳統政策工具確實有效的將聯邦資金影子利率降為負值，並降低了美國失業率，提高經濟成長率。

圖 6 亞特蘭大聯邦準備銀行的 BVAR 模型預測結果



資料來源：Higgins and Meyer(2013)

### 三、影子利率能有效運用於現有計量模型

Wu and Xia (2015)認為利率處於零利率底線期間，以影子利率替代聯邦資金利率，則仍可運用過去所依賴的計量模型進行分析及預測。亞特蘭大聯邦準備銀行(Atlanta Fed)的經濟學家 Higgins and Meyer(2013)即運用亞特蘭大聯邦準備銀行既有的貝氏 VAR (BVAR) 模型，將 2009 年 Q1 以後的聯邦資金利率的數列，替換為 Wu and Xia(2015)影子利率，藉以預測非傳統貨幣政策對未來(2013 年 Q3 以



後)經濟成長率、核心個人消費支出物價(Core PCE price)上漲率及失業率的影響。

2013 年 Q3 的影子利率約為-1.5%，表示實際的經濟環境比聯邦資金利率(位於零利率底線)所隱含的還要寬鬆。在比零利率更為寬鬆的環境下，可以預期失業率會更低，而經濟成長率會更高。圖 6 為 Higgins and Meyer(2013)BVAR 的預測結果，黑線為直接以聯邦資金利率進行預測的結果，紅線為以影子利率代替聯邦資金利率的預測結果。由圖 6 可以發現，相較於零利率底線的聯邦資金利率，影子利率的預測結果有較高的經濟成長，較低的失業率，而核心個人消費支出物價上漲率則出現過去 VAR 模型常出現的「價格謎團」(price-puzzle)：更為寬鬆的貨幣政策(影子利率)反而使通膨率下降<sup>10</sup>。

而將影子利率運用在 BVAR 模型，對未來聯邦資金利率的預測，可能更為可信。由圖 6 可知，若使用真實的聯邦資金利率，模型預測未來聯邦資金利率將立刻高於零利率底線，而影子利率的預測結果顯示，直到 2015 年第 2 季以後，利率才會回到正值。

## 肆、總體審慎政策有助於減緩金融循環

### 一、全球金融風暴後，各國更加仰賴總體審慎政策

因應全球金融危機，先進國家相繼採行量化寬鬆貨幣政策，擴大短期國際資本移動的規模，資金流入投資報酬率較高的新興市場，進而推升新興市場國家信用成長與資產價格上升，干擾金融市場穩定。當今各國央行已體認僅維持物價穩定無法確保金融穩定，前 Fed 主席 Bernanke 即指出，在穩定特定資產價格上，貨幣政策係「大而無當」的工具(blunt tool)。以貨幣政策處理特定部門過熱情形，往往會有成本過高的問題。因此，透過總體審慎工具維持金融穩定已成為當前重

<sup>10</sup> 一個解釋價格謎團的原因為，央行面對未來通膨下降的信號，提早調降政策利率，但寬鬆政策未能完全抵銷未來通膨下降的壓力，因而導致利率與未來通膨率呈正向關係。過去文獻對價格謎團的討論，可參考 Sim(1992)與 Eichenbaum(1992)。

要議題。

Cerutti et al.(2015)針對 IMF 119 個會員國於 2000 至 2013 年期間施行的總體審慎政策進行研究。利用 IMF 貨幣與資本部門(Monetary and Capital Department)於 2013-2014 年進行的「全球總體審慎工具」調查(Global Macroprudential Policy Instruments, GMPI)<sup>11</sup>，對全球各國仰賴的總體審慎工具進行分析。

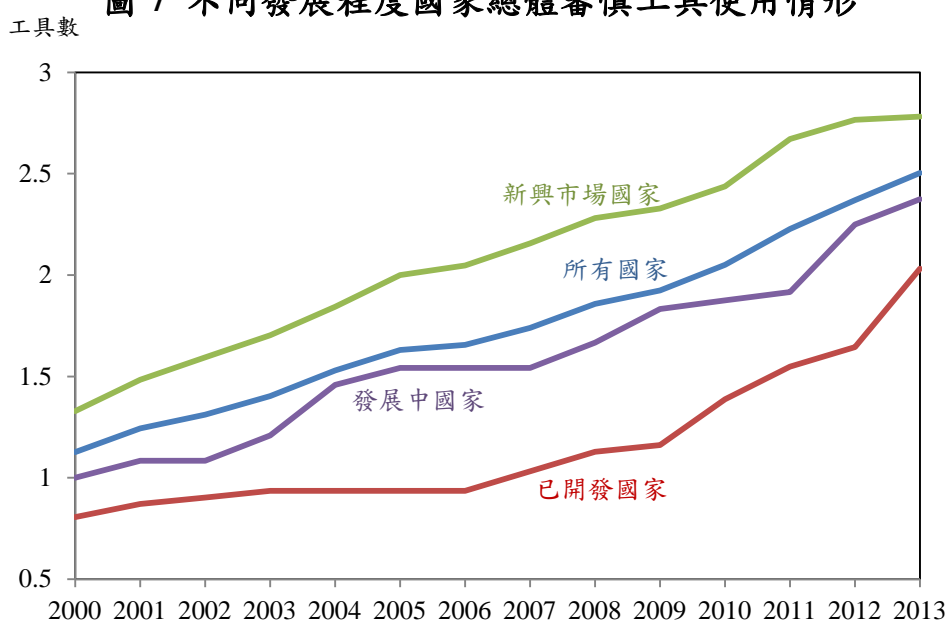
Cerutti et al.(2015)自 GMPI 的調查中，整理了 12 種常見的總體審慎政策工具：

