

行政院及所屬各機關出國報告書

(出國類別：其他)

瑞士央行基金會

「進階貨幣經濟課題(Advanced Topics in Monetary  
Economics)」研習課程

出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：吳俊毅/經濟研究處副研究員

派赴國家：瑞士

出國期間：108年8月17日至9月1日

報告日期：108年11月

# 目錄

壹、前言.....	1
貳、開放經濟體下的名目工資向下僵固性.....	2
一、背景說明.....	2
二、理論模型介紹.....	3
三、相關實證結果.....	6
參、資本管制是否真的為逆景氣循環(COUNTERCYCLICAL)?....	10
一、資本管制指標的資料說明.....	10
二、資本管制指標與產出之關係.....	11
三、資本管制指標與景氣循環之關係.....	13
肆、新費雪效果之探討.....	14
一、費雪效果與新費雪效果介紹.....	14
二、新費雪效果之實證模型與結果.....	17
伍、瑞士央行貨幣政策目標與其決策會議籌備過程.....	24
一、貨幣政策目標與架構.....	24
二、決策會議籌備過程.....	26
陸、心得與建議.....	27
參考文獻.....	29

## 壹、前言

職奉准於民國 108 年 8 月 17 日至 9 月 1 日參加瑞士中央銀行基金會(Foundation of Swiss National Bank)格岑塞訓練中心(Study Center Gerzensee)舉辦之「進階貨幣經濟課題」研習課程。本次課程參加學員共 26 人，除本行外，包括美國、墨西哥、智利、巴西、阿根廷、玻利維亞、德國、奧地利、冰島、瑞典、馬其頓、俄羅斯、立陶宛、喬治亞、波蘭、亞塞拜然、烏克蘭、土耳其、烏干達、南韓、菲律賓、泰國、印尼、馬來西亞、新加坡等中央銀行之代表。

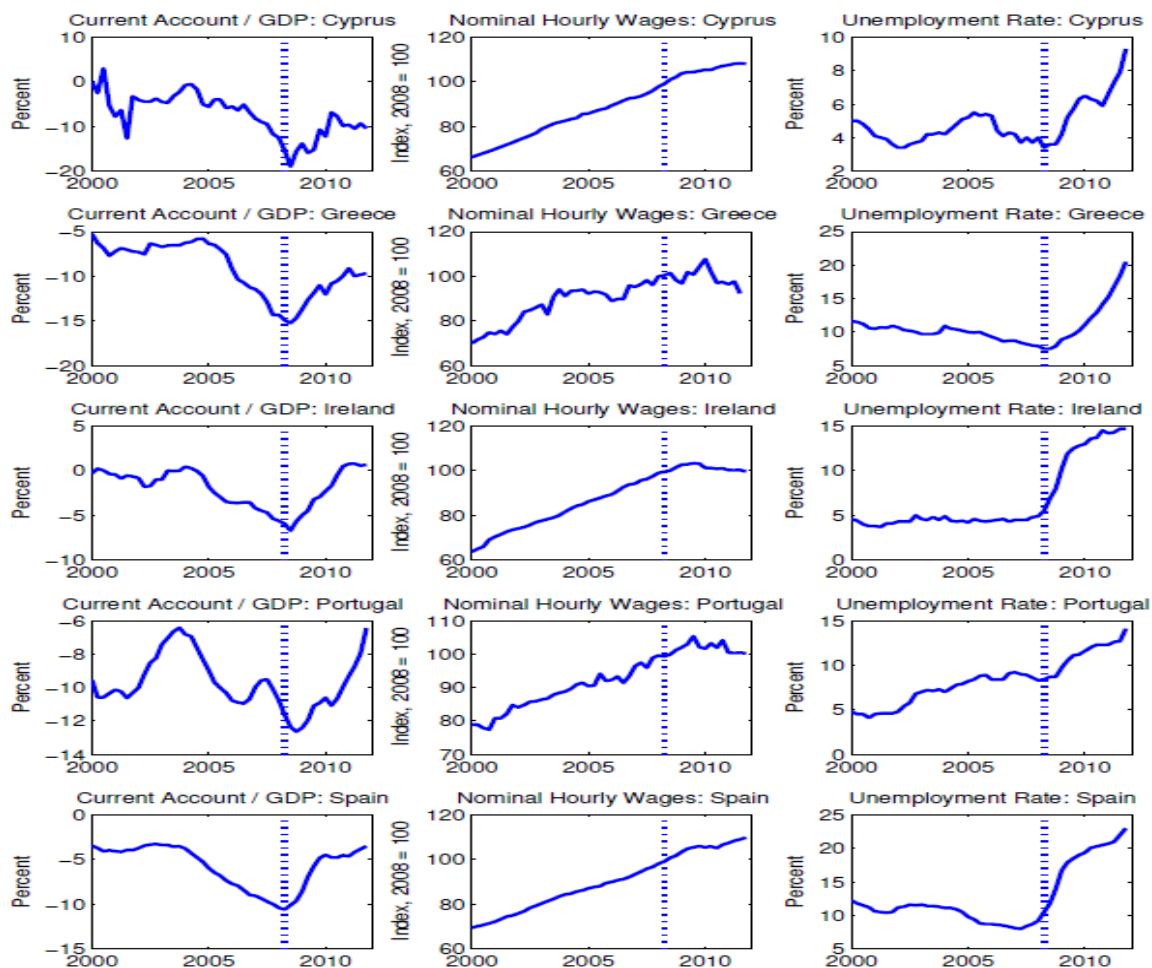
課程講師為美國 Columbia 大學 Stephanie Schmitt-Grohe、美國 Northwestern 大學 Lawrence J. Christiano 等兩位教授，以及瑞士中央銀行 Nicolas Cuche-Curti 與 Tobias Cwik 等兩位博士，課程內容涵蓋開放總體經濟、動態隨機一般均衡模型(Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, DSGE 模型)，與介紹瑞士貨幣政策架構與政策分析工具。課程中除講授理論模型與實證分析外，亦安排學員實際操作計量軟體(包括 Matlab 及 Dynare)，進行相關模型估計與模擬。

本報告架構如下，除第壹章為前言外，第貳章為開放經濟體下的名目工資向下僵固性，包含背景說明、理論模型介紹與相關實證發現；第參章討論資本管制相關議題，內容包含指標的編製，及其與產出、景氣循環關係之探討；第肆章是新費雪理論介紹與實證結果說明；第伍章則是介紹瑞士央行貨幣政策目標與其決策會議籌備過程；最後一章為心得與建議。

## 貳、開放經濟體下的名目工資向下僵固性

### 一、背景說明

Uribe and Schmitt-Grohe(2017)發現，2000 年後因歐洲經濟整合蓬勃發展，吸引大量資本流入，使賽普勒斯、希臘、愛爾蘭、葡萄牙和西班牙等歐洲新興國家出現利率走低，經常帳逆差擴大與名目工資上揚等景氣擴張(boom)的特徵。惟 2008 年全球金融危機後，歐洲總合需求下降，進入景氣衰退(bust)階段，使得部分釘住歐元匯率(currency peg)的國家經常帳逆差改善，且失業率持續上升，如圖 1 所示。



資料來源：Schmitt-Grohe (2019)

圖 1 2000 ~ 2011 年歐洲新興國家重要經濟變數的走勢

## 二、理論模型介紹

為了說明上述現象，Uribe and Schmitt-Grohe (2017) 建立一個包含家計單位，生產貿易財與非貿易財的廠商以及勞動市場等部門之簡單開放經濟體模型。為簡化說明，後續將以「最適化總體經濟行為方程式」進行模型介紹：

### 1. 家計單位

$$c_t^T + d_t = y_t^T + \frac{d_{t+1}}{1 + r_t},$$
$$\lambda_t = U' \left( A(c_t^T, F(h_t)) \right) A_1(c_t^T, F(h_t)),$$
$$\frac{\lambda_t}{1 + r_t} = \beta E_t \lambda_{t+1},$$

其中，第一條為家計部門均衡條件， $c_t^T$  為貿易財消費， $d_t$  是外幣計價債務， $y_t^T$  是貿易財產出， $r_t$  則是為名目利率。第二條則是消費方程式， $A(\cdot)$  為消費商品組合，包含貿易財與非貿易財 ( $F(h_t)$ )， $U(\cdot)$  則是消費者效用函數， $h_t$  為實際勞動供給。第三條則是消費者的跨期選擇行為 (Euler 方程式)， $\beta$  是折現因子。

### 2. 廠商部門

$$p_t = \frac{W_t / \varepsilon_t}{F'(h_t)},$$
$$p_t = \frac{A_2(c_t^T, F(h_t))}{A_1(c_t^T, F(h_t))},$$

式中， $p_t \equiv P_t^N / P_t^T$ ，表示為非貿易財與貿易財相對價格， $W_t$  是名目工資， $\varepsilon_t$  為名目匯率 ( $\varepsilon_t$  增加，表示本國貨幣貶值)，故廠商部門第一

式為非貿易財供給曲線。 $A_1(c_t^T, F(h_t))$  為貿易財消費邊際效用， $A_2(c_t^T, F(h_t))$  是非貿易財消費邊際效用，故第二式為非貿易財需求曲線。

### 3. 勞動市場

$$w_t \geq \gamma \frac{w_{t-1}}{\epsilon_t},$$

$$h_t \leq \bar{h},$$

$$(\bar{h} - h_t) \left( w_t - \gamma \frac{w_{t-1}}{\epsilon_t} \right) = 0,$$

其中， $w_t \equiv W_t/\mathcal{E}_t$ ； $\epsilon_t \equiv \mathcal{E}_t/\mathcal{E}_{t-1}$ ，若 $\epsilon_t > 1$ ，表示本國貨幣貶值；反之則為本國貨幣升值。勞動市場第一式可視為工資具向下僵固性。第二式則代表勞動需求不超過勞動供給。第三條則是勞動市場結清條件。

