

ISSN 1017-9623

中央銀行季刊

第40卷第2期

中央銀行 編印
中華民國 107 年 6 月

中央銀行季刊

第40卷 第2期

中央銀行 編印

中華民國 107 年 6 月

中央銀行季刊

目錄 第40卷 第2期

專 載

中央銀行理監事聯席會議決議	中 央 銀 行	1
---------------------	---------	---

論著與分析

Basel III市場風險內部模型之建立	鍾 經 樊	5
生產力與新台幣匯率關係之探討	吳俊毅、林依伶	33

經濟金融動態

國內經濟金融情勢（民國107年第1季）

總體經濟	國 內 經 濟 科	71
國際收支	國 際 收 支 科	81
貨幣與信用	金 融 統 計 科	89
金融市場	金 融 統 計 科	95
	國 際 收 支 科	

國際經濟金融情勢（民國107年第1季）	國 際 經 濟 科	115
---------------------------	-----------	-----

經濟金融日誌

國內經濟金融日誌（民國107年4月至6月）	國 內 經 濟 科	141
國際經濟金融日誌（民國107年4月至6月）	國 際 經 濟 科	145

中央銀行理監事聯席會議決議

(107年6月21日發布)

一、國際經濟金融情勢

自本(2018)年3月本行理事會會議以來，全球景氣穩健擴張；其中，美國經濟加速成長，惟歐元區、日本及中國大陸景氣略緩。由於油價等大宗商品價格走升，全球通膨升溫。伴隨市場預期美國Fed加速升息、美中貿易爭端等因素，部分新興市場資金外流、股匯價下挫，全球金融市場波動擴大。

日前美國再度升息，惟貨幣政策仍屬寬鬆；歐洲央行(ECB)決定本年底結束資產購買計畫，並將維持現行政策利率至少至明(2019)年夏季；日本央行及中國人民銀行政策利率不變，顯示主要經濟體仍維持貨幣寬鬆立場。

未來隨主要經濟體貨幣政策持續正常化，恐進一步衝擊債務較高之新興市場，提高全球金融脆弱性；益以主要經濟體貿易摩擦加劇，增添全球經濟金融前景之不確定性。

二、國內經濟金融情勢

(一) 年初以來，出口活絡，民間消費增溫，國內經濟穩定成長。展望下半年，出口成長動能可能受基期因素影響而趨緩，內需仍為驅動經濟成長之主力。其中，民間消費方面，

雖然軍公教年金改革正式實施，可能略為影響民間消費傾向，惟隨勞動市場持續改善，就業人數上升、失業率下降，且薪資溫和成長，民間消費可望穩健成長；另預期廠商增加資本支出，以及基期較低，民間投資成長回升，本行預測下半年經濟成長2.30%。

由於本年第1季國內經濟成長優於預期，加以本行上修輸出及民間投資成長，全年經濟成長預測值上調為2.68%。

(二) 因國際油價漲幅超過預期，推升國內進口物價，加以蔬菜價格上漲、菸價調高，致近月消費者物價指數(CPI)漲幅較高。本年1至5月平均CPI年增率為1.66%，核心CPI年增率則為1.40%，顯示當前國內通膨仍屬溫和。

展望下半年，在通訊費率調降及菸稅調高遞延效應將漸消退下，CPI年增率可望趨緩至1.21%。受油價上漲影響，本行上修本年CPI年增率預測值為1.40%；惟受通訊費率調降影響，下修本年核心CPI年增率預測值為1.16%(主要機構預測，

詳附表1)。

(三) 因應國內經濟情勢，本行彈性運用公開市場操作，調節市場資金，銀行準備部位維持於適度水準。近月短期利率微升，10年期公債殖利率略降，新台幣對美元匯率貶值，金融情勢續呈寬鬆。銀行授信穩定增加，本年1至5月平均年增率為4.93%；同期間M2平均年增率為3.62%，維持於目標區內成長。

三、本行理事會一致決議維持現行政策利率不變

鑒於當前國內物價漲幅尚屬平穩，本年通膨展望溫和；全球經濟前景仍存不確定性，下半年國內經濟成長可能略緩，加以全年產出缺口雖然縮小，惟仍為負值，景氣擴張力道不強；再考量主要經濟體仍維持貨幣寬鬆政策，國內名目利率及實質利率水準相對居中(詳附圖1、附表2)，本行理事會認為維持現

行政策利率不變，持續貨幣政策適度寬鬆立場，有助物價穩定及整體經濟金融穩健發展。

本行重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率分別維持年息1.375%、1.75%及3.625%。

本行將持續關注國內經濟金融情勢動態，並密切注意各國貨幣政策走向、全球貿易保護主義等對國內經濟前景及金融市場穩定之影響，適時採行妥適貨幣政策，以達成本行法定職責。

四、近期全球金融市場波動加劇，新台幣對美元匯率波動度亦擴大，惟仍低於其他主要幣別。

新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，但若有不規則因素(如短期資金大量進出)與季節因素，導致匯率過度波動或失序變動，而有不有利於經濟金融穩定之虞時，本行將本於職責維持外匯市場秩序。

附表1 台灣當前通膨及通膨展望

單位：%

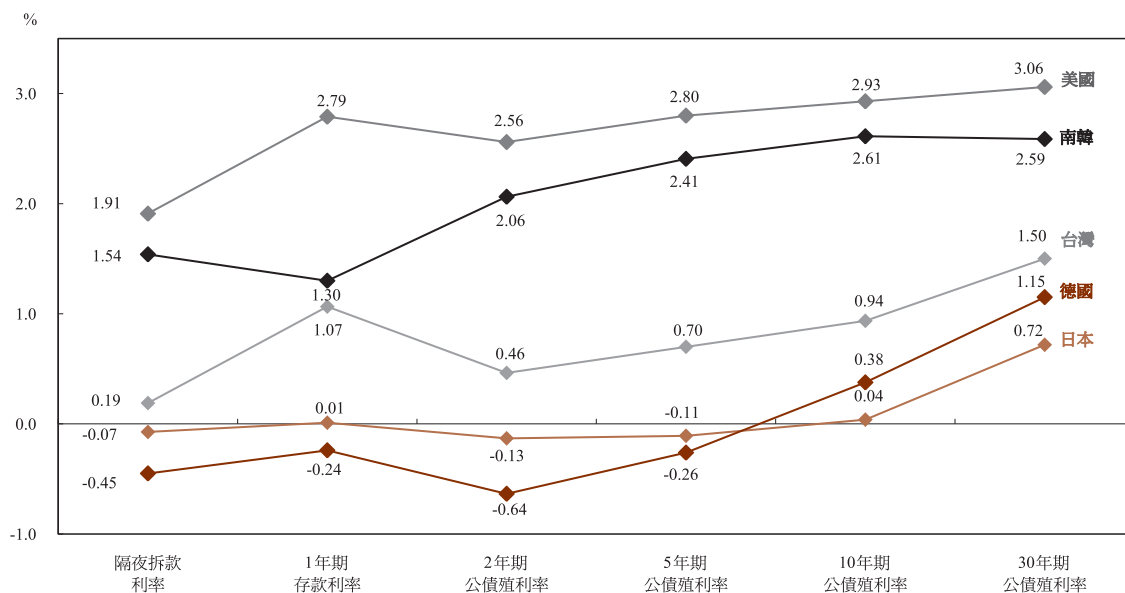
預測機構		當前通膨	通膨展望	
		2018年 1-5月	2018年 全年(f)	
國內機構	元大寶華(2018/3/28)	1.66 (CPI) 1.40 (核心CPI**)	1.30	國內機構預測 中位數 1.40%
	台經院(2018/4/25)		1.34	
	中央銀行(2018/6/8)		1.40* (CPI) 1.16 (核心CPI**)	
	主計總處(2018/5/25)		1.49	
	中經院(2018/4/18)		1.63	
	國外機構		ADB(2018/4/11)	
Credit Suisse(2018/6/14)	1.20			
Citi(2018/5/15)	1.20			
Goldman Sachs(2018/6/19)	1.30			
IMF(2018/5/9)	1.30			
BoA Merrill Lynch(2018/6/19)	1.50			
Barclays Capital(2018/6/18)	1.50			
Nomura(2018/6/15)	1.50			
EIU(2018/6/1)	1.50			
Morgan Stanley(2018/4/16)	1.50			
IHS Markit(2018/6/15)	1.53			
UBS(2018/6/18)	1.55			
HSBC(2018/6/18)	1.60			
Deutsche Bank(2018/6/7)	1.60			
Standard Chartered(2018/6/19)	1.80			

*本行預測本年CPI年增率為1.40%，若剔除菸稅調漲之影響，約為1%。

**核心CPI (core CPI)，係指扣除蔬果及能源後之消費者物價指數。

資料來源：主計總處、各預測機構

附圖1 主要經濟體名目利率
(2018/6/21)



資料來源：Bloomberg、中央銀行、證券櫃檯買賣中心、日本央行、美國聯準會、美國財政部

附表2 主要經濟體實質利率及經濟成長率

單位：%

經濟體	(1) 1年期定存利率* (2018年6月21日)	(2) CPI年增率** (2018年預測值)	(3)=(1)-(2) 實質利率	2018年 經濟成長率 預測值**
馬來西亞	2.950	1.29	1.660	5.1
印尼	4.750	3.60	1.150	5.1
美國	2.790	2.52	0.270	3.0
泰國	1.500	1.32	0.180	4.1
南韓	1.300	1.49	-0.190	3.0
台灣	1.065	1.40	-0.335	2.68
中國大陸	1.500	2.06	-0.560	6.7
新加坡	0.250	1.03	-0.780	3.0
瑞士	0.160	1.03	-0.870	2.2
日本	0.011	0.96	-0.949	1.1
英國	1.030	2.78	-1.750	1.1
歐元區	-0.240	1.76	-2.000	2.1
香港	0.050	2.33	-2.280	3.5
菲律賓	0.500	4.27	-3.770	6.6

* 台灣為本國五大銀行之一年期定期存款機動利率。

** 為 IHS Markit 2018年6月15日之預測值；台灣CPI年增率及經濟成長率係本行預測值。

Basel III市場風險內部模型之建立*

鍾經樊**

摘 要

在本研究中我們將建立針對股權曝險、外匯曝險、與不同期限之利率曝險的市場風險模型，並據之計算台灣全體本國銀行的市場風險經濟資本，市場風險模型的基本特點是可以處理各種市場曝險之間的相關性，亦即所謂的一般市場風險。我們將採用過去6年的股價指數、多個經濟體的匯率、以及多個經濟體的利率資料，進行模型估計，再根據估計結果進行電腦模擬，以導出台灣所有銀行在三類市場曝險的市場損失分配，並隨之導出風險值，以作為求導經濟資本的基礎。

本研究提出符合Basel III規範的市場風險內部模型，並使用大量資料進行模型的估計，再採用變異數共變數法、蒙地卡羅模擬、以及歷史模擬法導出可作為台灣全體本國銀行計提資本根據的風險值及加壓風險值，以及可為個別銀行計提資本所用的風險值及加壓風險值，這個結果有助於中央銀行檢驗個別銀行根據標準法所計提資本的適足程度，並評估本國銀行的整體風險面貌，未來收集到每個季度新資料後立即計算所有風險值結果，亦可在資料容許的範圍內回推過去各季度的風險值，從而形成風險值的時間序列，以此即時查驗甚至預測(或是預警)全體本國銀行以及個別銀行的市場風險趨勢。

* 本文係摘錄自中央銀行委託研究計畫報告，惟所有論點皆屬作者之意見，不代表委託機關及作者服務單位之立場。作者特別感謝黃教授朝熙、陳教授業寧、侯研究員德潛、潘稽核雅慧、吳稽核登彰、黃科長淑君與金融業務檢查處同仁對本計畫所提供的寶貴建議、指正與協助。

** 鍾經樊為國立清華大學計量財務金融系教授。

壹、緒論

在全球化的大環境下，各地金融市場交互影響，全球金融資產價量的波動性大幅增加，導致2007年美國次貸危機所引發的金融危機以來持續的金融困頓，金融風險不僅影響金融市場的平穩運作，還進一步加大實體經濟的營運風險，相當程度的阻礙投資人的投資意願，降低各國經濟成長的動能。面對這種宏觀局面，各國對金融風險的監理要求不得不隨之大為提高，各國監理機構也加強合作，諸如國際清算銀行等國際監理機構協調各國金融監理的作用也越來越大，此外，隨著巨量金融資料的收集與金融理論與電腦工具的發展，金融監理的技術也不斷成長，雖然無法消除總體金融風險，但各國監理機構藉由新工具與新技術可以更有效率的辨識與衡量風險，乃至於更好的防範極端金融損失的衝擊，將極端金融損失限縮在可承受的範圍之內。

在本研究中我們將建立針對股權曝險、外匯曝險、與不同期限之利率曝險的市場風險模型，並據之計算台灣全體本國銀行的市場風險經濟資本^{註1}，市場風險模型的基本特點是可以處理各種市場曝險之間的相關性，亦即所謂的一般市場風險。我們將採用過去6年的股價指數、多個經濟體的匯率、以及多個經濟體的利率資料，進行模型估計，再

根據估計結果進行電腦模擬，以導出台灣所有銀行在三類市場曝險的市場損失分配，並隨之導出風險值，以作為求導經濟資本的基礎。

根據擬定國際銀行監管法規的Basel Committee on Banking Supervision (BCBS)所提出的Basel 2.5 (後併入Basel III，參見BCBS 2006, 2009, 2010, 2011, 2011a)的要求^{註2}，除了採用標準市場風險模型推導正常狀況的風險值外，銀行針對市場風險計提資本時尚需加計加壓風險值(Stressed Value at Risk或SVaR)以強化計提資本，所謂的加壓風險值是指在市場曝險在壓力情境下之損失分配的風險值，參見Obi and Sil (2015)與Pepe (2013)對加壓風險值所提出的分析架構。在本研究中我們將總體財經變量導入市場風險模型得到所謂的「加壓風險值實證模型」，並隨之以極端不利之總體財經變量值代入加壓風險值實證模型，以作為產生壓力情境下損失分配的基礎。有關根據Basel 2.5新市場風險監理規範在各國的執行情形，可參見國際清算銀行(BIS, 2015)的普查報告，Prorokowski and Prorokowski (2014)查訪10家大型國際銀行與金融公司在加壓風險值的實施狀況，發現這些銀行的主要困難都在於對加壓風險值進行實證分析時所使用資料的品質問題。

貳、市場風險內部模型的基本理論

金融資產價格(包括利率、權益價格、或是匯率)的變動是吸引投資人對之進行交易的主要誘因，若價格變動的方向與大小正如投資人所預期，買低賣高的投資人便可獲利，反之就會成為損失，這便是金融資產市場風險的來源。

市場風險最完整的衡量指標是市場風險損失分配，有了市場風險損失分配，我們便可求導諸如預期損失與風險值等相關統計量作為精簡的風險衡量指標，並得以建立以資本計提為中心的風險管理措施。

相對於信用風險、作業風險、流動性風險等其他主要風險類型，學界與業界對市場風險研究的歷史較長，成果也最為完整，參見Hull (2012)及Dowd (2005)，風險值分析的普及就是由對市場風險的量化研究開始，早在1995年的Basel I就容許金融機構採用自行開發數量模型計算市場風險的資本計提等，對其他風險的分析就常以市場風險為標竿比照辦理。

一、金融資產的可能損失

在這個小節中我們將針對股權、外匯、與利率曝險等金融資產定義其市場風險損失，並逐一辨識造成各金融資產損失的風險因子。

給定 V_t 是某金融資產在第 t 日的價值，

則持有該金融資產在第 t 日的可能損失是第 $t-1$ 日到第 t 日之兩日價值變動的負值：

$$L_t = -\Delta V_t := -(V_t - V_{t-1}). \quad (2.1)$$

接下來我們將逐一解析股權、外匯、利率曝險等三種金融資產之市場曝險的可能損失，我們要指出，本章基本理論探討中為便於說明，均是以日為時點的衡量單位，但本研究實證分析所使用的卻都是月資料(或是季資料)，所以之後各章以實證資料為中心的分析中，均將改以月為時點的衡量單位。

股權與外匯的可能損失

股權與外匯均為沒有到期日之金融資產，其曝險值是價格與數量的乘積：股權曝險是股票價格與股票張數的乘積，外匯曝險是直接報價匯率(1元外幣可換得的本幣金額)與外幣數量(外幣金額)的乘積。若以 X_t 代表金融資產在第 t 日的價格，再以 \bar{v} 代表金融資產的數量，則持有金融資產在第 t 日的曝險值便是

$$V_t = \bar{v} \cdot X_t. \quad (2.2)$$

給定金融資產的數量 \bar{v} 固定不變，若金融資產價格在第 $t-1$ 日至第 t 日期間發生變動 $\Delta X_t := X_t - X_{t-1}$ ，則前述金融資產曝險在第 t 日的可能損失將是

$$L_t = -\Delta V_t = -\bar{v} \cdot \Delta X_t = -\bar{v} \cdot X_{t-1} \cdot \frac{\Delta X_t}{X_{t-1}} = -V_{t-1} \cdot \frac{\Delta X_t}{X_{t-1}}, \quad (2.3)$$

其中 $\Delta X_t / X_{t-1}$ 是金融資產的日報酬率，而

V_{t-1} 則是金融資產在前一日(第 $t-1$ 日)的曝險值。給定金融資產的數量固定不變，金融資產的日報酬率將是唯一風險因子(亦即損失來源)。

利率曝險組合的可能損失

由於利率曝險組合可拆解為不同到期日的利率曝險，若擬推導利率曝險組合的可能損失，就必須先分析特定期限之單一利率曝險的可能損失。

給定期限為 T 期單位利率曝險(亦即可回收1元本金的利率曝險，通常可以零息債券為代表)在第 t 日的樣本觀察值 $B_t(T)$ ，持有曝險總值為 \bar{v} 的 T 期利率曝險在第 t 日的樣本觀察值便是

$$V_t(T) = \bar{v} \cdot B_t(T), \quad (2.4)$$

這裡所附加的 (T) 是用來強調期限 T 對曝險的影響，因而異於(2.2)式。 $B_t(T)$ 與對應 T 期即期利率 $R_t(T)$ 在第 t 日的樣本觀察值有如下的關係：

$$B_t(T) = \frac{1}{1 + T \cdot R_t(T)},$$

因此單位利率曝險 $B_t(T)$ 的任何變動均源自於對應即期利率 $R_t(T)$ 的變動，我們因而可以即期利率的變動 $\Delta R_t(T)$ 表示的單位利率曝險變動率

$$\frac{\Delta B_t(T)}{B_{t-1}(T)} = -\frac{T \cdot \Delta R_t(T)}{1 + T \cdot R_{t-1}(T)}.$$

若單位利率曝險在第 $t-1$ 日至第 t 日期間發生變動 $\Delta B_t(T)$ ，則利率曝險曝險在第 t 日的

可能損失便是

$$\begin{aligned} L_t(T) &= -\Delta V_t(T) = -\bar{v} \cdot \Delta B_t(T) \\ &= -\bar{v} \cdot B_{t-1}(T) \cdot \frac{\Delta B_t(T)}{B_{t-1}(T)} \\ &= -V_{t-1}(T) \cdot \frac{\Delta B_t(T)}{B_{t-1}(T)}, \end{aligned} \quad (2.5)$$

其中 $V_{t-1}(T) = \bar{v} \cdot B_{t-1}(T)$ 是單位利率曝險在前一日(第 $t-1$ 日)的曝險值。

這裡的單位利率曝險(2.4)式以及對應的損失(2.5)式與前述其他金融資產之曝險(2.2)式與損失(2.3)式在形式上完全一樣，唯一的差別就只在於之前對股價或匯率價格的曝險並無到期日，故曝險以及對應損失的符號 V_t 與 L_t 都未附加 (T) 標記。此外，以即期利率變動 $\Delta R_t(T)$ 表示單位利率曝險變動率 $\Delta B_t(T)/B_{t-1}(T)$ 異於之前其他價格(股價、匯率)之變動率 $\Delta X_t/X_{t-1}$ 的形式，除了分母不是利率 $R_{t-1}(T)$ 而是 $1 + T \cdot R_{t-1}(T)$ 外，分子也多了 T 以反應即期利率 $R_t(T)$ 的期間 T 所產生的影響。

給定利率曝險組合包含 n 個期限分別為 T_i 的單位利率曝險 $B_t(T_i)$ ，則此利率曝險組合的可能損失是其所包含單位利率曝險之可能損失的總和：

$$L_t(T_1, \dots, T_n) = -\sum_{i=1}^n V_{t-1}(T_i) \cdot \frac{\Delta B_t(T_i)}{B_{t-1}(T_i)}, \quad (2.6)$$

其中 $V_{t-1}(T_i)$ 是到期日為 T_i 的單位利率曝險在前一日(第 $t-1$ 日)的價值，而 $\Delta B_t(T_i)/B_{t-1}(T_i)$ 則是 T_i 期單位利率曝險因即期利率 $R_t(T_i)$ 變動所產生的變動率。

利率曝險與股權的個別風險

計算利率曝險價格所採用的各期即期利率 $R_t(T)$ 除了反應市場利率趨勢之所謂的「一般市場風險」(General Market Risk)外，也會反應利率曝險發行機構包括信用風險與流動性風險等的「個別風險」(Specific Risk)，亦即利率曝險損失定義中各期零息利率的變動值 $\Delta R_t(T_i)$ 將包含來自於一般市場風險的變動以及來自於個別風險的變動，同理，股權的發行機構也有信用風險與流動性風險等，股價的變動值因而也應反應個別風險的變動，但前述針對利率曝險價格與股價的損失定義並未明確的考慮這種個別風險。

二、市場風險損失分配的求導

前述(2.3)式中的股權或外匯價格日變動率(亦即日報酬率) $\Delta X_t / X_{t-1}$ 、或是(2.5)式中的利率曝險日變動率 $\Delta B_t(T) / B_{t-1}(T)$ ，都是市場風險損失的風險因子，也是計算市場風險損失所需的核心變量，我們將以 y_t 代表這些日報酬率，並根據(2.3)或(2.5)式將市場曝險的損失寫成前一日曝險值 V_{t-1} 與 y_t 之乘積的負值：

$$L_t = -V_{t-1} \cdot y_t. \quad (2.7)$$

這裡的前一日曝險值 V_{t-1} 是給定股權或外匯之固定的數量 \bar{V} 與前一日價格 X_{t-1} 的乘積： $V_{t-1} := \bar{V} \cdot X_{t-1}$ ，或是單位利率曝險之固定的數量 \bar{V} 與前一日價格 $B_{t-1}(T)$ 的乘積： $V_{t-1} := \bar{V} \cdot B_{t-1}(T)$ 。

我們還可進一步考慮包括 m 個曝險的曝險組合，例如由多個不同單位利率曝險所組合而成的利率曝險組合、包括多個不同公司股票的股票資產組合、或是包括多種外幣的淨持有部位，對應的損失均可以如下形式表示

$$L_t = - \sum_{i=1}^m V_{i,t-1} \cdot y_{it} = -\mathbf{v}'_{t-1} \mathbf{y}_t, \quad (2.8)$$

這裡的 \mathbf{v}_{t-1} 與 \mathbf{y}_t 分別是由 $V_{1,t-1}, V_{2,t-1}, \dots, V_{m,t-1}$ 以及 $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}$ 所組成的 m 維向量，至於 $V_{i,t-1}$ 則是第 i 個曝險在第 $t-1$ 日的價值，可正可負(正值表示長部位，負值代表短部位)，而 y_{it} 是第 i 個曝險在第 t 日的報酬率。

金融資產組合的市場風險

給定個別金融資產的可能損失，我們可進一步定義包含多種金融資產之資產組合的可能總損失為各成份金融資產之可能損失的總和，更明確的說就是以各成份價值佔資產組合總值之比率為權數的加權和，因而也具有(2.8)式的形式。

金融資產報酬率的模型設定

由(2.7)與(2.8)式可知，市場曝險的損失 L_t 都是前一日市場曝險價值 \mathbf{v}_{t-1} 與當日市場曝險價格變動率(報酬率) \mathbf{y}_t 的乘積，相對於前一日的市場曝險 \mathbf{v}_{t-1} 是由投資人所掌控，當日市場曝險價格的日報酬率 \mathbf{y}_t 則由市場決定，對投資人來說是具有不確定性的隨機變量，也是遭受可能損失 L_t 的風險來源(風險因子)。

若市場曝險的日報酬率 y_t 是隨機變量，則損失 L_t 作為 y_t 的線性函數必然也是隨機變量，所謂的損失分配(L_t 的分配)自然就是源自於 y_t 作為隨機變量的分配，由此可知，推導任何市場風險損失分配的第一步就是設定對應市場曝險日報酬率 y_t 的分配，一般可採用三種不同的方法推演此分配：變異數共變數解析法、蒙地卡羅模擬法、與歷史模擬法，之後我們對這三種推導 y_t 分配的方法將分節進行詳盡的解釋與分析，接下來我們將先介紹市場風險損失分配及其風險值在風險管理上的用途。

(一) 變異數共變數解析法

若市場曝險只牽涉到單一金融資產的價格及其日報酬率 y_t ，或是市場曝險雖包含多個金融資產但金融資產的價格及其日報酬率 y_t 相當簡單，我們便可直接假設日報酬率 y_t 或 y_t 的分配，通常就是常態分配，並隨之推導對應的市場風險損失分配及其風險值，這就是所謂的「變異數共變數解析法」。

假設曝險之日報酬率 y_t 是期望值為0、變異數為 σ^2 的常態分配^{註3}：

$$y_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2), \quad (2.9)$$

則由(2.7)式可知作為曝險之日報酬率固定倍數的損失也會是常態分配：

$$L_t = -V_{t-1} \cdot y_t \sim \mathcal{N}(0, V_{t-1}^2 \cdot \sigma^2). \quad (2.10)$$

我們要強調，在曝險之日報酬率的這個分配中， σ^2 是唯一的未知參數，通常可根據

曝險價格的日資料計算對應報酬率的樣本值 $y_t, t = 1, 2, \dots, N$ 後，再以 y_t 的樣本變異數估計之。

根據這些結果，我們便可由給定樣本最後一日的曝險部位 V_N ，直接導出樣本外之第 $N+1$ 日損失 L_{N+1} 的常態分配 $\mathcal{N}(0, V_N^2 \cdot \sigma^2)$ ，並計算對應之信賴水準為 α 的單日風險值 VaR_α ，這也就是對應的單日資本計提，因此，第 $N+1$ 日之信賴水準為 α 的單日風險值及單日資本計提是

$$\text{資本計提} := \text{VaR}_\alpha = V_N \cdot \Phi^{-1}(\alpha) \cdot \sigma. \quad (2.11)$$

對應的單日資本計提率便是

$$\text{資本計提率} := \frac{\text{VaR}_\alpha}{V_N} = \Phi^{-1}(\alpha) \cdot \sigma, \quad (2.12)$$

亦即日報酬率 y_t 信賴水準為 α 的風險值，這就是變異數共變數解析法求導市場風險損失分配以及對應風險值的步驟。

股權與外匯的資本計提率：由(2.3)式可知，股權與外匯的日報酬率皆可寫成

$$y_t = \frac{\Delta X_t}{X_{t-1}},$$

若假設

$$y_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2),$$

則由(2.12)式可知，股權或外匯之信賴水準為 α 的單日資本計提率就是

$$\text{資本計提率} = \Phi^{-1}(\alpha) \cdot \sigma. \quad (2.13)$$

我們可根據股權價格或匯率價格的日資料計算對應的日報酬率 $y_t, t = 1, 2, \dots, N$ 後，再以 y_t 的樣本變異數估計前式中唯一之

未知參數日報酬率的變異數 σ^2 。

利率曝險的資本計提率：由(2.5)式可知，採連續複利之 T 期單位利率曝險的日報酬率是

$$y_t = \frac{\Delta B_t(T)}{B_{t-1}(T)} = -T \cdot \Delta R_t(T),$$

其中 $\Delta R_t(T)$ 是 T 期即期利率的日變動值，若假設

$$\Delta R_t(T) \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\circ^2),$$

則

$$y_t \sim \mathcal{N}(0, T^2 \cdot \sigma_\circ^2),$$

由(2.12)式可知， T 期單位利率曝險在第 $N+1$ 日之信賴水準為 α 的單日資本計提率就是

$$\text{資本計提率} = \Phi^{-1}(\alpha) \cdot T \cdot \sigma_\circ.$$

我們要強調，這裡的到期日 T 是以第 $N+1$ 日為起始時點加以定義。

曝險組合的的資本計提率

當曝險的數目 m 大於1時，我們可進一步假設這些曝險之 m 維日報酬率向量 \mathbf{y}_t 是期望值為0、變異數共變數矩陣為 $\text{Var}(\mathbf{y}_t) = \mathbf{\Sigma}$ 的 m 維常態分配：

$$\mathbf{y}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma}), \quad (2.14)$$

則由(2.8)式可知損失分配便是

$$L_t = -\mathbf{v}'_{t-1} \mathbf{y}_t \sim \mathcal{N}(0, \mathbf{v}'_{t-1} \mathbf{\Sigma} \mathbf{v}_{t-1}), \quad (2.15)$$

其中 \mathbf{v}_{t-1} 是包含前一日曝險值的 m 維向量。對於未知參數 $\mathbf{\Sigma}$ 的估計，我們可利用 m 個曝險價格的日資料計算對應的報酬率 y_{it} , $t = 1, 2, \dots, N, i = 1, 2, \dots, m$ ，再以這些曝險報酬率的樣本變異數共變數矩陣作為 $\mathbf{\Sigma}$ 的估計值。

給定樣本最後一日的曝險部位 \mathbf{v}_N 以及樣本外之第 $N+1$ 日損失 L_{N+1} 的常態分配 $\mathcal{N}(0, \mathbf{v}'_N \mathbf{\Sigma} \mathbf{v}_N)$ ，我們可計算對應之信賴水準為 α 的單日風險值 VaR_α ，這也就是對應的單日資本計提，因此，第 $N+1$ 日之信賴水準為 α 的單日風險值及單日資本計提是

$$\text{資本計提} := \text{VaR}_\alpha = \Phi^{-1}(\alpha) \cdot \sqrt{\mathbf{v}'_N \mathbf{\Sigma} \mathbf{v}_N}. \quad (2.16)$$

對應的單日資本計提率便是

$$\text{資本計提率} := \frac{\text{VaR}_\alpha}{V_N} = \frac{\Phi^{-1}(\alpha) \cdot \sqrt{\mathbf{v}'_N \mathbf{\Sigma} \mathbf{v}_N}}{V_N}. \quad (2.17)$$

利率曝險組合的資本計提率：由之前利率曝險組合的損失定義(2.6)式可知，利率曝險組合的變動率是

$$y_{it} = \frac{\Delta B_t(T_i)}{B_{t-1}(T_i)} = -\frac{T_i \cdot \Delta R_t(T_i)}{1 + R_{t-1}(T_i)}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (2.18)$$

其中 $\Delta R_t(T_i)$ 是 T_i 期即期利率的日變動值，假設

$$\Delta \mathbf{r}_t := [\Delta R_t(T_1) \quad \Delta R_t(T_2) \quad \dots \quad \Delta R_t(T_n)]' \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma}_\circ), \quad (2.19)$$

再假設 \mathbf{A}_{t-1} 是以 $T_i/[1 + R_{t-1}(T_i)]$ 為對角元素的 $n \times n$ 對角矩陣，因 \mathbf{A}_{t-1} 在第 t 日是已知值，可得

$$\mathbf{y}_t := \mathbf{A}_{t-1} \Delta \mathbf{r}_t \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{A}_{t-1} \mathbf{\Sigma}_\circ \mathbf{A}_{t-1}). \quad (2.20)$$

給定 n 維向量 $\mathbf{v}_{t-1} = [V_{t-1}(T_1) \quad V_{t-1}(T_2) \quad \dots \quad V_{t-1}(T_n)]'$ ，其中 $V_{t-1}(T_i)$ 則是到期日為 T_i 之利率曝險值，由(2.16)式可知，利率曝險組合在第 $N+1$ 時點之信賴水準為 α 的風險值及資本計提就是

$$\begin{aligned} \text{資本計提} &:= \text{VaR}_\alpha \\ &= \Phi^{-1}(\alpha) \cdot \sqrt{\mathbf{v}'_N \mathbf{A}_{t-1} \boldsymbol{\Sigma}_0 \mathbf{A}_{t-1} \mathbf{v}_N}, \quad (2.21) \end{aligned}$$

對應的資本計提率便是

$$\begin{aligned} \text{資本計提率} &:= \frac{\text{VaR}_\alpha}{V_N} \\ &= \frac{\Phi^{-1}(\alpha) \cdot \sqrt{\mathbf{v}'_N \mathbf{A}_{t-1} \boldsymbol{\Sigma}_0 \mathbf{A}_{t-1} \mathbf{v}_N}}{\mathbf{v}'_N \mathbf{1}}. \end{aligned}$$

風險因子的分配假設

採用變異數共變數解析法求導市場曝險之單日風險值及單日資本計提的前提假設是，不論是日報酬率、風險因子、還是損失分配，都是變異數與共變數固定不變的常態分配，但過去諸多的研究顯示，種類繁多的金融資產價格與即期利率皆有其獨特的分配，建立在常態分配假設上的變異數共變數解析法難以適用，我們因而必須進一步考慮採用不受常態分配假設局限的蒙地卡羅模擬法或是歷史模擬法。

風險值的參考期間

風險值除了信賴水準的設定外，也須設定對應的參考期間，這是因為損失分配的推導是建立在給定參考期間的，例如針對市場曝險的損失分配大多以1日為參考期間，考慮的是每日的可能損失，我們還要指出Basel II的相關規定，衡量銀行市場風險所採用的是以10日為參考期間、信賴水準為99%的風險值。

市場風險之風險值參考期間的調整：如前所述，大多數金融機構對市場風險的管理是根

據每天盈虧所估計之參考期間為1天的風險值^{註4}，並據以迅速的調整各曝險部位以管控市場風險，也正因為曝險部位的快速調整導致每天的損失分配都各不相同，較長天期的市場風險損失分配以及對應的風險值可能並無意義。然而Basel II規定市場風險的計提資本是根據10天的風險值進行計算，一般便以如下的方式將單日風險值轉換為N日的風險值：

$$N \text{ 日的風險值} = \sqrt{N} \times \text{單日風險值}. \quad (2.22)$$

我們要指出，若每日市場曝險的獲利均為彼此獨立且有完全相同的分配(i.i.d.)，且其共同的分配是以0為期望值、以 σ 為標準差的常態分配，則上述公式便可成立，這是因為N日獲利分配是N個單日獲利分配的簡單加總，所以是一個以0為期望值、以 $\sqrt{N} \cdot \sigma$ 為標準差的常態分配。

變異數共變數解析法的計算通常相當簡單，但其前提假設是作為風險因子的日報酬率 y_t 的分配可直接設定為常態分配，風險因子之間的關係可直接以常態日報酬率間的相關係數代表，但這個前提不見得能夠成立，我們因而便須藉助電腦的快速計算能力模擬出風險因子的分配，包括接下來所要簡介的兩種電腦模擬方式。

(二) 蒙地卡羅模擬法

若市場曝險包含很多金融資產(因而維數 n 很高)，以至於我們難以直接設定風險因子(亦即日報酬率) y_t 的高維數分配，就必須

嘗試(根據一些財金理論)辨識日報酬率 y_t 背後數目較少的「底層風險因子」,並對日報酬率 y_t 與這些底層風險因子之間的關係設定進一步的統計模型。此外,若市場曝險所包含的金融資產之間有很複雜的關係,例如,若市場曝險包含選擇權或是具隱含選擇權(Embedded Option)的結構商品,則市場曝險便是其標的資產價值的高度非線性函數,風險因子因而包括標的資產日報酬率的二次式。這些問題均會導致市場曝險日報酬率 y_t 的分配過於複雜(不可能還是常態分配),因而只能由 y_t 與底層風險因子之間的統計模型出發,採用電腦模擬的方式產生日報酬率 y_t 的分配以及對應的損失分配,此即所謂的「蒙地卡羅模擬法」,蒙地卡羅模擬損失分配的步驟包括:

1. 利用電腦產生 $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \Sigma)$ 分配的模擬值 $\mathbf{y}_{N+1}^{(s)}$;
2. 給定資產組合中 m 個資產的部位 V_{iN} , 計算損失模擬值:

$$L_{N+1}^{(s)} = -\mathbf{v}_N' \mathbf{y}_{N+1}^{(s)}. \quad (2.23)$$

重複此二步驟 S 次(例如10萬次),得到 S 個損失模擬值 $L_{N+1}^{(s)}$, $s = 1, 2, \dots, S$,再據之繪製直方圖,此直方圖便應相當接近損失分配,其預期損失與損失變異數便可分別以 S 個損失模擬值的樣本平均數與樣本變異數逼近,而風險值 VaR_α 則是由小到大排序之 $L_{N+1}^{(s)}$ 模擬值的第 $\alpha \cdot S$ 個數值^{註5},這種

利用電腦模擬逼近損失分配與風險值的遞迴方法即「蒙地卡羅模擬法」(Monte Carlo Simulation)。

若資產報酬率 \mathbf{y}_{N+1} 不是常態而是某個特定 m 維分配 G ,則損失分配就不再是常態分配,便也無法再採用之前所述的變異數共變數解析法,此時就只能利用蒙地卡羅模擬法逼近損失分配與風險值,其中第一步中須改以 G 分配產生 m 變量模擬值 $\mathbf{y}_{N+1}^{(s)}$,而 G 分配所包含的任何參數也都須事先利用資產報酬率的樣本資料加以估計。

底層風險因子:給定月報酬率 y_t 的形成過程中存在其他的(數目也較少的)風險因子(底層風險因子) $\boldsymbol{\varepsilon}_t$,且 y_t 與 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 之間的關係滿足特定的(可能是高度非線性的)統計模型設定:

$$y_t = g(\boldsymbol{\varepsilon}_t | \boldsymbol{\theta}),$$

其中 $\boldsymbol{\theta}$ 是未知參數,則縱使底層風險因子 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 是常態的隨機向量,月報酬率 y_t 的統計分配乃至對應的損失分配也會是高度複雜的非常態的隨機向量,求導損失分配就只能採用蒙地卡羅模擬法,利用電腦產生常態(或是其他已知分配)之底層風險因子 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 的模擬值 $\boldsymbol{\varepsilon}_1^{(s)}, \boldsymbol{\varepsilon}_2^{(s)}, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}_n^{(s)}$,再將之分別轉換為 $y_t^{(s)} = g(\boldsymbol{\varepsilon}_1^{(s)} | \hat{\boldsymbol{\theta}}), y_t^{(s)} = g(\boldsymbol{\varepsilon}_2^{(s)} | \hat{\boldsymbol{\theta}}), \dots, y_t^{(s)} = g(\boldsymbol{\varepsilon}_n^{(s)} | \hat{\boldsymbol{\theta}})$,其中 $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ 是利用月報酬率 y_t 與底層風險因子 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 的樣本觀察值所求得之未知參數 $\boldsymbol{\theta}$ 的估計值,給定月報酬率 y_t 的模擬值,便可完成其他的蒙地卡羅模擬步驟。

蒙地卡羅模擬的這個用途對利率曝險組合的分析具有特別的意義，由於利率曝險組合的主要風險因子是不同期限的即期利率，而即期利率因期限的不同而類別繁多，一般會嘗試利用不同期限之即期利率所遵從的殖利率曲線關係(利率期限結構)，更有效率推導出這些即期利率的分配，之後的第3.3小節對此將有完整的說明。

(三) 歷史模擬法

除了前述的蒙地卡羅模擬法外，還有一種根據「重抽樣」概念的「歷史模擬法」，所謂的重抽樣即是在市場曝險日報酬率 y_t 的歷史觀察值中不斷進行隨機抽取(對抽取到的樣本加以記錄後再擲回)，只要重抽樣的次數夠多，我們便可視重抽取所得到的大量記錄值為日報酬率 y_t 的「母體」，由之導出對應的損失分配。

不論是變異數共變數解析法還是蒙地卡羅模擬法，損失分配以及對應風險值的推導都是建立在風險因子的分配假設上(亦即須對風險因子建立模型)，在這個過程中樣本資料的使用也扮演一定的角色，主要是估計風險因子分配中的參數，也可用來進行風險值的回顧測試，相對的，「歷史模擬法」(Historical Simulation)則不需風險因子的分配假設，而是利用風險因子過去的樣本資料，直接作為對風險因子未來可能值的預測，也就是說，給定資產報酬率的樣本觀察值 y_{it} , $t = 1, 2, \dots, N$, $i = 1, 2, \dots, m$ ，蒙地卡羅模擬法

中步驟1中資產報酬率的模擬值將改以其樣本觀察值替代：

$$y_{i,N+1}^{(s)} = y_{is}, \quad s = 1, 2, \dots, N; \\ i = 1, 2, \dots, m, \quad (2.24)$$

模擬次數 S 因此定為 N ，亦即給定資產報酬率的樣本觀察值向量 \mathbf{y}_t , $t = 1, 2, \dots, N$ ，資產報酬率的模擬值將以其樣本觀察值替代：

$$\mathbf{y}_{N+1}^{(s)} = \mathbf{y}_s, \quad s = 1, 2, \dots, N, \quad (2.25)$$

蒙地卡羅模擬法中步驟2的損失模擬值(2.23)因此自然就改為

$$L_{N+1}^{(s)} = -\mathbf{v}'_N \mathbf{y}_s, \quad s = 1, 2, \dots, N, \quad (2.26)$$

至於其他的計算程序則完全相同。

當資產報酬率每天的新樣本觀察值出現時，通常便會採用滾動樣本的方式重新執行一次歷史模擬法，亦即每納入一個新樣本觀察值的同時便剔除最舊的一個樣本觀察值，樣本數(亦即模擬次數，通常設定為500)因而得以維持不變。歷史模擬法以及滾動樣本的使用，雖不需風險因子的分配假設，但仍須假設風險因子的樣本資料來自於穩定(Stationary)的分配。

歷史模擬法相較於蒙地卡羅模擬法除了不需要風險因子的分配假設與計算時間較短外，還可較充分的反應樣本資料中的跨期相關、厚尾、以及極端現象，但樣本資料的任何品質問題也會影響模擬結果，同樣的，任何樣本資料所未能涵蓋的事件自然也就不會反應在模擬結果中。

參、市場風險因子的實證模型

由於股價、匯率、與即期利率(以及對應的折現率)是驅動各自市場風險損失分配的風險因子，在本節中我們將逐一介紹的股價、匯率、與即期利率之實證模型的估計結果將成為模擬各自市場風險損失分配的基礎。

一、股價指數實證模型

給定在第 t 月的股價指數值 X_t ，可定義股價指數報酬率如下：

$$\begin{aligned} y_t &:= \frac{\Delta X_t}{X_{t-1}} = \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}} \approx \Delta \ln X_t \\ &= \ln X_t - \ln X_{t-1}, \end{aligned}$$

我們將假設 y_t 遵從AR(1)-EGARCH(1,1)常態分配模型：

$$y_t = a + b \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

其中 ε_t 在給定 $t-1$ 時點的所有信息下是條件常態隨機變量 $\mathcal{N}(0, h_t)$ ，而條件變異數 $\text{Var}_{t-1}(\varepsilon_t) = h_t$ 遵從Nelson(1991)所建議的EGARCH(1,1)模型：

$$\begin{aligned} \ln h_t &= c + \alpha \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma \cdot \left(\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \\ &\quad + \beta \cdot \ln h_{t-1}, \end{aligned} \quad (3.2)$$

換言之，股價指數報酬率在第 t 月的條件分配是

$$y_t \sim \mathcal{N}(a + b \cdot y_{t-1}, h_t). \quad (3.3)$$

EGARCH模型的特色是容許股價指數報酬率的正向變動與負向變動對股價指數報酬

率本身的走勢有非對稱的影響，此非對稱的影響通稱為「槓桿效果」(Leverage Effect)，在模型EGARCH中是以 α 係數代表其效果的大小，相對的， γ 係數所代表的則是對稱的影響，若 α 的估計值是正的，且顯著大於 γ 的估計值，則就表示正的槓桿效果。

損失分配與風險值的求導

給定EGARCH模型參數的估計值，我們便可根據下式分別預測樣本外下一個月(給定樣本數為 N ，亦即第 $N+1$ 月)的股價指數報酬率平均值 \hat{y}_{N+1} 與條件變異數 \hat{h}_{N+1} ^{註6}：

$$\hat{y}_{N+1} = \hat{a} + \hat{b} \cdot y_N$$

與

$$\begin{aligned} \ln \hat{h}_{N+1} &= \hat{c} + \hat{\alpha} \cdot \frac{e_N}{\sqrt{\hat{h}_N}} + \hat{\gamma} \cdot \left(\frac{|e_N|}{\sqrt{\hat{h}_N}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) \\ &\quad + \hat{\beta} \cdot \ln \hat{h}_N, \end{aligned}$$

其中 $e_N = y_N - (\hat{a} + \hat{b} \cdot y_{N-1})$ 或 $e_N = y_N - \hat{a}$ ，以及 $\hat{h}_N = e_N^2$ 。

給定 V_N 是以新台幣表示之第 N 月的股權曝險，則股權曝險在第 $N+1$ 月的(條件)損失分配便是

$$\begin{aligned} L_{N+1} &= -V_N \cdot \hat{y}_{N+1} \sim \\ &\quad \mathcal{N}(-V_N \cdot (\hat{a} + \hat{b} \cdot y_N), V_N^2 \cdot h_{N+1}), \end{aligned} \quad (3.4)$$

我們便可根據(2.13)與(2.22)式求導信賴水準為99%之10日的風險值，由於這裡常態分配的期望值 \hat{y}_{N+1} 不等於0，便須修改10日

風險值的公式為

$$\text{VaR} = \frac{1}{\sqrt{2}} \cdot \left[V_N \cdot \hat{y}_{N+1} + \Phi^{-1}(0.99) \cdot V_N \cdot \sqrt{\hat{h}_{N+1}} \right], \quad (3.5)$$

這裡我們假設一個月有20個工作日，以月資料所求得的風險值是20日的風險值，若將之轉換為10日的風險值就需除以 $\sqrt{2}$ 。

GARCH 模型：除了假設股價指數報酬率 y_t 為 AR(1)-EGARCH(1,1)常態分配模型外，為便於將單變量模型擴充到多變量模型，我們也考慮設股價指數報酬率 y_t 為AR(1)-GARCH(1,1)常態分配模型，具體言之就是將之前的(3.2)式改換為

$$h_t = \omega + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1} + \beta \cdot h_{t-1}. \quad (3.6)$$

參見Engle (1982, 2011)與Bollerslev (1986, 1987)。給定此式參數的估計值，我們亦可推導預測第 $N + 1$ 月的股價指數報酬率平均值 \hat{y}_{N+1} 與條件變異數 \hat{h}_{N+1} ，然後再根據(3.5)式求導10日風險值。

三國股價指數報酬率實證模型

由於台灣各金融機構持有相當數量的美國與中國大陸股權，為充分考慮三國股市之間的聯動性，我們嘗試將台灣股價指數資料與美國及中國大陸的股價指數資料加以結合，除了繼續假設各國股價指數報酬率 y_{it} 遵從AR(1)模型(3.1)式外：

$$y_{it} = a_i + b_i \cdot y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, 3, \quad (3.7)$$

還設立一個由單變量GARCH模型擴充

而成的三變量GARCH模型：

$$\mathbf{h}_t = \boldsymbol{\omega} + \mathbf{A} \cdot \mathbf{h}_{t-1} + \mathbf{B} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}^2, \quad (3.8)$$

其中 \mathbf{h}_t 是三個國家股價指數報酬率之條件變異數 $\text{Var}_{t-1}(\varepsilon_{it}) = h_{it}$ 所組成的三維向量， $\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}^2$ 是(3.7)式之誤差項 $\varepsilon_{i,t-1}$ 之平方所組成的三維向量，而 $\boldsymbol{\omega}$ 是三維參數向量， \mathbf{A} 與 \mathbf{B} 則都是 3×3 參數矩陣。對於三國股價指數報酬率的條件變異數共變數矩陣：

$$\text{Var}_{t-1}(\boldsymbol{\varepsilon}_t) := \boldsymbol{\Sigma}_t,$$

對此條件變異數共變數矩陣我們將採用Bollerslev (1990)所建議的「固定相關係數設定」(Constant Correlation Coefficients, CCC)：

$$\boldsymbol{\Sigma}_t = \text{Diag}(\mathbf{h}_t)^{1/2} \mathbf{R} \text{Diag}(\mathbf{h}_t)^{1/2} =$$

$$\begin{bmatrix} h_{1t} & \rho_{12} \sqrt{h_{1t} \cdot h_{2t}} & \rho_{13} \sqrt{h_{1t} \cdot h_{3t}} \\ \rho_{21} \sqrt{h_{2t} \cdot h_{1t}} & h_{2t} & \rho_{23} \sqrt{h_{2t} \cdot h_{3t}} \\ \rho_{31} \sqrt{h_{3t} \cdot h_{1t}} & \rho_{32} \sqrt{h_{3t} \cdot h_{2t}} & h_{3t} \end{bmatrix}, \quad (3.9)$$

其中 \mathbf{R} 是三國股價指數報酬率不隨時間改變之相關係數所組成的 3×3 正定義對稱矩陣(對角元素均為1)，而 $\text{Diag}(\mathbf{a})$ 則是以 \mathbf{a} 向量所屬元素為對角元素的對角矩陣， $\text{Diag}(\mathbf{a})^{1/2}$ 是以 \mathbf{a} 向量所屬元素的平方根為對角元素的對角矩陣。

我們可採用「類最大似估計法」(Quasi MLE)進行係數估計，獲得係數估計值後，便可根據下式分別預測樣本外第一個月的股價指數報酬率平均值 $\hat{y}_{i,N+1}$ 與條件變

異數 $\hat{\sigma}_{i,N+1}^2$:

$$\hat{y}_{i,N+1} = \hat{a}_i + \hat{b}_i \cdot y_{i,N},$$

$i =$ 台幣、美金、人民幣股權,

與

$$\hat{\mathbf{h}}_{N+1} = \hat{\boldsymbol{\omega}} + \hat{\mathbf{A}} \cdot \mathbf{h}_N + \hat{\mathbf{B}} \cdot \mathbf{e}_N^2,$$

其中 \mathbf{e}_N^2 是 $e_{i,N} = y_{i,N} - (\hat{a}_i + \hat{b}_i \cdot y_{i,N-1})$ 之平方所組成的三維向量，最後便可再次參照(3.5)式求導新台幣、美金、與人民幣股權股權曝險的風險值。我們要指出，求導風險值的(3.5)式只引用了各國的條件變異數 $h_{i,N+1}$ ，並未引用三國股市條件共變數 $\rho_{ij} \sqrt{h_{it} \cdot h_{jt}}$ ，因此，風險值的計算只間接考慮三國股市波動幅度的聯動性。

二、匯率實證模型

給定在第 t 月以新台幣表示之第 i 種匯率 X_{it} 的變動率是

$$y_{it} := \frac{\Delta X_{it}}{X_{i,t-1}} = \frac{X_{it} - X_{i,t-1}}{X_{i,t-1}} \approx \Delta \ln X_{it}$$

$$= \ln X_{it} - \ln X_{i,t-1}, \quad i = 1, 2, \dots, m,$$

我們將假設包含所有 m 種匯率變動值的向量 $\mathbf{y}_t = [y_{1t} \ y_{2t} \ \dots \ y_{mt}]$ 是如下 m 維固定參數常態隨機向量：

$$\mathbf{y}_t \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}),$$

亦即 m 種匯率 X_{it} 是可以變異數共變數矩陣 $\boldsymbol{\Sigma}$ 表示彼此相關性的隨機漫步(Random Walk)。

給定 V_{iN} 是以新台幣表示之第 i 種外匯第 N 月的曝險， $\mathbf{v}_N = [V_{1N} \ V_{2N} \ \dots \ V_{mN}]$ 是