1. 房貸成數(Loan-to-Value Ratio, LTV)
2. 負債所得比(Debt-to-Income Ratio, DTI)
3. 動態放款損失準備 (Time-Varying/Dynamic Loan-Loss Provisioning, DP)
4. 反循環資本計提 (General Countercyclical Capital Buffer / Requirement, CTC)
5. 槓桿比率限制(Leverage Ratio, LEV)
6. 對系統重要金融機構額外資本計提 (Capital Surcharges on Systemically Important Financial Institutions, SIFI)
7. 銀行間暴險限額(Limits on Interbank Exposures, INTER)
8. 資產組合集中度限制(Concentration Limits, CONC)
9. 本國貨幣信用成長限額(Limit on Domestic Currency Loans, CG)
10. 外幣信用成長限額(Limits on Foreign Currency Loans, FC)
11. 法定準備金計提要求(Reserve Requirement Ratio, RR)
12. 對金融機構徵稅(Levy/Tax on Financial Institutions, TAX)

---

<sup>11</sup> 此調查針對 IMF 的會員國，並由該國的金融管理當局進行回覆。

圖 7 不同發展程度國家總體審慎工具使用情形



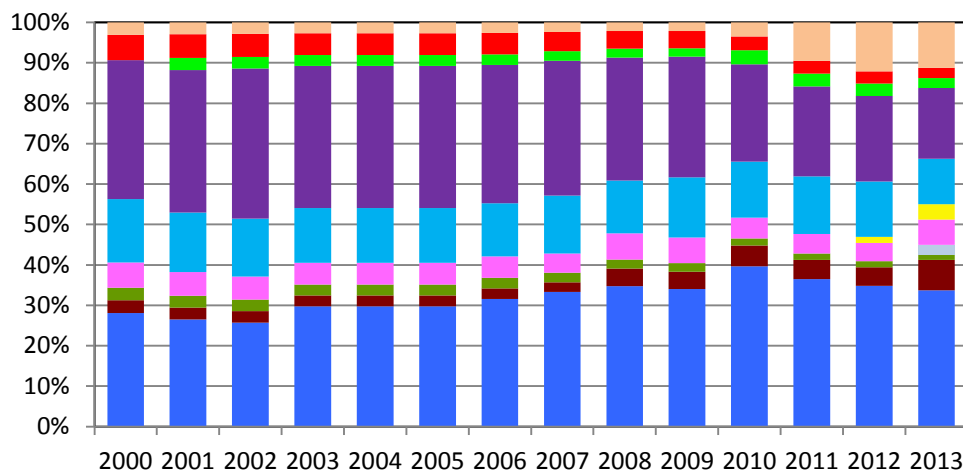
資料來源：Cerutti et al.(2015)

圖 8 為 2000-2013 年，於上述 12 種總體審慎工具中，已開發國家、新興市場國家與開發中國家，各年分別採行的平均數。由圖 8 可知，自 2000 年後，各國愈來愈依賴總體審慎工具，2000 年各國平均採行 1.13 種總體審慎工具，至 2013 年已增為 2.50 種。而新興市場國家採行的總體審慎工具數量最多，發展中國家次之，而已開發國家採行的數量最低。Cerutti et al.(2015)認為，新興市場國家因暴露於國際資金快速進出等外部衝擊，且金融市場的自由化程度較低，加以面臨市場失靈的情況較為嚴重，因而較常採行總體審慎工具。