### 4. 其他結清條件

$$c_t^N = y_t^N = F(h_t),$$

上式為非貿易財的結清條件。

除上述架構外，若要分析景氣變化對於釘住匯率制度國家的影響，則需增加釘住匯率制度之假設條件，

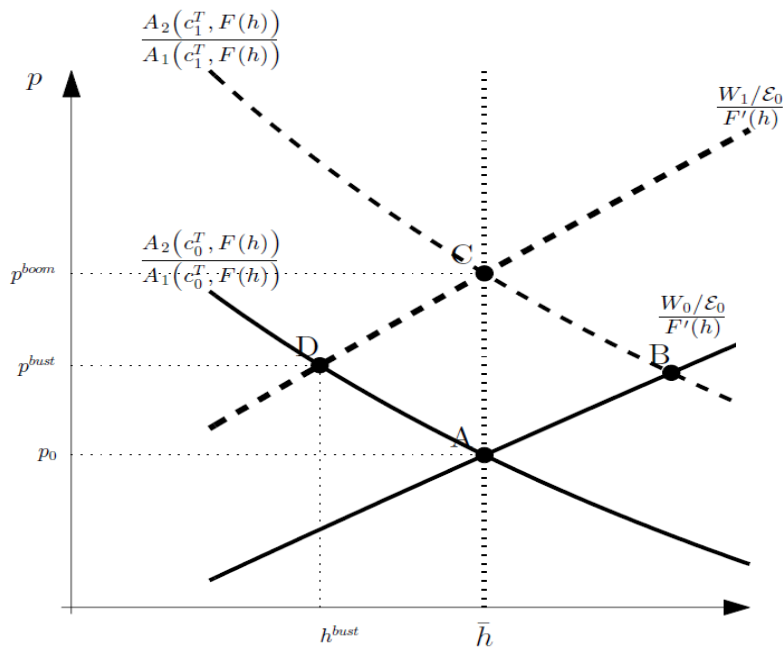
$$\mathcal{E}_t = \mathcal{E}_0, \quad \forall t.$$

亦即，本國貨幣之匯率並不會隨時間改變。以圖 2 作為景氣變化對工資、利率、就業狀態、實質匯率等重要變數的影響。首先，A 點是屬於充分就業( $h_t = \bar{h}$ )的期初狀態，且其名目工資為 $W_0$ ，貿易財消費

量為  $c_0^T$ 。

若景氣進入擴張階段，名目利率可能下降，民眾將增加貿易財的消費 ( $c_0^T$  增加至  $c_1^T$ )，非貿易財的需求曲線將右移；在與期初狀態相同的名目工資，均衡點將由原先的 A 點變為 B 點。此時，B 點存在勞動超額需求，名目工資將上升 ( $W_0$  增加至  $W_1$ )，非貿易財供給曲線將上移，直至不存在勞動超額需求，故整個體系新的均衡點為 C 點，貿易財與非貿易財相對價格上升 ( $p_t = p_t^{boom}$ )，仍維持充分就業狀態。

若景氣進入衰退階段，貿易財消費將下降，由  $c_1^T$  降至  $c_0^T$ ，非貿易財的需求曲線將左移，回到原始狀態的需求曲線，均衡點變為 D 點，並存在勞動超額供給，惟存在名目工資向下僵固性與釘住匯率制度，致工資與匯率無法調整，致供給曲線與景氣擴張階段相同。因此，整個體系均衡點就是 D 點，存在非自願性失業 ( $\bar{h} - h^{bust}$ )，即失業率上升、貿易財與非貿易財相對價格未下降 ( $p_t = p_t^{bust}$ )、匯率未充分反映 (實質匯率貶值) 等現象。



資料來源：Schmitt-Grohe (2019)

圖 2 釘住匯率制度下，外部衝擊對經濟體系之影響

在景氣進入衰退階段存在非自願性失業的狀況下，Schmitt-Grohe 教授建議透過「補貼制度」與「資本管制之總體審慎措施」，使其回到充分就業。其中，「補貼制度」主要彌補總合需求不足之缺口，補貼對象可分為非貿易財廠商和消費者，以做為釘住匯率制度面對外部衝擊之政策因應。

### 三、相關實證結果

#### 1. Gottschalk(2005)：以美國 1986~1993 年之收入與專案計劃參與調查 (The Survey Of Income And Program Participation，以下簡稱 SIPP) 為例

Gottschalk(2005)利用美國 SIPP 追蹤資料庫中，18 歲至 55 歲的在職勞工比較其 1986~1993 年間薪資是否有所改變。由表 1 可發現，有 5.1%的男性與 4.3%的女性認為其薪資是有下滑趨勢；53.7%的男性與 49.2%的女性則認為其薪資不變；最後，41.2%的男性及 46.5%的女性認為其薪資是有增加趨勢。綜合上述，在研究期間內，大部分(約 50%)勞工的薪資具有名目僵固性，而約有 5%的勞工則有名目薪資向下僵固性。

表 1 名目工資變化比例

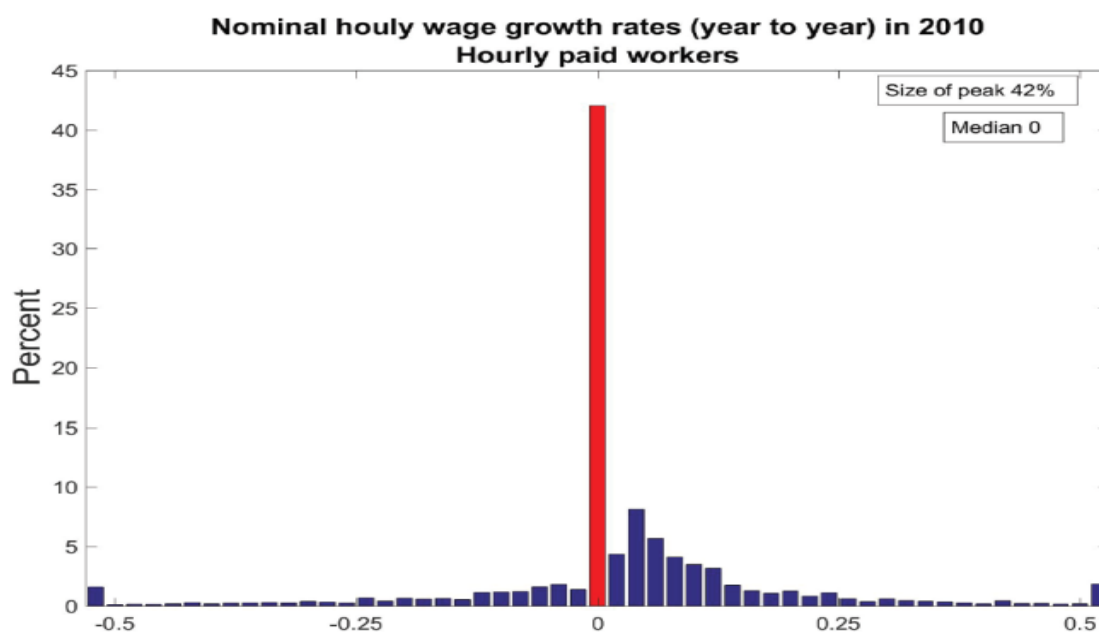
	與一年前相比	
	男性	女性
減少	5.1%	4.3%
不變	53.7%	49.2%
增加	41.2%	46.5%

註：名目工資變化之定義係指同一勞工在同一雇主工作期間的工資變化。  
資料來源：Gottschalk (2005).



## 2. Jo(2019)：以 2010 年美國人口調查(Current Population Survey，以下簡稱 CPS)為例

Jo(2019)利用 CPS 資料庫分析美國 2010 年領取時薪勞工薪資成長率情形，選取 2010 年為研究標的主要係因該年美國失業率約 10%，且通膨率較通膨目標 2% 低很多，該年人們預期應該會有大幅減薪的狀況產生。由圖 3 可見，2010 年時薪勞工的薪資變化分配之峰值為零，表示大部分勞工的時薪是沒有改變的。另一方面，其也發現時薪增加的比例多於減薪，故時薪成長率的分配具有左右不對稱性。上述的時薪成長率分配的表徵，左右不對稱且峰值為零的時薪薪資成長率分配，與許多學者(如 Kahn, 1997 與 Card and Hyslop, 1996)認為名目薪資具有向下僵固性之看法一致。

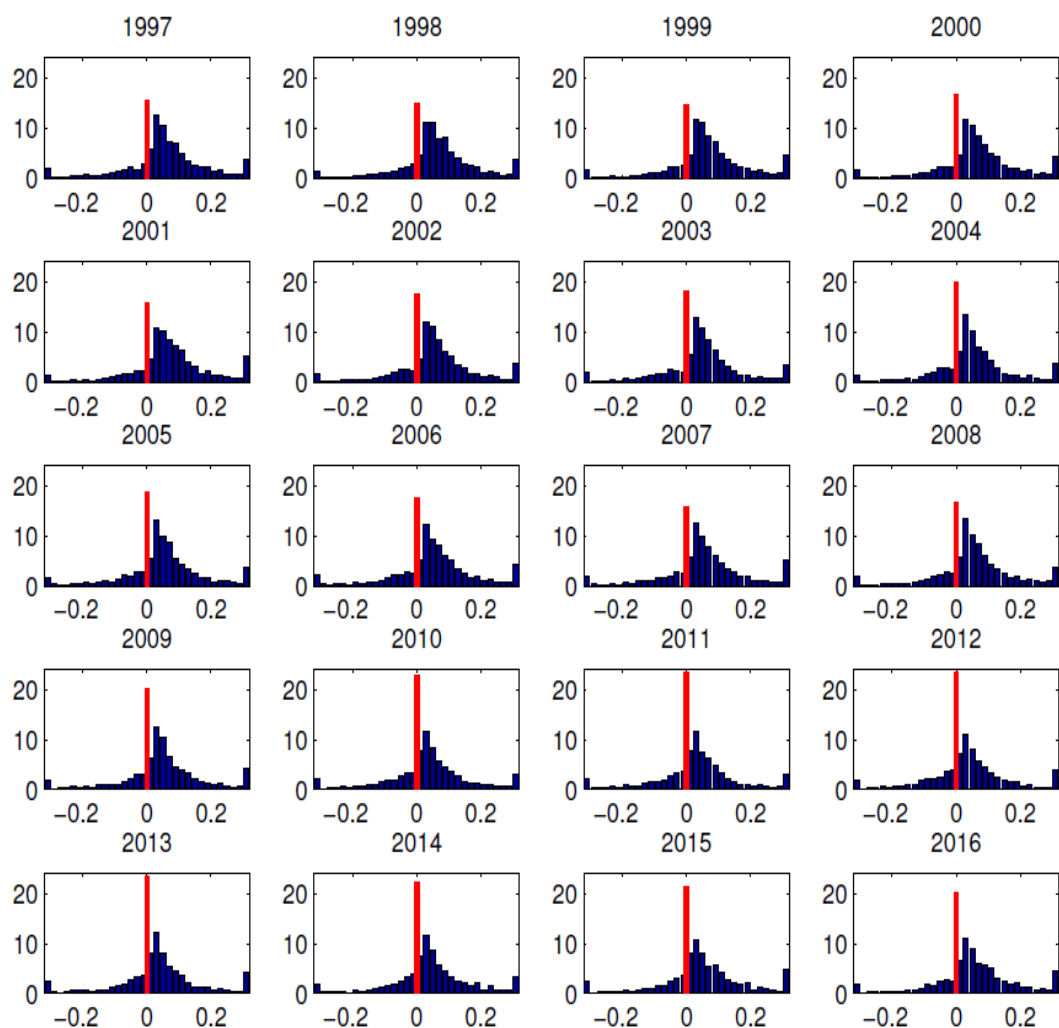


資料來源：Jo(2019).