包含所有 m 種外匯曝險的向量，則所有外匯曝險在第 $N+1$ 月的損失分配便是

$$L_{N+1} = -\mathbf{v}'_N \mathbf{y}_{N+1} \sim \mathcal{N}(-\mathbf{v}'_N \boldsymbol{\mu}, \mathbf{v}'_N \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{v}_N), \quad (3.10)$$

我們便可根據(2.13)與(2.22)式求導所有外匯曝險之信賴水準為99%之10日的風險值

$$\text{Var} = \frac{1}{\sqrt{2}} \cdot \left[-\mathbf{v}'_N \boldsymbol{\mu} + \Phi^{-1}(0.99) \cdot \sqrt{\mathbf{v}'_N \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{v}_N} \right]. \quad (3.10)$$

三、利率實證模型

各種不同期限的即期利率是利率曝險的主要風險因子，由於不同期限的即期利率之間具有所謂的「利率期限結構」理論關係，我們不應再採用之前處理不同幣別股權曝險與外匯曝險的方式處理即期利率，亦即我們不應將不同期限的即期利率分別設為隨機變量後再採行建立在統計變異數與共變數上的多變量實證模型，而應嘗試將不同期限的即期利率組裝為一個函數(亦即利率期限結構曲線)，先以橫斷面的不同期限即期利率資料估計利率期限結構函數的基本參數，得到跨越多個時點的參數估計值後再使用時間序列統計方法估計這些參數估計值的跨時動態關係，以作為預測未來利率期限結構以及所屬即期利率的基礎，接下來我們將詳細說明利率實證模型的這種設定模式。

我們假設期限 T 不同的即期利率 $R_t(T)$ 遵守Nelson and Siegel利率期限結構模型如下：

$$R_t(T) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \cdot \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \cdot T}}{\lambda_t \cdot T} \right) + \beta_{3t} \cdot \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \cdot T}}{\lambda_t \cdot T} - e^{-\lambda_t \cdot T} \right) + \varepsilon_t(T), \quad (3.12)$$

其中 β_{1t} , β_{2t} , β_{3t} , 以及 λ_t 均為因時而變且未知的參數，此式中的第一項代表即期利率的長期水準值(Level)，第二項代表即期利率的斜率(Slope)，其所呈現的是短期利率的行為，第三項代表即期利率的曲度(Curvature)，其所呈現的是中期利率的行為，而 β_{1t} , β_{2t} , β_{3t} 參數分別代表長、短、中期曲線的權重，至於 λ_t 係數的作用則在於控制斜率與曲度所涵蓋之期間範圍的大小，亦即短期與中期之期間範圍的大小， λ_t 值越大，短期與中期之期間就越短。Nelson-Seigel利率期限結構模型的相關文獻包括Nelson and Siegel (1987)，Christensen, Diebold, and Rudebusch (2009)，BIS (2005)，以及Svensson (1994, 1996)。

每月月底資料的橫斷面估計

假設我們在某一特定 t 時點(亦即特定某月的月底)可收集 M 個不同期限的即期利率觀察值 $R_t(T_1), R_t(T_2), \dots, R_t(T_M)$ ^{註7}，再假設(3.12)式中對應這些即期利率觀察值的誤差項 $\varepsilon_t(T_1), \varepsilon_t(T_2), \dots, \varepsilon_t(T_M)$ ，是 M 個互相獨立且具相同期望值 0 及變異數 σ_t^2 的隨機變量，則便可採用非線性最小平方方法以 $R_t(T_1), R_t(T_2), \dots, R_t(T_M)$ 為資料估計 $\beta_{1t}, \beta_{2t}, \beta_{3t}$ ，以及 λ_t 參數，我們要強調 t 下標在這裡是固定

值，事實上可以忽略之， t 下標要在之後跨時點分析才有作用。

兩步加權最小平方方法估計：仔細觀察Nelson and Siegel期限結構模型(3.12)式可知，若其中的 λ_t 參數已知，則該模型便成為包含三個線性參數 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 的線性式，也就可以採用簡單的線性最小平方方法進行估計，在本研究中我們將根據這個模型特性，採用如下兩步估計：我們將假設 λ_t 參數為0與1之間間隔0.001的每一個數值，亦即0.000, 0.001, 0.002, ..., 1.000，然後在給定 λ_t 參數值下使用線性最小平方方法估計 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 參數，並記錄對應的殘差平方和，如此可得到1001組殘差平方和，再從中找出殘差平方和最小的 λ_t 參數值以及對應的 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 參數估計值，這將就是我們對 λ_t 以及 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 參數的估計值。

由於Nelson and Siegel期限結構模型參數 λ_t 、 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 各月份的橫斷面估計值是下一步跨月時間序列模型估計的「樣本」，而跨月時間序列模型估計結果又是之後計算損失分配風險值的根據，對最後所求得的風險值有很大的影響，若 λ_t 、 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 參數估計值因估計誤差過大導致跨月的變異過大，便會得到難以合理化的過大風險值，我們因而必須審慎評估由各時點之橫斷面即期利率資料所獲得之每一組參數估計值的合理性與穩定性。

長期利率樣本的一些現象：由於每個月對四

個Nelson and Siegel期限結構模型參數 λ_t 、 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 進行橫斷面估計所能運用之不同期限即期利率的樣本數大多不超過15個，樣本數略顯不足，此外，短期限的即期利率樣本數較多，較沒有樣本代表性的問題，期限在15年以上的長期即期利率則不僅樣本數較少，且品質極不穩定^{註8}，導致長期利率樣本變異遠大於短期利率的樣本變異，這很影響 λ_t 、 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 的參數估計值，特別是 λ_t 參數偶會得到極接近0的估計值(對應的 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 參數估計值就會百倍於正常值)，對應的Nelson and Siegel期限結構模型下即期利率就不再隨期限的增加以合理的速度遞增，進而使風險值的計算結果也百倍於正常水準。

與長期利率有關的另一個樣本問題是，台灣各銀行所持有的長期限利率曝險數量相當有限，若擬分析銀行的利率風險，對於極少持有甚或未持有的長期限利率曝險，實應降低長期利率變動對風險值的影響。

基於這兩個原因，我們在兩步最小平方方法估計過程中，以各期限利率曝險額為權數^{註9}採用加權最小平方方法估計 β_{1t} 、 β_{2t} 、與 β_{3t} 參數以提高估計效率，寄望參數估計值的穩定性也得以提升，其基本概念是加重利率曝險額大之短期限利率資料變動對估計結果的貢獻，降低利率曝險額小(因而較不重要)之長期限利率資料變動的比重。我們發現採行這種估計方法有助於改善Nelson and Siegel期

限結構模型的估計結果，極接近0的 λ_t 參數估計值幾乎不再出現^{註10}，不論哪一種幣別，其跨月份的 β_{1t} 、 β_{2t} 、 β_{3t} 與 λ_t 參數估計值大致均能遵循較平滑的軌跡走勢，相當有助於改善之後對這些參數估計值進行時間序列模型估計的穩定性。

跨月的時間序列估計及樣本外的預測

我們可對每月月底單日的 M 筆橫斷面即期利率資料進行兩步加權最小平方方法估計，將所獲得的Nelson and Siegel模型參數估計值 $\hat{\beta}_{1t}$ 、 $\hat{\beta}_{2t}$ 、 $\hat{\beta}_{3t}$ 及 $\hat{\lambda}_t$ 置於4維參數估計值向量 $\hat{\theta}'_t = [\hat{\beta}_{1t} \ \hat{\beta}_{2t} \ \hat{\beta}_{3t} \ \hat{\lambda}_t]$ 中，就可由總共 N 個月的月底單日利率資料導出 N 個參數估計值向量 $\hat{\theta}'_t$ ， $t = 1, 2, \dots, N$ ，接下來我們將這些參數估計值向量視為時間序列資料，並對之設定4變量時間序列VAR(1)模型的估計：

$$\hat{\theta}'_t = \pi' + \hat{\theta}'_{t-1} \Pi + \mathbf{u}_t, \quad t = 1, 2, \dots, N, \quad (3.13)$$

針對前一階段估計所獲得之估計值進行第二階段迴歸模型估計所可能產生的問題，可參見Pagan (1984)，這裡我們忽略VAR(1)模型因此所可能產生的估計誤差。

在 $\mathbf{u}_t \sim (\mathbf{0}, \Sigma)$ 的假設下，我們再次採用最小平方估計法求取VAR(1)模型參數的估計值 $\hat{\pi}'$ 、 $\hat{\Pi}$ 與 $\hat{\Sigma}$ ，並隨之計算參數估計值向量 $\hat{\theta}'_t$ 之樣本內最後一個月之樣本內預測值：

$$\tilde{\theta}'_N = \hat{\pi}' + \hat{\theta}'_{N-1} \hat{\Pi}, \quad (3.14)$$

以及樣本外第一個月的樣本外預測值：

$$\tilde{\theta}'_{N+1} = \hat{\pi}' + \hat{\theta}'_N \hat{\Pi}, \quad (3.15)$$

若將前式所獲之 $\tilde{\theta}_{N+1}$ 中的 $\tilde{\beta}_{1,N+1}, \tilde{\beta}_{2,N+1}, \tilde{\beta}_{3,N+1}$ ，以及 $\tilde{\lambda}_{N+1}$ 代回 Nelson-Seigel模型(3.12)式，並以0替代該式中的誤差項 $\varepsilon_{N+1}(T)$ ，便可據之求算期限為任何 T 之即期利率之樣本外第一個月的預測值 $\tilde{R}_{N+1}(T)$ 。我們要指出，對於樣本內最後一月之期限為 T_1, T_2, \dots, T_M 的即期利率我們有樣本觀察值，但對於期限 T 不是 T_1, T_2, \dots, T_M 的即期利率則無樣本觀察值，因而便需使用(3.14)式計算對應的預測值 $\tilde{R}_N(T)$ 。

關於前述包含VAR模型之利率期限結構模型的主要文獻是Diebold and Rudebusch (2013)，相關文獻尚有Diebold and Li (2006)，Diebold, Li, and Yue (2008)。

給定即期利率的預測值 $\tilde{R}_{N+1}(T)$ 與 $\tilde{R}_N(T)$ ，便可計算利率變動率

$$\Delta \tilde{R}_{N+1}(T) := \tilde{R}_{N+1}(T) - \hat{R}_N(T),$$

給定期限為 T 之利率曝險 $v_N(T)$ 的樣本所涵蓋的 K 個期限為 T'_1, T'_2, \dots, T'_K ，我們可根據(2.18)式計算各期限利率曝險(採定期複利)的價格變動率：

$$y_{i,N+1} = \frac{\Delta B_{N+1}(T'_i)}{B_N(T'_i)} := -\frac{T \cdot \Delta \tilde{R}_{N+1}(T'_i)}{1 + T \cdot \tilde{R}_N(T'_i)}, \quad (3.16)$$

將利率曝險樣本 $v_N(T'_1), v_N(T'_2), \dots, v_N(T'_K)$ 以及前式所計算之對應利率曝險的價格變動率 $y_{1,N+1}, y_{2,N+1}, \dots, y_{K,N+1}$ 分別置於 K 維向量 \mathbf{v}_N 與 \mathbf{y}_{N+1} 中，便可計算利率曝險的可能損失：

$$L_{N+1} = -\mathbf{v}'_N \mathbf{y}_{N+1} = -\sum_{i=1}^K v_N(T'_i) \cdot y_{i,N+1}. \quad (3.17)$$

前述利率實證模型設定所包含的隨機項有二，分別是Nelson and Siegel期限結構模型(3.12)式的誤差項與VAR(1)模型(3.13)式的誤差項，縱使我們假設這兩組誤差項都是常態分配隨機項，由於Nelson and Siegel期限結構模型是其參數(主要是 λ_i 參數)的非線性函數，利率曝險變動率(3.16)式更是這些誤差項之高度非線性函數，我們因而無法確認利率曝險變動率 $y_{i,N+1}$ 及損利率曝險的可能損失 L_{N+1} 作為 $y_{i,N+1}$ 的線性組合是不是常態分配，類似求導匯率風險值之利用常態分配公式直接求導風險值的(2.21)式就不再可行，必須採用蒙地卡羅模擬求導損失分配以及對應的風險值。

蒙地卡羅模擬的執行步驟：

1. 對VAR(1)模型(3.13)式的變異數共變數矩陣估價值 $\hat{\Sigma}$ 進行Cholesky分解 \mathbf{A} ，將之前乘電腦產生的4維標準常態分配的隨機模擬值向量，便可得到VAR(1)模型(3.13)式之誤差項的常態分配模擬值 $\mathbf{u}^{(s)}$ ，再將之加入(3.15)式：

$$\theta_{N+1}^{(s)'} = \hat{\pi}' + \hat{\theta}'_N \hat{\Pi} + \mathbf{u}^{(s)},$$

便可得到樣本外第一個月的參數模擬值 $\theta_{N+1}^{(s)'} = [\beta_{1,N+1}^{(s)} \quad \beta_{2,N+1}^{(s)} \quad \beta_{3,N+1}^{(s)} \quad \lambda_{N+1}^{(s)}]$ ，其中上標 (s) 代表第 s 回模擬值，前式等號右邊 $\hat{\theta}_N$ 向量所包含的是樣本內最後一個月的Nelson

and Siegel模型參數估計值 $\hat{\beta}_{1N}$, $\hat{\beta}_{2N}$, $\hat{\beta}_{3N}$, 及 $\hat{\lambda}_N$ 。

2. 將Nelson and Siegel期限結構模型參數模擬值 $\theta_{N+1}^{(s)'} = [\beta_{1,N+1}^{(s)} \beta_{2,N+1}^{(s)} \beta_{3,N+1}^{(s)} \lambda_{N+1}^{(s)}]$ 代入(3.12)式：

$$R_{N+1}^{(s)}(T) = \beta_{1,N+1}^{(s)} + \beta_{2,N+1}^{(s)} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{N+1}^{(s)} \cdot T}}{\lambda_{N+1}^{(s)} \cdot T} \right) + \beta_{3,N+1}^{(s)} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{N+1}^{(s)} \cdot T}}{\lambda_{N+1}^{(s)} \cdot T} - e^{-\lambda_{N+1}^{(s)} \cdot T} \right),$$

便可得到樣本外第一個月之任意期限 T 的即期利率模擬值 $R_{N+1}^{(s)}(T)$ 。此外，我們尚需樣本內最後一個月之任意期限 T 的即期利率 $R_N(T)$ ，若期限 T 屬於期限樣本，則 $R_N(T)$ 便是直接觀察到的樣本值，但若期限 T 不屬於期限樣本，我們便將採用如下方式估計之

$$R_N(T) = \hat{\beta}_{1N} + \hat{\beta}_{2N} \cdot \left(\frac{1 - e^{-\hat{\lambda}_N \cdot T}}{\hat{\lambda}_N \cdot T} \right) + \hat{\beta}_{3N} \cdot \left(\frac{1 - e^{-\hat{\lambda}_N \cdot T}}{\hat{\lambda}_N \cdot T} - e^{-\hat{\lambda}_N \cdot T} \right),$$

3. 根據前一步所得到的樣本外第一個月以及以及樣本內最後一個月之任意期限 T 的即期利率模擬值 $R_{N+1}^{(s)}(T)$ 與 $R_N(T)$ ，我們便可計算樣本外第一個月之利率變動率的模擬值：

$$\Delta R_{N+1}^{(s)}(T) = R_{N+1}^{(s)}(T) - R_N(T),$$

再根據(3.16)與(3.17)式分別求導各期限利率曝險的價格變動率的模擬值

$$y_{i,N+1}^{(s)} = - \frac{T \cdot \Delta R_{N+1}^{(s)}(T_i')}{1 + T \cdot R_N(T_i')},$$

與可能損失的模擬值

$$L_{N+1}^{(s)} = - \sum_{i=1}^K v_N(T_i') \cdot y_{i,N+1}^{(s)}.$$

重複前述步驟10萬次便可得到用來逼近利率曝險的損失分配之可能損失 $L_{N+1}^{(s)}$ 的直方圖，並可導出任何信賴水準的風險值，例如：若將10萬個可能損失的模擬值 $L_{N+1}^{(s)}$ 由小到大排列，則倒數第1000個模擬值便是信賴水準為99%的風險值。

四、加壓風險值

國際清算銀行的BCBS在正式推出Basel III之前的2009年先行提出市場風險監理架構的修正(Basel Committee on Banking Supervision, 2009, 2011, 2016)，汲取2007年金融危機的經驗(許多大型金融機構根據自行提出的市場風險內部模型所計提的資本普遍偏低)，此修正架構要求採行Basel II內部模型法計算風險值之金融機構須加計加壓風險值(壓力情境下的風險值)，正如壓力測試可用來檢驗壓力情境對銀行或金融體系的影響，測試銀行或金融體系在風險管理上的可能缺失，也有助於銀行研擬因應補救對策或是緊急處置機制，加壓風險值的導入則有助於擴增計提資本以覆蓋銀行或金融體系因其風險管理上之可能缺失所造成的損失。我們要指出，所謂的壓力情境是指一些極端(能對部份或所有曝險產生重大影響)但仍有可能的風險事件，通常須針對銀行或金融體系

特定的資產結構量身定做，縱使不能確定壓力情境發生的可能性是否已大到足以受到重視，還是有必要針對加壓風險值計提資本以補足壓力情境所可能造成的重大損失。

經濟衰退與金融危機是最典型的壓力情境，我們亦可專注在較為局部的壓力情境，例如失業率大幅上升、通貨膨脹、通貨緊縮、利率全面上升、長短期利率非平行的大幅變動、房價大跌、匯率升值、權益價格大跌、油價飆漲、違約率大幅上升、企業破產率大幅上升、流動性枯竭、新興市場危機等。反之，壓力情境也可擴展到非財金面的自然災害、恐怖攻擊事件、政治危機、以及戰爭等，在本研究中我們所設定的壓力情境則屬針對總體財經情勢的假設情境(或稱前瞻型情境)，關於歐盟央行對設定加壓風險值的其他規範可參見 European Banking Authority (2011)。

市場風險加壓風險值實證模型的建置

本研究推導加壓風險值的步驟與之前推導風險值的步驟相當類似，之前風險值的推導是建立在第3.1小節、第3.2小節、與第3.3小節所介紹的三個市場風險實證模型上，其中股權與外匯曝險採用變異數共變數法求導風險值，利率曝險則是採用蒙地卡羅模擬法，這裡加壓風險值的求導除了擴充三個市場風險實證模型為加壓風險值實證模型外，求導對應風險值的方法完全一樣，而加壓風險值實證模型事實上就是導入總體財經變量

的資產價格(股價指數、匯率、與利率等)實證模型。

在加壓風險值實證模型的基礎上，我們將針對總體財經變量設計壓力情境，具體言之就是設定總體財經變量的壓力值，然後將之納入加壓風險值實證模型，並依照前述推導損失分配的模式求導壓力情境下的損失分配，亦即所謂的「壓力損失分配」，隨之計算對應的壓力平均損失與加壓風險值。

建置加壓風險值實證模型必須解決兩個重要設定問題：

1. 如何將總體財經變量導入給定的資產價格實證模型，更具體言之，便是應經由哪些資產價格實證模型的參數引入財經變量，以形成合理的加壓風險值實證模型。
2. 各個加壓風險值實證模型由應該納入哪些財經變量。

我們先說明本研究所採用的加壓風險值實證模型是如何由第3.1小節、第3.2小節、與第3.3小節所介紹的三個市場風險實證模型擴張而成。

股價加壓風險值模型

由於台灣全體本國銀行所持新台幣股權曝險佔所有股權曝險85%以上，再加上美元與人民幣的股權曝險，更是超過96%，我們因而對這三種股權曝險的三變量GARCH模型(3.7)與(3.8)式建立如下的擴充模型：

$$\mathbf{h}_t = \boldsymbol{\omega}_0 + \boldsymbol{\Omega} \cdot \mathbf{x}_t + \mathbf{A} \cdot \mathbf{h}_{t-1} + \mathbf{B} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}^2, \quad (3.18)$$

亦即對(3.8)式中常數項向量 $\boldsymbol{\omega}$ 導入總

體財經變量向量 \mathbf{x}_t ， Ω 是的對應係數矩陣， ω_0 則是新的常數項向量。此即本研究的股價加壓風險值模型。我們要指出，由於風險值的計算最受損失分配尾端行為的影響，而資產價格的波動程度又是最影響損失分配尾端行為的因素，所以我們將總體財經變量直接(線性)導入股價指數與匯率之GARCH設定的常數項。

匯率加壓風險值模型

匯率加壓風險值模型的設定與之前的股價加壓風險值模型完全相同，唯一不同的是GARCH模型的變量數目由3個增加為台灣銀行所持外匯之主要幣別數目，也就是8個。

利率加壓風險值模型

由之前第3.3節的利率實證模型所擴充而成之利率加壓風險值模型是建立在VAR(1)模型(3.13)式上，亦即將該式的常數項向量 π 設為總體財經變量向量 \mathbf{x}_t 的線行式如下：

$$\hat{\theta}'_t = \pi'_0 + \mathbf{x}'_t \Pi_x + \hat{\theta}'_{t-1} \Pi + \mathbf{u}_t, \quad t = 1, 2, \dots, N, \quad (3.19)$$

包含總體財經變量值利率期限結構模型的文獻包括Bibkov and Chernov (2010)，De Pooter, Ravazzolo, and van Dijk (2010)，Rudebusch and Wu (2008)。

總體財經變量的篩選

本研究分別針對附錄表A.1、A.2、與A.3所列總體財經變量的名單中，逐一測試各變量對之前所提股權、匯率、與利率實證模型之概似函數值的影響，挑選其中最能增

加概似函數值的變量^{註11}，將之加入模型後再進行另一輪的測試與擴增，直到概似函數值的增量不再具統計顯著性。

各實證模型所導入的總體財經變量分別是：

1. 股權加壓風險值模型

- 新台幣股權GARCH方程中的「道瓊股價指數」
- 人民幣股權GARCH方程中的「外資賣出金額」

2. 匯率加壓風險值模型

- 美元GARCH方程中的「台灣淨出口餘額」
- 日元GARCH方程中的「台灣短期外債」
- 人民幣GARCH方程中的「中國大陸經常帳餘額」

3. 利率加壓風險值模型(VAR方程式)

- 台灣央行資產
- 台灣央行負債
- 美國5年期公債利率

由附錄表A.1、A.2、與A.3可知，許多總體財經變量是季資料，由於本研究的實證估計均採月資料，因而須以變量特性採用不同的內插法將季資料轉換為月資料。

壓力情境的設定與加壓風險值的計算

給定這些加壓風險值模型的估計結果，我們便可採用之前計算風險值的步驟計算加壓風險值，計算步驟中只有一個差異：總體財經變量須以壓力情境下的變量值替代。本

研究所採用的總體財經變量壓力情境變量值相對簡單，就是各個總體財經變量的最大或是最小樣本值，端視何者能產生較大的可能損失。

五、資料與風險值計算結果

本研究所使用的資料期限是2009年1月到2015年3月，我們雖有股價指數、匯率、以及即期利率的日資料，但因加壓風險值模型包含總體財經變量，而大多數總體財經變量均只有月、季、半年、或年資料，為配合加壓風險值模型的估計只能採用月以上的資料，所以本研究所有的實證估計皆採月資料，因而樣本期間包含總共75筆的時間序列資料。

台灣全體本國銀行所持市場曝險除了新台幣資產外，還跨越多種幣別，其中以美元、人民幣、日幣、英鎊、歐元、韓元、港幣、與澳幣等8種外幣最重要，表3.1、3.2、與3.3的第2欄分別呈現台灣全體本國銀行2015年3月底所持各幣別之股權、外匯、與利率曝險的金額，由之可知，加總長短部位後台灣全體本國銀行所持利率曝險(6.8兆元)遠大於股權(778.7億元)及外匯曝險(1087億元)，而股權、外匯、與利率曝險中外幣部分所佔份額分別為14%、39%、與55%，可見銀行所持曝險中外幣的比率相當高。

我們將使用8個經濟體股價指數、匯率、以及各期限利率的資料，逐一進行前一

小節所述模型的估計，以獲得執行各幣別曝險風險值計算所需的實證模型參數估計值。

本研究除了對台灣全體本國銀行的三類市場曝險(股權、外匯、與利率曝險)進行總風險值的計算外，還對39家銀行分別求導每一家銀行的三類市場風險值，加總個別銀行的單類風險值一般而言不見得會等於全體本國銀行的該類總風險值，特別是分期限的利率曝險，這是因為各類曝險均有長短部位，對個別銀行之各期限利率曝險求導長短部位互抵後的風險值結果，其加總值並不會等於全體本國銀行各期限之長短部位的互抵結果。為節省本報告的篇幅，個別銀行的風險值估計結果均略去。

風險值計算結果

表3.1、3.2、與3.3的分別呈現台灣全體本國銀行所持有之各幣別股權、外匯與利率曝險的風險值比率以及加壓風險值比率(風險值佔曝險值的比率)。這裡簡單彙整風險值計算結果的主要結論：

1. 整體而言，2015年台灣全體本國銀行的市場風險都處於相當低的水準。金額最大之利率曝險的風險值比率的平均水準0.319%遠低於股權曝險(5.339%)與外匯曝險(1.970%)，縱使在壓力下，利率曝險的風險值比率的增幅也遠小於其他兩種曝險之風險值比率的增幅，但我們也要指出，考慮近年來市場利率波動加劇，未來可能推升利率市場風險之情況。

2. 壓力情境對利率曝險的影響相當有限，僅使風險值比率0.319%增加到0.354%，相對的，壓力情境對股權曝險則有不小的影響，風險值比率由5.339%增加兩倍以上到達19.186%，主要原因在於台灣股市與美國股市(以道瓊股價指數為代表)有高度連動關係，這種現象有待未來研究進一步追蹤。我們也要指出，壓力情境對股權曝險的風險值雖有不小的影響，但因台灣全體本國銀行之股權持有部位較小，對銀行體系整體風險值的影響並不大。

3. 如前所述，表3.1所列股權曝險的結果均來自於變異數共變數法，表中第(2)與第(3)欄所列舉的風險值比率分別建立在股價指數之變異數的不同估計方法上：第(2)欄是建立在各國股價指數分別採用 EGARCH 模型估計其條件變異數上，第(3)欄則是建立在台灣、美國、與中國大陸的三國多變量GARCH模型估計其條件變異數與共變數上。第(3)與第(4)欄的風險值比率中只在前

三種幣別上有差異，相較於EGARCH模型估計，對台灣、美國、與中國大陸的股價指數採用多變量GARCH模型估計可降低中國大陸的風險值比率，但卻也些許提高台灣與美國的風險值比率。

4. 由歷史模擬法所得到之股權曝險與外匯曝險的風險值比率大多高於由變異數共變數法所得到者(利率曝險的歷史模擬法較繁複因而省略)，有些(美元股權曝險)甚至高於加壓風險值比率，也因此執行99%信賴水準之二項檢定回顧測試的臨界例外數也偏高^{註12}。對於歷史模擬法風險值比率偏高的主要原因在於本研究為建置加壓風險值實證模型而不得使用月資料進行模型估計與風險值的計算，我們所使用的74筆月資料樣本數基本上是不足以進行符合規範的歷史模擬法與回顧測試，如何進一步利用日資料進行加壓風險值實證模型以外的估計與分析，以嚴謹的測試本研究所建置風險值衡量模式的有效性將是未來的主要研究方向。

表3.1 台灣全體本國銀行股權曝險及其風險值比率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
幣別	暴險金額 新台幣千元	EGARCH 風險值比率	3國多變量GARCH 風險值比率	歷史 風險值比率	加壓 風險值比率
新台幣	66,757,094	4.318%	4.941%	7.800%	20.521%
美元	3,319,808	5.861%	6.145%	8.817%	6.149%
人民幣	4,695,960	11.052%	9.979%	17.400%	18.111%
日幣	14,183	9.463%	9.463%	8.762%	9.463%
英鎊	311,159	5.247%	5.247%	5.666%	5.247%
港幣	344,068	7.198%	7.198%	10.936%	7.198%
韓元	21,802	2.875%	2.875%	8.931%	2.875%
澳幣	3,257	6.209%	6.209%	5.786%	6.209%
歐元	2,303,137	5.815%	5.815%	10.493%	5.815%
總計	77,870,468	4.857%	5.339%	8.509%	19.186%

表3.2 台灣全體本國銀行外匯曝險及其風險值比率

幣別	曝險金額(新台幣千元)	風險值比率	歷史風險值比率	加壓風險值比率
美元	67,048,724	1.970%	2.583%	2.301%
人民幣	21,020,777			
日幣	-15,013,877			
英鎊	2,302,412			
港幣	-269,018			
韓元	-495,271			
澳幣	229,660			
歐元	-2,300,547			
總計	108,680,286			

表3.3 台灣全體本國銀行利率曝險及其風險值比率

幣別	曝險金額(新台幣千元)	風險值比率	加壓風險值比率
新台幣	3,068,433,087	0.143%	0.221%
美元	2,482,119,929	0.202%	0.202%
人民幣	486,392,454	0.217%	0.217%
日幣	156,650,253	6.495%	6.495%
英鎊	58,558,707	0.060%	0.060%
港幣	115,977,328	0.084%	0.084%
韓元	51,343,722	1.053%	1.053%
澳幣	253,925,662	0.088%	0.088%
歐元	126,504,937	0.129%	0.129%
總計	6,799,906,080	0.319%	0.354%

肆、結 論

本計畫成功利用蒙地卡羅法獲得台灣全體本國銀行及個別銀行三種主要市場曝險的一般市場風險值，並進一步導出加壓風險值，也採用歷史模擬法以及回顧測試對前述一般市場風險值進行驗證，執行步驟符合Basel II 內部模型法的要求。

本研究提出符合Basel III規範的市場風險內部模型，並使用大量資料進行模型的估計，再採用變異數共變數發、蒙地卡羅模擬、以及歷史模擬法導出可作為台灣全體本國銀行計提資本根據的風險值及加壓風險值，以及可為個別銀行計提資本所用的風險值及加壓風險值，這個結果有助於中央銀行檢驗個別銀行根據標準法所計提資本的適足程度，並評估本國銀行的整體風險面貌，由

於本研究的方法論以及電腦軟體系統適用於各年度的資料，中央銀行不僅可在未來收到每個季度新資料後立即計算所有風險值結果，亦可在資料容許的範圍內回推過去各季度的風險值，從而形成風險值的時間序列，以此即時查驗甚至預測(或是預警)全體本國銀行以及個別銀行的市場風險趨勢。

2014年以來BCBS對加壓風險值方法論逐步提出修正(BCBS 2013, 2014)，最終於2016年初建議以「預期短缺」(Expected Shortfall, ES)方法論替代加壓風險值(BCBS 2016)，本研究的實證模型建置只需簡單修正便可滿足這個新規範，這也將是後續研究的主要方向。

附 註

- (註1) 本研究稱台灣全體銀行均是指 39 家本國銀行。
- (註2) 到2013年中美國、加拿大、歐盟、日本、韓國、中國大陸、印度、香港、新加坡、南非、沙烏地阿拉伯、土耳其、巴西、俄羅斯均已完成法規建置與推行。
- (註3) 若報酬率的期望值不等於0，則我們可假設 y_t 是減去報酬率平均值後的報酬率，我們要特別強調，由於絕大多數市場曝險的報酬率都很小，因此其樣本平均數就很接近0。
- (註4) 我們還要指出市場風險的風險值大都是由獲利分配所導出，與之前由損失分配所導出的風險值並不完全相同：因為獲利與損失互為彼此的負值，由損失分配所導出之風險值是較大 α 值的 α 分量(在損失分配的右邊)，而由獲利分配所導出之風險值是較小 α 值的 α 分量(在獲利分配的左邊)。
- (註5) 例如，若S等於10萬次，則 $\text{VaR}_{0.99}$ 則是由小到大排序之 $L_{N+1}^{(s)}$ 模擬值的第99,000 ($=0.99 \times 100,000$)個數值，亦即倒數第1,000個數值。
- (註6) 若假設股價指數報酬率的期望值與變異數不因時而變：

$$y_t \sim N(a, \sigma^2)$$

則 a 與 σ^2 可分別以樣本平均數與樣本變異數(是最大概似估計)加以估計，所得之值也就是參數不因時而變之設定下的 \hat{y}_{N+1} 與 \hat{h}_{N+1} 。

- (註7) 以台灣資料為例，我們可由證券櫃檯買賣中心找到每天台灣公債各期限的利率資料，到期日T 分別是1個月、3個月、6個月、1年、1.5年、2.5年、3.5年、4.5年、6年、8.5年、12.5年、17.5年、20年等，多達M = 62個期限的年利率。
- (註8) 由於市場中長期限的利率曝險交易不熟絡，原始即期利率資料缺漏時常自動以前期觀察值插補或是以外國利率資料填補，造成長期即期利率不再隨期限的增加而增加，異於短期利率的期限結構。
- (註9) 更明確的說，權數是各期限利率曝險額長短部位之絕對值的加總，而非各期限利率曝險額長短部位互抵後的金額。
- (註10) 在對其它幣別之利率資料進行Nelson and Siegel期限結構模型的估計時，縱使採用加權最小平方方法，在眾多月份的估計結果中仍有極少數一、兩個 λ_i 參數估計值發生問題，對於 λ_i 參數估計發生問題的月份，我們採用移動平均平滑化法，利用相鄰月份的 λ_i 參數估計修正 λ_i 參數估計值，適當的提升極接近0的 λ_i 參數估計值使之不會與相鄰月份參數估計值過於不同。
- (註11) 之前所述對實證模型參數所採用的最小平方估計法事實上也都是最大概似估計法，這是因為各實證模型均建立在常態分配的分配假設上。
- (註12) 我們一旦導出單日風險值後，便可利用過去的單日資料進行所謂的「回顧測試」(Back Testing)以檢驗風險值是否正確，主要是計算日損失超過風險值的「例外數」是否過高或過低。更明確的說，日損失超過信賴水準為 α 之風險值的例外機率是 $1-\alpha$ ，例外數m佔測試資料筆數N應很接近 $1-\alpha$ ，若例外數的比率遠高於 $1-\alpha$ ，則風險值可能過低，但若例外數的比率遠低於 $1-\alpha$ ，則風險值可能過高，在本研究中我們將採用二項檢定進行回顧測試。

參考文獻

- Bank for International Settlements, 2005, “Zero-Coupon Yield Curve: Technical Documentation,” BIS Papers No. 25, Basel, Bank for International Settlements.
- Bank for International Settlements, 2015, “Financial Stability Institute - Basel II, 2.5 and III Implementation,” Financial Stability Institute, Basel, Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2006, “International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards,” Basel, Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2009, “Analysis of the Trading Book Quantitative Impact Study,” Basel, Bank for International Settlements.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2010, “Basel III: A Global Regulatory Framework for More Resilient Banks and Banking Systems,” Basel, Bank for International Settlements, 1–68.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2011, “Revisions to the Basel II Market Risk Framework,” Updated as of 31 December 2010, Basel, Bank for International Settlements, 1–34.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2011a, “Messages from the Academic Literature on Risk Measurement for the Trading Book,” Working Paper No. 19.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2013, “Fundamental Review of the Trading Book: A Re-vised Market Risk Framework,” Consultative Document, Basel, Bank for International Settlements, 1–123.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2014, “Fundamental Review of the Trading Book: Outstanding Issues,” Consultative Document, Basel, Bank for International Settlements, 1–88.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2016, “Minimum Capital Requirements for Market Risk,” Basel, Bank for International Settlements, 1–88.
- Bibkov, R. and M. Chernov, 2010, “No-Arbitrage Macroeconomic Determinants of the Yield Curve,” *Journal of Econometrics*, 159, 166–182.
- Bollerslev, T., 1986, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.
- Bollerslev, T., 1987, “A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Price and Rate of Return,” *Review of Economics and Statistics*, 9, 542–547.
- Bollerslev, T., 1990, “Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: Multivariate Generalized ARCH Approach,” *Review of Economics and Statistics*, 72, 498–505.
- Christensen, J., Diebold, F. X., and Rudebusch, G.D., 2009, “An Arbitrage-Free Generalized Nelson-Siegel Term Structure Model,” *Econometrics Journal*, 12, 33–64.
- De Pooter, M., Ravazzolo, F., and van Dijk, D., 2010, “Term Structure Forecasting Using Macro Factors and Forecast Combination,” International Finance Discussion Paper No. 2010-993, Federal Reserve Board.
- Diebold, F. X. and Li, C., 2006, “Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields,” *Journal of Econometrics*, 130, 337–364.
- Diebold, F. X., Li, C. and Yue, V., 2008, “Global Yield Curve Dynamics and Interactions: A Generalized Nelson-Siegel Approach,” *Journal of Econometrics*, 146, 351-363.
- Diebold, F. X. and Rudebusch, G. D., 2013, *Yield Curve Modeling and Forecasting: The Dynamic Nelson-Siegel Approach*,

Princeton: Princeton University Press.

Dowd, K., 2005, *Measuring Market Risk. Wiley Finance Series*, John Wiley & Sons Ltd, 2 Edition.

Engle, R. F., 1982, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica* 50, 4,987–1007.

Engle, R. F., 2011, "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics," *Journal of Economic Perspectives*, 15.4, 157–168.

European Banking Authority, 2011, "EBA Consultation Paper on the Draft Guidelines on Stressed Value At Risk (CP48)," London: European Banking Authority, 1–19.

Hull, J. C., 2012, *Risk Management and Financial Institutions*, New Jersey: Hohn Wiley & Sons, Inc.

Nelson, D., 1991, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59:2, 347–370.

Nelson, C. and Siegel, A. F., 1987, "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, 60, 473–489.

Obi, P. and Sil, S. 2015, "A Conceptual Framework for Examining the Impact of Basel 2.5 on Market Risk Capital," *Journal of Finance Issues*, 14, 1, 1–12.

Pagan, A., 1984, "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors," *International Economic Review*, 25, 221-247.

Pepe, G.2013, "Basel2.5: Potential Benefits and Unintended Consequences," Bank of Italy Occasional Paper No. 159, 1–38.

Prorokowski, L. and Prorokowski, H. 2014, "Compliance with Basel 2.5: Banks' Approaches to Implementing Stressed VaR," *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 22, 4, 339–348.

Rudebusch, G. D., and Wu, T., 2008, "A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy and the Economy," *Economic Journal*, 118, 906–926.

Svensson, L. E. O., 1994, "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994," IMF Working Paper, WP/94/114 1–49.

Svensson, L. E. O., 1996, "Estimating the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy Analysis," *Scandinavian Journal of Economics*, 98, 163–183.

附錄：

表A.1 股權曝險相關總體財經變量

月資料	季資料
1. 自營商買進金額	1. GDP 成長率預測值
2. 自營商賣出金額	2. 實質經濟成長率
3. 投信買進金額	3. 實質經濟成長率
4. 投信賣出金額	4. 外來直接投資
5. 外資買進金額	5. 外來證券投資
6. 外資賣出金額	6. 名目 GDP
7. 景氣動向領先指標	7. 外來直接投資占 GDP 比率
8. 消費者物價指數年增率	8. 外來證券投資占 GDP 比率
9. 失業率	9. 上市股票 ROE
10. 道瓊股價指數	10. 上市股票 ROA
11. 標普股價指數	11. 上櫃股票 ROE
12. 加權平均名目銀行隔夜拆款利率	12. 上櫃股票 ROA
13. 外資買賣超	
14. 融資餘額 (張數)	
15. 融資餘額 (金額)	
16. 融券餘額 (張數)	
17. VIX 波動性	
18. TED 利差	

表A.2 外匯曝險相關總體財經變量

月資料	季資料
1. 外匯市場壓力指數	1. 台灣、美國、中國大陸經常帳餘額
2. 台灣、美國、中國大陸淨出口餘額	2. 短期外債
3. 台灣、美國、中國大陸出口總額	3. 外匯存底
4. 台灣、美國、中國大陸進口總額	4. 短期外債占外匯存底比率
5. 新台幣實質有效匯率指數	5. 外債
6. 消費者物價指數年增率	6. 出口
7. 美國聯邦資金利率	7. 外債占出口比率
8. 加權平均名目銀行隔夜拆款利率	8. 外來證券投資
9. 美元與新台幣利差	9. 名目 GDP
	10. 外來證券投資占 GDP 比率

表A.3 利率曝險相關總體財經變量

月資料	季資料
1. 台灣、美國、中國大陸央行資產	1. 台灣存款、放款、存款占放款比率
2. 台灣、美國、中國大陸央行負債	2. 美國存款、放款、存款占放款比率
3. 台灣消費者物價指數年增率	3. 實際提存流動準備
4. 美國消費者物價指數年增率	4. 應提流動準備負債
5. 美國聯邦資金利率	5. 實際提存流動準備占應提流動準備負債比率
6. 五年期美國公債利率	6. 新台幣累計 30 天缺口
7. 十年期美國公債利率	7. 新台幣累計 90 天缺口
	8. 新台幣累計 180 天缺口
	9. 淨值
	10. 新台幣累計30天缺口占淨值比率
	11. 新台幣累計90天缺口占淨值比率
	12. 新台幣累計180天缺口占淨值比率
	13. 淨值
	14. 銀行放款
	15. 名目 GDP
	16. 銀行放款對 GDP 比率

生產力與新台幣匯率關係之探討*

吳俊毅、林依伶**

摘 要

長期以來，外界對於貨幣實質升值對生產力的影響方向看法不一，一派主張新台幣實質升值，可以刺激廠商增加研發支出或進行技術改革，進而有利生產力提升。另一派則主張，新台幣實質升值將壓縮出口廠商的利潤，反而降低其投資及研發意願，最終不利生產力。有鑑於此，本文首先利用1986年第1季至2016年第4季之資料，並依不同樣本期間及升貶值期間，進行生產力與新台幣實質有效匯率(REER)間的資料分析，而後採取計量方法探討長期以來影響台灣影響生產力之因素，並檢視新台幣REER變動對生產力的影響。

本文主要實證結果發現，新台幣實質升值對總要素生產力(TFP)或勞動生產力影響皆不顯著，反之貶值時，則明顯有利兩種生產力的提升。此外，本文嘗試利用不同假設而得的TFP、落後一期的新台幣REER、改用廣義新台幣REER及縮短樣本期間、與出口品質反映產業升級等不同情境進行穩健性評估，實證結果均顯示新台幣實質升值可能無助於帶動台灣製造業生產力及出口品質的提升。

* 本文初稿完成於民國106年6月，107年7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、蔡副處長焜民、蔡行委惠美、程研究員玉秀、彭研究員德明、廖研究員俊男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，特此衷心謝忱。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副研究員與三等專員。

壹、前言

生產力的提升，不僅與要素使用效率有關，更與產業結構發展與轉型有密切關係，如台灣產業發展由高勞力密集產業轉向高資本與技術密集產業，生產力提升，促使產業轉型與升級，亦帶動經濟發展。因此，若能了解驅動生產力的重要因子，則可為生產力提升指引方向，做為產業升級的參考。過去關於生產力影響因子探討，多關注於要素投入的影響，如勞動品質、資本累積等，但隨著貿易自由化與全球價值鏈的興起，匯率、外人直接投資與貿易開放度等逐漸成為文獻討論的重點。

由文獻探討可知，匯率變動對於生產力的影響主要係透過貿易管道，而其效果存在正反看法。若以出口為導向的國家而言，本國貨幣貶值將有助於提升出口競爭力，且有利吸引新企業的進入，帶來新技術的外溢效果，有助於生產力提升。若以進口中間財為主的國家而言，本國貨幣升值將有助於生產要素購買(如更換資本設備等)，廠商可重新選擇要素組合，優化其生產效率，進而提升生產力。然而，雖然台灣屬於出口導向之國家，出口商品必須具有國際競爭力，惟亦需要進口中間財，因此，新台幣匯率與生產力間的關係，已成為國內各界經常關注與討論的議題。如以新台幣匯率對生產力的影響而言，有一派說法認為「新台幣實質升值或高

估，有利生產力提升，進而可促使產業升級」，然而另一派則認為「新台幣實質貶值或低估有助出口產業競爭力，進而提升台灣經濟成長」，因此以實證方法，分析影響台灣生產力之因素，進而探討生產力與新台幣匯率變動的關係有其必要性。

生產力對新台幣匯率的影響方向，不論從理論或實證結果來說，看法較為一致，根據Harrod-Balassa-Samuelson (HBS)假說，一國貿易財的生產力相對貿易對手國提升，將使該國貨幣實質升值，即實質匯率上升，且在台灣實證研究上，亦支持此理論(詳陳佩玗與田慧琦(2012))。職此之故，新台幣匯率對生產力的影響將為本文研究重心。

本文主要研究目的為，分析1986年以來影響製造業生產力變動的原因，特別是其與新台幣實質有效匯率(real exchange rate, REER)^{註1}間的關係，藉此了解匯率變化在生產力提升所扮演的角色。為此，本文不僅考慮製造業勞動生產力指數，且為了避免只觀察單一投入與產出之關係，忽略了其他投入要素對產出之影響，本文亦參考Bergeaud et al.(2017)之作法編製總要素生產力指數(total factor productivity, 以下簡稱TFP^{註2})，嘗試改變一些參數設定，編製不同TFP，藉此作為實證結果是否具穩健性之參考。

實證分析時，為避免實證模型因生產

力與生產要素投入間的內生性問題，如勞動品質與生產力間可能相互影響等(詳Mairesse and Hall, 1996；楊志海與陳忠榮，2002；張景福等，2011)，造成估計結果偏誤，故本文使用一般動差法(*generalized method of moments, GMM*)進行估計。而因為REER對於生產力的影響，正反面均有支持論者，且兩者可能存在非線性關係，故本文亦建構非線性模型，來探討新台幣在不同升貶值區間，其對生產力的影響是否具不對稱性。

本文除運用兩種生產力衡量指標外，亦針對不同情境重新檢驗生產力與REER之關係，做為實證結果穩健性之評估，情境包含：(1)TFP的資本份額與折舊的參數設定改變與平滑化的TFP；(2)實證模型的調整，設定為生產力與落後一期REER的關係；(3)縮

短樣本期間與改用廣義REER；(4)有鑑於生產力提升可促進產業升級，則出口品質改善亦可視為製造業產業升級或技術進步的表現。因此，本文亦討論匯率變動對出口品質的影響是否與匯率對生產力的影響一致。

本文除第一節為前言外，其餘各節安排如下：第貳節為文獻回顧，主要歸納生產力與實質有效匯率相關實證研究；第參節為概述台灣生產力與實質有效匯率的關係，提供後續實證分析的基礎；第肆節為實證分析，透過向量自我迴歸(*vector autoregressive, 以下簡稱VAR*)模型、線性與非線性模型估計，分別分析REER與製造業TFP、製造業勞動生產力之關係；第伍節透過不同資料組合、模型設定與以出口品質反映產業升級，檢驗本文實證結果的穩健性，最後則為本文結論。

貳、文獻回顧

一、實質有效匯率對生產力的正反影響

文獻關於一國貨幣之升、貶值(或高、低估)，對該國之生產力帶來的影響及理論基礎分述如下，詳細分析方法及實證結果彙整如附表1。

(一) 貨幣升值有助生產力提升

部分文獻支持一國實質有效匯率上升(即該國貨幣實質升值)，可以帶動生產力提升或技術進步，或者認為貨幣實質貶值(或匯率低估)將不利一國生產力或經濟成長

的提升(如Couharde and Sallenave (2013)、Chen(2017)、Haddad and Pancaro(2010)、Diallo(2013)、Tabrizy (2016)、Akram and Rath (2018)等)。理由為，貨幣升值可降低廠商進口設備成本，加速取代老舊機器設備。此外，升值將加重本國廠商的出口競爭壓力，進而刺激其增加研發支出或進行技術改革。惟Astorga et.al(2014)指出，上述管道需配合積極的產業暨技術政策(*industrial and technological policies, ITPs*)，否則在欠缺

ITPs下，產業難以吸收新技術，致貨幣升值反而造成一些技術較密集的部門無法生存，長期不利其結構轉型，進而無法支撐該國生產力的成長，例如1991~2001年阿根廷的製造業成長模式即是如此，在此期間阿根廷披索明顯升值，惟其產業轉型緩慢，並進而使其經濟在2002年後邁入衰退。

(二) 貨幣貶值有助生產力提升

部分文獻則支持一國貨幣貶值或匯率低估可促進其經濟成長或生產力提升(Dekle and Fukao(2009)、Rodrik(2008)、Obstfeld(2009)、Mbaye (2013))，反之，貨幣實質升值或高估將不利生產力上升。主因貶值可增加廠商出口競爭力，且有利於新企業的增加，故而帶來生產多樣化、新技能及知識多樣化等外溢效果，進而提升一國的生產力。Dekle and Fukao(2009)對日本的實證研究發現，1985~1995年日圓對美元的升值期間，對其產業的競爭力帶來顯著的傷害。惟Astorga et al. (2014)指出，貨幣貶值仍須配合有力的ITPs，才可能帶來上述的外溢效果，否則貨幣貶值不一定有利生產力成長。

近期，已有許多文獻以廠商資料討論實質有效匯率對生產力的影響，如Fung et al. (2011)利用加拿大廠商資料發現本國貨幣升值時，出口廠商將因出貨量減少而產生負向影響，致使勞動生產力下降。Choi and Pyun (2016)運用2006~2013年韓國廠商資料發現，短暫的韓元貶值有助出口廠商進行價

格競爭，並有利於其規模擴張與提升總要素生產力，而持續性韓元貶值則不利於廠商進行研發，可能導致總要素生產力下滑。另一方面，Ekholm et al. (2012)以挪威廠商資料進行實證研究，發現挪威REER持續上升，將使廠商勞動生產力提升，主要係因廠商將進行組織改造(如裁員)，有助提振競爭力。Tomlin and Fung (2015)利用分量迴歸方法，分析加拿大實質有效匯率對其產業升級之影響，結果發現，REER變動對於不同生產力的廠商有不同效果，對於低生產力的廠商，升值會使其生產力提升；反之，對於高生產力廠商，升值反而不利其生產力提升。綜合上述討論可知，一國貨幣升貶對於廠商生產力影響的看法分歧。

二、生產力對實質有效匯率的影響

Balassa(1964)與Samuelson (1964)均說明，在單一價格法則(law of one price)成立下，當一國之貿易財生產部門生產力相對於非貿易財部門提升，實質有效匯率亦會隨之上揚。HBS假說亦隱含經濟發展程度較低的國家，在朝向較高度經濟發展的過程中，貿易財生產力將提升，促使實質有效匯率上升。Hsieh(1982)使用1954~1976年日本與德國資料，實證結果發現，兩國貿易財與非貿易財的相對生產力顯著影響日圓與馬克的實質有效匯率走勢。Gregorio et al. (1994)以經濟合作暨發展組織(Organization for Economic

Co-operation and Development, OECD) 的14個國家為研究對象發現，貿易財部門與非貿易財部門的總要素生產力差異將造成實質匯率波動。Canzoneri et al.(1996)以OECD其中的14個國家的追蹤資料為對象，實證結果發現勞動生產力與實質有效匯率存在長期共整合關係。Lee and Tang(2007)利用OECD中的12個國家之追蹤資料亦發現，貿易部門與非

貿易部門的勞動生產力差異對實質有效匯率存在正向顯著影響。

關於台灣實證研究，陳佩玗與田慧琦(2012)以1999~2010年台灣資料為樣本進行實證分析，結果發現新台幣REER和國內外相對生產力、相對貿易條件等有長期共整合關係，其中國內外相對生產力差異確實正向影響新台幣REER。