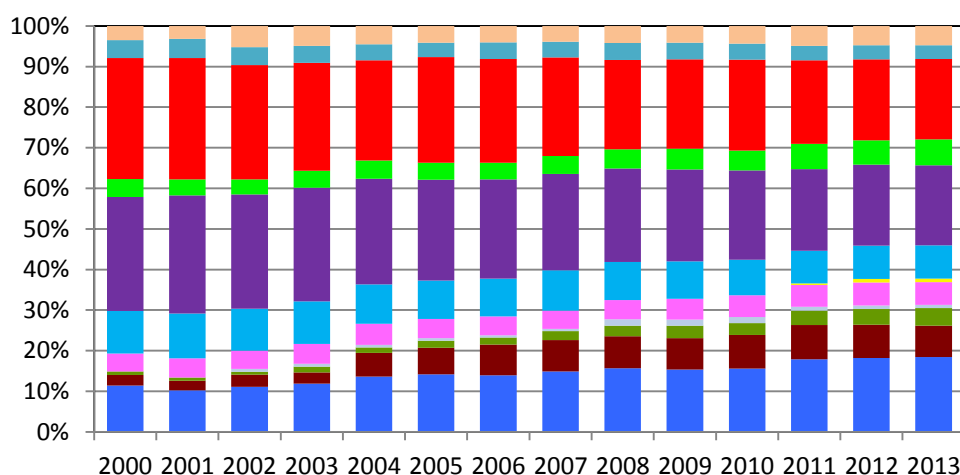
而不同的國家群組，所仰賴的總體審慎工具亦有不同。圖 9 比較已開發國家、新興市場國家與開發中國家採行各種總體審慎工具的比率。整體而言，資產組合集中度限制(CONC)最普遍被各國採行。而不同國家群組間所仰賴的工具存在顯著差異，已開發國家較普遍仰賴房貸成數(LTV)，可能係因已開發國家抵押貸款市場相對成熟，房市對國家經濟發展的影響較大，故以此手段管控房地產市場風險。而新興市場國家因面臨大量且波動性高的資金流動，及因而產生的系統性風險，故較常採行法定準備金(RR)和外幣信用成長限額(FC)等工具。

圖 8 不同所得國家採用的總體審慎工具的種類

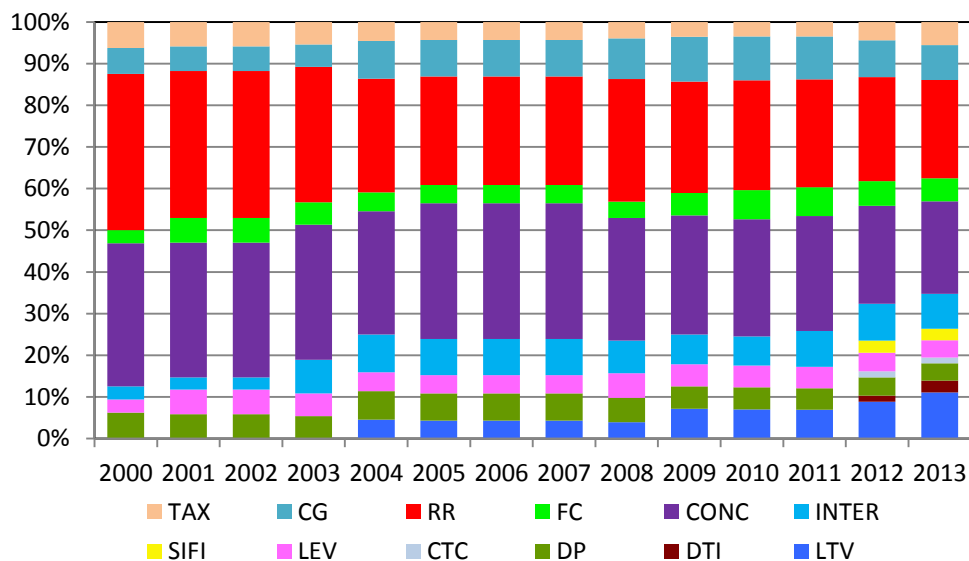
a. 已開發國家



b. 新興市場國家



c. 開發中國家



資料來源：Cerutti et al.(2015)

而開發中國家較常採行動態放款損失準備(DP)與本國貨幣信用成長限額(CG)，而法定準備金計提要求(RR)和外幣信用成長限額(FC)亦常被使用。整體而言，外匯相關之政策工具在新興市場國家較常被使用，而放款限制的政策工具則較常在已開發國家使用。

## 二、實證研究發現總體審慎政策確能減緩金融循環

Cerutti et al.(2015)利用 GMPI 的調查，進行 2000-2013 年間跨國追蹤資料的實證研究。該研究發現，總體審慎政策能降低整體信用與房貸信用成長，且對抑制房價的成長亦有一定程度的效果，顯示採行總體審慎政策能有效減緩金融循環。相對於已開發國家，新興市場國家更依賴總體審慎政策，且實證發現，新興市場國家與開發中國家的總體審慎政策抑制信用成長的效果比已開發國家更好。Cerutti et al.(2015)認為已開發國家的金融體系發展較完整，有較多融資管道，及較易規避總體審慎政策的規範，使得總體審慎政策抑制信用成長的效果較開發中國家差。

在個別總體審慎工具的效果上，Cerutti et al.(2015)發現開發中國家對房貸成數的限制，能降低整體信用成長；負債所得比的限制能縮減已開發與新興市場國家的房貸信用。實證結果顯示，直接對金融機構放款進行限制，對抑制信用成長的效果最明顯。