圖 3 2010 年美國時薪勞工薪資成長率分配狀況

### 3. Jo (2019)：以美國 1997~2016 年 CPS 為例

Jo(2019)亦以美國 CPS 資料庫之勞工時薪的時間序列的角度，觀察時薪成長率分配變化情形，見圖 4。其發現美國近 20 年的薪資成長率分配為左右不對稱且峰值為零的時薪，其中薪資凍漲的比例呈增加趨勢，由 1997 年的約 15%，增加至 2016 年的逾 20%。上述發現，亦支持名目薪資向下僵固性。

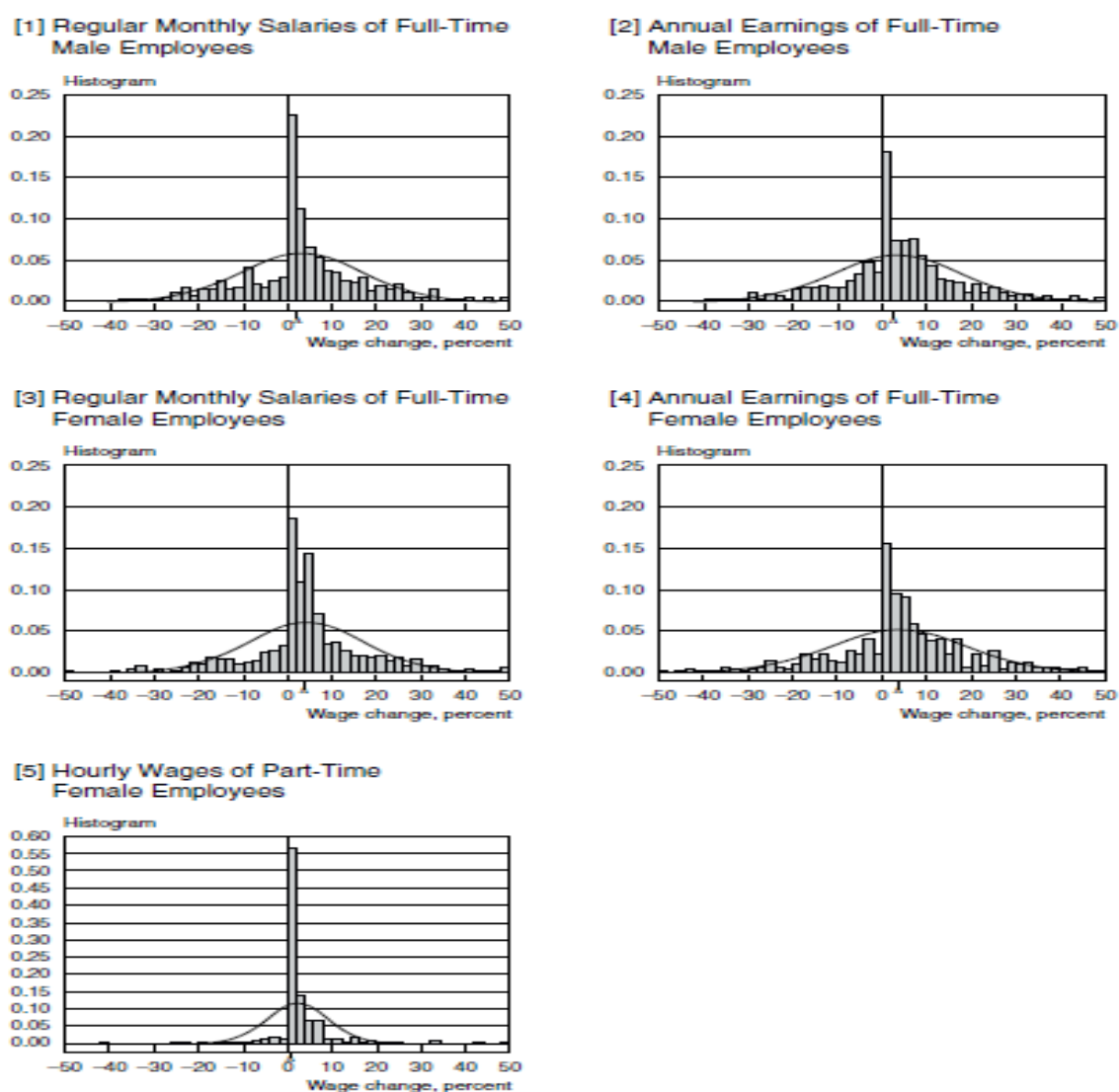


資料來源：Jo(2019)

圖 4 1997~2016 年美國時薪勞工薪資成長率分配狀況

#### 4. Kuroda and Yamamoto (2003)：以 1993~1998 年日本資料為例

除了美國薪資資料支持名目薪資向下僵固性外，也有許多國家發現此現象，如加拿大、日本與瑞士等。例如，Kuroda and Yamamoto (2003)以 1993~1998 年日本資料為研究對象，發現 5 種衡量薪資成長率的方式(分別為全職男(女)性之月薪、全職男(女)性之年收入與部分工時女性之時薪)均發現左右不對稱且峰值為零的分配，如圖 5 所示，故日本資料支持名目薪資向下僵固性。



資料來源：Kuroda and Yamamoto (2003).

圖 5 1993~1998 年日本 5 種薪資成長率分配狀況

## 參、資本管制是否真的為逆景氣循環(countercyclical)?

### 一、資本管制指標的資料說明

資本管制隨著時間演變，在決策者心中從無名變成英雄(from villains to heroes)，如在 1990 年初期之前，資本管制被視為會扭曲資源配置，阻礙經濟發展，主要係因當時大量資本由已開發國家流入新興國家，帶動新興國家的經濟發展，故大部分的決策者傾向讓資本自由移動。

然而，在那之後很多國家因爆發金融(或匯率)危機，如：1990 年代後期亞洲與俄羅斯金融風暴、2000 年初期的阿根廷金融危機等，造成經濟繁榮突然間破滅。因此，決策者認真看待資本管制對於經濟穩定所帶來的正面效益，IMF(2011)更認為資本管制係穩定總體經濟最適合的工具之一。

課程中，Schmitt-Grohe 教授以 Fernandez et al. (2015) 與 Fernandez et al. (2016) 之資料為例，說明資本管制與逆景氣循環之關係。其中，Fernandez et al. (2016)利用 IMF 之外匯制度與交易管制年報(IMF's Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions)為基礎，建構資本管制之指標，其指標包括 1995 年至 2013 年共 91 個國家資料，其中含 22 個已開發國家、45 個新興市場國家與 24 個低所得國家。

資本管制指標共包含 6 種資產 (股票、債券、貨幣市場工具、共同基金、金融信用和外國直接投資)之流入(inflow)與流出(outflow)；每個指標分數均介於 0 至 1 之間，並均等切分 13 等分，其中 0 分代表完全開放，1 分則表示完全管制。

## 二、資本管制指標與產出之關係

表 2 與 3 為樣本期間內資本管制指標之標準差及其與產出的相關係數，由表 2 可知，全部樣本國家的資本流入或流出的資本管制指標的波動度低，均不及 0.1；尤其，已開發國家的標準差更低於 0.05。另一方面，觀察資本管制指標與產出之關係，也可發現兩者幾乎沒有週期性(acyclical)關係；舉例而言，在全部樣本方面，不論是資本流入或流出，兩者相關係數僅-0.01 與-0.03。