參、新台幣實質有效匯率與製造業生產力資料初探

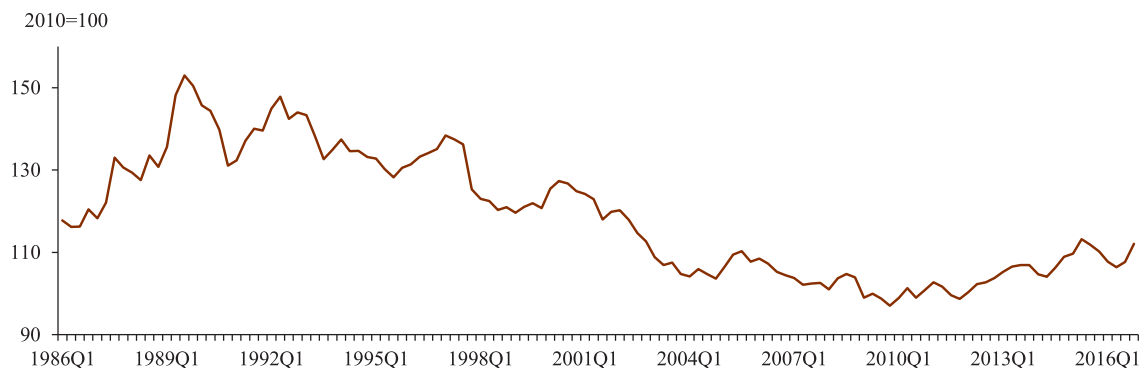
承前所述，生產力的提升係反映一國產業的創新、技術進步或升級，惟相較於台灣製造業產品多以外銷為主，服務業則多仰賴內需，加以其投資及研發支出明顯低於製造業，故本文僅探討製造業產業生產力(含TFP及勞動生產力^{註3})與國際清算銀行(Bank for International Settlements，以下簡稱BIS)編製之新台幣REER關係。實證前，本文先對新台幣REER的走勢、生產力的衡量與其長期趨勢進行資料分析。

一、新台幣REER走勢

本文採用BIS編製之REER，其係以消費者物價指數(CPI)進行物價調整^{註4}，並以各

經濟體間的貿易額做為權重，且權重隨時間變動。根據新台幣REER^{註5}走勢大致可分成1986~1989年的新台幣大幅升值與1998~2009年貶幅加大期間，其餘期間多呈小幅貶值或升值(詳圖1與表1)。主因，在1986~1989年間，受「廣場協議」(Plaza Accord)與美國施壓下，新台幣匯率自由化且資本管制解除，致新台幣REER由117.73大幅上升至150.41，平均每年升幅達7.78%。1998~2009年間，雖歷經亞洲金融危機、科技泡沫、全球金融危機等影響，惟台灣物價較國外低且穩定，致新台幣REER走勢呈明顯下滑趨勢，平均每年貶值幅度達2.43%。

圖1 新台幣REER走勢圖



資料來源：BIS

表1 不同期間下新台幣REER變動 (%)

	全樣本期間 1986Q1~2016Q4	大幅升值期間 1986Q1~1989Q4	小幅貶值期間 1990Q1~1997Q4	貶幅加大期間 1998Q1~2009Q4	小幅升值期間 2010Q1~2016Q4
REER變動	-0.12	7.78	-0.95	-2.43	1.41

二、TFP之編製與走勢

受限於主計總處公布之總要素生產力為年資料，且樣本起點為2001年，因此本文參考Bergeaud et al. (2017)作法，自行編製台灣製造業的TFP。相關編製步驟如下：

(一) 首先，依Cobb-Douglas生產函數形式，設定製造業GDP為TFP、資本存量(K)、就業人數(L)及每人工時(H)之函數^{註6}：

$$GDP = TFP \times K^{\alpha} \times (L \times H)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

其中 α 為資本份額， $1 - \alpha$ 為勞動份額。

(二) 根據 $K_t = K_{t-1} + I_t - DEP_t$ 推算各季的資本存量數值^{註7}。

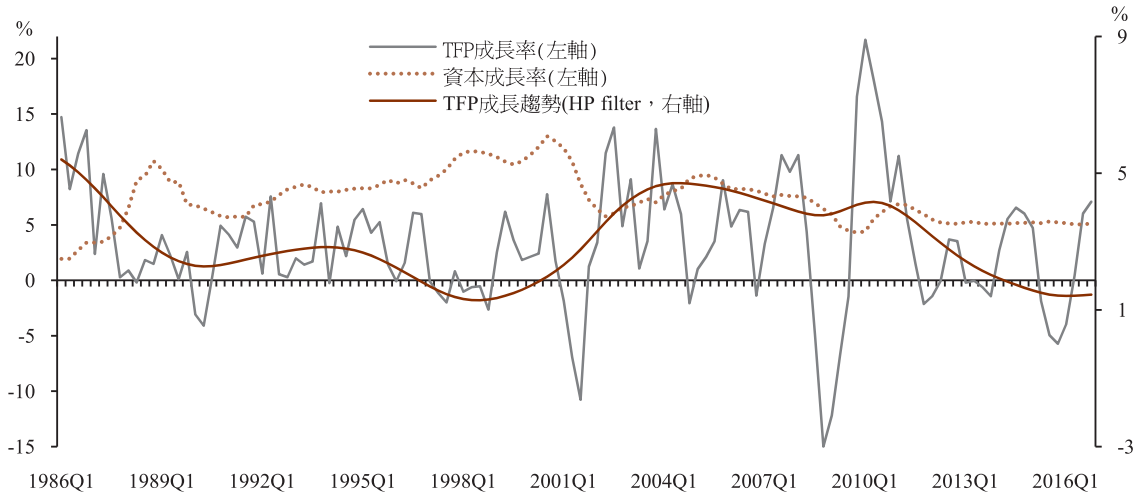
其中I為投資、DEP為折舊，惟因

主計總處未公布各業折舊資料，因此假設 $DEP=0$ (或折舊為一固定數值)。而投資資料係採用民間投資，來作為製造業投資的代理變數。

(三) 參考張雅棻與官德星(2005)、吳中書與梁啟源(2013)，本文將資本份額及勞動份額分別設定為0.4及0.6。

(四) 最後，根據 $TFP = GDP / (K^{\alpha} \times (L \times H)^{1-\alpha})$ ，推算TFP，並以HP過濾法得到TFP的趨勢值。本文所編製之TFP成長率^{註8}及其走勢詳見圖2及表2。觀察發現：

圖2 製造業TFP成長率



資料來源：本文編製

表2 不同期間下TFP成長率(%)及其趨勢

	全樣本期間 1986Q1~2016Q4	大幅升值期間 1986Q1~1989Q4	小幅貶值期間 1990Q1~1997Q4	貶幅加大期間 1998Q1~2009Q4	小幅升值期間 2010Q1~2016Q4
經濟成長率	6.37	9.13	4.89	6.31	6.60
資本成長率	7.36	5.99	7.92	8.56	5.44
總工時成長率	0.21	2.77	-1.09	-0.20	0.93
TFP平均成長率	3.22	4.92	2.44	2.91	3.69
TFP成長趨勢	--	大幅下降	略微下降	大幅上升	大幅下降

資料來源：作者自行整理

1. 1986~1989年台灣製造業TFP成長率大幅下滑，而後於1990~1997年雖仍呈下滑，惟幅度較前期明顯減緩。可能原因為，該兩段期間台灣開始發展策略性工業(1984~1990年，如電子、機械等)及十大新興產業(1991~2000年，如通訊、資訊、半導體等)，此時資本的快速累積為驅動台灣經濟成長的主要來源，惟台灣以代工組裝為主，致資通訊產業之TFP貢獻小，對技術進步的帶動亦有限，致TFP成長反呈減緩。

2. 1998~2009年，台灣TFP成長大致走升，可能係因2001年起政府推動「知識經濟發展方案」，致力扶植創新企業、建構網際網路應用之基礎環境^{註9}，帶動產業結構由過去的資本密集轉為創新或知識密集，加以台灣廠商與中國大陸的三角貿易盛行，在台灣的公司主要扮演技術提供的角色，亦可能有助於TFP成長。

3. 值得關注的是，2010年以來，TFP成長大幅減緩，且此現象非台灣獨有，主

要國家如美國、英國及歐元區等皆有此情況(詳Bergeaud et al. (2017))，惟文獻上對於造成該現象的原因，並無一致的看法，如Gordon(2015)認為近幾年美國TFP成長低緩，可能係過去倚賴ICT產業創新帶來的生產力提升之效益遞減、初創(start-ups)企業占比下降等長期結構問題。此外，亦有文獻認為此係邁向下一次高度成長的短期現象(詳Pratt(2015))。

三、勞動生產力走勢

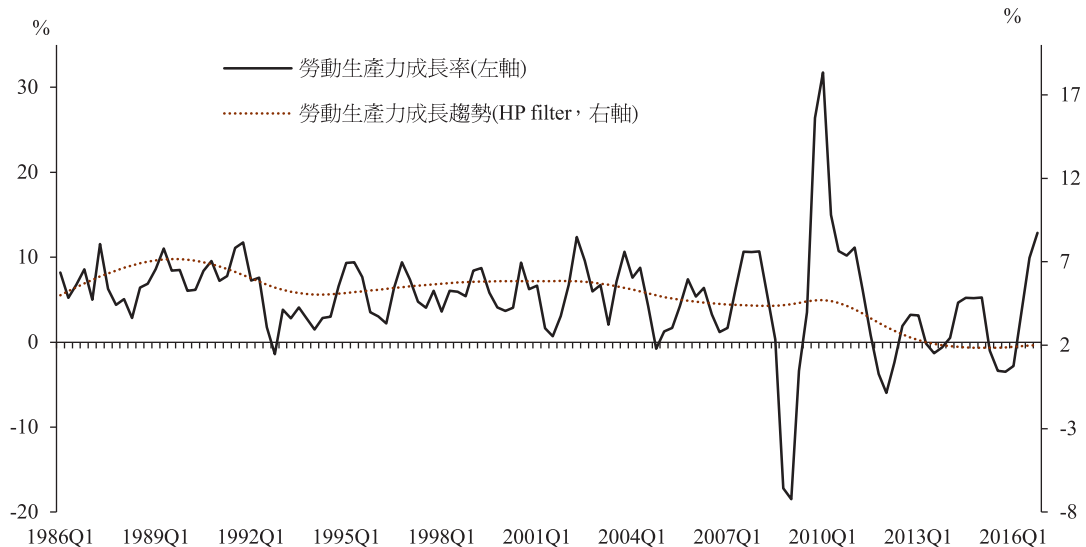
勞動生產力為另一種常用來衡量產業生產力的指標，且其與TFP具某種程度的同向關係。根據(1)式，勞動生產力($GDP/(L \times H)$)

與TFP關係為：

$$\frac{GDP}{L \times H} = TFP \times \left(\frac{K}{L \times H}\right)^\alpha, \quad (2)$$

(2) 式說明勞動生產力的成長來源，主要可分為TFP及資本深化($K/(L \times H)$)的變動，因此在TFP未成長的情況下，資本累積成長亦可帶動勞動生產力成長。此處，本文直接採用主計總處編製之製造業勞動生產力指數，圖3顯示，台灣製造業勞動生產力在2008年以前多呈穩定成長，惟於2010年全球金融海嘯後成長減緩。另根據表3顯示，1998年以前勞動生產力成長主要來源為資本的快速累積，故即使此期間台灣TFP成長呈下滑走勢，勞動生產力仍相對穩定成長。

圖3 製造業勞動生產力成長率



資料來源：主計總處

表3 不同期間下勞動生產力成長率(%)及其趨勢

	全樣本期間 1986Q1~2016Q4	大幅升值期間 1986Q1~1989Q4	小幅貶值期間 1990Q1~1997Q4	貶幅加大期間 1998Q1~2009Q4	小幅升值期間 2010Q1~2016Q4
平均成長率	5.21	7.11	5.74	4.83	4.16
成長趨勢	--	略微上升	先降後升	略微下降	大幅下降
說明		資本累積快速， TFP 成長減緩	資本累積快速， TFP 成長減緩	資本累積減緩， TFP 成長增溫	資本累積與 TFP 成長均緩

資料來源：作者自行整理

四、兩種生產力與新台幣REER關係— 依升貶值期間區分

圖4顯示，TFP變動率與REER變動率呈負向關係，惟此負向關係在新台幣係處於升值期間較為微弱，在不考慮其他變數下，根據簡單迴歸結果，新台幣實質升值1%，僅會造成TFP成長率下降0.07個百分點，反之在貶值期間，新台幣若實質貶值1%會造成TFP成長率增加0.14個百分點。

此外，由圖5更可發現勞動生產力成長

率與新台幣REER變動率的正、負向關係，在新台幣係處於貶值或升值區間有所不同。當REER變動率大於0(即新台幣升值)時，勞動生產力與新台幣REER變動率呈正向關係，顯示此階段下，兩個變數走勢較為一致。然而，在新台幣REER變動率小於0(即新台幣貶值)時，兩者轉為負相關，亦即新台幣實質貶值可能帶動勞動生產力成長。上述資料分析結果，可作為本文後續採非線性模型進行分析之依據。

圖4 不同升貶值期間製造業TFP與新台幣REER關係

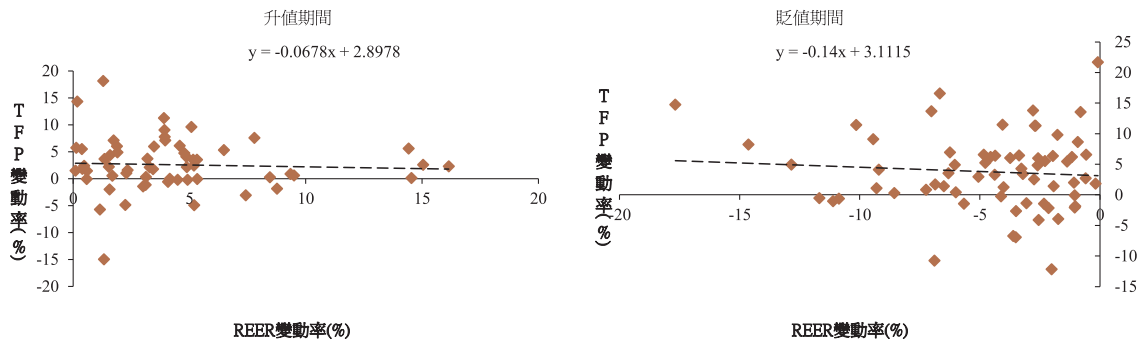
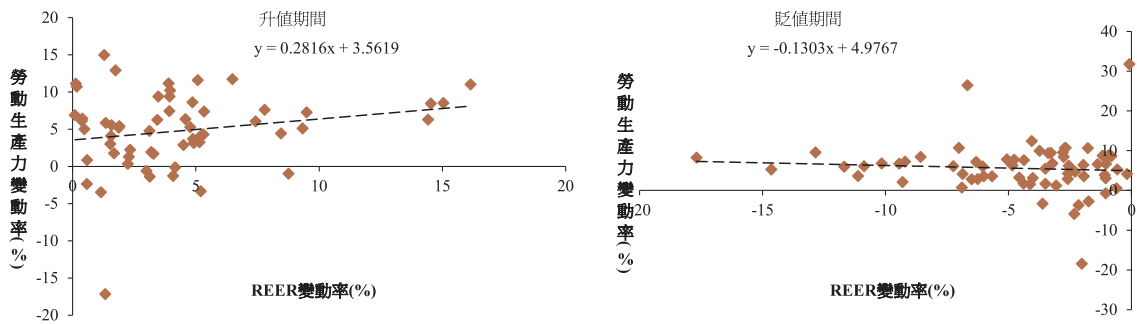


圖5 不同升值貶值期間製造業勞動生產力與新台幣REER關係



註：圖中黑色虛線為散佈關係之趨勢線

此外，生產力變動率尚可能受其他因素影響，因此要分析REER變動對生產力的

影響方向，尚須控制其他變數(如貿易開放度、資本累積等)，才能釐清兩者的關係。

肆、製造業TFP、勞動生產力與REER之實證結果

一、生產力與REER的動態關係—VAR模型

根據陳佩玕與田慧琦(2012)等文獻發現，新台幣REER主要受生產力、貿易開放度、貿易條件等變數影響，而Liang(2009)、吳中書與梁啟源(2013)等文獻則指出，一國生產力主要受貿易開放度、實質有效匯率及投資等因素影響。鑑此，本小節首先建構製造業的生產力(包括TFP及勞動生產力)、新台幣REER及貿易開放度^{註10}，3個變數變動率之VAR模型，並進行衝擊反應函數分析，以了解3個變數相互影響之動態調整過程。其中，此處的衝擊反應函數分析採Koop et al.(1996)與Pesaran and Shin(1998)所提出的一般化衝擊反應函數(generalized impulse response function)，以避免變數間的排序對

估計結果造成影響。

在進行實證之前，本文先針對3個變數進行單根檢定且結果列於表4，其結果顯示各變數均具有單根，故採年變動率進行VAR模型分析^{註11}。圖6、圖7分別為採用製造業TFP、勞動生產力時，與新台幣REER及貿易開放度的VAR衝擊反應函數結果。其中，不論面對來自TFP或勞動生產力變動率增加1單位標準差的衝擊時，約在第3季起，新台幣REER變動顯著上升(即新台幣實質升值)，並逐漸減弱且於第8季後呈不顯著，表示台灣生產力提升，將使新台幣升值，隱含HBS假說成立。在面對貿易開放度的衝擊時，新台幣REER變動在第2季亦顯著上升，可能係因開放程度提高，有助於提高台灣貿易總額，進而促進新台幣升值，上述估計結果與陳佩

玗與田慧琦(2012)一致，即新台幣REER的變動，主要受生產力(正向)、貿易開放度(正向)等影響。

此外，面對不論來自TFP或勞動生產力成長率的衝擊，貿易開放度在前4季皆會顯

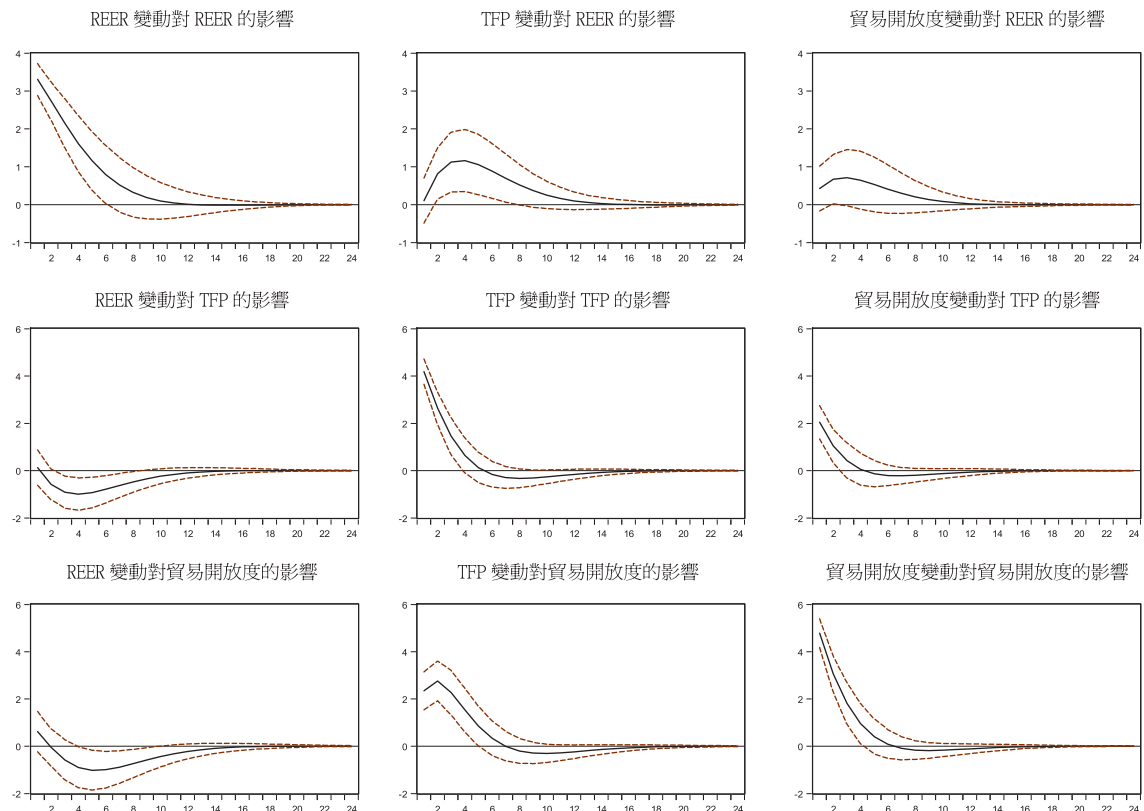
著上升。惟面對REER的上升衝擊時，貿易開放度約在第5~8季會顯著下降，顯示新台幣實質升值顯著不利於台灣對外國未來一年的貿易往來。

表4 單根檢定：ADF檢定統計量

變數		水準值	一階差分
y_t	TFP	0.46	-4.97***
	勞動生產力	1.02	-5.37***
$open_t$		-2.24	-4.40***
$REER_t$		-1.05	-3.51***

註：1. 「*」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。
 2. ADF之虛無假設為序列具有單根。

圖6 一般化衝擊反應函數估計結果—TFP、貿易開放度及REER

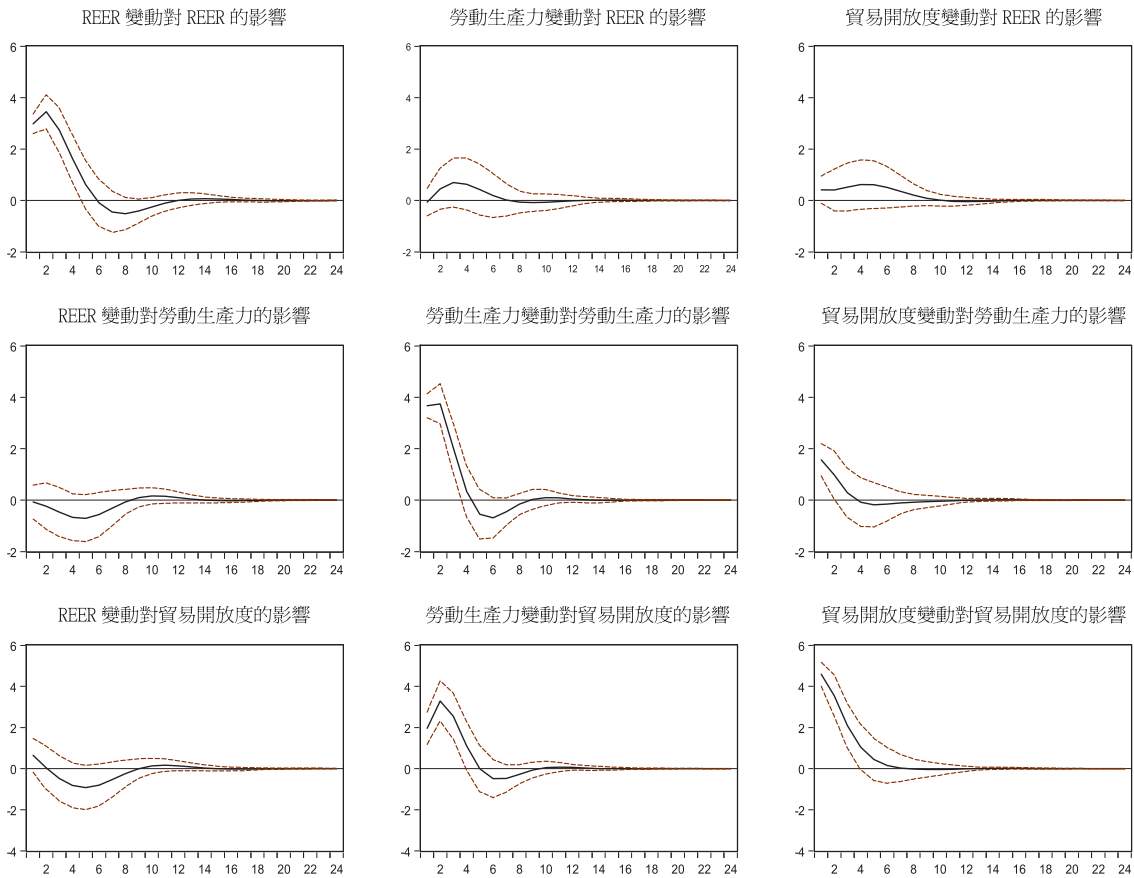


註：根據Schwarz資訊準則(Schwarz information criterion)，最適落後期數選取落後1期，紅色虛線為95%的信賴區間。

至於新台幣REER變動率增加1單位標準差衝擊時，對TFP及勞動生產力成長率的影響較為不一致，新台幣實質升值時，在第3季至第6季間對於TFP有顯著負向影響(圖

6)，惟對於勞動生產力的影響則不顯著(圖7)，故後續實證討論時，本文主要針對實質有效匯率對生產力的影響效果進行探討，並參考主要文獻加入其他影響因素。

圖7 一般化衝擊反應函數估計結果—勞動生產力、貿易開放度及REER



註：根據Schwarz資訊準則(Schwarz information criterion)，最適落後期數選取落後2期，紅色虛線為95%的信賴區間。

二、生產力估計式設定

(一) 影響生產力的可能變數

文獻中關於影響生產力的成因包含人力品質、資本存量、貿易開放程度等，以下我們將分別敘述各因子影響生產力之可能管

道。

1. 人力品質

人力品質則是被認為最能直接影響生產力的重要因子，主因為人力品質提升，可帶動勞動力技術提升，改善勞動結構，

亦助於一國國家產業升級和競爭力強化(如徐美與陳明郎(2010)；林慈芳(2011)；Syverson(2011))。

2. 資本存量

除了人力品質之外，另一個影響生產力的重要因素為資本存量，其又可區分成有形資本(如廠房及機器設備購置等)與無形資本(如研究發展及技術購買等)。透過資本存量投入的外溢效果，可刺激產業發展，帶動技術進步，提升生產力(詳林慈芳(2011)；Syverson(2011))。

3. 貿易開放程度

隨著全球化日趨緊密，對外貿易對於生產力的影響力逐漸提高，因為透過國際貿易的往來，廠商可取得更多樣的生產要素，如中間商品及資本設備，以提高生產效率(Grossman and Helpman(1991))。另一方面，貿易愈開放，可促使各國趨向專業化分工，進而使生產力提升(詳Wacziarg and Welch(2008))。

4. 其他因素

林惠玲(2010)指出，對外投資可能影響生產力，惟其影響效果較不確定。主要係因廠商若能藉由國外新的創新投資，強化國內廠商的技術水準，或藉由海外生產重新調整生產線，改善國內生產結構，進而提升生產力。但廠商因對外直接投資，減少國內投資，恐反而不利國內生產力擴張。

公共基礎建設對於生產力的影響也廣受

討論，係因完善基礎建設可降低廠商生產成本(如運輸及通訊等成本)，提升生產力(吳中書與梁啟源(2013))。此外，吳中書與梁啟源(2013)更進一步說明須考量外生衝擊(如2000年網路泡沫與2008年全球金融危機等)對於生產力之影響，雖屬短暫性外生衝擊，但仍對於生產力造成一定程度的影響。

(二) 模型設定

不論TFP或勞動生產力皆是反映單位投入要素的產出水準，因此依據前述各解釋變數與生產力之關聯性，本文設定兩種生產力(y)指數，皆為資本存量(k)、人力品質(h)、實質有效匯率($REER$)及貿易開放度($open$)之函數。即： $y=f(k, h, REER, open)$ 。實證時，將TFP或勞動生產力成長率(Δy)的方程式設定如下：

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 inv_t + \beta_3 rd_t \\ & + \beta_4 \Delta h_t + \beta_5 \Delta open_t \\ & + \beta_6 \Delta REER_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (3)$$

其中，在不考慮折舊下，資本累積的變動即為投資，而研發支出對生產力的影響可能與一般有形資本不同，故此處將投資拆分為有形資產之投資(inv)及無形資產的投資(rd)。理論上，我們預期不論是有形或無形資本累積及人力品質增加，均可帶動生產力提升，即 β_2 、 β_3 、 β_4 均大於0。其次，貿易開放度愈大，將促進各國的生產更為專業化，進而促使生產力提升，因此預期 β_5 亦大於0。最後，實質有效匯率上升(即升值)

對生產力的影響可能有兩種方向，一國貨幣實質升值時，將降低廠商的出口競爭力，一方面可能造成廠商的收益下降，而使其投資意願下降，終致生產力下滑，另一方面亦可能激發其創新，以提升貿易競爭力，反而使促使其生產力增加，因此， β_6 的符號可能為正，亦可能為負。

惟如同第參節之發現，台灣生產力成長率與匯率變動率之關係，可能具不對稱性，即新台幣在升值或貶值時，其與TFP或勞動生產力間的關係可能不同。因此，本文亦考量以下非線性的生產力成長率估計式：

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 inv_t + \beta_3 rd_t \\ & + \beta_4 \Delta h_t + \beta_5 \Delta open_t + \beta_6 \Delta REER_t \\ & \times D_{1,t} + \beta_7 \Delta REER_t \times D_{2,t} + \varepsilon_t^d. \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $D_{1,t}$ 及 $D_{2,t}$ 為虛擬變數 (dummy variable)，當 $\Delta REER_t \geq 0$ ，即新台幣實質升值時， $D_{1,t} = 1$ ，反之 $D_{1,t} = 0$ ；若當 $\Delta REER_t < 0$ ，即新台幣實質貶值時， $D_{2,t} = 1$ ，反之 $D_{2,t} = 0$ 。

因此在(4)式中， β_6 為新台幣實質升值時，對生產力變動的影響，而 β_7 則為新台幣實質貶值時，對生產力變動的影響。

實證分析時，由於生產要素投入與生產

力具有內生性問題，故本文使用GMM進行估計，且選取生產力、人力及資本投資、貿易開放度、實質有效匯率之落後期及常數項作為工具變數 Z_t ，且此工具變數須符合正交條件 (orthogonality condition)，即 $E(Z_t u_t) = 0$ 。估計時係極小化下列動差條件式的 J 統計量，以得到 GMM 估計量：

$$J(\beta, \hat{W}_T) = T m_T(\beta)' \hat{W}_T^{-1} m_T(\beta), \quad (5)$$

其中， T 為資料長度， β 為係數向量， W_t 為加權矩陣， $m_T(\beta)$ 為動差條件式，即：

$$m_T(\beta) = \frac{1}{T} \sum_t Z_t u_t(\beta), \quad (6)$$

另為修正殘差項可能具異質變異與序列相關的問題，對迴歸係數的共變異矩陣係採 Newey and West (1987) 的非均齊變異序列相關一致 (heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC) 估計式，以獲得較穩健的估計結果。

(三) 資料說明與單根檢定

實證資料說明如表5所述，其中人力品質部分，本文參考邱惠玲等(2006)的作法，採大學以上就業人數占比來衡量人力品質，此隱含假設為，人力品質與教育程度存在正相關。

表5 實證資料說明

變數名稱	變數定義	資料來源
y (TFP、勞動生產力)	生產力指數	本文編製、 主計總處
inv (有形資產之投資)	季節調整後實質營建工程、運輸工具，以及機器及設備投資合計占GDP比率	主計總處
rd (無形資產之投資)	季節調整後實質智慧財產(含研發支出及其他智慧財產)投資占GDP比率	主計總處
h (人力品質)	大學以上就業人數占總就業人數比重	主計總處
$open$ (貿易開放度)	實質輸出及輸入合計占GDP比重	主計總處
$REER$ (新台幣REER)	台灣相對主要貿易對手國貨幣的實質有效匯率指數之加權平均數	BIS

為避免虛假迴歸之可能性，在進行實證前，本文先對相關變數進行單根檢定，根據表6之檢定結果顯示，人力品質(h)年增率在 Augmented Dickey–Fuller (ADF)檢定下不

具單根，而無形資產之投資(rd)及有形資產之投資(inv)在ADF檢定下拒絕單根假設，故本文仍採 rd 及 inv 的水準值而非成長率進行實證。實證時所採之各變數走勢詳見圖8。

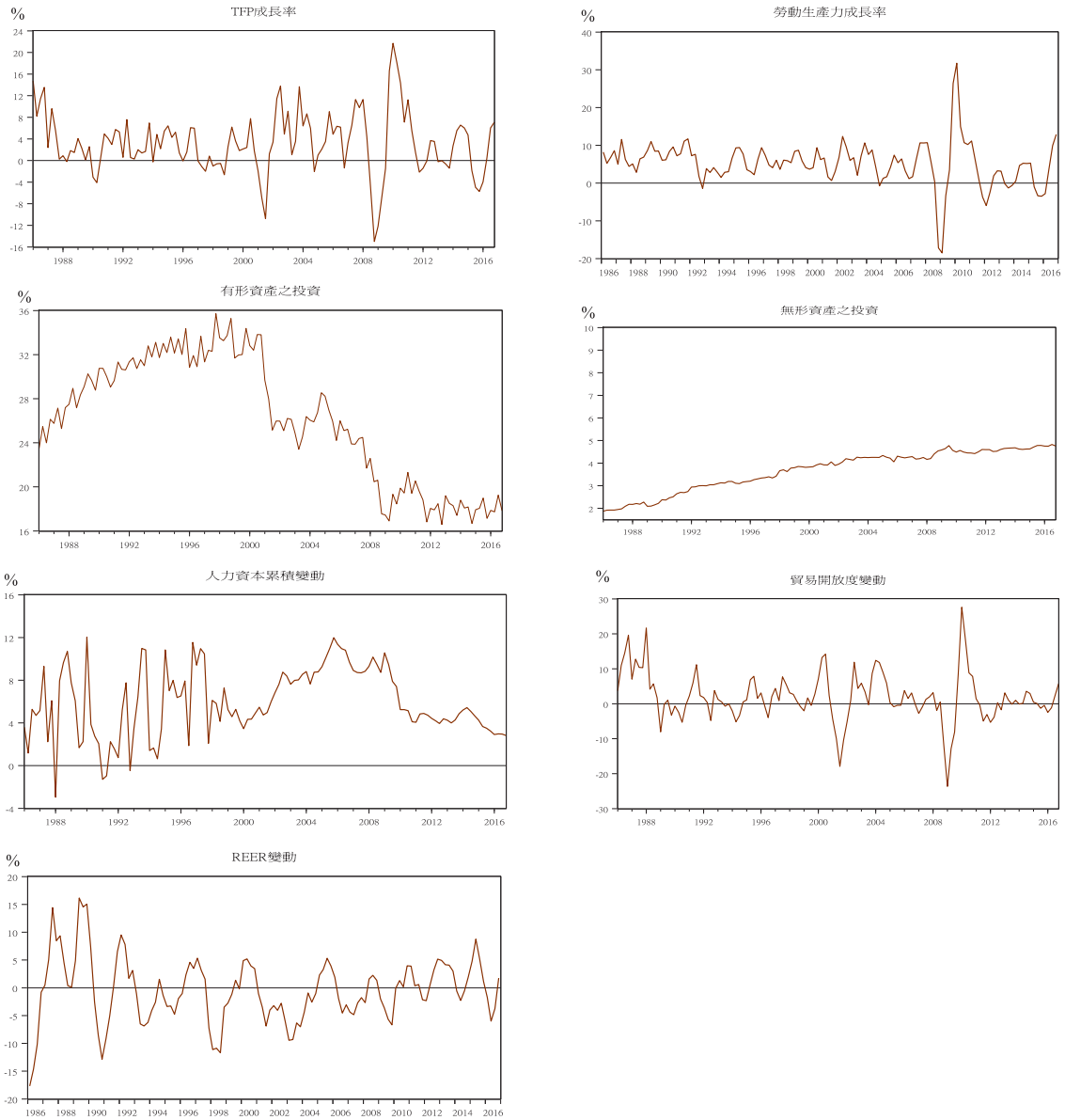
表6 單根檢定

變數	ADF檢定統計量
inv_t	-3.22*
rd_t	-2.59*
Δh_t	-2.75*

註：1. 「*」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。

2. ADF之虛無假設為序列具有單根。

圖8 主要變數走勢



三、GMM模型實證結果

(一) 線性估計

表7為(3)式的GMM估計結果，由表中可發現不論是有形或無形資產投資(inv 及 rd)、人力品質變動(Δh_c)、以及本文所關心的新台

幣REER變動，對於製造業TFP或勞動生產力成長率皆無顯著的影響，而貿易開放度增加對於TFP具正向影響效果，此可能與台灣產業在全球價值鏈上的專業分工有關。此外，落後一期生產力對當期生產力有顯著正向影響，亦顯示生產力存在動態關聯性。

表 7 生產力線性估計結果

	TFP	勞動生產力
常數項	2.636 (0.827)	2.804 (1.084)
落後一期之生產力變動 (Δy_{t-1})	0.527*** (4.628)	0.422*** (6.036)
有形資產的投資 (inv_t)	-0.064 (-0.896)	0.053 (0.791)
無形資產的投資 (rd_t)	0.008 (0.016)	-0.339 (-0.853)
人力品質變動 (Δh_t)	-0.367 (-0.270)	-0.041 (-0.321)
貿易開放度變動 ($\Delta open_t$)	0.259** (2.475)	0.092 (1.379)
REER變動 ($\Delta REER_t$)	-0.074 (-1.347)	-0.063 (-1.467)
J -test	34.693	20.09
p-value	0.007	0.27
adj- R^2	0.501	0.463

註1：括弧內為t值。

註2：「*」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。

註3： J -test為過度認定限制(over-identifying restrictions)的 J 統計量，當 J 統計量大於臨界值，代表拒絕工具變數具外生性之虛無假設，p-value為 J -test所對應的 p 值。

註4：GMM估計法主要工具變數為所有解釋變數之落後1-4期。

(二) 非線性估計

表8則為非線性估計式((4)式)之估計結果，不論生產力是以TFP或勞動生產力衡量，針對匯率的影響部分， β_6 為正且不顯著異於0，顯示若新台幣實質升值時，升值幅度擴大將無助於提高TFP或勞動生產力。而 β_7 為負且顯著異於0，則表示新台幣實質

貶值($\Delta REER_t < 0$)擴大1個百分點時，將使TFP、勞動生產力成長率分別增加1.101、0.844個百分點。

由上述結果可發現，在新台幣實質貶值時，有利廠商生產力的明顯提升，故本文實證結果無法支持「新台幣實質升值，有利生產力提升」之論點。

表8 生產力非線性估計結果

	TFP	勞動生產力
常數項	-17.231 (-1.446)	-17.567 (-1.575)
落後一期之生產力變動 (Δy_{t-1})	0.488*** (2.826)	0.305*** (2.874)
有形資產的投資 (inv_t)	0.083 (0.538)	0.263* (1.875)
無形資產的投資 (rd_t)	2.881* (1.739)	2.382 (1.434)
人力品質變動 (Δh_t)	0.125 (0.536)	0.163 (0.736)
貿易開放度變動 ($\Delta open_t$)	0.358** (2.001)	0.295** (2.211)
升值期間REER變動 ($\Delta REER_t * D_{1,t}$)	0.937 (1.572)	0.872 (1.651)
貶值期間的REER變動 ($\Delta REER_t * D_{2,t}$)	-1.101** (-2.234)	-0.844* (-1.876)
<i>J</i> -test	22.10	11.71
<i>p</i> -value	0.15	0.76
adj- R^2	0.196	0.296

註：同表7。

此外，貿易開放度、無形資產的投資對於TFP皆有正向且顯著的影響，顯示增加對外貿易往來與R&D等投資，均會顯著帶動TFP成長。在勞動生產力方面，貿易開放度對其亦具顯著的正向影響，惟無形資產之投資對其影響不明顯。有形資產(如機器設備或運輸工具)投資增加僅會顯著帶動勞動生產力，可能隱含這類實體投資的增加僅會加大資本深化程度，但對於技術進步的提升不明顯。值得注意的是，雖貨幣貶值有助於生

產力提升，但應同時透過資本累積與貿易開放，優化與提升自身生產效率，強化產業優勢。

人力品質的變動不管是對TFP或勞動生產力影響，皆仍維持不顯著，可能原因為台灣大學以上就業人數占比每年多呈正成長，惟此成長可能主要肇因於過去廣設大學的教育政策，加以學用落差等影響下，致人力資本投資增加對生產力提升不明顯。

(三) 非線性檢定

在(4)式之非線性模型中，若虛無假設 $H_0: \beta_6 = \beta_7$ 成立，則此式將退化為線性模型(3)式。因此本文採以下檢定量，來檢驗非線性生產力成長率估計式的存在：

$$\text{DIFF}_J = J^R - J^U, \quad (7)$$

其中， J^R 為線性估計式((3)式)之GMM動差條件式(即(6)式)下的 J 統計量， J^U 則為非線性估計式((4)式)的 J 統計量，且虛無假

設為 $J^R = J^U$ ，即為線性模型。

非線性檢定結果列於表9，結果顯示檢定量在1%之顯著水準下，不論是TFP或勞動生產力的檢定結果，皆棄卻前述虛無假設，亦即在新台幣實質升值或貶值幅度擴大，REER變動對兩種生產力成長率的影響皆顯著具不對稱性。

表9 非線性檢定結果

	TFP	勞動生產力
DIFF _J	12.60	8.38
<i>p</i> 值	0.01	0.00

註：此檢定係假設 DIFF_J 的分配為Chi-square。

伍、穩健性分析

由於本文自行編製的TFP可能因參數設定的不同而改變，此外生產力模型設定的變更、樣本期間或REER指標衡量方式不同，均可能影響匯率變動對生產力的估計結果，加以部分台灣文獻(如陳坤銘等(2012))，亦視出口品質的改善為製造業產業升級或技術進步的表現，故本節除針對生產力估計結果進行穩健性檢驗外，另探討匯率變動對出口品質的影響是否與匯率對生產力的影響一致。

一、不同假設下之TFP編製及平滑化後之TFP

(一) 不同資本份額設定

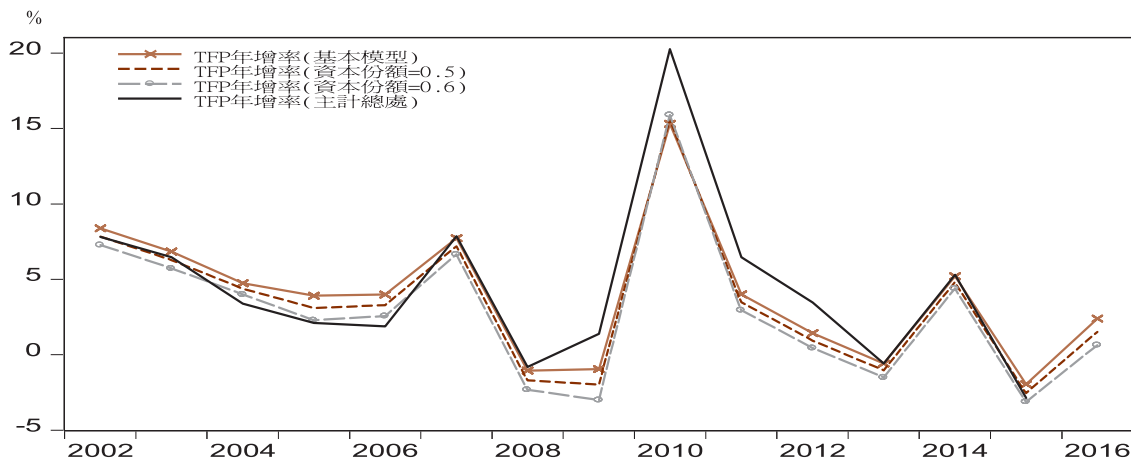
鑑於主計總處公布之2015年「多因素生產力趨勢分析報告」，製造業資本份額已由2001年的0.49增至2015年的0.6，是故，此處主要分析當(1)式中的資本份額(α)設定值由0.4(基本模型)提高為0.5與0.6(即勞動份額由0.6降至0.5與0.4)時，對於TFP編製結果的影響。

首先，將各資本份額下的各年TFP年增率與主計總處的製造業多因素生產力指數年增率相比(資料期間為2002~2015年，見圖9)，可發現資本份額提高為0.5或0.6時，其TFP年增率走勢與基本模型相比僅是水平下

移，趨勢上幾無變動，若進一步與主計總處公布數值相比，4種TFP年增率走勢亦多呈一

致，因此在後續進行其他穩健性分析時，資本份額皆設定為0.4。

圖9 不同資本份額之TFP年增率模擬值及主計總處公布值



註：1. 本圖係以年資料呈現，為與主計總處數值相比，資料起點為2002年，實際上本文編製的TFP樣本起點為1986年且為季資料。

2. 主計總處在編算多因素生產力指數時，係採超越對數生產函數(Translog production function)，其特性為要素替代彈性非固定，而本文採用的Cobb-Douglas生產函數，替代彈性則為固定，此可能為本文與主計總處編製的TFP差距的主要來源。

(二) 折舊數值非固定

在推算各季製造業資本存量數值時，本文係假定折舊數值為零(基本模型)，此處改採用主計總處公布之整體產業(含工業及服務業)固定資本消耗，做為製造業折舊的代理變數，在此設定下的季折舊率(即折舊數值占資本存量比重)多介於1%~3%，且大

致在1990~2000年間呈上升走勢，惟於2000年後逐漸下滑(見圖10)。然而，依此所得之TFP年增率編製結果與基本模型下TFP年增率走勢幾乎重疊(見圖11)，可能係因折舊率數值偏低，致折舊數值是否為零或非固定數值，對於TFP編製結果幾無影響。

圖10 各季折舊率走勢

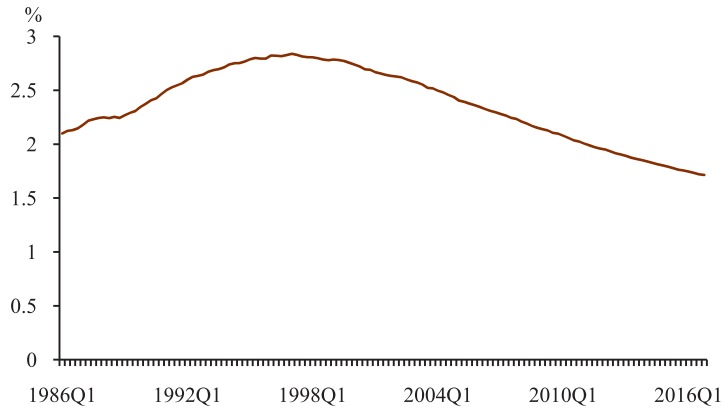
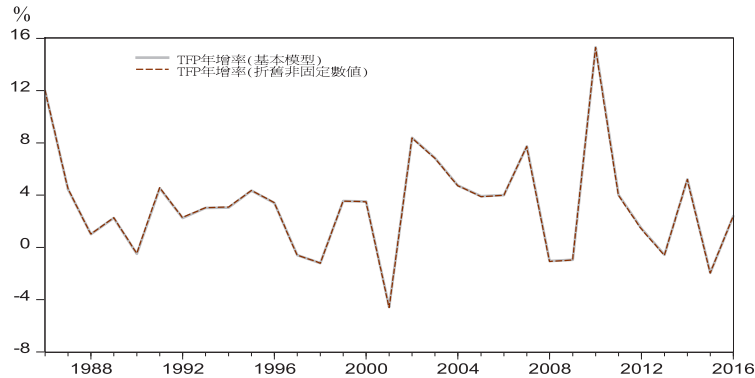


圖11 折舊=0 與 折舊≠0之TFP年增率模擬值



註：本圖係以年資料呈現，實際上編製的TFP為季資料。

(三) 採用經HP過濾法平滑後之TFP以衡量生產力

因考量技術進步具持續性，國外文獻如 Bergeaud et al. (2017)在分析TFP走勢時，多以HP過濾短期間較大的波動，以得到平滑化TFP值。本文基本模型所採用的TFP數值，係未經HP過濾法平滑之數值，因此為檢驗實證結果是否具穩健性，將另以平滑化的TFP值作為生產力的衡量指標，其走勢詳見圖2。

(四) 實證結果

表10為4種設定下之TFP成長率估計結

果。本文發現改變資本份額設定或將折舊設為非固定數值時，REER變動對於TFP成長率的影響均存在不對稱性，在升值期間，升值幅度擴大對TFP影響仍呈不顯著，在貶值期間，新台幣實質貶值($\Delta REER_t < 0$)擴大1個百分點時，將使TFP成長率增加1.102~1.127個百分點，顯示估計係數相當穩定，不因相關設定改變而有明顯變動，其餘解釋變數的估計結果亦多與本文的基本模型相似(見表8)，僅無形資產的投資對TFP影響減弱。

表10 4種設定下TFP估計結果

	假設(1)	假設(2)	假設(3)	假設(4)
	資本份額=0.5	資本份額=0.6	折舊≠0	平滑化的TFP
常數項	-16.266 (-1.358)	-14.979 (-1.257)	-17.201 (-1.442)	-0.689*** (-3.387)
落後一期之生產力變動 (Δy_{t-1})	0.507*** (2.985)	0.531*** (3.195)	0.488*** (2.823)	0.993*** (47.484)
有形資產的投資 (inv_t)	0.042 (0.267)	0.000 (-0.000)	0.083 (0.538)	0.015*** (3.182)
無形資產的投資 (rd_t)	2.735 (1.633)	2.539 (1.514)	2.870* (1.730)	0.093*** (4.399)
人力品質變動 (Δh_t)	0.144 (0.620)	0.161 (0.688)	0.124 (0.532)	-0.009 (-1.360)
貿易開放度變動 ($\Delta open_t$)	0.368* (1.944)	0.369* (1.854)	0.357** (1.992)	-0.002 (-0.824)
升值期間的REER變動 ($\Delta REER_t * D_{1,t}$)	0.948 (1.565)	0.945 (1.549)	0.938 (1.572)	-0.005** (-2.322)
貶值期間的REER變動 ($\Delta REER_t * D_{2,t}$)	-1.121** (2.274)	-1.127** (-2.303)	-1.102** (-2.236)	--
非線性檢定結果	非線性	非線性	非線性	線性
J-test	23.46	24.85	22.06	12.91
p-value	0.10	0.07	0.14	0.53
adj-R ²	0.261	0.327	0.195	0.992

註：1. 同表7。

2. 假設(3)資本份額為0.4，而假設(4)資本份額為0.4且折舊為0。

至於若改以平滑化之TFP衡量生產力時，其估計結果與未經HP過濾法平滑之TFP實證結果差異較大，主因依非線性檢定結果，REER變動對TFP的影響不存在非對稱性。即使如此，匯率變動對TFP成長率的影響顯著為負向，此顯示，新台幣實質升值時，將不利台灣製造業生產力的提升，反之，貶值時則有利生產力的增加。因此，不論以平滑化或未平滑化之TFP衡量生產力，

新台幣實質貶值對於TFP皆呈顯著的正向效果，惟升值時則轉為負向效果或不顯著。

二、REER變動改為落後一期

GMM估計式(3)式係假設TFP及勞動生產力受當期新台幣REER變動影響，惟匯率變動對生產力的影響可能不會在當期即發生。因此，此節改採落後一期的REER變動分析其對兩種生產力的影響，即(3)式改為：

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha + \beta_1^l \Delta y_{t-1} + \beta_2^l inv_t + \beta_3^l rd_t \\ & + \beta_4^l \Delta h_t + \beta_5^l \Delta open_t \\ & + \beta_6^l \Delta REER_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (8)$$

且對應的非線性估計式改為：

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \alpha + \beta_1^l \Delta y_{t-1} + \beta_2^l inv_t + \beta_3^l rd_t \\ & + \beta_4^l \Delta h_t + \beta_5^l \Delta open_t \\ & + \beta_6^l \Delta REER_{t-1} \times D_{1,t-1} \\ & + \beta_7^l \Delta REER_{t-1} \times D_{2,t-1} + \varepsilon_t^d, \end{aligned} \quad (9)$$

根據表11的實證結果顯示，若假設TFP及勞動生產力受落後一期的新台幣REER變動影響時，非線性檢結果仍顯示，在新台幣

實質升值或貶值幅度擴大，落後一期REER變動對TFP、勞動生產力成長率的影響皆顯著具不對稱性。此外，針對匯率對兩種生產力的影響部分，估計結果與表8一致，當新台幣實質貶值($\Delta REER_t < 0$)擴大1個百分點時，將使TFP、勞動生產力成長率分別增加1.000、0.870個百分點，反之，若新台幣實質升值時，則升值幅度擴大對TFP、勞動生產力影響雖呈正向惟不顯著。