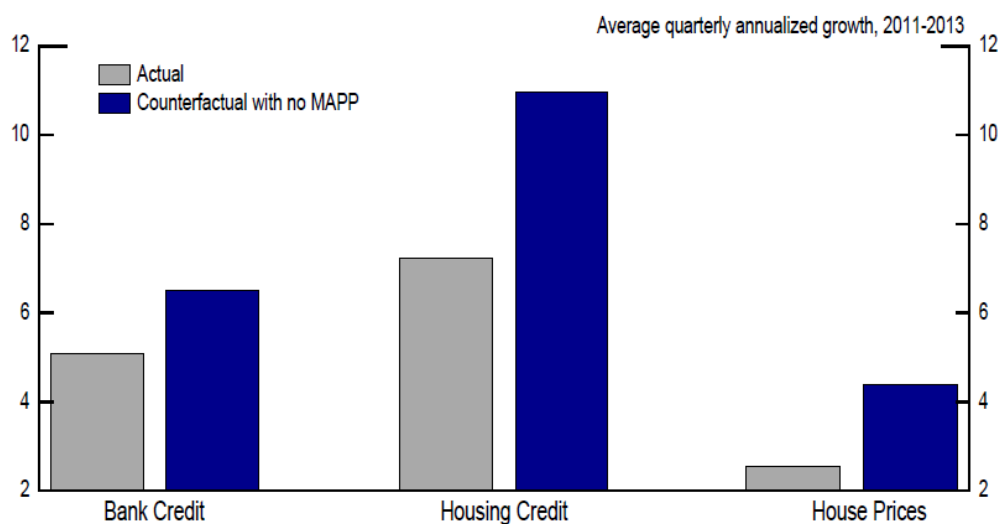
Akinci and Olmstead-Rumsey(2015)自行編製 57 個已開發與新興市場國家採用的總體審慎工具資料，並以 2000 年 Q1 至 2013 年 Q4 為樣本期間，進行實證研究，亦得到相似的結果：

1. 不論是已開發或新興市場國家，總體審慎工具的採行在全球金融風暴後更為普遍。
2. 總體審慎工具的採行與信用成長、房貸信用成長以及房價通膨呈負相關。不論是針對限制房貸的政策，如房貸成數、負債所得比，

或是非針對房貸信用的政策，如反循環資本計提(countercyclical capital requirement, CCR)、信用成長限制、消費性放款限制，均能降低信用成長。

3. 直接限制房貸信用的目標性政策(targeted policy)的效果更為顯著，且只有限制房貸成數與負債所得比，才會顯著的降低房貸信用的成長。
4. 新興市場國家對資金流入的限制能降低銀行信用的成長。

圖 9 總體審慎工具的反事實分析結果



註：灰色直條為 2011-2013 年至少採行一項總體審慎工具的國家，銀行信用成長率、房貸信用成長率與房價上漲率的實際值。藍色直條為模型推估未採行總體審慎工具的反事實平均成長率。

資料來源：Akinci and Olmstead-Rumsey(2015)

Akinci and Olmstead-Rumsey(2015)的反事實(counterfactual)分析結果顯示(見圖 10)，若貨幣當局不採用任何總體審慎工具，2011-2013 年平均信用成長率會提高 25%，房貸信用的成長幅度將逾 50%，而房價成長率更將近兩倍。他們認為在 2011-2013 年總體審慎工具對抑制信用與房價成長有顯著的成效。

## 伍、估計潛在產出和產出缺口

### 一、潛在產出和產出缺口之定義

潛在產出是指在價格穩定和自由市場經濟目標下，一國在一定期間內，使用最佳可利用的技術、最低成本的投入組合，且資本和勞動達到充分就業，所能生產的國內生產毛額。也就是說，潛在產出是在物價穩定的情形下，充分利用現有的資源及技術水準，所能達到的最大產出。

實際產出與潛在產出的差額即為產出缺口。為便於各國比較，產出缺口一般係以百分比的型態表示，計算公式如下：

$$\text{產出缺口}(\%) = \left[ \frac{y - y^*}{y^*} \right] \times 100\%$$

其中  $y$  為實際產出， $y^*$  為潛在產出。當產出缺口為正，此時總需求的成長率超過總供給的成長率，造成通膨壓力升高；當產出缺口為負，表示目前產出低於正常情況下的趨勢產能，可能有通縮壓力。

由於產出缺口可用來衡量通膨情勢，因此其對貨幣政策制定者而言，具有重要意義。惟潛在產出和相對應的產出缺口為觀察不到的變數，僅能藉由統計及計量方法推估而得。

## 二、潛在產出和產出缺口的估計方法

潛在產出與產出缺口的衡量方法可分為三大類(見表 1)：

- (一)純粹靠統計方法計算之非結構模型(non-structural model)，不需仰賴經濟理論，而是藉由統計方法直接將 GDP 序列分為趨勢項和波動項，趨勢項即為潛在產出。如：HP filter、不可觀察組成法(unobservable component method)等。
- (二)結構性模型(structural model)，以經濟理論為基礎，運用計量方法來估計潛在產出，如：SVAR、生產函數法。
- (三)多變量模型(multivariate methods) (或稱半結構式法) 則同時結合統計濾波法和結構模型法，如：多變量 HP filter 等。

表 1 潛在產出估計方法

非結構模型	結構模型	多變量方法
HP filter	生產函數法	多變量 HPfilter
不可觀察組成法	結構式 VAR	多變量不可觀察組成法
Beveridge Nelson Decomposition		
Band-Pass filter		