表 2 資本管制指標之標準差

	全部 樣本	已開發 國家	新興市場 國家	低所得 國家
資本流入	0.07	0.03	0.08	0.08
資本流出	0.06	0.04	0.07	0.06

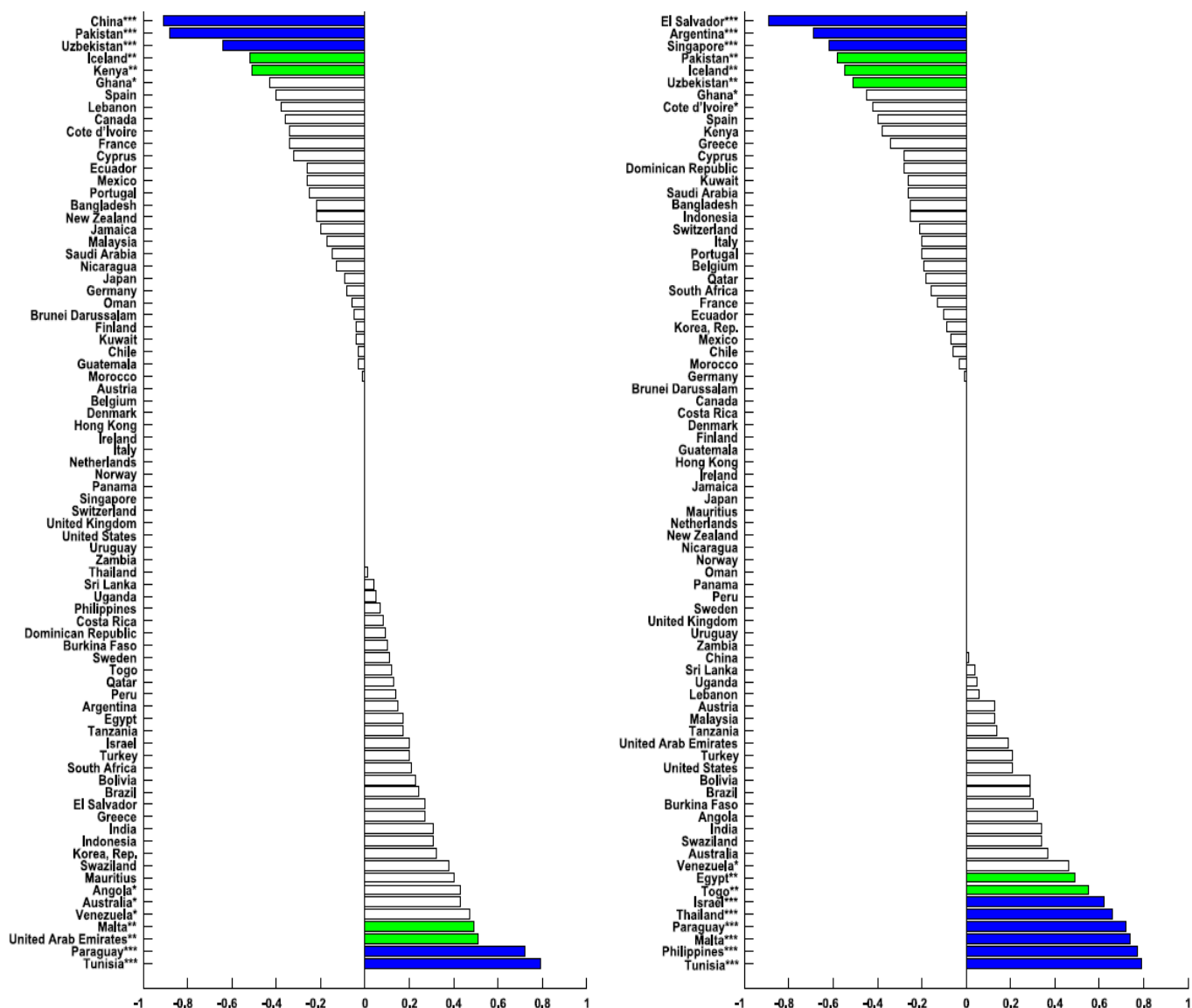
資料來源：Schmitt-Grohe (2019).

表 3 資本管制指標與產出之相關係數

	全部 樣本	已開發 國家	新興市場 國家	低所得 國家
資本流入	-0.01	-0.01	0.05	-0.12
資本流出	-0.03	-0.10	0.03	-0.06

資料來源：Schmitt-Grohe (2019)

除了上述以整體樣本與不同開發程度比較外，Fernandez et al. (2015)進一步將各國產出資料與資本管制相關係數繪於圖 6。由圖 6 可發現，資本管制並無明顯逆景氣循環之特性；資本管制與各國產出正負相關之比例似乎相等，故兩者並無特定之關係。



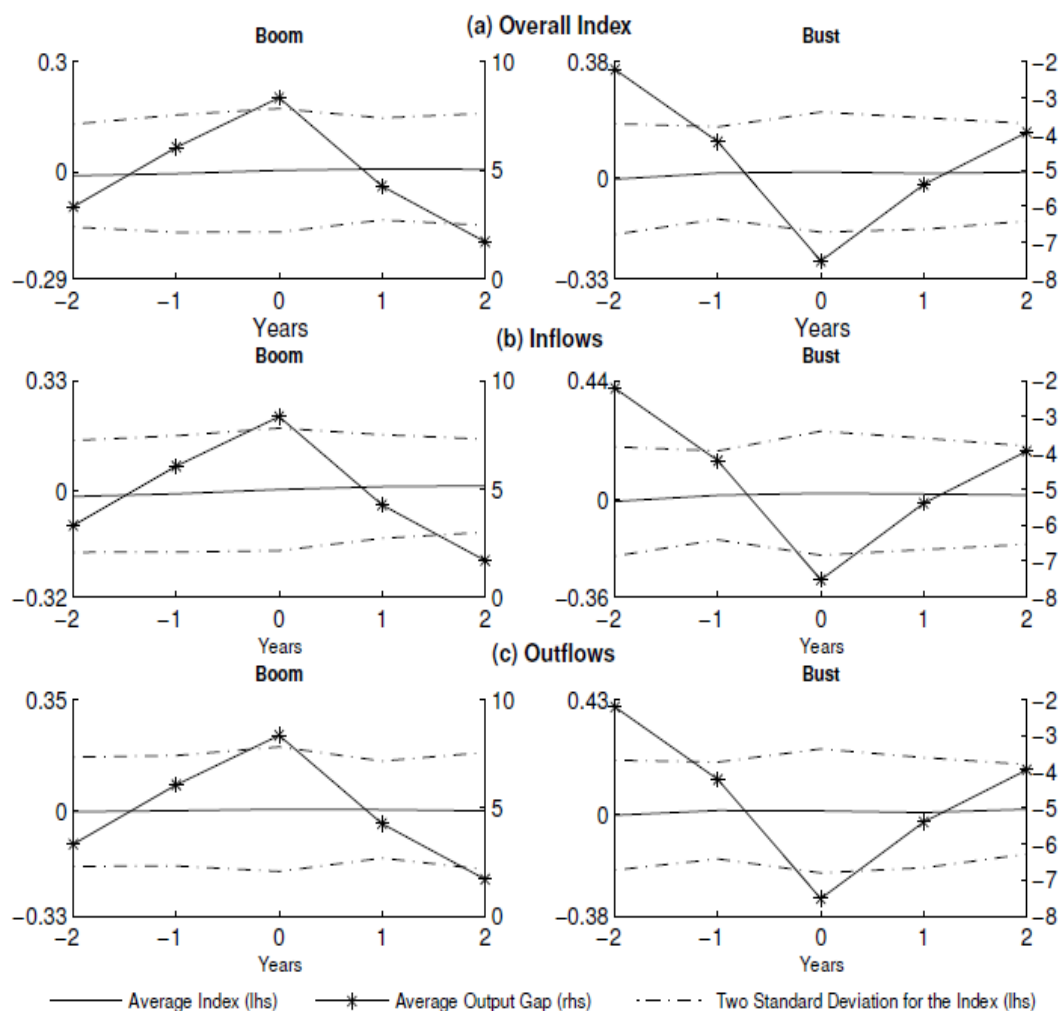
資料來源：Fernandez et al. (2015)

圖 6 各國資本管制指數與產出之相關係數

### 三、資本管制指標與景氣循環之關係

資本管制與景氣循環兩者的關係則是學者另一個關心的議題。首先，定義景氣復甦(boom)為至少連續3年高於趨勢值；反之，則稱為蕭條(bust)。此外，Fernandez et al. (2015)根據91個國家之追蹤資料定義，景氣復甦或蕭條期間為期7年，且其到達高峰或谷底則需有8%的偏離程度。

資本管制與景氣復甦與蕭條期間的關係繪於圖7，其中黑色實線



資料來源：Schmitt-Grohe (2019)

圖7 資本管制指數與景氣復甦與蕭條期間之關係

為全部樣本國家的平均資本管制指數(左軸)，帶有星號之實線則是平均產出缺口，虛線區間則是建構資本管制指數之兩倍標準差區間，橫軸則是與景氣復甦(或蕭條)的時間關係，如 0 表示景氣開始復甦(或蕭條)，+1 則是景氣復甦(或蕭條)後一年。從圖中可以發現不論是景氣復甦或是蕭條期間，隨著時間經過資本管制指數都呈現相對平穩狀態，且兩倍標準差區間均以 0 為中心，故上述結果皆顯示，資本管制對於景氣循環並不存在任何的週期性關係。

## 肆、新費雪效果之探討

### 一、費雪效果與新費雪效果介紹

名目利率與通膨率之關係一直是學界與各國中央銀行關心的議題之一，費雪效果(Fisher effect; Fisher, 1930)指出名目利率長期會隨著預期通膨率的變動充分調整，其數學關係可表達如下：

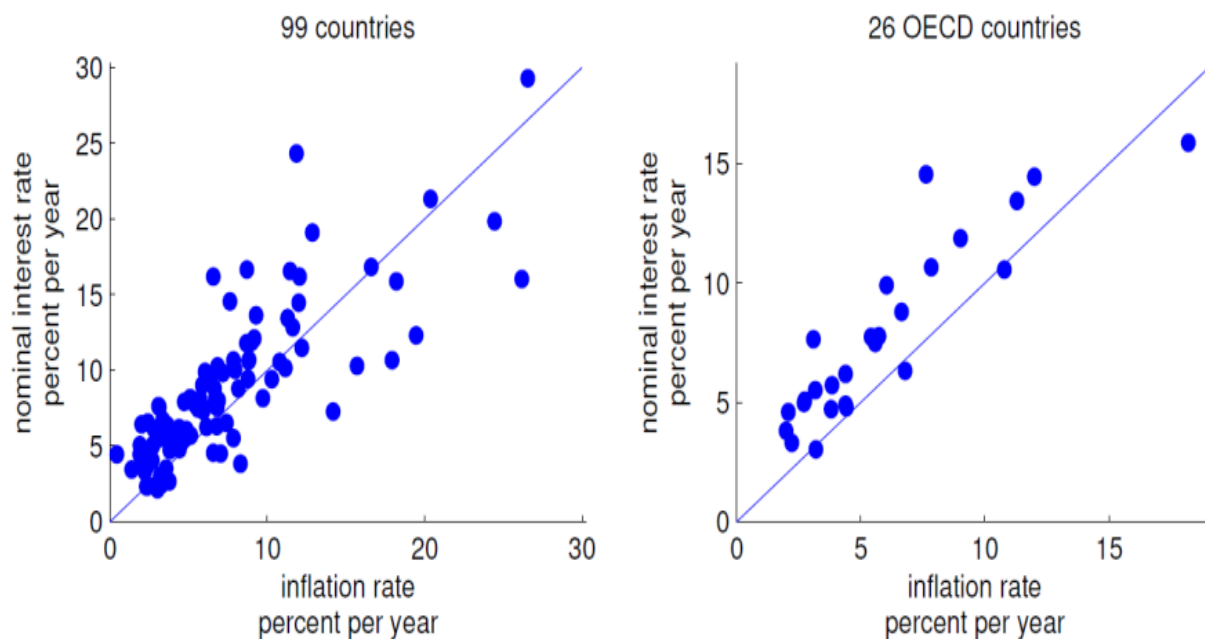
$$i_t = R_t + E_t \pi_{t+1}.$$

式中， $i_t$ 為名目利率， $R_t$ 是實質利率， $E_t \pi_{t+1}$ 則是預期通膨率。由數學式可知，名目利率包含對貸方(lender)的兩種補償，其一是實質利率，其二則為了彌補通膨對貸方造成之損失而給予的補償。一般而言，預期通膨率會以平均通膨率作為代理變數，故上式可改寫成：

$$i = R + \pi,$$

上式各個變數均為長期，故不包含下標 $t$ 。在長期狀態下，平均實質利率僅受非貨幣因素影響，如技術進步、人口結構改變等。因此，名目利率與通膨率會呈現一對一的關係。Uribe(2019)將 1989~2012 年 99 個國家與 26 個經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)會員國的名目利率與通膨率繪