表11 落後一期的REER變動對兩種生產力的估計結果

	TFP	勞動生產力
常數項	-13.794 (-1.298)	-13.533 (-0.45)
落後一期之生產力變動 (Δy_{t-1})	0.326* (1.753)	0.217* (1.854)
有形資產的投資 (inv_t)	0.056 (0.409)	0.189 (1.115)
無形資產的投資 (rd_t)	2.225 (1.419)	1.883 (1.031)
人力品質變動 (Δh_t)	0.321 (1.003)	0.212 (0.579)
貿易開放度變動 ($\Delta open_t$)	0.324* (1.881)	0.293** (2.141)
升值期間的REER變動 ($\Delta REER_{t-1} * D_{1,t-1}$)	0.625 (1.186)	0.784 (1.335)
貶值期間的REER變動 ($\Delta REER_{t-1} * D_{2,t-1}$)	-1.000** (-2.316)	-0.870** (-2.007)
非線性檢定結果	非線性	非線性
<i>J</i> -test	9.66	3.39
<i>p</i> -value	0.38	0.95
adj- R^2	0.224	0.217

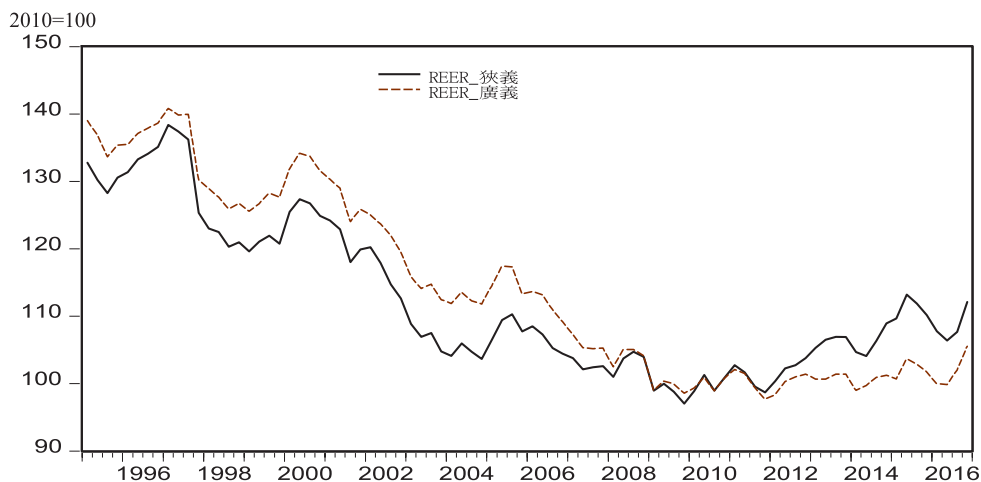
註：同表7。

三、改用廣義新台幣REER且縮短樣本期間

前章節考量資料期間問題，實證時所採的BIS編製之REER，係屬狹義指數(Narrow indices)，缺點為該指標所納入的經濟體並不包含中國大陸，以及新加坡以外的東協國家。因此，此處改採廣義指數(Broad indices)，納入的經濟體擴大為61個(包括中國大陸、泰國、印尼及馬來西亞等)，惟因其資料起點

為1994年，故採用廣義的新台幣REER分析其對製造業TFP、勞動生產力及出口品質的影響時，樣本期間改為1994~2016年，做為縮短樣本期間下的穩健性分析。根據圖12顯示，兩種REER走勢在2008年以前大致亦步亦趨。惟自此之後，受人民幣相對新台幣強勢影響，廣義新台幣REER指數較狹義新台幣REER指數為低。

圖12 狹義新台幣REER與廣義新台幣REER



資料來源：BIS

註：狹義新台幣REER包含27個貿易夥伴國，廣義新台幣REER則包含61個。

表12 改採廣義新台幣REER的估計結果(1994Q1~2016Q4)

	TFP	勞動生產力
常數項	-5.723 (-0.414)	-0.407 (-0.45)
落後一期之生產力變動 (Δy_{t-1})	0.368*** (3.634)	0.370*** (6.215)
有形資產的投資 (inv_t)	-0.081 (-0.501)	0.056 (0.533)
無形資產的投資 (rd_t)	1.716 (0.750)	0.388 (0.262)
人力品質變動 (Δh_t)	0.190 (0.820)	-0.020 (-0.099)
貿易開放度變動 ($\Delta open_t$)	0.485*** (4.430)	0.183** (2.432)
REER變動 ($\Delta REER_t$)	-0.380** (-2.509)	-0.223* (-1.924)
非線性檢定結果	線性	線性
J -test	20.68	20.18
p -value	0.11	0.12
adj- R^2	0.566	0.488

註：同表7。

根據實證結果顯示(見表12)，廣義新台幣REER變動對於TFP或勞動生產力的影響皆不具非對稱性，此可能係因縮短樣本期間造成的結果，其中，REER變動對於TFP及勞動生產力皆具顯著的負向影響效果，惟該影響效果已弱化，如廣義新台幣實質貶值1個百分點時，對於TFP、勞動生產力成長率分別僅可帶動0.380、0.223個百分點，此效果明顯低於採用1986~2016年的樣本期間，狹義新台幣實質貶值可帶動生產力成長率提升1.101、0.844個百分點(見表8)。

四、改以出口品質反映產業升級

鑑於出口品質的改善亦為製造業產業升級或技術進步的表現，故此處探討匯率變動對出口品質的影響，並檢視其結果是否與匯率對生產力的影響一致。

(一) 台灣出口品質的衡量

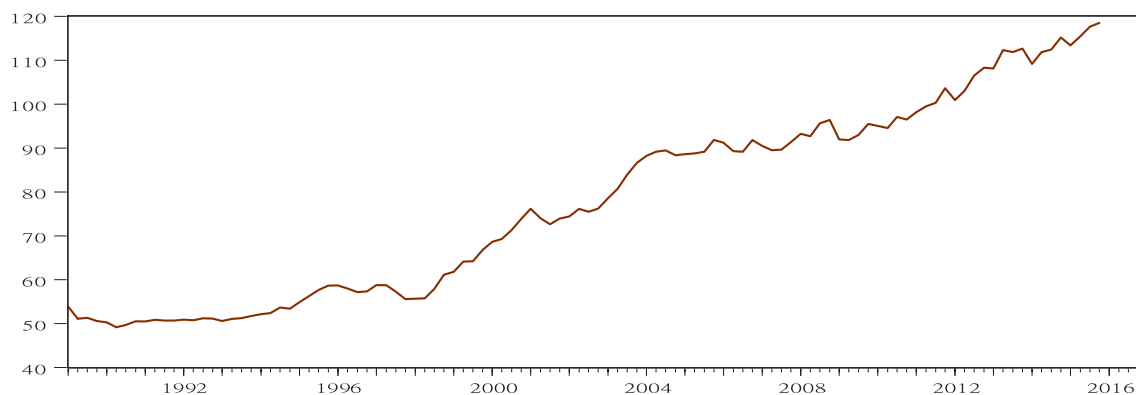
有關台灣出口品質的衡量方式，文獻上探討主要包括李浩仲與翁培真(2015)及薛琦(1994)^{註12}，前者採用Khandelwal (2010)產品品質估計模型，推估台灣1990~2010年的出口品質，其係設定進口國(如美國)的進口品相對於國產品的市場份額差異，取決於出

口國(如台灣)的出口品質、經濟規模及出口價格，以此間接推算出口品質指數。而後者係以出口單位價值指數除以出口物價指數衡量，主要根據財政部說明^{註13}，特殊貿易制度下的出口單價指數(即單位重量價格指數)，除反映商品的價格變化外，亦反映品質變化的影響。鑑於前者估算方法較為複雜，本文採用薛琦(1994)、蔡鳳凰與王健全(2012)及陳坤銘等(2012)的作法，將出口單位價值指數除以出口物價指數，做為衡量出口品質的指數。

受限於特殊貿易制度下的出口單價指數資料長度，出口品質的樣本期間為1989年第1季至2015年第4季。圖13為本文編製的台灣出口品質走勢，觀察其長期走勢，主要可區分為三個階段，其一為1996~2005年間，台灣出口品質加速成長，此段時間

年平均成長4.8%(相較前期1990~1994年平均僅成長1.7%)，主要成長來源為機械、電機設備、電子零件等出口單價明顯提高，顯示該相關產業存在較高的對外競爭力。其次則為2006~2010年，出口品質平均成長減緩為1.4%，可能係電子機械等台灣出口主力受國際競爭日趨激烈，且台灣出口產品與主要對手國(如韓國)重疊性較高，在品質相仿情況，廠商易進行削價競爭，導致其獲利不如預期，加以2008~2009年發生全球金融海嘯，皆導致廠商研發誘因下滑，最終不利出口品質的提升(蔡鳳凰與王健全(2012))。最後為2011~2015年，該段期間台灣出口品質平均成長率回升至4.0%，可能與當時台灣景氣復甦及政府致力推動精密機械、智慧電子等高單價、高品質產品有關。

圖13 出口品質走勢



資料來源：行政院主計總處、財政部通關統計

(二) 出口品質的模型設定

有關出口品質(eq)實證模型的設定，主要依據陳坤銘等(2012)，將其設為勞動生產力、實質有效匯率之函數，亦即 $\Delta eq = f(\Delta y, \Delta REER)$ ，其中勞動生產力可以反映一國平均就業者所得，其平均所得愈高，通常出口品質也會愈高；另一方面，生產力的提升亦可帶動產品品質的優化；實質有效匯率的高低則影響廠商的出口競爭力，進而會影響出口品質，另外根據李浩仲與翁培真(2015)實證顯示，資本勞動比對各國出口品質具正向顯著效果。此顯示，出口品質的變動將受資本變動(即投資)的影響，因此本文亦加入有形資產及無形資產投資於估計式中：

$$\Delta eq_t = \alpha + \gamma_1 \Delta eq_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_t + \gamma_3 inv_t + \gamma_4 rd_t + \gamma_5 \Delta REER_t + \epsilon_t, \quad (10)$$

我們預期不論是勞動生產力的增加，以及有形或無形資本累積，均可帶動出口品質的提升，即 γ_2 、 γ_3 、 γ_4 均大於0。而實質有效匯率上升(即升值)，對出口品質的影響亦可能存在兩種方向，其一，當實質有效匯率上升，使本國相對國外的出口價格競爭力降低時，廠商出口產量可能減少，進而降低其進行產品研發的誘因，出口品質亦隨之下降，即 $\gamma_5 < 0$ 。然而，另一方面，匯率上升亦可能激發其創新，以提升貿易競爭力，反而促使其出口品質增加^{註14}，即 $\gamma_5 > 0$ 。因此綜合而言， γ_5 的符號方向可能為正，亦可能

為負。

此外，我們同樣考量匯率對出口品質之影響具不對稱性，亦即：

$$\Delta eq_t = \alpha + \gamma_1 \Delta eq_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_t + \gamma_3 inv_t + \gamma_4 rd_t + \gamma_5 \Delta REER_t \times D_{1,t} + \gamma_6 \Delta REER_t \times D_{2,t} + \epsilon_t^d. \quad (11)$$

其中， $D_{1,t}$ 及 $D_{2,t}$ 為虛擬變數(dummy variable)，設定方式如同上節，即當 $\Delta REER_t \geq 0$ ， $D_{1,t} = 1$ ，反之 $D_{1,t} = 0$ ；若當 $\Delta REER_t < 0$ ， $D_{2,t} = 1$ ，反之 $D_{2,t} = 0$ 。

在(11)式中， γ_5 為新台幣實質升值時，對出口品質變動的影響，而 γ_6 則為新台幣實質貶值時，對出口品質變動的影響。

(三) 估計結果

根據表13的估計結果顯示，新台幣 REER(狹義)變動對於出口品質的影響不具非對稱性，此外，出口品質變動除了受自身落後一期的動態影響，亦顯著受勞動生產力成長及 REER變動所影響，前者對出口品質的影響為正向，且當台灣勞動生產力成長增加1個百分點時，將帶動出口品質成長上升0.153個百分點。此外，新台幣REER變動對出口品質的影響為負向，此表示當新台幣實質升值擴大1個百分點時，台灣出口品質變動率會下降0.068個百分點，反之貶值則有利於出口品質的提升。上述結果隱含，當 $\Delta REER_t > 0$ ，致本國相對國外的出口價格競爭力降低時，國內廠商恐面對國外需求的減少，將降低其產品研發，進而使出口品質下

滑。惟不論有形或無形資產的投資變動對出口品質變動影響皆不顯著。

綜合言之，新台幣REER變動對我國出

口品質的影響與其對生產力的影響一致，即新台幣實質貶值才明顯有利於我國生產力或出口品質的提升。

表13 出口品質變動之估計結果(1989Q1~2015Q4)

	出口品質
常數項	0.311 (0.120)
落後一期之出口品質變動 (Δeq_{t-1})	0.834*** (31.744)
勞動生產力變動 (Δy_t)	0.153*** (6.227)
有形資產的投資 (inv_t)	-0.031 (-0.701)
無形資產的投資 (rd_t)	0.074 (0.177)
REER變動 ($\Delta REER_t$)	-0.068* (-1.765)
非線性檢定結果	線性
J-test	8.91
p-value	0.83
adj-R ²	0.656

註：1. 同表7。

2. 此處REER係採狹義REER，若改採廣義REER且樣本期間改為1994~2015年仍不影響估計結果。

(四) 與國內文獻實證結果之比較^{註15}

相較於薛琦(1994)和蔡鳳凰與王健全(2012)僅運用簡單的相關性分析，發現新台幣實質升值有利於部分產業出口品質提升之結論，本文運用較為嚴謹的實證方法與涵蓋較廣的研究期間，發現影響出口品質的重要因素包含出口品質的動態影響(正向)、勞動生產力變動率(正向)與REER變動(負向)。本文結論與陳坤銘等(2012)利用2000~2010年台

灣出口產業的追蹤資料發現，對於明星型產業與成長型產業，新台幣升值可能使其出口品質下降，較為一致。

五、小結

綜合上述各種穩健性測試，本文實證結果具穩健性，重要結論綜合歸納成：

- (一) 資本份額與折舊設定的改變並不會影響TFP估計結果，模型設定仍

以非線性模型為佳，新台幣實質升值對台灣生產力的提升均無明顯影響。

- (二) 若考量生產力受REER變動的影響存在時間落後性時，新台幣實質升值對台灣生產力的提升無明顯影響的結論不變。

- (三) 若改採廣義的REER指數的生產力模型，或改以分析REER對出口品質的影響時，實證結果皆偏好線性模型，且顯示新台幣實質升值將明顯不利台灣生產力或出口品質的提升。

陸、結 論

為了解1986~2016年台灣製造業生產力(以自行編製之TFP及主計總處公布之勞動生產力衡量)與新台幣實質有效匯率之相互影響關係，本文首先以3個變數之VAR模型檢視其動態關係，結果顯示兩種生產力指標上升時，會顯著帶動新台幣REER升值，此結果符合HBS假說且與陳佩玕與田慧琦(2012)研究結論一致，惟新台幣REER變動對兩種生產力的影響卻不同，即升值對TFP有顯著負向影響，但對勞動生產力則無明顯影響。

因此，為更進一步分析匯率變動對兩種生產力指標的影響，本文參考相關文獻設定衡量影響製造業TFP、勞動生產力的方程式，實證結果發現：

- 一、新台幣實質升值對TFP或勞動生產力影響皆不顯著，反之貶值時，則明顯有利兩種生產力的提升。此可能係因貨幣升值造成產業的出口競爭力下滑，在國外對我國

商品需求降低的影響下，將促使廠商減少投資或研發意願，進而不利其生產力提升。

- (一) TFP、勞動生產力兩者與新台幣REER變動皆存在非線性關係，即新台幣在實質升值或實質貶值時，對於兩種生產力的影響明顯具不對稱性。在升值期間，新台幣實質升值幅度擴大對TFP、勞動生產力成長均無明顯影響，反之在貶值期間，實質貶值幅度擴大可顯著帶動生產力成長。因此，本文實證結果無法支持「新台幣升值，有利生產力提升」之論點。
- (二) 此外，貿易開放度、無形資產(如R&D)的投資對於TFP皆有正向且顯著的影響，顯示增加對外貿易往來與R&D等，均會帶動TFP成長。此外，貿易開放度對勞動生產力亦

具顯著的正向影響，有形資產(如機器設備或運輸工具)投資增加僅會顯著帶動勞動生產力，對於TFP則無顯著影響，此可能隱含這類實體投資的增加僅會加大資本深化程度，但對於技術進步的提升不明顯。

二、穩健性分析顯示，新台幣實質升值可能無助於帶動台灣製造業生產力及出口品質(亦為產業升級的表現)的提升。

- (一) 本文嘗試變動相關假設產生不同TFP，或平滑化TFP，或改以落後一期的新台幣REER，或改用廣義新台幣REER及縮短樣本期間(資料起點改為1994年)分析其對兩種生產力指數的影響。實證結果皆顯示，新台幣實質升值仍無法帶動台灣製造業生產力的提升。
- (二) 改以出口品質反映產業升級時，實證結果顯示出口品質與REER不存在非線性關係，且在新台幣升值幅度擴大時，將明顯不利出口品質的提升；反之，在新台幣貶值幅度擴大時，將有利於出口品質的改善。此外，勞動生產力提升會顯著帶動出口品質的改善，此與一般文獻認為的平均就業者所得愈高，通常出

口品質也會愈高的結果一致。

三、政策意涵

- (一) 新台幣實質貶值，有助於生產力的提升與出口品質改善；相對地，新台幣實質升值，可能無法推動台灣製造業產業升級，甚至可能有負向影響。惟不宜單以匯率政策來做為推動產業升級的手段，匯率對於生產力或產業升級影響效果屬非永久性，建議朝向資本累積、貿易開放等長期結構性進行調整，並搭配積極的ITPs。
- (二) 資本累積增加對於TFP或勞動生產力均有重要的帶動效果(前者主要受R&D影響，後者主要受有形資產投資影響)，因此政府宜積極排除投資障礙(如五缺困境)，以營造良好的投資環境，並可擴大科技專案規模、協助中小企業與學研機構合作以加強研發，做為產業生產力提升的基礎。
- (三) 貿易開放度提高有助於提升生產力，顯示政府若能制訂更為自由與開放的貿易與產業政策，將有助於廠商引進國外先進製程與創新思維，優化生產要素的資源配置，促進生產力提升與產業升級。

四、未來研究方向

本文主要以總體面考量，惟由文獻探討可知，目前此議題逐漸朝向以跨產業或是廠商別的追蹤資料分析為主，但受限於台灣對於產業別的資料有限，如目前無製造業別的投資資料(主計總處僅公布整體製造業投資)，致不易計算業別生產力；無業別的輸、出入(僅有產品別)資料致無法計算業別的貿易開放度等；編製業別REER有其複雜性；再者，不同資料的產業別對應是否一

致，亦為棘手問題。

若未來要採追蹤資料分析，則建議先建構相關重要指標，如以國際商品統一分類代碼(Harmonized Commodity Description and Coding System)對照中華民國行業分類標準與國際標準產業分類(Standard Industrial Classification)建構產業別貿易開放度，與透過個別產品物價指數建構產業別物價指數，進而編製業別REER等，均有利於未來研究。

附 註

- (註1) 因為台灣服務業多仰賴內需，匯率變動對其影響較小，故而本文不探討新台幣升、貶對其服務業升級的影響。
- (註2) TPF成長表示一國GDP之增幅超過投入要素之增幅，故可反映一國技術變動、經營管理能力改善、產業結構改變等。
- (註3) 在月資料的勞動生產力部分，主計總處僅公佈工業(含製造業)勞動生產力指數，至於季資料部分，雖有服務業別的勞動生產力資料，惟資料起始點為2001年。
- (註4) Chinn(2006)及Schmitz et. al(2013)等文獻指出，CPI調查項目因涵蓋非貿易財且不含中間財及資本財，故PPI(生產者物價指數)較適用來平減名目有效匯率。然而考量各國對PPI的編製項目較無一致標準且台灣亦無PPI的官方統計值，本文仍採BIS編製之REER。
- (註5) 此處REER資料係採用BIS的Narrow indices，因其樣本起點為1964年，而Broad indices的樣本起點為1994年，不利本文分析過去新台幣大幅升值對生產力的影響。惟Narrow indices僅包含27個經濟體，且不含中國大陸及新加坡以外的東協國家，因此本文在後續的實證穩健性分析時，將改採Broad indices，且樣本期間為1994~2016年。
- (註6) 主計總處所衡量的總要素生產力，考量的產出投入包含勞動、資本、能源、原材料及企業服務五項，而其所衡量的多因素生產力之投入要素則為勞動及資本，故本文編製的TFP義涵較接近主計總處的多因素生產力。
- (註7) 本文主係根據國發會公佈之「中華民國64年台灣地區產業固定資本存量調查報告」作為資本存量的初始值，並設定1975年第4季K值為1,318,410百萬元。
- (註8) 本文在第伍節穩健性分析時，會討論不同的參數(如)或變數(如DEP數值)設定對TFP編製及實證結果的影響。
- (註9) 詳李仁耀(2012)。
- (註10) 為實質輸出及輸入合計占實質GDP比重，資料取自於主計總處。
- (註11) 本文亦針對模型內變數進行Granger 因果檢定，相關結果見附表2。
- (註12) 除上述兩種方法外，國外文獻另有藉由引力模型(gravity model)推估出口品質，詳Christian et al.(2015)，其主要運用

兩階段迴歸方式求得商品之出口品質。第一階段，以出口單位價值與重要引力模型變數(如兩國距離、所得差距等)進行迴歸分析，其中不可解釋的部分則可視為出口品質。第二階段，運用第一階段得到之整體出口品質、貿易成本與引力模型變數等，推估各商品出口品質。

(註13) 詳葉純如(2016)。

(註14) Hu et al. (2017)認為匯率上升可促進出口品質提升，係因貨幣升值會使進口中間財價格下降，進而使出口商願意採用品質較高的中間財。

(註15) 更為詳細的實證結果與分析方法詳見附表3。

參考文獻

中文文獻

- 吳中書與梁啟源(2013)，「提升臺灣長期總要素生產力成長之策略研究」，行政院經濟建設委員會委託研究計畫案。
- 林惠玲(2010)，「臺灣製造業對外投資、全球化與產業升級」，行政院主計總處委託研究計畫案。
- 林慈芳(2011)，「台灣勞動生產力成長估測與因應對策」，《台灣經濟論衡》，9，239-272。
- 李仁耀(2012)，「亞洲新灣區下大高雄市的產業結構調整與人力發展策略」，《城市發展》，13，79-97。
- 李浩仲與翁培真(2015)，「台灣出口產品品質的演進」，《經濟論文叢刊》，43，1-51。
- 邱惠玲、王玉珍、蔡惠華、馬辰明、鄭萬助(2006)，「建立人力資本統計之研究」，行政院主計總處，主計專題研究報告。
- 徐美與陳明郎(2010)，「縮短工時對產業勞動生產力變動之影響-分量迴歸模型之應用」，《經濟論文叢刊》，38，523-559。
- 張景福、盧其宏、劉錦添(2011)，「勞工組成特性對工廠生產力及薪資之影響：以台灣電子業工廠為例」，《經濟論文叢刊》，39，177-212。
- 張雅柔與官德星(2005)，「總要素生產力與經濟成長：台灣的實證研究」，《經社法制論叢》，36，111-154。
- 陳佩珣與田慧琦(2012)，「影響中長期新台幣實質有效匯率因素的探討」，《中央銀行季刊》，34，43-84。
- 陳坤銘、郭炳伸、林信助、林家慶(2012)「新台幣實質匯率與產業升級及對外投資關係」，《中央銀行季刊》，34，3-38。
- 楊志海與陳忠榮(2002)，「研究發展，專利與生產力—台灣製造業的實證研究」，《經濟論文叢刊》，30，27-48。
- 葉純如(2016)，「貿易指數編製方法之檢討與改進」，《財政園地》，42，6-11。
- 蔡鳳凰與王健全(2012)，「新台幣匯率波動對我國產業出口競爭力之影響」，行政院經濟部委託研究計畫案。
- 薛琦(1994)，「總體失衡與個體調整：台灣在80年代的經驗」，產業結構與公平交易法，中央研究院中山人文社會科學研究所專書(32)，197-229。

英文文獻

- Akram, V. and B. N. Rath (2018), "Exchange Rate in Misalignment and Total Factor Productivity Growth in Case of Emerging Market Economies," *International Economics and Economic Policy*, Vol. 15, 547-564.
- Astorga, R., M. Cilmoli and G. Porcile (2014), "The Role of Industrial and Exchange Rate Policies in Promoting Structural Change,

- Productivity and Employment,” In Salazar-Sirinachs, J. M., I Nubler and R. Kozul-Wirght (Ed.), *Transforming Economics: Making Industrial Policy Work for Growth, Jobs and Development*, International Labour Office. – Geneva: ILO.
- Balassa, B. (1964), “The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal,” *Journal of Political Economy*, Vol. 72, 584-596.
- Bergeaud, A., G. Clette and R. Lecat (2017), “GDP Per Capita and TFP in Advanced Countries Lessons from the 20th Century and Scenarios for the 21st Century,” presented at 2017 BOK International Conference.
- Canzoneri, M. B., R. E. Cumby, and B. Diba (1996), “Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence from a Panel of OECD Countries,” *Journal of International Economics*, Vol. 47, 245-266.
- Chen, S. S.(2017) , “Exchange Rate Undervaluation and R&D Activity,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 72, 148-160.
- Chinn, M. D. (2006), “A Primer on Real Effective Exchange Rates: Determinants, Overvaluation, Trade Flows and Competitive Devaluation,” *Open Economies Review*, Vol. 17, 115-143.
- Choi, B. Y and J. H. Pyun (2016), “Does Real Exchange Rate Depreciation Increase Productivity?: Analysis using Korean Firm-level Data,” *World Economy*, Forthcoming.
- Christian, H., P. Chris and S. Nilolas (2015), “Export Quality in Advanced and Developing Economics: Evidence from a New Dataset,” WTO Staff Working Paper ERSD-2015-02.
- Couharde, C. and A. Sallenave (2013), “How Do Currency Misalignments' Threshold Affect Economic Growth?” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 36, 106–120.
- Dekle, R. and K. Fukao (2009), “The Japan-U.S. Exchange Rate, Productivity, and the Competitiveness of Japanese Industries,” Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series gd08-047.
- Diallo, I. A. (2013), “Exchange Rates Policy and Productivity,” Working Paper.
- Ekhholm, K., A. Moxnes and K. H. Ulltveit-Moe (2012), “Manufacturing Restructuring and the Role of Real Exchange Rate Shocks,” *Journal of International Economics*, Vol. 86, 101-117.
- Fung, L., J. Baggs and E. Beaulieu (2011), “Plant Scale and Exchange-Rate-Induced Productivity Growth,” *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol. 20, 1197–1230.
- Gordon, R. J. (2015), “Secular Stagnation: A Supply-side View,” *American Economic Review: Papers & Proceedings*, Vol. 105, 54–59.
- Gregorio, J. D., A. Giovannini, and H. C. Wolf (1994), “International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation,” *European Economic Review*, Vol. 38, 1225-1244.
- Grossman, G. M. and E. Helpman (1991), “Trade, Knowledge Spillovers, and Growth,” *European Economic Review*, Vol. 35, 517-526.
- Haddad, M. and C. Pancaro (2010), “Can Real Exchange Rate Undervaluation Boost Exports and Growth in Developing Countries? Yes, But Not for Long,” World Bank - Economic Premise, issue 20, 1-5.
- Hsieh, D. (1982), “The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach”, *Journal of International Economics*, Vol. 12, 355-362.
- Hu, Cui, D. Parsley, and Y. Tan (2017), “Exchange Rate Induced Export Quality Upgrading: A Firm-Level Perspective,” MPRA Paper No. 80506.
- Khandelwal, A. (2010), “The Long and Short (of) Quality Ladders,” *Review of Economic Studies*, Vol. 77, 1450-1476.
- Koop, G., M. H. Pesaran, and S. M. Potter (1996), “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models.” *Journal of*

Econometrics, Vol. 74, 119-147.

Lee, J. and M. K. Tang (2007), "Does Productivity Growth Appreciate the Real Exchange Rate?" *Review of International Economics*, Vol. 15, 164-87.

Liang, C. Y. (2009), "Industrial Structure Changes and the Measurement of Total Factor Productivity Growth: The Krugman-Kim-Lau-Young Hypothesis Revisited," *Academia Economic Papers*, Vol. 37, 305-338.

Mairesse, J. and B. H. Hall (1996), "Estimating the Productivity of Research and Development: An Exploration of GMM Methods Using Data on French and United States Manufacturing Firms," NBER Working Paper 5501.

Mbaye, S. (2013), "Currency Undervaluation and Growth: Is there a Productivity Channel?" *International Economics*, Vol. 133, 8-28.

Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, 703-708.

Obstfeld, M. (2009), "Time of Troubles: The Yen and Japan's Economy, 1985-2008," NBER Working Paper No. 14816, Mar.

Pesaran, M. H., and Y. Shin (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models." *Economics Letters*, Vol. 58, 17-29.

Pratt, G. A. (2015), "Is a Cambrian Explosion Coming for Robotics?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 29, 51-60.

Rodrik, D. (2008), "The Real Exchange Rate and Economic Growth," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 39, 365-439.

Samuelson, P. (1964), "Theoretical Note on Trade Problems," *Review of Economic and Statistics*, Vol. 46, 145-154.

Schmitz, M., D. C. Maarten, M. Fidora, B. Lauro, and C. Punheiro (2013), "Revisiting the Effective Exchange Rates of the Euro," *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 38, 127-158.

Syverson, C. (2011), "What Determines Productivity?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, 326-365.

Tabrizy, S. S. (2016), "Industrial Research and Development and Real Exchange Rate Depreciation in a Small Open Economy," Working Paper.

Tomlin, B. and L. Fung (2015), "Exchange Rate Movements and the Distribution of Productivity," *Review of International Economics*, Vol. 23, 782-809.

Wacziarg, R. and K. H. Welch (2008), "Trade Liberalization and Growth: New Evidence," *World Bank Economic Review*, Vol. 22, 187-231.

附表1 相關實證文獻整理－匯率變動對生產力之影響

文獻	實證國家及樣本期間	生產力指標(被解釋變數)	匯率指標(解釋變數)	分析方法	結論
本文	台灣 1986-2016年	製造業TFP、 製造業勞動生 產力指數、出 口品質	新台幣 REER	GMM	1. 以製造業TFP與勞動生產力衡量生產力時，其與新台幣REER變動皆存在非線性關係，且升值期間，REER變動率上升對兩種生產力成長無明顯影響；貶值期間，REER變動率下降反而可帶動兩種生產力成長。 2. 以出口品質衡量產業升級時，根據GMM線性估計結果，REER變動率上升對出口品質影響顯著為負向。
Akram and Rath (2018)	15個國家 (不含台灣) 1990-2014年	TFP	REER	Panel迴歸模型(包含共整合、GMM等)	在全球金融海嘯前，匯率低估並不會影響TFP。但在金融海嘯過後，匯率低估則對TFP產生顯著負向影響。
Chen (2017)	49個國家 (不含台灣) 1996-2011年	研發支出	REER	Panel迴歸模型	1. 匯率低估阻礙已開發國家的技術創新。 2. 採行低估匯率政策的國家應注意對研發活動的潛在負面影響。
Choi and Pyun (2016)	南韓 2006-2013年	TFP、勞動生 產力、附加價 值	南韓產業 別REER	追蹤資料，且採Difference-in-difference迴歸法	1. 短暫的本國貨幣貶值有助出口廠商進行價格競爭，並有利於其規模擴張並提升生產力。 2. 持續性本國貨幣貶值則不利於廠商進行研發，將導致生產力下滑。
Diallo (2013)	68個國家 (不含台灣) 1960-1999年	TFP	REER	追蹤資料，且採門檻迴歸GMM估計法	1. TFP與REER存在V字形非線性關係。 2. 低於REER門檻值時，貨幣升值不利生產力提升，主要係因廠商處於低匯率時期，對於匯率變化的敏感度較高，故貨幣升值將影響外人直接投資、貿易開放程度等要素投入。 3. 高於門檻時，因廠商瞭解無法以價格競爭作為優勢，故在貨幣升值時，將思考如何改善品質，則有利於生產力提升。
Dekle and Fukao (2009)	日本 1978-2003年	平均生產成 本、TFP、勞 動生產力	日圓對美 元匯率	模擬(simulation)	1. 日圓對美元大幅升值期間，日本的生產成本上升，阻礙日本企業相對美國企業的競爭力。 2. 日圓大幅升值，低生產力製造業外移，並傷害日本整體生產力。
Ekholm et al. (2012)	挪威 1996-2004年	勞動生產力、 TFP	實質有效 匯率	追蹤資料，且採Difference-in-difference迴歸法	REER持續上升(升值)，將使廠商生產力提升，主要係因廠商將進行組織改善(如裁員)，有助提振競爭力。
Fung et al. (2011)	加拿大 1987-1996年	勞動生產力	加拿大 REER	Panel迴歸模型	本國貨幣實質升值時，將使出口廠商出貨量減少，進而使生產力下降。
Mbaye (2013)	72個國家 (不含台灣) 1970-2008年	勞動生產力、 TFP	各貨幣相 對美元之 實質有效 匯率	追蹤資料，且採GMM估計法	1. 實質匯率低估10%時，TFP平均將成長0.14%。 2. 實質匯率低估促進經濟成長的效果中有6成透過TFP成長管道，相較於資本累積，TFP成長為促進經濟成長的主要管道。

文獻	實證國家及樣本期間	生產力指標(被解釋變數)	匯率指標(解釋變數)	分析方法	結論
Obstfeld (2009)	日本 1978-2008年	勞動生產力、TFP	美日雙邊實質有效匯率	相關性分析	1978-2005年日本相對美國生產力成長率與日圓實質匯率呈負相關-0.14。主因為，日圓升值時，國外對日本商品需求下降，日本出口商利潤下降，致其減少投資，最終使其生產力下降。
Tabrizy (2016)	南韓 1995-2004年 17個產業	研發支出	南韓產業別REER	PVAR(Panel Vector Autoregressive)	韓元貶值時(致出口價格競爭力上升)，對南韓產業的研發支出有不利影響，特別是出口比重高及轉嫁彈性較低的產業。
Tomlin and Fung (2015)	加拿大 1984-1997年	勞動生產力	加拿大REER	追蹤資料，且採分量迴歸分析	實質有效匯率變動，對不同生產力的廠商有不同效果： 1. 對於低生產力的廠商(位在第10個百分位)，升值1%會使其生產力提升0.32%。 2. 對於高生產力廠商(位在第90個百分位)，升值1%會使其生產力下降0.60%。

附表2 REER變動率、生產力與貿易開放度年增率之Granger因果檢定

附表2-1 REER變動率、製造業TFP年增率與貿易開放度年增率

虛無假設			P-value	結論
製造業TFP年增率	不Granger影響	REER變動率	0.01	製造業TFP年增率上升會「Granger影響」REER變動率
貿易開放度年增率	不Granger影響	REER變動率	0.84	貿易開放度年增率不會「Granger影響」REER變動率
REER變動率	不Granger影響	製造業TFP年增率	0.00	REER變動率上升會「Granger影響」製造業TFP年增率
貿易開放度年增率	不Granger影響	製造業TFP變動率	0.52	貿易開放度年增率不會「Granger影響」製造業TFP年增率
REER變動率	不Granger影響	貿易開放度年增率	0.11	REER變動率上升不會「Granger影響」貿易開放度年增率
製造業TFP年增率	不Granger影響	貿易開放度年增率	0.00	製造業TFP年增率上升會「Granger影響」貿易開放度年增率

註：樣本期間為1986年第1季至2016年第4季，且根據Schwarz資訊準則，最適落後期數選取落後1期。

附表2-2 REER變動率、勞動生產力成長率與貿易開放度年增率

虛無假設			P-value	結論
勞動生產力 成長率	不Granger 影響	REER 變動率	0.05	勞動生產力成長率上升會「Granger影響」 REER變動率
貿易開放度 年增率	不Granger影響	REER 變動率	0.12	貿易開放度年增率不會「Granger影響」 REER變動率
REER 變動率	不Granger 影響	勞動生產力 成長率	0.19	REER變動率上升不會「Granger影響」 勞 動生產力成長率
貿易開放度 年增率	不Granger影響	勞動生產力 成長率	0.11	貿易開放度年增率不會「Granger影響」 勞動生產力成長率
REER 變動率	不Granger 影響	貿易開放度 年增率	0.22	REER變動率上升不會「Granger影響」 貿 易開放度年增率
勞動生產力 成長率	不Granger影響	貿易開放度 年增率	0.00	勞動生產力成長率上升會「Granger影響」 貿易開放度年增率

註：樣本期間為1986年第1季至2016年第4季，且根據Schwarz資訊準則，最適落後期數選取落後2期。

附表3 相關實證文獻整理－匯率變動與出口品質之關係

文獻	實證國家及 樣本期間	產業升級指標 (被解釋變數)	匯率指標 (解釋變數)	分析方法	結論
陳坤銘等 (2012)	台灣 2000-2010年	出口品質 (亦有探討匯 率波動對有無 FDI之廠商研 發支出的影響)	新台幣 REER	追蹤資料 (Panel)迴 歸模型	1. 明星型產業與成長型產業，新台幣升 值可能使其出口品質下降。 2. 衰退型產業的出口品質較不受實質有 效匯率變動的影響。
蔡鳳凰、 王健全 (2012)	台灣 1981-2011年 (分3階段) 10個產業	出口品質	新台幣 REER、 新台幣對美 元匯率	相關性分 析	1. 1986-1992年間，除化學工業、機械 設備外，新台幣升值有助出口品質提 升。 2. 1993-2001年間，除紡織品、雜項 類、電子、電機及其設備外，新台幣 貶值促使產業出口品質下降。 3. 2002-2011年間，新台幣升值使電 子、電機及其設備與光學、精密儀器 設備的出口品質下降，惟其餘產業出 口品質上升。

國內經濟金融情勢（民國107年第1季）

總體經濟

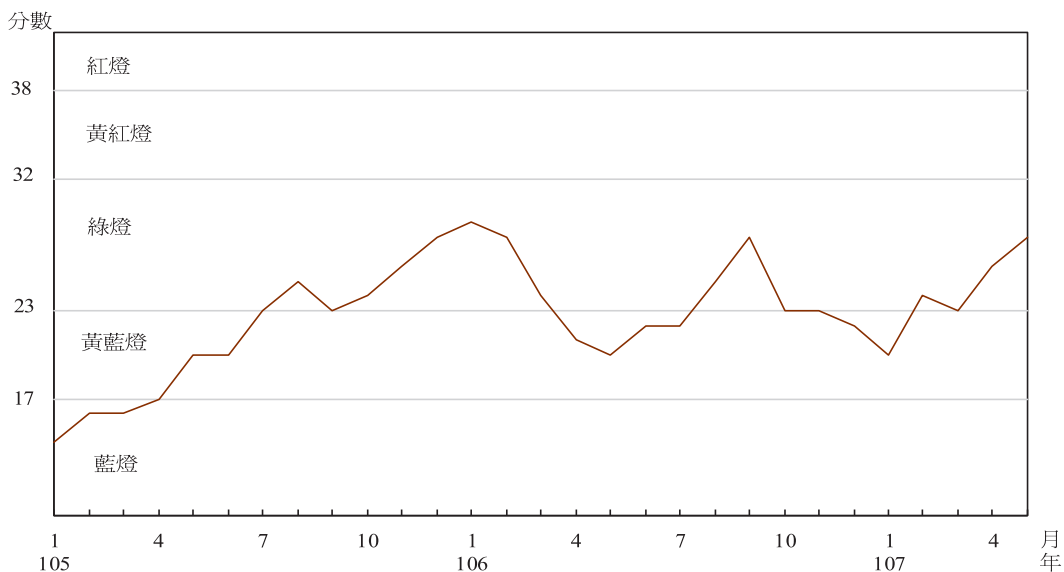
壹、國內經濟情勢

一、景氣穩步擴張

由於出口成長增加，本年5月國發會景氣對策信號綜合判斷分數為28分，較上月增加2分(圖1)。景氣燈號續呈綠燈，領先指標、同時指標雖均下跌，惟跌幅減緩，顯示國內經濟續呈溫和擴張。

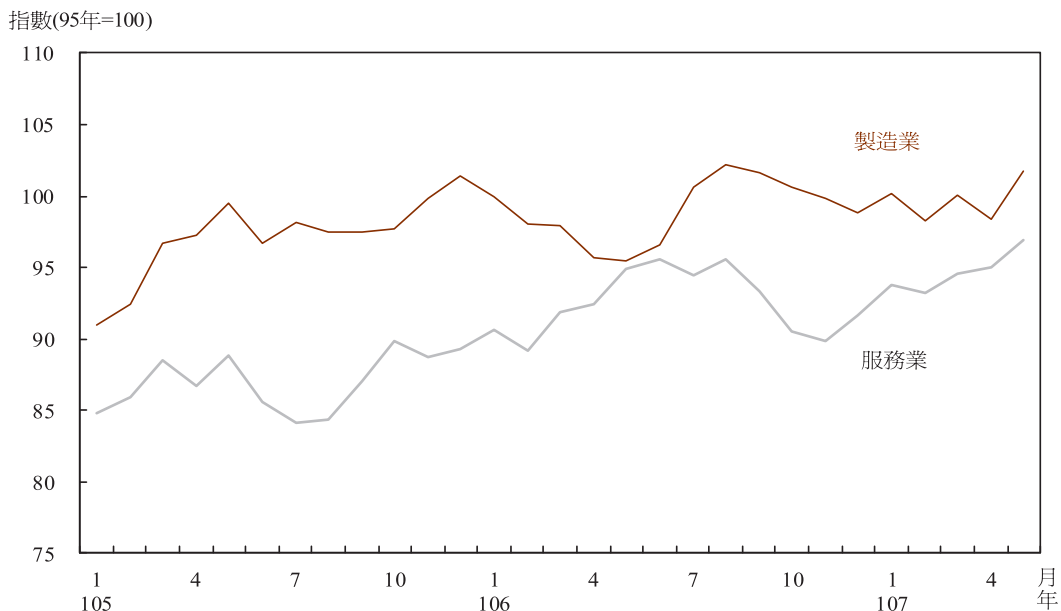
隨全球新興科技應用擴增，5月國內電子零組件及資通訊產品出口與外銷訂單持續成長，帶動5月台經院製造業營業氣候測驗點由4月98.33點升至101.69點，服務業營業氣候點亦由95.01點升至96.90點(圖2)，顯示廠商對未來景氣看法樂觀。

圖1 景氣對策信號綜合判斷分數



資料來源：國家發展委員會

圖2 營業氣候測驗點



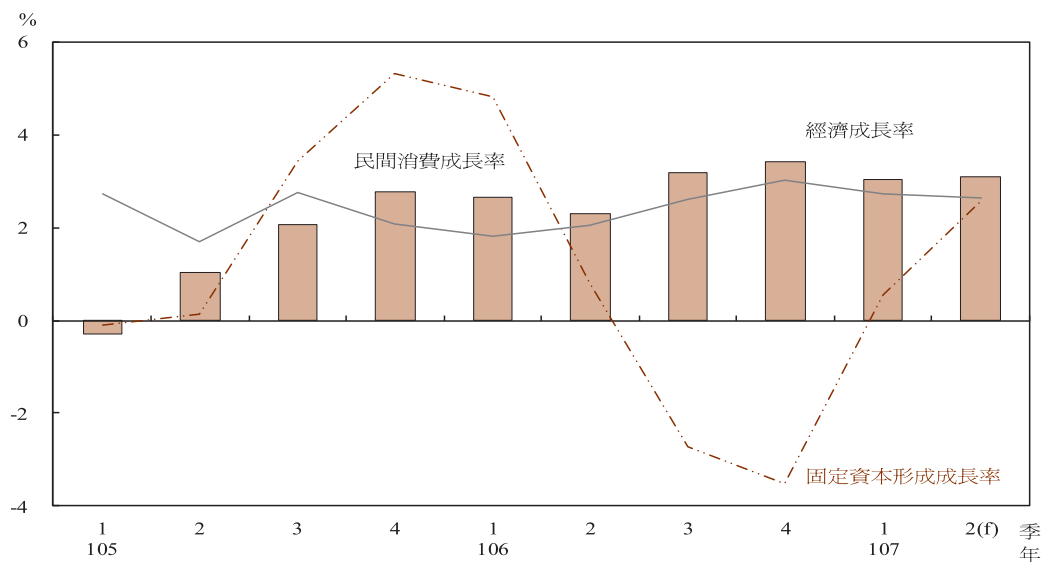
資料來源：台灣經濟研究院

二、經濟成長優於預期

本年第1季，由於全球半導體及機械需求熱絡，加以國際原油行情走高，帶動出口持續擴增，民間消費成長亦優於預期，經濟成長率上修為3.02%(主計總處2月預測值為2.77%)(圖3、表1)。

第2季，由於全球景氣續穩步擴張，有助維繫台灣出口動能，加以勞動市場情勢穩定，薪資溫和成長，民間消費可望持穩，主計總處預測經濟成長率略升為3.08%，全年則上修為2.60%。

圖3 經濟成長率、投資與民間消費成長率



註：f為預測數

資料來源：行政院主計總處

表1 各項需求實質成長率

單位：%，百分點

年/季	項目	經濟成長率	民間消費	政府消費	固定資本形成			輸出	輸入	
					民間	公營事業	政府			
105		1.41	2.32	3.72	2.27	2.77	-3.60	1.24	1.93	3.45
106		2.89	2.38	-1.15	-0.35	-1.35	0.67	5.46	7.46	5.18
107 f		2.60	2.53	1.97	5.01	4.61	8.11	6.28	3.34	4.86
106/1		2.64	1.81	-4.83	4.82	3.89	18.34	8.04	7.34	7.64
	2	2.28	2.05	0.84	0.80	0.26	-7.49	8.73	5.08	5.01
	3	3.18	2.62	0.90	-2.73	-4.35	1.79	6.07	11.28	6.82
	4 r	3.42	3.03	-1.65	-3.51	-4.94	-1.24	1.76	6.13	1.69
	107/1 p	3.02	2.73	6.58	0.55	0.81	-4.58	0.12	6.69	6.12
	2 f	3.08	2.64	-0.15	2.59	1.43	15.83	5.02	5.93	4.39
107年	第1季									
	貢獻百分點 p	3.02	1.54	0.86	0.12	0.15	-0.03	0.00	4.21	3.20

註：r為修正數，p為初步統計數，f為預測數

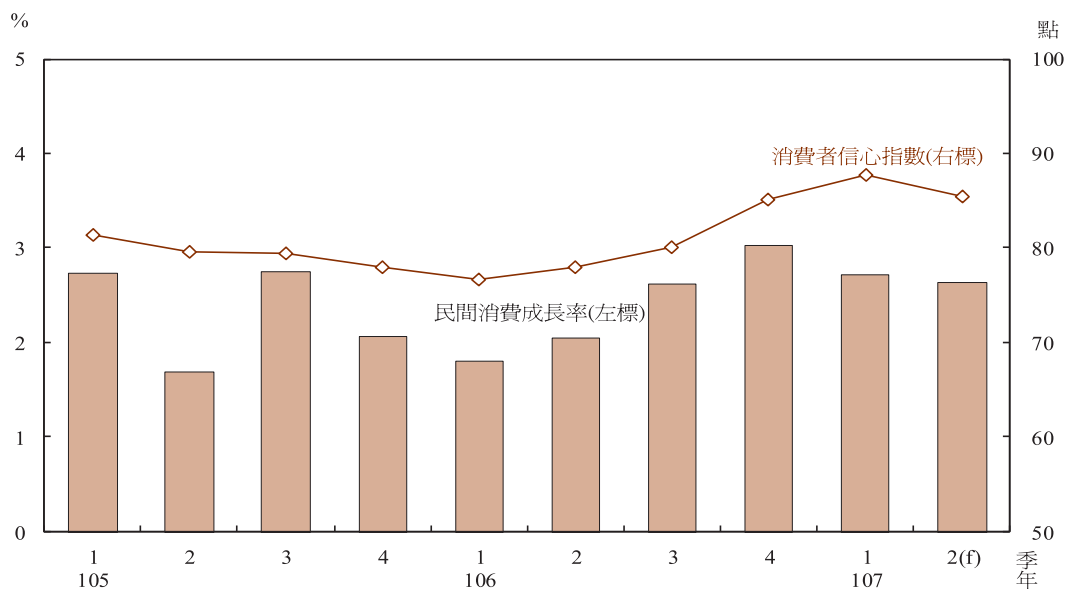
資料來源：行政院主計總處

三、民間消費穩定成長

本年第1季，全體受僱員工平均名目經常性薪資年增2.71%，係近18年來同期最大增幅，加以股市交易活絡(上市櫃股票成交值年增46.7%)，帶動零售業及餐飲業營業額分別成長4.80%、4.04%，致民間消費穩定成長2.73% (圖4、表1)。

由於4至5月零售業及餐飲業營業額續分別成長4.61%、4.02%，加以企業反映獲利調薪，薪資穩健增長，民間消費將續溫和成長，主計總處預測第2季民間消費成長2.64%，全年為2.53%；惟民眾消費信心趨降，未來走勢宜密切注意。

圖4 消費者信心指數與民間消費成長率



註：f為預測數

資料來源：行政院主計總處、中央大學台灣經濟發展研究中心

四、民間投資恢復成長

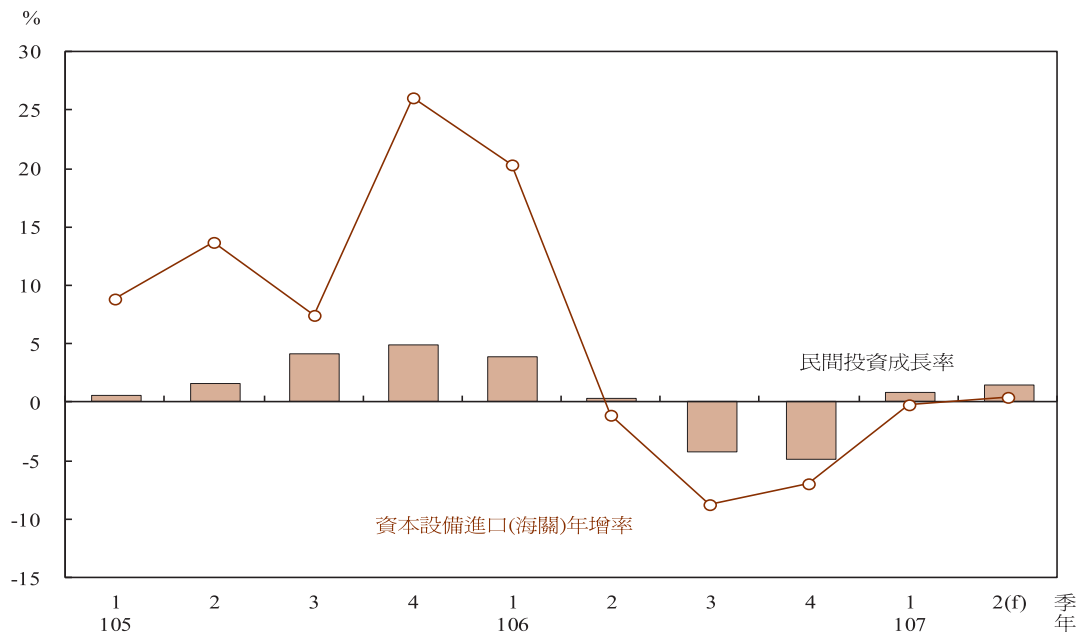
本年第1季，民間機器設備投資續呈負成長5.62%(主要係半導體業者資本設備進口減少)，惟減幅縮小，加以營業用車汰舊換新及貨船運輸業者投資增加，民間運輸工具投資續增11.83%，以及民間營建工程投資轉