資料來源：Lim, Vincent 上課講義

不同的方法往往會估計出不同的結果，貨幣當局宜採用多種估計方法相互參照來做為決策依據。以下介紹較常見的估計方法。

### 1. Hodrick-Prescott filter (HP filter)

Hodrick and Prescott (1997)提出的 HP filter，是分離時間序列之長期趨勢與短期波動最常運用的統計方法。一個 GDP 序列( $y_t$ )可分解為趨勢項 $y^*$ (即潛在產出)和波動項  $ygap$  (即產出缺口)：

$$y_t = y_t^* + ygap_t$$

HP filter 的概念係建構最小損失函數，分離出長期趨勢以及短期波動成分，設定目標函數如下：

$$\sum_{t=1}^T \left( \frac{1}{\sigma_1^2} (y_t - y_t^*)^2 + \frac{1}{\sigma_0^2} (\Delta y_{t+1}^* - \Delta y_t^*)^2 \right)$$

其中， $\sigma_1^2$ 為產出缺口的變異數， $\sigma_0^2$ 為潛在產出變動的變異數， $\Delta$ 代表差分，而 $\lambda_1 = \sigma_1^2 / \sigma_0^2$ ，參數 $\lambda$ 為決定平滑度的參數，數值愈大，估計趨勢則愈平滑。Hodrick and Prescott (1997)建議若為年資料將 $\lambda$ 設為 100，季資料設為 1600，月資料設為 14400。

HP filter 為一種雙邊濾波法(two-sided filter)，同時使用過去和未來的資訊分離趨勢項，每個時點的估計值皆受全樣本的資料影響。而



Stock and Watson(1999)指出使用過去與外來的資料，在預測上有許多不便，建議使用單邊 HP filter 濾波法(one-sided HP filter)，每個時點的估計值只使用過去的資訊。

## 2. 動態 HP filter

基本的 HP filter 並未考慮產出缺口可能具有持續性，Borio et al. (2014)建議，為了解釋 HP filter 產出缺口具序列相關的特性，可改採動態 HP filter 模型，假設產出缺口具 AR(1)的特性：

$$y_t = y_t^* + \beta(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \varepsilon_{2,t}$$

其中  $\varepsilon_{2,t}$  為平均數為 0，變異數為  $\sigma_2^2$  的常態分配。同樣極小化下列目標函數：

$$\sum_{t=1}^T \left( \frac{1}{\sigma_2^2} (\varepsilon_{2,t})^2 + \frac{1}{\sigma_0^2} (\Delta y_{t+1}^* - \Delta y_t^*)^2 \right)$$

其中， $\lambda_2 = \sigma_2^2 / \sigma_0^2 = 1600(1 - \beta^2)$ 。

在上述的設定下，產出缺口的變動程度除了取決於  $\lambda_2 = \sigma_2^2 / \sigma_0^2$  之外，還取決於  $\beta$  的大小。若  $\beta = 1$ ，則產出缺口為一隨機漫步的序列；若  $\beta < 1$ ，則產出缺口具均值回歸(mean-reverting)的特性。

## 3. 不可觀察組成法

GDP 序列可分解為潛在產出與產出缺口，

$$y_t = y_t^* + ygap_t$$

Watson(1986)假設潛在產出為含有漂移項(drift)的隨機漫步的形式，即

$$y_t^* = \mu_t + y_{t-1}^* + e_t^y$$

其中， $\mu_t$  為漂移項，而  $e_t^y \sim N(0, \sigma_y^2)$ 。

根據 Clark(1987)，設定漂移項為隨機漫步，

$$\mu_t = \mu_{t-1} + e_t^\mu$$

其中  $e_t^\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ <sup>12</sup>。而 Watson(1986) 假設產出缺口為 AR(2) 形式，

$$ygap_t = c_0 + c_1 ygap_{t-1} + c_2 ygap_{t-2} + e_t^{gap}$$

其中  $e_t^{gap} \sim N(0, \sigma_{gap}^2)$ 。

給定不可觀察變數的動態過程，以及與實際資料的關係式後，可以利用卡爾曼濾波法(Kalman filter)估計潛在產出及產出缺口。

#### 4. Band-Pass filter

Band Pass Filter 將景氣循環視為特定頻率的波動，從頻率的角度 (frequency-domain) 進行循環波動分析。將高頻的波動視為不規則或季節性波動，低頻波動視為長期趨勢，而中頻的波動即為景氣波動或循環的成分。Band-Pass filter 即是把在特定寬頻 (frequency range) 內的波動從原始數列中萃取出來，而過濾掉其餘的波動。

運用 Band-Pass filter 時，必須設定循環波動持續的時間，即周期性 (periodicities)，用以過濾過長與過短的波動。過去文獻設定的景氣循環持續時間多介於 1.5 至 8 年之間，若使用季資料，則設定為 6 季至 32 季<sup>13</sup>。在給定周期後，對觀察值前後兩端的數值做加權移動平均 (weighted moving average)，將數列的循環波動的成分分離出來。

