

ISSN 1017-9623

中央銀行季刊

第三十五卷 第三期

中央銀行 編印

中華民國 102 年 9 月

中央銀行季刊

第三十五卷 第三期

中央銀行 編印

中華民國 102 年 9 月

中央銀行季刊

目錄 第三十五卷 第三期

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

東亞主要新興經濟體匯率變動率波動與共變程度之 實證分析	彭 德 明	3
台灣總體經濟即期季模型之建立－運用月資料改善 國民所得預測	張 志 揚	37
台灣總體經濟即期季模型－考量月指標之農曆春節效果	林 依 伶	61

經濟金融動態

國內經濟金融情勢（民國102年第2季）		
總體經濟	國 內 經 濟 科	93
國際收支	國 際 收 支 科	101
貨幣與信用	金 融 統 計 科	109
金融市場	呂桂玲、李岱青 葉德勝、蔡曜嶺	115
國際經濟金融情勢（民國102年第2季）	國 際 經 濟 科	135

經濟金融日誌

國內經濟金融日誌（民國102年7月至9月）	國 內 經 濟 科	155
國際經濟金融日誌（民國102年7月至9月）	國 際 經 濟 科	159

中央銀行理監事聯席會議決議

(102年9月26日發布)

一、本日本行理事會一致決議：

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1.875%、2.25%及4.125%不變。

二、本行利率政策主要考量因素如次：

(一) 近期主要先進經濟體經濟成長力道略增，中國大陸等新興經濟體經濟回穩，國際機構預測全球景氣增溫。惟美國政府債務上限及量化寬鬆政策退場時機問題，加上近月國際資金移動頻繁，新興經濟體金融市場波動增加，均對全球金融穩定及景氣復甦增添不確定性。

(二) 伴隨歐美及中國大陸總需求趨穩，台灣出口溫和成長，惟民間消費保守、民間投資審慎。主計總處8月預測，本年第4季經濟成長率為2.61%(略高於第3季之2.47%)，全年為2.31%；明年在國際景氣增溫下，可望帶動出口，經濟成長率將升為3.37%。勞動市場方面，就業情況續有改善，就業人數持續增加。

(三) 本年1至8月消費者物價(CPI)年增率為0.87%。近月因颱風豪雨影響蔬果供應，主計總處預估本年第4季

CPI年增率將略升為1.64%，全年為1.07%，物價情勢穩定；由於國際景氣和緩復甦，原物料價格平穩，全球通膨壓力溫和，預測明年CPI年增率為1.39%。

(四) 本行持續調節資金，維持銀行超額準備於適度寬鬆水準；金融業隔夜拆款利率持穩，長期利率受美債殖利率回升影響，呈現上升趨勢，實質利率亦轉呈正數(詳見附表)。

綜合考量上述因素，目前國內經濟溫和成長，通膨無虞；惟全球景氣復甦尚緩，以及經濟展望仍存在不確定性，本行理事會認為，維持現行政策利率，有助物價穩定與金融穩定，並協助經濟成長。未來本行仍將持續密切注意國內外經濟金融動向，適時調整貨幣政策。

三、本年以來，五大銀行新承做購屋貸款金額較上年同期減少(詳見附圖)；同時，在本行持續執行不動產授信針對性審慎措施之下，銀行對相關風險之控管，已見成效。未來本行將持續關注銀行房貸風險之控管情形。另由於房貸支出占家庭所得比率逾三成，借款人宜留意未來利率變動之風險。

四、近期外資大量進出，影響新台幣匯率走

勢。新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，惟若因不規則因素(如短期資金大量進出)及季節因素，導致匯率過度

波動與失序變動，而有不利於經濟與金融穩定之虞時，本行本於職責，將維持外匯市場秩序。

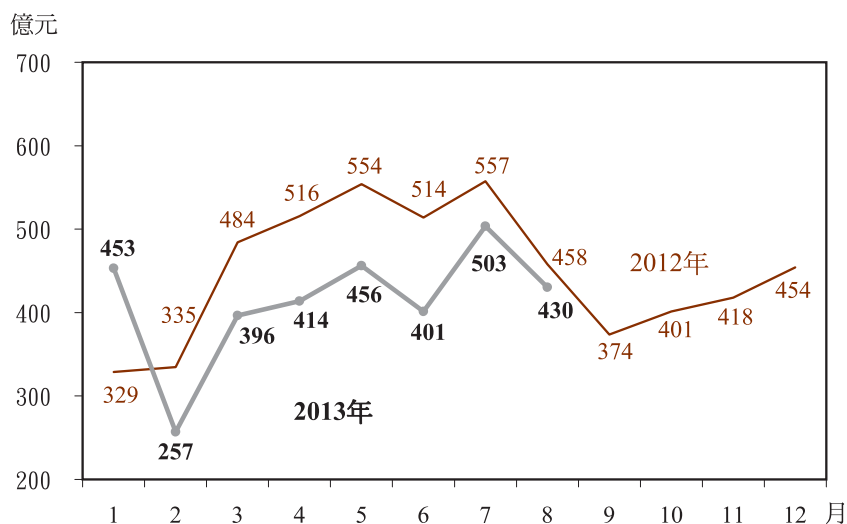
附表 主要經濟體實質利率比較表

單位：%

經濟體	(1) 1年期定存利率	(2) CPI年增率* (2013年預測值)	(3)=(1)-(2) 實質利率
南韓	2.200	1.31	0.890
中國大陸	3.000	2.48	0.520
瑞士	0.200	-0.17	0.370
台灣	1.355	1.07	0.285
泰國	2.375	2.44	-0.065
日本	0.025	0.19	-0.165
美國	0.630	1.50	-0.870
歐元區	0.548	1.44	-0.892
英國	0.950	2.79	-1.840
新加坡	0.250	2.27	-2.020
菲律賓	0.750	2.88	-2.130
印尼	5.125	7.43	-2.305
香港	0.050	4.37	-4.320

*台灣係8月16日主計總處之預測數，其餘為 Global Insight 9月15日之預測數。

附圖 五大銀行*新承做購屋貸款



*：五大銀行係台銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀

東亞主要新興經濟體匯率變動率 波動與共變程度之實證分析*

彭德明**

摘 要

本文以多變量GARCH模型針對2006年1月2日至2013年3月29日期間，人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣等五個東亞主要新興經濟體貨幣的匯率變動率，進行波動程度與共變程度的實證分析。

本文的實證結果顯示，在外匯市場受到外生干擾影響的情況下，如果中央銀行調節外匯市場以降低匯率波動幅度，將有助於外匯市場之穩定。韓元、新加坡幣與新台幣匯率變動率的波動型態相似，可能係因共同面臨了類似的國外干擾(例如，國際美元變動、國際資本移動等)所致。在兩兩幣別相關程度方面，新台幣、韓元與新加坡幣變動率也展現相當高的相關程度，尤以2012年3月以降，新台幣與韓元匯率變動率之間為最，該段期間似顯示在面對國外衝擊時，一國央行可能以另一國的匯率動向做為調節外匯市場的參考訊息之一。在人民幣方面，即使人民幣匯率經過2005年較大幅度的制度改變以及全球金融危機等因素之影響，長期間人民幣與東亞其他主要經濟體匯率變動率之間的相關程度仍然不大。至於新台幣與人民幣匯率變動率之間的相關程度，反而在後期呈現下降的趨勢，這可能是因為兩岸央行都各自有著不同的匯率政策考慮，以因應國內外經濟金融情況所致。

* 本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、張副研究員天惠、許副研究員碧純與二位行外匿名評審悉心審閱，處內其他同仁也提供寶貴意見，謹致謝意。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研究員。

壹、前言

匯率在開放經濟體系中，一向扮演重要的角色，尤其在金融全球化的趨勢下，匯率的變動往往牽動一國的經濟體系與金融市場。根據國際清算銀行(Bank for International Settlements)的統計，全球外匯市場每日交易總值可達4兆美元之鉅。惟其中絕大部分是市場參與者基於匯率預期、國內外利率差距、國際資產選擇等因素考慮下進行的外匯交易，極易使得匯率大幅波動，造成鉅大的影響。

自2008年以來陸續發生的全球危機，如全球金融危機、歐洲債務危機，乃至於2013年9月底起日圓貶值等，則進一步擴大各國匯率波動程度，而彼此之間也會產生交叉影響，易增外匯市場不穩定的程度，亞洲新興經濟體尤其關心先進國家的財政與貨幣政策發展，對區域內國家外匯市場與國內金融市場的衝擊。

在區域經濟方面，受到1997至1998年亞洲金融危機的影響，亞洲國家也一直積極推動金融合作，期待透過共同合作以促進區域金融穩定與發展。2008年後，由於全球金融危機的影響，亞洲各國金融合作的步伐也更為快速。^{註1} 最重要的考慮，就是在面對全球不確定的年代當中，區域內國家應如何建立必要且有效的機制，以因應動盪不安的國際金融情勢。

因此，不論是從全球或區域的角度，探討區域內主要經濟體匯率變動率波動的程度及其彼此之間的關係，應有其必要性。

在相關的實證文獻方面，國外方面許多有關的實證分析係側重在美元與其他主要國際貨幣之間的關係。例如，Calvet et al. (2006)以多碎形馬可夫轉換(Markov-Switching Multifractal)模型針對德國馬克、日圓與英鎊匯率波動程度。這一類的模型適合應用於資產報酬率之間具有長記憶(long memory)波動特質的分析，但在實作上困難度頗高。Kuhl (2008)以共整合(cointegration)方法討論1990年代與歐元誕生後，歐元、英鎊與美元之間的關係。該研究是從平均值方程式的角度出發，但如果是日資料模型，難以解釋金融變數(包括匯率變動率)的異變異數(heteroskedasticity)與波動群聚(volatility clustering)等特性。Antonakakis (2012)則以多變量一般化自我迴歸條件異變異數模型(Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model，以下簡稱多變量GARCH模型)，討論歐元、英鎊、日圓、瑞士法郎等匯率變動率的共變關係與外溢效果，該文主要係以動態條件相關(Dynamic Conditional Correlation, DCC)模型為基礎，採兩階段估計法，具有估計過程較為簡易的優點，但缺點則為GARCH係數估

計值不具有有效性。

探討東亞經濟體匯率變動率之間關係的國外實證文獻，則並不多見。Ariefianto and Warjiyo (2010)採用誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)，針對東協四國印尼盾、菲律賓披索、新加坡幣與泰銖等幣別匯率變動率進行實證分析，以探討該等貨幣之間共變緊密的程度，是否足以建立最適通貨區域。該文也僅從平均值方程式估計，因此不必然是理想的實證方法。Chung (2006)以DCC模型探討亞洲金融危機前後，韓元與日圓匯率變動率之間的關係。一如前述，DCC模型估計值不具有有效性，而該文僅著重在日圓與韓元之間的關係，實際應用也有其限制。

國內方面的實證文獻則十分缺乏，與本文主題略有關聯的文獻僅有王春源與王昭偉(2011)，該文採取多變量GARCH方法進行實證，針對中國大陸、日本與南韓三國的外匯市場，探討實質有效匯率指數變動率的波動外溢以及中央銀行干預實質有效匯率變動率的分析，與本文以東亞主要新興經濟體名目雙邊匯率變動率進行波動與共變分析，有所差異。

該文主要的問題之一為，由於美元是最重要的國際貨幣，因此央行調節外匯市場的操作目標往往是本國貨幣對美元的名目雙邊匯率，而且是逐日觀察外匯市場變化，不必然以月或季做為操作的基礎。在此情況下，

即使央行干預的目的只是單純地促使名目雙邊匯率穩定，只要長期間國際美元價位呈現下跌的趨勢，就會使得名目有效匯率走低，而由於國內外相對價格變動幅度小於名目有效匯率變動幅度，長期間實質有效匯率也會趨於下跌，因而容易得到央行使得本國貨幣實質貶值以提振出口的論點，但央行真正的意圖卻可能只是促使名目雙邊匯率穩定。換句話說，假定央行針對實質有效匯率進行干預，並以之做為實證的基礎，不必然是合理的設定。

本文針對2006年1月2日至2013年3月29日，人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣匯率變動率本身的波動程度以及彼此之間的共變與相關程度，進行日資料的實證分析，主要目的為透過經濟計量方法，尋找該等貨幣匯率變動率彼此之間的統計型態或關係，以做為後續研究與政策的參考。雖然坊間有不少實證文獻針對外匯干預函數進行個別國家或跨國的實證分析，但筆者認為，在實際操作上各國央行考慮的原則與內涵不必然相同，即便只是研究者針對自己的國家建立有意義的方程式以真正刻劃央行的行為，也非易事。基於這些因素，本文不考慮在模型中設定各國的外匯干預函數，而係專注於發掘各國匯率變動率彼此之間的統計模式。

本文係以匯率變動率為實證的對象，主要原因在於從國內外投資者投資貨幣的資產選擇角度來看，會以各匯率變動率所代表資

產報酬率的高低為決策基礎^{註2}，不是匯率本身，而新興經濟體的中央銀行往往關心的是匯率穩定，也就是匯率變動率的大小，不必然是匯率水準，反而是時論喜以匯率水準討論本國貨幣應否升值或貶值。事實上，不論是採取單一方程式或多變量計量方法，絕大部分有關以GARCH模型針對匯率所進行的實證文獻，也是以匯率變動率為對象。

至於實證期間起始點的選擇，由於中國大陸中國人民銀行於2005年7月21日宣布進行人民幣匯率制度重大改革，使人民幣由單一匯率制度走向管理浮動匯率制度之後，人民幣兌美元匯率的變化較以往明顯，因此本文選擇以2006年起做為實證的起始點。^{註3}

在幣別選取方面，前述人民幣等五幣別的背後為五個最重要的東亞新興經濟體，因此其匯率變化，動見觀瞻，足以對區域經濟與金融產生重大的影響力。^{註4} 在本文的分析中，日圓與歐元匯率變動率為外生變數，代表國際美元動向對該等幣別匯率變動率的影響。

在實證方法方面，由於匯率變動率的統計特性以及研究目的使然，本文主要以多變量GARCH模型做為變異數共變數方程式的實證基礎，考慮的是DVECH與DBEKK模型。該等模型雖然是多變量GARCH的導論級模型，但估計值具有一致性與有效性的優點。

全文共分五節，除第一節為前言外，第二節為基本資料分析，透過基本敘述統計討論各幣別匯率變動率所展現的特點，結果顯示應在非常態分配下，配合平均值方程式採用多變量GARCH模型進行實證，較為妥當。第三節為實證模型之建構與模型的估計結果，本文參考各種模型選擇或設定的標準，建立兩種結合VAR的多變量不對稱GARCH的模型，以做為實證分析的基礎。第四節根據變異數/共變數方程式的實證結果與圖形分析，探討各幣別匯率變動率之波動程度與共變程度。第五節為結論。

文後包括五個附錄，分別為各幣別匯率變動率之單根檢定、模型落後期數與階數之選擇、不對稱效果之檢定、多變量自我相關檢定、平均值方程式之估計結果等，做為參考。

最後，不論是單一方程式或多變量GARCH模型，其變異數/共變數方程式之基本設定方法，雷同於時間數列分析中的自我回歸移動平均(autoregressive moving average)模型。換句話說，GARCH模型並非經濟模型，而是時間數列的統計模型，尤以日資料模型難以納入頻率較低的經濟變數為然。因此本文對於實證結果，儘量避免提出過於擴張的經濟涵義，若有提出解釋，也以似乎、可能等概然性的字眼表達。

貳、基本資料分析

本文的研究期間為2006年1月2日至2013年3月29日，研究的對象為人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣之匯率變動率，日圓與歐元匯率變動率則為外生變數。各國匯率來自於台灣中央銀行網站所公布的資料。該網站採集的各國匯率係以台北時間下午四時的收盤價或報價為準，資料的時間點一致，可避免市場不同而產生的不同步交易(non-synchronous trading)問題，適合做為研究各國匯率變動率共變或相關程度的基礎。

匯率變動率的計算是將各幣別轉換為以本國貨幣的美元價格表示(每單位本國貨幣折合為美元的單位數)，然後計算其每日的變動率。

$$\dot{e}_{i,t} = \frac{e_{i,t} - e_{i,t-1}}{e_{i,t-1}} \times 100$$

其中， $e_{i,t}$ 與 $\dot{e}_{i,t}$ 分別為 i 國之匯率與匯率

變動率。若匯率變動率為正值，代表本國貨幣升值，而若匯率變動率為負值，代表本國貨幣貶值。

表1為人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣匯率變動率之敘述統計。若從各國匯率變動率之標準差來看，波動幅度大小有別，以韓元、新加坡幣與新台幣為最，依次分別為0.917、0.370與0.255。人民幣與港幣則因其匯率制度使然，波動程度不大。但相對而言，人民幣匯率變動率之波動程度大於港幣。

雖然各幣別波動程度有別，但其峰度值皆大於3，Jarque-Berra統計檢定值也無法拒絕非常態分配的假設檢定，顯示各匯率變動率具有肥尾特性或高狹峰分配(leptokurtosis)。

表1 各國匯率變動率之敘述統計(2006.1.2~2013.3.29)

	人民幣	港幣	韓元	新加坡幣	新台幣
平均值	0.01459	-0.00006	-0.001245	0.01705	0.00575
中位數	0.00439	0.00000	0.00000	0.02499	0.00000
最大值	0.51325	0.28599	14.13435	2.43844	1.51224
最小值	-0.72479	-0.19105	-9.80378	-1.84927	-1.38944
標準差	0.09823	0.03274	0.91709	0.36971	0.25510
偏態	0.03481	0.86982	2.06479	-0.11275	0.02704
峰度	7.27721	14.10701	57.61773	6.51988	6.53123
Jarque-Bera	1373.980	9489.939	225261.3	934.0646	936.4752
p值	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
觀察值數目	1801	1801	1801	1801	1801

資料來源：本研究。

表2為上述各幣別匯率變動率的簡單相關係數，該表顯示各幣別匯率變動率彼此之

間呈現正相關，從最低的0.108(人民幣與韓元)至最高的0.699(新台幣與新加坡幣)。

表2 各國匯率變動率之簡單相關係數

幣別	人民幣	港 幣	韓 元	新加坡幣	新台幣
人民幣	1.000				
港 幣	0.174	1.000			
韓 元	0.108	0.139	1.000		
新加坡幣	0.328	0.290	0.557	1.000	
新台幣	0.265	0.255	0.559	0.699	1.000

資料來源：本研究。

新台幣、韓元與新加坡幣之間的匯率變動率相關程度頗高。若從新台幣匯率變動率的角度觀察，與之關聯程度最高的為新加坡幣與韓元，分別為0.699與0.559，而韓元與新加坡幣之間也有0.557的相關程度。人民幣與港幣方面，過去該兩種貨幣的變動幅度較低，因此與其他三種貨幣的相關程度也偏低。例如，從新台幣匯率變動率觀察，其與人民幣及港幣的相關程度分別為0.265與0.255。

圖1至5分別為新台幣、人民幣、港幣、韓元與新加坡幣之匯率變動率。為便於跨國

比較，除了韓元匯率變動率以外，其他幣別匯率變動率的圖形皆同以縱軸最小值-3%至最大值3%的區間表示。^{註5} 就新台幣匯率變動率而言，整個期間尚稱穩定，除了危機較為緊急的時點以外，多在1%與-1%之間波動，似顯示台灣央行著重於匯率穩定，而非外界所認為的升值或貶值。

圖1至5顯示，即使各幣別匯率變動率有所差異，但皆展現波動群聚的現象，也就是大波動通常會跟隨著大波動，而小波動通常會跟隨著小波動的現象。

圖1 新台幣匯率變動率

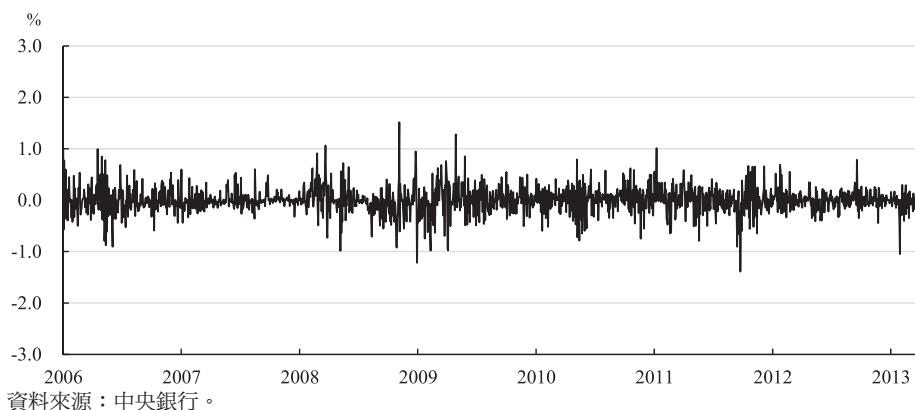
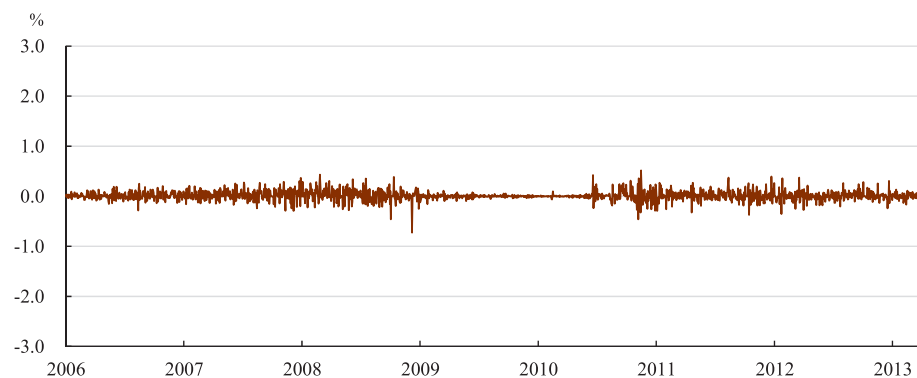
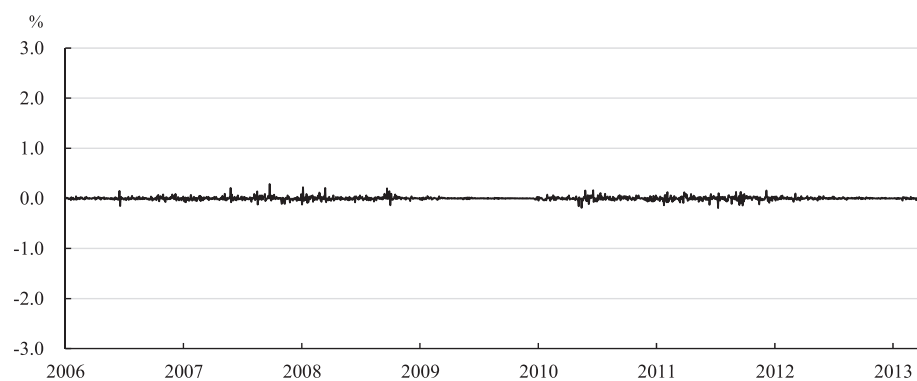