呈成長2.28%，致整體民間投資由上年第4季衰退4.94%，轉呈小幅成長0.81%(圖5、表1)。

第2季以美元計價之資本設備進口成長0.46%，加以政府推動前瞻基礎建設，工商建築需求增加，以及社會住宅陸續動工及不

動產業者住宅推案，營建工程投資回溫，有助維繫投資動能，主計總處預測第2季民間投資續呈成長1.43%；全年則成長4.61%，係近5年新高。

圖5 民間投資與資本設備進口年增率



註：f 為預測數
資料來源：財政部、行政院主計總處

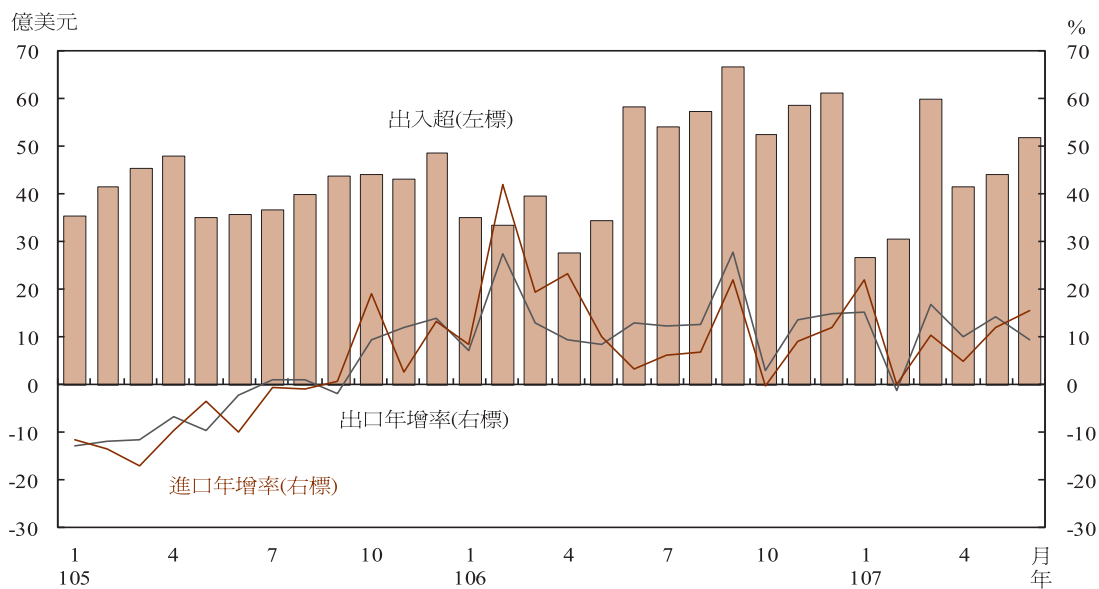
五、外需持續成長

本年第1季，由於電子零組件及機械設備需求強勁，加以國際原油等農工原料價格上揚，出口擴增10.62%(圖6)；進口則隨出口衍生需求及國際原物料行情居高，亦年增10.98%，商品及服務併計之輸出及輸入成長率分別為6.69%及6.12%(表1)。

由於新興科技應用需求持續擴增，加以

國際原物料行情居高，第2季出口持續成長11.21%；進口方面，雖出口衍生需求續增，以及國際原物料價格上漲，惟半導體設備進口續減19.97%，致年增率略減緩至10.67%。主計總處預測第2季輸出及輸入成長率分別降為5.93%、4.39%；全年則分別為3.34%、4.86%。

圖6 進出口貿易



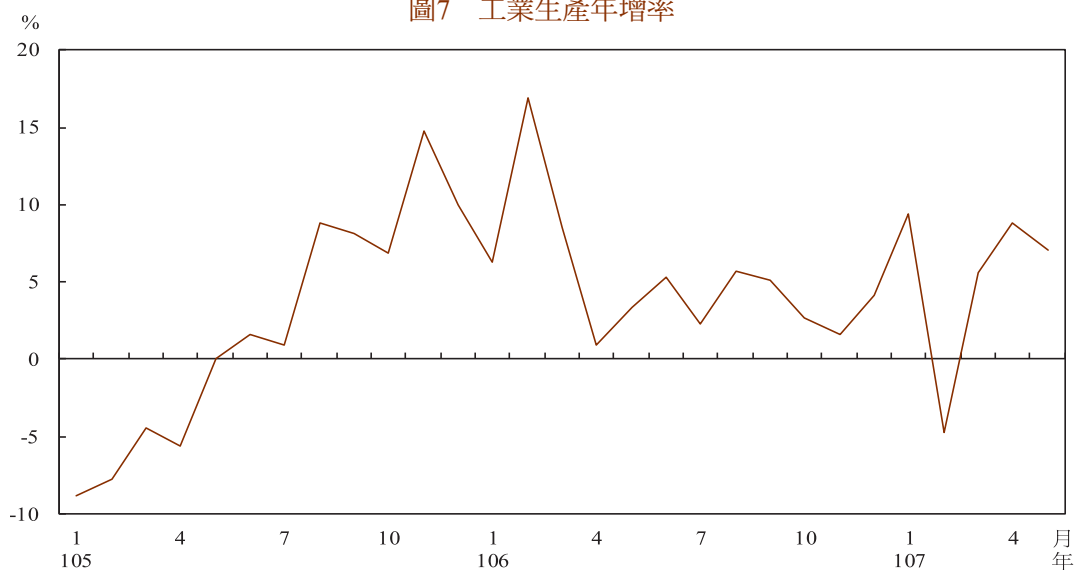
資料來源：財政部

六、工業生產穩定成長

隨國內外景氣擴張，半導體業訂單續增，以及生產設備與智慧自動化等機械投資需求增強，加以國際油價走升致化學原材料業增產，工業生產穩定成長，至5月年增

率為7.05%(圖7)。其中，權重最大之製造業(92.2%)成長7.24%；四大業別中，以資訊電子工業年增10.35%最高，化學工業及金屬機電分別增產3.11%及9.00%，民生工業則減產3.34%。

圖7 工業生產年增率



資料來源：經濟部

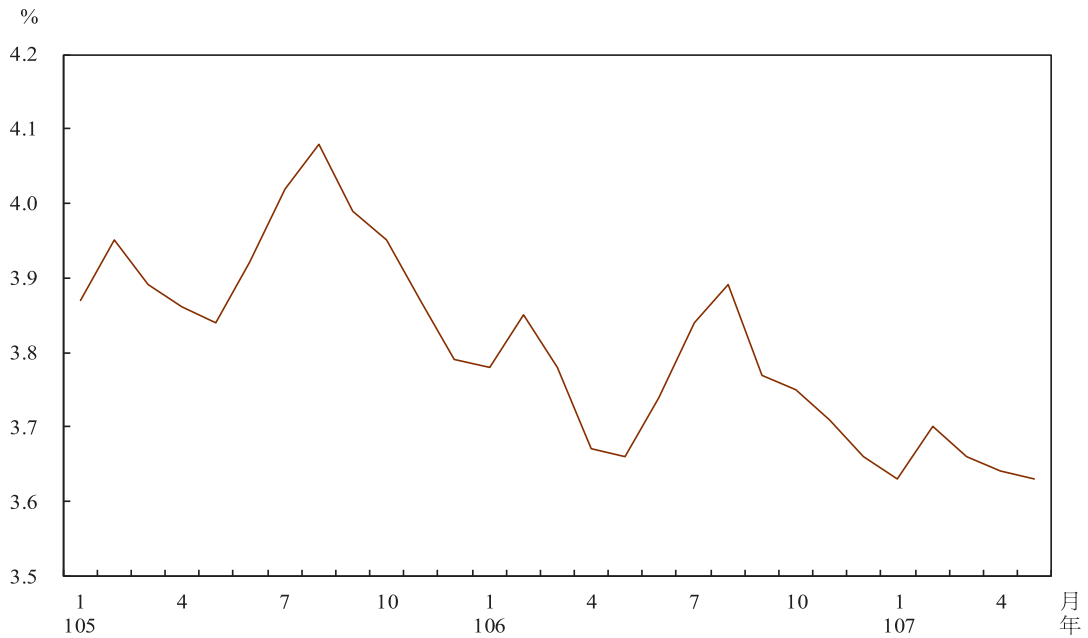
七、失業率下降，薪資溫和成長

隨國內景氣穩健擴張，勞動市場情勢穩定，各項指標持續改善。5月就業人數續增至1,141.1萬人，失業人數減為43萬人；失業率則降至3.63%(圖8)，係90年以來同月次低；1至5月平均失業率為3.65%，係近18年

同期最低。

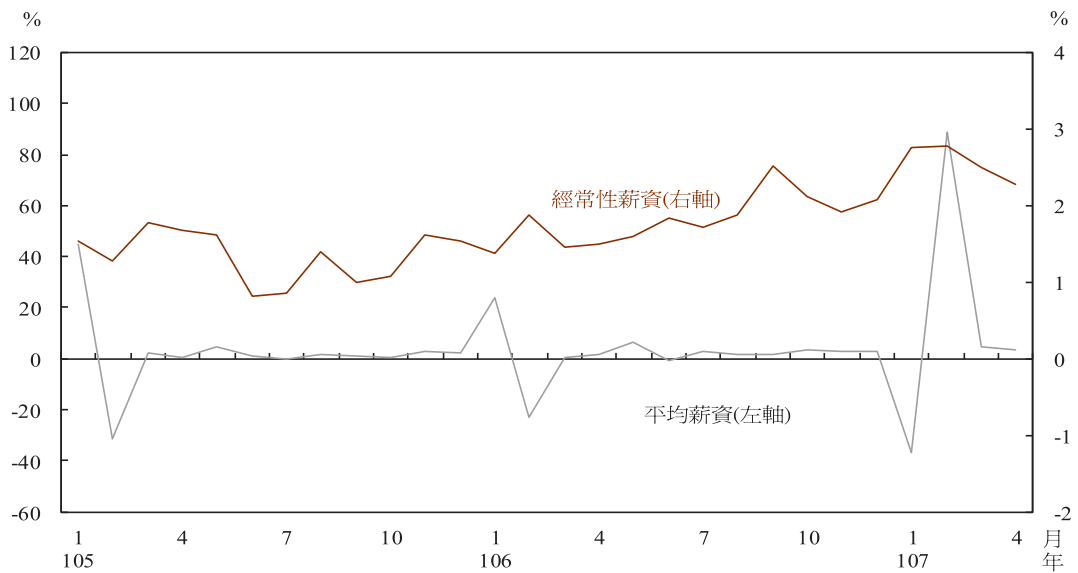
4月工業及服務業受僱員工平均薪資年增率為3.17%，其中經常性薪資年增率為2.27%(圖9)。1至4月平均薪資年增率為4.36%，其中經常性薪資年增率為2.57%，係90年以來同期最大增幅。

圖8 失業率



資料來源：行政院主計總處

圖9 工業及服務業平均薪資與經常性薪資年增率



資料來源：行政院主計總處

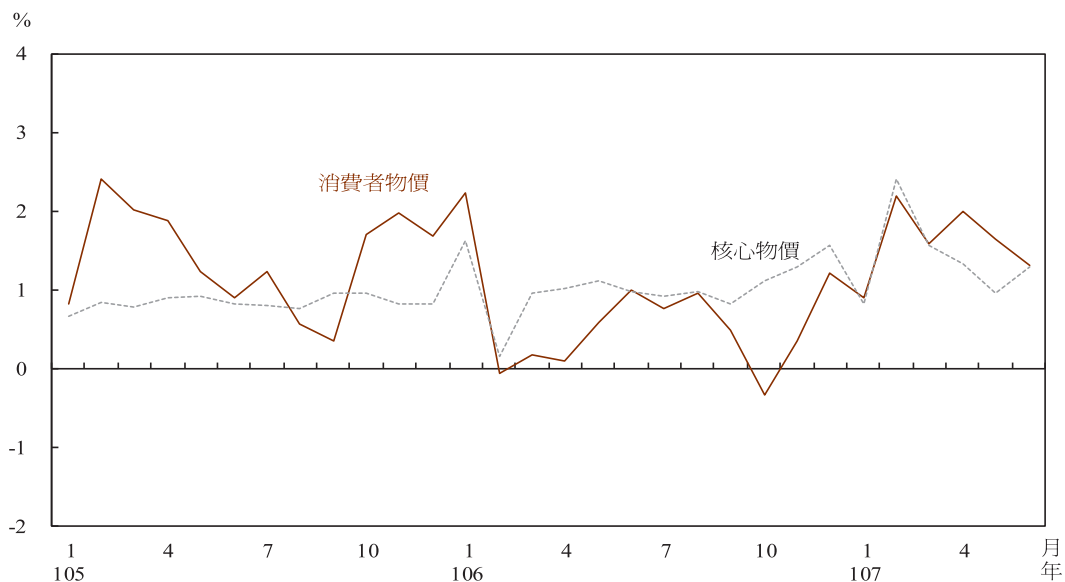
八、CPI通膨率回降，通膨展望溫和

本年以來，由於蔬菜價格上漲，加以香菸售價反映菸稅調漲，以及國內油價隨國際油價走升調漲，CPI漲幅較高，至4月為2.00%。5月起，隨通訊費率調降，以及水果盛產價格續跌，CPI年增率回降，至6月為

1.31%(圖10)；不含蔬果及能源之CPI(即核心CPI)年增率則為1.30%，漲幅溫和。

1至6月平均CPI年增率為1.60%(表2)，主因蔬菜、香菸及油料費等價格上漲；核心CPI年增率則為1.40%，漲幅仍屬溫和。本行預測全年CPI年增率為1.40%。

圖10 消費者物價與核心物價年增率



資料來源：行政院主計總處

表2 影響107年1至6月平均CPI年增率主要項目

項目	權數 (千分比)	年變動率 (%)	對CPI年增率之影響 (百分點)
CPI	1000	1.60	1.60
蔬菜	14	6.81	0.48
香菸及檳榔	16	31.79	0.45
油料費	26	12.25	0.34
外食費	76	2.01	0.19
房租	146	0.81	0.14
燃氣	4	8.91	0.09
水產品	16	3.85	0.06
教養娛樂服務	97	0.67	0.06
肉類	24	2.02	0.05
醫療費用	20	1.87	0.05
合計			1.91
水果	25	-18.31	-0.53
耐久性消費品	107	-0.80	-0.07
通訊費	29	-2.29	-0.06
合計			-0.66
其他			0.35

資料來源：行政院主計總處

貳、經濟展望

隨全球經濟穩健成長，今年上半年外需表現優於預期，下半年民間投資受上年基期較低，且半導體業者擴大資本支出等有利因素而加速成長；民間消費雖可能受7月年金改革實施影響，惟薪資溫和成長，且廠商

獲利增加，現金股利發放將創新高，加以下半年通膨可望趨緩，均有助維繫成長動能，本行上調本年全年經濟成長率預測值至2.68%(表3)；國內外各預測機構預測值之平均數則為2.60%。

表3 國內外預測機構預測107年經濟成長率

單位：%

預測機構	中央銀行	主計總處	台綜院	元大寶華	國泰台大	IHS Markit	EIU	平均值
發布日期	107.6.21	107.5.25	107.6.29	107.6.27	107.6.20	107.6.15	107.6.1	
實質國內生產毛額	2.68	2.60	2.62	2.55	2.30	2.72	2.70	2.60
實質民間消費支出	2.62	2.53	2.37	2.60	---	2.53	2.50	2.53
實質政府消費支出	1.96	1.97	1.96	---	---	0.58	3.20	1.93
實質固定投資	4.77	5.01	4.12	---	---	2.95	1.40	3.65
實質民間投資	4.30	4.61	3.58	4.34	---	---	---	4.21
實質政府投資	6.31	6.28	6.04	---	---	---	---	6.21
實質輸出	3.50	3.34	3.43	3.90	---	4.60	3.70	3.74
實質輸入	4.92	4.86	4.21	4.68	---	5.02	3.80	4.58

資料來源：各預測機構

國際收支

壹、概況

107年第1季我國經常帳順差20,079百萬美元，金融帳淨資產增加16,421百萬美元，央行準備資產增加4,760百萬美元(表1及圖1)。

表1 國際收支

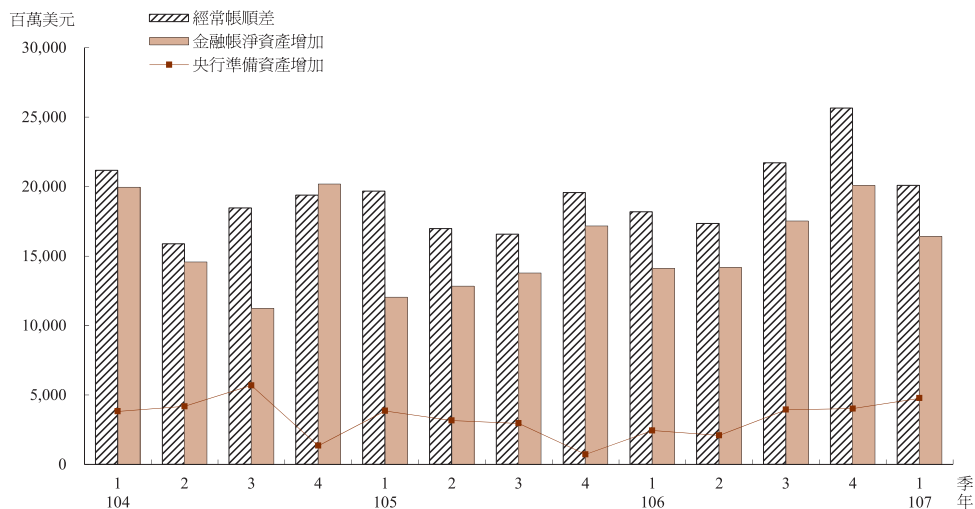
107年第1季暨106年第1季

單位：百萬美元

	(1) 107年 第1季	(2) 106年 第1季	(1)-(2)
A.經常帳	20,079	18,180	1,899
商品貿易淨額	17,345	16,687	658
商品：收入（出口）	84,534	78,645	5,889
商品：支出（進口）	67,189	61,958	5,231
服務收支淨額	-1,499	-1,982	483
服務：收入（輸出）	12,193	10,552	1,641
服務：支出（輸入）	13,692	12,534	1,158
初次所得收支淨額	5,136	4,476	660
初次所得：收入	9,563	7,467	2,096
初次所得：支出	4,427	2,991	1,436
二次所得收支淨額	-903	-1,001	98
二次所得：收入	1,976	1,733	243
二次所得：支出	2,879	2,734	145
B.資本帳	-1	-3	2
C.金融帳	16,421	14,113	2,308
直接投資：資產	3,799	2,658	1,141
股權和投資基金	3,764	2,622	1,142
債務工具	35	36	-1
直接投資：負債	1,996	933	1,063
股權和投資基金	2,022	633	1,389
債務工具	-26	300	-326
證券投資：資產	28,914	34,160	-5,246
股權和投資基金	7,455	7,476	-21
債務證券	21,459	26,684	-5,225
證券投資：負債	1,270	8,043	-6,773
股權和投資基金	1,720	7,052	-5,332
債務證券	-450	991	-1,441
衍生金融商品：資產	-4,422	-3,220	-1,202
衍生金融商品：負債	-1,734	-1,840	106
其他投資：資產	1,318	-244	1,562
其他投資：負債	11,656	12,105	-449
經常帳 + 資本帳 - 金融帳	3,657	4,064	-407
D.誤差與遺漏淨額	1,103	-1,631	2,734
E.準備與相關項目	4,760	2,433	2,327

註：正號表示經常帳及資本帳的收入、支出，以及金融資產或負債的增加；負號表示相關項目的減少。在經常帳及資本帳餘額，正號表示順差，負號表示逆差；在金融帳及準備資產餘額，正號表示淨資產的增加，負號表示淨資產的減少。

圖1 國際收支



一、經常帳

商品方面，按國際收支基礎（根據海關進出口貿易統計，就計價基礎、時差、類別及範圍¹予以調整）計算，本季出口84,534百萬美元，較上年同季增加7.5%；進口67,189百萬美元，較上年同季增加8.4%。由於出口增額大於進口增額，商品貿易順差增為17,345百萬美元，較上年同季增加658百萬美元或3.9%。

服務方面，本季服務貿易逆差1,499百萬美元，較上年同季減少483百萬美元或24.4%，主要係旅行收入增加。

初次所得方面，本季初次所得順差5,136百萬美元，較上年同季增加660百萬美元或

14.7%，主要係居民直接投資所得增加。

二次所得方面，本季淨支出903百萬美元，較上年同季減少98百萬美元或9.8%，主要係贍家匯入款增加。

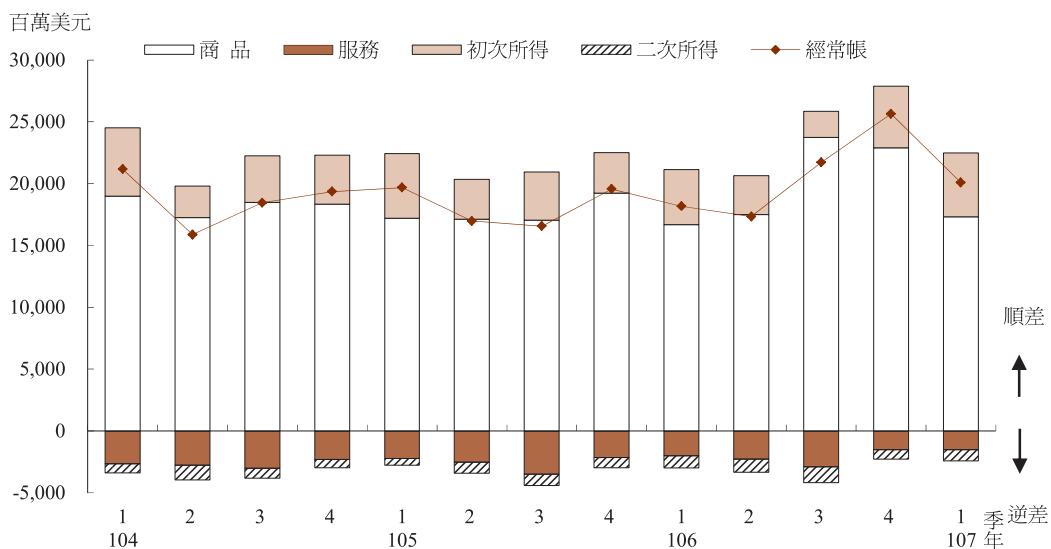
本季與上年同季比較，因商品貿易及初次所得順差擴增，以及服務貿易及二次所得逆差縮減，使得經常帳順差增為20,079百萬美元，計增加1,899百萬美元或10.4%（圖2）。

二、資本帳

資本帳包括資本移轉（資本設備之贈與及債務之免除）與非生產性、非金融性資產交易（如商標、經銷權、網域名稱之買賣斷）。本季資本帳逆差1百萬美元。

¹ 國際收支統計根據所有權移轉記錄商品貿易，貨品雖經過台灣通關，但所有權未移轉者，須自商品進出口剔除；反之，雖未經過台灣通關，但貨品所有權已移轉者，須計入商品進出口。居民國外購料，直接於國外銷售，或經委託國外加工再銷售國外，過程中貨品未經台灣通關，惟貨款由居民收付，亦包含於商品貿易中。

圖2 經常帳

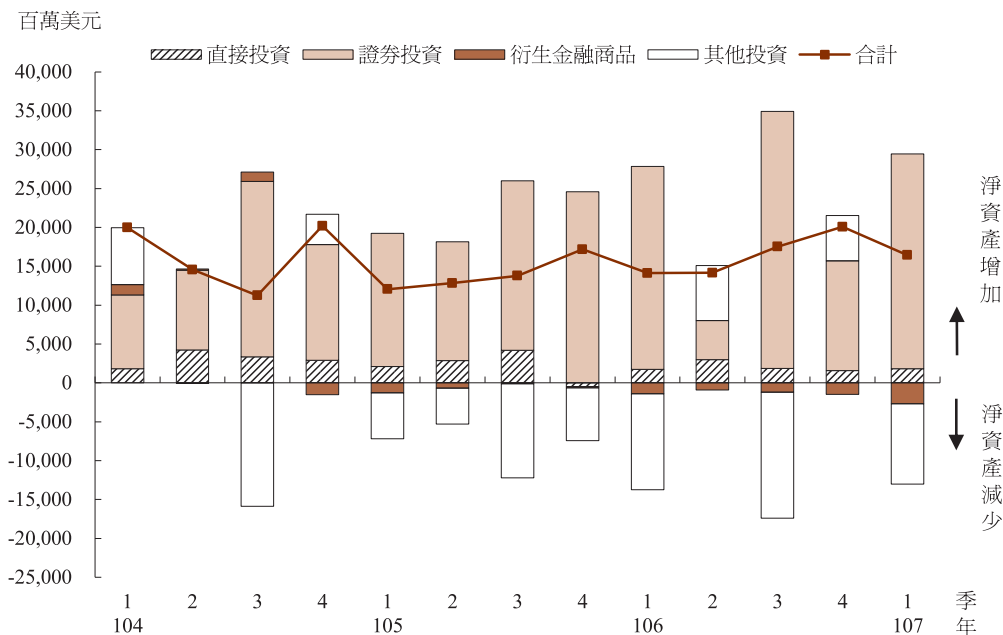


三、金融帳

本季金融帳淨資產增加16,421百萬美元。直接投資淨資產增加1,803百萬美元，其中，居民對外直接投資及非居民來台直接投資淨額分別增加3,799百萬美元及1,996百萬美元。證券投資淨資產增加27,644百萬美元，其中居民投資國外證券淨增加28,914百

萬美元，主要係保險公司投資國外債務證券增加；非居民投資國內證券淨增加1,270百萬美元，主要係外資增持國內股票。衍生金融商品淨資產減少2,688百萬美元，主要係其他金融機構收取國外衍生金融商品處分利得。其他投資淨資產減少10,338百萬美元，主要係銀行部門自國外同業引入資金(圖3)。

圖3 金融帳



貳、經常帳

一、商品貿易

本季商品貿易，依國際收支基礎計算，商品出口84,534百萬美元，較上年同季增加5,889百萬美元或7.5%，主要係一般商品出口較上年同季增加所致；商品進口67,189百萬美元，較上年同季增加5,231百萬美元或8.4%。由於出口增額大於進口增額，商品貿易順差增為17,345百萬美元，較上年同季增加658百萬美元或3.9%。

以下根據海關進出口貿易統計，就貿易結構與主要貿易地區別進一步分析出、進口概況。

就貿易結構而言，出口方面，受惠於全球景氣回溫、半導體需求暢旺及國際農工原

料價格上漲等因素，本季資本財、中間產品及消費品出口較上年同季分別增加15.4%、10.2%及7.9%。進口方面，農工原料因出口引伸需求及國際原物料價格回升，本季較上年同季增加13.5%；資本設備則因半導體設備投資購置減緩，較上年同季減少0.2%。

就主要貿易地區而言，出口方面，本季對中國大陸(含香港，以下同)出口較上年同季增加4,106百萬美元或14.3%，為出口增額最大的地區；其次為歐洲，較上年同季增加836百萬美元或12.4%。進口方面，以自中國大陸進口較上年同季增加1,593百萬美元或14.0%居冠；其次為歐洲，較上年同季增加1,482百萬美元，成長率則為21.0%。就主

要出口市場比重而言，仍以中國大陸所占比重41.3%為首，其次依序為東協、美國及歐洲，比重分別為17.7%、11.2%及9.5%。主要進口來源以中國大陸比重19.1%最高，其次依序為日本、歐洲及美國，比重分別為16.2%、12.6%及11.6%。

二、服務

本季服務收入12,193百萬美元，較上年同季增加1,641百萬美元；服務支出13,692百萬美元，較上年同季增加1,158百萬美元。由於收入增額大於支出增額，服務貿易逆差由上年同季之1,982百萬美元減為1,499百萬美元。茲將服務貿易主要項目之內容及變動說明如下(表2)：

(一) 加工服務

加工服務係指加工者對他人所屬貨品進行加工、組裝、加標籤及包裝等服務。本季加工收入663百萬美元，較上年同季增加99百萬美元，主要係非居民委託境內加工之服務收入增加；加工支出824百萬美元，較上年同季增加49百萬美元，主要係委外加工貿易廠商支付國外加工費增加。由於收入增額大於支出增額，致加工服務貿易逆差減至161百萬美元，較上年同季減少50百萬美元。

(二) 維修服務

維修服務係指提供或接受非居民對運輸工具等貨品的修理。本季維修收入286百萬

美元，較上年同季增加33百萬美元，主要係航空器維修收入增加；維修支出237百萬美元，較上年同季增加48百萬美元，主要係航空器維修支出增加。因收入增額小於支出增額，維修服務貿易順差49百萬美元，較上年同季減少15百萬美元。

(三) 運輸

運輸包括旅客運輸、貨物運輸及其他（主要為國外港口、機場費用）。本季運輸收入2,560百萬美元，較上年同季增加270百萬美元，主要係運輸業者之國際線貨運收入增加。運輸支出2,855百萬美元，較上年同季增加233百萬美元，主因係支付國外航空客運及港埠費用增加。由於收入增額大於支出增額，運輸服務貿易逆差縮減至295百萬美元，較上年同季減少37百萬美元。

(四) 旅行

本季來台旅客平均每人每日消費金額、平均停留夜次及旅客人次均增加，因此旅行收入增為3,395百萬美元，較上年同季增加459百萬美元。旅行支出4,518百萬美元，較上年同季增加262百萬美元，主要係國人出國人次及平均每人每日消費金額增加。由於收入增額大於支出增額，旅行收支逆差縮減至1,123百萬美元，較上年同季減少197百萬美元。

(五) 其他服務

其他服務包括營建、保險及退休金服務、金融服務、智慧財產權使用費、電信電

腦及資訊服務、其他事物服務及個人、文化與休閒服務，以及政府服務等項目。本季其他服務收入5,289百萬美元，較上年同季增加780百萬美元，主要係其他事務服務項下的專業技術事務收入增加。其他服務支出5,258

百萬美元，較上年同季增加566百萬美元，主要係其他事務服務項下的專業技術事務支出增加。由於收入增額大於支出增額，其他服務貿易由上年同季逆差183百萬美元，轉為順差31百萬美元。

表2 服務貿易

單位：百萬美元

	107年第1季			106年第1季			增減比較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2) 淨額	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4) 淨額	(5) 收入	(6) 支出
服務	12,193	13,692	-1,499	10,552	12,534	-1,982	1,641	1,158
一、加工服務	663	824	-161	564	775	-211	99	49
二、維修服務	286	237	49	253	189	64	33	48
三、運輸	2,560	2,855	-295	2,290	2,622	-332	270	233
(一)客運	684	600	84	602	514	88	82	86
(二)貨運	1,779	1,209	570	1,597	1,155	442	182	54
(三)其他	97	1,046	-949	91	953	-862	6	93
四、旅行	3,395	4,518	-1,123	2,936	4,256	-1,320	459	262
五、其他服務	5,289	5,258	31	4,509	4,692	-183	780	566
(一)營建	235	239	-4	282	275	7	-47	-36
(二)保險及退休金服務	93	271	-178	107	249	-142	-14	22
(三)金融服務*	773	383	390	700	311	389	73	72
(四)智慧財產權使用費	490	939	-449	396	999	-603	94	-60
(五)電信、電腦及資訊服務	891	500	391	674	325	349	217	175
(六)其他事務服務	2,630	2,696	-66	2,183	2,289	-106	447	407
(七)個人、文化與休閒服務	77	78	-1	81	57	24	-4	21
(八)不包括在其他項目的政府商品及服務	100	152	-52	86	187	-101	14	-35

*金融服務包括間接衡量的金融中介服務（FISIM）。

三、初次所得

初次所得包括薪資所得、投資所得及其他初次所得。本季初次所得收入9,563百萬美元，較上年同季增加2,096百萬美元，主要係居民直接投資所得增加；初次所得支出4,427百萬美元，較上年同季增加1,436百萬美元，主要係支付非居民股權證券投資所得增加。由於收入增額大於支出增額，初次所得收支順差增為5,136百萬美元，較上年同季增加660百萬美元(表3)。

四、二次所得

本季二次所得收入1,976百萬美元，較上年同季增加243百萬美元，主要係贍家匯入款增加；支出2,879百萬美元，較上年同季增加145百萬美元，主要係工作者匯出款及禮品支出增加所致。由於收入增額大於支出增額，二次所得逆差由上年同季的1,001百萬美元減至903百萬美元。

表3 初次所得及二次所得

單位：百萬美元

	107年第1季			106年第1季			增減比較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2) 淨額	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4) 淨額	(5) 收入	(6) 支出
初次所得	9,563	4,427	5,136	7,467	2,991	4,476	2,096	1,436
一、薪資所得	314	197	117	243	156	87	71	41
二、投資所得	9,207	4,145	5,062	7,194	2,751	4,443	2,013	1,394
(一)直接投資	2,908	900	2,008	1,429	820	609	1,479	80
(二)證券投資	700	2,325	-1,625	676	1,381	-705	24	944
(三)其他投資	5,599	920	4,679	5,089	550	4,539	510	370
三、其他初次所得	42	85	-43	30	84	-54	12	1
二次所得	1,976	2,879	-903	1,733	2,734	-1,001	243	145

參、金融帳

金融帳根據投資種類或功能分為直接投資、證券投資、衍生金融商品與其他投資。本季金融帳淨資產增加16,421百萬美元。茲將本季金融帳變動說明如下(表4)：

表4 金融帳

單位：百萬美元

	107年第1季			106年第1季			增減比較	
	(1) 資產	(2) 負債	(1)-(2) 淨資產	(3) 資產	(4) 負債	(3)-(4) 淨資產	(1)-(3) 資產	(2)-(4) 負債
一、直接投資	3,799	1,996	1,803	2,658	933	1,725	1,141	1,063
二、證券投資	28,914	1,270	27,644	34,160	8,043	26,117	-5,246	-6,773
(一)股權和投資基金	7,455	1,720	5,735	7,476	7,052	424	-21	-5,332
(二)債權證券	21,459	-450	21,909	26,684	991	25,693	-5,225	-1,441
三、衍生金融商品	-4,422	-1,734	-2,688	-3,220	-1,840	-1,380	-1,202	106
四、其他投資	1,318	11,656	-10,338	-244	12,105	-12,349	1,562	-449
(一)其他股本	0	0	0	1	0	1	-1	0
(二)債務工具	1,318	11,656	-10,338	-245	12,105	-12,350	1,563	-449
1.現金與存款	-409	2,575	-2,984	2,679	-2,242	4,921	-3,088	4,817
2.貸款/借款	700	4,739	-4,039	367	11,588	-11,221	333	-6,849
3.貿易信用及預付/收款	271	18	253	-2,581	2,445	-5,026	2,852	-2,427
4.其他應收/付款	756	4,324	-3,568	-710	314	-1,024	1,466	4,010
合 計	29,609	13,188	16,421	33,354	19,241	14,113	-3,745	-6,053

註：正號表示金融資產或負債的增加；負號表示相關項目的減少。在淨資產，正號表示淨資產的增加；負號表示淨資產的減少。

一、直接投資

本季直接投資淨資產增加1,803百萬美元。其中，對外直接投資增加3,799百萬美元，投資地區以中國大陸居首，主要投資行業為金融及保險業、電子零組件製造業，以及批發及零售業；非居民來台直接投資淨增加1,996百萬美元，主要投資行業為金融及保險業、批發及零售業，以及不動產業。

二、證券投資

本季證券投資淨資產增加27,644百萬美元。茲就資產與負債分別說明如下：

(一) 資產方面

本季居民投資國外證券淨增加28,914百萬美元。其中股權和投資基金淨增加7,455百萬美元，主要係保險公司投資國外股權證券增加；債務證券淨增加21,459百萬美元，主要係保險公司投資國外債務證券增加。

(二) 負債方面

本季非居民投資國內證券淨增加1,270百

萬美元。其中股權及投資基金淨增加1,720百萬美元，主要係外資增持國內股票；債務證券投資淨減少450百萬美元，主要係國內其他民間部門贖回海外公司債。

三、衍生金融商品

本季衍生金融商品淨資產減少2,688百萬美元。其中，資產淨減少4,422百萬美元，主要係其他金融機構收取衍生金融商品處分利得；負債淨減少1,734百萬美元，主要係銀行及其他金融機構支付衍生金融商品處分損失。

四、其他投資

其他投資包括其他股本及債務工具，本季其他投資淨資產減少10,338百萬美元。其中，其他投資資產淨增加1,318百萬美元，主要係銀行部門對非居民短期放款增加；其他投資負債淨增加11,656百萬美元，主要係銀行部門自國外同業引進資金。

肆、中央銀行準備資產

本季國際收支呈現順差，反映在中央銀行準備資產增加4,760百萬美元。

貨幣與信用

壹、概述

107年第1季以來，M2年增率除2月受春節因素影響揚升較高外，隨全體貨幣機構放款與投資持續成長大抵仍呈上升走勢，至5月為3.73%，累計1至5月M2平均年增率為3.62%(表1)，維持於目標區內(2.5%-6.5%)穩定成長。

鑒於國內物價漲幅尚屬平穩，通膨展望溫和；全球經濟前景仍存不確定性，下半年國內經濟成長可能略緩，以及主要經濟體仍維持貨幣寬鬆立場等考量，107年3月及6月本行理監事會均決議維持現行政策利率不變，持續貨幣適度寬鬆。目前重貼現率、

擔保放款融通利率及短期融通利率分別為1.375%、1.75%及3.625%。

存放款利率方面，107年第1季底五大銀行一年期存款固定利率及平均基準放款利率分別持穩於1.039%及2.631%，均與上季底(106年第4季底)相同，至6月底維持不變。在五大銀行新承做放款加權平均利率方面，4月及5月則隨新承做較低利率的政府借款以及大額公民營企業貸款金額先減後增，致加權平均利率先升後降，至5月為1.464%，較3月之1.320%上升0.144個百分點。

表1 重要金融指標年增率

單位：%

年 / 月	貨幣總計數		準備貨幣	全體貨幣機構存款	全體貨幣機構放款與投資	全體貨幣機構對民間部門債權
	M1B	M2				
104	6.10	6.34	5.79	5.98	4.61	4.69
105	6.33	4.51	5.92	3.46	3.89	4.19
106	4.65	3.75	5.04	3.38	4.82	5.97
106/ 5	3.94	4.07	4.91	3.46	5.07	5.73
6	4.43	3.71	4.22	3.41	4.76	5.11
7	4.96	3.60	5.18	2.86	4.74	5.19
8	5.11	3.75	5.20	3.41	4.71	5.22
9	4.51	3.80	4.77	3.39	5.06	5.51
10	4.61	3.85	5.23	3.46	4.90	5.64
11	4.40	4.07	4.83	3.74	5.24	6.14
12	4.03	3.60	4.84	3.38	4.82	5.97
107/ 1	3.11	3.42	1.47	3.98	4.39	5.45
2	5.16	3.78	5.50	3.34	4.54	5.28
3	5.46	3.60	6.31	3.31	4.98	5.83
4	5.60	3.59	5.65	3.35	5.03	5.73
5	6.35	3.73	6.23	3.97	5.71	6.62

註：M1A、M1B、M2與準備貨幣年增率係日平均資料(準備貨幣為經調整存款準備率變動因素後之資料)；其餘各項年增率則係月底資料。放款與投資之「證券投資」係以原始成本衡量。

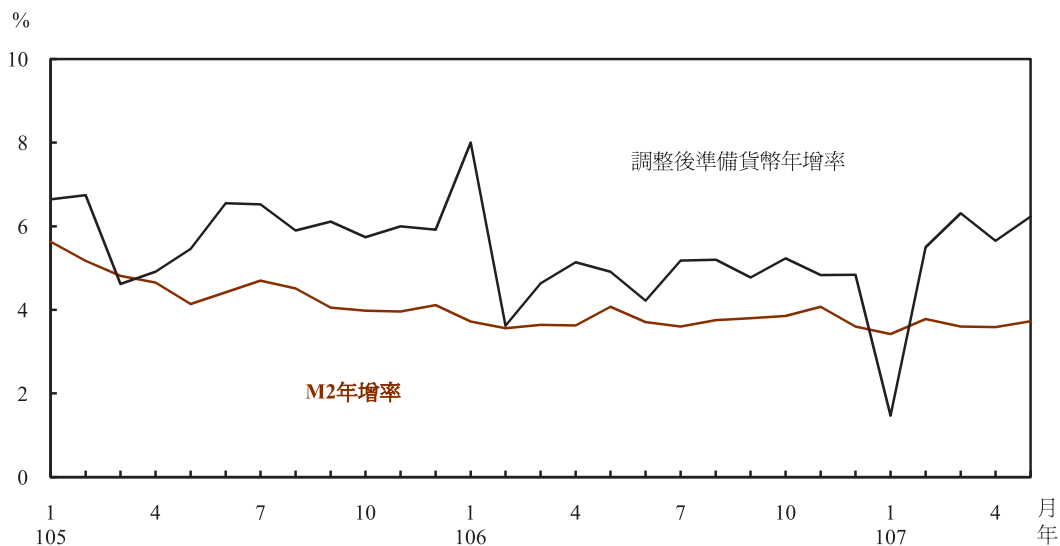
貳、準備貨幣年增率下降後回升

107年第1季日平均準備貨幣年增率為4.42%，較上季之4.97%為低。其中，1月準備貨幣年增率降為1.47%，係因上年農曆春節主要落在1月，通貨需求較高，墊高基期所致；2月則適逢農曆春節，通貨需求增加，使準備貨幣年增率升至5.50%，1至2月平均準備貨幣年增率為3.49%；3月因活期性存款成長增加，準備貨幣年增率續升至6.31%。至於4月受外資淨匯出影響，準備貨幣年增率下降為5.65%，5月則因放款與投資成長增加，準備

貨幣年增率上升為6.23%(圖1)。

就準備貨幣變動來源分析，107年第1季雖有財政部發行公債與國庫券、國庫向銀行借款、稅款繳庫，以及本行定存單發行等緊縮因素，惟受公債還本付息、財政部償還銀行借款、發放各項補助款與統籌分配款，以及本行定存單到期等寬鬆因素影響，日平均準備貨幣水準值較上季增加。至於4月及5月，日平均準備貨幣水準值則呈先降後升走勢。

圖1 準備貨幣及M2年增率

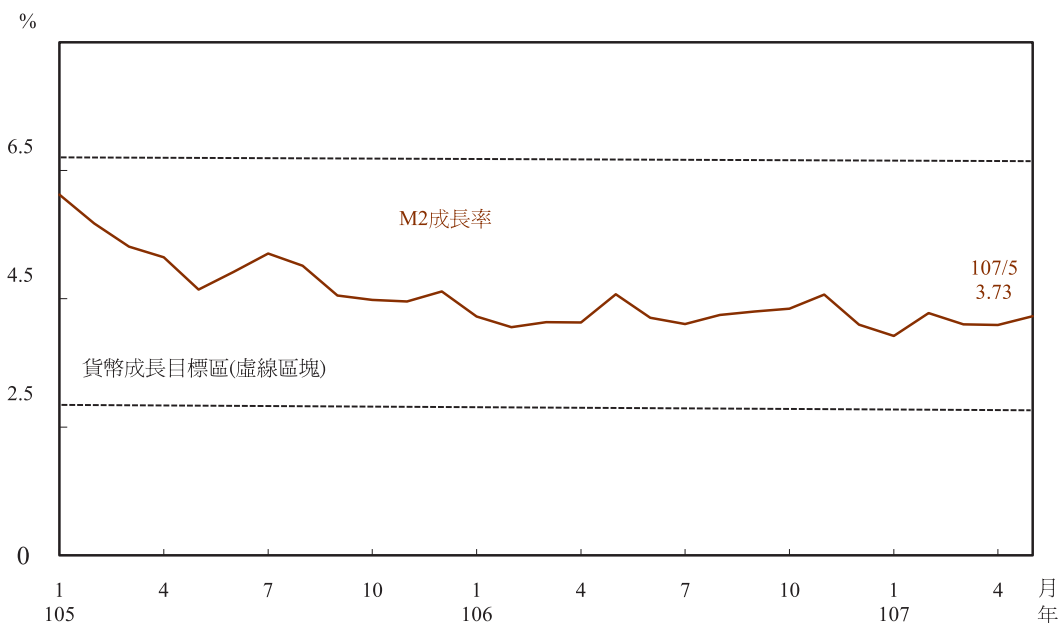


參、M2維持目標區內穩定成長

107年第1季，M2年增率除2月受春節因素影響揚升較高外，隨全體貨幣機構放款與投資持續成長大抵仍呈上升走勢，至3月為3.60%；之後，外資雖轉呈淨匯出，惟在

放款與投資成長強勁帶動下，至5月M2年增率上揚至3.73%。累計1至5月M2平均年增率為3.62%，在貨幣成長目標區內穩定成長(圖2)，市場資金維持適度寬鬆。

圖2 M2與貨幣成長目標區



註：GDP、CPI均為本行預測值。

肆、存款年增率先降後升

107年第1季全體貨幣機構存款年增率由上季底之3.38%下降至3.31%，主要係因國人資金淨流出較上年同期較多所致。4月與5月由於景氣增溫，資金需求回升，放款與投資成長擴大，致4月底存款年增率轉升為3.35%，5月底存款年增率則續升至3.97%。

就各類存款觀察，活期性存款方面，107年第1季底活期性存款年增率由上季底的3.12%增至4.97%，主要係因股市交易活絡，證券劃撥存款增加所致。4月底受放款與投資成長增加，加以部分銀行以大額優惠利率活存專案吸收資金的影響，致年增率提

高至5.67%；5月底因部分廠商為發放股利籌措資金，且為提高報酬率，將部分活期存款轉為指定到期日之定期存款，致年增率降至5.56%。

定期性存款¹方面，107年第1季底定期性存款年增率由上季底的3.60%降至2.31%，主要因定期存款受到上年中華開發工銀改制後資金計入M2，加以部分銀行於上年3至12月積極吸收大量的企業定期存款，墊高基期，復以外匯存款受到廠商償還外幣借款或支付國外貨款而將資金匯出所致。4月底定期性存款年增率因基期較高而續降至1.95%；5月底

¹ 包括定期及定期儲蓄存款、外匯存款、郵政儲金、外國人新台幣存款、附買回交易餘額及貨幣市場共同基金。

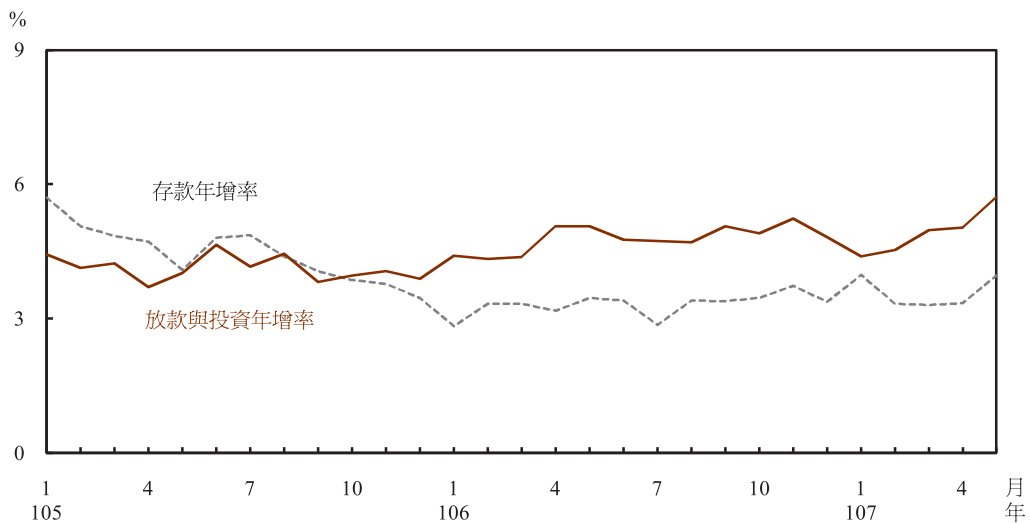
因部分活期存款流入定期存款，以致定期性存款年增率上升至2.91%。

政府存款方面，由於國內經濟好轉、股市交易活絡、菸稅調漲之緣故，使本年第1季營業稅、證券交易稅與菸酒稅收入均較上年同期增加，以致政府存款年增率由上季底的1.74%大幅成長至5.39%。4月底因中央政府之債務支出較上年同期減少，致政府存款年增率明顯升至6.77%；5月底因所得稅開徵，加

以營業稅持續較上年同期增加，致政府存款年增率續升至8.38%。

至於比重方面，活期性存款占總存款之比重由上年第4季底之35.52%降至107年第1季底之35.36%，定期性存款比重由61.84%升為62.16%，政府存款比重由2.65%降至2.47%。5月底，活期性、定期性及政府存款比重分別為35.23%、62.05%及2.71%。

圖3 全體貨幣機構存款及放款與投資年增率



伍、銀行放款與投資年增率穩定上升

107年第1季底全體貨幣機構放款與投資之餘額，以成本計價，較上年底增加5,710億元，就性質別觀察，放款增加2,870億元，投資增加2,840億元；放款與投資年增率由上年底之4.82%上升至4.98%，係因相對於上年底，107年第1季底銀行對政府之債權成

長由負轉正所致；4月底，由於對政府及民間部門投資成長增加，致放款與投資年增率續升為5.03%；5月底，由於銀行對民間部門之債權穩定成長，致放款與投資年增率續升至5.71%(圖3)。若包含人壽保險公司放款與投資，並加計銀行轉列之催收款及轉銷

呆帳金額，以及直接金融，107年第1季底全體非金融部門取得資金總額年增率由上年底之3.69%下降至3.39%，主要因人壽保險公司對國內投資成長下降所致。4月底持平於3.39%，5月底回升為3.67%。

就放款與投資之對象別觀察，對政府債權年增率則由上年底之衰退1.01%轉為上升1.17%，主要係因政府為發放農曆年前之年終獎金所週轉之短期借款所致；對公營事業債權年增率則由4.95%下降至3.11%，主要係106年公營事業獲利佳，107年發行商業本票成長幅度較上年同期減少，以致銀行對公營事業商業本票之投資成長下降；至於對民間部門放款雖因景氣回溫成長較上季增加，惟因部分企業調整庫存及提前清償借款，加以部分銀行為支應政府放款成長所需資金，對民營企業商業本票投資成長減緩，以致107年第1季底全體貨幣機構對民間部門債權年增率由上年底之5.97%下降至5.83%。比重方面，107年第1季底對民間部門債權比重由上年底之81.76%下降至80.94%，5月底回升至81.22%；對政府債權比重由上年底之15.06%轉升至15.89%，5月底下降至15.58%；對公營事業債權比重由上年底之3.18%下降至3.17%，5月底回升至3.19%。

在全體銀行²對民營企業放款行業別方面，107年第1季底對民營企業放款餘額較上年底減少277億元，惟因景氣較上年同期增溫，資金需求提高，致對民營企業放款年增率上升。全體銀行對服務業³放款減少440億元，其中，以金融及保險業放款減少359億元最多，主因部分銀行為支應政府發放年終獎金之借款需求，不續作票券業到期之拆放所致。惟對製造業放款增加111億元，主要因全球景氣穩定復甦，新興科技需求帶動電子產品出口成長，推升對電腦、電子產品及光學製品之資金需求，致該行業放款金額增加413億元為最多。107年5月底，全體銀行對民營企業放款餘額較第1季底增加2,216億元，其中，對製造業放款增加206億元，對服務業放款亦增加1,886億元。就各業別比重而言，107年第1季底對服務業放款比重自上年底之52.25%下降至51.97%，對製造業放款比重則自上年底之43.79%上升至44.00%，對營建工程業放款比重則自上年底之2.64%上升至2.65%。107年5月底對服務業放款比重較第1季底回升至52.65%，對製造業放款比重下降至43.30%，對營建工程放款比重上升至2.70%。