以下介紹兩種常見的 Band-Pass filter，分別以不同方法計算加權移動平均：

(1) Baxter-King filter：由 Baxter and King(1999) 提出，為固定區間的對

---

<sup>12</sup> 若  $e_t^\mu = 0$ ，則產出的成長率為固定，Watson(1986) 即設定此假設進行美國資料的估計，但其他國家未必適用，如，Gerlach and Yiu(2002) 假設成長率隨時間變動，來估計 5 個亞洲國家(包含台灣)的潛在產出。

<sup>13</sup> 由於循環週期必大於 1 期，因此限制循環週期下限為 2 期。

稱濾波法(fixed length symmetric filters)，對觀察值前後相同區間內的數值計算加權移動平均，且權數固定，不隨樣本觀察值改變。Baxter-King filter以下式進行固定區間的移動平均：

$$y_t = \hat{B}(L)x_t = \sum_{j=-n}^n \hat{B}_j x_{t+j} = \hat{B}_0 x_t + \sum_{j=1}^n \hat{B}_j (x_{t-j} + x_{t+j})$$

其中， $x_t$ 為原始數列， $y_t$ 為由濾波法得出的循環， $\hat{B}(L)$ 為落後運算元，而權數 $\hat{B}_j$ 為

$$\hat{B}_j = B_j - \frac{1}{2n+1} \sum_{j=-n}^n B_j$$

(2)Christiano-Fitzgerald filter：由Christiano and Fitzgerald (2003)提出，為全樣本不對稱濾波法(full sample asymmetric filters)，以極小化均方誤(mean square error)得到權數，並允許領先與落後資料的權數不同，且權數隨觀察值而調整。Christiano-Fitzgerald filter為

$$y_t = \hat{B}(L)x_t = \sum_{j=-n_1}^{n_2} \hat{B}_{t,j} x_{t+j}$$

而權數 $\hat{B}_{t,j}$ 為極小化均方誤的解

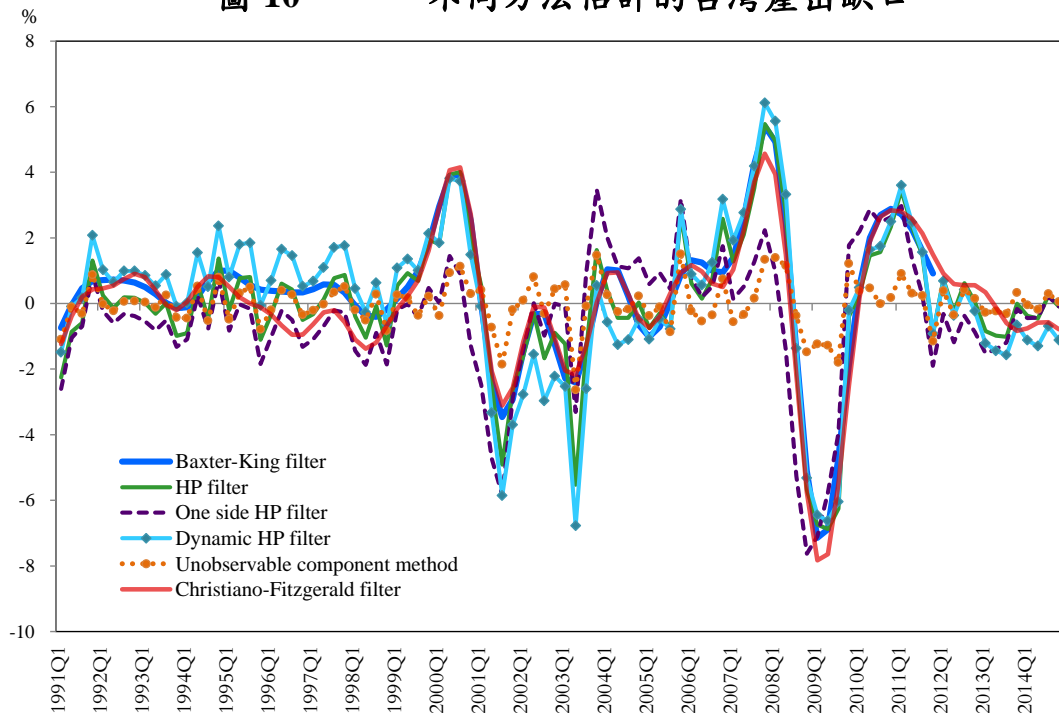
$$\hat{B}_{t,j} = \arg \min E[(y_t - \hat{y}_t)^2].$$

由於Baxter-King filter同時使用領先與落後的資料作加權移動平均，因此得到的估計值會缺少數列最初與最後的數值，而Christiano-Fitzgerald filter以所有的資料計算每個時點的估計值，故能得到完整的數列。

### 三、不同產出缺口估計方法的估計結果

過去文獻發現，不同的產出缺口估計方法往往得到不同的估計結果。Bjørnland (2005)以不同方法估計挪威的產出缺口，發現不同方法皆可捕捉到景氣循環波動，然而，缺口的幅度卻因不同的方法而有明