圖2 人民幣匯率變動率



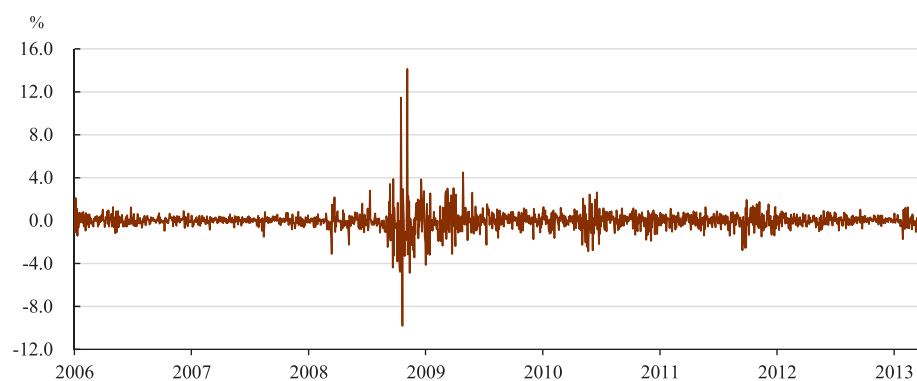
資料來源：中央銀行。

圖3 港幣匯率變動率



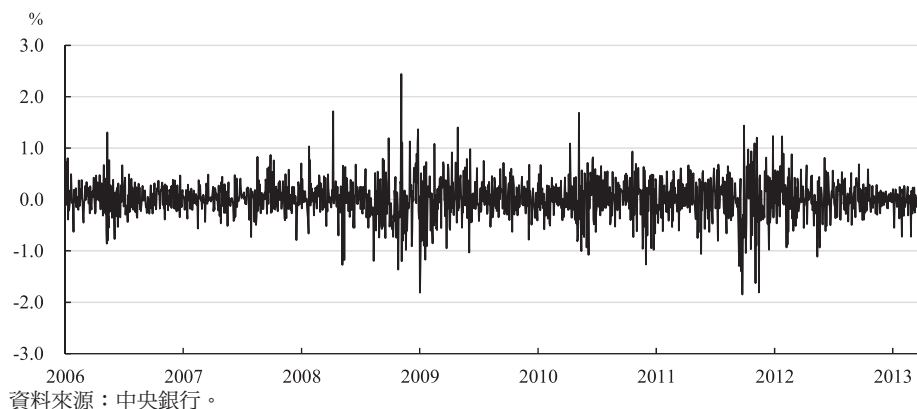
資料來源：中央銀行。

圖4 韓元匯率變動率



資料來源：中央銀行。

圖5 新加坡幣匯率變動率



綜合上述，從各幣別匯率變動率的峰度值皆大於3、統計檢定顯示具有高狹峰分配分配、各幣別匯率變動率之間具有相當程度的關聯、異變異數與波動群聚等特性來看，有關波動程度(條件變異數與條件標準差)

以及彼此之間共變程度(條件共變異數與條件相關係數)的研究，在非常態分配的假設下，配合平均值方程式採用多變量GARCH模型進行實證，較為妥當。

參、實證模型建構與估計結果

一、平均值方程式

在平均值方程式方面，本文設立以下的向量自我迴歸(Vector Autoregression, VAR)模型：

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \sum_{r=1}^R \boldsymbol{\eta}_r \mathbf{y}_{t-r} + \sum_{s=0}^S \boldsymbol{\lambda}_s \mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\mu} \mathbf{d}_1 + \mathbf{v} \mathbf{d}_2 + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t | \Omega_{t-1} \sim t(0, \mathbf{H}_t)$$

式中， $\mathbf{y}_t = (\dot{e}_{cn,t}, \dot{e}_{hk,t}, \dot{e}_{kr,t}, \dot{e}_{sg,t}, \dot{e}_{tw,t})'$ 、 $\mathbf{x}_t = (\dot{e}_{jp,t}, \dot{e}_{eu,t})'$ ， $\dot{e}_{cn,t}$ 、 $\dot{e}_{hk,t}$ 、 $\dot{e}_{kr,t}$ 、 $\dot{e}_{sg,t}$ 、 $\dot{e}_{tw,t}$ 、 $\dot{e}_{jp,t}$ 與 $\dot{e}_{eu,t}$ 分別為 t 期人民幣(CN)、港幣(HK)、韓元(KR)、新加坡幣(SG)、新台幣(TW)、日圓(JP)與歐元(EU)兌美元匯率的變動率。 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$

為 5×1 誤差項向量，假定為 t 分配，其平均值為0，且變異數/共變數矩陣為 $\mathbf{H}_t$ ， Ω_{t-1} 則為前期的訊息集合。(1)式中日圓與歐元匯率皆為外生變數，代表國際美元的動向。

由於本文的實證期間橫跨平常時期與危機時期，為得到更精確的估計，也另外於(1)式設立 $\mathbf{d}_1$ 與 $\mathbf{d}_2$ 虛擬變數向量，分別代表全球金融危機與歐洲債務危機，其中 $\mathbf{d}_1$ 在2008年7月10日至2009年6月30日期間設定為1，其他日期為0，而 $\mathbf{d}_2$ 在2009年10月20日至2012年9月6日期間設定為1，其他日期為0。

註6

二、變異數/共變數方程式

多變量GARCH模型種類相當繁多，以下首先簡單介紹與本文有關的模型。有關的綜覽文獻，可參閱Bauwens *et al.* (2006)、Ding and Engle (2001)、Silvennoinen and Teräsvirta (2009)等。

若令vech為將矩陣內各元素堆疊為列向量的半向量化運算元(vector-half operator)，則完整的多變量GARCH (p, q)模型可表示為

$$\text{vech}(\mathbf{H}_t) = \text{vech}(\mathbf{C}) + \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_i \text{vech}(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}') + \sum_{j=1}^p \mathbf{B}_j \text{vech}(\mathbf{H}_{t-j}) \quad (2)$$

(2)雖然為完整的多變量GARCH模型，但由於待估計參數個數太多(參閱表3)，不易估計，即使可獲得估計結果，也因為參數過多，不易得到理想的估計結果。此外，變異數/共變數矩陣不保證為半正定(positive semi-definiteness)，使得實際用途受到限制。

Bollerslev *et al.* (1988)於是進一步設計了DVECH-GARCH模型，將上述的係數矩陣限制為對角線矩陣。若不以vech的型態，而是以一般矩陣的方式表達，並假設 $p = q = 1$ ，則(2)可精簡地表達為：

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C} + \mathbf{A} \bullet \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' + \mathbf{B} \bullet \mathbf{H}_{t-1} \quad (3)$$

其中， $\mathbf{H}_t$ 為 $N \times N$ 條件變異數/共變異數

矩陣， $\mathbf{C}$ 、 $\mathbf{A}$ 與 $\mathbf{B}$ 為 $N \times N$ 係數矩陣， $\bullet$ 則為Hadamard乘積(不同矩陣內位置相同的元素相乘)。

另一方面，Baba *et al.* (1991)則提出了BEKK-GARCH (p, q, K)，利用二次式建構條件共變異數矩陣，以保證變異數/共變異矩陣為正定，並使得待估計參數個數減少。其一般式為：

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_{ik} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}' \mathbf{A}_{ik}' + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_{ik} \mathbf{H}_{t-i} \mathbf{B}_{ik}' \quad (4)$$

式中， $\mathbf{C}$ 、 $\mathbf{A}_{ik}$ 與 $\mathbf{B}_{ik}$ 皆為 $N \times N$ 係數矩陣。假設 $K = 1$ ，則

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \sum_{i=1}^q \mathbf{A}_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}' \mathbf{A}_i' + \sum_{i=1}^p \mathbf{B}_i \mathbf{H}_{t-i} \mathbf{B}_i' \quad (5)$$

(5)待估計參數個數雖然較少，但仍然不低，再加上該式並非線性，估計過程中達到收斂並非易事，因此一般再就該式再加上限制。常見的作法是假設 $\mathbf{A}_i$ 與 $\mathbf{B}_i$ 為對角線矩陣，使(5)式成為對角化(Diagonal) BEKK-GARCH ($p, q, 1$)模型。

另外常見的導論級模型包括Bollerslev (1990)的固定條件相關(Constant Conditional Correlation)模型。由於該模型的條件相關係數為固定，Engle (2002)乃發展出DCC模型，使相關係數能因時間而改變。

表3 多變量對稱GARCH模型參數個數(以 $N = 5, p = 2, q = 1, K = 1$ 為例)

模 型	公 式	參數個數
Full VECH-GARCH	$[N(N+1)/2][1+(p+q)N(N+1)/2]$	690
Full BEKK-GARCH	$(p+q)KN^2+N(N+1)/2$	90
Diagonal VECH-GARCH	$[N(N+1)/2](1+p+q)$	60
Diagonal BEKK-GARCH	$(p+q)KN+N(N+1)/2$	45
CCC-GARCH	$N(N+9)/2$	35

資料來源：Bauwens *et al.* (2006)、Ding and Engle (2001)、Silvennoinen and Terasvirta (2009)。

大體上而言，多變量GARCH模型的設計是一種取捨：愈完整的模型，可資運用與分析的方向愈多，彈性也愈大，但是待估計參數眾多，以致於估計不易或不易得到理想的估計結果，容易喪失估計本身的意義；愈是簡化的模型則剛好相反，固然限制較多，但較符合模型設立的精簡原則(parsimony principle)，若所選擇的變數大部分皆為重要變數，從係數檢定顯著程度的角度來看，可望得到理想的估計結果。基於易於估計的考量，本文考慮的是多變量DVECH與DBEKK模型。這兩種模型雖然是多變量GARCH的導論級模型，但其估計值皆具有一致性與有效性的特質。

三、最適模型的選擇

多變量GARCH模型係聯合估計平均值方程式與變異數/共變數方程式，與一般估計平均值方程式的經濟計量模型不同，因此本文以逐一測試或檢定方式，參考訊息準則(information criterion)(詳細說明請參閱附錄二)數據，以及變動方向與幅度檢定(sign and

size bias test，參閱附錄三)、多變量自我相關檢定(multivariate portmanteau test)等結果，以決定適當的模型。

根據前述反覆檢定的過程後，最後本文選定VAR(2)對角化門檻VECH(1, 2)以及VAR(2)對角化門檻BEKK GARCH (1, 2, 1)等兩個模型。為避免重覆出現中英文夾雜的現象，以下本文分別稱之為VAR(2)-DVECH-TGARCH(1,2)與VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)模型，或甚至在若干地方分別簡稱為DVECH與DBEKK模型。兩個模型的殘差值自我相關檢定可參閱附錄四。

(一) VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)模型

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C} + \mathbf{A}_1 \bullet \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' + \mathbf{A}_2 \bullet \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2}' + \mathbf{B}_1 \bullet \mathbf{H}_{t-1} + \mathbf{G} \bullet \mathbf{z}_{t-1} \mathbf{z}_{t-1}' \quad (6)$$

(6)式中， $\mathbf{H}_t$ 、 $\mathbf{A}_1$ 、 $\mathbf{A}_2$ 、 $\mathbf{B}_1$ 與 $\mathbf{G}$ 皆為 5×5 矩陣，分別代表變異數/共變數、ARCH (1)係數、ARCH (2)係數、GARCH (1)係數以及不對稱項的係數矩陣； $\mathbf{z}_{t-1} = \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \bullet \mathbf{I}(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} < 0)$ ， $\mathbf{I}$ 為 5×1 指標函數向量。如果以矩陣中的各元素表達，(6)式對應於下式：

$$\begin{aligned}\sigma_{ii,t} &= c_{ii} + (\alpha_{ii} + \delta_i I_{ii,t-1}) \varepsilon_{ii,t-1}^2 + \theta_{ii} \varepsilon_{ii,t-2}^2 + \beta_{ii} \sigma_{ii,t-1} \\ \sigma_{ij,t} &= c_{ij} + (\alpha_{ij} + \delta_{ij} I_{ij,t-1} I_{j,t-1}) \varepsilon_{ij,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + \theta_{ij} \varepsilon_{ij,t-2} \varepsilon_{j,t-2} \quad (7) \\ &\quad + \beta_{ij} \sigma_{ij,t-1} \quad i \neq j\end{aligned}$$

(6)式說明匯率變動率的變異數/共變數主要係受前期與落後期兩期誤差值平方(或誤差值的交叉值)與前期變異數/共變數等因素的影響。此外，本文也考慮了不對稱效果(asymmetric effect)，以捕捉訊息內涵不同對匯率變動率波動程度所產生不同程度的影響。

至於不對稱效果設定的方式，本文以 Glosten *et al.* (1993)所發展的單一方程式門檻 GARCH (univariate threshold GARCH)模型為基礎，將之延伸為多變量GARCH模型指標函數向量：若前期的誤差值為負值，會使得當期匯率變動率波動程度變大，因此指標值設定為1。另一方面，若前期的誤差值為正值，則指標值設為0。換句話說，負面的訊息或衝擊會擴大匯率變動率的波動程度，而正面的訊息則否。在這些因素的考慮下，不對稱係數估計值應為正值或者為0，以反映負面的訊息會擴大當期匯率變動率的波動程度，或者是正面的訊息不影響當期匯率變動率的波動程度。

(二) VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1) 模型

$$\begin{aligned}\mathbf{H}_t &= \mathbf{C}\mathbf{C}' + \mathbf{A}_1 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' \mathbf{A}_1' + \mathbf{A}_2 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2}' \mathbf{A}_2' \\ &\quad + \mathbf{B}_1 \mathbf{H}_{t-1} \mathbf{B}_1' + \mathbf{G} \mathbf{z}_{t-1}' \mathbf{G}'\end{aligned} \quad (8)$$

(5)式中的 $\mathbf{C}$ 為下三角(lower triangle)

係數矩陣、 $\mathbf{H}_t$ 為 5×5 變異數/共變數係數矩陣、 $\mathbf{A}_1$ 、 $\mathbf{A}_2$ 、 $\mathbf{B}_2$ 與 $\mathbf{G}$ 分別為 5×5 ARCH (1)、ARCH (2)以及不對稱項的對角線係數矩陣。一如(6)式，(8)式也考慮不對稱的效果，因此 $\mathbf{z}_{t-1}$ 的界定與(6)式中的相同。若以矩陣中各元素表達，則(8)式對應於下式：

$$\begin{aligned}\sigma_{ii,t} &= c_{ii} + (\alpha_{ii}^2 + \delta_i^2 I_{ii,t-1}) \varepsilon_{ii,t-1}^2 + \theta_{ii}^2 \varepsilon_{ii,t-2}^2 + \beta_{ii}^2 \sigma_{ii,t-1} \\ \sigma_{ij,t} &= c_{ij} + (\alpha_{ij} \alpha_j + \delta_{ij} \delta_j I_{ij,t-1} I_{j,t-1}) \varepsilon_{ij,t-1} \varepsilon_{j,t-1} \quad (9) \\ &\quad + \theta_{ij} \theta_j \varepsilon_{ij,t-2} \varepsilon_{j,t-2} + \beta_{ij} \beta_j \sigma_{ij,t-1} \quad i \neq j\end{aligned}$$

(6)與(8)式的共通點為皆考慮了前期誤差值平方(或前期誤差值的交叉值)、前期變異數/共變數以及不對稱因素等3個效果對當期變異數/共變數的影響。

上述多變量GARCH模型的變異數/共變數方程式分別與平均值方程式結合，成為兩個待估計的實證模型：VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)模型以及VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)模型。這兩個模型的共同優點是參數個數較完整的模型為少，容易估計，缺點則是係數矩陣經過對角化處理，雖然可分析兩兩市場之間的互動情形(例如，新台幣與韓元匯率變動率之互動)，但無法探討第三方市場的波動外溢效果(例如，新加坡市場的變動對新台幣與韓元匯率變動率之間互動的影響)。

四、模型之實證結果

本節針對前節所提出的VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)以及VAR(2)-DBEKK-

TGARCH (1, 2, 1)兩個模型進行實證。各數列單根檢定結果列於附錄二，該兩個模型的多變量自我相關檢定以及平均值方程式估計結果分別列於附錄四與附錄五。變異數/共變數方程式實證結果列於下表4與5。

比較表4與5，在常數項係數方面，兩個模型表現相近，不少常數項係數並不顯著，但估計值十分接近於0，對於計算相關數值影響不大。在關鍵的ARCH與GARCH項、不對稱項等係數方面，DVECH模型僅在GARCH項估計表現甚佳(皆為十分顯著)，而

DBEKK模型則在各ARCH(1)、ARCH(2)、GARCH(1)與不對稱項係數皆有不錯的表現。

整體來看，雖然該DVECH模型在事前模型的選擇上具有較高的訊息準則值，但從各係數估計值是否顯著的角度來看，DBEKK模型表現較佳。在訊息準則值差異不大的情況下(AIC值差距僅為0.003)，基於係數顯著程度便於分析的考慮，以下本文分析以DBEKK模型為準。

表4 DVECH-TGARCH (1, 2)模型

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C} + \mathbf{A}_1 \bullet \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}' + \mathbf{A}_2 \bullet \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2}' + \mathbf{B}_1 \bullet \mathbf{H}_{t-1} + \mathbf{G} \bullet \mathbf{z}_{t-1} \mathbf{z}_{t-1}'$$

	係數	係數值	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值
常數項係數矩陣	c_{cncn}	0.000008	2.482	0.013
	c_{cnhk}	0.000001	0.839	0.402
	c_{cnkr}	0.000043	0.871	0.384
	c_{cnsq}	0.000037	1.476	0.140
	c_{cnrw}	0.000008	0.458	0.647
	c_{hkhk}	0.000000	2.130	0.033
	c_{hkkr}	0.000014	0.930	0.353
	c_{hksg}	0.000006	1.348	0.178
	c_{hktrw}	0.000002	0.555	0.579
	c_{krkr}	0.003675	4.380	0.000
	c_{krsg}	0.001521	3.916	0.000
	c_{krtrw}	0.001314	4.719	0.000
	c_{sgsg}	0.001588	4.342	0.000
	c_{sgtrw}	0.000845	4.279	0.000
	c_{nrtrw}	0.000764	4.706	0.000
ARCH(1)項係數	α_{cncn}	0.225947	6.159	0.000
	α_{cnhk}	0.031062	0.807	0.420
	α_{cnkr}	-0.015556	-0.471	0.637
	α_{cnsq}	-0.017277	-0.531	0.595
	α_{cnrw}	-0.018369	-0.455	0.649
	α_{hkhk}	0.167718	4.889	0.000
	α_{hkkr}	0.025777	0.863	0.388
	α_{hksg}	0.028990	0.977	0.329
	α_{hktrw}	0.088685	2.480	0.013
	α_{krkr}	0.114271	3.526	0.000
	α_{krsg}	0.064645	2.583	0.010
	α_{krtrw}	0.110272	3.923	0.000

	係數	係數值	t 值	p 值
	α_{sgsg}	0.063368	2.786	0.005
	α_{sgrw}	0.103895	4.231	0.000
	α_{nrw}	0.277557	8.061	0.000
ARCH(2)項係數	θ_{cncn}	-0.152787	-4.403	0.000
	θ_{cnhk}	-0.018601	-0.490	0.624
	θ_{cnkr}	0.030788	0.941	0.347
	θ_{cnsg}	0.020314	0.676	0.499
	θ_{cnrw}	0.026748	0.700	0.484
	θ_{hkhk}	-0.130092	-3.891	0.000
	θ_{hkkr}	0.003031	0.102	0.919
	θ_{hksg}	-0.021953	-0.754	0.451
	θ_{hktrw}	-0.079147	-2.335	0.020
	θ_{krkr}	-0.068270	-2.187	0.029
	θ_{krsg}	-0.034019	-1.425	0.154
	θ_{ktrw}	-0.067682	-2.520	0.012
	θ_{sgsg}	-0.023403	-1.054	0.292
	θ_{sgrw}	-0.061428	-2.664	0.008
	θ_{nrw}	-0.209405	-6.286	0.000
GARCH (1)項係數	β_{cncn}	0.926963	120.479	0.000
	β_{cnhk}	0.956127	43.111	0.000
	β_{cnkr}	0.950917	71.251	0.000
	β_{cnsg}	0.949319	62.140	0.000
	β_{cnrw}	0.946706	93.328	0.000
	β_{hkhk}	0.915426	121.696	0.000
	β_{hkkr}	0.907899	37.734	0.000
	β_{hksg}	0.956161	76.351	0.000
	β_{hktrw}	0.928161	53.456	0.000
	β_{krkr}	0.910504	105.131	0.000
	β_{krsg}	0.918582	96.961	0.000
	β_{ktrw}	0.907208	101.237	0.000
	β_{sgsg}	0.916212	89.555	0.000
	β_{sgrw}	0.909036	78.153	0.000
	β_{nrw}	0.914641	95.275	0.000
不對稱項係數	δ_{cncn}	0.027238	1.685	0.092
	δ_{cnhk}	0.024721	1.221	0.222
	δ_{cnkr}	0.012866	0.902	0.367
	δ_{cnsg}	0.043397	2.559	0.011
	δ_{cnrw}	0.036294	2.676	0.008
	δ_{hkhk}	0.120328	7.212	0.000
	δ_{hkkr}	0.042844	2.249	0.025
	δ_{hksg}	0.024002	2.140	0.032
	δ_{hktrw}	0.056350	3.389	0.001
	δ_{krkr}	0.075965	4.635	0.000
	δ_{krsg}	0.054158	3.978	0.000
	δ_{ktrw}	0.043935	3.537	0.000
	δ_{sgsg}	0.053204	3.733	0.000
	δ_{sgrw}	0.029039	2.359	0.018
	δ_{nrw}	0.001989	0.192	0.848

資料來源：本研究。

表5 DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)模型之估計結果

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \mathbf{A}_1\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}'\mathbf{A}_1' + \mathbf{A}_2\boldsymbol{\varepsilon}_{t-2}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-2}'\mathbf{A}_2' + \mathbf{B}_1\mathbf{H}_{t-1}\mathbf{B}_1' + \mathbf{G}\mathbf{z}_{t-1}\mathbf{z}_{t-1}'\mathbf{G}'$$

	係數	係數值	t值	p值
常數項係數	c_{cncn}	0.000010	2.651	0.008
	c_{cnhk}	0.000001	1.060	0.289
	c_{cnkr}	0.000135	2.020	0.043
	c_{cnsq}	0.000082	2.756	0.006
	c_{cntw}	0.000025	1.000	0.318
	c_{hkhh}	0.000000	2.168	0.030
	c_{hkkr}	-0.000001	-0.032	0.975
	c_{hksq}	0.000013	1.770	0.077
	c_{hksw}	0.000001	0.163	0.871
	c_{krkr}	0.005277	5.220	0.000
	c_{krsq}	0.001781	4.472	0.000
	c_{krsw}	0.001803	5.562	0.000
	c_{sqsq}	0.001790	4.454	0.000
	c_{sgsw}	0.000829	4.825	0.000
	c_{swsw}	0.001557	6.466	0.000
ARCH(1)項係數	α_{cn}	0.303083	14.650	0.000
	α_{hk}	0.173238	9.557	0.000
	α_{kr}	0.160023	4.810	0.000
	α_{sq}	0.208532	8.833	0.000
	α_{sw}	0.256401	12.922	0.000
ARCH (2)項係數	θ_{cn}	-0.088970	-1.735	0.083
	θ_{hk}	-0.088282	-2.464	0.014
	θ_{kr}	0.201756	6.415	0.000
	θ_{sq}	0.143109	4.031	0.000
	θ_{sw}	0.090736	2.204	0.028
GARCH (1)項係數	β_{cn}	0.958124	265.167	0.000
	β_{hk}	0.949023	259.403	0.000
	β_{kr}	0.945482	194.587	0.000
	β_{sq}	0.955982	186.162	0.000
	β_{sw}	0.936641	171.255	0.000
不對稱項係數	δ_{cn}	0.057317	1.426	0.154
	δ_{hk}	0.415886	17.446	0.000
	δ_{kr}	0.260218	9.613	0.000
	δ_{sq}	0.108936	4.277	0.000
	δ_{sw}	0.191124	6.384	0.000

資料來源：本研究。

肆、波動程度與共變程度分析

一、波動程度分析

根據(9)式，各幣別匯率變動率之變異數
方程式為：

$$\sigma_{ii,t} = c_{ii} + (\alpha_i^2 + \delta_i^2 I_{i,t-1}) \varepsilon_{i,t-1}^2 + \theta_i^2 \varepsilon_{i,t-2}^2 + \beta_i^2 \sigma_{ii,t-1}$$