² 包括本國銀行、外國銀行及大陸銀行在台分行。

³ 包括批發及零售業、運輸及倉儲業、住宿及餐飲業、資訊及通訊傳播業、金融及保險業、不動產業及其他服務業等。

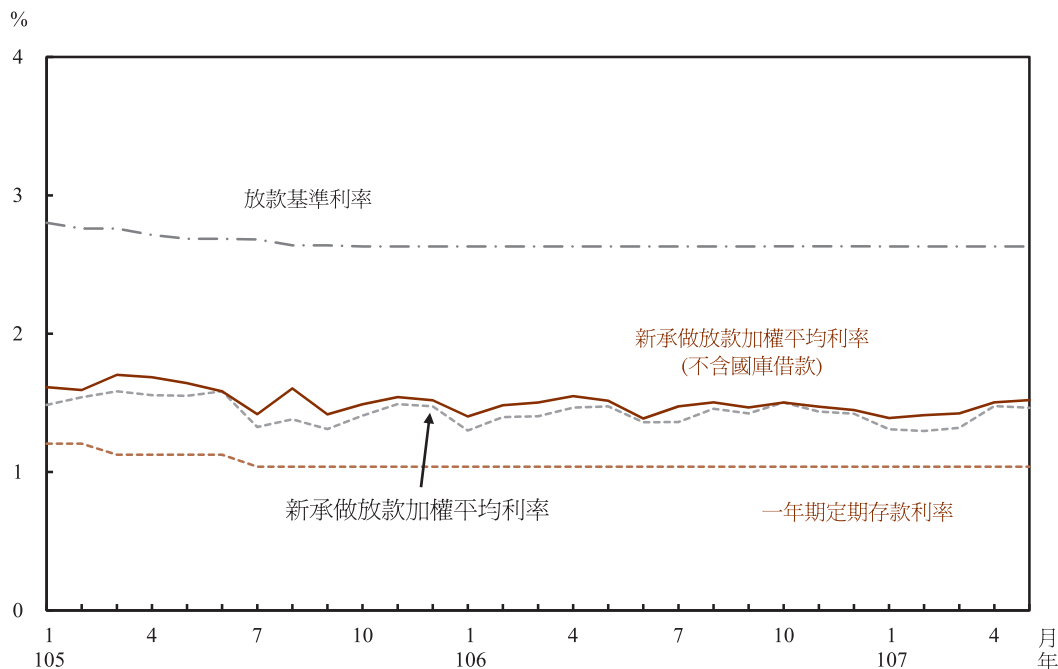
陸、銀行業利率持穩

鑒於國內物價漲幅尚屬平穩，本年通膨展望溫和；全球經濟前景仍存不確定性，下半年國內經濟成長可能略緩，加以主要經濟體仍維持貨幣寬鬆立場，本行3月及6月理監事會決議，維持現行政策利率不變，持續貨幣適度寬鬆。107年4月以來，主要銀行存款利率持穩，以臺銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀等五大銀行平均利率為例，一年期存款固定利率及基準放款利率分別持穩於1.039%及2.631%，與107年第1季相同，至6月底仍維持不變。

107年3月的五大銀行新承做放款加權平均利率由2月的1.297%上升至1.320%，主要

因部分銀行為提高利差，減少承做較低利率之企業放款，加以中小企業資金需求增加，由於該業別的放款利率相對較高，使週轉金及資本支出等貸款利率走升。之後，4月因新承做較低利率的政府借款及大額公民營企業貸款減少，平均利率續升至1.477%。5月則因新承做較低利率的國庫借款及大額公民營企業貸款增加，平均利率回降至1.464%；若不含新承做的低利國庫借款，五大銀行新承做放款加權平均利率自2月的1.411%上升至5月的1.520%，較2月上升0.109個百分點（圖4）。

圖4 本國五大銀行平均利率



註：五大銀行係指臺銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀。

金融市場

壹、貨幣市場

本年以來，我國出口活絡，民間消費增溫，國內經濟穩定成長。惟4月因中美貿易戰干擾、外資賣超台股匯出資金，加上5月因外資持續匯出、企業併購案及所得稅款繳庫等因素影響市場資金移轉，市場資金略緊，致金融業隔夜拆款加權平均利率由2月平均之0.181%升至5月之0.186%。貨幣機構4月及5月的日平均超額準備為462億元，較第1季平均之469億元略降。

鑒於當前國內物價漲幅尚屬平穩，本年通膨展望溫和；惟展望下半年出口成長動能可能受基期因素影響而趨緩，加以全球經濟前景仍存不確定性，下半年國內經濟成長可能略緩，且主要經濟體仍維持貨幣寬鬆立場，本行6月理事會決議與3月相同，仍維持現行政策利率不變。

以下分別就3月至5月之資金情勢、利率走勢及票券流通餘額加以分析：

一、資金情勢

本年3月雖受農曆春節後，通貨陸續回籠及公債還本付息影響，市場資金適度寬鬆，惟受稅款繳庫、國庫向銀行借款，以及本行發行定存單，收回市場餘裕資金等緊縮因素影響，致日平均超額準備由2月之444億

元下降至417億元。4月及5月雖放款與投資持續成長，資金需求提高，惟受中美貿易戰干擾、企業併購案及報稅月效應等因素影響市場資金移轉，銀行資金調度趨向保守，為因應短期資金移動，銀行遂維持較高部位的超額準備，致4月日平均超額準備回升至451億元，5月再續升至473億元。

二、利率走勢

因市場資金仍屬充裕，加上為協助整體經濟金融穩健發展，本行廣續適度貨幣寬鬆，金融業隔夜拆款利率由2月之0.181%微降至3月之0.180%。之後，4月受中美貿易戰干擾、外資賣超台股匯出資金及5月因外資持續匯出、企業併購案及所得稅款繳庫等因素影響市場資金移轉，銀行資金調度保守，隔拆利率續升至5月之0.186% (表1)。至於票券市場短期利率方面，各天期利率普遍呈現小幅波動趨勢，其中商業本票1-30天期發行利率由2月之0.54%略降至5月之0.52%，次級市場利率亦由2月之0.39%微降至5月之0.38%；同期間，31-90天期發行利率維持在0.61%左右，次級市場利率則由2月之0.46%下降至5月之0.41%。

圖1 貨幣市場利率與貨幣機構超額準備

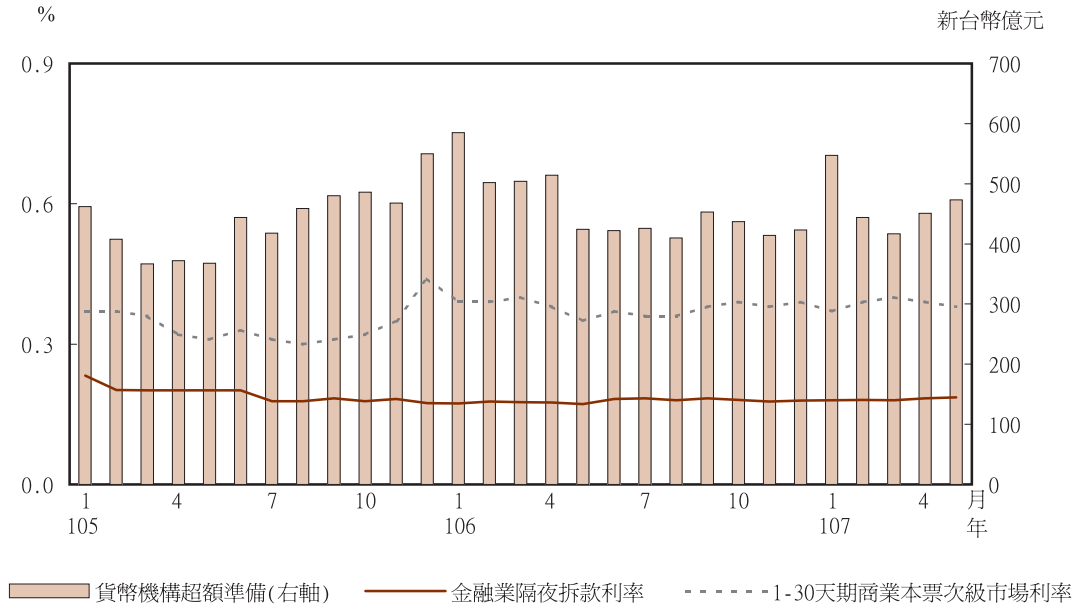


表1 貨幣市場利率

單位：年息百分比率

年/月	金融業 隔夜 拆款	商業本票						中央銀行定期存單 ^註				
		初級市場			次級市場			初級市場				
		1-30天	31-90天	91-180天	1-30天	31-90天	91-180天	1-30天	31-91天	92-182天	274天-1年	1年以上-2年
104	0.353	0.76	0.82	0.73	0.52	0.58	0.63	0.842	0.911	1.031	0.502	0.617
105	0.193	0.55	0.63	0.53	0.34	0.39	0.40	0.619	0.701	0.823	0.375	0.458
106	0.178	0.56	0.61	0.59	0.38	0.44	0.48	0.532	0.650	0.770	0.479	0.585
106/												
5	0.172	0.56	0.61	0.57	0.35	0.39	0.45	0.518	0.650	0.770	0.494	0.593
6	0.183	0.57	0.61	0.55	0.37	0.42	0.44	0.535	0.650	0.770	0.485	0.602
7	0.184	0.56	0.60	0.60	0.36	0.44	0.48	0.526	0.650	0.770	0.479	0.597
8	0.180	0.55	0.61	0.56	0.36	0.41	0.45	0.518	0.650	0.770	0.460	0.579
9	0.184	0.56	0.61	0.61	0.38	0.42	0.46	0.507	0.650	0.770	0.451	0.563
10	0.181	0.57	0.60	0.60	0.39	0.46	0.47	0.533	0.650	0.770	0.443	0.557
11	0.177	0.57	0.60	0.63	0.38	0.42	0.52	0.513	0.650	0.770	0.434	0.548
12	0.179	0.58	0.61	0.56	0.39	0.43	0.48	0.508	0.650	0.770	0.433	0.554
107/												
1	0.180	0.54	0.60	0.56	0.37	0.44	0.50	0.529	0.650	0.770	0.446	0.577
2	0.181	0.54	0.61	0.62	0.39	0.46	0.52	0.505	0.650	0.770	0.469	0.603
3	0.180	0.53	0.59	0.54	0.40	0.43	0.48	0.515	0.650	0.770	0.484	0.618
4	0.184	0.51	0.58	0.55	0.39	0.43	0.49	0.531	0.650	0.770	0.487	0.620
5	0.186	0.52	0.61	0.58	0.38	0.41	0.49	0.535	0.650	0.770	0.485	0.616

註：本行於90年迄今均未發行183-273天定期存單，故將此欄資料予以隱藏。另，本行於102年8月起發行2年期定期存單。

三、票券流通餘額

第1季底票券流通餘額合計為2兆3,409億元，較上季底增加1,864億元，其中以國庫券增加1,350億元為最多，係因配合國庫資金調度需要，發行金額較多所致。其次是商業本票增加863億元，主要係票券市場短期利率維持低檔，吸引部分公、民營企業發行商業本票籌資所致。之後，4、5月票券流通餘額續增，故5月底流通餘額合計為2兆4,199億

元，較第1季底增加790億元(表2)。其中以可轉讓定期存單(NCD)增加615億元為最多，主要係因其為存款種類之一，流動性與資金靈活性較佳，部分銀行基於資金調度或符合銀行法第72-2條規定，發行NCD以補足資金缺口，致可轉讓定期存單流通餘額增加。其次是商業本票增加274億元，係基於票券發行利率因素，吸引部分公、民營企業發行商業本票籌資，致商業本票餘額持續走揚。

表2 短期票券之發行、償還及餘額

單位：新台幣億元

年/月	合計			國庫券			市庫券			商業本票			銀行承兌匯票			可轉讓定期存單		
	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額	發行額	償還額	餘額
104	115,128	114,763	16,777	2,337	2,737	900	0	0	0	104,260	103,862	13,466	208	215	35	8,323	7,949	2,376
105	127,785	125,828	18,735	2,173	2,174	900	0	0	0	113,713	112,379	14,801	183	177	41	11,716	11,098	2,994
106	148,785	145,975	21,545	2,200	2,850	250	0	0	0	130,778	128,489	17,090	194	193	42	15,613	14,443	4,164
106/ 5	11,896	12,606	21,685	0	250	1,700	0	0	0	10,609	10,952	16,887	17	20	40	1,270	1,385	3,058
6	11,178	11,650	21,213	0	600	1,100	0	0	0	10,174	10,292	16,770	16	16	40	988	743	3,303
7	12,481	12,090	21,605	250	550	800	0	0	0	10,336	10,406	16,700	15	15	40	1,880	1,119	4,064
8	12,415	12,338	21,681	0	0	800	0	0	0	10,988	10,641	17,047	17	16	41	1,410	1,682	3,793
9	18,957	18,831	21,807	0	0	800	0	0	0	17,907	17,809	17,145	16	16	41	1,034	1,006	3,821
10	12,033	12,402	21,438	0	550	250	0	0	0	10,450	10,356	17,239	16	16	41	1,568	1,481	3,907
11	12,481	11,922	21,998	0	0	250	0	0	0	10,775	10,574	17,441	16	16	41	1,690	1,332	4,266
12	11,160	11,612	21,545	0	0	250	0	0	0	9,965	10,316	17,090	15	14	42	1,179	1,282	4,164
107/ 1	13,490	12,247	22,788	650	0	900	0	0	0	11,461	10,754	17,798	16	20	38	1,363	1,474	4,052
2	9,981	9,383	23,387	700	0	1,600	0	0	0	8,201	7,998	18,000	14	12	40	1,067	1,373	3,747
3	14,337	14,315	23,409	0	0	1,600	0	0	0	12,673	12,720	17,953	17	19	38	1,648	1,577	3,818
4	13,242	12,407	24,244	250	0	1,850	0	0	0	11,107	10,875	18,185	16	14	40	1,869	1,518	4,169
5	13,406	13,451	24,199	0	350	1,500	0	0	0	11,281	11,239	18,227	16	17	39	2,110	1,845	4,434

貳、債券市場

107年第1季債券發行市場，政府公債方面，中央政府為因應舉新還舊之需，持續定期適量發行政策，發行公債750億元，較上季減少250億元；公司債方面，發行規模為696億元，較上季減少70億元，主要因企業向銀行借款增加，減少發行公司債所致；金融債券方面，國內銀行發債總額為917億元，較上季增加555億元，主要為鎖定中長期美元資金成本，增加發行美元債券所致；至於國際債券方面，107年第1季外國機構在台發行總額折合新台幣為4,462億元，較上季增加3,159億元，主要因壽險業保險準備擴大，長期債券需求上升所致。

債券流通市場方面，107年第1季債券交易量為15兆9,950億元，較上季增加1兆1,899億元或8.04%。

以下就發行市場與流通市場分別加以說明：

一、發行市場

(一) 中央政府公債

107年第1季中央政府發行甲類建設公債750億元，較上季減少250億元或25%，發行年期有5年、10年及20年期。就行業得標比重觀察，本季平均仍以銀行業得標比重為最高49.40%，其次為證券業的30.47%，再次為保險業的13.33%，至於票券業平均只標得6.80%。累計至107年第1季底，中央政府公債發行餘額為5兆4,499億元，較上季底減少1,449億元或2.59%，至107年5月底發行餘額則為5兆4,949億元。

表3 中央政府公債標售概況表

期別	發行日	年期	發行額 (億元)	最高得標 利率(%)	行業得標比重(%)			
					銀行業	證券業	票券業	保險業
107甲1	107.01.12	5	250	0.688	44.40	45.20	10.40	0.00
107甲2	107.02.08	10	250	1.069	61.80	28.20	10.00	0.00
107甲3	107.03.13	20	250	1.485	42.01	17.99	0.00	40.00

(二) 直轄市政府公債

北市建設公債及高雄市政府公債發行餘額分

107年第1季末發行直轄市政府公債。

別為100億元及316億元。

107年5月底發行餘額為416億元，其中，台

表4 國內債券發行概況統計表

單位：新台幣億元

年/月	合計		中央政府公債		直轄市政府公債		公司債		金融債券		資產證券化 受益證券		外國債券		國際債券	
	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額	發行額	餘額
104	20,902	103,830	6,053	54,788	82	906	2,684	20,042	1,963	12,859	-	105	55	96	10,066	15,034
105	25,221	114,980	5,635	55,423	-	631	2,860	18,979	1,401	12,095	50	143	30	98	15,246	27,610
106	21,229	125,760	4,000	55,948	-	416	3,865	19,385	1,895	12,273	-	114	77	145	11,392	37,480
106/ 5	1,764	121,853	500	55,298	-	541	708	19,171	74	12,770	-	143	33	138	449	33,793
6	1,662	122,707	250	55,548	-	541	534	19,228	140	12,650	-	142	13	147	725	34,452
7	1,843	123,067	450	55,098	-	541	353	19,259	41	12,647	-	142	-	145	998	35,235
8	1,800	123,711	250	55,348	-	541	249	19,170	11	12,573	-	135	-	144	1,290	35,800
9	1,611	123,956	250	54,948	-	541	498	19,308	125	12,498	-	129	9	151	730	36,381
10	1,164	124,634	250	55,198	-	541	282	19,383	54	12,463	-	124	8	156	570	36,770
11	1,329	125,571	500	55,698	-	416	165	19,353	138	12,566	-	118	-	146	527	37,274
12	948	125,760	250	55,948	-	416	320	19,385	171	12,273	-	114	-	145	207	37,480
107/ 1	2,079	126,282	250	55,048	-	416	438	19,462	68	12,327	-	109	-	143	1,323	38,779
2	2,098	127,676	250	54,999	-	416	24	19,365	318	12,575	-	109	18	161	1,488	40,053
3	2,668	128,870	250	54,499	-	416	235	19,418	531	12,910	-	75	-	159	1,652	41,394
4	2,756	131,294	250	54,749	-	416	183	19,372	265	13,128	-	72	-	153	2,058	43,406
5	2,230	132,747	200	54,949	-	416	708	19,851	159	13,100	-	69	6	159	1,157	44,202

資料來源：

- (1) 中央銀行「中華民國金融統計月報」
- (2) 金管會銀行局「資產證券化案件統計表」
- (3) 中華民國證券櫃檯買賣中心

註：細項加總因四捨五入，容或與總數未盡相符。

(三) 公司債

107年第1季公司債發行總額為696億元，較上季減少70億元或9.13%，主要因企業向銀行借款增加，減少發行公司債所

致。107年第1季前六大發債公司為富邦人壽、華南金、台北金融大樓、和碩、華航及遠東新，合計發債金額為570億元，占發行總額81.84%；就債券發行期限觀察，以5年

期券占47.10%為最大宗，其次為3年期券的13.17%。截至107年第1季底，公司債發行餘額為1兆9,418億元，較上季底增加33億元或0.17%，至107年5月底發行餘額為1兆9,851億元。

(四) 金融債券

金融債券係指本國銀行、外國及大陸銀行在台分行發行以新台幣或外幣計價之債券。107年第1季有12家本國銀行發行金融債券，總金額為917億元，較上季增加555億元或153.03%。其中，美元計價之金融債券以主順位債券為主，發行金額為564億元，占總發行金額61.44%，發行目的主要預期美國將持續升息，為鎖定中長期美元資金成本，以支應外幣中長期放款。發行期間為30年期及無到期日，分別占89.64%及10.36%。

新台幣計價之金融債券，亦以主順位債券為主，發行目的主要預期國內市場利率仍處於低檔，為鎖定新台幣中長期資金成本所致。發行期間主要為3年期、7年期及無到期日，分別占36.81%、33.47%及19.68%。累計至107年第1季底，金融債券發行餘額為1兆2,910億元，較上季底增加636億元或5.18%，至107年5月底發行餘額則增至1兆3,100億元。

(五) 資產證券化受益證券

107年第1季資產證券化受益證券商品無新案發行，惟部分商品償還本金，致本季度資產證券化受益證券發行餘額為75億元，較

上季底減少38億元或33.63%，至107年5月底發行餘額為69億元。

(六) 外國債券及國際債券

外國債券係指外國機構在台發行以新台幣計價之公司債，目前流通在外之外國債券，均為在台第一上市櫃之境外公司所發行之公司債。107年第1季外國債券發行總額為18億元，較上季增加10億元或125%，累計至107年第1季底，外國債券發行餘額為159億元，較上季底增加14億元或10%。至107年5月底發行餘額增為新台幣159億元。

國際債券係指外國機構在台發行以外幣計價之公司債。107年第1季國際債券均發行以美元計價之債券，發行總額折合新台幣為4,462億元，較上季增加3,159億元或242.36%，主要因壽險業負債的保險準備持續攀升，為求資產與負債的期限搭配，長期投資需求高，惟國內公債發行規模相對較小，壽險業擴大投資國際債券所致。累計至107年第1季底，國際債券發行餘額折合新台幣為4兆1,394億元，較上季底增加3,913億元或10.44%。至107年5月底發行餘額增為新台幣4兆4,202億元。

二、流通市場

107年第1季受到國際情勢動盪影響，市場避險需求增加，10年期指標公債殖利率由106年第4季平均的1.01%，略升至107年第1季平均的1.02%。107年4月及5月平均殖利率

分別為1.02%及1.01%。

107年第1季國內整體債市交易金額為15兆9,950億元，較上季增加1兆1,899億元或8.04%，其中，附條件交易增加3,264億元或2.63%，買賣斷交易增加8,635億元或36.22%，主要因107年1月壽險業為因應IFRS9實施，處分部分債券，擴大債券市場供給所致。若就交易比重觀察，附條件交易金額占交易總額比重由上季之83.90%下降至當季之79.70%，買賣斷交易金額占交易

總額比重則由上季之16.10%上升至當季之20.30%。若就各類債券交易來看，107年第1季以政府公債交易比重占67.05%為最高，交易金額為10兆7,244億元，其次依序為公司債4兆1,749億元、金融債券5,814億元、國際債券4,895億元、外國債券220億元及資產證券化受益證券28億元。107年4月至5月債券交易金額為10兆7,380億元，較上年同期增加1兆667億元或11.03%。

圖2 各期別公債殖利率走勢圖

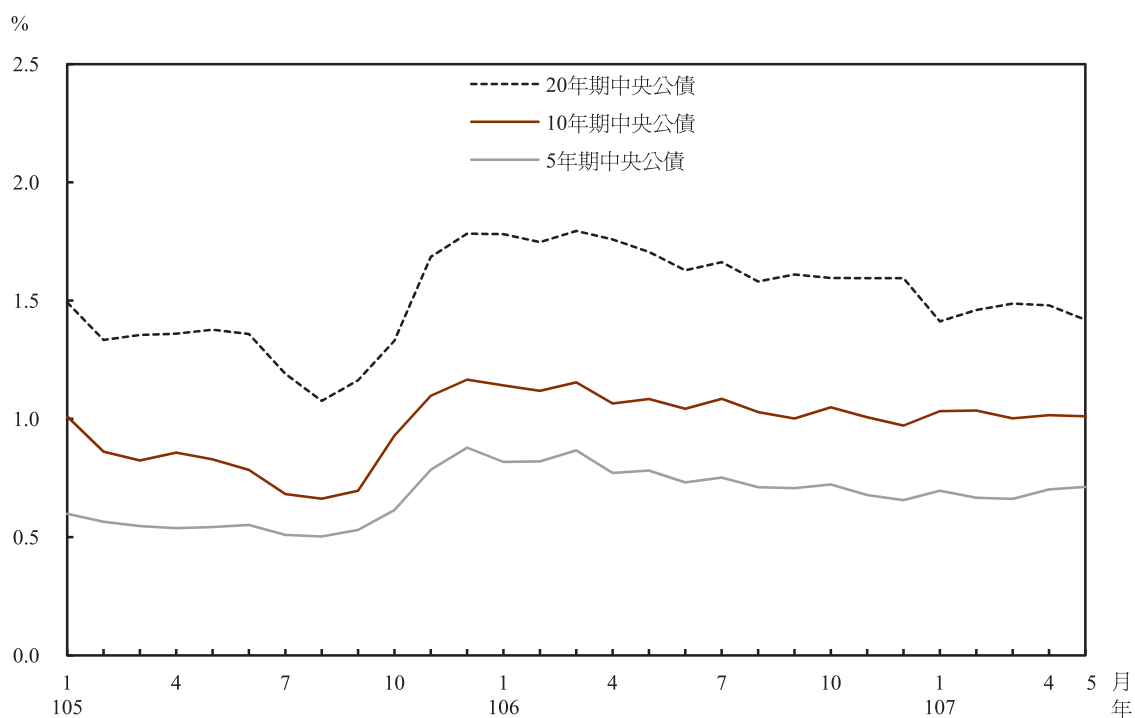


表5 國內債券市場買賣斷及附條件交易統計表

單位：新台幣億元

年 / 月	總成交金額	買 賣 斷		附條件交易	
		金 額	比重 (%)	金 額	比重 (%)
104	677,257	154,143	22.8	523,114	77.2
105	668,179	145,737	21.8	522,443	78.2
106	615,835	125,386	20.4	490,449	79.6
106/ 5	49,368	10,356	21.0	39,012	79.0
6	58,281	13,239	22.7	45,043	77.3
7	49,293	8,537	17.3	40,755	82.7
8	55,800	10,326	18.5	45,474	81.5
9	53,135	10,801	20.3	42,333	79.7
10	47,308	8,262	17.5	39,046	82.5
11	52,725	8,599	16.3	44,126	83.7
12	48,018	6,982	14.5	41,037	85.5
107/ 1	63,942	15,533	24.3	48,409	75.7
2	38,891	6,473	16.6	32,419	83.4
3	57,117	10,472	18.3	46,645	81.7
4	48,651	8,759	18.0	39,892	82.0
5	58,729	9,585	16.3	49,144	83.7

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心

表6 國內債券市場各類債券交易統計表

單位：新台幣億元

年/月	合 計	政府公債	公司債		金融債券	資產證券化 受益證券	外國債券	國際債券
			普通	可轉換				
104	677,257	457,787	173,969	6,505	25,743	347	353	12,554
105	668,179	452,435	165,467	6,553	23,769	194	294	19,468
106	615,835	395,320	172,021	8,872	22,958	217	579	15,868
106/ 5	49,368	31,204	14,661	591	1,938	20	51	904
6	58,281	38,812	15,278	797	2,057	18	58	1,260
7	49,293	31,142	14,677	637	1,700	44	58	1,035
8	55,800	36,637	15,016	793	1,895	16	53	1,390
9	53,135	34,320	15,253	873	1,876	15	57	739
10	47,308	30,009	14,012	743	1,734	14	79	716
11	52,725	34,799	14,136	857	1,906	15	61	951
12	48,018	31,510	13,180	718	1,911	14	50	636
107/ 1	63,942	43,921	15,562	885	1,900	13	54	1,607
2	38,891	25,063	10,091	610	1,419	2	87	1,620
3	57,117	38,259	13,773	828	2,496	13	79	1,669
4	48,651	32,389	12,280	638	2,280	12	57	994
5	58,729	38,736	15,415	778	2,533	12	83	1,171

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心

參、股票市場

107年1月以來，由於美股迭創新高及外資持續買超，大盤指數走揚至1月23日為11,253點，創28年來新高。之後，在歐美股市大跌、市場擔心美國加速升息、以及股價漲多、獲利了結賣壓湧現下，台股回檔至2月9日之10,372點。爾後，隨農曆年封關期間美股走強，台股開市後落後補漲，加以官股券商連續買超，抵銷外資部分賣壓，台股震盪走升至3月13日之11,039點。惟受到美中貿易戰延燒、美國Fed升息、台積電法說會不如預期、外資大賣超權值股等利空因素衝擊，台股回檔跌至4月26日之10,489點。復隨貿易戰火暫歇，美國科技類股反彈，激勵台股股價回升，至5月底為10,875點，股價較106年底上漲2.18%(圖3)。

一、大盤股價指數變動

107年1月份股市走揚，1月底加權指數較上月底上漲4.33%。此期間主要利多因素包括：1.國際股市走揚；2.外資大幅買超台股；3.上年國內上市公司獲利創新高，本年現金股息配發可望創新高；4.主計總處上修本年經濟成長率。

107年2月份股市先跌後漲，2月底加權指數較上月底下跌2.60%。2月1日至9日股市急跌，此期間主要利空因素包括：1.市場擔心美國Fed加速升息；2.投資人獲利了結賣壓

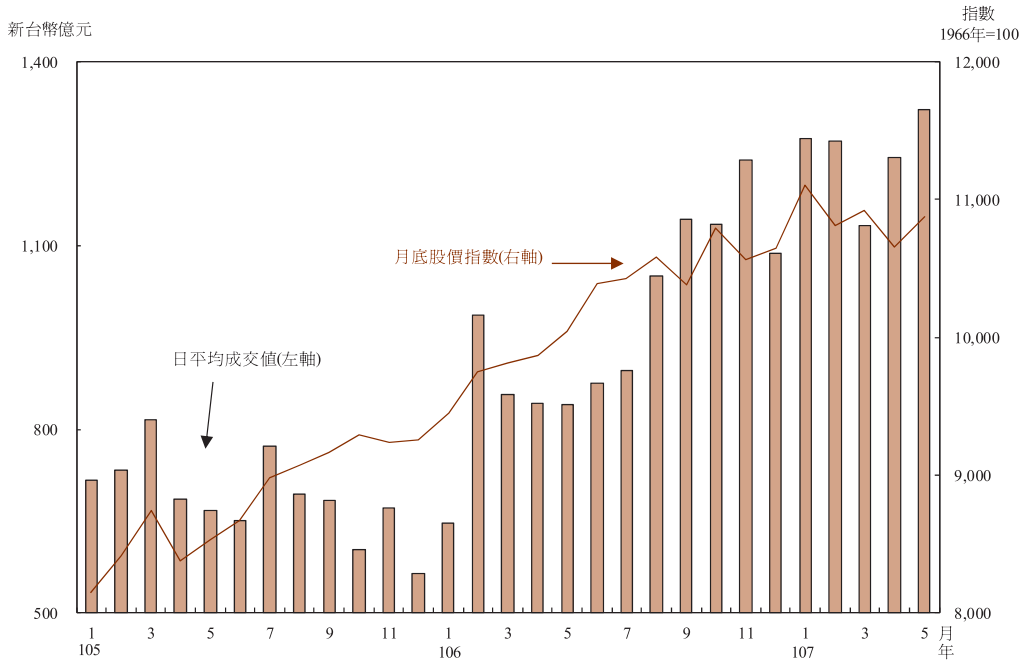
湧現；3.歐美股市大跌。2月12日起股市回升，此期間主要利多因素包括：1.農曆年封關期間美股走強，台股落後補漲；2.官股券商連續買超。

107年3月份股市先漲後跌，3月底加權指數較上月底上漲0.96%。3月1日至13日股市走升，此期間主要利多因素包括：1.美國那斯達克和費半指數創歷史新高，帶動台股電子類股上漲；2.地緣政治風險稍為緩和。3月14日起股市走跌，此期間主要利多空素包括：1.美中貿易大戰衝擊全球經濟及股市；2.美國Fed升息一碼；3.外資賣超台股。

107年4月份股市走跌，4月底加權指數較上月底下跌2.40%。此期間主要利空因素包括：1.台積電法說會不如預期；2.美中貿易摩擦蔓延至高科技產業，致電子類股大跌；3.市場預期美債殖利率走升，資金觀望或由股轉債；4.外資大賣權值股，如台積電、鴻海等。

107年5月份股市走升，5月底加權指數較上月底上漲2.04%。此期間主要利多因素包括：1.美國科技類股反彈，激勵國內電子類股股價回升；2.美中貿易戰暫獲舒緩；3.北韓釋出棄核善意，領導人金正恩將於6月與美國總統川普會面；4.主計總處上修本年經濟成長率。

圖3 集中市場價量變動趨勢



二、各類股股價指數變動

就各類股股價的變動(表7)，107年1月多數類股上漲。其中油電燃氣類股續漲6.99%居冠；電子類股受到國內電子廠商營收創新高及外資大買台積電等權值股之激勵，股價上漲5.53%居次；食品類股受惠農曆年節旺季即將來臨，股價提早反映上漲4.15%。玻璃陶瓷類股因漲多拉回，致股價下跌11.19%最多；造紙類股由於主要廠商工業用紙在大陸銷售量下滑，致股價下跌8.23%次之。

107年2月多數類股下跌。其中汽車類股因2月份工作天數縮減，銷售量明顯下滑，致股價下跌8.03%；玻璃陶瓷類股延續1月份跌勢，股價再跌6.03%。造紙類股在紙漿價

格飆漲，及家庭用紙漲價題材發酵下，股價上漲5.28%。

107年3月多數類股上漲。受到上櫃生技股中裕(4147)研發的愛滋新藥獲得美國食品藥物管理局核准上市之激勵，帶動整體生技醫療類股上漲13.43%居冠；電器電纜類股因產品價格走高，股價上漲3.69%次之。造紙類股因上月漲多拉回修正，股價下跌7.31%；橡膠類股因供過於求，致股價下跌4.26%。

107年4月多數類股上漲。其中水泥類股因報價喊漲，廠商獲利擴大，股價上漲9.91%居冠；電器電纜類股續漲9.04%次之。少數下跌的類股中，占大盤權重最大的電子類股跌幅5.59%最深，主因中美貿易戰火

蔓延至電子產業，加以台積電法說會不如預期，外資大賣電子權值股所致；觀光類股受到來台陸客減少及國內飯店拋售潮衝擊，股價下跌4.40%。

107年5月類股漲跌約各半。其中電器電纜類股延續連月漲勢，再大漲11.68%；水

泥類股由於報價上揚，廠商獲利提高，股價上漲5.20%次之；貿易百貨類股在母親節商機帶動下，股價上漲3.28%。下跌類股中，以玻璃陶瓷類股下跌6.47%最大；觀光類股亦擴大跌幅至4.72%；航運類股則因油價走高，致成本增加，股價下跌3.79%。

表7 集中市場各類股股價指數之變動

類股名稱 日期	加權指數	電子	金融保險	水泥	食品	塑膠	紡織纖維	電機機械	電器電纜	玻璃陶瓷	造紙
106年12月底	10,642.9	441.5	1,191.8	118.1	1,631.5	285.9	491.7	196.3	51.8	56.4	266.2
107年1月底	11,103.8	465.9	1,236.5	122.6	1,699.2	296.2	488.1	200.3	50.1	50.1	244.3
107年2月底	10,815.5	449.9	1,223.2	118.9	1,673.4	295.4	489.6	204.7	50.4	47.0	257.2
107年3月底	10,919.5	457.1	1,214.2	117.9	1,679.1	296.5	499.3	206.0	52.2	48.5	238.4
107年4月底	10,657.9	431.5	1,245.7	129.6	1,718.1	298.7	518.2	206.3	57.0	50.9	242.1
107年5月底	10,875.0	445.6	1,254.4	136.3	1,738.7	308.4	524.0	203.1	63.6	47.6	240.6
107年1月底 與上月底比%	+4.33	+5.53	+3.75	+3.86	+4.15	+3.63	-0.74	+2.03	-3.28	-11.19	-8.23
107年2月底 與上月底比%	-2.60	-3.44	-1.08	-3.03	-1.51	-0.30	+0.31	+2.23	+0.60	-6.03	+5.28
107年3月底 與上月底比%	+0.96	+1.59	-0.73	-0.87	+0.34	+0.39	+1.97	+0.61	+3.69	+3.08	-7.31
107年4月底 與上月底比%	-2.40	-5.59	+2.60	+9.91	+2.32	+0.73	+3.80	+0.17	+9.04	+4.89	+1.55
107年5月底 與上月底比%	+2.04	+3.26	+0.69	+5.20	+1.20	+3.25	+1.13	-1.58	+11.68	-6.47	-0.63

類股名稱 日期	鋼鐵	橡膠	汽車	建材營造	航運	觀光	貿易百貨	油電燃氣	化學	生技醫療	其他
106年12月底	103.9	291.3	253.9	258.2	67.6	137.0	236.0	146.0	108.5	64.8	252.5
107年1月底	106.5	288.5	263.6	267.8	68.5	137.8	242.1	156.2	109.3	64.0	254.7
107年2月底	105.5	284.4	242.4	260.0	65.3	133.5	247.5	147.8	108.2	62.5	249.3
107年3月底	104.9	272.3	234.0	267.9	64.4	128.4	249.8	149.7	108.4	70.9	253.2
107年4月底	105.3	268.6	229.4	268.8	65.8	122.7	250.0	153.5	108.7	70.7	250.1
107年5月底	103.6	267.0	225.4	276.1	63.3	117.0	258.2	153.4	111.3	71.5	242.5
107年1月底 與上月底比%	+2.54	-0.95	+3.84	+3.70	+1.29	+0.58	+2.58	+6.99	+0.80	-1.11	+0.87
107年2月底 與上月底比%	-0.94	-1.41	-8.03	-2.92	-4.76	-3.12	+2.21	-5.35	-1.07	-2.44	-2.11
107年3月底 與上月底比%	-0.57	-4.26	-3.46	+3.07	-1.33	-3.83	+0.93	+1.29	+0.24	+13.43	+1.53
107年4月底 與上月底比%	+0.36	-1.36	-2.00	+0.34	+2.16	-4.40	+0.08	+2.51	+0.23	-0.20	-1.22
107年5月底 與上月底比%	-1.57	-0.58	-1.73	+2.69	-3.79	-4.72	+3.28	-0.07	+2.37	+1.10	-3.02

三、法人買賣超

觀察三大法人買賣超情況(表8)，外資除了107年1月買超台股外，2月至5月均為賣超，主要係因市場預期美國Fed本年持續升息，以及美中貿易戰衝擊，致國際資金撤離亞洲新興國家股市。

投信法人方面，107年2月及4月買超台

股，1月、3月及5月則因台股指數處於相對高檔，促使投信法人逢高減碼，賣超台股。

此外，自營商採取較短線操作策略，通常在股市行情上揚時買超台股，而在股市下跌時出現賣超。107年1月因台股走高，致自營商出現買超，2月至5月因自營商避險操作及調節持股部位，出現賣超。

表8 集中市場機構投資人買賣超

單位：新台幣億元

年 月	外 資	投 信	自 營 商	合 計
105年全年	3,202	-199	-866	2,137
106年全年	1,552	-335	114	1,331
106年 5月	498	10	85	593
6月	187	-83	170	274
7月	-52	-86	30	-108
8月	-64	-14	-77	-155
9月	-620	-55	-89	-764
10月	441	17	109	567
11月	-475	-44	40	-479
12月	-340	-4	-142	-486
107年 1月	755	-13	172	914
2月	-994	18	-112	-1,088
3月	-451	-51	-219	-721
4月	-823	9	-94	-908
5月	-281	-38	-109	-428

四、股市重要措施

本期間股市主要措施有：

- (一) 107年1月1日，財政部修正各類所得扣繳率標準部分條文，自107年起，外資股東獲配股利或盈餘之扣繳率(即外資股利所得扣繳稅率)由20%調高至21%。
- (二) 107年1月18日，立法院三讀通過稅改法案，廢除兩稅合一設算扣抵制，股利所得課稅改為二擇一：一是併同其他所得扣抵稅額，依8.5%計算可抵減稅額，扣抵上限為8萬元；二是分離課稅單一稅率28%。此外，綜合所得稅最高稅率由45%調降至40%，營利事業所得稅由17%調升至20%。新所得稅法自107年元月起實施，108年5月報稅即可適用。
- (三) 107年3月7日，證交所公告修正《證券商辦理有價證券借貸操作辦法》，放寬證券商運用其因出借有價證券給客戶所取得的證券擔保品，可依雙方約定轉提為他筆借券交易的擔保品。
- (四) 107年4月13日，立法院三讀通過證券交易稅條例修正案，當沖降稅再延長3年8個月，自今年4月28日起實施至110年12月31日止，並將證券商自行買賣現股當日沖銷交易納入適用對象。
- (五) 107年4月19日，證交所宣布，日後公司自遞件申請上市至送進審查委員會的期限，將從8周縮短至6周。此外，上櫃公司轉上市，亦由6周縮至1個月內由經理部門決議後，直接提報董事會核議。
- (六) 107年4月20日，金管會發布「電子支付機構管理條例」第4條第1項第2款規定之解釋令，開放電子支付平台對國內貨幣型基金的代理收付款項服務。
- (七) 107年5月29日，金管會宣布，開放符合一定條件的證券商可發行指數投資證券(Exchange-traded Notes，簡稱ETN)。

肆、外匯市場

一、新台幣匯率走勢

107年第1季新台幣對美元匯率最低為1月2日之29.628元，最高為1月25日之29.069元，差距為0.559元。季底新台幣對美元匯率為29.120元，較上年第4季底升值2.5%，對韓元亦升值1.8%，對日圓、人民幣及歐元則分別貶值3.4%、1.3%及0.6%。

本季（107年第2季）底與上季（107年第1季）底比較，新台幣雖對歐元、人民幣及韓元升值，惟對美元及日圓貶值（圖4），致對主要貿易對手一籃通貨之加權平均匯價（以貿易資料計算權數）貶值0.76%。以下分別分析本季新台幣對各幣別之匯率變動。

新台幣對美元匯率：4月以來，由於美中貿易衝突及中東地緣政治風險提高，以及美國Fed升息，國際美元走升，加上外資匯出，新台幣對美元反轉趨貶，6月28日貶至本季低點30.586元。本季度新台幣對美元匯率為30.500元，較上季底貶值4.5%，就平均匯率而言，本季新台幣對美元較上季貶值1.6%。

新台幣對歐元匯率：4月上旬，歐元區經濟景氣持穩且通膨增溫，預期將提供歐洲央行(ECB)貨幣政策正常化良好條件，歐元走強，新台幣對歐元走貶；嗣後，歐元區經

濟成長不如預期，加上義大利政局動盪，市場預期ECB可能延後升息時程，致歐元走貶，新台幣對歐元升值，5月29日升至本季最高之34.689元。6月義大利將重組聯合政府，政治風險降低，加上歐元區通膨數據優於預期，歐元轉為升值，新台幣對歐元走貶。本季度新台幣對歐元匯率為35.450元，較上季底升值1.2%，就平均匯率而言，本季新台幣對歐元較上季升值1.4%。

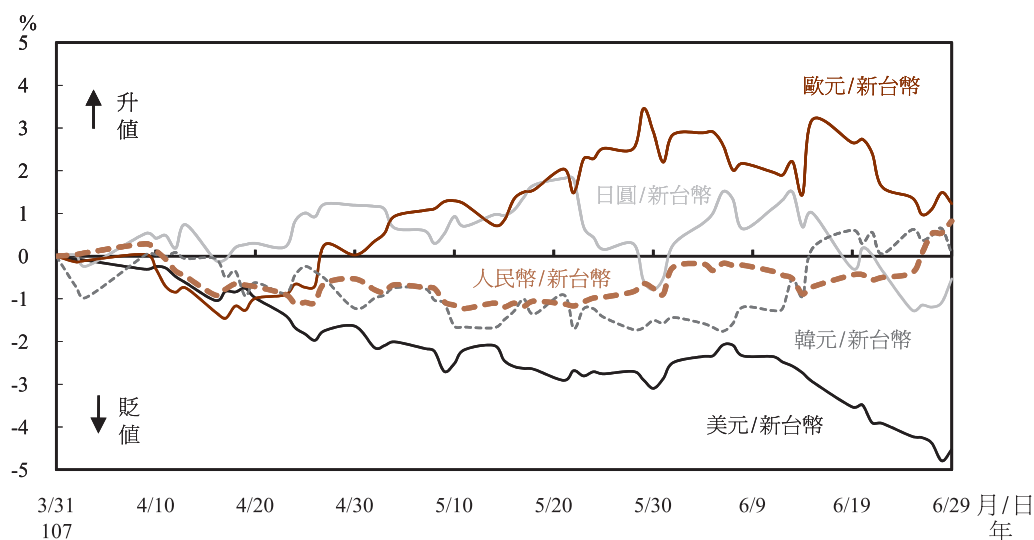
新台幣對日圓匯率：4月日本央行重申維持寬鬆貨幣政策，日圓走貶，新台幣對日圓呈升值趨勢，5月21日升至本季高點0.2693元。5月下旬，市場擔心川金會可能生變，加上6月全球貿易衝突升溫，日圓避險需求增加，新台幣對日圓走貶。本季度新台幣對日圓匯率為0.2757元，較上季底貶值0.5%，就平均匯率而言，本季新台幣對日圓較上季貶值0.9%。

新台幣對人民幣匯率：4、5月受美中貿易衝突影響，新台幣對人民幣匯率於區間內震盪。6月美國及中國大陸宣布將自本年7月6日起，對彼此340億美元進口商品加徵關稅，美中貿易衝突再起，人民幣走弱，新台幣對人民幣升值。本季度新台幣對人民幣匯率為4.6041，較上季底升值0.8%，就平均匯率而言，本季新台幣對人民幣較上季貶值1.2%。

新台幣對韓元匯率：4月南北韓領導人順利完成會談，推升韓元匯價，新台幣對韓元貶值，6月6日新台幣對韓元貶至本季低點0.0279元。6月下旬，韓元回貶。本月底新

台幣對韓元匯率為0.0274元，較上季底略升0.1%，惟就平均匯率而言，本季新台幣對韓元較上季貶值0.9%。

圖4 新台幣對主要貿易對手國貨幣之升貶幅度
(與107/3/31比較)



二、外匯市場交易

107年2月至4月外匯市場（含DBU及OBU交易）各類商品之全體外匯交易淨額為18,833.2億美元，較上期（106年11月至107年1月，以下同）減少0.4%，日平均交易淨額為336.3億美元。其中，OBU外匯交易淨額為1,654.0億美元，較上期增加9.8%，占外匯市場交易比重8.8%。

各交易類別中，以換匯交易最多，交易量為9,471.3億美元，較上期增減少1.0%；即期交易居次，交易量為7,367.2億美元，較上期減少0.8%；占外匯市場交易比重分別為50.3%及39.1%。遠匯交易居第三，交易量為1,227.9億美元，占6.5%，較上期增加2.8%。匯率選擇權居第四，交易量為608.8億美元，占3.2%，較上期增加10.4%（表9及圖5）。

表9 台北外匯市場各類商品交易量(含OBU之交易)¹

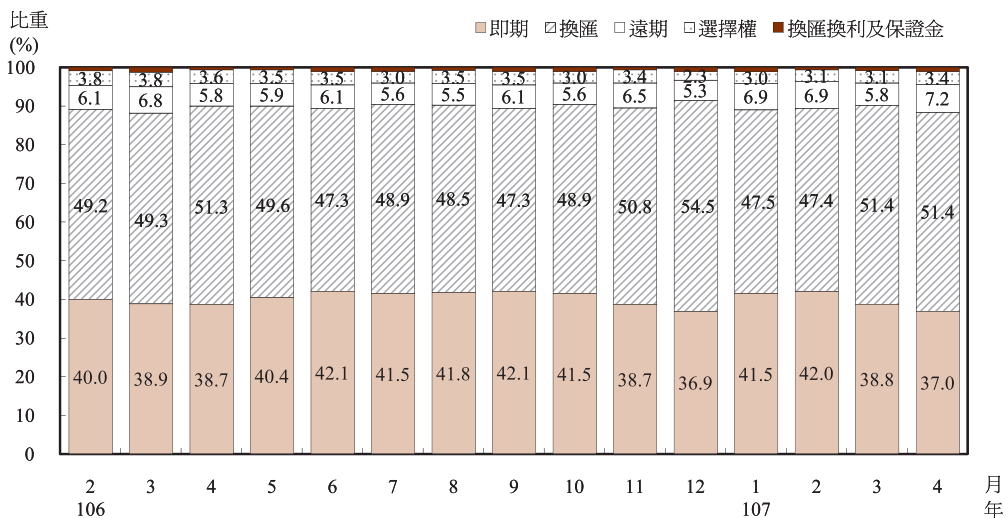
單位：百萬美元

年 / 月	即期	換匯	國內銀行 間新台幣 對外幣	遠期	新台幣對外 幣無本金交 割遠匯 ²	保證金 交易	換匯換利	選擇權	交易淨額	OBU 交易淨額	日平均 交易淨額
105	2,780,002	3,430,524	1,130,460	477,036	35,128	17,437	50,109	358,694	7,113,802	852,912	28,918
106	2,826,236	3,550,558	1,241,359	423,119	28,857	12,402	43,934	242,537	7,098,786	646,369	28,624
106/ 2	218,033	267,930	98,876	33,374	2,247	1,574	3,250	20,644	544,805	56,436	30,267
3	274,507	347,767	127,491	47,716	2,998	2,286	6,340	26,815	705,431	70,638	30,671
4	195,088	258,293	92,866	29,171	1,832	1,042	1,813	18,191	503,598	45,186	27,978
5	229,324	281,940	101,389	33,383	2,724	930	2,209	20,150	567,936	55,619	28,397
6	264,014	296,691	98,615	38,435	3,061	828	5,720	22,186	627,874	60,501	27,299
7	250,311	295,245	95,695	33,873	3,023	662	5,156	18,047	603,294	48,059	28,728
8	268,164	310,358	101,067	34,998	2,540	895	3,788	22,251	640,454	53,782	27,846
9	272,343	312,869	105,859	36,396	3,163	812	3,111	22,909	648,439	58,614	29,474
10	200,820	291,025	102,247	31,755	1,331	669	2,654	16,849	543,772	44,198	28,620
11	236,008	309,957	108,599	39,786	1,904	636	3,092	20,510	609,988	52,342	27,727
12	200,580	296,618	104,192	29,031	1,582	616	4,855	12,542	544,242	39,720	25,916
107/ 1	305,954	350,173	128,069	50,666	3,175	794	7,498	22,110	737,195	58,582	33,509
2	223,667	252,382	88,144	36,883	1,961	811	2,198	16,380	532,322	51,851	35,488
3	284,507	376,850	123,419	41,460	2,476	940	5,380	23,789	732,925	56,249	31,866
4	228,551	317,895	107,966	44,446	2,984	660	5,806	20,716	618,074	57,301	34,337

註：1. 本表各類交易量已剔除「銀行間交易」重複計算部分。此外，與匯率有關之衍生金融商品交易均列於此表。

2. 新台幣對外幣無本金交割遠匯(NDF)為遠期交易之一部分。

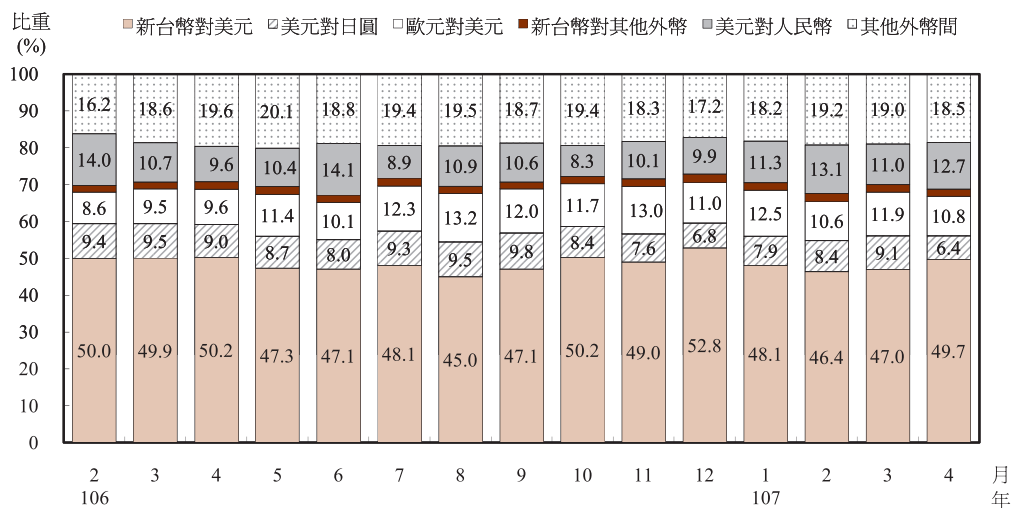
圖5 外匯交易-按交易類別



按交易幣別分，以新台幣對美元交易最多，107年2月至4月的交易比重為47.7%，較上期減少2.0個百分點；新台幣對其他外幣交易比重則甚低，僅2.0%；外幣間的交易比重為50.3%，其中美元對人民幣交易比重為