圖 10 不同方法估計的台灣產出缺口



顯的差異，這也造成決策當局選擇產出缺口估計方法的困難。

本文以不同方法估計台灣產出缺口亦得到相似的結果，圖 11 為以季資料估計台灣的產出缺口，由圖 11 可知，不同方法的結果大致皆能捕捉循環波動的時間點，如，不同估計方法得到的產出缺口在 2000 年科技泡沫與 2008 年全球金融風暴的循環時間點大致相近，但缺口的幅度卻有明顯的差異，不可觀察組成法估計出的缺口明顯較小。在 1992- 1999 年間，因缺口的幅度不大，不同方法估計出的缺口正負皆有，如，動態 HP filter 缺口為正值，單邊 HP filter 則為負值。

表 2 為各估計方法得到的台灣產出缺口的相關係數，不同方法間的相關係數多介於 0.7-0.9 之間，惟不可觀察組成法與兩個 Band-Pass filter 的相關係數較低，僅為 0.55，而不可觀察組成法與各種的 HP filter 相關性較高。整體而言，Christiano-Fitzgerald filter 與 Baxter-King filter 間的相關係數最高，達 0.98。

表 2 不同估計方法的台灣產出缺口相關係數

樣本期間：1991Q1-2014Q4

估計方法	雙邊 HP filter	單邊 HP filter	動態 HP filter	Baxter-King filter	Christiano-Fitzgerald filter	不可觀察組成法
雙邊 HP filter	1					
單邊 HP filter	0.80	1				
動態 HP filter	0.96	0.71	1			
Baxter-King filter	0.94	0.72	0.91	1		
Christiano-Fitzgerald filter	0.91	0.73	0.85	0.98	1	
不可觀察組成法	0.79	0.70	0.72	0.57	0.55	1

#### 四、不同產出缺口估計方法的選擇

如上節所述，不同估計方法得到的產出缺口的幅度有很大差異，因此決策當局如何選擇適宜的模型相當重要，然而產出缺口為不可觀察的數值，往往難以確知何種估計方法最佳。Cotis et al.(2005)認為，實務上選擇不同的估計方法宜參考下列因素：

##### (一)樣本末端估計值的可信度

對關心近期經濟情勢，需要短期預測的政策制定者而言，產出缺口的末端估計值是非常重要的。雙邊濾波法(如 HP filter)會用到未來的資訊，故樣本點末段的估計值往往不準確；Baxter-King filter，在樣本點末端沒有估計值，亦不符政策制定者的需求；而生產函數法與結構式 VAR 因只用到過去資料，故對樣本點末段的估計值準確度較高。

##### (二)使用即時資料與修正資料的差距

若最初使用即時資料得到的估計值與之後使用修正資料的估計值，兩者差距大，則此產出缺口的估計方法可信度就較差。一般

而言，雙邊濾波法對兩種資料估計結果的差距較大，結合了其他經濟變數的多變量濾波法模型，差距會降低。而依據經濟結構的生產函數法，兩者差距亦相對較低。

### (三)預測通膨的能力

產出缺口的一個重要特點是能夠預測通膨，因此，可檢視各種方法估得的產出缺口是否能協助預測通膨。一般文獻建議採用菲利普曲線模型進行通膨預測(如 Cheremukhin, 2013)，比較不同方法估得的產出缺口對通膨的樣本內配適與樣本外預測的績效，可協助政策制定者對各種方法進行評價。

### (四)與其他經濟指標比較

如與產能利用率與失業率走勢比較，以了解各種方法所估得的產出缺口是否描繪相同的景氣循環。一般而言，多數方法估得的產出缺口和其他景氣循環指標多呈正相關。

## 陸、心得與建議

本次參加東南亞國家中央銀行研訓中心的訓練課程，學習當前貨幣政策的重要議題。並透過講師授課、課堂報告、實作練習及學員間討論，了解不可能的三位一體的實證分析，貨幣政策鬆緊程度的衡量，產出缺口估算等議題，獲益良多。個人參與該課程之心得與建議如下：

(一)隨著美國可能即將升息，貨幣政策邁向正常化，而歐元區與日本仍維持 QE，核心國家的貨幣政策勢將影響台灣貨幣政策未來動向。未來似可參考 Edward(2015)，分析台灣貨幣政策受美國 Fed 調整政策利率的感染程度，如，若美國 Fed 提高政策利率，台灣平均會調升多少；而全球金融風暴前後，傳染程度是否發生改變等。

(二)在核心國家紛紛採行非傳統貨幣政策的環境下，亦應檢視既有的

計量模型，是否需進行調整，以確保模型的變數與設定能充分反應後金融風暴時期的經濟金融情勢。

(三)總體審慎政策已成為當前各國央行重要的政策工具，未來似可加強國內總體審慎政策之傳遞機制與政策效果的實證研究，如衡量台灣房貸成數的政策效果，及運用反事實研究等計量分析。