因此根據表5的估計結果，可將各幣別
匯率變動率之變異數方程式表達於下表：

表6 各幣別匯率變動率之變異數方程式

幣 別	變 異 數 方 程 式
人 民 幣	$\sigma_{cncn,t} = 0.0000097 + 0.092\varepsilon_{cn,t-1}^2 + 0.008\varepsilon_{cn,t-2}^2 + 0.918\sigma_{cncn,t-1} + 0.003I_{cn,t-1}\varepsilon_{hk,t-1}^2$
港 幣	$\sigma_{hkhk,t} = 0.0000004 + 0.030\varepsilon_{hk,t-1}^2 + 0.008\varepsilon_{hk,t-2}^2 + 0.901\sigma_{hkhk,t-1} + 0.173I_{hk,t-1}\varepsilon_{hk,t-1}^2$
韓 元	$\sigma_{krkr,t} = 0.0052769 + 0.026\varepsilon_{kr,t-1}^2 + 0.041\varepsilon_{kr,t-2}^2 + 0.894\sigma_{krkr,t-1} + 0.068I_{kr,t-1}\varepsilon_{kr,t-1}^2$
新加坡幣	$\sigma_{sgsg,t} = 0.0017897 + 0.043\varepsilon_{sg,t-1}^2 + 0.020\varepsilon_{sg,t-2}^2 + 0.914\sigma_{sgsg,t-1} + 0.012I_{sg,t-1}\varepsilon_{sg,t-1}^2$
新 台 幣	$\sigma_{twtw,t} = 0.0015570 + 0.066\varepsilon_{tw,t-1}^2 + 0.008\varepsilon_{tw,t-2}^2 + 0.877\sigma_{twtw,t-1} + 0.037I_{tw,t-1}\varepsilon_{tw,t-1}^2$

資料來源：本研究。

以下根據表6，討論各係數的估計結
果。

(一) 前期的變異數($\sigma_{ii,t-1}$)

前期的變異數($\sigma_{ii,t-1}$)所衡量的是自身波動的持續程度(own-volatility persistence)，為影響當期各幣別匯率變動率之變異數($\sigma_{ii,t}$)的最大來源，尤以人民幣、新加坡幣與港幣為最，依高低順序分別為0.918、0.914與0.901。韓元與新台幣方面，也分別達到0.894與0.877。該實證結果似顯示以下三個意義：

- 1. 如果前一期匯率變動率的波動程度擴大，也會使得當期匯率變動率的波動幅度擴大；而若前一期的波動程度縮小，則會使得當期的波動程度縮小。
- 2. 若外匯市場受到外生干擾的影響，使得匯率變動率的波動程度擴大，如果中央銀

行縮小波動幅度，會有助於外匯市場之穩定。

- 3. 由於新興經濟體中央銀行進場調節外匯市場的頻率較高，實際匯率也會反映央行調節的結果，這代表如果央行在前期採取措施穩定匯率，使匯率波動的程度降低，也會有助於後期外匯市場的穩定。

(二) 前期誤差項平方($\varepsilon_{i,t-1}^2$)

前期誤差項平方($\varepsilon_{i,t-1}^2$)所衡量的是自身波動的外溢效果(own-volatility spillovers)，也就是前一期的衝擊對於當期匯率變動率波動程度($\sigma_{ii,t}$)的影響。從表6觀察，若不考慮不對稱的效果，各係數值並不高，依大小順序排列，分別為人民幣(0.092)、新台幣(0.066)、新加坡幣(0.043)、港幣(0.030)與韓元(0.026)。對於韓元、新加坡幣與新台幣而

言，其影響程度有限，係數值分別為0.025、0.036與0.063。雖然如此，由於其力量可影響次一期的條件變異數，進而影響後期的匯率變動率，因此並非不重要的變數。

(三) 不對稱效果($I_{i,t-1}e_{i,t-1}^2$)

不對稱效果係指前一期負面的訊息會對當期匯率變動率的波動程度造成較大的影響。單就不對稱效果來看，港幣最高(0.173)，而人民幣則最低(0.003)，中間依序為韓元(0.068)、新台幣(0.037)與新加坡幣(0.0012)。

前小節有關前期誤差項平方的討論若加計不對稱效果，則依大小順序依次為港幣(0.203)、新台幣(0.103)、人民幣(0.095)、韓元(0.094)與新加坡幣(0.055)。港幣與新台幣的係數皆較高，因此如果前一期發生了負面的訊息衝擊，市場會產生較大的反應，使當日匯率波動率的變動程度擴大。

(四) 落後兩期誤差項平方($e_{i,t-2}^2$)

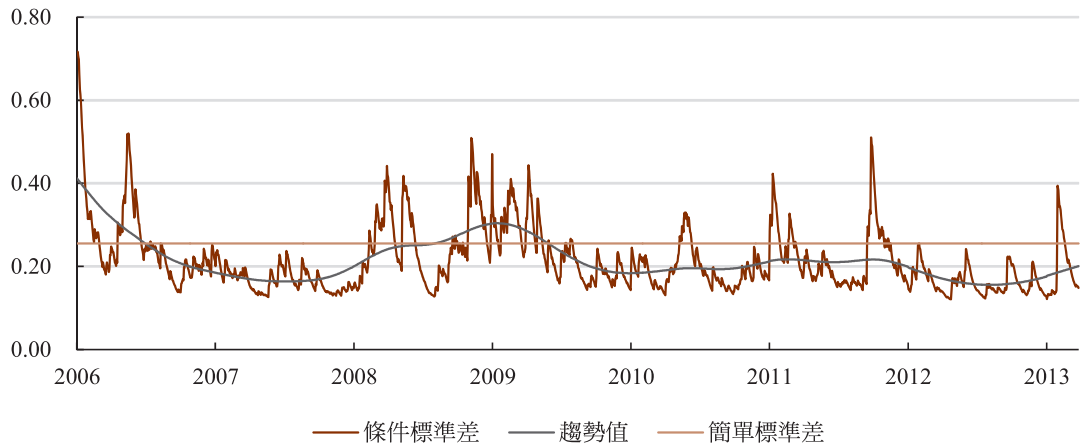
另外一項與自身波動外溢效果有關的變數為落後兩期的誤差項平方($e_{i,t-2}^2$)，這一方面以韓元與新加坡幣所受的影響較大，其係數分別為0.041與0.020，人民幣、港幣與新台幣皆分別為0.008。

前述的討論皆從係數估計值的大小出

發，表面上某些幣別係數估計值相近，但 $\sigma_{ii,t-1}$ 、 $e_{i,t-1}^2$ 與 $e_{i,t-1}^2$ 等變數值會支配 $\sigma_{ii,t}$ 的大小及其變動幅度，各幣別的條件變異數仍然會有很大的差異，因此觀察各條件變異數的走勢也相當重要。由於一般係將金融資產報酬率的波動程度以標準差表示(例如，Taylor 2007)，以下本文將該五種貨幣匯率變動率之條件變異數估計值，轉換為條件標準差及其趨勢值列示於圖6至10。^{註7}此外，本文也將表1各匯率變動率之簡單標準差一併列示於各圖，以資比較參考。

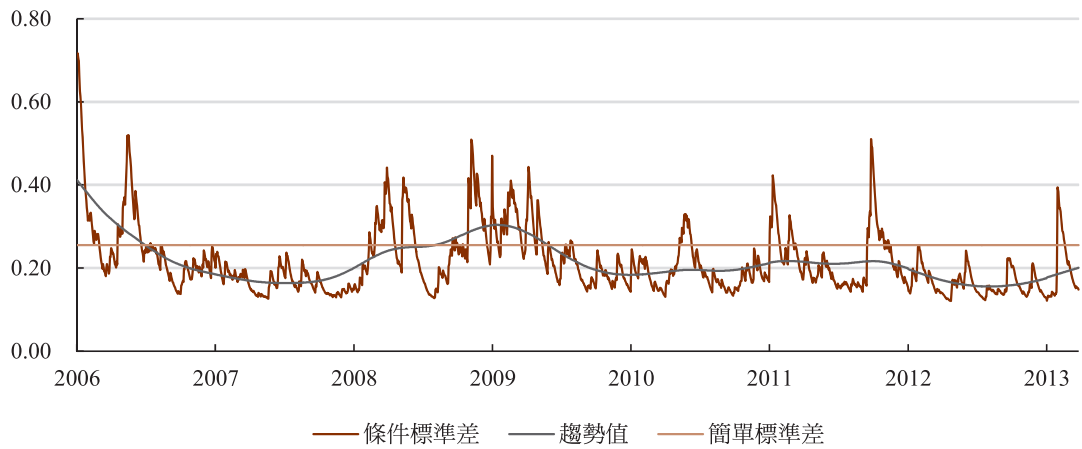
從圖6至10各幣別觀察，大致上分為兩組。一組為人民幣與港幣匯率，在整個樣本期間，其匯率變動率的波動程度變化不大，又以港幣為最，主要原因在於由於所採行的匯率制度使然，使得該兩種貨幣兌美元價位本就變動有限。另一組為韓元、新加坡幣與新台幣，在2008年以前，該三種貨幣匯率變動率的波動程度不大，但其後波動程度增加，而波動幅度陡升之處，主要係受到美國次級房貸危機、全球金融危機、歐洲債務危機，乃至於日圓貶值等國際因素的影響，使得韓元、新加坡幣與新台幣匯率變動率的波動程度擴大。

圖6 新台幣匯率變動率之波動程度



資料來源：本研究。

圖7 人民幣匯率變動率之波動程度



資料來源：本研究。

圖8 港幣匯率變動率之波動程度



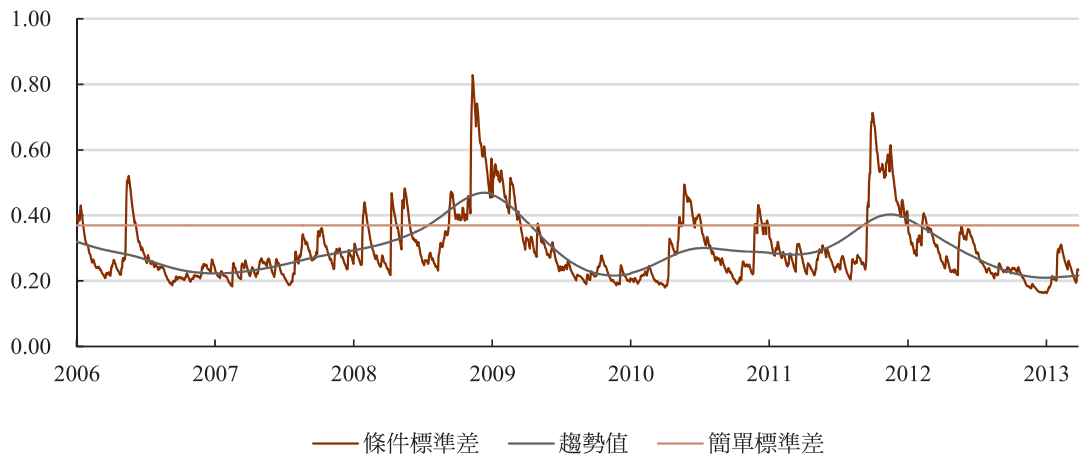
資料來源：本研究。

圖9 韓元匯率變動率之波動程度



資料來源：本研究。

圖10 新加坡幣匯率變動率之波動程度

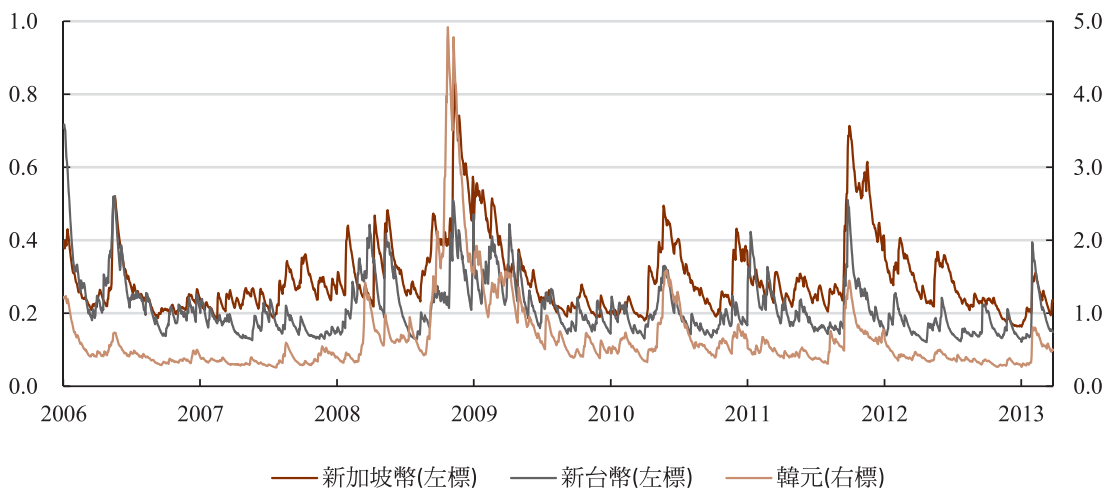


資料來源：本研究。

在該三種貨幣匯率變動率之波動起伏相似程度方面，以下圖11採取雙軸圖的表達方式，將該三種貨幣匯率變動率之條件標準差共同列示。^{註8}觀察圖11，從任一時點來看，新台幣、新加坡幣與韓元匯率變動率之波動幅度大小不一，其中又以新台幣匯率變動率較低，維持相對穩定的局面，新加坡幣次之，韓元匯率變動率的波動幅度則最高。

但就波動形態而言，三者的變化相似。台灣、新加坡與南韓三個經濟體的經濟發展階段雖相近，但發展的內涵不同，^{註9}而能有相似的波動形態，可能係因該等經濟體面臨了類似的國外干擾所致。例如，國際美元變動、短期國際資本移動等，皆是新興經濟體經常面臨的國外干擾。

圖11 新台幣、新加坡幣與韓元匯率變動率之波動程度



資料來源：本研究。

二、共變程度與相關係數分析

各幣別匯率變動率彼此之間之共變數方程式為：

$$\sigma_{ij,t} = c_{ij} + \left(\alpha_i \alpha_j + \delta_i \delta_j I_{i,t-1} I_{j,t-1} \right) \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + \theta_i \theta_j \varepsilon_{i,t-2} \varepsilon_{j,t-2} + \beta_i \beta_j \sigma_{ij,t-1} \quad i \neq j$$

由於有五種貨幣，若兩兩配對，共有10條共變數估計方程式之多。以下分三個小節討論。第一小節著重於波動程度較大的新台幣、韓元與新加坡幣兩兩之間的共變程度與相關係數分析。第二小節觀察人民幣匯率變動率與其他幣別匯率變動率之間的相關程度。第三小節根據實證結果討論人民幣與新

台幣匯率變動率之間相關程度。

至於港幣方面，從前節的探討可以得知，港幣匯率變動率波動程度很低，主要係因香港採取嚴格的聯繫匯率制度，長遠而言，也不太可能有太大的改變。在此情況下，進行共變程度或相關係數分析的意義不大，因此此處予以省略。

(一) 新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率的共變與相關程度

根據表5的估計結果，可將新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率之共變異數方程式表達於下表：

表7 新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率的共變關係

幣 別	共 變 異 數 方 程 式
新台幣 與 韓 元	$\sigma_{krw,t} = 0.001803 + 0.041\varepsilon_{kr,t-1}\varepsilon_{tw,t-1} + 0.018\varepsilon_{kr,t-2}\varepsilon_{tw,t-2} + 0.885\sigma_{krw,t-1} + 0.050I_{kr,t-1}I_{tw,t-1}\varepsilon_{kr,t-1}\varepsilon_{tw,t}$
新 台 幣 與 新加坡幣	$\sigma_{sgw,t} = 0.000829 + 0.053\varepsilon_{sg,t-1}\varepsilon_{tw,t-1} + 0.013\varepsilon_{sg,t-2}\varepsilon_{tw,t-2} + 0.895\sigma_{sgw,t-1} + 0.021I_{sg,t-1}I_{tw,t-1}\varepsilon_{sg,t-1}\varepsilon_{tw,t}$
韓 元 與 新加坡幣	$\sigma_{krsg,t} = 0.001781 + 0.033\varepsilon_{kr,t-1}\varepsilon_{sg,t-1} + 0.029\varepsilon_{kr,t-2}\varepsilon_{sg,t-2} + 0.904\sigma_{krsg,t-1} + 0.028I_{kr,t-1}I_{sg,t-1}\varepsilon_{kr,t-1}\varepsilon_{sg,t}$

資料來源：本研究。

根據表7，3種貨幣匯率變動率彼此之間的共變關係，主要決定於前一期的共變程度($\sigma_{ij,t-1}$)，也就是交叉波動的持續程度(cross volatility persistence)，其係數值分別為新台幣與韓元的0.885、新台幣與新加坡幣的0.895、韓元與新加坡幣的0.904，代表彼此之間共變程度對未來匯率變動率的影響，可持續一段相當長的期間。

一個貨幣前一期未預料到的衝擊，也會影響至另一貨幣，並產生相互的交叉影響($\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1}$)，可稱之為交叉波動的外溢程度(cross volatility spillover)。其係數值分別為新台幣與韓元0.041、新台幣與新加坡幣0.053、韓元與新加坡幣0.033。落後兩期對當期的影響則依上述順序分別為0.018、0.013與0.029，但其影響程度皆不若前一期彼此之間的共變程度。

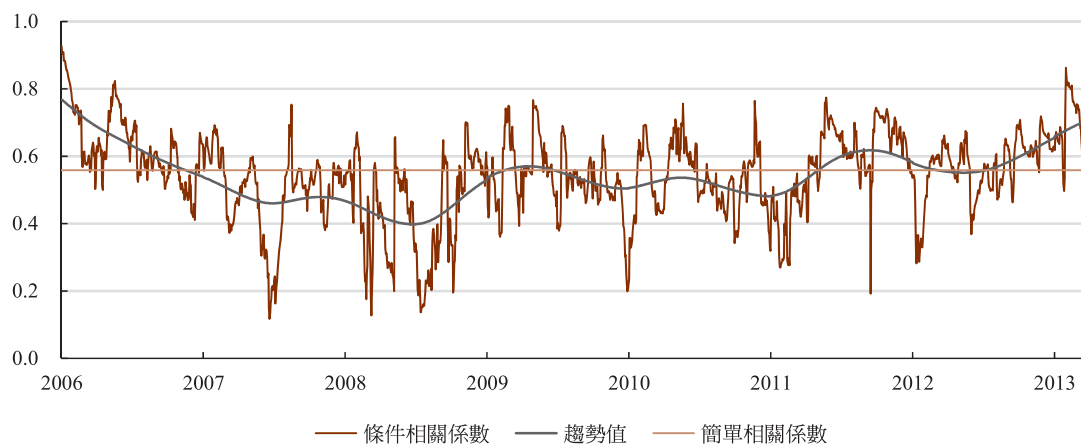
在不對稱效果方面，如果兩種貨幣前期

的誤差項為負值，也就是若兩種貨幣皆面臨負面的衝擊，則不但會擴大本身匯率變動率波動的程度，也會由一種貨幣外溢至另一貨幣，產生交叉影響(前期的交叉效果)，使得匯率變動率共變幅度擴大，尤以新台幣與韓元之間為最，係數值為0.05。

根據該三種幣別的變異數/共變數方程式，可得到彼此之間的條件相關係數，連帶將趨勢值(參閱註7有關趨勢值的計算方法)以及表2的簡單相關係數一併列示於以下圖12至14。

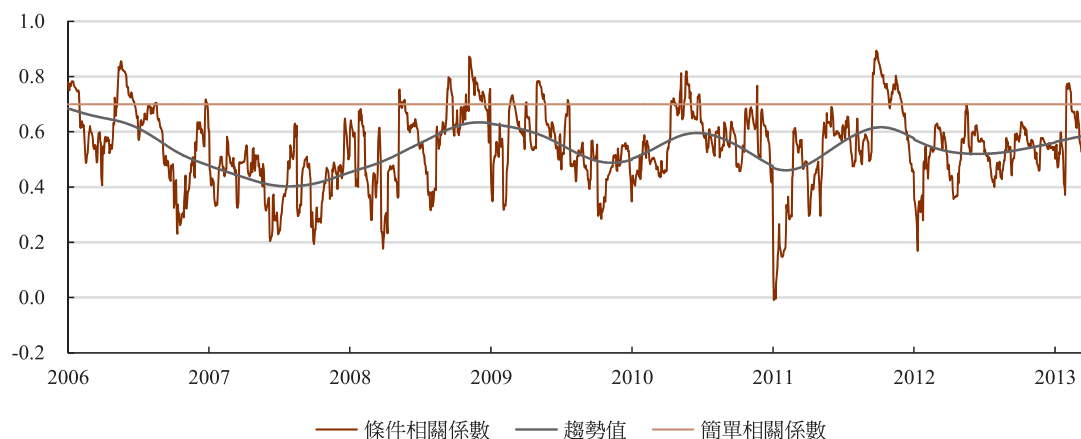
從圖12至14的趨勢值觀察，首先，2011年中至2013年3月間，新台幣與韓元匯率變動率之間的相關程度相當密切，而自2012年3月起，兩者的相關程度似進一步上升，由2012年3月初的0.553上升至2013年3月底的0.708。

圖12 新台幣與韓元匯率變動率的條件相關係數



資料來源：本研究。

圖13 新台幣與新加坡幣匯率變動率的條件相關係數



資料來源：本研究。

圖14 韓元與新加坡幣匯率變動率的條件相關係數



資料來源：本研究。

新台幣與新加坡幣以及韓元與新加坡幣匯率變動率彼此之間的相關程度也相當密切。2013年3月底，新台幣與新加坡幣以及韓元與新加坡幣匯率變動率之間的相關係數分別為0.588與0.602，但不若新台幣與韓元之間的關係。

大體上而言，2012年3月以降，新台幣與韓元匯率變動率之間的相關程度上升的趨勢最為明顯，其他兩兩幣別搭配的相關係數也呈上升，但幅度較低。

上述現象或反映，在面對國外衝擊時，一國中央銀行可能以另一國的匯率動向做為調節外匯市場的參考訊息之一，以避免其中一國匯率變動率的變化，透過資本移動影響到另一國的經濟金融。

前述的討論主要是觀察後段的2012年3月起至2013年3月底的趨勢，如果改從全樣

本期間的角度，可以看出新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率等的兩兩關係，在不同期間的高低起伏不一。以新台幣與韓元為例，兩者的條件相關係數在2006至2008年中係呈下降的趨勢，趨勢值最低降至0.4左右。這種波動起伏的變動，似顯示新興經濟體中央銀行不太可能在長期間以另一國的匯率變動率為調整本國匯率變動率的依據，而是與時變動，視當下的國內外經濟金融情勢而調整。這也是採取GARCH分析的優點，在該等模型下所得到的重要統計數據，如標準差、相關係數等，不會在全樣本期間固定。

(二) 人民幣與其他幣別匯率變動率的共變與相關程度

再次根據表5的估計結果，此處將人民幣與其他幣別匯率變動率的共變異數方程式表達於下表：

表8 人民幣與其他幣別匯率變動率的共變分析

幣 別	共 變 異 數 方 程 式
港 幣	$\sigma_{cnhk,t} = 0.000001 + 0.053\varepsilon_{cn,j-1}\varepsilon_{hk,j-1} + 0.008\varepsilon_{cn,j-2}\varepsilon_{hk,j-2} + 0.909\sigma_{cnhk,j-1} + 0.024I_{cn,j-1}I_{hk,j-1}\varepsilon_{cn,j-1}\varepsilon_{hk,j-1}$
韓 元	$\sigma_{cnkr,t} = 0.000135 + 0.049\varepsilon_{cn,j-1}\varepsilon_{kr,j-1} - 0.018\varepsilon_{cn,j-2}\varepsilon_{kr,j-2} + 0.906\sigma_{cnkr,j-1} + 0.015I_{cn,j-1}I_{kr,j-1}\varepsilon_{cn,j-1}\varepsilon_{kr,j-1}$
新加坡幣	$\sigma_{cnsj,t} = 0.00008 + 0.063\varepsilon_{cn,j-1}\varepsilon_{sj,j-1} - 0.013\varepsilon_{cn,j-2}\varepsilon_{sj,j-2} + 0.916\sigma_{cnsj,j-1} + 0.006I_{cn,j-1}I_{sj,j-1}\varepsilon_{cn,j-1}\varepsilon_{sj,j-1}$
新 台 幣	$\sigma_{cnw,t} = 0.00003 + 0.078\varepsilon_{cn,j-1}\varepsilon_{w,j-1} - 0.0085\varepsilon_{cn,j-2}\varepsilon_{w,j-2} + 0.897\sigma_{cnw,j-1} + 0.011I_{cn,j-1}I_{w,j-1}\varepsilon_{cn,j-1}\varepsilon_{w,j-1}$