12.2%，較上期增加1.7個百分點；歐元對美元交易比重為11.2%，較上期減少1.0個百分點；美元對日圓交易比重為8.0%，較上期增加0.5個百分點；其他外幣間的交易比重為18.9%，較上期增加1.0個百分點（圖6）。

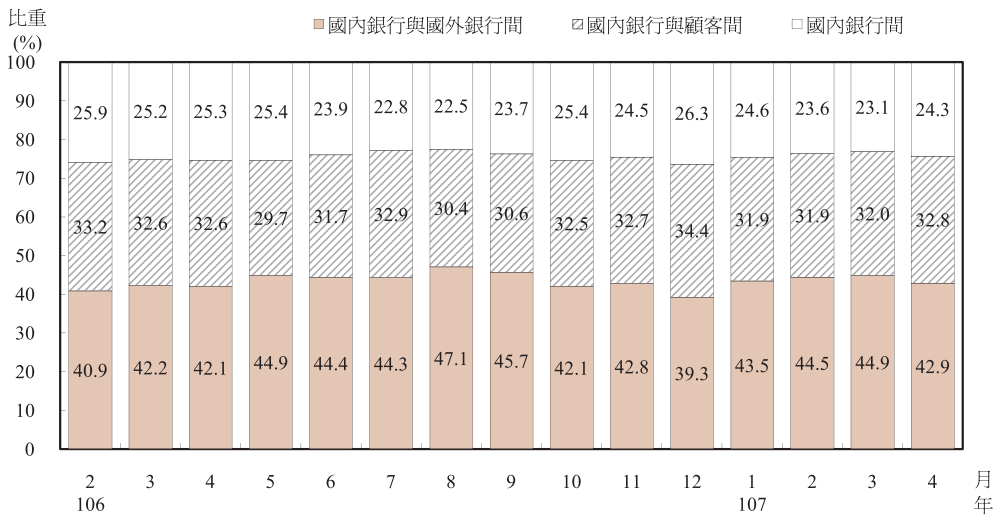
圖6 外匯交易-按幣別



按交易對象別分，以國內銀行與國外銀行間的交易最多，107年2月至4月交易比重為44.1%，較上期增加2.1個百分點；國內銀行與顧客間交易及國內銀行間交易比重分別

為32.2%及23.6%，分別較上期減少0.6個百分點及1.4個百分點（圖7）。

圖7 外匯交易-按交易對象別



三、銀行間換匯及外幣拆款交易

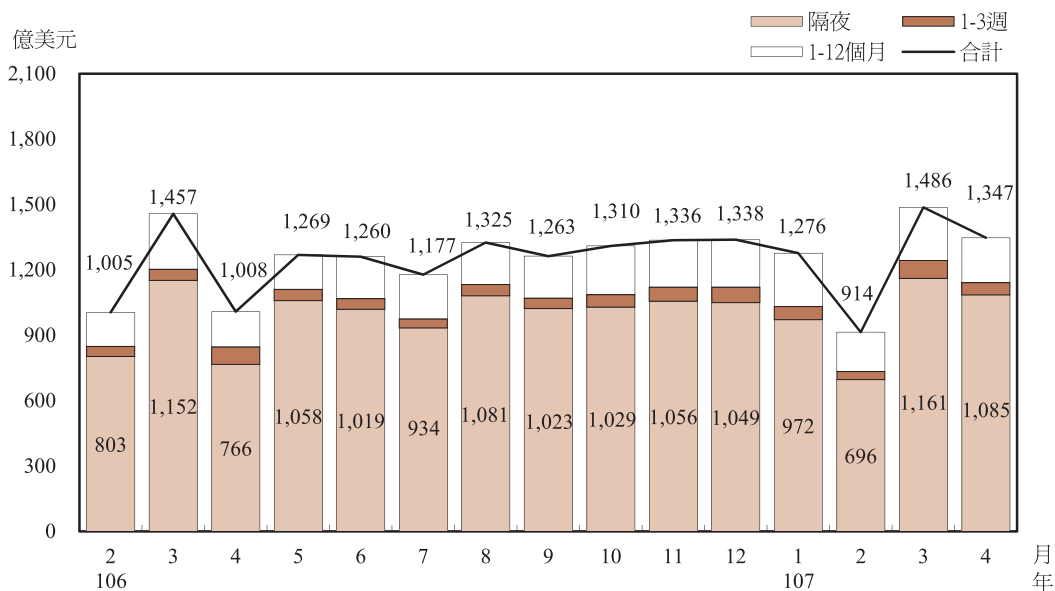
國內銀行間新台幣與外幣換匯市場及銀行間外幣拆款市場係銀行調度外幣資金的主力市場，以下分別說明之。

新台幣與外幣換匯交易方面（表9），107年2月換匯交易量為881.4億美元，較上月減少31.2%，主因美國公債殖利率上升引發全球股市震盪，投資者保守以對。3月交易量為1,234.2億美元，較上月增加40.0%，係因全球貿易衝突升溫，美元疲弱，致短天期交易比重增加，週轉率上升；且適逢季底，銀行間透過換匯交易進行短天期資金調度需求提高。4月交易量為1,079.7億美元，較上

月減少12.5%，主因跨季底後，銀行短天期資金調度需求下降，及國際板債券發行金額減少。

銀行間外幣拆款市場交易方面（圖8），107年2月外幣拆款交易量為914.3億美元，較上月減少28.4%，主要係適逢農曆春節及二二八假期，營業天數減少。3月交易量為1,486.2億美元，較上月增加62.6%，主因季底因素及營業天數增加。4月交易量為1,347.3億美元，較上月減少9.4%，係因美國10年期公債殖利率升破3%，引發市場對美國Fed再度升息疑慮，銀行業對外幣拆款轉趨保守。

圖8 外幣拆款市場月交易量



四、匯率以外涉及外幣之衍生金融商品

107年2月至4月匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易為833.8億美元，較上期增加23.1%。其中，以外幣利率期貨499.8億美

元最多，占匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易量的59.9%，較上期減少2.2個百分點；外幣換利交易居次為189.7億美元，所占比重為22.7%，較上期減少2.3個百分點（表10）。

表10 匯率以外涉及外幣之衍生金融商品的交易金額

單位：百萬美元

年 / 月	外幣 換利	外幣遠期 利率協議	外幣利率 選擇權	外幣利率 期貨	商品價格交 換與選擇權	股價交換 與選擇權	信用衍生 商品	合計
104	42,763	4,928	2,152	56,088	4,058	486	1,122	111,596
105	41,952	120	5,743	51,222	3,053	145	933	103,168
106	49,453	0	11,412	116,911	2,802	121	857	181,556
106/ 2	4,440	0	870	3,998	270	12	90	9,679
3	6,023	0	1,776	9,664	373	14	113	17,963
4	2,606	0	331	6,178	235	6	109	9,464
5	3,139	0	808	9,828	235	1	121	14,132
6	4,599	0	479	14,417	237	13	155	19,900
7	2,974	0	438	9,102	209	2	10	12,735
8	3,110	0	40	16,045	231	16	52	19,494
9	5,417	0	1,200	13,045	218	5	105	19,990
10	5,063	0	2,620	11,243	221	7	10	19,164
11	3,186	0	477	12,526	135	10	7	16,340
12	3,962	0	1,210	8,161	139	7	35	13,514
107/ 1	9,816	0	6,274	21,429	250	44	75	37,889
2	6,043	0	5,571	19,635	129	75	158	31,611
3	7,015	0	5,546	15,471	273	81	457	28,842
4	5,908	0	1,532	14,878	315	74	222	22,928

外匯業務及衍生外匯商品業務等。

五、外匯自由化與外匯管理

為進一步完善有關防制洗錢及打擊資恐

為持續落實自由化、國際化既定政策，以及促進外匯業務的健全發展，本行持續同意指定銀行採事後報備方式，函報開辦新種

規範之執行，爰修正「外幣收兌處設置及管理辦法」，並為利相關單位執行客戶姓名檢核作業之準備，自107年8月1日起施行。

國際經濟金融情勢（民國107年第1季）

壹、概述

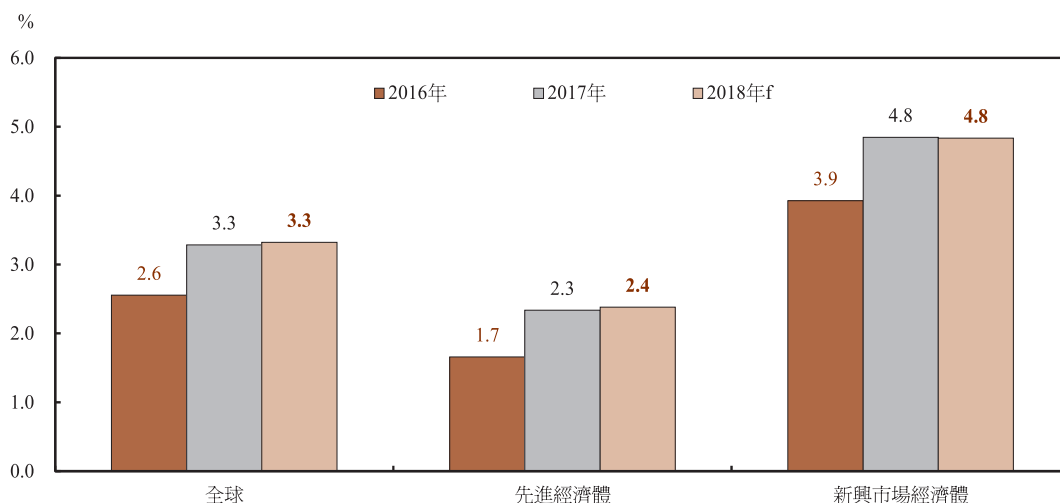
一、近期全球經濟持穩，預期本年經濟成長率與上年持平

IHS Markit預估本(2018)年第1季全球經濟成長率為3.5%，與上(2017)年第4季持平；近期國際油價大漲，貿易紛爭不斷，加以主要經濟體商業信心略下滑，第2季全球經濟成長率預測值略降至3.3%；惟預期美國減稅措施可望激勵其經濟走強，並帶動全球景氣穩健擴張，全年全球經濟成長率可望與上年

持平，為3.3%(圖1、表1)。

未來全球經濟仍面臨諸多不確定性因素，諸如，若主要經濟體貿易摩擦加劇，恐影響全球貿易活動；主要經濟體若加速貨幣政策正常化，流動性趨緊恐導致國際金融市場波動擴大；中東地緣政治緊張，加以英國脫歐及義大利疑歐派新內閣上任等因素，均將影響全球經濟前景。

圖1 全球經濟成長率



註：f表示預測值。

資料來源：IHS Markit

表1 經濟成長率

單位：%

區域或經濟體	2016年		2017年		2018年	
					(1)	(2)
全球	3.2	(2.6)	3.8	(3.3)	3.9	3.3
先進經濟體	1.7	(1.7)	2.3	(2.3)	2.5	2.4
OECD國家	1.8	(1.7)	2.5	(2.4)	2.6	2.4
美國	1.5		2.3		2.9	3.0
日本	1.0		1.7		1.2	1.1
德國	1.9		2.2		2.5	2.2
英國	1.8		1.7		1.6	1.1
歐元區	1.8		2.4		2.4	2.1
台灣	1.41		2.89		1.9	2.7
香港	2.2		3.8		3.6	3.5
新加坡	2.4		3.6		2.9	3.0
南韓	2.9		3.1		3.0	3.0
東協五國	4.6		5.1		5.0	—
泰國	3.3		3.9		3.9	4.1
馬來西亞	4.2		5.9		5.3	5.1
菲律賓	6.9		6.7		6.7	6.6
印尼	5.0		5.1		5.3	5.1
越南	6.2		6.8		6.6	6.7
中國大陸	6.7		6.9		6.6	6.7
印度	7.1		6.7		7.4	7.1
新興市場暨開發中經濟體	4.4		4.8		4.9	—

註：1. 資料中粗體字表實際值，其餘為預測值。

2. 2016、2017年區域經濟體為IMF資料，OECD國家為OECD資料，括弧內數字均為IHS Markit資料；各國為官方資料，其中印度為財政年度(當年第2季至次年第1季)資料。

3. 2018年(1)為IMF資料，僅OECD國家採用OECD資料；(2)為IHS Markit資料，其中印度為財政年度(當年第2季至次年第1季)資料。

4. IMF與IHS Markit 計算全球經濟成長率方式不同，IMF以國際比較計畫(International Comparison Program, ICP)發布的2011年調查版本之PPP計價GDP計算全球各經濟體權重，IHS Markit則以美元計價之名目GDP計算權重。

資料來源：IMF (2018), "World Economic Outlook," Apr. 17、IMF (2018), "Regional Economic Outlook : Asia Pacific," May 9、OECD (2018), "OECD Economic Outlook," May 30、IHS Markit (2018/6/15)

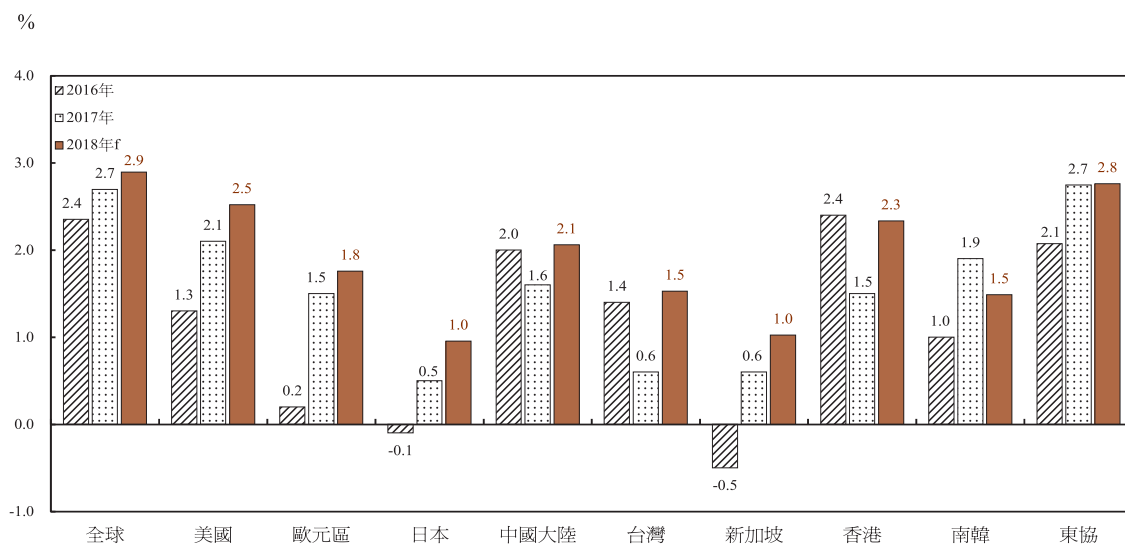
二、近期全球通膨率略升，預期本年通膨率亦略高於上年

受全球經濟持穩及能源價格上揚影響，

IHS Markit預估本年第2季全球通膨率由第1

季之2.6%略升至2.8%，全年預測值亦由上年之2.7%略升至2.9%，主要經濟體通膨率預測值多高於上年(圖2)。

圖2 主要經濟體通膨率



註：f表示預測值。

資料來源：各國官方資料、IHS Markit

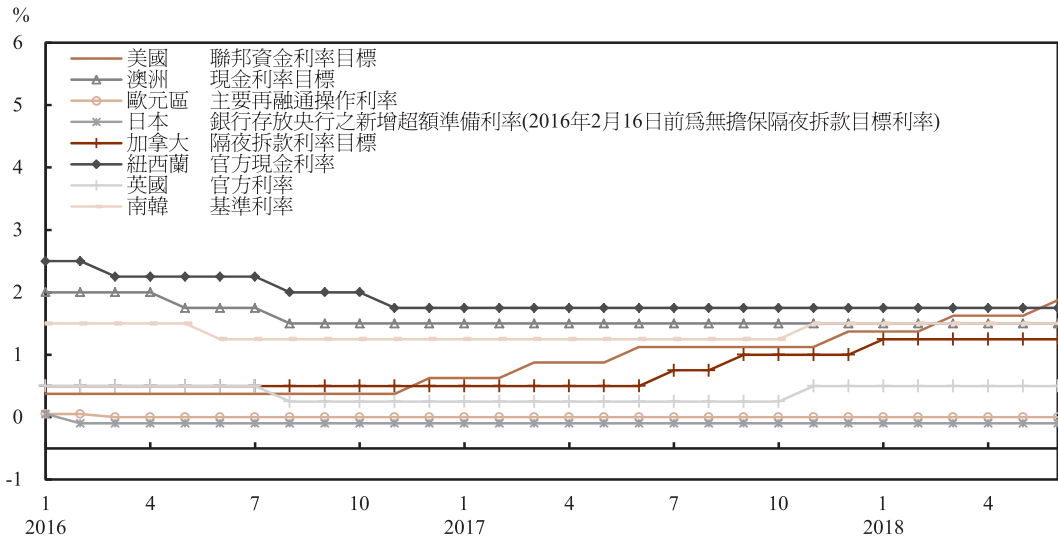
三、美國升息1碼，歐元區、日本維持政策利率不變，部分新興市場經濟體緊縮貨幣政策

本年4月以來，歐元區、英國及日本，因經濟、薪資成長或通膨展望仍偏低，維持政策利率不變；美國聯準會(Fed)則於6月再度將聯邦資金利率目標區間調升1碼至1.75%~2.00%(圖3)，並自7月起將每月資產

縮減規模由300億美元提高至400億美元。

新興經濟體方面，4月以來，新加坡貨幣管理局略緊縮貨幣政策，允許新加坡元小幅升值，香港跟隨美國升息1碼；另為抑制通膨升溫，菲律賓及印度央行分別升息2碼及1碼，印尼央行為降低貨幣貶值壓力共升息4碼，其餘央行則多維持政策利率不變(圖4)。

圖3 先進經濟體政策利率

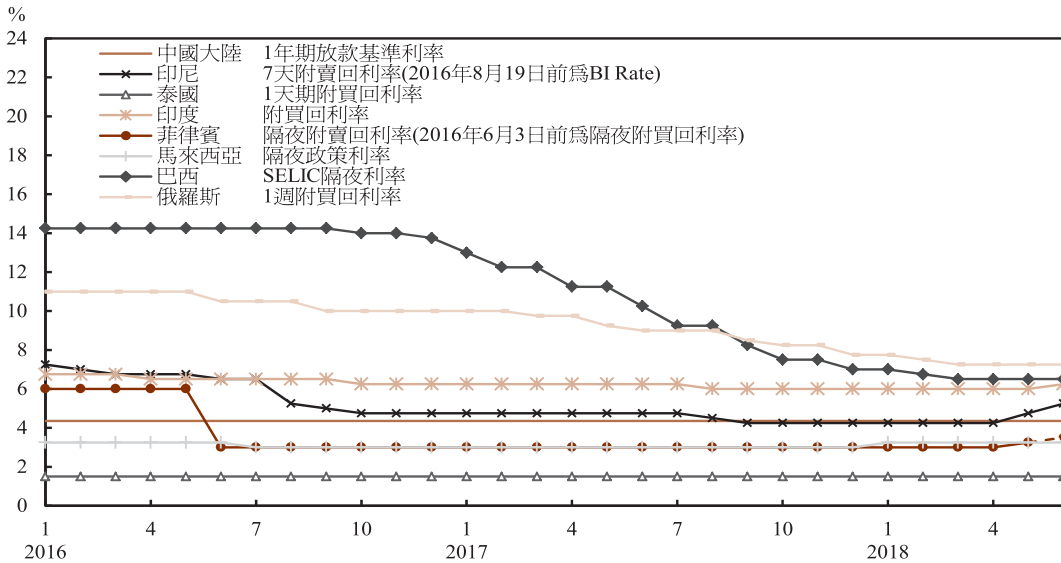


註：1. 美國及日本(2016年2月16日前)之政策利率為一區間，故以上限及下限之平均數表示。

2. 日本自2016年2月16日起以銀行存放央行之新增超額準備利率作為短期政策利率。

資料來源：各國官方資料

圖4 新興經濟體政策利率



註：1. 菲律賓自2016年6月3日啟用利率走廊(interest-rate corridor, IRC)架構，以隔夜附賣回利率為政策利率。

2. 印尼自2016年8月19日啟用利率走廊架構，基準利率由BI Rate改為7天期附賣回利率。

資料來源：各國官方資料

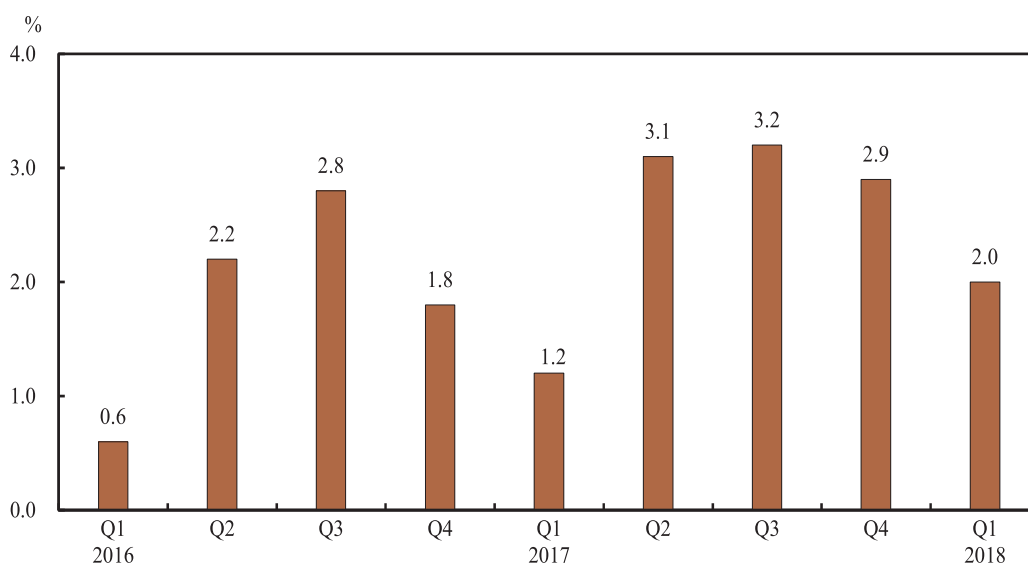
貳、美國經濟成長可望增強，通膨升溫，Fed再升息1碼

一、本年第1季經濟溫和成長，預期全年成長將加速

本年第1季，民間投資雖強勁成長，輸

出亦穩健擴增，惟民間消費成長疲弱，美國經濟成長率(與上季比，換算成年率)由上年第4季之2.9%降至2.0%(圖5、表2)。

圖5 美國經濟成長率



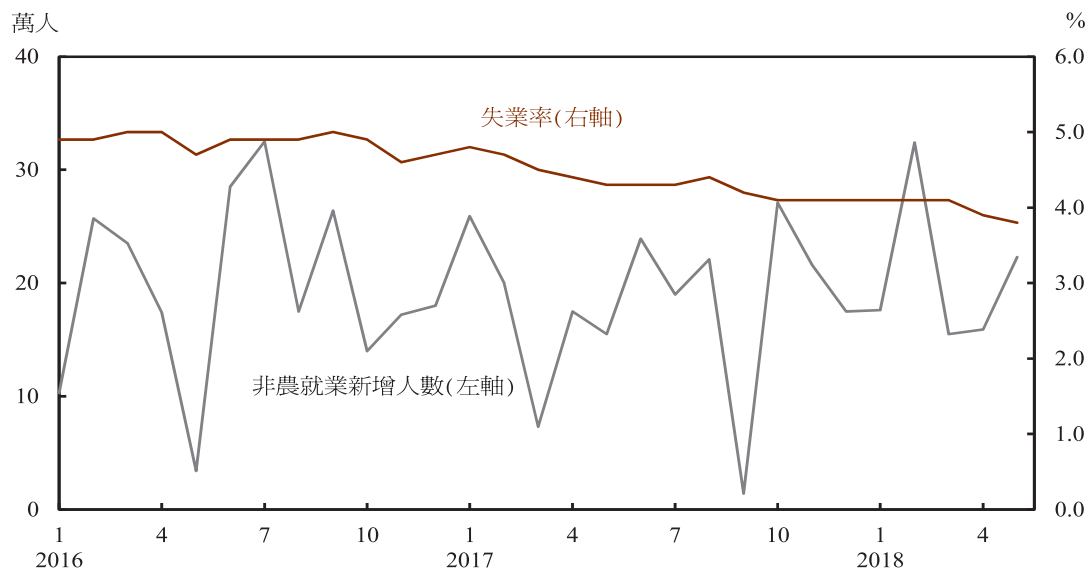
資料來源：Bureau of Economic Analysis

4月以來，就業市場持續復甦，5月失業率由4月之3.9%降至3.8%，係2000年5月以來新低；非農就業新增人數則由15.9萬人增加至22.3萬人(圖6、表2)。

由於就業市場穩健，製造業活動維持擴張，加以預期稅改可望帶動民間消費，第2

季經濟將加速成長，惟貿易政策不確定性恐影響企業信心與投資，係攸關本年經濟成長之主要風險。IHS Markit預測第2季經濟成長率(與上季比，換算成年率)為4.1%，全年為3.0%；Fed之全年經濟成長率預測區間則為2.7%至3.0%，高於上年之2.3%。

圖6 美國非農就業新增人數及失業率



資料來源：Bureau of Labor Statistics

表2 美國重要經濟指標

年 / 月	經濟成長率 %	失業率 %	工業生產年增率 %	核心消費者物價指數 (1982-84=100)	消費者物價指數 (1982-84=100)	生產者物價指數 (2009/11=100)	貿易收支 (百萬美元)
				年增率 %	年增率 %	年增率 %	
2015	2.9	5.3	-1.0	1.8	0.1	-0.9	-745,483
2016	1.5	4.9	-1.9	2.2	1.3	0.4	-736,577
2017	2.3	4.4	1.6	1.9	2.1	2.3	-795,690
2017/ 5		4.3	2.1	1.7	1.9	2.3	-65,709
6	3.1	4.3	1.8	1.7	1.6	1.9	-64,823
7		4.3	1.4	1.7	1.7	2.0	-64,457
8		4.4	1.1	1.7	1.9	2.5	-64,478
9	3.2	4.2	1.2	1.7	2.2	2.5	-64,921
10		4.1	2.7	1.8	2.0	2.7	-67,629
11		4.1	3.4	1.7	2.2	3.0	-69,835
12	2.9	4.1	2.9	1.8	2.1	2.6	-72,441
2018/ 1		4.1	2.8	1.8	2.1	2.6	-73,626
2		4.1	3.6	1.8	2.2	2.9	-75,975
3	2.0	4.1	3.6	2.1	2.4	3.0	-68,520
4		3.9	3.6	2.1	2.5	2.7	-67,335
5		3.8	3.5	2.2	2.8	3.1	

資料來源：Board of Governors of the Federal Reserve System、Bureau of Economic Analysis、Bureau of Labor Statistics

二、通膨升溫，預期全年通膨率將高於上年

受能源價格上揚及住房及醫療成本上升等影響，本年4至5月消費者物價指數(CPI)年增率為2.6%，高於第1季之2.2%(表2)；扣除食品與能源之核心CPI年增率亦由第1季之1.9%升至2.2%。預期大宗商品價格走升，加以政府減稅及擴大財政支出政策可能推升薪資及物價，IHS Markit預測本年CPI年增率將由上年之2.1%升至2.5%。

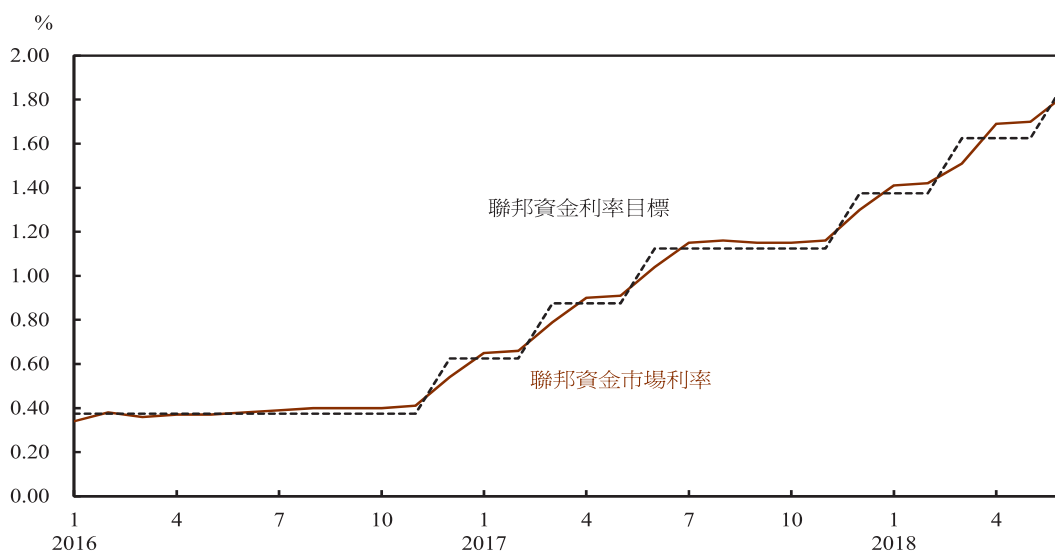
三、Fed升息1碼

本年6月13日，聯邦公開市場委員會(FOMC)會議聲明指出，勞動市場持續增強，經濟活動穩步升溫，企業固定投資強勁成長，且通膨數據已接近2%目標，決議

將聯邦資金利率目標區間調升0.25個百分點至1.75%~2.00%(圖7)；未來利率調整之時機及幅度，將依據經濟表現相對於充分就業目標及對稱2%通膨目標(symmetric 2 percent inflation objective)之實現，以及預期經濟情況加以評估。且自本年7月起，將每月縮減之政府公債、機構債(agency debt)與機構房貸擔保證券(agency MBS)再投資金額，分別由180億、120億美元提高至240億、160億美元。

此外，FOMC刪除「聯邦資金利率可能在一段時間內低於長期預期水準」之措辭，且提高本年聯邦資金利率中位數預測值至2.375%，市場因而預期本年內可能再升息2次。Fed主席Powell並表示，為促進對外溝通，自明(2019)年1月起，FOMC每次政策會議後均將舉行會後記者會。

圖7 美國聯邦資金利率目標與市場利率



註：美國聯邦資金利率目標為一區間，故以上限及下限之平均數表示。

資料來源：Thomson Reuters Datastream

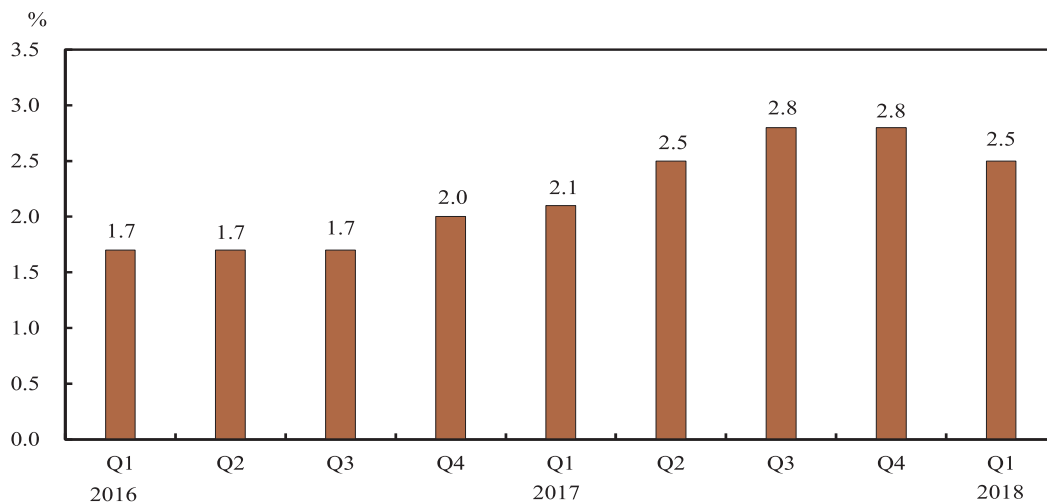
參、歐元區經濟恐略緩，通膨預期略升，貨幣政策維持不變

一、第1季經濟穩健成長，預期全年成長率略低於上年

本年第1季因全球貿易放緩，歐元區出口成長率下降，加以主要會員國經濟信心轉弱，德、法經濟成長率分別降至2.3%、2.2%，歐元區經濟成長率由上年第4季之

2.8%降至2.5%(圖8、表3)。4月以來，由於美中貿易摩擦及義大利政局動盪，歐元區消費者信心轉弱，IHS Markit預測第2季經濟成長率續降至2.2%，全年則為2.1%，略低於上年之2.4%。

圖8 歐元區經濟成長率

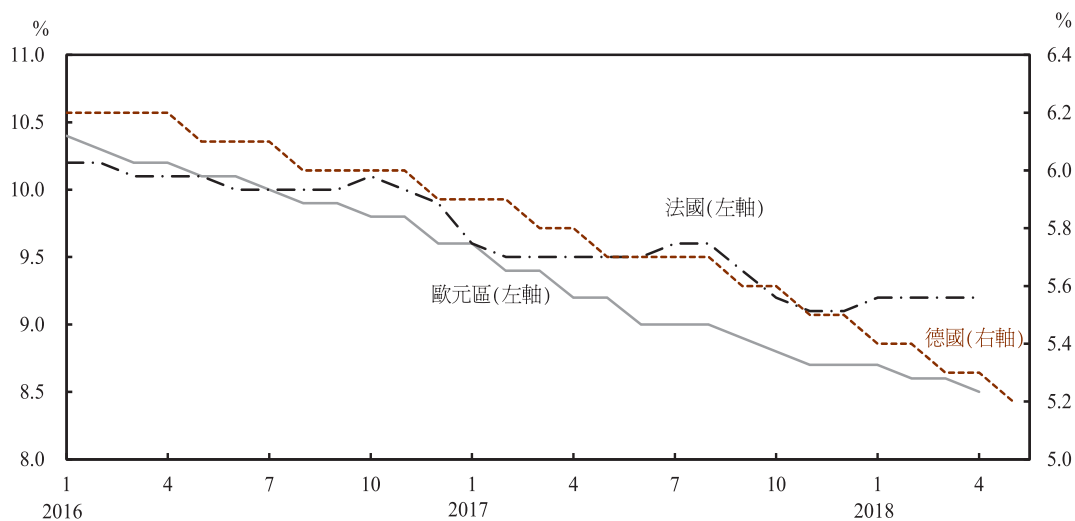


資料來源：Eurostat

歐元區勞動市場持續改善，4月失業率為8.5%(圖9、表3)，係2009年1月以來新低。其中，5月德國失業率為5.2%，係1981年10

月以來最低；4月法國失業率連續4個月持平於9.2%，係2009年5月以來次低(圖9)。

圖9 歐元區失業率



資料來源：Thomson Reuters Datastream、Eurostat

表3 歐元區重要經濟指標

年 / 月	經濟成長率 %	失業率 %	工業生產年增率 (不含營建業) %	調和消費者物價指數 (HICP)年增率 (2015=100) %	出口年增率 %	進口年增率 %	貿易收支 (百萬歐元)
2015	2.1	10.9	2.6	0.0	5.3	2.6	238,597
2016	1.8	10.0	1.6	0.2	0.3	-1.1	265,309
2017	2.4	9.1	3.0	1.5	7.1	10.0	233,653
2017/ 5		9.2	3.6	1.4	13.8	18.7	19,281
6	2.5	9.0	2.2	1.3	4.2	6.9	25,731
7		9.0	3.9	1.3	5.9	9.1	21,730
8		9.0	4.2	1.5	7.0	9.3	15,341
9	2.8	8.9	4.2	1.5	5.2	5.6	25,064
10		8.8	2.7	1.4	9.0	10.8	18,240
11		8.7	4.8	1.5	8.6	9.2	24,678
12	2.8	8.7	5.1	1.4	0.9	2.7	24,921
2018/ 1		8.7	3.6	1.3	9.1	6.2	2,941
2		8.6	2.6	1.1	2.9	1.3	19,082
3	2.5	8.6	3.2	1.3	-3.2	-2.1	25,682
4		8.5	1.7	1.3	8.0	8.2	16,705
5				1.9			

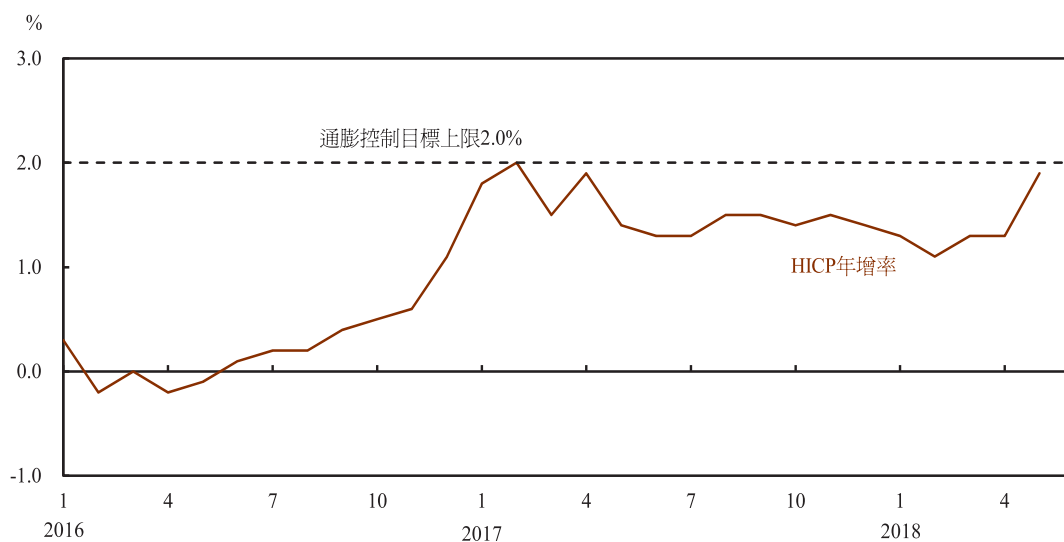
資料來源：ECB、Eurostat、Thomson Reuters Datastream

二、近期通膨增溫，預測本年通膨率略高於上年

本年4至5月，因國際油價上漲，歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率為1.6%，高於第1季之1.2%(表3、圖10)；扣除能源

及未加工食品之核心HICP年增率則持平於1.2%。由於貨幣政策仍屬寬鬆，加以經濟穩健成長及大宗商品價格走升，IHS Markit預測本年通膨率為1.8%，高於上年之1.5%。

圖10 歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率



資料來源：Thomson Reuters Datastream

三、ECB宣布將於本年底結束資產購買計畫

本年6月14日，歐洲央行(ECB)決議維持政策利率不變(表4、圖11)，且至少到明年夏季。資產購買計畫部分，本年10至12月之每

月資產購買規模將由目前之300億歐元降至150億歐元，並於年底結束資產購買計畫，而到期債券之本金將持續再投資以維持流動性。

表4 ECB之各項利率

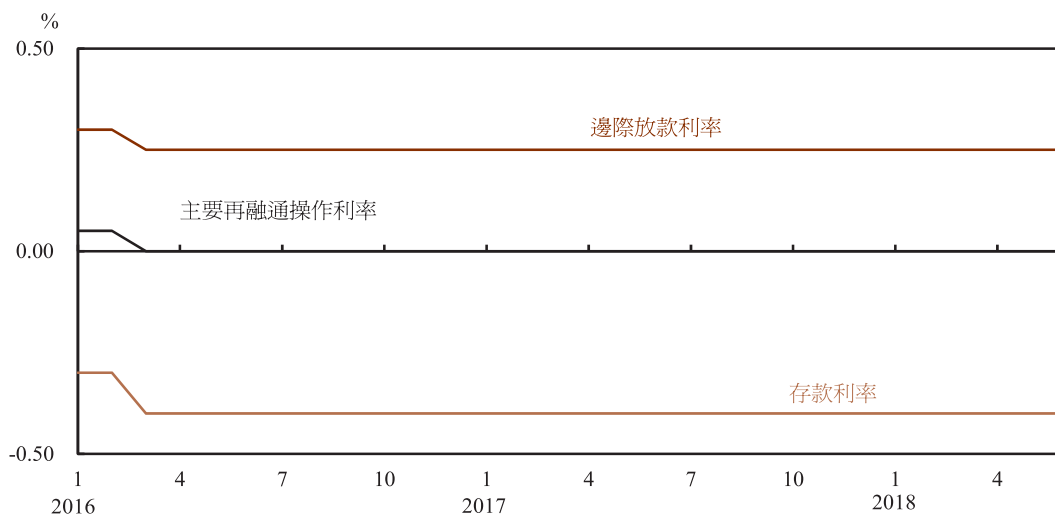
單位：%

名稱	實施日期			
	2014/6/11	2014/9/10	2015/12/9	2016/3/16
主要再融通 操作利率 (政策利率)	0.15	0.05	0.05	0.00
存款利率	-0.10	-0.20	-0.30	-0.40
邊際放款利率	0.40	0.30	0.30	0.25

註：存款利率係銀行存放於ECB之隔夜存款利率，邊際放款利率係ECB提供銀行之隔夜放款利率。

資料來源：ECB

圖11 ECB之各項利率



資料來源：Thomson Reuters Datastream

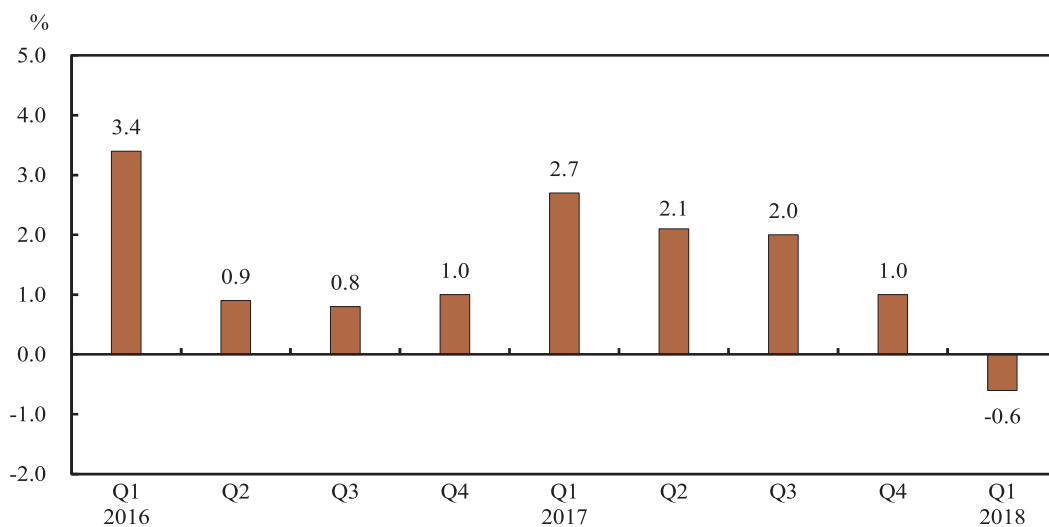
肆、日本通膨預測上揚，惟經濟成長恐減速，維持寬鬆貨幣政策

一、第1季經濟萎縮，預期全年經濟成長率略遜於上年

本年第1季，因天候不佳，生鮮蔬果價格大漲，致民間消費停滯；加以輸出成長

放緩，住宅投資續減，經濟成長率(與上季比，換算成年率)為-0.6%(圖12、表5)，為兩年來首度為負。

圖12 日本經濟成長率



資料來源：日本內閣府

4至5月以日圓計價之出口年增率由第1季之4.9%回升至7.9%(表5)，主因汽車(主要對歐美市場)及半導體製造設備(主要對中國大陸市場)出口大幅成長所致，顯示出口動能仍佳；加以勞動市場持續緊俏有利薪資成長，進而支撐民間消費，復因2020年東京奧運之營建需求升溫，自動化設備投資需求持續增，IHS Markit預測第2季經濟成長率為

1.7%，惟全年恐因全球貿易保護主義升溫影響外需動能，由上年之1.7%降至1.1%。

5月失業率降至26年來低點之2.2%(表5)，求才求職比亦升抵44年來高點之1.60倍；第1季經常性薪資年增率則由上年第4季之0.4%升至1.0%，顯示勞動市場持續緊俏，有助薪資持續成長。

表5 日本重要經濟指標

年/月	經濟成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 (2015=100)		企業物價指數 (2015=100)	出口 (日圓計價) 年增率 %	進口 (日圓計價) 年增率 %	貿易收支 (億日圓)
				年增率 %	扣除生鮮食品 年增率 %	年增率 %			
2015	1.4	3.4	-1.2	0.8	0.5	-2.3	3.4	-8.7	-27,916
2016	1.0	3.1	-0.2	-0.1	-0.3	-3.5	-7.4	-15.8	39,938
2017	1.7	2.8	4.4	0.5	0.5	2.3	11.8	14.1	29,072
2017/ 5		3.0	6.2	0.4	0.4	2.1	14.9	17.8	-2,044
6	2.1	2.8	5.2	0.4	0.4	2.2	9.7	15.7	4,332
7		2.8	4.5	0.4	0.5	2.5	13.4	16.5	4,066
8		2.8	5.0	0.7	0.7	2.9	18.1	15.5	968
9	2.0	2.8	2.5	0.7	0.7	3.0	14.1	12.3	6,538
10		2.8	5.7	0.2	0.8	3.5	14.0	19.0	2,786
11		2.7	3.6	0.6	0.9	3.5	16.2	17.3	1,052
12	1.0	2.7	4.5	1.0	0.9	3.0	9.4	15.0	3,562
2018/ 1		2.4	2.9	1.4	0.9	2.7	12.3	7.8	-9,483
2		2.5	1.6	1.5	1.0	2.6	1.8	16.6	-1
3	-0.6	2.5	2.4	1.1	0.9	2.1	2.1	-0.5	7,933
4		2.5	2.7	0.6	0.7	2.1	7.8	6.0	6,208
5		2.2	4.2	0.7	0.7	2.7	8.1	14.0	-5,805

資料來源：日本內閣府、總務省統計局、BoJ、Thomson Reuters Datastream

二、近月通膨降溫，惟預測全年通膨率高於上年

本年4至5月CPI年增率由第1季之1.3%回降至0.7%(表5)，主要受生鮮蔬果及耐久財價格下滑等影響，顯示通膨依舊疲弱；扣除生鮮食品之核心CPI年增率降至0.7%，扣除生鮮食品及能源之CPI年增率亦略降至0.4%之低點。4至5月企業物價指數(PPI)年增率由第1季之2.5%略降至2.4%。由於薪資成長逐漸擴及中小企業勞工，加以明年10月消費稅率將由8%調高至10%，提前消費效應將自下半年逐漸顯現，IHS Markit預測本年CPI年增率為1.0%，高於上年之0.5%。

三、BoJ維持寬鬆貨幣政策

由於通膨疲弱，本年6月15日日本央行(BoJ)貨幣政策會議維持短期政策利率於-0.1%不變；另為促使長期利率目標(10年期公債殖利率)維持於0%左右，每年仍將繼續增購約80兆日圓長期公債。黑田總裁會後表示，日本勞動市場緊俏且產出缺口改善，惟長期通縮心態仍存，中、長期通膨預期未明顯上升，因此須耐心維持超寬鬆貨幣政策。

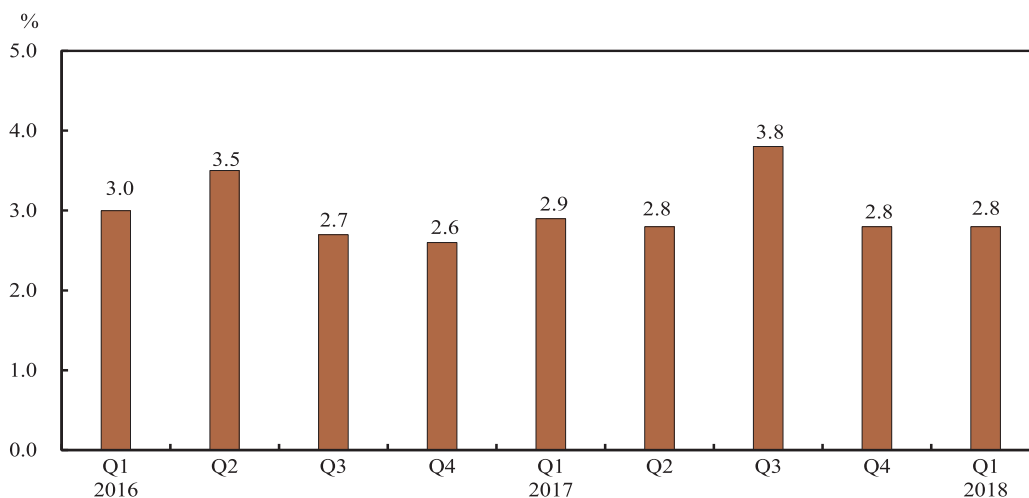
伍、南韓經濟成長恐趨緩，預期通膨下滑，政策利率不變

一、第1季經濟成長持平，預期全年景氣略為降溫

本年第1季，輸出雖恢復成長，民間消費及政府支出亦擴增，惟營建投資大幅放緩，經濟成長率為2.8%(圖13、表6)，與上季持平。為激勵青年就業，並協助因汽車及

造船產業裁員重整而受創之地方經濟，國會於5月21日通過3.8兆韓元(相當GDP之0.2%)追加預算，惟企業設備投資及營建投資若持續放緩，恐抑制經濟成長力道。IHS Markit 預測第2季經濟成長率為3.3%，全年則為3.0%，略低於上年之3.1%。

圖13 南韓經濟成長率



資料來源：南韓央行

表6 南韓重要經濟指標

年/月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產 年增率 %	消費者物價指數 (2015=100)		生產者物價指數 (2010=100)	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (百萬美元)
				年增率 %	扣除食品及 能源年增率 %	年增率 %			
2015	2.8	3.6	-0.3	0.7	2.4	-4.0	-8.0	-16.9	90,258
2016	2.9	3.7	2.3	1.0	1.9	-1.8	-5.9	-6.9	89,233
2017	3.1	3.7	1.8	1.9	1.5	3.5	15.8	17.8	95,216
2017/ 5		3.6	1.8	2.0	1.5	3.4	13.1	19.1	5,639
6	2.8	3.8	1.2	1.9	1.5	2.8	13.4	19.8	10,721
7		3.5	1.7	2.2	1.5	3.0	19.5	15.6	10,223
8		3.6	2.3	2.6	1.4	3.3	17.4	15.3	6,556
9	3.8	3.4	10.0	2.1	1.4	3.8	34.9	22.6	13,419
10		3.2	-5.6	1.8	1.6	3.6	6.7	8.0	6,935
11		3.1	-1.1	1.3	1.4	3.1	9.7	12.8	7,694
12	2.8	3.3	-4.8	1.5	1.5	2.3	8.8	13.6	5,511
2018/ 1		3.7	4.2	1.0	1.2	1.2	22.3	21.4	3,523
2		4.6	-6.8	1.4	1.3	1.3	3.3	15.2	2,860
3	2.8	4.5	-4.0	1.3	1.4	1.3	6.0	5.4	6,694
4		4.1	0.9	1.6	1.4	1.7	-1.5	14.7	6,568
5		4.0		1.5	1.4	2.2	13.5	12.7	6,554

資料來源：Thomson Reuters Datastream

第1季出口年增率為10.1%，4月則受上年同期船舶交貨墊高基期之影響，出口轉呈衰退1.5%；惟5月受惠電子晶片及石化產品出口暢旺，出口大幅成長13.5%(表6)。由於大學畢業生年初進入職場，青年失業率攀升，第1季失業率由上年第4季之3.2%大幅上揚至4.3%，4至5月則略降至4.1%(表6)。本年以來失業率大幅攀升，遭質疑可能來自最低工資大幅調升16.4%之影響。