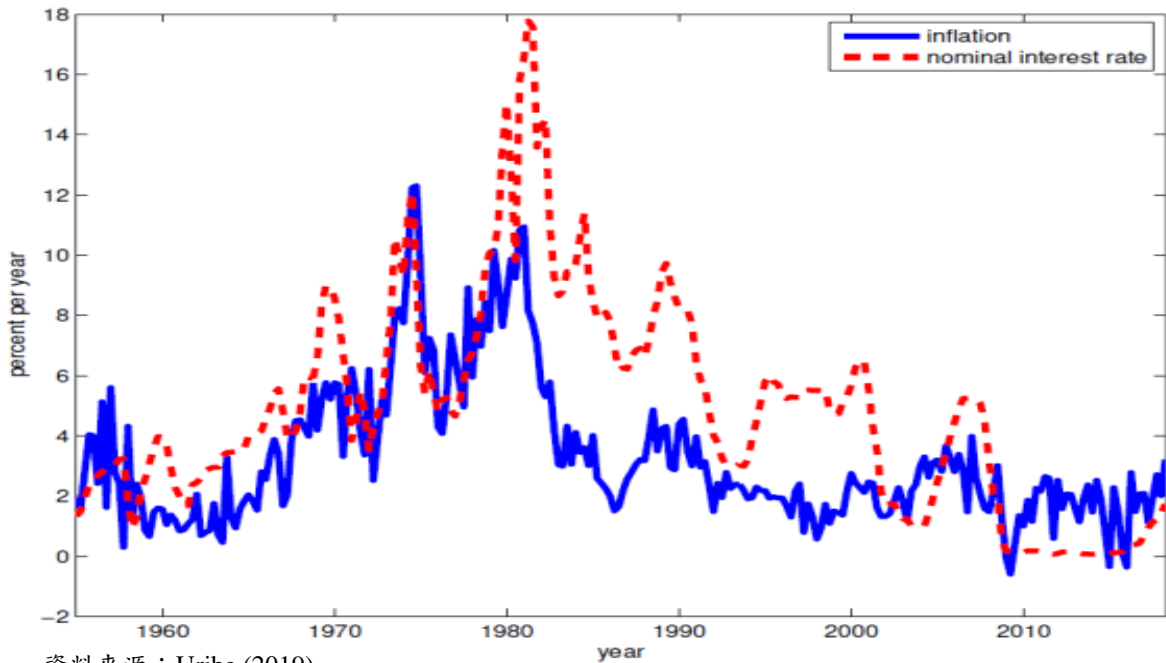


資料來源：Uribe (2019)

圖 8 名目利率與通膨率之關係

於圖 8。觀察名目利率與通膨率的散佈圖，不論是 99 個國家組合或是 OECD 國家組合，兩者似存在一對一之關係，亦即支持費雪效果成立。除此之外，亦可由單一國家的時間序列角度分析，如美國資料繪於圖 9。圖 9 是美國 1954 年第 4 季至 2018 年第 2 季的名目利率與通膨率之時間趨勢，雖然是季頻率，我們仍可發現兩者長期走勢存在正相關。

根據上述討論，我們可知費雪效果主要係說明名目利率與通膨率之長期關係，並未考慮短期衝擊對其之影響，惟在全球金融海嘯後，近年各國面臨通膨率持續低於通膨目標，甚至通縮問題，許多學者更重視兩者短期關係(如：Schmitt-Grohe and Uribe, 2014; Cochrane, 2014, 2017; Williamson, 2016, 2018 等文章)，進而重新檢視費雪效果，將此稱之為新費雪效果(neo-Fisher effect)。



資料來源：Uribe (2019)

圖 9 美國名目利率與通膨率之關係：1954Q4~2018Q2

新費雪效果與費雪效果的差異可見表 4。首先，名目利率變動可區分屬於恆常性(permanent)變動或是短暫性(transitory)變動。再者，觀察其對於長期與短期通膨率之影響。因此，若利率為短暫性上升，對長期通膨率並不會有任何影響效果，惟短期會使總合需求下降，致通膨率下降；若利率為恆常性上升，長期通膨率上升<sup>1</sup>，稱為「費雪效果」。「新費雪效果」則是在恆常性利率上升時，短期通膨率亦將上升。

表 4 名目利率變動對通膨率之影響

名目利率 \ 通膨率	長期效果	短期效果
暫時性上升	0	↓
恆久性上升	↑ (費雪效果)	↑ (新費雪效果)

資料來源：Uribe (2019)

<sup>1</sup> 通膨率的調整速度是未知的。

## 二、新費雪效果之實證模型與結果

### 1. Uribe(2019)實證模型之介紹

Uribe (2019)運用 1954 年第 3 季至 2018 年第 2 季的美國資料進行實證分析，建立 3 變數之向量自我迴歸(vector autoregressive, VAR)模型，變數包含平均每人 GDP( $y_t$ )、名目利率( $i_t$ )與通膨率( $\pi_t$ )，並假設模型存在 4 個外生衝擊，分別為恆久性貨幣衝擊( $X_t^m$ )、暫時性貨幣衝擊( $z_t^m$ )、恆久性非貨幣衝擊( $X_t^n$ )與暫時性非貨幣衝擊( $z_t^n$ )。3 變數 VAR 模型可表示如下：

$$\begin{bmatrix} \hat{y}_t \\ \hat{\pi}_t \\ \hat{i}_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^L B_i \begin{bmatrix} y_{t-i} \\ \pi_{t-i} \\ i_{t-i} \end{bmatrix} + C \begin{bmatrix} \Delta X_t^m \\ z_t^m \\ \Delta X_t^n \\ z_t^n \end{bmatrix}$$

式中， $\hat{y}_t$ 、 $\hat{\pi}_t$ 、 $\hat{i}_t$ 分別為去除趨勢之平均每人 GDP、通膨率與名目利率。因 $X_t^m$ 與 $X_t^n$ 屬於非定態數列，需經一階差分轉換成定態數列，故 $\Delta X_t^m = X_t^m - X_{t-1}^m$ ， $\Delta X_t^n = X_t^n - X_{t-1}^n$ 。 $B$ 為 $3 \times 3$ 的待估參數矩陣， $C$ 則為 $3 \times 4$ 的待估參數矩陣； $L$ 為落後期數。此外，Uribe (2019)假設 4 個衝擊服從 AR(1)過程，亦可表達成：

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{t+1}^m \\ z_{t+1}^m \\ \Delta X_{t+1}^n \\ z_{t+1}^n \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \Delta X_t^m \\ z_t^m \\ \Delta X_t^n \\ z_t^n \end{bmatrix} + \psi \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1}^1 \\ \epsilon_{t+1}^2 \\ \epsilon_{t+1}^3 \\ \epsilon_{t+1}^4 \end{bmatrix}$$

其中， $\rho$ 與 $\psi$ 皆為 $3 \times 4$ 的待估參數矩陣，而 $\epsilon$ 則服從平均數為 0，變異數為 1 的標準常態分配。

由於 $\hat{y}_t$ 、 $\hat{\pi}_t$ 、 $\hat{i}_t$ ，及 $X_t^m$ 、 $z_t^m$ 、 $X_t^n$ 與 $z_t^n$ 均為不可觀察的變數，Uribe (2019)建構一個狀態空間模型。首先，可觀察的變數包含產出成長率

( $\Delta y_t$ )，名目利率變動( $\Delta i_t$ )與實質利率( $r_t \equiv i_t - \pi_t$ )，其與不可觀察變數之關係可表達為

$$\Delta y_t = \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} + \Delta X_t^n,$$

$$r_t = \hat{i}_t - \hat{\pi}_t,$$

$$\Delta i_t = \hat{i}_t - \hat{i}_{t-1} + \Delta X_t^m.$$

再者，可觀察到的變數可表示成

$$o_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ r_t \\ \Delta i_t \end{bmatrix} + \mu_t,$$

其中， $\mu_t$ 為對應的殘差項。接著，將內生變數定義為 $\hat{Y}_t \equiv [\hat{y}_t \ \hat{\pi}_t \ \hat{i}_t]'$ ，且 $u_t \equiv [\Delta X_t^m \ z_t^m \ \Delta X_t^n \ z_t^n]$ ，故狀態變數可定義為

$$\xi_t \equiv \begin{bmatrix} \hat{Y}_t \\ \hat{Y}_{t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ \hat{Y}_{t-L+1} \\ u_t \end{bmatrix}.$$