資料來源：本研究。

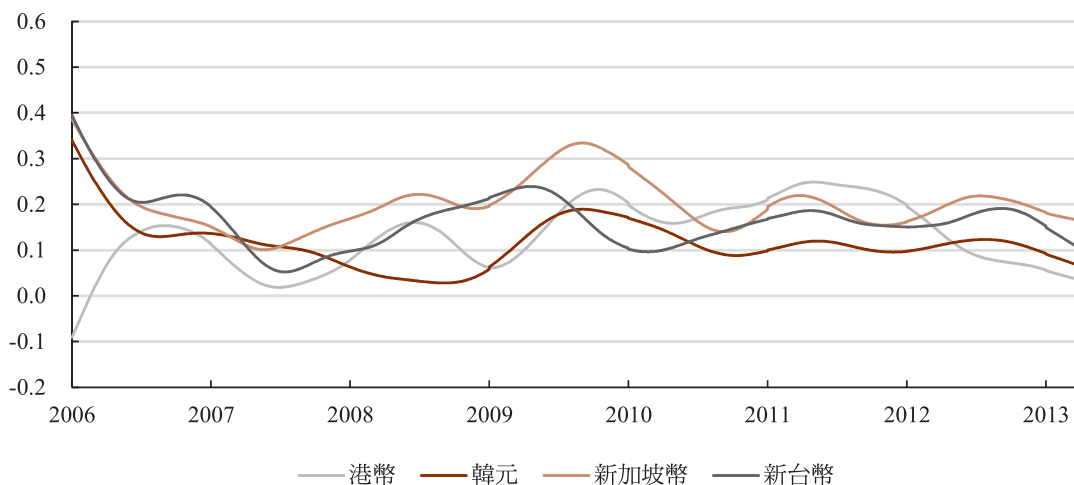
根據表8，從係數值來看，決定當期人民幣與其他幣別匯率變動率共變程度主要仍為前一期的共變異數($\sigma_{cnj,j-1}$)，從0.897至0.909不等。另一方面，前一期的交叉衝擊(也就

是 $\varepsilon_{cn,t-1}\varepsilon_{j,j-1}$)也會影響人民幣與其他貨幣的共變程度，其係數從0.049至0.078。但與表7比較，表8該項的係數較高，代表人民幣對其他貨幣未預料到衝擊的敏感度較高。表8

的不對稱的效果為正值，符合事前想定的符號方向，也就是如果前一期誤差項為負值，會擴大其他貨幣未預料到衝擊對人民幣的影響。

根據人民幣變異數/共變數方程式，可得到人民幣與其他幣別匯率變動率之間的條件相關係數。以下僅列示條件相關係數的趨勢值(計算方法與註7同)於圖15。

圖15 人民幣與其他幣別匯率變動率的條件相關係數趨勢值



資料來源：本研究。

從圖15觀察，2006至2013年3月底之間，人民幣與其他幣別匯率變動率的相關程度不大，大部分期間係在0與0.3之間起伏變動。

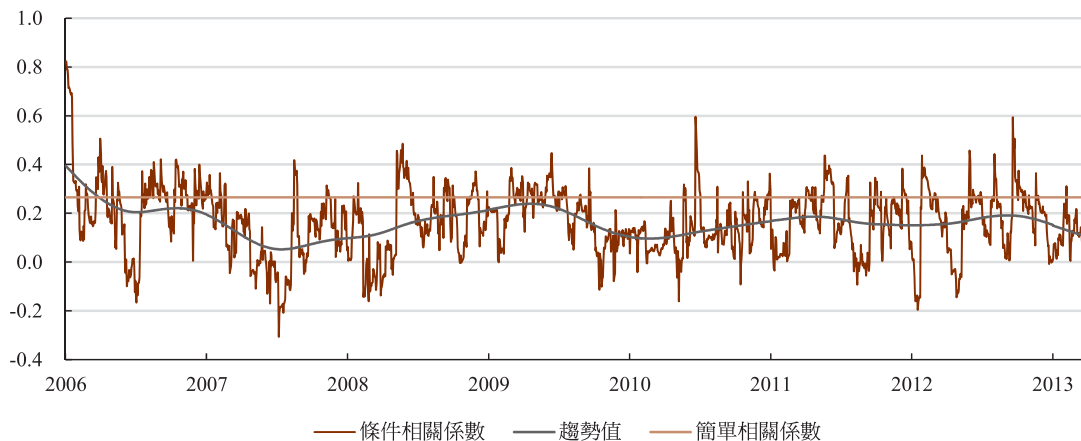
惟自2012年中以降，相關程度呈現降低趨勢。在該段期間，雖然日圓自2012年9月26日起大幅貶值，以致於影響亞洲各國匯率走勢，但人民幣似仍獨樹一格，反而使得其匯率變動率與其他幣別匯率變動率之間的相關程度降低，其中又以對港幣與韓元之間的相關程度為然，與新台幣匯率變動率之間的關係也降至0.1左右，與新加坡幣的關係略

高，但也不足0.2。

(三) 新台幣與人民幣匯率變動率之間的相關程度

新台幣與人民幣之間的關係，一向頗受外界重視，尤其在2012年8月「海峽兩岸貨幣清算合作備忘錄」完成簽署後，更是備受注目。但如果就本文的實證結果以圖16觀察，至少新台幣與人民幣匯率變動率之間的相關程度，並沒有因此而增進，反而呈現下降的趨勢，這可能是因為兩岸央行都各自有著不同的匯率政策考慮以因應國內外經濟金融情況所致。

圖16 新台幣與人民幣匯率變動率的條件相關係數



資料來源：本研究。

台灣方面，經過多年的發展，新台幣匯率不可能一直維持極度狹小的浮動範圍，又因開放程度相當高，對國際金融環境變動的反應也會較為敏銳，政策上似係以縮小國外干擾對匯率波動程度的影響為考慮，而不是維持不變或甚至採取逆轉操作，因此相對而言，新台幣匯率變動率的波動幅度較大。

大陸方面，雖然人民幣匯率於1995年改制，但資本帳交易限制仍高、國內金融體

系也有待進一步發展，政策上似傾向於維持非常狹幅的匯率變動。例如，即便面臨美國方面要求人民幣升值的龐大壓力，中國人民銀行並沒有因此而採取人民幣大幅升值的策略，而係以人民幣小幅度升值搭配較大幅度的工資上漲因應。^{註10} 在此情況下，人民幣匯率變動率的幅度有限，因此與新台幣匯率變動率的關係較不明顯。

伍、結 論

本文針對2006年1月2日至2013年3月29日，人民幣、港幣、韓元、新加坡幣與新台幣等五個東亞主要新興經濟體貨幣的匯率變動率，以多變量GARCH模型進行波動程度與共變程度之實證分析。主要的發現摘錄於后。

在各幣別匯率變動率波動的程度方面，

對當期各幣別匯率變動率之變異數影響最大的來源為前一期的變異數，也就是自身波動的持續程度。因此在外匯市場受到外生干擾影響的情況下，如果中央銀行調節外匯市場以降低匯率波動幅度，將有助於外匯市場之穩定。

就各幣別觀察，人民幣與港幣匯率變動

率的波動程度變化不大，又以港幣為最，主要原因在於所採行的匯率制度使然，使得該兩種貨幣兌美元價位本就變動有限。另外一方面，韓元、新加坡幣與新台幣波動程度自2008年起增加，波動幅度陡升之處，主要係受到美國次級房貸危機、全球金融危機、歐洲債務危機，乃至於日圓大幅貶值等國際因素的影響。

就波動形態而言，韓元、新加坡幣與新台幣三者的變化相似。該三個經濟體的經濟發展階段雖相近，但發展的內涵與方向不同，卻有相似的波動形態，可能係共同面臨了類似的國外干擾(例如，國際美元變動、國際資本移動等)，因而反映出相似的波動型態。

在兩兩幣別相關程度方面，新台幣與韓元匯率變動率之間的相關程度最高，2012年3月以降，新台幣與韓元匯率變動率之間的相關程度上升的趨勢最為明顯。新台幣與新加坡幣以及韓元與新加坡幣匯率變動率彼此之間也有一定的相關程度。此一實證結果似

顯示，在面對國外衝擊時，一國中央銀行可能以另一國的匯率動向做為調節外匯市場的參考訊息之一，以避免其中一國匯率變動率的變化，影響到另一國的經濟金融，從而使得匯率變動率彼此之間的關係較為密切。

如果改從全樣本期間的角度，可以看出新台幣、韓元與新加坡幣匯率變動率等的兩兩關係，在不同期間的高低起伏不一。這種波動起伏的變動，似顯示新興經濟體中央銀行不太可能在長期間緊守單一原則，而是與時變動，視當下的國內外經濟金融情勢而不斷調整。

人民幣方面，即使人民幣匯率經過2005年較大幅度的制度改變以及全球金融危機等因素之影響，長期間人民幣與東亞其他主要經濟體匯率變動率之間的相關程度仍然不大。新台幣與人民幣匯率變動率之間的相關程度，反而在後期呈現下降的趨勢，這可能是因為兩岸央行都各自有著不同的匯率政策考慮，以因應國內外經濟金融情況所致。

附 註

(註1) 例如，2000年的清邁倡議(Chiang Mai Initiative)、2003年的區域債券市場倡議(Asian Bond Market Initiative)、2009年的清邁倡議多邊化(Chiang Mai Initiative Multilateralization, CMIM)、2011年的東協加三總體經濟監控(ASEAN+3 Macroeconomic Surveillance)機制等，並於2013年在東協加三總體經濟監控機制下成立了東協加三經濟研究辦公室(ASEAN+3 Macroeconomic Research Office, AMRO)。東協加三國家且於2005年初協議成立亞洲貝列吉歐小組對話機制(Asian Bellagio Group)，這是一個學者專家小組，做為探討協調各國匯率行動之基礎。Kawai (2007)則主張建立正式的區域匯率協調機制，以做為亞洲走向使用單一貨幣的基礎。有關東亞區域金融合作、最適通貨區域理論等有關議題之探討，可參閱彭德明(2011、2012)。

- (註2) 此係就持有幣別資產報酬率而言，若經貨幣轉換想要進一步持有其他資產，則另須考慮該等資產的報酬率。例如，若短期資產選擇的內容為不同國家的股權資產，而非各國貨幣，則真正的資產報酬率為股票價格變動率與匯率變動率之和。
- (註3) 除了宣布匯率制度改革外，人民幣對美元匯率也自該日起升值2%，成為1美元兌8.11元人民幣。
- (註4) 根據世界貿易組織與美國中央情報局 World Factbook等，2011年該五個經濟體的進出口貿易總額為亞洲國家前五大。
- (註5) 韓元匯率變動率幅度最大的期間發生在2008年第3季後，由於受到全球金融危機的影響，南韓資本大量流出，幾乎釀成經濟金融危機，致造成韓元鉅幅貶值，韓元匯率變動率的幅度也隨之擴大。其後美國聯準會於該年10月29日與南韓央行達成換匯協定，以解決當時南韓方面美元流動性短缺的問題，南韓外匯市場方逐漸恢復穩定。
- (註6) 歐洲債務危機有一部分因素來自於全球金融危機，但並非全受後者的影響，兩者有本質上的差異(彭德明2012)。基於這層考慮，乃設立兩組虛擬變數。在全球金融危機的虛擬變數設定方面，由於該危機發生前已出現美國次級房貸危機，因此其起始點較難有一致的看法。有一部分的看法係以2008年9月15日雷曼兄弟公司宣布破產為始點，但在此之前的7月10日，由於美國兩大房貸機構房利美與房地美財務狀況不佳再度浮現，引發美國股市全面下跌，使亞洲各國的金融市場也受到影響，因此本文以該日為全球金融危機始點，至2009年年中整個情勢已明顯改善，而為終點。在歐洲債務危機的虛擬變數設定方面，該危機始自於2009年10月22日希臘財政部長宣布希臘的財政赤字相對於GDP的比率將達到12.5%，為原先預估的一倍，造成此後歐洲一直動盪不安，因此本文將該日選為始點。2012年9月6日歐洲中央銀行正式宣布直接貨幣交易(Outright Monetary Transactions)計畫的詳細內容後，歐洲危機方獲得明顯緩和，乃將該日設為終點。
- (註7) 本文以Hodrick-Prescott濾波法(Hodrick-Prescott filter)過濾日資料，以得到各條件標準差的趨勢數列值。 λ 值的設定方面，由於一般建議年資料的 λ 值可設為 $100(=100 \times 1^2)$ ，而本文資料中平均每一年營業日天數約為250天，因此日資料的 λ 值設為 $6,250,000(=100 \times 250^2)$ 。
- (註8) 由於2008年10月間，南韓因受全球金融危機的影響，致資本大量流出，韓元大幅貶值，因而使得圖9所示的韓元匯率變動率波動程度也隨之陡增，不易與其他兩種貨幣相互比較，因此該圖以雙軸圖的方式表達，便於比較。
- (註9) 南韓一向側重財團與大企業並引進外人投資，出口產業也較為分散；新加坡雖有不錯的製造業，但服務業相當發達，尤其本身為東南亞的金融中心；台灣則90%以上為中小企業，重要出口產業則集中在資訊電子業。三者內涵並不相同。
- (註10) 中國大陸人民幣升值搭配工資上漲的政策建議，最早應係源自於胡曉煉(2010)。

參考文獻

中文文獻

- 王春源、王昭偉(2011)，「中、日、韓三國外匯市場之共同波動、聯合干預及溢出效果」，南亞學報，第31期，頁325-344。
- 胡曉煉(2010)，匯率機制改革和生產要素價格調整可並行不悖，中國大陸人民銀行網站，7月28日。
- 彭德明(2011)，亞元與東亞金融合作—兼論人民幣國際化的動向，中央銀行，未發表之手稿。
- 彭德明(2012)，「最適通貨區域理論及其對歐洲債務危機的啟示--兼論布魯塞爾共識」，國際金融參考資料，第60輯，頁1-26。

英文文獻

- Antonakakis N. (2012), “Exchange Return Co-movements and Volatility Spillovers before and after the Introduction of Euro,” *FIW Working Paper* No. 80, Research Centre International Economics.
- Ariefianto, D. and P. Warjiyo (2010), “Co-movement 4 Period ASEAN Currency 1997-2005: A Theory Application Namely Optimal Currency Area Using Vector Error Correction Model,” *Bulletin of Monetary, Economics and Banking*, 12-4, 447-480.
- Baba, Y., R. Engle, D. Kraft, and K. Kroner (1991), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH,” *Discussion Paper* 92-5, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Bauwens, L., S. Laurent, and J. Rombouts (2006), “Multivariate GARCH Models: A Survey,” *Journal of Applied Econometrics* 21, 79-109.
- Bollerslev, T. (1990), “Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model,” *Review of Economics and Statistics* 72, 498-505.
- Bollerslev, T., R. Engle, and J. Wooldridge (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariance,” *Journal of Political Economy* 96-1, 116-131.
- Calvet, L., A. Fisher, and S. Thompson (2006), “Volatility Comovement: A Multifrequency Approach,” *Journal of Econometrics*, 131, 179-215.
- Chung, C. (2006), “Characterizing Comovement of the Won with the Yen Before and After the Currency Crisis,” *Korea Review of International Studies* 9-2, Global Research Institute.
- Ding, Z. and R. Engle (2001), “Large Scale Conditional Covariance Matrix Modeling, Estimation, and Testing,” *Academia Economic Papers*, 29-2, 157-184.
- Enders, W. (2010), *Applied Econometric Time Series*, 3rd edition, Wiley & Sons Inc.
- Engle, R. and K. Kroner (1995), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH,” *Econometric Theory*, 11-1, 122-150.
- Engle, R. and V. Ng (1993), “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility,” *Journal of Finance* 48, 1749-1778.
- Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle (1993), “On the Relation between the Expected Value and the Volatility on the Nominal Excess Returns on Stocks,” *Journal of Finance* 48, 1779-1801.
- Javed, F. and P. Mantalos (2011), “GARCH-Type Models and Performance of Information Criteria,” *Working Paper*, Department of Statistics, Lund University.
- Kawai, M. (2007), “Toward a Regional Exchange Rate Regime in East Asia,” *ADB Institute Discussion Paper* No. 68, Asian Development Bank Institute.
- Kühl, M. (2008), “Strong Comovements of Exchange Rates: Theoretical and Empirical Cases When Currencies Become the Same Assets,” *CEGE Discussion Papers* No. 76, Center for European, Governance and Economic Development Research.
- Silvennoinen, A. and T. Teräsvirta (2009), “Multivariate GARCH Models,” in T. Andersen, R. Davis, J. Kreiß and T. Mikosch (eds.), *Handbook of Financial Time Series*, Springer, 201-230.
- Taylor, S. (2007), *Asset Price Dynamics, Volatility, and Prediction*, Princeton University Press.

附錄一 單根檢定

附表1 各國匯率變動率之ADF與PP單根檢定

	帶截距項		帶截距項與趨勢項	
	ADF	PP	ADF	PP
人民幣	-44.793*	-44.754*	-44.858*	-44.845*
港幣	-41.355*	-41.342*	-41.348*	-41.336*
韓元	-27.944*	-42.232*	-27.939*	-42.221*
新加坡幣	-43.702*	-43.709*	-43.699*	-43.705*
新台幣	-39.452*	-40.323*	-39.442*	-40.311*
日圓	-43.515*	-43.628*	-43.531*	-43.664*
歐元	-42.057*	-42.058*	-42.070*	-42.070*

註：1. 落後期數的選擇採Schwarz訊息準則(Schwarz information criterion)。

2. *代表在1%的顯著水準下，拒絕單根的虛無假設。

資料來源：本研究。

附錄二 模型落後期數與階數之選擇

多變量GARCH模型係聯合估計平均值方程式與變異數/共變數方程式，因此本文在建立不同的VAR-DVECH-GARCH與VAR-DBEKK-GARCH模型後，首先逐一計算並檢視各模型的Akaike訊息準則(Akaike information criterion，以簡稱AIC)、Schwarz訊息準則(Schwarz information criterion，以下簡稱SC)與Hannan-Quinn 訊息準則(Hannan-Quinn information criterion，以下簡稱HQ)，以決定模型的落後期數與階數。

一般而言，SC具有漸近一致性(asymptotic consistency)的特性，且偏向於選擇落後期數較低的模型(Enders 2010)，符合模型設定的精簡原則，似較為適合做為本文

模型選擇的優先參考指標。不過，根據Javed and Mantalos (2011)對不同的GARCH模型以蒙地卡羅方法(Monte Carlo method)模擬的結果顯示，AIC在偵測階數高於GARCH (1, 1)的ARCH與GARCH效果之準確度高於SC與HQ。為避免遺珠之憾，本文改以AIC為優先的參考指標，SC與HQ為輔。

由於自VAR(3)-GARCH模型以降，各訊息準則值皆趨於上升(取得估計結果後，也未能通過殘差值自我相關檢定)，因此以下列示VAR(1)-GARCH(1, 1)至VAR(3)-GARCH(2, 2)(含不對稱效果)各訊息準則的計算結果。

附表2-1 VAR(1)-DVECH-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-7.080	-6.756	-6.960
GARCH (1, 1)	1	-7.131	-6.761	-6.994
GARCH (1, 2)	0	-7.131	-6.762	-6.995
GARCH (1, 2)	1	-7.183	-6.768	-7.030
GARCH (2, 1)	0	-7.090	-6.721	-6.954
GARCH (2, 1)	1	-7.116	-6.701	-6.963
GARCH (2, 2)	0	-6.898	-6.483	-6.745

資料來源：本研究。

附表2-2 VAR(2)-DVECH-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-7.079	-6.648	-6.920
GARCH (1, 1)	1	-7.129	-6.653	-6.953
GARCH (1, 2)	0	-7.116	-6.640	-6.940
GARCH (1, 2)	1	-7.173	-6.650	-6.980
GARCH (2, 1)	0	-7.089	-6.613	-6.913
GARCH (2, 1)	1	-7.125	-6.603	-6.932
GARCH (2, 2)	0	-6.902	-6.380	-6.710

資料來源：本研究。

附表2-3 VAR(3)-DVECH-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-4.931	-4.488	-4.768
GARCH (1, 1)	1	-6.874	-6.385	-6.693
GARCH (1, 2)	0	-5.937	-5.448	-5.756
GARCH (1, 2)	1	-6.615	-6.380	-6.717
GARCH (2, 1)	0	-5.751	-5.262	-5.571
GARCH (2, 1)	1	-6.881	-6.346	-6.684
GARCH (2, 2)	0	-5.878	-5.343	-5.680

資料來源：本研究。

附表2-4 VAR(1)-DBEKK-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-6.930	-6.667	-6.833
GARCH (1, 1)	1	-7.025	-6.747	-6.922
GARCH (1, 2)	0	-6.978	-6.700	-6.875
GARCH (1, 2)	1	-7.056	-6.763	-6.948
GARCH (2, 1)	0	-6.979	-6.701	-6.876
GARCH (2, 1)	1	-7.058	-6.765	-6.950
GARCH (2, 2)	0	-6.960	-6.667	-6.852

資料來源：本研究。

附表2-5 VAR(2)-DBEKK-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-6.929	-6.559	-6.793
GARCH (1, 1)	1	-7.028	-6.643	-6.886
GARCH (1, 2)	0	-6.983	-6.598	-6.840
GARCH (1, 2)	1	-7.057	-6.657	-6.909
GARCH (2, 1)	0	-6.981	-6.596	-6.839
GARCH (2, 1)	1	-7.060	-6.660	-6.912
GARCH (2, 2)	0	-6.961	-6.561	-6.813

註：沒有數值的部分代表在該模型設定下，無法達到收斂值。

資料來源：本研究。

附表2-6 VAR(3)-DBEKK-GARCH模型

GARCH與ARCH階數	不對稱階數	AIC	SC	HQ
GARCH (1, 1)	0	-1.193	-0.796	-1.046
GARCH (1, 1)	1	-2.208	-1.810	-2.061
GARCH (1, 2)	0	-1.216	-0.819	-1.070
GARCH (1, 2)	1	-4.872	-4.460	-4.720
GARCH (2, 1)	0	-1.132	-0.735	-0.986
GARCH (2, 1)	1	-6.170	-5.725	-6.018
GARCH (2, 2)	0	-2.609	-2.197	-2.457

資料來源：本研究。

從附表2-1至2-6觀察，若以AIC最小值為選擇標準，在DVECH方面，VAR(2)-DVECH(1, 2)之AIC值為最小，由於該模型通過其後的多變量自我相關檢定，因此被選入本文正文當中。在DBEKK方面，VAR(2)-DBEKK(2, 1, 1)模型之AIC值為最小，但不對稱項係數估計值卻為負號，與事前想定方

向不合，因此本文選擇AIC值次低的VAR(2)-DBEKK(1, 2, 1)模型，納入正文討論。此外，附表2-1與2-4有多個VAR(1)-DVECH與VAR(1)-DBEKK也具有頗低的訊息準則值，但該等模型皆無法通過多變量自我相關檢定，因此予以捨棄。

附錄三 變動方向與變動幅度偏向檢定

本文採取Engle and Ng (1993)的變動方向與變動幅度偏向檢定，以決定GARCH模型是否應包含不對稱效果：

$$\begin{aligned}\hat{\varepsilon}_{i,t}^2 &= \alpha_{i0} + \alpha_{i1}I_{i,t-1}^- + \alpha_{i2}I_{i,t-1}^-\hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \alpha_{i3}I_{i,t-1}^+\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \\ I_{i,t-1}^+ &= 1 - I_{i,t-1}^- \end{aligned} \quad (A1)$$

i 為幣別， $I_{i,t-1}^-$ 為指標值，若 $\hat{\varepsilon}_{i,t-1} < 0$ ，則 $I_{i,t-1}^- = 1$ ，否則 $I_{i,t-1}^- = 0$ ； α_{i1} 為變動方向偏向(sign bias)係數， α_{i2} 或 α_{i3} 為變動幅度偏向(size bias)係數。

根據 (A 1) 可建立虛無假設為 H_0 ：
 $\alpha_{i1} = \alpha_{i2} = \alpha_{i3} = 0$ ，代表沒有變動方向與幅度偏向，此一虛無假設可透過Lagrange Multiplier檢定(簡稱LM檢定)檢測。以下針對沒有不對稱效果的 DVECH-GARCH (1, 2) 與 DBEKK-GARCH (1, 2, 1)模型中的各個方程式誤差值平方進行檢定。LM檢定結果顯示拒絕虛無假設，也就是模型中應考慮不對稱效果。