二、近期通膨率略升，預測全年通膨率則低於上年

本年第1季CPI年增率為1.3%，4至5月回

升至1.6%(表6)，主因石油產品價格上揚，扣除食品及能源之核心CPI年增率則持平於1.4%；生產者物價指數(PPI)年增率亦由第1季之1.3%升至2.0%。IHS Markit預測本年CPI年增率為1.5%，低於上年之1.9%。

三、政策利率維持不變

全球經濟穩健成長，惟部分新興市場經濟體資本外流增加，金融市場波動加劇，且國內通膨溫和，為維持經濟成長動能，本年5月24日南韓央行決議維持政策利率於1.50%。

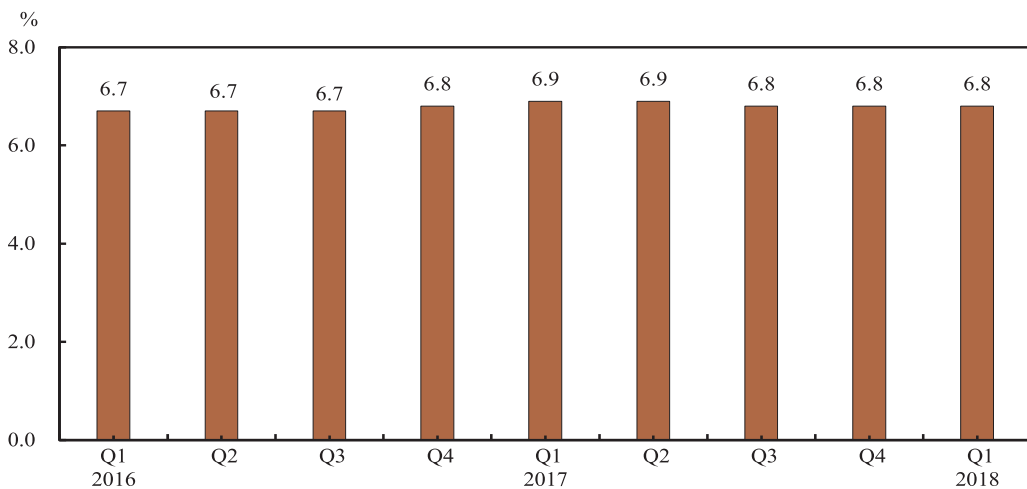
陸、中國大陸景氣恐走緩，預期通膨上升，貨幣政策維持穩健中性

一、本年第1季經濟成長平穩，全年景氣可能降溫

本年第1季中國大陸經濟成長率為

6.8%(圖14)，與上年第4季持平，優於市場預期，且高於政府設定的6.5%之全年成長目標，主因消費穩健成長及投資增速所致。

圖14 中國大陸經濟成長率



資料來源：中國國家統計局

隨政府去槓桿化及金融監管趨嚴，房地產活動與基礎建設投資受限，加以美中貿易摩擦不確定性上升，或將衝擊未來經貿活動。雖5月官方製造業採購經理人指數(PMI)升至上年10月以來新高，製造業擴張步伐加快，略緩解景氣下行壓力，惟IHS Markit預測第2季經濟成長率降至6.5%，全年為6.7%，略低於上年之6.9%，仍高於6.5%之官方目標。

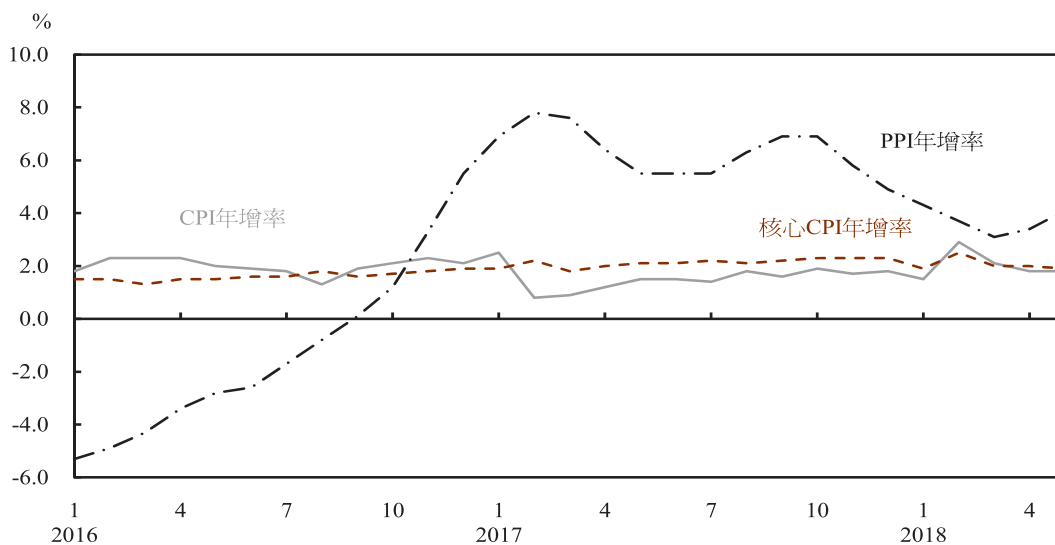
4至5月出口年增率受人民幣升值及美中貿易摩擦等影響，由第1季之17.0%降至11.9%，惟對美國、歐盟、日本及東協之出

口仍明顯成長，貿易順差則由491億美元增至537億美元。

二、近期通膨走緩，惟預期本年通膨率高於上年

本年4至5月CPI年增率為1.8%，低於第1季之2.2%(圖15)，主因豬肉等食品價格漲幅縮小，扣除食品及能源之核心CPI年增率為2.0%，略低於第1季之2.1%；工業生產者物價指數(PPI)年增率為3.8%，略高於第1季之3.7%。IHS Markit預測本年CPI年增率為2.1%，高於上年之1.6%。

圖15 中國大陸主要物價指數年增率



資料來源：中國國家統計局

三、人行下調部分金融機構存款準備率，挹注市場流動性

本年4月以來，中國人民銀行持續實施穩健中性之貨幣政策，維持政策利率不變，惟鑑於貿易對經濟成長之貢獻逐漸下滑，加以美中貿易摩擦不利出口，自4月25日起下

調部分金融機構人民幣存款準備率1個百分點，共釋出約1.3兆人民幣。其中，9,000億人民幣係提供部分金融機構償還到期之自央行借款的「中期借貸便利」工具，另對市場釋出約4,000億人民幣，減輕市場流動性壓力，緩解經濟面臨之下行風險。

柒、第1季亞洲經濟體景氣多走強，通膨溫和；預期全年經濟成長多趨緩，惟通膨趨升

本年第1季，香港因外需加速成長，新加坡因製造業持續擴張，經濟成長率分別升為4.7%及4.4%(圖16)。IHS Markit預測第2季香港、新加坡經濟成長率均走緩，全年成長率亦均低於上年。

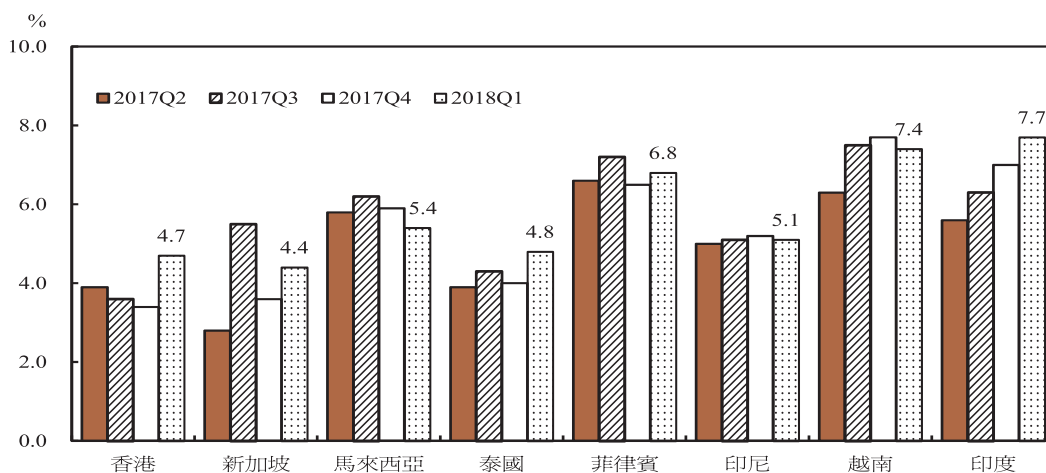
東協五國中，馬來西亞因民間投資疲軟、印尼因民間消費成長略緩、越南因內

需略疲，第1季經濟成長率分別為5.4%、5.1%、7.4%，均低於上年第4季(圖16)；泰國因商品出口及觀光業表現強勁、菲律賓受惠於政府支出大增，第1季經濟成長率分別為4.8%、6.8%，均高於上年第4季；IHS Markit預測第2季印尼成長持平，馬來西亞、泰國、菲律賓及越南成長減緩；全年除泰國

可望加速成長、印尼持平外，馬來西亞、菲律賓及越南將略緩。第1季印度經濟成長率升至7.7%，主因營建、製造及農業部門成

長快速所致，IHS Markit預測第2季成長將減緩，惟全年(財政年度)成長率仍高於上年。

圖16 亞洲經濟體經濟成長率

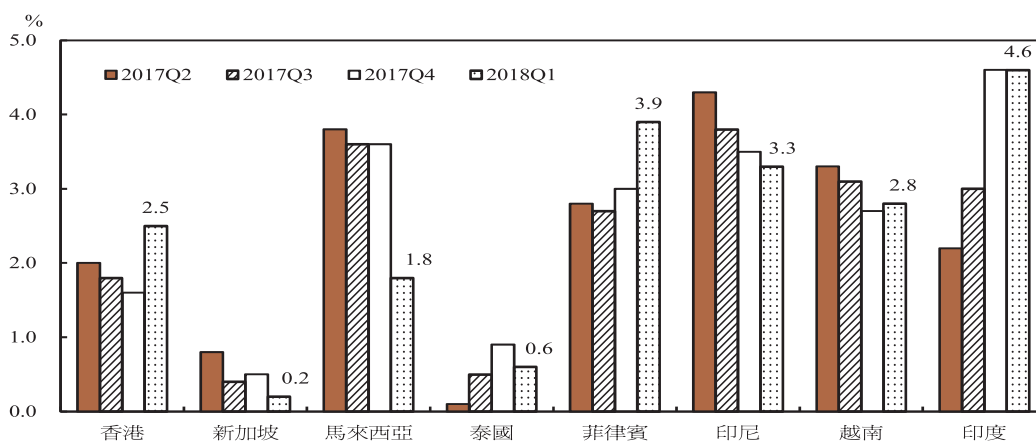


資料來源：各國官方資料

物價方面，第1季亞洲經濟體CPI年增率與上年第4季相較升降互見(圖17)，IHS

Markit預測全年通膨率則多高於上年。

圖17 亞洲經濟體消費者物價年增率



資料來源：各國官方資料

貨幣政策方面，4月新加坡貨幣管理局預期核心通膨上升壓力仍存，將新加坡元名目有效匯率區間之斜率由零小幅調升(即小幅升值)，6月香港則跟隨美國升息1碼；另為抑制通膨上升壓力，5月及6月菲律賓央行各調升隔夜附賣回利率1碼至3.50%，6月印

度央行亦調高附買回利率1碼至6.25%；印尼央行為遏阻印尼盾貶值，5月兩度調升7天期附賣回利率各1碼，6月再一次調升2碼至5.25%；其餘經濟體則多維持政策利率不變。

捌、歐元、日圓及新興市場經濟體貨幣對美元貶值

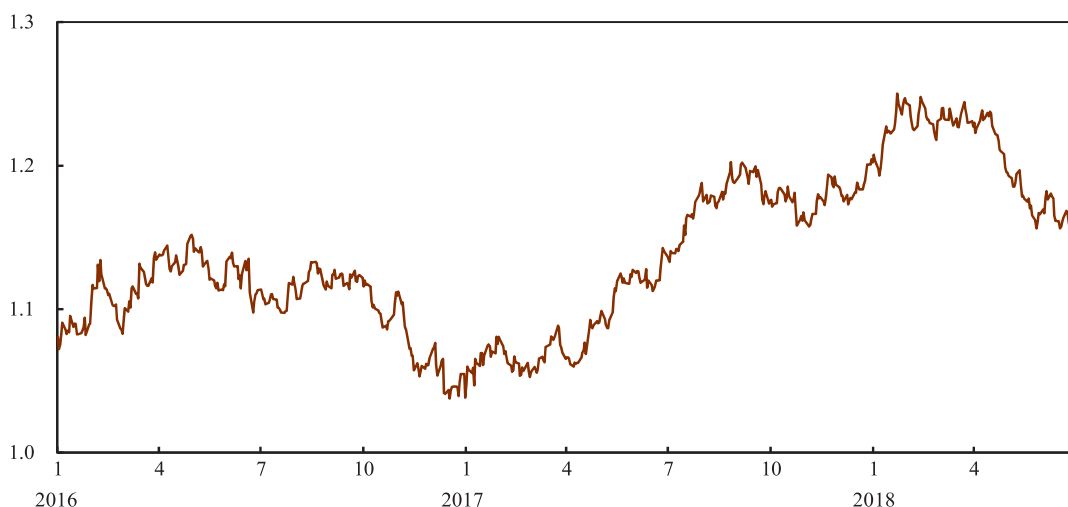
一、歐元及日圓對美元走貶

本年4月以來，由於美國經濟表現佳，市場預期Fed將加速升息，致歐元對美元走貶。5月義大利五星運動黨與聯盟黨雖達成組閣協議，惟提議之財長人選遭否決，歐元

大幅貶值；至5月底順利組閣後，歐元方止貶回穩。ECB於6月政策會議宣布將於本年底結束資產購買計畫，然維持低利率至少到明年夏季，歐元於低檔盤整，6月底為1歐元兌1.1676美元，較3月底貶值5.1%(圖18)。

圖18 歐元對美元匯率

美元 / 歐元



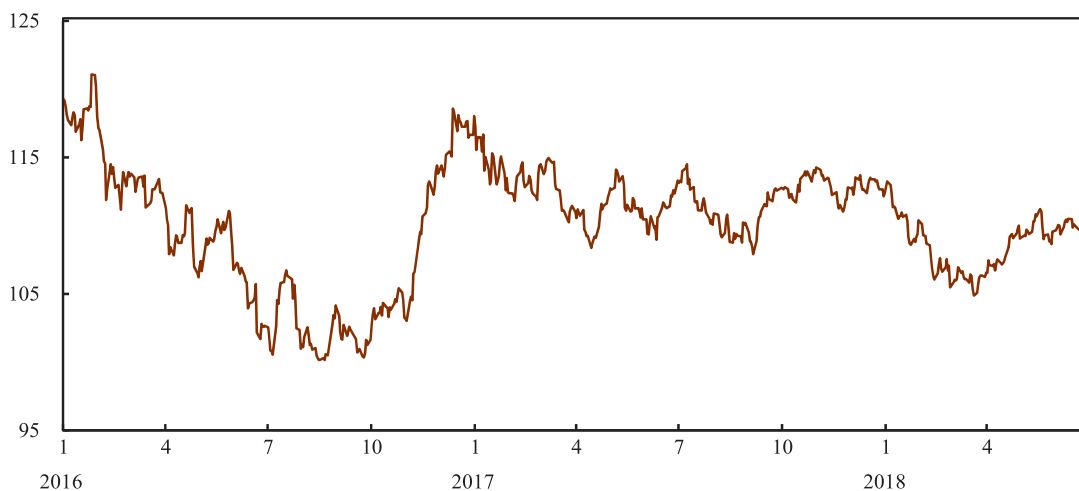
資料來源：Thomson Reuters Datastream

日圓方面，第1季日本經濟表現不佳，加以美元強勢，4月以來，日圓對美元趨貶；5月義大利政治動盪致市場避險情緒升

溫，日圓一度轉升，嗣後小幅震盪，至6月底為1美元兌110.77日圓，仍較3月底貶值4.0%(圖19)。

圖19 日圓對美元匯率

日圓 / 美元



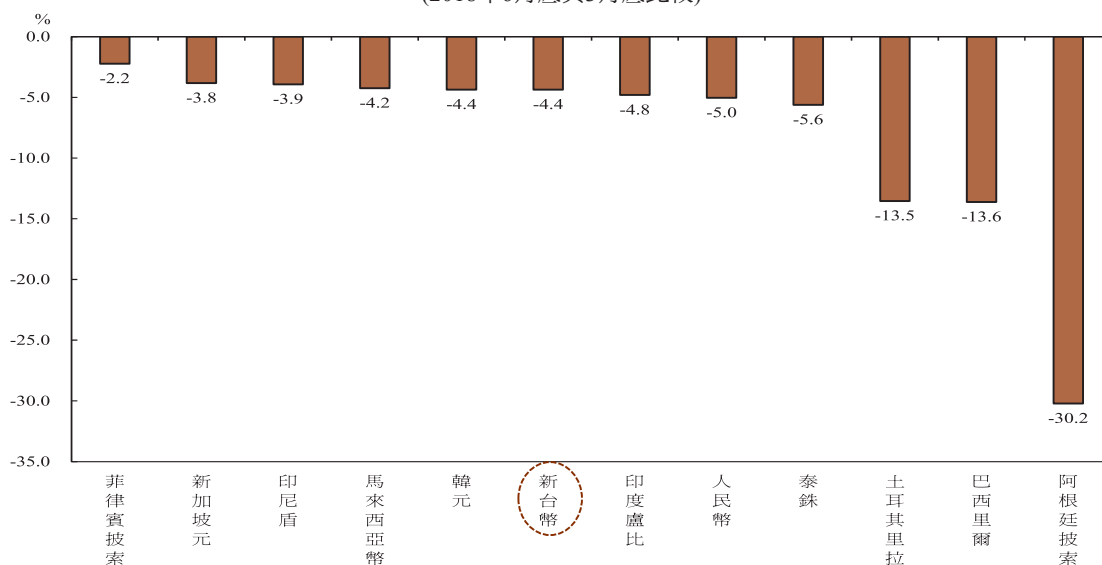
資料來源：Thomson Reuters Datastream

二、新興市場經濟體貨幣貶值

本年4月以來，受美國利率及美元聯袂走升影響，部分新興市場經濟體資本大量外流，其貨幣對美元走貶，6月底與3月底相較，阿根廷披索大貶約30%，巴西里爾及

土耳其里拉貶值逾10%，亞洲國家貨幣亦均疲軟，其中以泰銖貶幅5.6%最大，另人民幣復受美中貿易爭端影響，對美元貶幅亦達5.0%(圖20)。

圖20 新興市場經濟體貨幣對美元升貶值幅度
(2018年6月底與3月底比較)



資料來源：Thomson Reuters Datastream

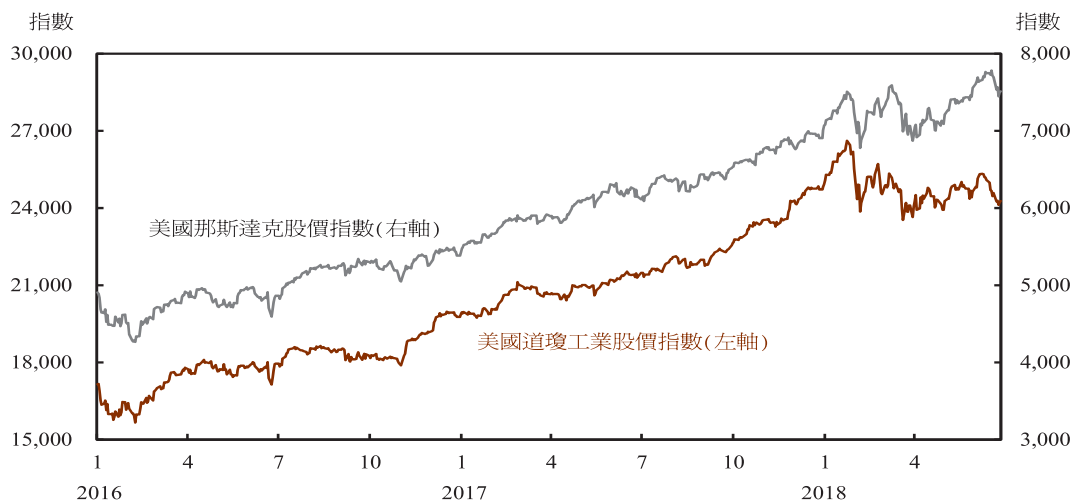
玖、先進經濟體股市多高點震盪，新興市場經濟體股市多下跌

一、美、歐、日股升高點後區間震盪

本年4月受美中貿易摩擦情勢變化及地緣政治緊張局勢等影響，美股呈區間震盪。5月以來，在美國企業財報優於預期及經濟數據亮眼激勵下，美股一度上揚，6月中旬

後因美中貿易摩擦疑慮加深而震盪走跌。惟6月底與3月底比較，道瓊工業股價指數及那斯達克股價指數仍分別上漲0.7%及6.3%(圖21)。

圖21 美國道瓊工業及那斯達克股價指數

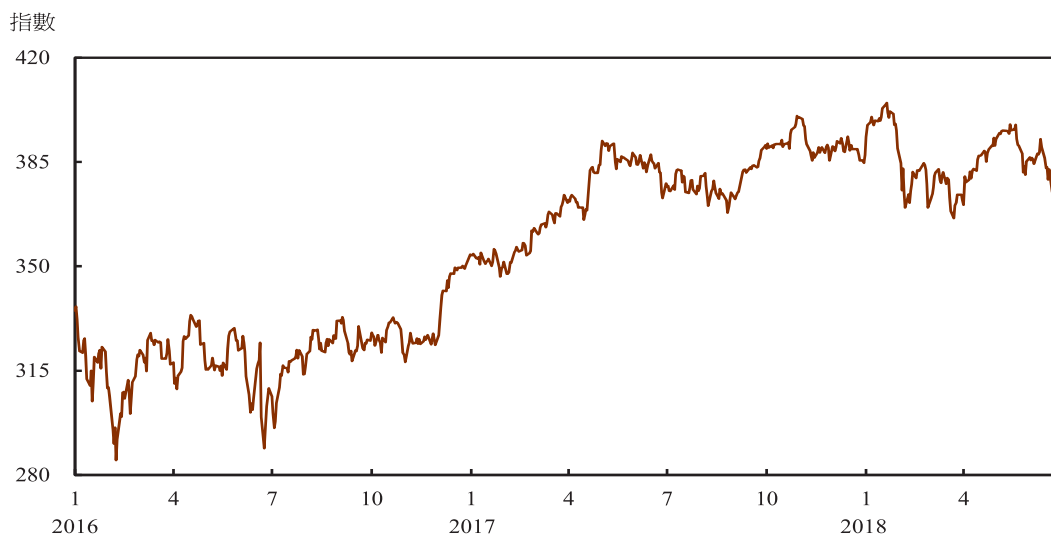


資料來源：Thomson Reuters Datastream

歐、日股方面，4月以來，多呈緩步上升走勢；5月中旬後，受義大利與西班牙政治動盪，加上美國與北韓領袖會議不確定等因素影響，股市一度下修後回穩。6月美中

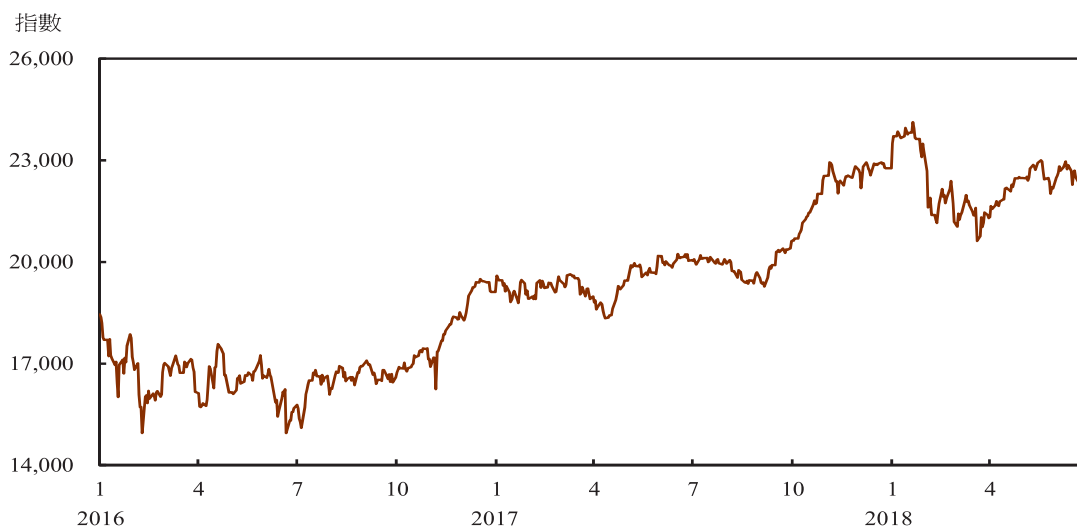
貿易爭端再起，股市震盪轉跌。惟6月底與3月底比較，泛歐元道瓊股價指數及日經225股價指數仍分別上漲0.8%(圖22)及4.0%(圖23)。

圖22 泛歐元道瓊股價指數



資料來源：Thomson Reuters Datastream

圖23 日經225股價指數



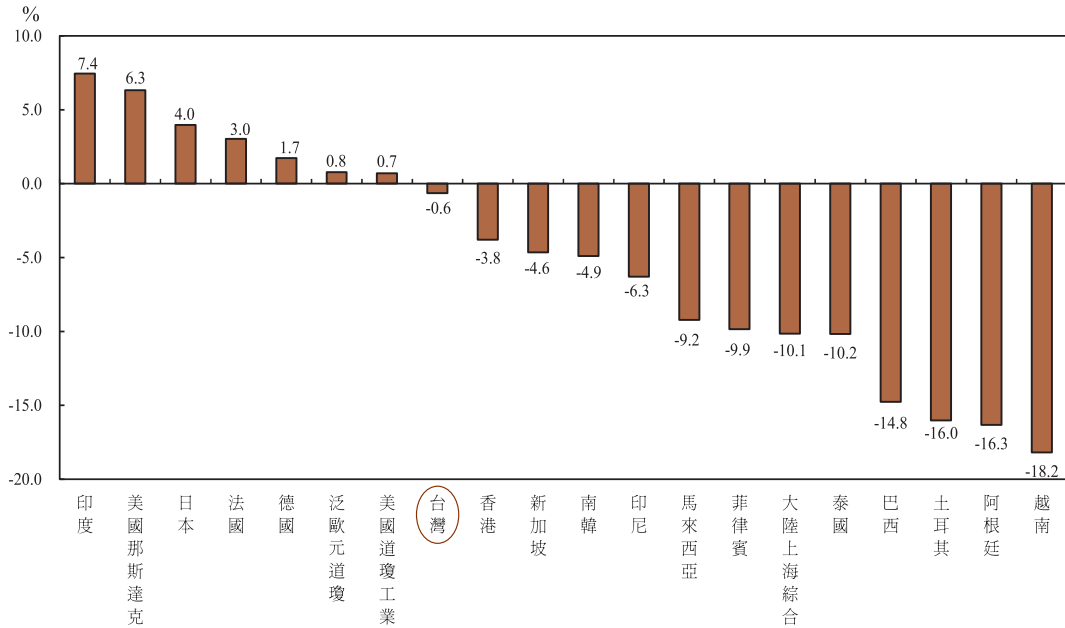
資料來源：Thomson Reuters Datastream

二、新興市場經濟體股市多下跌

本年4月以來，受美中貿易摩擦不斷、美債殖利率走升及歐洲政局不安影響，新興市場經濟體資本大幅流出，多數新興市

場經濟體股市下跌。6月底與3月底比較，以越南、阿根廷及土耳其股市跌幅較大，均逾15%(圖24)。

圖24 國際股價變動幅度
(2018年6月底與3月底比較)



資料來源：Thomson Reuters Datastream

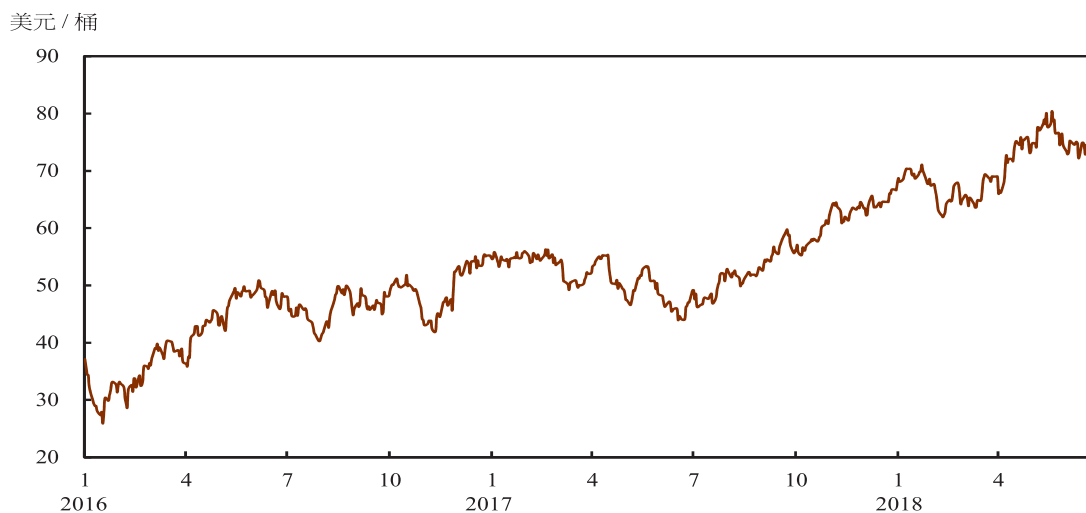
拾、油價及穀價均自近年高點下跌

一、國際油價漲至3年半來高點後震盪

本年4月以來，美、英、法等國聯合空襲敘利亞，美國退出伊朗核協議並恢復對伊朗實施經濟制裁，以及美國對委內瑞拉石油業實施制裁等因素，帶動國際油價上漲，5月22日布蘭特原油現貨價格漲至每桶80.42美

元，創2014年11月以來新高；嗣受美中貿易爭端再掀波瀾、OPEC與俄羅斯決議增產、美國原油庫存下降，及加拿大油砂廠因爆炸而停產等因素影響，油價區間震盪，6月底布蘭特原油現貨價格為每桶77.50美元，仍較3月底大漲12.3%(圖25)。

圖25 布蘭特原油現貨價格



由於地緣政治風險仍存，加以全球經濟前景樂觀帶動原油需求，且全球原油庫存量低，主要機構對本年及明年布蘭特原油價

格預測值平均分別為每桶72.8美元及70.4美元，遠高於上年之54.3美元(表7)。

表7 布蘭特原油價格預測

單位：美元/桶

預測機構	預測日期	2017年平均值	2018年預測值	2019年預測值
美國能源資訊署(EIA)	2018/6/12	54.3	71.1	67.7
IHS Markit	2018/6/15		73.7	71.0
The Economist Intelligence Unit (EIU)	2018/6/20		73.5	72.5
平均預測值			72.8	70.4

資料來源：Thomson Reuters Datastream、EIA、IHS Markit、EIU

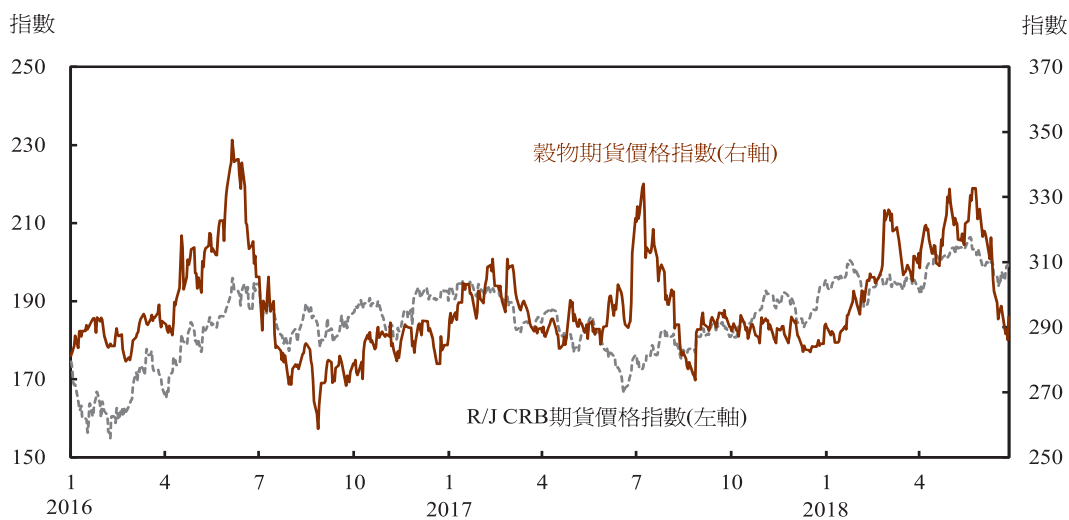
二、穀價漲至近1年來高點後下跌

本年4月以來，美國、阿根廷、巴西及俄羅斯等穀物產區乾旱損及產出，致穀物期貨價格震盪走高，5月下旬漲至上年7月以來高點；嗣因美中貿易衝突加劇，加以預期本年印度、美國、巴西及中國大陸等地穀物產量充裕，以及美元升值等因素，致穀物期貨價格回跌，6月底Thomson Reuters穀物期貨價格指數較3月底下跌6.0%(圖26)。

三、整體國際商品價格先升後跌

代表整體國際商品價格之R/J CRB期貨價格指數隨原油等大宗商品價格波動，呈先漲後跌走勢，惟6月底仍較3月底上漲2.6%(圖26)。

圖26 Thomson Reuters穀物期貨價格指數與R/J CRB期貨價格指數



資料來源：Thomson Reuters Datastream

國內經濟金融日誌

民國107年4月份

- 2日 △內政部修正「直轄市縣(市)不動產糾紛調處委員會設置及調處辦法」，增訂得調處之不動產糾紛案件及免收調處費用案件類型。
- 3日 △立法院三讀通過「證券交易法」修正案，明定公司不得妨礙獨立董事執行業務，獨立董事得自行聘請專家協助執行業務，以強化獨立董事之專業監督能力。
△立法院三讀通過「保險法」修正案，完善保險金信託制度，以落實需要長期照護的信託受益人權益保障；並賦予保險代理人、經紀人經營保險電子商務之法源。
△金管會發布，有關外國發行人於我國發行僅銷售予專業投資人之外幣計價政府債券或普通公司債，豁免申報生效規定。
- 12日 △經濟部「都市型工業區更新立體化發展方案」提報行政院院會，該方案係由提升容積率方式強化產業用地使用效率，預計107年5月底配合修法施行。
- 13日 △立法院三讀通過「證券交易稅條例」修正案，延長實施現股當日沖銷交易證券交易稅稅率1.5‰至110年底，並將證券商自行買賣現股當日沖銷交易納入適用對象。
△立法院三讀通過「海關緝私條例」及「關稅法」修正案，將不得進口貨物實施處分之期間縮短為1年，並增訂銷毀沒入物之超額處理費用由受處分人全額負擔等。
- 17日 △金管會訂定「外國銀行在臺分行發行新臺幣金融債券辦法」，俾協助綠能產業建設及境內重大公共建設取得專案融資。
- 19日 △為提升上市審查效率，證交所宣布上市審查期限自8週調整為6週。
- 20日 △金管會開放電子支付機構辦理「以投資國內為限之貨幣市場證券投資信託基金」之代理收付款項服務。
- 23日 △卡達國家主權債券於櫃買中心上櫃，為107年4月起我國開放外國政府來台發行專業板國際債券之首例。
- 27日 △配合107年1月31日「金融科技發展與創新實驗條例」之公布，金管會訂定「金融科技創新實驗管理辦法」、「金融科技創新實驗審查會議及評估會議運作辦

法」，以及「金融科技創新實驗民事爭議處理收費辦法」。

- 30日 △標準普爾(S&P)信評公司發布2018年台灣主權評等報告，「長期」信用評等為「AA-」，與上年相同，未來展望亦維持「穩定」。

民國107年5月份

- 2日 △我國發表首部國家洗錢及資恐風險評估報告，期通過「亞太防制洗錢組織(APG)」第三輪評鑑。
- 8日 △立法院三讀通過「保險法」修正案，授權主管機關得衡酌調整保險業投資國際板債券之國外投資額度。
△立法院三讀通過「海關進口稅則」修正案，以履行臺宏(宏都拉斯)、臺尼(尼加拉瓜)2項自由貿易協定(FTA)之關稅減讓承諾。
- 10日 △金管會開放證券投資顧問專業擔任證券投資信託基金銷售機構者，得以自己名義為投資人申購證券投資信託基金。
- 11日 △立法院三讀通過「都市危險及老舊建築物加速重建條例」修正案，增訂鬆綁銀行法第72條之2對商業銀行辦理建築放款比率上限30%之規定。
- 15日 △立法院三讀通過「保險法」修正案，提高保險業違法之罰鍰上限，並新增違法情節重大者，得解除負責人職務，以落實金融監理及保護金融消費者權益。
△立法院三讀通過「兒童及少年末年教育與發展帳戶條例」，期協助經濟弱勢兒少累積資產、脫貧自立。
△立法院三讀通過「科學園區設置管理條例」修正案，放寬進駐對象擴及創新研發事業，及建立強制拍賣機制，以提升園區土地使用效能等。
- 17日 △配合107年6月27日「租賃住宅市場發展及管理條例」之施行，內政部訂定「租賃住宅市場發展及管理條例施行細則」。
- 18日 △立法院三讀通過「保險法」修正案，放寬身心障礙者之保險給付限制，以符合聯合國身心障礙者權利公約。
- 24日 △瑞士洛桑管理學院(IMD)發布「2018年IMD世界競爭力年報」，在全球63個受評國家中，台灣排名第17，較上年下降3名。
- 29日 △立法院三讀通過「統計法」修正案，增訂主計機關為統計目的，得向各機關要求提供行政資料，及提高罰則法律位階、限縮處罰範圍，強化個資保密，並提升統

計資料發布之效力。

△立法院三讀通過「高級中等以下學校學生及教保服務機構幼兒團體保險條例」，明定學生團體保險為政策保險，以維護學生保險權益。

△立法院三讀通過「產業創新條例」修正案，放寬員工獎酬股票可擇以取得或處分時價之「孰低價格」課稅，以強化留才誘因。

△金管會修正「保險業內部控制及稽核制度實施辦法」，以強化保險業法遵風險管理、防制洗錢及打擊資恐機制，並建立內部檢舉制度。

30日 △金管會放寬證券投資信託基金經理人得兼管同類型基金之範圍，新增多重資產型基金。

△金管會修正「證券暨期貨市場各服務事業建立內部控制制度處理準則」，建立證券期貨業內部檢舉制度，以及集團層次防制洗錢及打擊資恐機制等。

31日 △金管會修正「銀行發行金融債券辦法」，放寬循環發行金融債券之銷售對象至專業投資人。

民國107年6月份

1日 △金管會放寬證券商轉投資創業投資事業及私募股權基金相關規範，以支援實體經濟發展。

4日 △配合無自有住宅規定等修正，內政部修正「修繕住宅貸款利息及簡易修繕住宅費用補貼辦法」及「自建自購住宅貸款利息及租金補貼辦法」。

6日 △經濟部與財政部會銜訂定「個人投資新創事業公司所得減除辦法」，鼓勵個人投資創新事業公司，強化國內創業動能，實施期間自106年11月24日至108年12月31日。

8日 △金管會建立陸資直接投資第一上市(櫃)公司相關管控措施，規範陸資對前揭公司持股總額不得逾已發行股數30%等。

14日 △為協助我國金融業升級轉型，行政院通過「金融發展行動方案」。

15日 △金管會修正「金融機構營業場所外自動化服務設備管理辦法」，放寬營業場所外自動化服務設備區，得配置人員常駐。

19日 △中央銀行自107年6月21日起，理監事聯席會議後記者會將進行網路直播，以利民眾了解本行貨幣政策。

- 20日 △金管會訂定「辦理融資性租賃業務事業防制洗錢辦法」。
- 21日 △中央銀行理事會決議，重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率分別維持年息1.375%、1.75%及3.625%不變。
- 27日 △立法院三讀通過「財團法人法」，以建構財團法人及防制洗錢法制。
- 28日 △中央銀行修正「外幣收兌處設置及管理辦法」，以完善防制洗錢及打擊資恐規範之執行，自107年8月1日實施。
△金管會訂定「證券商發行指數投資證券處理準則」。

國際經濟金融日誌

民國107年4月份

- 11日 △亞洲開發銀行（ADB）發布「亞洲展望」（Asian Development Outlook）報告指出，受惠於出口旺盛及內需強勁，開發中亞洲經濟將大致維持目前成長力道，今（2018）、明（2019）兩年經濟成長率預測值分別為6.0%、5.9%，略低於上（2017）年之6.1%。
- 12日 △世界銀行（World Bank）發布「東亞暨太平洋地區經濟展望更新」（East Asia and Pacific Economic Update）報告指出，東亞開發中經濟體除中國大陸因信貸減緩及降低過剩產能等經濟轉型政策恐致成長動能下滑，其他經濟體復甦步伐大略持穩，預測本年經濟成長率為6.3%。
- 13日 △新加坡因製造業持續擴張且營建業負成長幅度縮小，本年第1季GDP年增率初估值為4.3%，高於上年第4季之3.6%。
△新加坡貨幣管理局（MAS）預期本年經濟維持穩定擴張，且勞動市場持續改善，核心通膨的上行壓力將持續，因此決議小幅緊縮貨幣政策，即將新元名目有效匯率（S\$NEER）區間之斜率由零小幅調升（即小幅升值），寬度與中線則維持不變。
- 17日 △國際貨幣基金（IMF）發布「世界經濟展望」（World Economic Outlook）報告指出，美國、歐元區、日本及中國大陸等經濟體經濟成長優於預期，且大宗商品出口國經濟漸回溫，預測今、明兩年全球經濟成長率均將升至3.9%，略高於上年之3.8%。
△中國大陸本年第1季GDP年增率為6.8%，與上年第4季持平，超乎市場預期，主要因消費穩健成長及投資增速加快，惟淨輸出成長則略顯疲弱。
- 26日 △南韓本年第1季GDP年增率為2.8%，與上年第4季持平，主要因出口穩健成長，加以政府支出大幅擴增所致。
- 27日 △美國本年第1季GDP成長率（與上季比，換算成年率）由上年第4季之2.9%降至2.3%，為上年第2季以來最低，主要因民間消費成長疲弱所致，惟民間投資動能增強，輸出亦穩健成長，整體經濟表現仍優於市場預期。

民國107年5月份

- 2日 △歐元區本年第1季GDP年增率為2.5%，低於上年第4季之2.8%；經季節調整後GDP季增率為0.4%，亦低於上年第4季之0.7%，主因全球貿易成長放緩、歐元區寬鬆貨幣逐步退場、部分會員國勞動供給及產能受限，使歐元區經濟成長略趨溫和。
- 8日 △美國退出伊朗核協議並恢復對伊朗實施經濟制裁，恐致伊朗油供下降。
- 9日 △國際貨幣基金（IMF）發布「亞太地區經濟展望」（Regional Economic Outlook: Asia and Pacific）報告指出，美國財政激勵措施強化全球經濟成長與貿易，可望提振亞洲出口與投資，加以寬鬆金融情勢有助提高內需，預測亞洲地區今、明兩年均可望維持5.6%之經濟成長。
- 16日 △日本本年第1季GDP成長率（與上季比，換算成年率）為-0.6%，為經濟連續8季擴張後首度出現萎縮，主要係因天候不佳使生鮮蔬果價格大漲，導致民間消費成長停滯，加以輸出成長放緩及住宅投資續減所致。
- 24日 △新加坡本年第1季GDP年增率由4.3%上修為4.4%，GDP與上季比換算成年率亦由1.4%上修為1.7%，主要係服務業成長率上修所致；全年GDP成長率預測區間則由1.5%~3.5%上修為2.5%~3.5%。
- 30日 △經濟合作暨發展組織（OECD）發布「OECD經濟展望」（OECD Economic Outlook）報告指出，受惠於投資擴大、貿易回升、就業回暖，以及寬鬆貨幣政策與財政政策，預測今、明兩年全球經濟成長率分別為3.8%、3.9%，均高於上年之3.7%。
- △美國本年第1季GDP成長率（與上季比，換算成年率）由2.3%下修至2.2%，為上年第2季以來最低，主要係因企業存貨投資及輸出成長較初估值略減緩，民間消費成長率亦較初估值低。

民國107年6月份

- 5日 △世界銀行（World Bank）發布「全球經濟展望」（Global Economic Prospects）報告指出，因先進經濟體投資回溫，新興市場暨開發中經濟體之大宗商品出口國持續復甦及大宗商品進口國成長仍然穩健，本年全球經濟成長率預測值為3.1%，惟

預計成長將逐漸放緩，明年降至3.0%。

- 13日 △美國聯邦公開市場委員會（FOMC）鑑於勞動市場持續增強，經濟活動穩步升溫，且通膨數據已接近2%目標，決議將聯邦資金利率目標區間調升0.25個百分點至1.75%~2%，且自本年7月起，將每月縮減之政府公債、機構債（agency debt）與機構房貸擔保證券（agency MBS）再投資金額，分別由180億、120億美元提高至240億、160億美元。
- 14日 △歐洲央行（ECB）決議維持政策利率不變，且至少到明年夏季。資產購買計畫部分，本年10至12月之每月資產購買規模將由目前之300億歐元降至150億歐元，並於年底結束資產購買計畫，而到期債券之本金將持續再投資以維持流動性。
- 28日 △美國本年第1季GDP成長率（與上季比，換算成年率）由2.2%下修至2.0%，主要係因民間消費支出及輸出成長下修所致。

中央銀行出版品一覽

序號	統一編號	出版單位	刊名	出版週期	定價 (新臺幣) 每期	備註
1	1009502856	業務局	中央銀行貨幣在支付系統中扮演之角色	圖書	190	
2	1009801703	業務局	中華民國支付及清算系統	圖書	150	
3	12029870018	發行局	臺幣·新臺幣圖鑑	圖書	3,500	
4	2005800020	金融業務檢查處	金融業務參考資料	月刊	60	
5	2008600047	金融業務檢查處	本國銀行營運績效季報	季刊	240	
6	2009701740	金融業務檢查處	中華民國金融穩定報告	年刊	300	
7	2009703514	金融業務檢查處	Financial Stability Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	年刊	300	
8	2005900017	金融業務檢查處	金融機構業務概況年報	年刊	320	
9	2005900016	金融業務檢查處	金融機構重要業務統計表	年刊	350	
10	1009500679	金融業務檢查處	金融監理與風險管理選輯	圖書	400	
11	1009900249	金融業務檢查處	全球金融危機專輯	圖書	400	
12	1009900973	金融業務檢查處	全球金融危機專輯(增訂版)	圖書	400	
13	2005100020	經濟研究處	中華民國金融統計月報	月刊	100	
14	2007000052	經濟研究處	Financial Statistics	月刊	40	
15	2006800019	經濟研究處	中央銀行季刊	季刊	250	
16	2007000029	經濟研究處	中華民國國際收支平衡表季報	季刊	110	
17	2006700023	經濟研究處	國際金融參考資料	半年刊	300	
18	2005100018	經濟研究處	中央銀行年報	年刊	250	
19	2005100019	經濟研究處	Annual Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	年刊	250	
20	2005900018	經濟研究處	中華民國資金流量統計	年刊	350	
21	2005700016	經濟研究處	中華民國公民營企業資金狀況調查結果報告	年刊	350	
22	12062810024	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能(80年版)	圖書	350	
23	12062850033	經濟研究處	The Central Bank of China: Purposes and Functions (1961-1991)	圖書	500	

24	1009203273	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能 (92年版)	圖書	500	
25	1009203552	經濟研究處	中華民國中央銀行之制度與功能 (92年版)	圖書	600	精裝
26	1009501943	經濟研究處	The Central Bank of China (Taiwan) : Purposes and Functions (1992-2004)	圖書	350	
27	12061810019	經濟研究處	各國中央銀行法選譯(第一輯)	圖書	500	
28	12061820026	經濟研究處	各國中央銀行法選譯(第二輯)	圖書	500	
29	1009203958	法務室	各國中央銀行法選譯(92年版)	圖書	600	
30	1009302083	法務室	各國中央銀行法選輯(2003年 版)《中英對照本》	圖書	1,200	
31	1009405080	法務室	中央銀行業務規章彙編上冊(94 年12月修訂版)	圖書	580	
32	1009405081	法務室	中央銀行業務規章彙編下冊(94 年12月修訂版)	圖書	450	
33	1009600601	法務室	中央銀行規章彙編上冊(95年12 月修訂版)《中英對照本》	圖書	1,040	
34	1009600602	法務室	中央銀行規章彙編下冊(95年12 月修訂版)《中英對照本》	圖書	880	
35	1009801079	法務室	各國中央銀行法選輯(續編)	圖書	600	
36	1009801080	法務室	各國中央銀行法選輯(續編) 《中英文對照》	圖書	1,200	
37	12072880010	秘書處	認識通貨膨脹	圖書	贈閱	
38	12072890017	秘書處	認識中央銀行	圖書	贈閱	
39	1009004168	秘書處	中央銀行在我國經濟發展中的貢 獻	圖書	贈閱	
40	1009200895	秘書處	The Central Bank of China (Taiwan)	圖書	贈閱	
41	2007300032	中央印製廠	印刷科技季刊	季刊	100	
42	1009701447	中央印製廠	中央印製廠遷台60週年歷年印製 鈔券圖輯	圖書	1,200	
43	1009200061	中央造幣廠	中央造幣廠幣章圖鑑82年至92年	圖書	600	



中央銀行暨所屬中央印製廠、中央造幣廠均設有行政革新信箱，供各界革新建言，歡迎多加利用：

中央銀行：

信箱號碼：台北郵政第5-64號信箱

專線電話：02-2357-1870

傳真號碼：02-2357-1981

另於國庫局及業務局營業大廳設有革新專用信箱

中央印製廠：

信箱號碼：台北郵政第16-1號信箱

專線電話：02-2215-7011

傳真號碼：02-2214-2636

中央造幣廠：

信箱號碼：桃園郵政第224號信箱

專線電話：03-3295174 轉 150 分機

傳真號碼：03-3291412



中央銀行季刊 (第40卷第2期)

發行人：楊金龍
主編：林宗耀
編輯委員：林淑華 吳懿娟 蔡焜民 李光輝
蔡惠美 程玉秀 彭德明 游淑雅
行政編輯：楊建業
發行所：中央銀行
地址：10066台北市羅斯福路1段2號
出版品網址：<http://www.cbc.gov.tw>
電話：(02) 2357-1526
電子出版品電話：(02) 2357-1714
出版年月：中華民國 107 年 6 月
創刊年月：中華民國 68 年 3 月
定價：新台幣250元

展售處：

- 一、五南文化廣場／網路書店：<http://www.wunanbooks.com.tw>
台中總店／地址：40042台中市中區中山路6號
電話：(04) 2226-0330 傳真：(04) 2225-8234
台大店／地址：10091台北市中正區羅斯福路四段160號
電話：(02) 2368-3380 傳真：(02) 2368-3381
- 二、三民書局／網路書店：<http://www.sanmin.com.tw>
重南門市／地址：10045台北市重慶南路一段61號
電話：(02) 2361-7511 傳真：(02) 2361-7711
復北門市／地址：10476台北市復興北路386號
電話：(02) 2500-6600 傳真：(02) 2506-4000
- 三、國家書店／網路書店：<http://www.govbooks.com.tw>
松江門市／地址：10485台北市中山區松江路209號1樓
電話：(02)2518-0207

印刷者：震大打字印刷有限公司
地址：10077臺北市南昌路一段51巷7號
電話：(02) 2396-5877

GPN:2006800019

ISSN:1017-9623

◆ 著作財產權人保留對本刊依法所享有之所有著作權利。欲重製、改作、編輯或公開口述本刊全部或部分內容者，須先徵得著作財產權管理機關之同意或授權。(請洽中央銀行經濟研究處，電話：2357-1714) ◆