根據上述之定義，可將態空間模型設定如下兩條方程式：

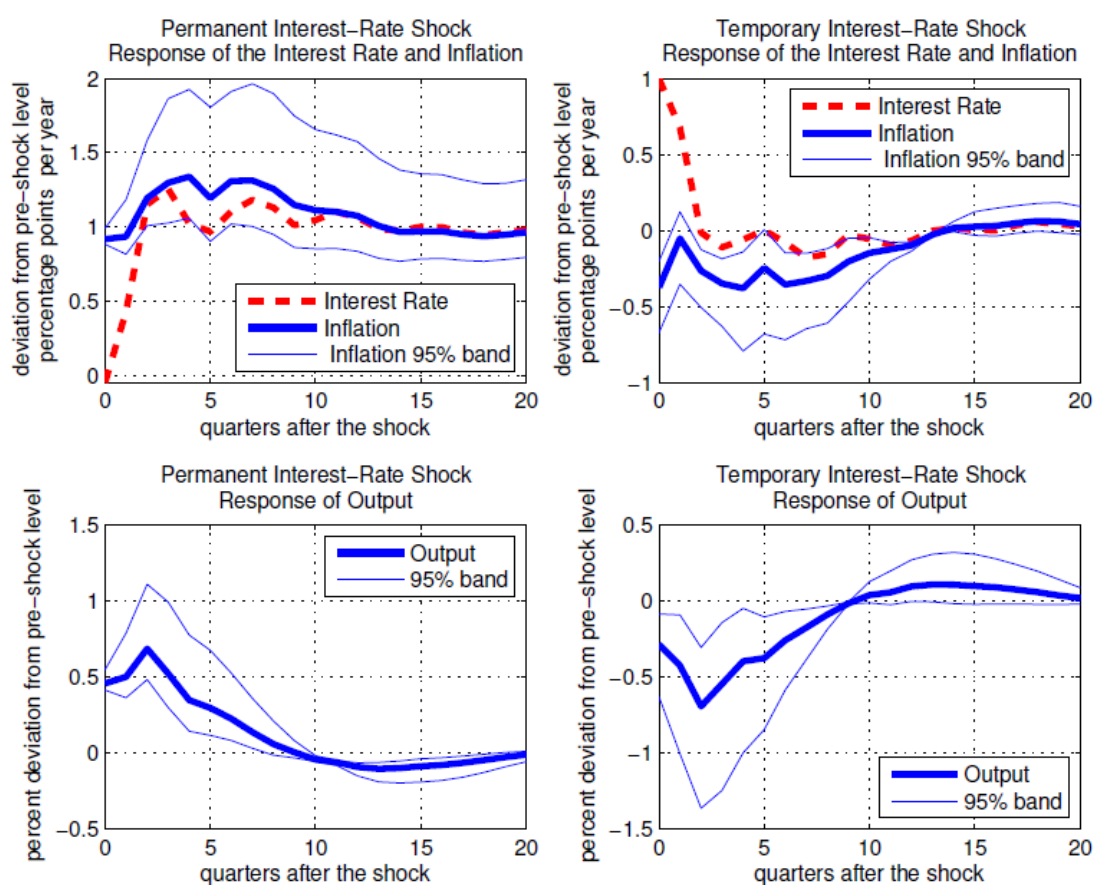
$$\xi_{t+1} = F\xi_t + P\epsilon_{t+1},$$

$$o_t = H'\xi_t + \mu_t,$$

其中，第一式為轉換方程式(transition equation)，第二式為衡量方程式(measurement equation)。

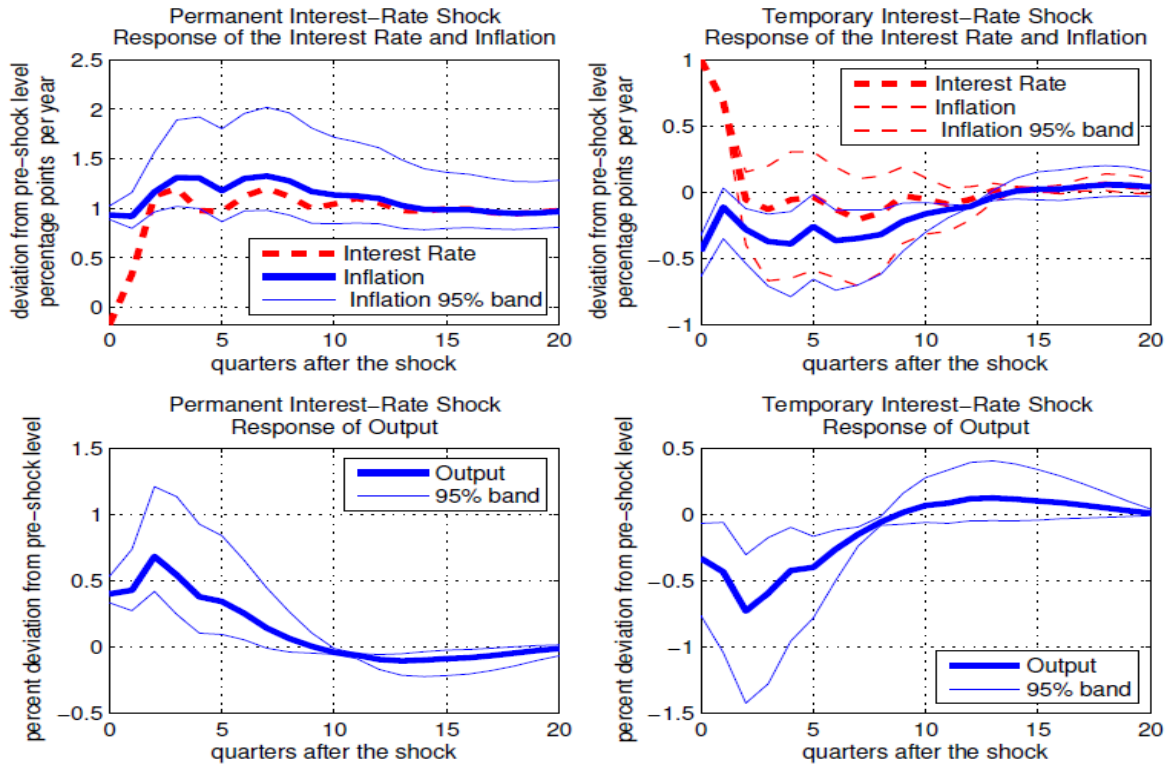
Uribe (2019)運用上述的方程式，再加上結構認定限制條件(identification restrictions)，藉由貝式(bayesian)估計方法進行衝擊反應分析(impulse responses analysis)，其結果繪於圖 10。圖 10 的左欄為

恆久性名目利率上升 1 個百分點對於名目利率、通膨率與產出之影響，右欄則暫時性名目利率上升 1 個百分點的影響。觀察恆久性名目利率上升，可發現通膨率與產出立即上升，且通膨率上升具有持續性；另一方面，右欄顯示暫時性名目利率上升造成通膨率與產出下滑，惟在中長期後(10 季之後)的影響趨近於零。此外，為了避免美國零利率下限(zero lower bound)的影響，Uribe (2019)亦縮短樣本期間為 1954 年第 3 季至 2008 年第 4 季，進行實證結果的頑強性檢定，其實證結果與全樣本期間相似，見圖 11。上述結果均與表 4 相似，亦即美國資料支持新費雪效果存在。



資料來源：Uribe (2019)

圖 10 美國利率衝擊反應函數



資料來源：Uribe (2019)

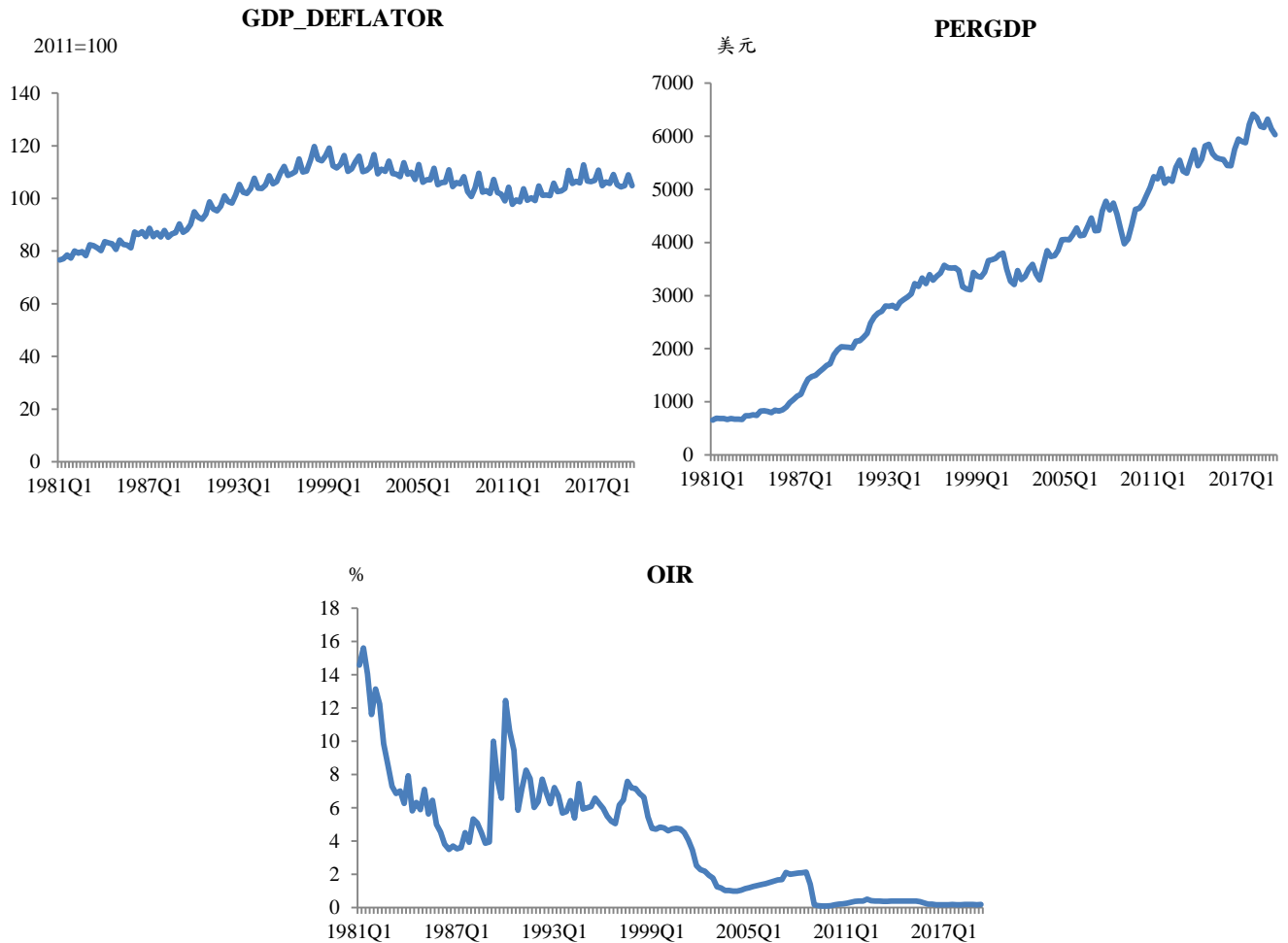
圖 11 美國利率衝擊反應函數：1954 年第 3 季至 2008 年第 4 季