附表3-1 對稱的DVECH-GARCH (1, 2)模型

	LM值	p值
人 民 幣	41.272	0.000
港 幣	37.942	0.000
韓 元	70.363	0.000
新加坡幣	17.506	0.001
新 台 幣	88.840	0.000

資料來源：本研究。

附表3-2 對稱的DBEKK-GARCH (1, 2, 1)模型

	LM值	p值
人 民 幣	44.301	0.000
港 幣	34.420	0.000
韓 元	69.633	0.000
新加坡幣	18.849	0.000
新 台 幣	85.995	0.000

資料來源：本研究。

附錄四 多變量自我相關檢定

附表4-1 VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)模型之檢定

1. 標準化殘差值：以Cholesky 分解矩陣標準化

落後期	Q 統計值	p 值	校正 Q 統計值	p 值	自由度
1	31.700	0.167	31.718	0.166	25
2	44.279	0.701	44.311	0.700	50
3	70.438	0.628	70.513	0.625	75
4	88.153	0.796	88.267	0.793	100
5	119.469	0.623	119.671	0.618	125
6	154.347	0.387	154.666	0.380	150
7	186.246	0.266	186.689	0.259	175
8	208.943	0.318	209.487	0.308	200
9	220.187	0.578	220.788	0.567	225
10	246.731	0.547	247.481	0.533	250

資料來源：本研究。

2. 標準化殘差值：以殘差值相關係數矩陣之平方根標準化

落後期	Q 統計值	p 值	校正 Q 統計值	p 值	自由度
1	32.680	0.139	32.698	0.139	25
2	59.145	0.176	59.193	0.175	50
3	94.960	0.060	95.068	0.059	75
4	109.979	0.233	110.120	0.230	100
5	128.796	0.390	128.990	0.385	125
6	163.202	0.218	163.511	0.213	150
7	186.650	0.260	187.050	0.253	175
8	205.273	0.384	205.757	0.375	200
9	238.876	0.251	239.528	0.241	225
10	267.496	0.213	268.308	0.204	250

資料來源：本研究。

3. 標準化殘差值：以殘差值共變數矩陣之平方根標準化

落後期	Q 統計值	p 值	校正 Q 統計值	p 值	自由度
1	29.094	0.260	29.110	0.259	25
2	42.446	0.767	42.477	0.766	50
3	69.472	0.658	69.548	0.656	75
4	89.243	0.771	89.363	0.768	100
5	120.725	0.591	120.933	0.586	125
6	158.011	0.311	158.345	0.305	150
7	188.470	0.230	188.922	0.223	175
8	212.235	0.263	212.793	0.255	200
9	223.560	0.515	224.175	0.503	225
10	252.043	0.452	252.817	0.438	250

資料來源：本研究。

附表4-2 VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)模型之檢定

1. 標準化殘差值：以Cholesky 分解矩陣標準化

落後期	Q統計值	p值	校正Q統計值	p值	自由度
1	23.757	0.534	23.770	0.533	25
2	39.562	0.855	39.593	0.854	50
3	69.413	0.660	69.494	0.658	75
4	87.954	0.800	88.076	0.797	100
5	121.653	0.568	121.869	0.563	125
6	150.602	0.471	150.915	0.464	150
7	178.830	0.406	179.253	0.397	175
8	201.103	0.465	201.625	0.455	200
9	212.937	0.708	213.519	0.698	225
10	242.039	0.629	242.784	0.616	250

資料來源：本研究。

2. 標準化殘差值：以殘差值相關係數矩陣之平方根標準化

落後期	Q統計值	p值	校正Q統計值	p值	自由度
1	31.121	0.185	31.138	0.185	25
2	46.680	0.607	46.715	0.606	50
3	77.297	0.405	77.382	0.403	75
4	98.271	0.530	98.403	0.526	100
5	131.866	0.320	132.092	0.315	125
6	163.067	0.220	163.398	0.215	150
7	194.621	0.148	195.074	0.142	175
8	220.601	0.152	221.171	0.145	200
9	237.018	0.278	237.670	0.268	225
10	274.331	0.139	275.192	0.131	250

資料來源：本研究。

3. 標準化殘差值：以殘差值共變數矩陣之平方根標準化

落後期	Q統計值	p值	校正Q統計值	p值	自由度
1	29.881	0.229	29.898	0.228	25
2	45.051	0.672	45.085	0.671	50
3	72.800	0.551	72.880	0.548	75
4	93.124	0.674	93.249	0.670	100
5	127.531	0.420	127.752	0.415	125
6	158.813	0.296	159.139	0.289	150
7	188.294	0.233	188.734	0.226	175
8	212.135	0.265	212.682	0.256	200
9	224.843	0.490	225.455	0.479	225
10	256.963	0.368	257.754	0.355	250

資料來源：本研究。

附錄五 平均值方程式估計結果

附表5-1 VAR(2)-DVECH-TGARCH (1, 2)

	常數項	$\dot{e}_{cni,t-1}$	$\dot{e}_{cni,t-2}$	$\dot{e}_{hki,t-1}$	$\dot{e}_{hki,t-2}$	$\dot{e}_{kri,t-1}$	$\dot{e}_{kri,t-2}$	$\dot{e}_{sg,t-1}$	$\dot{e}_{sg,t-2}$	$\dot{e}_{mvi,t-1}$	$\dot{e}_{mvi,t-2}$	$\dot{e}_{jpi,t}$	$\dot{e}_{jpi,t-1}$	$\dot{e}_{jpi,t-2}$	$\dot{e}_{eui,t}$	$\dot{e}_{eui,t-1}$	$\dot{e}_{eui,t-2}$	d_t	d_t
人民 幣	0.006(0.000)	-0.056(0.000)	-0.067(0.003)	0.065(0.141)	-0.060(0.130)	0.003(0.150)	-0.001(0.575)	-0.014(0.012)	0.003(0.549)	-0.004(0.529)	-0.003(0.533)	0.007(0.000)	0.001(0.594)	-0.001(0.337)	0.011(0.000)	0.003(0.135)	0.001(0.752)	-0.008(0.019)	-0.003(0.145)
港 幣	0.000(0.032)	0.006(0.140)	0.000(0.927)	-0.011(0.659)	-0.054(0.010)	0.001(0.065)	0.000(0.608)	-0.001(0.693)	0.002(0.056)	-0.002(0.319)	-0.003(0.013)	-0.004(0.224)	0.000(0.070)	0.001(0.695)	0.002(0.000)	0.001(0.336)	0.000(0.114)	0.000(0.927)	0.000(0.471)
韓 元	-0.015(0.189)	0.025(0.783)	0.001(0.989)	-0.011(0.967)	0.061(0.847)	-0.094(0.000)	0.020(0.448)	0.042(0.330)	0.047(0.301)	-0.059(0.313)	-0.030(0.602)	-0.068(0.000)	-0.002(0.884)	-0.017(0.283)	0.238(0.000)	0.081(0.000)	0.029(0.120)	-0.098(0.057)	0.043(0.015)
新加坡幣	0.006(0.411)	-0.003(0.963)	-0.007(0.911)	0.023(0.900)	-0.291(0.222)	0.021(0.041)	-0.017(0.089)	-0.165(0.000)	0.015(0.586)	-0.056(0.090)	-0.053(0.100)	0.046(0.000)	0.042(0.000)	0.009(0.313)	0.247(0.000)	0.083(0.000)	0.024(0.027)	-0.026(0.150)	0.029(0.005)
新 台 幣	-0.013(0.012)	0.048(0.197)	-0.017(0.642)	0.093(0.414)	0.099(0.409)	0.002(0.716)	0.000(0.981)	-0.048(0.005)	0.008(0.600)	0.003(0.908)	-0.019(0.436)	0.014(0.019)	0.007(0.281)	0.004(0.476)	0.146(0.000)	0.025(0.001)	0.016(0.028)	-0.018(0.144)	0.026(0.000)

註：括弧內的數值為p值。
資料來源：本研究。

附表5-2 VAR(2)-DBEKK-TGARCH (1, 2, 1)

	常數項	$\dot{e}_{cni,t-1}$	$\dot{e}_{cni,t-2}$	$\dot{e}_{hki,t-1}$	$\dot{e}_{hki,t-2}$	$\dot{e}_{kri,t-1}$	$\dot{e}_{kri,t-2}$	$\dot{e}_{sg,t-1}$	$\dot{e}_{sg,t-2}$	$\dot{e}_{mvi,t-1}$	$\dot{e}_{mvi,t-2}$	$\dot{e}_{jpi,t}$	$\dot{e}_{jpi,t-1}$	$\dot{e}_{jpi,t-2}$	$\dot{e}_{eui,t}$	$\dot{e}_{eui,t-1}$	$\dot{e}_{eui,t-2}$	d_t	d_t
人民 幣	0.005(0.001)	-0.101(0.000)	-0.060(0.009)	0.054(0.205)	-0.051(0.197)	0.003(0.122)	-0.002(0.403)	-0.012(0.029)	0.005(0.269)	-0.004(0.508)	0.002(0.755)	0.008(0.000)	0.001(0.457)	-0.002(0.320)	0.010(0.000)	0.002(0.281)	-0.001(0.466)	-0.005(0.118)	-0.003(0.158)
港 幣	0.001(0.041)	0.005(0.244)	0.000(0.949)	-0.014(0.518)	-0.048(0.023)	0.001(0.098)	0.000(0.971)	0.000(0.923)	0.002(0.122)	-0.001(0.439)	-0.003(0.037)	0.000(0.382)	0.001(0.091)	0.000(0.399)	0.001(0.000)	0.000(0.654)	0.001(0.119)	0.000(0.974)	0.000(0.469)
韓 元	-0.009(0.474)	0.014(0.882)	0.054(0.582)	-0.132(0.644)	0.060(0.847)	-0.099(0.000)	0.010(0.701)	0.059(0.191)	0.050(0.269)	-0.041(0.495)	0.002(0.974)	-0.059(0.000)	-0.009(0.518)	-0.020(0.198)	0.249(0.000)	0.072(0.000)	0.023(0.235)	-0.073(0.168)	0.036(0.044)
新加坡幣	0.012(0.101)	-0.013(0.831)	-0.003(0.953)	0.041(0.827)	-0.170(0.339)	0.014(0.172)	-0.020(0.040)	-0.154(0.000)	0.007(0.787)	-0.039(0.259)	-0.030(0.342)	0.048(0.000)	0.039(0.000)	0.007(0.442)	0.239(0.000)	0.075(0.000)	0.023(0.030)	-0.023(0.232)	0.026(0.016)
新 台 幣	0.009(0.112)	0.027(0.494)	-0.017(0.650)	0.093(0.418)	0.166(0.183)	-0.004(0.588)	-0.003(0.690)	-0.046(0.009)	0.005(0.777)	0.028(0.261)	-0.009(0.723)	0.017(0.006)	0.005(0.451)	0.004(0.519)	0.140(0.000)	0.021(0.004)	0.014(0.060)	-0.019(0.164)	0.020(0.010)

註：括弧內的數值為p值。
資料來源：本研究。

台灣總體經濟即期季模型之建立－ 運用月資料改善國民所得預測*

張志揚**

摘 要

本文主要目的為建立一即期季模型 (Current Quarterly Model, CQM)，期能有效利用高頻月資料，以較具統計基礎的方式，改進對國民所得帳資料的預測能力，並提供常數項調整的參考值。本文先以貝氏VAR模型建立高頻資料的預測模型，再以動態最小平方法估計橋樑方程式，以進行國民所得資料的預測。主要實證結果如下：(1) 民間消費、輸出和輸入方程式的樣本內配適良好，表示若能充分掌握月資料的走勢，對民間消費、輸出和輸入的預測能力將大有助益；惟資本形成方程式的配適度相對較差，顯示即使在擁有當季全部月資料的情況下，資本形成仍較難預測。這可能和我國缺乏與資本形成對應的良好高頻參考資料，以及其短期波動較大有關。(2) 當季擁有越多的月資料雖無法絕對保證預測績效更佳，但一般而言，大部分變數均可獲得改善。顯示本文建立之即期季模型不但有助利用高頻資料，以增進對GDP各組成份子的預測能力，且可逐月修正預測，提供即時的政策建議。

* 本文初稿完成於民國102年8月。本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、汪研究員建南、劉副研究員淑敏、計量分析科同仁與二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四等專員。

壹、前言

準確預測重要總體經濟變數，一直以來皆為政府機構和民間預測機構的目標。我國官方的行政院主計總處，民間的中華經濟研究院、台灣經濟研究院、元大寶華綜合經濟研究院、中央研究院經濟研究所等，皆定期公布對未來的總體經濟變數預測，這些預測不論是對政策研擬，或是對民間機構的投資等經濟活動之決策，皆扮演舉足輕重的角色。

預測並不是件容易的事，但由於經濟數據發布的落後性，即使是已發生的經濟情勢，經濟學家也無法了解確切的情況為何，如美國聯準會花了一年時間方能宣布衰退是從2007年開始的。天氣預報者雖需預測未來幾天的天氣狀況，但當下的天氣只需看看窗外便可得知，經濟學家則需預測「現在」。而對現在的預測，Giannone, Reichlin and Small (2008) 稱之為「即時預測」(nowcasting)。

即時預測常應用於頻率較低 (如季資料)，或是發布較慢的總體變數，如國內生產毛額 (GDP)。若我們能善用和GDP相關但頻率較高且發布較快的資料，則可有效幫助我們及早得知目前的經濟情勢。事實上，加入最新情報可改善預測的績效，對政策制定者言，具有預警的效果。如2008年8月時，主計總處公布2008年第2季的國民所得，並

預測2008年第3和第4季之經濟成長率皆為2%以上的正成長。此預測可能係基於該時點所得之月指標，如海關出口仍有不錯表現。惟隨著9月全球金融海嘯爆發之後，許多經濟指標已有轉壞跡象，如零售業營業額於該年8月轉為負成長，海關出口、餐飲業營業額於該年9月轉為負成長，以及資本設備進口連續數月雙位數負成長。若可適時結合這些月指標，重新進行GDP的預估，或可提前預警第3季經濟成長轉負的可能性。

當我們進行GDP的季預測時，當季的第1個月或第2個月，部分與輸出入及民間消費、民間投資等相關之月指標資料可能已取得，例如主計總處在2010年2月下旬公布2009年第4季國民所得資料時，2010年1月的零售銷售額、海關進出口等資料業已發布。惟一般常使用大型總體計量模型或VAR模型進行經濟預測，變數多為單一頻率(季)，若僅使用該類季模型進行估測，則無法有效結合已知的月頻率資料，而這些月頻率資料對提高近期預測能力可能有很大的助益^{註1}。

以上例而言，在預估2010年第1季的國民所得資料時，1月的海關進出口已為實現值，我們便可大致了解，利用季模型所得到的2010年第1季輸出入預測是否需要修正。傳統上將這種先利用季模型得到預測值，再運用高頻資料以修正季預測的方式稱為「常

數項調整 (constant adjustments)」。沈中華和劉瑞文 (1994) 指出，實務上，常數項調整往往是以討論的方式進行，再主觀進行修正。

基於此，本文主要目的即為建立即期季模型 (Current Quarterly Model, CQM)，期能有效利用高頻月資料，以較具統計基礎的方式，提供常數項調整的參考值，改進對國民所得帳資料的預測能力。理論上，高頻月資料的預測越準，季模型的預估能力也會越好，本文嘗試利用ARIMA、向量自我迴歸 (Vector Autoregressions，以下簡稱VAR) 和貝氏VAR (Bayesian VAR，以下簡稱BVAR) 模型捕捉月資料的走勢，並比較何者較佳。另外，本文亦希望得知，隨著越多月資料的取得，對逐步修正GDP的預估是否有助

益。在計算預測誤差時，我們皆使用樣本外預測 (out of sample forecast)，以Kalman filter遞迴方式估計每一期的係數，不斷加入最新的情報，以避免樣本內預測已用到未來訊息，使得預測精準度失真的問題。最後，本文驗證隨著月資料實現值的陸續取得，是否能夠藉此逐步改善預測績效。

本文的架構如下。第一節為前言，第二節為文獻探討。第三節為本文的實證模型，說明本文如何使用BVAR模型建構月模型，並藉由橋樑方程式預估季資料。第四節為資料敘述，主要說明本文如何選取高頻參考資料。第五節為本文的實證結果，第六節則為結論。

貳、文獻探討

各國政府機構、央行、民間研究機構，基於政策研擬及研究上的需要，多有自己的總體計量模型，希冀能以量化的方式，對重要總體經濟變數的預測提供幫助。以國內而言，行政院主計總處自1968年起，便開始進行總供需估測年模型預測，1978年發展總供需估測季模型。此後，許多學者以及政府研究人員相繼投入總體計量模型的研究，如吳中書 (1996)、林金龍 (2003)、林建甫 (2005,2010) 等。

由於主計總處公布上一季國民所得帳資料時，「當季」第1個月的月頻率總體資料

也業已發布，但前述的總體計量季模型由於估計頻率為季，估計時多無法運用到此等已知的月頻率資料，而這些月資料是經濟體系已實現的重要參考指標，應有效運用以增進預測能力。針對這個問題，許多文獻開始探討如何以高頻的資料改進低頻資料的預測。

以高頻資料修正季模型預測值的作法，有其理論基礎。Corrado and Greene (1988) 研究指出，隨月資料逐月公布，原本使用季模型得到的季預測可能會由不偏誤值變為偏誤。就實證上，較傳統的作法有兩種，第一種是以傳統的總體季模型為基礎，再

結合各種豐富的月資訊。如Greene et al. (1986) 將高頻資料稱為「外部資訊 (outside information)」，該文求出已知的高頻資料和低頻資料之間的關係，並將以外部資訊求得的預測值和以季模型求得的預測值用加權平均的方式結合在一起，權數則以能最小化組合預測誤差的方式求得。相較於Greene et al. (1986) 僅使用相關變數已知的第一個或第二個月的資料，Fuhrer and Haltmaier (1988) 則先對各個月資料進行預測，再加總成季資料，以結合兩種頻率的模型。Howrey et al. (1991) 進一步使用VAR模型進行高頻資料的預測。

第二種方式則不以總體季模型為基礎，而是採用單變量的「橋樑方程式 (bridge equation)」，連結GDP或其組成份子和月頻率資料。在這類的橋樑模型中，變數之間並不像總體模型一樣存在結構關係；變數的選擇也不以任何的因果關係為基準，而只是在最即時的資訊當中找尋和GDP的組成份子最相關的變數，相關文獻可參見Klein (1990)、Runstler and Sedillot (2003)、Zheng and Rossiter (2006)、Parigi and Golinelli (2007)。

以橋樑方程式直接連結月頻率資料和GDP資料，實證上操作簡便且直觀，惟其使用的變數較少，且無法處理月頻率資料發布時間不一的問題^{註2}。近期，Giannone, Reichlin and Small (2008) 則提出較為複雜的方法，以彌補橋樑方程式的不足。該文以

動態因子模型 (dynamic factor model) 同時處理大量的高頻資料，共使用約200個總體變數；且他們的模型可處理各高頻資料發布時間不齊一的問題，每當一個新的高頻資料發布，便可直接代入模型以得到最新的GDP預估值。Banbura et al. (2010) 則將此模型應用於歐元區GDP的預估。

國內關於即期季模型的文獻並不多。沈中華和劉瑞文 (1994) 採取的是第一種方式，以主計總處的總體計量模型為基礎，將原先模型的132條行為方程式濃縮為14條方程式、28個變數，而其中有6個變數同時也有月資料；以BVAR模型得到月資料的預測值後，再轉為季資料並代入總體計量模型以進行季預測。彭素玲和周濟 (2001) 則使用第二種方式，非以任何總體計量模型為基礎，而是先篩選和GDP各組成份子高度相關的月資料，如以月頻率的海關出口對應名目輸出，再以ARIMA模型進行月資料的預估後，藉由橋樑方程式進行GDP各組成份子的預測，此預測值可作為總體計量模型常數項調整之用。

另就提供決策單位短期經濟決策的角度而言，文獻上的另一種作法是運用「依時拆分法 (temporal disaggregation)」，將GDP拆分為較高頻率的月資料，用以了解經濟情勢的即時變化。台灣相關文獻如劉瑞文 (2007) 以9種不同的模型，拆分工業部門的實質GDP。國泰金控與台灣大學則於2010年

時以產學合作的方式，編制「台灣月GDP與經濟氣候預測」，每月發布月GDP的月成長率及全年經濟成長率預測值，並提供未來

6個月的經濟氣候展望，詳細作法見Huang (2010)。

參、實證模型

一、即期季模型之估計流程

本文主要的目的為建構一即期季模型。在模型的選擇上，為求模型的簡潔和易操作性，採用橋樑方程式之估計方法。主要參考彭素玲和周濟 (2001) 的作法，估計時不以任何經濟理論為基礎，而是利用該文模型資料導向 (data driving) 的特點，藉由少數與GDP各組成份子高度相關的月資料來預測GDP，並探討隨著越多月資料的取得，對季資料的預測能力是否能隨之增加。與採取總體模型為基礎之作法相比，本文作法的優點在於模型操作簡便，不需太多的變數即可進行預測。另外若以總體模型為基礎，則在樣本外預測時需設定外生變數的值，但由於此設定值並無一定的設定標準，而難以找到大家均同意的數字，於是外生變數的使用一直是一個令人困擾的問題 (見林建甫(2010))。本文所採作法不需設定外生變數，便可避免任意 (ad hoc) 設定外生變數的問題。

本文主要估計步驟如下：

(一) 首先蒐集與GDP各組成份子具高度相關的月指標，將該類月指標的頻率轉化為季，若月指標為存量變數或指數，則取其平

均作為季變數；若月指標為流量變數，則將其加總作為季變數。

(二) 以橋樑方程式建立高頻率參考資料和GDP各組成份子的連結管道，彭素玲和周濟 (2001) 所建立之橋樑方程式如下：

$$N_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j I_{it} + e_{it}$$

其中 N_{it} 為GDP的第 i 個組成份子， I_{it} 為已轉換為季資料的高頻率參考指標，並在橋樑方程式中加入AR(1)以修正序列相關問題，加入季節虛擬變數以捕捉季節性因素。

然而，在彭素玲和周濟 (2001) 中，所採用的資料均為取對數後的水準值資料，未考量總體變數多具有單根 (unit root) 而可能造成的估計偏誤問題，亦未考量變數之間可能存在的共整合關係 (cointegration)。因此，若變數具單根，則本文在進行估計前先對變數進行共整合檢定，若變數間不具共整合關係，則先對變數進行差分後再進行估計；若變數間具共整合關係，則本文估計以下之誤差修正模型 (error correction model)：

$$\begin{aligned} \Delta N_{i,t} = & \alpha_i + \beta_i EC_{i,t-1} + \gamma_1 \Delta I_{i,t} + \sum_{j=1}^n \gamma_{2j} \Delta I_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=1}^n \gamma_{3j} \Delta N_{i,t-1} \\ & + \delta_1 Q_2 + \delta_2 Q_3 + \delta_3 Q_4 + e_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中， EC_{t-1} 為誤差修正項，用以衡量季變數和高頻變數之間的長期關係。Q2、Q3、Q4為代表第2、3、4季的虛擬變數。

(三) 欲得到GDP各組成份子第(t+1)季的預測值，需在橋樑方程式中代入 $I_{i,t+1}$ 的值， $I_{i,t+1}$ 則係以VAR或BVAR模型預測而得，作法詳述如下。若(t+1)季第一個月的高頻參考指標為已知，則我們使用該資料進行預測，得到(t+1)季第2和第3個月的值，如此我們便可將其轉化為季資料，以得到 $I_{i,t+1}$ 的預測值。同樣的，若(t+1)季第一和第二個月的高頻參考指標為已知，則以VAR或BVAR模型得到第三個月的預測值。得到 $I_{i,t+1}$ 的預測值後，代入橋樑方程式便可得到GDP各組成份子第(t+1)季的預測值。