(四)產出缺口的估計為央行政策的重要參據，未來除應多方嘗試文獻建議之不同估計方法，亦應依估計值的特性與其他參考準則，從中選擇適宜的方法，以提高估計的可信度。

(五)本次參與訓練課程，除各國專家學者之授課，使學員能增進貨幣政策機制、金融制度與政策的相關知識外，大量的實作及討論課程，更使學員能與其他國家之央行人員進行交流，了解各國的操作模式及預測模型，有助於工作能力的提升。

## 參考文獻

- Aizenman, J. (2010), “The Impossible Trinity (aka The Policy Trilemma),” forthcoming in *the Encyclopedia of financial globalization*.
- Aizenman, J., M. D. Chinn, and H. Ito (2010), “The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating the New Patterns of the Trilemma's Configurations,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, No. 4, pp. 615–641.
- Aizenman, J., M. D. Chinn, and H. Ito (2013), “The 'Impossible Trinity' Hypothesis in an Era of Global Imbalances: Measurement and Testing,” *Review of International Economics*, Vol. 21, No. 3, pp.447–458.
- Aizenman, J., M. D. Chinn, and H. Ito (2015), “Monetary Policy Spillovers and the Trilemma in the New Normal: Periphery Country Sensitivity to Core Country Conditions,” *NBER Working Paper* No. 21128.
- Akinci, O. and J. Olmstead-Rumsey (2015), “How Effective are Macroprudential Policies? An Empirical Investigation,” *BIS Working Paper*, May 6.
- Baxter, M. and R. G. King (1999), “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.81, pp.575–593.
- Black, F. (1995), “Interest Rates as Options,” *Journal of Finance*, Vol.50, pp.1371-1376.
- Borio, C., P. Disyatat and M. Juselius (2014), “A Parsimonious Approach to Incorporating Economic Information in Measures of Potential Output,” *BIS Working Papers*, No. 442.
- Bjørnland, H. C., L. Brubakk, and A. S. Jore(2005), “The output gap in Norway - a comparison of different methods,” *Norges Bank. Economic Bulletin*, Vol.76, No.2, pp.90-99.



- Cerutti, E., S. Claessens, and L. Laeven(2015), “The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New Evidence,” *IMF Working Paper*.
- Cheremukhin, A. (2013), “Estimating the Output Gap in Real Time,” *Dallas Fed Staff Paper*, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Chinn, M. D. and H. Ito (2006), “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions,” *Journal of Development Economics*, Vol. 81, No. 1, pp.163-192.
- Chinn, M. D. and H. Ito (2008), “A New Measure of Financial Openness,” *Journal of Comparative Policy Analysis*, Vol. 10, No. 3, pp.309 - 322.
- Christiano, L. J. and T. J. Fitzgerald (2003), “The Band Pass Filter,” *International Economic Review*, Vol.44, No.2, pp.435-465.
- Clark, P. K. (1987), “The Cyclical Component of U.S. Economic Activity,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.102, pp. 797-814.
- Cotis, J., J. Elmeskov and A. Mourougane (2005), “Estimates of Potential Output: Benefits and Pitfalls from a Policy Perspective,” in L. Rechling (ed.) *Euro Area Business Cycle: Stylized Facts and Measurement Issues*, CERP London, Feb.
- D'Amico, S. and T. King (2013), “Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases: Evidence on the Importance of Local Supply,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 108, pp.425-448.
- Eichenbaum, M. (1992), “Comment on Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review*, Vol.36, pp.1001-1011.
- Edwards, S. (2015), “Monetary Policy Independence under Flexible Exchange Rates: An Illusion?” *NBER Working Paper* No. 20893.
- Gagnon, J., M. Raskin, J. Remache, and B. Sack (2011), “The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchase,” *International Journal of Central Banking*, Vol. 7,

pp.3-43.

Gerlach, S. and M. S. Yiu(2002), “Unobservable-Component Estimates of Output Gaps in Five Asian Economies,” *HKIMR Working Paper No.5/2002*.

Hamilton, J. D. and J. C. Wu (2012), “The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 44, pp.3-46.

Higgins, P. and B. Meyer (2013), “The Shadow Knows the Fed Funds Rate.” <<http://macroblog.typepad.com/macroblog/2013/11/the-shadow-knows-the-fed-funds-rate.html>>

Hodrick, R. J. and E. C., Prescott (1997), “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No.1, pp1-16..

Rey, H. (2015), “Dilemma or Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence,” *NBER Working Paper No.21162*.

Sims, C. A. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review*, Vol.36, pp.975-1000.

Stock, J. H. and M. W. Watson (1999), “Forecasting inflation,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.44, pp.293-335.

Watson, M. W. (1986), “Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.18, pp. 49-75.

Wu, J. C. and F. D. Xia (2015), “Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound,” *NBER Working Paper No. 20117*.

Wright, J. H. (2012), “What does Monetary Policy do to Long-term Interest Rates at the Zero Lower Bound?” *Economic Journal*, Vol.122, pp.447-466.