## 2. 各國學員利用 Schmitt-Grohe (2019) 程式之實證結果

課程中，Schmitt-Grohe 教授為了讓學員更了解費雪效果與新費雪效果之差異，讓學員各自用其自身國家的資料透過 Matlab 語言進行實證分析；惟與 Uribe (2019) 不同之處在於，Schmitt-Grohe (2019) 係採用 Blanchard-Quah 方式 (Blanchard and Quah, 1989) 進行恆常性衝擊之認定方法。

為分析一致性，學員均以各國的平均每人 GDP、GDP 平減指數與隔夜拆款利率進行的實證分析。在進行台灣實證分析之前，我們必須針對上述三個變數進行基本診斷性檢定 (如單根檢定)，以確保後續分析結果的正確性。首先，將 1981 年第 1 季至 2019 年第 2 季的平均每人 GDP (perGDP)、GDP 平減指數 (gdp\_deflator) 與隔夜拆款利率 (OIR)

原始數列繪於圖 12。根據圖 12 可發現，perGDP 與 gdp\_deflator 並非定態序列<sup>2</sup>，需經轉換成年增率，方能為定態序列。



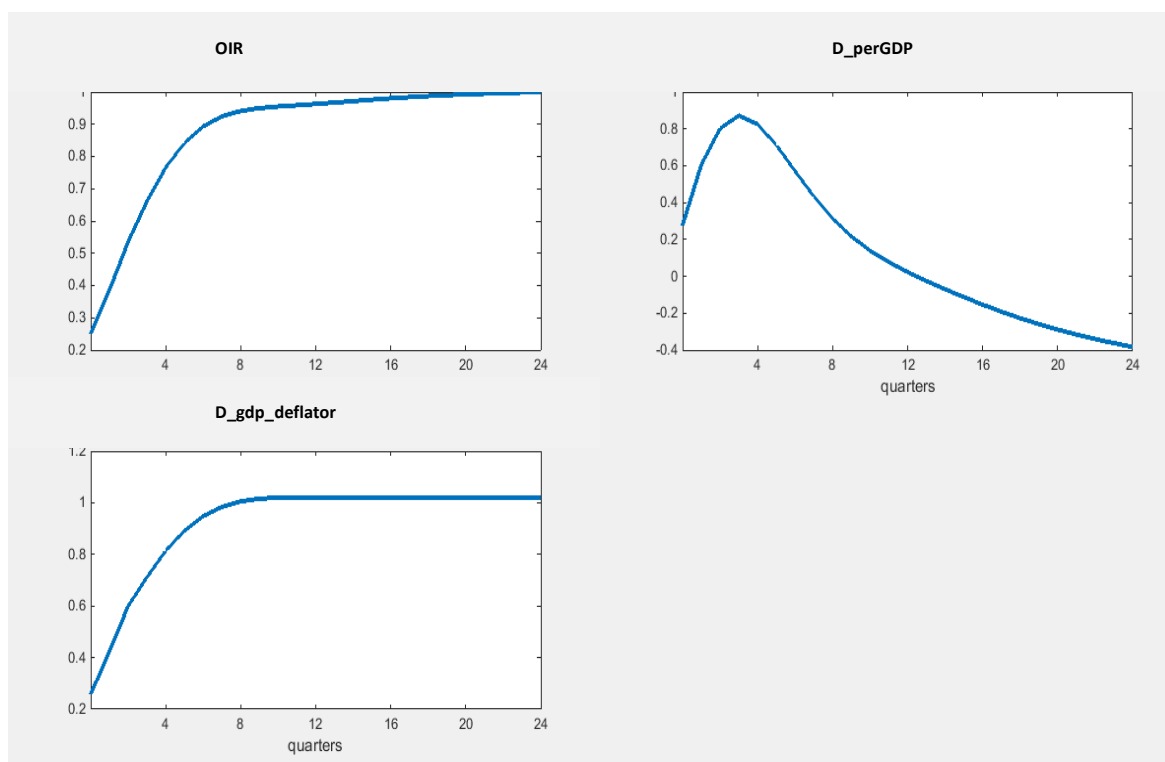
資料來源：主計總處

圖 12：台灣之平均每人 GDP、GDP 平減指數與隔夜拆款利率之走勢

再者，透過 Schmitt-Grohe (2019)所提供的程式，進行台灣的名目利率上升 1 個百分點對於名目利率、通膨率與產出之影響分析，並

<sup>2</sup>根據 DF-GLS 檢定，perGDP 與 gdp\_deflator 原始數列的檢定統計量(截距項與趨勢)為 1.95、-1.25，在 5% 顯著水準下無法拒絕具有單根的虛無假設，而經年差分後檢定統計量為 -4.12、-5.10，則在 5% 顯著水準下均拒絕具有單根的虛無假設。OIR 原始數列的檢定統計量(截距項與趨勢)為 -3.73，在 5% 顯著水準下拒絕具有單根的虛無假設。

將結果繪於圖 13。觀察台灣名目利率衝擊，將造成通膨率與產出立即上升，且通膨上升具有持續性，名目利率與通膨率不論長短期均具有同步性。因此，台灣的資料在此分析架構中支持傳統的「費雪效果」與「新費雪效果」成立。



資料來源：作者自行整理。

圖 13：台灣利率衝擊反應函數：1981 年第 1 季至 2019 年第 2 季

基於上述的分析方式，各國學員的實證結果簡略呈現於表 5。我們可以發現，傳統費雪效果在各國均成立，惟新費雪效果則不然，如菲律賓、墨西哥、印度、土耳其、烏干達，以及巴西等國家。在課程中，學員們相互討論結果，上述國家不成立的可能原因為，在研究期間內，這些國家均有物價劇烈波動的现象，且為小型開放新興市場國家，易受其他國家外溢效果影響，致「新費雪效果」無法成立。



表 5 各國費雪效果與新費雪效果之綜合比較表

國家	費雪效果	新費雪效果
美國	Y	Y
菲律賓	Y	N
墨西哥	Y	N
印度	Y	N
俄羅斯	Y	Y
智利	Y	Y
土耳其	Y	N
新加坡	Y	Y
烏干達	Y	N
波蘭	Y	Y
冰島	Y	Y
巴西	Y	N
台灣	Y	Y

註：Y 代表成立；N 代表不成立。

## 伍、瑞士央行貨幣政策目標與其決策會議籌備過程

### 一、貨幣政策目標與架構

瑞士央行(Swiss National Bank)的貨幣政策目標以 2000 年區分(詳圖 14)，1973~1999 年其貼現融通及換匯交易為重要政策工具，中間目標為貨幣總計數，藉以穩定物價。惟 2000 年之後改採通膨目標，宣示通膨率須低於 2%，但不得低於 0%。Cuche-Curti (2019)說明瑞士央行改變貨幣政策目標的主要原因，可歸納如下：

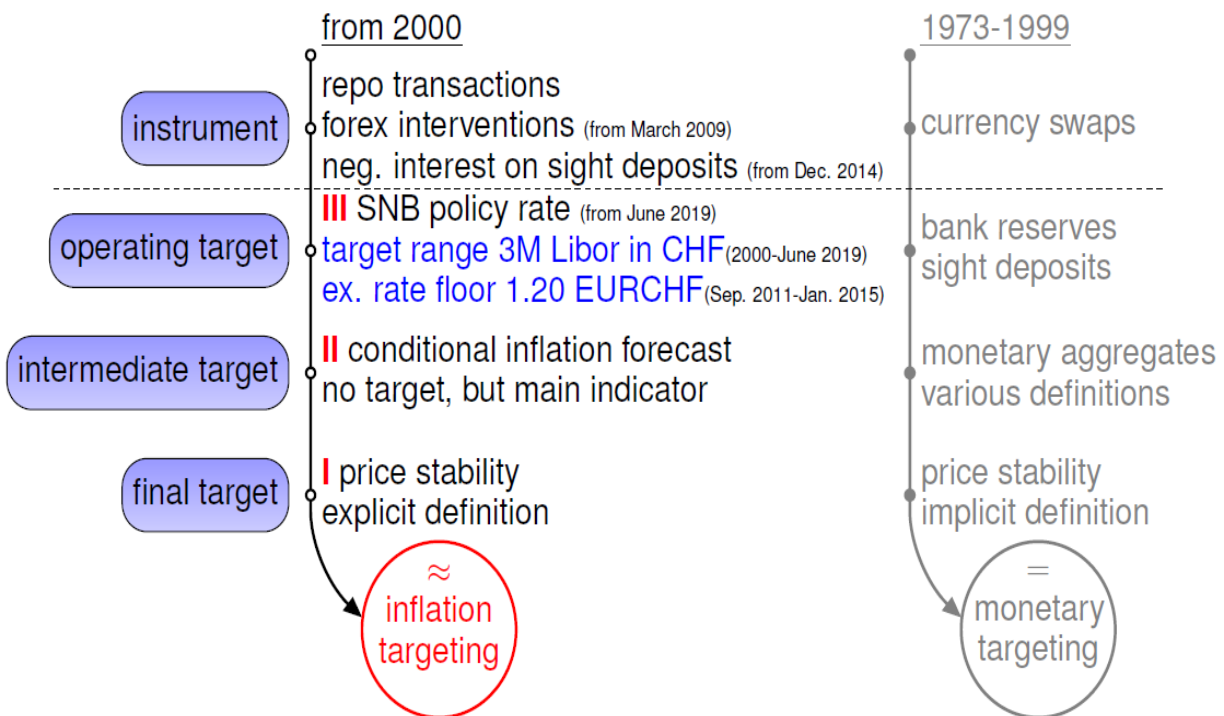
1. 貨幣政策對於總體經濟的影響係屬短暫性，惟對於物價影響卻具有持續性。
2. 通膨對於整體經濟影響是高成本的，其會扭曲資源分配，致財富重分配，且會提高民眾對未來的不確定感。
3. 通膨一旦發生後，不易採取政策使其回降，因為通常需要付出失業率上升及產出下滑的代價。

瑞士央行改採通膨目標後，其政策工具包含附買回交易(repo transactions)、外匯干預 forex interventions)與即期存款之負利率(negative interest rate on sight deposits)；操作目標則因不同時期而異，如 2000~2019 年 6 月為 3 個月期的倫敦同業拆款利率(3M LIBOR)，2011 年 9 月~2015 年 1 月則為歐元兌瑞士法郎匯率下限，2019 年 6 月迄今則為其政策利率(SNB policy rate)；中間目標為條件式通膨預測值(conditional inflation forecast)。