由於高頻參考資料多為名目值的概念，

彭素玲和周濟 (2001) 研究中，橋樑方程式左邊的變數亦皆為名目值，而利用橋樑方程式預估而得的變數為名目變數。至於實質值的推估，係利用和上述相同的步驟推估GDP各組成份子之物價平減指數，再以名目值 and 此物價平減指數計算實質值，本文將此法稱為「間接推估」。惟由於對名目值和物價平減指數進行預估皆會有預測誤差，藉由名目值和物價平減指數推估實質值，可能會使實質值的誤差加大，但實質值又是一般較受重視的部分。因此本文亦考慮另一作法，即先將高頻月資料以月物價指數轉換為實質變數後，再對應GDP各組成份子的實質值後代入橋樑方程式，以推估實質變數，本文稱此法為「直接推估」。圖1以輸出的預估為例，說明直接推估和間接推估的流程。

圖1 實質變數推估流程—以輸出為例



二、月模型

若高頻率的參考資料確實能改善季模型的預測，則前一小節所述的步驟(3)便極為重要，因為對高頻資料的掌握程度決定了季模型預測能力是否能夠提昇。不同於彭素玲和周濟 (2001) 在月模型中採用單變量ARIMA模型的作法，本文以ARIMA、VAR和BVAR模型進行預測，期望能以多變量的方式進一步改進預測能力。ARIMA、VAR和BVAR模型簡述如下。

ARIMA模型為最常用於時間序列預測的模型，為一單變量模型，模型中結合變數的自我迴歸 (autoregressive) 和移動平均 (moving average) 部分。VAR模型則係Sim (1980) 所提出的多變量時間序列模型，VAR模型將所有變數皆視為內生變數，避開了任意設定外生變數的問題，且預測績效良好。

VAR模型最大的限制在於，當變數落後期數太多，易導致需估計之參數過多，致自由度不足的問題，可能造成係數估計不夠精確，使得模型將過去資料的若干雜訊誤認為變數間的關係，進而使樣本外預測的績效不佳。直接對係數設定限制亦非合理作法，這是因為縮減式VAR模型的係數並不代表任何結構上的經濟關係。於是本文在VAR模型之外，亦嘗試使用BVAR模型進行預測。

相較於古典方法在沒有事前情報的情況下，完全以資料配適得到參數估計，貝氏

估計係在事前對係數設定一主觀的先驗分配 (prior distribution)，再加入資料的訊息，共同決定得到係數的估計值。

在傳統的VAR模型中，為了避免參數過多，常選擇較短的落後期，亦即先驗限制較長的落後期的係數為0。本文採取Litterman (1986) 建議的BVAR模型，設定較長落後期的係數「較可能」為0，而非直接設定為0。作法為將較長落後期係數的先驗分配設定為平均數為0，且標準差較小的常態分配。以下詳細說明本文BVAR模型的設定。

本文採取Litterman (1986) 對BVAR的設定，將係數的事前情報設定為“Minnesota Prior”，即將各迴歸式的應變數落後一期項係數的事前平均數 (prior mean) 設定為1，其他係數的事前平均數則設定為0。這個作法主要是因為多數資料近似於隨機漫步模型^{註3}。

模型中，第 i 條迴歸式中，解釋變數 j 的第 l 落後項係數之事前標準差設定如下：

$$S_{i,j,l} = \frac{\{\gamma g(l)f(i,j)\}s_i}{s_j} ; f(i,i) = g(l) = 1.0$$

其中 s_i 為第 i 個迴歸式的單變量自我迴歸標準誤， s_i / s_j 的目的在於消除變數衡量單位不同所造成的影響。 γ 表示整體的「緊度(tightness)」^{註4}，為應變數落後1期項係數的標準差。 $g(l)$ 為落後 l 期項係數標準差和落後1期項係數標準差的相對大小，設定為 $g(l) = l^{-d}$ ， $g(l)$ 越大表示1期係數的標準差

減少越快(decay)。 $f(i, j)$ 為第 i 個迴歸式中第 j 個變數係數的標準差，相對於第 i 個的大小：

$$f(i, j) = \begin{cases} 1 & \text{if } i = j \\ \omega & \text{otherwise} \end{cases}$$

一般而言，應變數的落後項在預測該應

變數時，應比其他變數的落後項富有更多的資訊，因此在第 i 個迴歸式中，第 j 個變數的係數較第 i 個變數的係數更確信為0，而這確信程度反應在變異數上，因此 ω 應介於0和1之間。

肆、資料敘述

根據Parigi and Golinelli (2007)，橋樑方程式中，高頻變數的選擇基準有三個。第一，必須具即時性；第二，指標必須可靠，不能常常在首次公布後還大幅修正；最後，必須和橋樑方程式的應變數具高度相關。根據這三個基準，本文選擇和GDP各組成份子對應的高頻參考指標分述如下：

一、民間消費

本文以主計總處發布之零售及餐飲業銷售額作為民間消費所對應之高頻參考資料。名目民間消費和零售及餐飲業銷售額2001年至2011年間之相關係數為0.99，兩者的年增率之相關係數為0.89。民間消費平減指數以消費者物價指數作為其對應的高頻參考資料。名目民間消費和零售及餐飲業銷售額的走勢可見圖2。

二、資本形成（固定資本形成+存貨變動）

以財政部發布之資本設備進口作為資本

形成所對應之高頻參考資料。名目資本形成和資本設備進口之相關係數為0.87，兩者年增率之相關係數為0.90。資本形成平減指數相對應的高頻參考資料則選擇進口物價指數-機械類、進口物價指數-電子電機類和營造工程指數三項。名目資本形成和資本設備進口的走勢可見圖3。

三、輸出及輸入

以財政部的海關商品出口與進口，作為國民所得統計中輸出和輸入的高頻參考資料。名目輸出和海關出口水準值之相關係數達0.9995，兩者年增率相關係數亦有0.9967；名目輸入和海關進口水準值之相關係數達0.9994，兩者年增率相關係數則為0.9980。輸出和輸入平減指數所對應的高頻參考資料則為出口物價指數和進口物價指數。名目輸出和海關進出口的走勢可見圖4。

四、政府消費

由於政府消費多由主計總處編列與核定

相關預算數，本文不擬蒐集相對應之高頻參考指標，而係直接採用主計總處前季之設定數。

本文估計三個BVAR模型，第一個模型所包含的變數為本文所選取的月資料，即零售與餐飲銷售額、資本設備進口及海關進出口，共四個變數，主要用以推估GDP各組成份子的名目值。第二個模型所包含的變數為經物價平減後的月資料，即實質零售與餐飲銷售額、實質資本設備進口及實質海關進出口，主要用以推估GDP各組成份子的實質值。第三個模型所包含的變數為本文所選

取的月物價指數，包含消費者物價指數、進口物價指數-機械類、進口物價指數-電子電機類、營造工程物價指數、出口物價指數和進口物價指數，共6個變數，主要用以推估GDP各組成份子的平減指數。

本文的樣本估計期間為2001年第1季至2011年第4季。資料皆取自行政院主計總處多維資料庫。所有的變數估計時皆取自然對數。另外，基於國內目前未建立real-time資料庫，本文所使用的資料為修正資料(revised data)，而非real-time data^{註5}。

圖2 民間消費與零售及餐飲銷售額之水準值和年增率

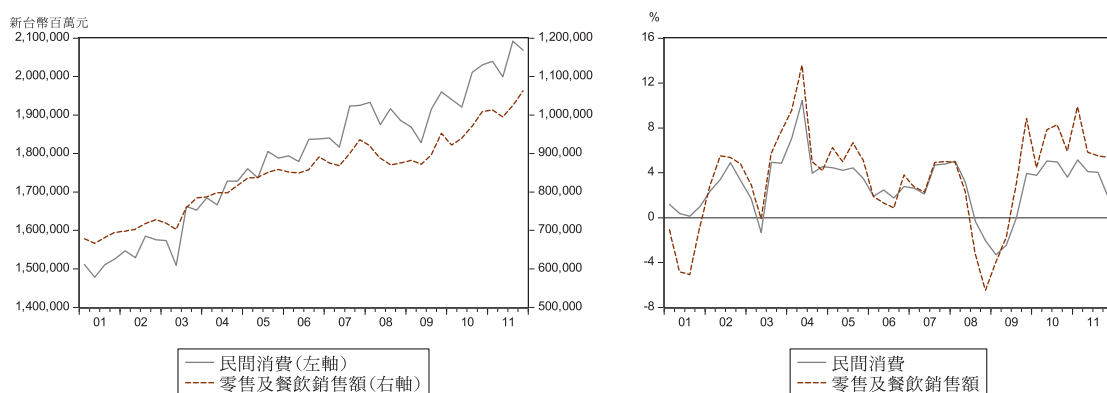


圖3 資本形成與資本設備進口之水準值和年增率

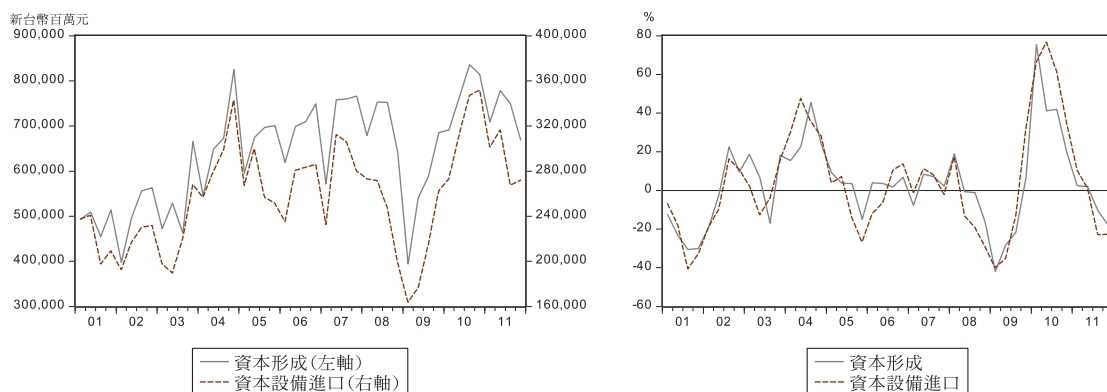
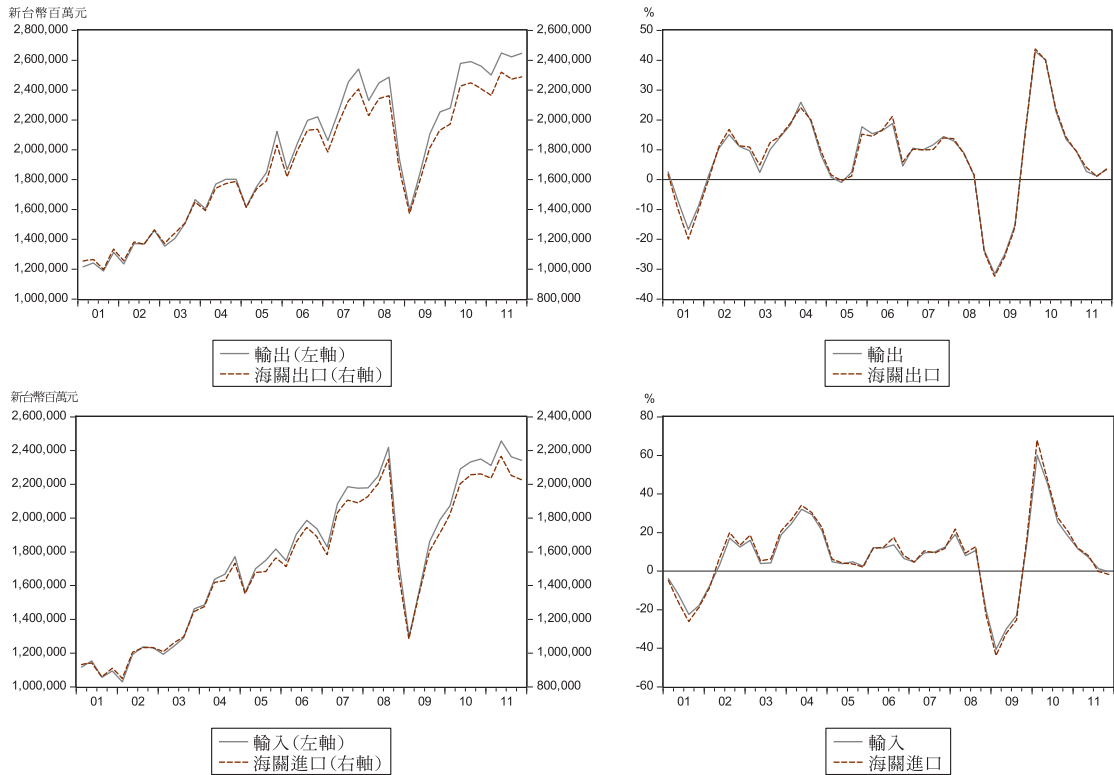


圖4 輸出入與海關進出口之水準值和年增率



伍、實證結果

一、橋樑方程式的估計

若橋樑方程式的配適度和預測能力不佳，則即使我們對月資料的掌握度很高，預測季資料的能力仍然不會太好。於是本節我們先對橋樑方程式進行估計，以了解其配適能力。

在進行估計前，必須先對各變數進行單根檢定，以驗證數列的穩定性。檢定結果顯示 (檢定值見附錄1)，名目、實質資本形成，以及資本設備進口三個變數拒絕變數具有單根的虛無假設，其餘變數則皆為1階差

分後拒絕具有單根的虛無假設。據此，本文將資本形成以及資本設備進口視為 $I(0)$ 變數，其餘則為 $I(1)$ 變數。

由於多數變數皆具有單根。不宜直接以最小平方方法進行估計。本文進行共整合檢定，以確認季變數和對應之高頻變數是否具有長期的共整合關係。若變數間具有共整合關係，則使用誤差修正模型進行估計；若不具共整合關係，則直接對變數差分後進行估計。檢定結果顯示 (檢定方法和檢定值見附錄2)，名目民間消費和零售與餐飲銷售額之

間，名目輸出與海關進口之間，以及名目輸入與海關進口之間，皆顯著拒絕變數之間不具共整合關係的虛無假設^{註6}，顯示這些季變數和對應的高頻變數間具有長期的關係。

在確認變數間的長期關係後，本文使用 Stock and Watson (1993) 提出的動態最小平方法 (dynamic OLS, DOLS) 進行共整合向量的估計。DOLS法主要係在估計式中加入差分後解釋變數的領先項和落後項，估計式如下：

$$N_{i,t} = \alpha_i + \eta I_{i,t} + \sum_{j=-q}^r \delta \Delta I_{i,t+j} + v_{it} \quad (2)$$

其中 η 為共整合向量； q 為落後項放置的期數， r 為領先項放置的期數，本文以AIC選擇最適的 q 和 r 。

得到共整合向量的估計式後，計算誤差修正項：

$$EC_{i,t} = N_{i,t} - \alpha_i - \eta I_{i,t} \quad (3)$$

可估計民間消費、輸出和輸入之誤差修正模型 (即為本文之橋樑方程式) 如(4)式，其中落後期數 n 係以AIC選取。

$$\begin{aligned} \Delta N_{i,t} = & \alpha_i + \beta_i EC_{i,t-1} + \gamma_1 \Delta I_{i,t} \\ & + \sum_{j=1}^n \gamma_{2j} \Delta I_{i,t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{3j} \Delta N_{i,t-1} \\ & + \delta_1 Q_2 + \delta_2 Q_3 + \delta_3 Q_4 + e_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

資本形成之橋樑方程式則為：

$$\begin{aligned} N_{i,t} = & \alpha_i + \gamma_1 I_{i,t} + \sum_{j=1}^n \gamma_{2j} I_{i,t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_{3j} N_{i,t-1} \\ & + \delta_1 Q_2 + \delta_2 Q_3 + \delta_3 Q_4 + e_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

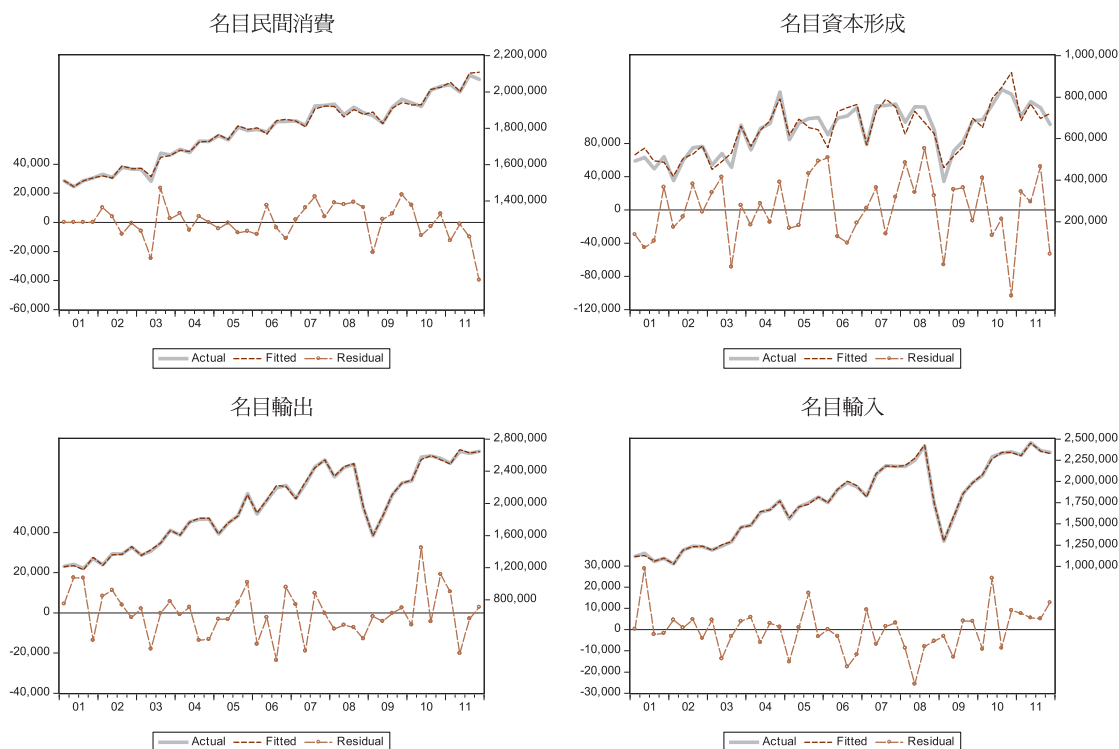
本文橋樑方程式的估計結果如表1。其中，消費、輸出和輸入方程式之adjusted R^2 皆達0.9以上，顯示其所對應之高頻參考資料能充分捕捉其走勢；資本形成方程式之adjusted R^2 為最低，顯示資本形成之走勢較不易捕捉。圖5則畫出橋樑方程式的配適值，由圖中同樣可觀察到，資本形成的樣本內預測能力相對較差^{註7}。

表1 橋樑方程式估計結果

	名目民間消費	名目輸出	名目輸入		名目資本形成
c	0.00 (0.95)	-0.01 (-1.52)	-0.01 (-2.90)***	c	0.22 (0.21)
EC _{t-1}	-0.41 (-3.43)***	-0.50 (-2.59)**	-0.63 (-2.68)**	EC _{t-1}	
ΔI	0.55 (8.34)***	0.95 (47.69)***	0.89 (65.39)***	I	0.60 (4.93)***
ΔI_{t-1}	-0.03 (-0.30)	-0.03 (-0.15)	-0.07 (-0.32)	I _{t-1}	0.19 (0.98)
ΔI_{t-2}		-0.05 (-0.27)	0.06 (0.33)	I _{t-2}	-0.39 (-2.01)*
ΔI_{t-3}		0.07 (0.43)	-0.06 (-0.37)	I _{t-3}	-0.21 (-1.19)
ΔI_{t-4}		0.07 (0.43)	0.08 (0.55)	I _{t-4}	
ΔN_{t-1}	-0.16 (-1.18)	0.04 (0.18)	0.08 (0.36)	N _{t-1}	0.20 (1.19)
ΔN_{t-2}		0.02 (0.08)	-0.09 (-0.45)	N _{t-2}	0.32 (2.02)*
ΔN_{t-3}		-0.08 (-0.42)	0.07 (0.37)	N _{t-3}	0.27 (1.69)
ΔN_{t-4}		-0.11 (-0.67)	-0.11 (-0.75)	N _{t-4}	
Q2	-0.02 (-4.24)***	0.01 (1.38)	0.02 (2.94)***	Q2	0.15 (2.83)***
Q3	0.02 (3.97)***	0.01 (2.00)*	0.01 (2.69)**	Q3	0.12 (2.75)***
Q4	-0.01 (-1.12)	0.01 (1.38)	0.02 (2.99)***	Q4	0.18 (4.69)***
Adj-R ²	0.904	0.993	0.995	Adj-R ²	0.867

註：括號內皆為 t 值，*、**、***分別為顯著水準10%、5%、1%下顯著。

圖5 橋樑方程式樣本內配適



二、月模型實證結果

橋樑方程式的配適結果良好，表示若我們能充分掌握月的高頻參考資料，對GDP組成份子的預測能力將大有助益，因此，建立良好的月預測模型便相當重要。本文以ARIMA、VAR和BVAR模型進行預測，並以樣本外預測比較兩者的預測績效何者為佳。本文利用2001年1月至2009年12月為月模型之樣本內估計期間，對模型進行3期(月)的樣本外動態預測，以求取向前預測3期的預測誤差 (forecast error)；接著納入2010年1月的資料，重新估計模型得到新的係數估計值，再進行3期的動態預測，以求取第2筆的向前

3期預測誤差。反覆進行上述的步驟至2011年12月，我們共可得到24筆的向前1期預測誤差，23筆向前2期預測誤差，以及22筆向前3期預測誤差。本文以均方根誤差百分比 (Root Mean Square Percentage Error, RMSPE) 進行預測績效的評估，計算公式如下：

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right)^2} \times 100\%$$

其中 y_t 和 $\hat{y}_t$ 分別為實際值與預測值， T 為樣本點個數。

Lewis (1982) 依據RMSPE大小將預測能力分為四種等級，如表2所示。

表2 預測能力分級表

RMSPE	預測能力
< 10%	高精度度
10% ~ 20%	良好
20% ~ 50%	合理
> 50%	不正確

ARIMA模型中，零售及餐飲銷售額、資本設備進口、海關出口和海關進口方程式之落後期數皆以AIC準則選取，分別為2、3、4、4期；VAR模型落後期數以AIC準則選取為4；BVAR模型則依照Doan (2010) 建議，設定為可包含1年加上1期之期數，也就是13期。BVAR模型參數設定的部分，將 γ 、 ω 和 d 分別設定為0.2、0.1和0^{註8}。另外，模型中也同時考慮常數項及季節虛擬變數。

表3和表4為ARIMA、VAR及BVAR模型對各高頻資料之預測績效，其中表3變數為原始值，表4變數則經物價指數平減^{註9}。表3結果顯示，以原始值而言，除零售及餐飲銷售額於VAR模型之預測績效皆較佳外，其餘變數之預測皆以BVAR模型表現為最佳。另VAR模型，在海關出口和進口的預測上，隨著動態預測的期數增加，RMSPE逐步增加，表示預測績效下滑，BVAR模型則未因預測期數增加而使預測能力明顯減弱。表4結果則與表3類似。綜合以上結果，我們認為在月模型的預測上，BVAR模型優於ARIMA及VAR模型。

表3 月模型樣本外預測績效 (RMSPE)

		ARIMA模型	VAR模型	BVAR模型
零售及餐飲銷售額	向前預測1期	0.4198	0.2419	0.2773
	向前預測2期	0.2787	0.1554	0.1777
	向前預測3期	0.5930	0.1741	0.2077
資本設備進口	向前預測1期	3.3361	1.2814	0.9693
	向前預測2期	1.1630	1.3969	0.8625
	向前預測3期	1.5014	1.3837	0.9055
海關出口	向前預測1期	1.0133	0.5554	0.5201
	向前預測2期	0.4596	0.6604	0.4097
	向前預測3期	0.9153	0.7884	0.5114
海關進口	向前預測1期	0.8866	0.6921	0.5061
	向前預測2期	0.6934	0.8650	0.4210
	向前預測3期	0.9244	0.9898	0.5356

表4 月模型樣本外預測績效 (RMSPE)-變數經物價指數平減

		ARIMA模型	VAR模型	BVAR模型
零售及餐飲銷售額	向前預測1期	0.3471	0.2805	0.3033
	向前預測2期	0.2925	0.2103	0.2075
	向前預測3期	0.6095	0.2464	0.2400
資本設備進口	向前預測1期	3.0564	1.3087	1.0152
	向前預測2期	1.2533	1.4066	0.9560
	向前預測3期	1.5126	1.4656	1.0294
海關出口	向前預測1期	0.9453	0.5327	0.5178
	向前預測2期	0.4733	0.5116	0.4127
	向前預測3期	0.9283	0.6145	0.5196
海關進口	向前預測1期	1.2487	0.6141	0.5044
	向前預測2期	0.7447	0.6124	0.4244
	向前預測3期	1.0580	0.6996	0.5122

三、即期季模型預測結果

選擇以BVAR作為月預測模型後，我們便可以將BVAR模型的預測結果轉換為季資料，並代入橋樑方程式，以得到GDP各組成份子的預估值，並驗證預測的結果。本小節同樣以2001-2009年作為樣本估計期間，2010-2011年作為樣本外預測期間，但在預測時將情況分為「有當季第1個月的資料」、「有當季第2個月的資料」以及「有當季全部月資料」三種情況，以了解隨著新的月資料的取得，對GDP的預測結果是否可隨之改善。

在估計時，樣本期間同樣以遞迴方式增加樣本點，舉例而言，若欲預測2010年第1季的民間消費，在「有當季第1個月資料」的情況下，我們使用樣本期間為2001年1月至2010年1月的月模型進行高頻資料（零售

及餐飲銷售額）的預測，得到2010年2至3月的預估值後，轉為季資料代入橋樑方程式，便得到2010年第1季的民間消費預估值；而2010年第2季民間消費的預估值，則是在月模型中將樣本延長至2010年4月，得到5至6月的預估值後代入橋樑方程式而得。

表5列出本文模型對GDP各組成份子樣本外預測的預測結果^{註10}。表5的結果顯示，以民間消費、輸出和輸入而言，不論是名目值或實質值，RMSPE皆在5%以下，根據Lewis (1982) 的分級表（見表2），樣本外預測的績效頗佳。

另我們關心的一個重要問題是，隨著月資料實際值的陸續取得，是否能夠藉此逐步改善預測績效？本文發現，除資本形成外，其餘變數的RMSPE皆隨著月資料的取得而下降。接著，我們以DM統計量進行預測績效的檢定^{註11}，分別檢定「有當季第2個月資

料時的預測績效是否勝過僅有當季第1個月資料」、「有當季全部月資料時的預測績效是否勝過有當季第1、2個月資料」以及「有當季全部月資料時的預測績效是否勝過僅有當季第1個月資料」三種情況，檢定結果可見表6。以名目消費、名目輸出和名目輸入而言，當季擁有越多的月資料，則預測績效越佳。以實質民間消費、實質輸出和實質輸入而言，相較於僅有當季第1個月資料的情況，擁有當季第1、2月的資料以及擁有當季全部月資料皆顯著有較佳的預測績效，惟擁有當季全部月資料時的預測績效未能顯著勝過擁有當季第1、2月時。至於資本形成，無論是名目值或實質值，在新的月資料不斷更新的情況下，仍無法顯著提升預測績效。

以上結果顯示，當季擁有越多的月資料並無法絕對保證預測績效更佳，但一般而言，大部分變數的預測績效均可獲得改善，此結論與沈中華和劉瑞文 (1994) 的結論相同，代表即期季模型的即時性確具決策參考價值。

以兩種實質變數的推估方式而言，以直接推估得到的預估值之RMSPE大多低於間接推估，尤以資本形成最為明顯。主要係因以間接推估的方式，平減指數預估值的微小變動，對實質值的推估都會有很大影響，而平減指數之預估相對不易。最後，圖6和圖7畫出兩種推估方式所得到的實質年增率預估值。

表5 即期季模型樣本外(未來一季)預測結果 (RMSPE)

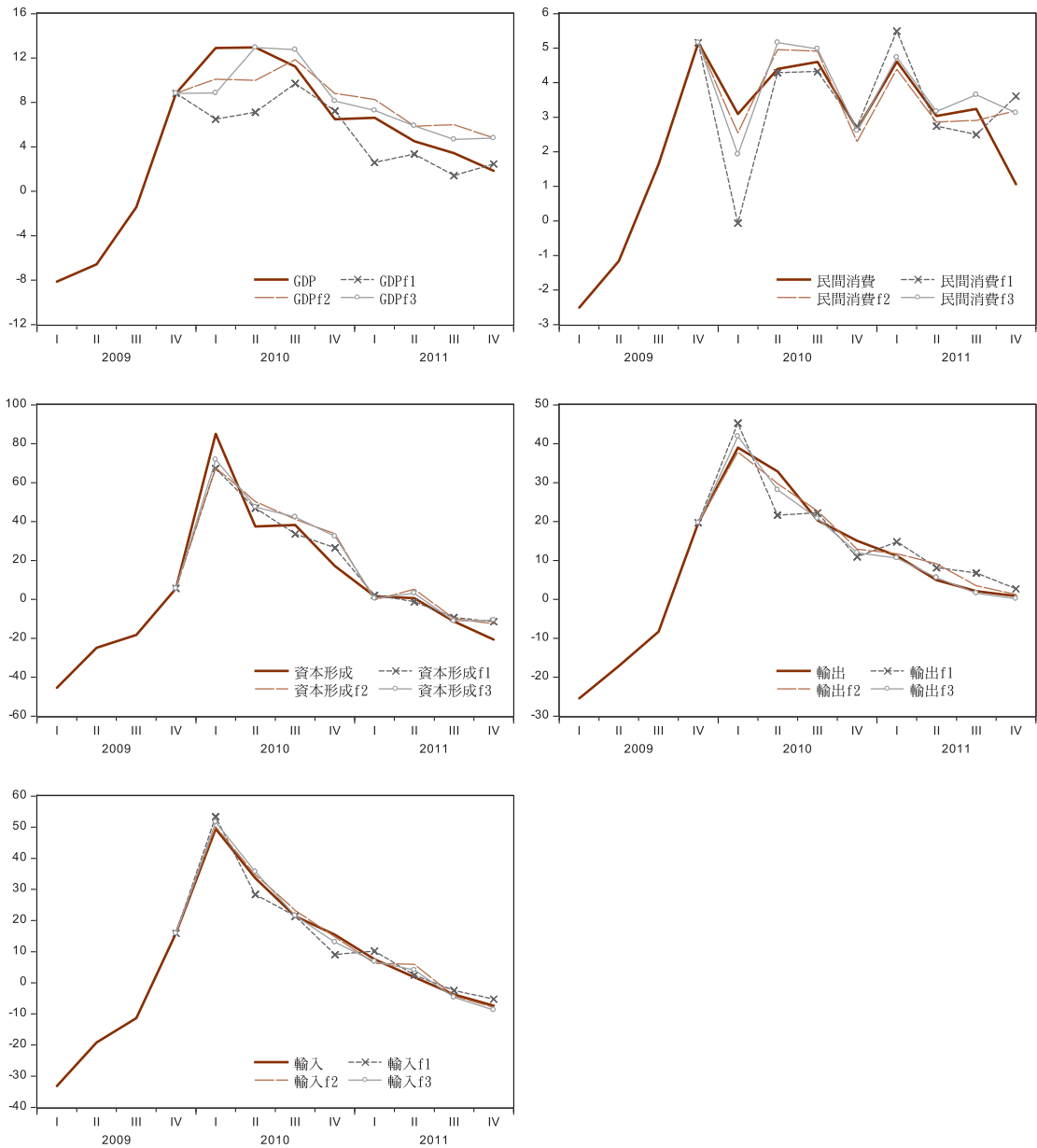
		僅有當季第 1個月資料	有當季第 1,2個月資料	有當季全部 月資料
名目值	民間消費	1.5771	1.1133	1.1980
	資本形成	8.1224	9.2784	8.6812
	輸出	3.7587	1.6148	1.1505
	輸入	4.1126	2.1728	1.0982
實質值 (間接推估)	民間消費	1.6497	1.1252	1.1467
	資本形成	8.2406	9.6231	9.0456
	輸出	4.0326	1.7107	1.5181
	輸入	4.2966	1.8953	2.0214
實質值 (直接推估)	民間消費	1.4617	0.8201	0.8867
	資本形成	6.6741	7.9622	7.4742
	輸出	4.3358	1.9932	1.7877
	輸入	2.8880	1.6691	1.4744

表6 DM統計量檢定結果

		虛無假設		
		有當季第2個月 資料之預測損失 =僅有當季第1個 月資料之預測損失	有當季全部月 資料之預測損失 =有當季第1,2個月 資料之預測損失	有當季全部月 資料之預測損失 =僅有當季第1個月 資料之預測損失
名目值	民間消費	-1.4683*	1.8003**	-1.2537
	資本形成	0.6151	-0.9449	-0.3665
	輸出	-1.8430**	-1.9095**	-2.7265***
	輸入	-1.6709**	-2.0122***	-1.9253**
實質值 (間接推估)	民間消費	-1.9516**	0.3235	-1.8379**
	資本形成	0.9014	-0.8821	0.7469
	輸出	-2.7623***	-0.4466	-3.0578***
	輸入	-1.6535*	0.2631	-1.8376**
實質值 (直接推估)	民間消費	-1.4468*	0.8652	-1.4877*
	資本形成	1.2021	-1.1194	0.8627
	輸出	-1.9605**	-0.4265	-2.5603***
	輸入	-1.1855	-0.4219	-1.8065**

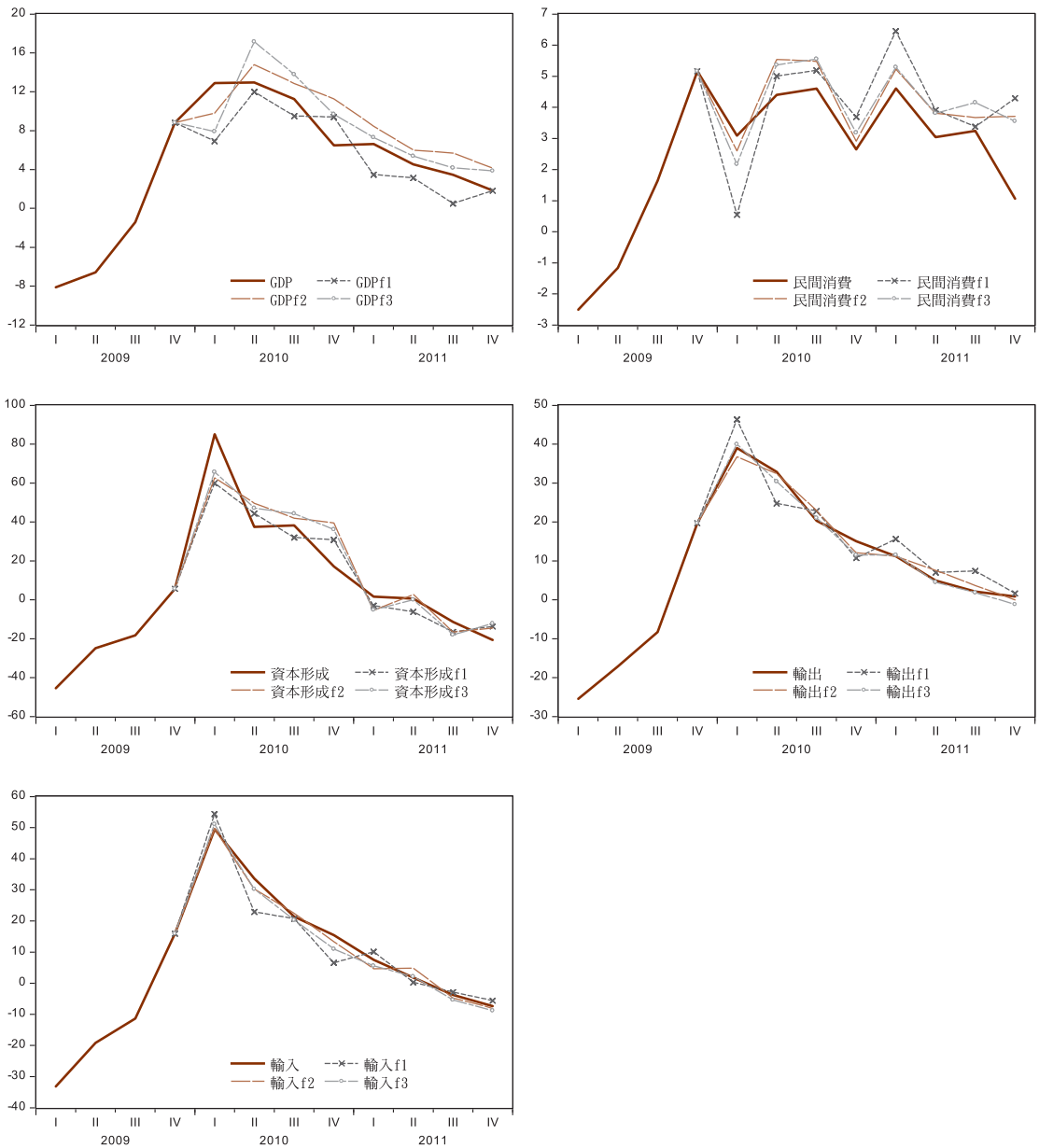
註：表中僅列出虛無假設，對立假設則為：有較多月資訊的模型之預測損失小於較少月資訊的模型。表內數字為DM統計量，*、**、***分別為顯著水準10%、5%、1%下顯著。

圖6 即期季模型之實質GDP年增率預估值—直接推估



註：f1表示「有當季第1個月的資料」；f2表示「有當季第2個月的資料」；f3則表示「有當季全部月資料」。

圖7 即期季模型之實質GDP年增率預估值－間接推估



註：f1表示「有當季第1個月的資料」；f2表示「有當季第2個月的資料」；f3則表示「有當季全部月資料」。

陸、結 論

本文的目的在於建立一即期季模型，期能利用較為高頻的月資料，以改善對國民所得資料的預測。主要的作法是先找出與國民所得各組成份子有關的高頻參考資料，利用BVAR模型進行月資料的預估後，再利用橋樑方程式進行GDP的預測。本文的結論如下：

- (一) 本文先以2001Q1-2011Q4的季資料進行橋樑方程式的估計，結果顯示橋樑方程式的樣本內配適良好，表示若我們能充分掌握月資料的走勢，將對GDP的預測有較大的助益。
- (二) 在比較ARIMA、VAR和BVAR模型後，本文發現BVAR模型在月預測上的績效較佳。
- (三) 橋樑方程式的配適結果顯示，民間消費、輸出和輸入方程式的adjusted R^2 達0.9以上，顯示若我們能充分掌握月的高頻參考資料，對民間消費、輸出和輸入的預測能力將大有助益。惟資本形成方程式的配適度較差，顯示即使在擁有當季全部月資料的情況下，資本形成仍較難預測。這可能和我國缺乏與資本形成對應的良好高頻參考資料，以及其短期波動較大有關。
- (四) 以2001Q1-2009Q4作為即期季模型的樣本內估計期間，2010Q1-2011Q4為樣

本外預測期間。實證結果發現，民間消費、輸出和輸入的預測績效頗佳，RMSPE皆在5%以下；資本形成的之RMSPE則約介於6%至10%之間。

- (五) 當季擁有越多的月資料雖無法絕對保證預測績效更佳，但一般而言，大部分變數均可獲得改善。顯示本文建立之即期季模型不但可幫助我們利用高頻資料，以增進對GDP各組成份子的預測能力，並且可逐月修正我們的預測，提供即時的政策建議。

與傳統的總體季模型相比，即期季模型可結合即時的高頻資料，並且可避免總體季模型在預測時需任意 (ad hoc) 設定外生變數的問題。惟如Rünstler and Sédillot (2003) 所言，即期季模型主要的助益在於即期的短期預測，長期的預測則幫助不大。Fuhrer and Haltmaier (1988) 亦提及，總體季模型主要的作用在於長期預測及政策模擬，且其具有較堅實的理論基礎，惟在短期預測的精準度可能較差。本文的目的並非冀望以即期季模型取代總體季模型，而是希望藉由高頻資料模型作為短期預測的工具，以提供總體季模型常數項調整的量化參考指標；並且在每月得到新資訊時，能即時修正預測值，即時供政策參考之用。

基於模型操作的便利性，本文嘗試以較

為簡潔的方式建立即期季模型，僅利用數個與GDP組成份子最為相關的高頻資料進行預測。至於未來研究方向，可進一步嘗試建立高頻資料。

附 註

- (註1) 以此例而言，主計總處在公布2009年第4季國民所得資料時，亦同時發布對2010年各季的經濟成長預測值，而此預測值亦必然已參考了可取得的高頻月資料，惟主計總處是否將高頻月資料結合至其季預測模型，則不為我們所知。
- (註2) 文獻上將資料發布時間不齊一的問題稱之為“jagged edge”或“ragged edge”。
- (註3) 本文在VAR模型部分，變數係直接以水準值進行估計，原因有二。第一，根據Fuller (1976)，對變數進行差分，並無法增進漸進效率 (asymptotic efficiency)。在估計VAR模型時對變數進行差分，反而可能損失變數間隱含的資訊 (如長期關係)；但估計單變量ARIMA模型時則應視資料是否具有單根而決定是否差分。第二，本文在進行BVAR模型的估計時，先驗分配採用Minnesota Prior，適用於資料近似於隨機漫步模型的情況，因此不對變數進行差分應為較適宜的作法。而在ARIMA模型的部份，則先對變數進行差分再進行估計。
- (註4) 緊度表示容許估計值與事前期望值之間差異的程度，即為變異數的大小。
- (註5) 統計單位在發布數據的初估值後，可能會在數月或數季之後，基於更完整的資料而對此初估值進行修正。數據的初估值稱為real-time資料，而修正後的資料則稱為修正資料。經濟預測一般的作法是，建立一個新的模型，套用資料後證明該模型的預測能力較其他既有的模型為佳。目前台灣文獻多使用修正資料進行實證，使得在不同時點所進行的研究，使用的資料並不完全相同，Croushore and Stark (1999) 認為，在比較現有模型和既有模型的預測能力時，皆應使用real-time資料，以有一致的比較基礎。未來若建立real-time資料庫，可嘗試利用real-time資料進行估計。
- (註6) 單根檢定的結果已驗證資本形成和資本設備進口為I(1)變數，因此不進行共整合檢定。
- (註7) 本文亦曾嘗試加入工業生產中的資本財生產以及營建支出，希望能增進資本形成的預測績效，惟兩者皆不顯著。
- (註8) 在參數設定上，本文採grid search方式，以決定何種參數組合的樣本外預測績效最佳。
- (註9) 零售及餐飲銷售額、資本設備進口、海關出口和海關進口，分別以消費者物價指數、進口物價指數-資本用品、出口物價指數和進口物價指數進行平減。
- (註10) 為節省篇幅，本文不列出各平減指數之樣本外預測績效。
- (註11) DM檢定中，損失函數設定方式非常多，本文依循多數文獻作法以預測均方差(MSPE)衡量損失。
- (註12) 關於名目資本形成，ADF檢定和PP檢定之結果略為不一致，本文採用PP檢定的結果，將名目資本形成視為定態變數。
- (註13) 唯一的例外是名目民間消費，ADF檢定的結果顯示其於一階差分後仍不拒絕變數具有單根的虛無假設，惟PP檢定的結果非常顯著地拒絕虛無假設，本文仍將名目民間消費視為一階差分後定態之變數。

參考文獻

中文文獻

- 沈中華、劉瑞文 (1994)，「使用不同頻率資料改善總體模型預測」，經濟論文叢刊，22:1，頁63-94。
- 吳中書 (1996)，「台灣經濟年模型」，台灣總體經濟計量模型研討會論文集，頁58-97。
- 林金龍 (2003)，「利率政策的傳遞機制及其對總體經濟金融影響效果之實證分析」，中央銀行季刊，第25卷第1期，頁5-48。
- 林建甫 (2005)，「台灣總體經濟金融模型之建立」，中央銀行季刊，第28卷第1期，頁5-41。
- 林建甫 (2010)，「總體經濟計量模型的建立與應用」，經濟論文叢刊，38:1，頁1-64。
- 彭素玲、周濟 (2001)，「台灣總體經濟即期季模型之建立與應用」，台灣經濟預測與政策，32:1，頁1-64。
- 劉瑞文 (2007)，「由靜態到動態之依時拆分—台灣工業部門實質GDP之按月推估」，台灣經濟預測與政策，38:1，頁75-125。

英文文獻

- Banbura, M., Giannone, D., Reichlin, L. (2010), "Nowcasting," ECB Working Paper No 1275.
- Corrado, C. and Greene, M. (1988), "Reducing Uncertainty in Short-Term Projection: The Estimation of Monthly GNP. Special Studies, No.209, Federal Reserve Board.
- Croushore, Dean, and Tom Stark (1999), "A Real-Time Data Set for Macroeconomists: Does the Data Vintage Matter?" Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper 99-21, December.
- Diebold, F.X. and Mariano, R.S. (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-63.
- Fuhrer, J. and Haltmaier (1988), "Minimum Variance Pooling of Forecasts at Different Levels of Aggregation," *Journal of Forecasting*, 7, 77-102.
- Fuller, W. A. (1976), "Introduction to Statistical Time Series," New York: Wiley.
- Giannone D, Reichlin L, Small D. (2008), "Nowcasting: the real-time informational content of macroeconomic data," *Journal of Monetary Economics*, 55(4), 665-676.
- Greene, M.N., E.P. Howrey and S.H. Hymans (1986), "The Use of Outside Information in Econometric Forecasting," in *Model Reliability*, D.A. Belse and E. Kuh eds., Cambridge: MIT Press, 90-116.
- Howrey, E.P. and S.H. Hymans and M.R. Donihue (1991), "Merging Monthly and Quarterly Forecasts," *Journal of Forecasting*, 10, 255-268.
- Huang, Yu-Lieh (2010), "Estimating Taiwan's Monthly GDP in an Exact Kalman Filter Framework: A Research Note," *Taiwan Economic Review*, 38(2), 147-160.
- Klein, L.R. and S. Sojo (1990), "Combination of High and Low Frequency Data in Macroeconomic Models," Klein and Marquized (eds.), *Economics in Theory and Practice: An Eclectic Approach*, Boston Kluwer Academic Publishers.
- Lewis, C. D. (1982), *Industrial and Business Forecasting Methods*, 2nd ed., London: Butterworths.
- Litterman, Robert (1986), "Forecasting With Bayesian Vector Autoregression," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 4,

25-38.

Paragi, G. and R. Golinelli (2007), “The Use of Monthly Indicators to Forecast Quarterly GDP in the Short Run: An Application to the G7 Countries,” *Journal of Forecasting*, 26(2), 77-94.

Rünstler, G., and Sédillot, F. (2003), “Short-term Estimates of Euro Area Real GDP by Means of Monthly Data,” European Central Bank, Working Paper series, no. 276.

Sims, Christopher (1980), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, January, 1-48.

Stock, James H. and Watson, Mark W. (1993), “A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems,” *Econometrica*, 61(4), 783-820.

Zheng, I. Y., and Rossiter, J. N. (2006), “Using Monthly Indicators to Predict Quarterly GDP,” Bank of Canada, Working Paper series, no. 2006-26.