目前，瑞士央行運用 6 種不同的模型進行條件式通膨預測，再透過組合預測及專家判斷後，得到其正式對外公布之(條件式)通膨預測值。6 種不同的模型可區分成 3 大類，分別為非結構式、半結構式、

與結構式，概述如下：

1. 非結構式：自我迴歸結合移動平均(Autoregressive Integrated Moving Average)模型，僅能進行非條件式(uncoditaional)之通膨預測，且短期預測之準確性高。貝式向量自我迴歸模型(Bayesian Vector AutoRegressive)為季模型，能同時進行非條件與條件預測。
2. 半結構式：共整合向量自我迴歸模型(Cointegrated Vector AutoRegressive)為季模型，且能進行非條件與條件預測，惟其模型未納入所有經濟活動，如欠缺勞動市場。



資料來源：Cuche-Curti (2019)

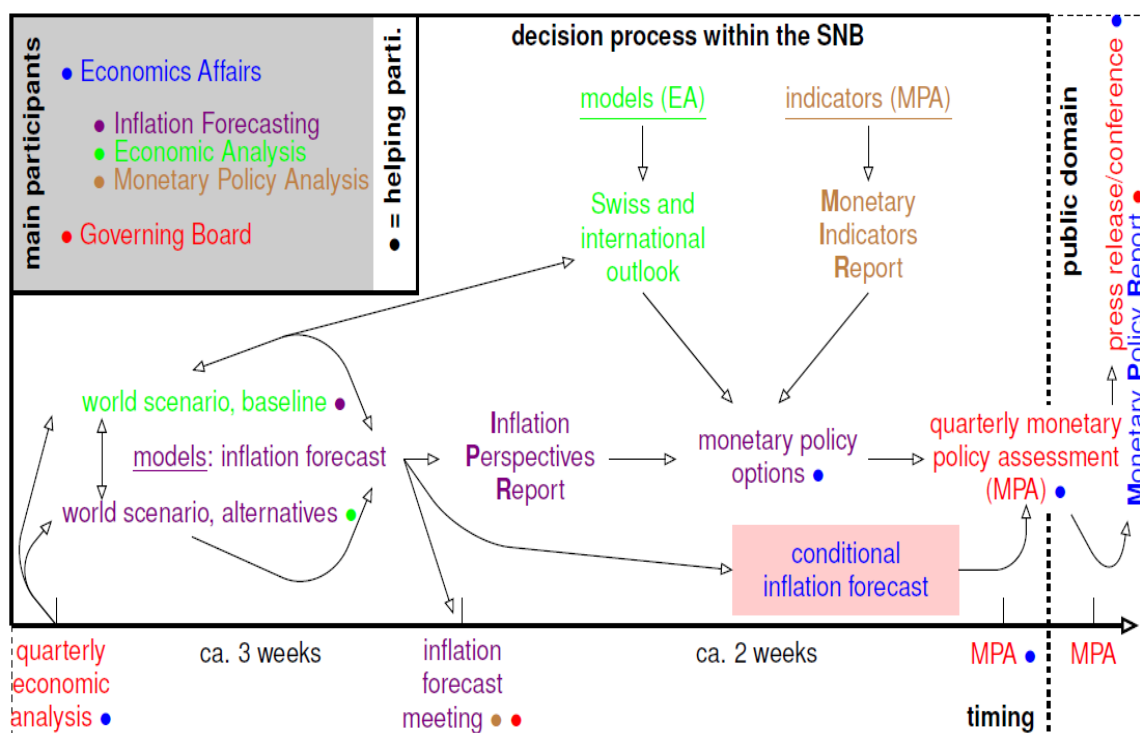
圖 14 瑞士央行貨幣政策架構

3. 結構式：大型結構計量模型(Large Structural Econometric Model)、DSGE 模型與新開放經濟模型(New Open Economy Model)，三者皆能進行非條件與條件預測，惟後兩者較常被運用於政策分析與情境模擬之用。

## 二、決策會議籌備過程

瑞士央行每季召開一次貨幣政策委員會，在會議召開前約 5 週開始籌備相關所需報告，主要參與報告撰寫的部門有經濟分析、通膨預測與貨幣政策分析等三個部門，詳見圖 15。經濟分析與通膨預測部門需在開會前之 5 週決定國際景氣變化對於瑞士經濟之情境模擬，並同時進行通膨預測，完成後提交通膨預測會議，並撰寫通膨情勢報告(Inflation Perspectives Report)。

大約在會議召開的 2 週前，經濟分析部門須完成瑞士與國際經濟展望(Swiss and international outlook)，包含實體經濟與勞動市場的預測，其中經濟成長率的預測包含生產面與支出面各組成的即時預報。貨幣部門則要提供貨幣指標報告(Monetary Indicators Report)，根據貨幣政策傳遞管道，檢視相關貨幣指標，衡量當前經濟與貨幣情勢。相關指標包含名目與實質利率、匯率、貨幣總計數、銀行信用、資產價格及貨幣情勢指數等。兩部門提交報告後，會向政策委員會提出相關政策建議(staff recommendations)。此外，在此期間亦由預測模型及重要指標得到條件式通膨預測值。當週，瑞士央行將召開為期兩天之貨幣政策委員會，第 2 天會後將發布貨幣政策報告(monetary policy report)說明貨幣政策決策相關事宜。



資料來源：Cuche-Curti (2019)

圖 15 瑞士央行每季貨幣政策會議之籌備過程

## 陸、心得與建議

本次參加瑞士中央銀行基金會訓練中心所舉辦的課程，除了進一步了解開放經濟與 DSGE 模型之發展與理論基礎，並實際操作相關模型模擬與估計外，瑞士央行通膨預測部門的兩位講師亦不吝提供其模型建構之經驗。此外，與各國央行人員進行貨幣政策、經濟預測研究與操作上之交流與分享，個人獲益良多。謹將個人心得與建議說明如下：

- 一、DSGE 模型是目前各央行主要政策評估的工具。Lawrence J. Christiano 教授與 Tobias Cwik 博士均建議，若以 DSGE 模型進行政策分析時，應有多個不同設定之模型，主要係因 DSGE 模型結構龐大，若只有一個模型無法兼顧每個部門，政策評估結果必定不佳；如 Tobias Cwik 博士分享傳統與非傳統貨幣政

策對瑞士經濟體系的衝擊影響，其生產函數就不包含資本投入，值得本行未來建構 DSGE 模型參考。

此外，本行過去有關 DSGE 模型的研究，停留在代表性個人等傳統設定，但目前文獻發展的異質性家計單位與廠商，或考慮信用與借貸等金融性摩擦問題，則較符合真實經濟現況。雖然 DSGE 模型建構需耗費大量人力與時間，未來應可逐步改善，以利提升政策評估之參考性。

二、在 Nicolas Cuche-Curti 博士分享瑞士央行的通膨率預測經驗後，與各國央行學員相互交流時，發現有兩點值得未來本行總體估測借鏡參考：

(一) 許多央行係透過組合預測(combined forecast)方法與專家調整，得到最終的預測值，其優點為可避免個別模型的模型誤設問題，並將所有資訊集合納入考量。

然而，本行目前已有多種不同針對經濟成長率預測模型，如傳統季模型、CQM 模型、MIDAS 模型等，並未將各結果進行系統性的組合，未來可考慮透過組合預測的方法，或許有助改善預測績效。

(二) 近期國際不確定性高，非預料的經濟衝擊常造成各國經濟預測結果的大幅偏誤。部分央行(如瑞典、巴西等)內部嘗試提供預測區間，透過分量迴歸(quantile regression)或機率預測(density forecast)等方式得到區間預測，使民眾了解未來經濟可能上、下行風險，以強化與外界溝通。

本行未來可增加區間預測，將上、下行風險更具體化，不僅只提供點預測結果，且可衡量不確定性因素之影響程度，有助貨幣政策擬定時之參考。

## 參考文獻

- Blanchard, O. J., and D. Quah (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, 79, 655-673.
- Card, D. and D. Hyslop (1996), Does Inflation “Grease the Wheels of the Labor Market”? NBER Working Paper (5538), 71–122.
- Cochrane, J. H. (2014), The Neo-Fisherian question, ‘The Grumpy Economist’ blog.
- Cochrane, J. H. (2017), Michelson-Morley, Fisher and Occam: The Radical Implications of Stable Quiet Inflation at the Zero Bound, *NBER Macroeconomics Annual*, 32, 113-226.
- Cuche-Curti, N. A. (2019), Monetary Policy at the Swiss National Bank, Studienzentrum Gerzensee.
- Fernandez, A., A. Rebucci, and M. Uribe (2015), Are Capital Controls Countercyclical? *Journal of Monetary Economics*, 76, 1-14.
- Fernandez, A., M. W. Klein, A. Rebucci, M. Schindler and M. Uribe (2016), Capital Control Measures: A New Dataset, *IMF Economic Review*, 64, 548-574.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, Macmillan, New York.
- Gottschalk, P. (2005), Downward Nominal-Wage Flexibility: Real or Measurement Error? *Review of Economics and Statistics*, 87, 556–568.

- International Monetary Fund (2011), Recent Experiences in Managing Capital Inflows: Cross-cutting Themes and Possible Framework, *IMF Policy Paper*, February.
- Jo, Y. J. (2019), Downward Nominal Wage Rigidity in the United States, Working Paper.
- Kahn, S. (1997), Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata, *American Economic Review*, 87, 993–1008.
- Kuroda, S. and I. Yamamoto (2003), Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part II): Examinations Using a Friction Model, *Monetary and Economic Studies*, 21, 31–68.
- Schmitt-Grohe, S. (2019), Exchange Rate Policy for Open Economies, Studienzentrum Gerzensee.
- Schmitt-Grohe, S., and M. Uribe (2014), Liquidity Traps: An Interest Rate Based Exit Strategy, *Manchester School*, 82, 1-14.
- Uribe, M. (2019), The Neo-Fisher Effect: Econometric Evidence from Empirical and Optimizing Models, Working Paper.
- Uribe, M. and S. Schmitt-Grohe (2017), Open Economy Macroeconomics, Princeton University Press.
- Williamson, S. D. (2016), Neo-Fisherism, A Radical Idea, or the Most Obvious Solution to the Low Inflation Problem, *Regional Economist*, 5-9.



Williamson, S. D. (2018), Low Real Interest Rates and the Zero Lower Bound, Working Paper.