附錄1 單根檢定結果

本文採用Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定以及Phillips-Perron (PP) 檢定，增廣項的最適落後期數以Akaike information criterion (AIC) 決定，檢定結果列於附表1。檢定結果顯示，名目、實質資本形成以及資本設備進口拒絕變數具有單根的虛無假設^{註12}，其餘變數則為1階差分後拒絕具有單根的虛無假設^{註13}。

附表1 單根檢定結果

季變數	ADF		PP	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分
名目民間消費	-0.58	-2.50	-0.50	-25.13***
名目資本形成	-1.63	-2.49	-3.39**	-11.38***
名目輸出	-0.42	-5.16***	-0.57	-8.21***
名目輸入	-0.54	-4.35***	-0.87	-6.73***
實質民間消費	-0.81	-3.18**	-1.19	-25.00***
實質資本形成	-2.79*	-2.78*	-4.61***	-12.54***
實質輸出	-0.31	-4.74***	-0.11	-11.22***
實質輸入	-0.69	-3.04**	-1.49	-6.70***
高頻變數 (轉為季資料)				
零售及餐飲銷售額	0.27	-6.66***	0.60	-7.62***
資本設備進口	-4.08***	-4.30***	-2.69*	-6.63***
海關出口	-0.43	-5.07***	-0.65	-8.25***
海關進口	-0.60	-4.27***	-0.93	-6.66***
消費者物價指數	0.85	-3.69***	0.38	-7.33***
進口物價指數-機械類	-0.96	-3.55**	-1.21	-6.10***
進口物價指數-電子電機類	-1.54	-4.62***	-2.05	-4.10***
營造工程物價指數	-0.89	-4.63***	-0.91	-3.92***
出口物價指數	-2.13	-6.34***	-2.58	-6.32***
進口物價指數	-0.15	-5.61***	-0.19	-5.26***

註：*、**、***分別為顯著水準10%、5%、1%下顯著。

附錄2 共整合檢定結果

本文採用的共整合檢定為Phillips and Ouliaris (1990) 所提出的殘差式檢定 (residual-based test)，附表2列出Phillips-Ouliaris檢定的 $\hat{\tau}$ 統計量以及 $\hat{z}$ 統計量 (關於本文所使用Phillips-Ouliaris檢定的細節詳見EViews 7使用手冊)，虛無假設為變數間不具共整合關係。結果顯示，名目民間消費和零售與餐飲銷售額之間，名目輸出與海關進口之間，以及名目輸入與海關進口之間，皆十分顯著地拒絕變數之間不具共整合關係的虛無假設，顯示這些季變數和對應的高頻變數間具有長期的關係。

附表2 共整合檢定

	$\hat{\tau}$	$\hat{z}$
名目民間消費、零售與餐飲銷售額	-6.43***	-55.07***
名目輸出、海關出口	-4.46***	-28.45***
名目輸入、海關進口	-4.34***	-26.69***
民間消費平減指數、CPI	-3.16*	-16.23*
資本形成平減指數、進口物價指數-機械類、電子電機類	-7.88***	-52.00***
輸出平減指數、出口物價指數、CPI	-4.98***	-32.01***
輸入平減指數、進口物價指數、CPI	-4.69***	-28.34***

註：*、**、***分別為顯著水準10%、5%、1%下顯著。

台灣總體經濟即期季模型－考量月指標之農曆春節效果*

林依伶**

摘 要

經濟成長之預測為本行執行貨幣政策時之重要參考依據，為能及時掌握經濟走勢變化，極需建構可以反映目前經濟情勢之總體計量模型。因此，本文參考彭素玲與周濟(2001)，進一步將其月模型加入農曆春節因素，並參酌傳統大型總體計量模型之建構方式，將季模型之估計式大幅濃縮，以嘗試建立較適合台灣的總體經濟即期季模型。根據此模型，得以將月指標所帶來的資訊納入總體模型中，並利用及時更新反映到台灣總體經濟季變數的預測值。

本文為國內首篇採X-12 ARIMA處理主要月指標的季節調整問題，並將其納入即期季模型的研究中。實證時，除藉由樣本外模擬，比較本模型與總體季模型(未使用月資料)之預測表現外，另亦嘗試對未來經濟情勢進行預測。結果皆顯示，運用月資料對於我國GDP組成份子之預測表現，具有顯著性的改善。

* 本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、吳研究員懿娟、汪研究員建南、廖副研究員俊男、劉副研究員淑敏與四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，在此亦一併致謝。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四等專員。

壹、前言

為因應瞬息萬變之國內外經濟情勢，行政院主計總處(以下簡稱主計總處)自2011年1月起於各季結束之次1月底，增加發布當季經濟成長率概估統計，並修正全年經濟成長率預測值^{註1}。因此，顯示使用與總體經濟活動相關之月指標，作為修正總體經濟預測參考的重要性也隨之增加。

雖然總體經濟變數中的GDP及GDP重要組成份子皆屬季資料，然而許多相關經濟指標係屬於高頻率之月資料，例如：海關商品進出口、零售業及餐飲業營業額等。因此，如何利用這些高頻率資料並建構月模型，以協助預測低頻率的總體季變數，成為許多經濟研究者關心的重點。以台灣實證文獻為例，沈中華與劉瑞文(1994)首先針對具不同頻率資料(季與月資料)的共同變數進行總體模型預測，而後彭素玲與周濟(2001)參考Klein與Park(1994)建構總體經濟即期季模型(Current Quarterly Model)，將多種月指標納入模型中，以期能提供國內最新景氣預測資訊。

即期季模型係透過月指標模型的建構，以分析月資料走勢，並對各月指標進行預測，再代入季模型中來更新各季變數之預測值，職是之故，月模型預測準確度對於即期季模型預測績效具有一定影響力。文獻上有關月模型最常使用的形式為ARIMA或VAR

模型，然而台灣傳統重大節日皆屬農曆制之移動節日，使得月指標之變動除了易受景氣影響外，也易受季節或春節因子所影響。因此，以ARIMA或VAR模型捕捉月資料變動，可能無法剔除上述因子之影響，導致相關文獻的月模型可能存在遺漏變數，進一步造成其即期模型的預測誤差偏大。

本文目的為建構較適合台灣的總體即期季模型，其中模型設定與彭素玲與周濟(2001)主要有兩處不同。首先，本模型係參考美國普查局(U.S. Census Bureau)嘗試以X-12ARIMA來處理月指標所含的農曆春節等移動節日因子，理由為多數月指標並無完整的季調後序列，且為預測之需要，故本文自行以X-12 ARIMA處理季節調整問題。其次，本文所採即期季模型除了包含聯結月資料與季資的橋樑關係式外，亦參考林建甫(2010)及田慧琦與徐千婷(2010)加入相關總體季解釋變數，除了可加強即期季模型的配適及預測能力外，亦可探討其他季解釋變數變動對總體估測結果的影響。

故本文藉由即期季模型之建立，以改善傳統季模型因受限於整體資料取得，大都僅能於每季進行預測而無法及時反映國際經濟情勢。採用X-12 ARIMA模型目的則為，建構一較適合捕捉台灣月資料走勢的模型，以考量月資料中常見的季節因子及農曆春節因

子，並使最後所估得之經濟成長率預測值得以作為提供綜合判斷總體預測的參考依據^{註2}。

本文架構如下。第一節為前言；第二節為文獻回顧，介紹並比較國內外文獻對即期

季模型的設定方式；第三節為即期季模型之介紹；第四節為實證分析，分別說明月模型及即期季模型估計結果；第五節為即期季模型之模擬及預測結果；第六節則為結論。

貳、文獻探討

有關使用月經濟指標來即時預測台灣季總體變數^{註3}，沈中華與劉瑞文(1994)首先混合不同頻率資料進行台灣總體模型預測，而其使用的方法是將共同變數(同時具有月資料和季資料的變數)進行組合預測，包括出口商品、進口商品、製造業工資指數、勞動力、就業人口及一年期定存利率之6個內生變數，因此對一共同變數Y的估計式表示如下：

$Y_t = k_{0,t-1} + k_{1,t-1}\hat{Y}_t + k_{2,t-1}\tilde{Y}_t + \varepsilon_t$ ，其中 k 為組合預測之參數， $\hat{Y}$ 為使用季資料得到的季預測值， $\tilde{Y}$ 為使用月模型所得之月預測值加總而得的季預測值，同時採用月及季模型之預測值係因月資料含有未被季資料捕捉的額外訊息。

該文在估計月模型係採用VAR(Vector Autoregressive Model, VAR)及BVAR(Bayesian VAR, BVAR)，其實證結果為使用較佳的月預測，會使組合預測優於單一預測(包括單一的總體季模型，或由單一的月模型預測值加總)的次數大為提升，因此月模型的準確

性對組合預測績效具有影響力。

沈中華與劉瑞文(1994)僅採用兼具月及季資料的6個月指標，而未考慮其他月指標，例如：景氣領先指標、工業生產指數、外國旅客來台人數等，雖然這些月指標無對應的總體季變數，但對於GDP及GDP組成份子的變動仍可提供額外資訊。

彭素玲與周濟(2001)則進一步根據現有總體經濟季資料與各種月指標，建構屬於台灣之即期季模型，以民間消費(PC)估計式為例：

$\hat{P}C_t = a^i + b^i CS_t^i + c^i Q_2 + d^i Q_3 + e^i Q_4$ 其中 CS_t^i 為商業營業額估計值， Q_i 為季虛擬變數， $i=2,3,4$ 。

該文係以ARIMA模型進行月指標之估計與預測，並探討月指標對GDP組成份子或GDP預測結果之影響，但未討論組合預測的結果，且季變數之估計式僅考量月指標及其被解釋變數之落後項。其實證結果為，使用即期季模型所得之預測值與實際值具有相當差距，不過根據即期季模型得到的歷次修正

調整方向，仍可做為總體經濟模型預測修正之參考。

國外相關文獻包括Miller與Chin(1996)、Stark(2000)，亦皆考慮各種月指標於即期季模型中，以Miller與Chin對第t期GDP的估計式為例：

$GD\hat{P}_t = a^j + b^j GD\hat{P}_t^Q + c^j \hat{C}_t + d^j HOUR\hat{S}_t$ ，其中 $GD\hat{P}_t^Q$ 為使用季模型估計而得的GDP估計值， $\hat{C}_t$ 為實質消費估計值(美國每月發布的耐久財與非耐久財消費值)， $HOUR\hat{S}_t$ 則為每人工時，且 $\hat{C}_t$ 與 $HOUR\hat{S}_t$ 皆為使用月資料得到

的季估計值。其實證結果指出，對於當季總體季變數之預測，即期季模型相對於季模型具有明顯的改善，然而對於未來兩季之後的預測，則以季模型的預測績效較好。

由於各文獻使用即期季模型目的皆為即時掌握當前經濟變化，並增加總體模型預測能力，然而各文獻不論在月模型的設定上，以及對GDP或其重要組成分子之預測取得方式皆有所不同，因此於表1列出本模型與相關文獻在即期季模型設定上的主要差異：

表1 本模型與相關文獻在即期季模型設定上的不同處

	月模型設定方式	季模型結構	GDP或其重要組成分子之預測取得方式
沈中華與劉瑞文(1994)	VAR及BVAR	根據國民所得支出面，對消費、投資等個別估計，而後再相加以取得GNP估計值(即為GNP定義式)	季模型之預測值與月模型得到的季預測值之組合預測
彭素玲與周濟(2001)	ARIMA	該文採兩種模型估計GDP： 1. 根據國民所得支出面，對消費、投資等個別估計，而後再相加以取得GDP估計值(即為GDP定義式) 2. 以主成份分析法(principal component)直接推估GDP值。	未探討組合預測
Miller與Chin(1996)、Tom Stark(2000)	BVAR	GDP、投資、淨輸出等變數各自有其估計式，GDP與其他組成份子間沒有定義式聯結。	季模型之預測值與月模型得到的季預測值之組合預測*
本文	X-12 ARIMA及農曆春節調整	根據國民所得支出面，對消費、投資等個別估計，而後再相加以取得GDP估計值(即為GDP定義式)	未探討組合預測

* 組合預測的方式涉及如何決定組合預測參數，該參數的計算方式眾多可參考Stark(2000)。

參、即期季模型說明

Miller與Chin(1996)指出，即期季模型為將高頻率之月指標所帶來的資訊，透過月與季資料的橋樑方程式(Bridge equation)^{註4}反映於模型上，以更新季變數的預測值。本文即根據此概念，將屬高頻率之月指標即時反映於總體估測模型上。我們將關估計與預測步驟說明如下：

一、建構月模型

由於大部分月總體指標皆具有單根，因此本文在進行月模型估計時，對各月指標進行差分，且因月資料通常含有季節因子，故亦加入季節性自我迴歸項及移動平均項。以ARIMA(1,1,1)(1,1,1)^{註5}為例，月指標水準值(y)之估計式可表示如下：

$(1-\phi_1L)(1-\phi_2L^{12})(1-L)(1-L^{12})y_t = (1-\theta_1L)(1-\theta_2L^{12})\varepsilon_t$ 。其中，L為落後運算元，故 $(1-L^{12})y_t$ 為對上年同期進行差分， ϕ 及 θ 則為待估參數。

對於內含春節等移動節日因子之重要指標(例如海關商品進出口等)，本文則參考劉淑敏(2007)，以美國普查局(U.S. Census Bureau)開發的X-12ARIMA，其新增的RegARIMA中的外生迴歸項(regressor)，以及Genhol軟體^{註6}，來處理春節等移動節日效果^{註7}。

於月模型建構完成後，即可以對於月指標走勢進行預測，並將月指標實際值及其預測值透過下列的橋樑關係式代入季模型中^{註8}。

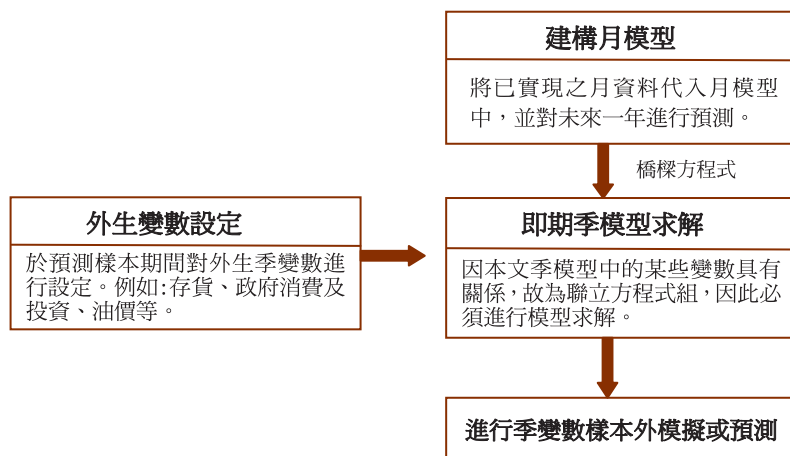
二、將月資料納入即期季模型中

透過橋樑關係式將月指標代入季模型中，以此建立月指標與季變數之關係，使得具高頻率特性之月指標所帶來資訊得以代入即期季模型中。本文各總體季變數之估計式除加入橋樑關係式外，尚參考林建甫(2010)及田慧琦與徐千婷(2010)，加入相關季解釋變數，以增加估計式之配適度及各季變數之關聯性。

三、即期季模型之求解與預測

本文採Gauss-Siedel法進行季模型求解，並對當季及未來一年之各季進行預測。以對當期(第t季)預測為例，透過將第t季中各月指標資料實際值(例如：第1及第2個月指標($M_{t,1}$ 及 $M_{t,2}$))，以及未實現月指標之預測值(如第3個月指標($\hat{M}_{t,3}$))，經橋樑方程式代入季估計式中，並透過模型的估計與求解來得到季變數(X_t)之預測值(或樣本外模擬值)即 $\hat{X}_t = q(Q_t) + m(\hat{M}_{t,3}, M_{t,2}, M_{t,1})$ ，其中， $q(\cdot)$ 為其他季解釋變數(Q_t)之函數(見圖1)。

圖1 即期季模型之求解及預測過程



四、反覆篩選合適的月指標並修正模型

主要透過定期評估模型的預測情況(如：預測走勢是否合理)及估計結果(如：估計係數是否顯著)，來篩選適當之月指標並修正月

模型。因相關月指標之代表性可能隨時間減弱或增強，尤其近年來我國經濟結構變化快速，同一模型或同一月指標隨時間經過，參考性可能也隨之減弱。因此定期評估各個月指標及模型的適當與否具有其重要性。

肆、模型實證結果

一、GDP組成份子與高頻率指標

本文參考主計總處新聞稿(2012)與田慧琦與徐千婷(2010)選取若干月指標，將各指標與GDP組成份子，包括輸出入、民間消費與民間投資之關係分別描述如下：

(一) 商品及服務輸出(X)與輸入(M)

就商品及服務輸入(M)部分，每月定期公布的海關商品進口資料，能即時作為掌握輸入表現的有用資訊，因此在對實質商品及服務輸入估計時，係主要以海關商品進口作

為解釋變數。

就商品及服務輸出(X)而言，除了每月公布的海關商品出口資料外^{註9}，國外旅客來台人數可為服務輸出之月指標，因旅客人數增加可帶來旅遊服務收入^{註10}。然因主計總處未公布服務輸出資料，故本文嘗試以名目商品及服務輸出值扣除經3個月加總之海關商品出口值後，作為名目服務輸出值之代理變數。

表2分別為名目服務輸出與國外旅客來台人數，以及商品及服務輸入與海關商品

進口年增率關係。顯示2001年至2012年第1季服務輸出與國外旅客來台人數具一定正相關，相關係數為0.439；而海關商品進口與輸入的相關係數則高達0.969，此與商品進口占輸入比重高有關。

表2 輸出入及其月指標

季變數		候選月指標	年增率之相關係數 樣本期間: 2001Q1-2012Q1
名目商品及服務輸出	海關商品出口	海關商品出口	1
	服務輸出	國外旅客來台人數	0.439
實質商品及服務輸入		海關商品進口 (以進口物價平減)	0.969

故在後續估計時，本文分別對名目服務輸出值(ES\$)及商品出口值(exm)進行估計，加總後即得名目商品及服務輸出值(X\$)，亦即 $\hat{X}\$ = E\hat{S}\$ + \sum_{i=1}^3 ex\hat{m}_i$ 。其中，名目服務輸出值的估計式可表示為： $E\hat{S}\$ = \hat{q}(Q_{ES}) + \hat{m}(exservice)$ ，而exservice為國外旅客來台人數。

(二) 民間消費(CE)

自1981年以來實質民間消費占GDP比重皆達50%以上，顯示民間消費為支撐我國總體需求的重要因子。月指標部分除了零售業及餐飲業營業額可為民間消費的良好指標外，由M2、政府債券餘額及上市股票市值加總而得的家計財富，亦可為合適指標。

民間消費與零售及餐飲業營業額，以及家計財富之關係見表3。三組的相關係數分別為0.878、0.441與0.782，顯見各月指標與民間消費走勢亦具一定程度的正相關，惟餐飲業營業額相關性較低。

考量各月指標及季解釋變數後的民間消費估計式可設定為：

$C\hat{E} = \hat{q}(Q_{CE}) + \hat{m}(csretail, csrest, wealth)$ ，其中 $\hat{q}(Q_{CE})$ 為民間消費季解釋變數之函數，如可支配所得等^{註11}。月解釋變數則包括，零售業(csretail)及餐飲業(csrest)營業額、家計財富(wealth)。

表3 民間消費及其月指標

季變數	候選月指標	年增率之相關係數 樣本期間：2001Q1-2012Q1
實質民間消費	零售業營業額 (以CPI平減)	0.878
	餐飲業營業額 (以CPI平減)	0.441
	家計財富 (以CPI平減)	0.782

(三) 民間投資(IBF)

可構成實質民間投資月指標部分，包括外銷訂單(exorder)、資本設備進口(imi)、景氣領先指標6個月平滑化年變動率(ledmove)、製造業投資財指數(mpiig)，以及季調後工業生產指數(ipisa)。各月指標與民間投資皆具高度相關，其中以資本設備進口最具相關，惟民間投資波動相對較輸出入及

民間消費大，因此可能降低民間投資之預測績效。

考量相關月指標後，實質民間投資估計式可設定為：

$$IB\hat{F} = \hat{q}(Q_{IBF}) + \hat{m}(exorder, imi * 100 / pimi, ledmove, mpiig, ipisa)$$
，其中 $\hat{q}(Q_{IBF})$ 為民間投資季解釋變數之函數，pimi則為機械及運輸設備進口物價指數^{註12}。

表4 民間投資及其月指標

季變數	候選月指標	年增率之相關係數 樣本期間: 2001Q1-2012Q1
實質民間投資	外銷訂單	0.854
	資本設備進口 (以資本設備進口物價指數平減)	0.949
	景氣領先指標6個月 平滑化年變動率	0.859
	製造業投資財指數	0.820
	季調後工業生產指數	0.833

由於構成GDP重要組成份子中的民間消費、民間投資，以及輸出入，皆可找到較高頻率且具相關之月指標，因此除了可藉由這些指標增加對GDP及GDP組成份子預測之更新頻率外，亦可作為對總體經濟預測修正方向參考依據之一。

二、月模型之實證資料

除根據第一節所選取的相關指標外，新台幣兌美元匯率亦為總體模型之重要指標。本文將各指標依其資料特性區分貨幣金融市場、商品市場、及物價三大類(見表5)，而各月指標的估計期間為1981年1月至2012年3月，其走勢參見圖2至圖4^{註13}。

表5 月指標資料對照表

變數代碼	月指標變數名稱	單位
貨幣金融市場		
M2 stockv gbondv (三者加總為構成家計財富 (wealth)之代理變數)	M2 上市股票市值 政府債券餘額	新台幣百萬元 新台幣百萬 新台幣百萬元
tax\$	全國賦稅實徵淨額(簡稱總稅收)	新台幣百萬元
eroc	新台幣兌美元匯率	新台幣/美元
商品市場		
csretail	零售業營業額	新台幣百萬元
csrest	餐飲業營業額	新台幣百萬元
exorder	外銷訂單	新台幣百萬元
ledmove	景氣領先指標6個月平滑化年變動率	%
mpiig	製造業投資財生產指數	
imi	資本設備進口	新台幣百萬元
ipisa	季調後工業生產指數	
exm	海關商品出口	新台幣百萬元
exservice	國外旅客來台人數	人次
emm	海關商品進口	新台幣百萬元
物價		
pemm	海關商品進口物價指數	
pimi	機械及運輸設備進口物價指數	

資料來源：主計總處總體統計資料庫、中央銀行金融統計月報、財政部貿易統計資料庫，以及交通部觀光局。

圖2 貨幣金融市場相關指標

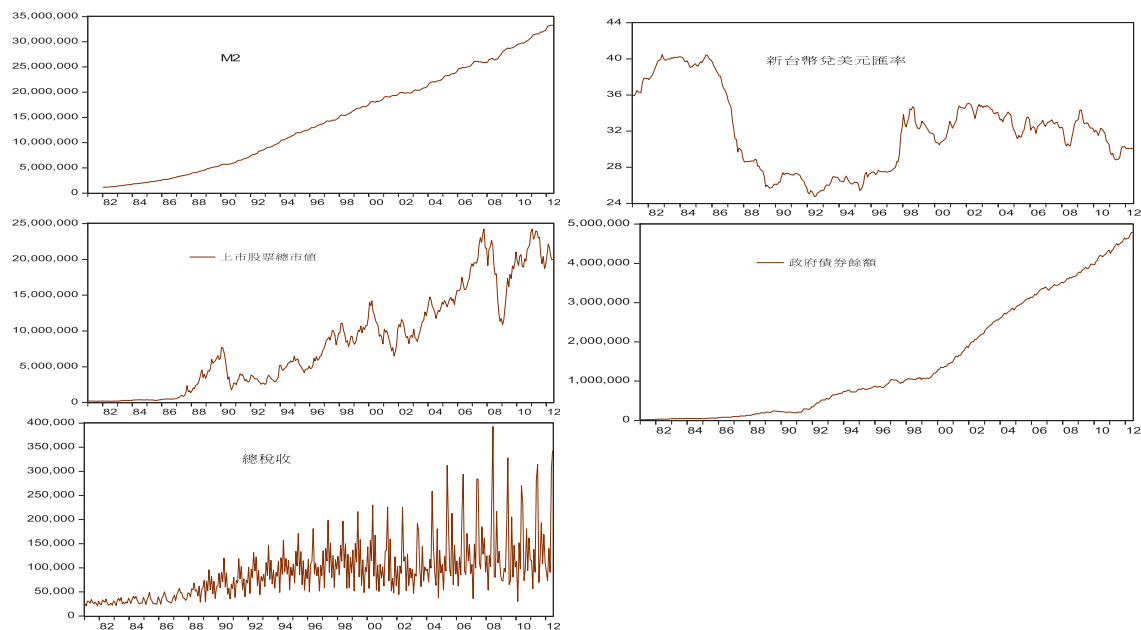


圖3 商品市場相關指標

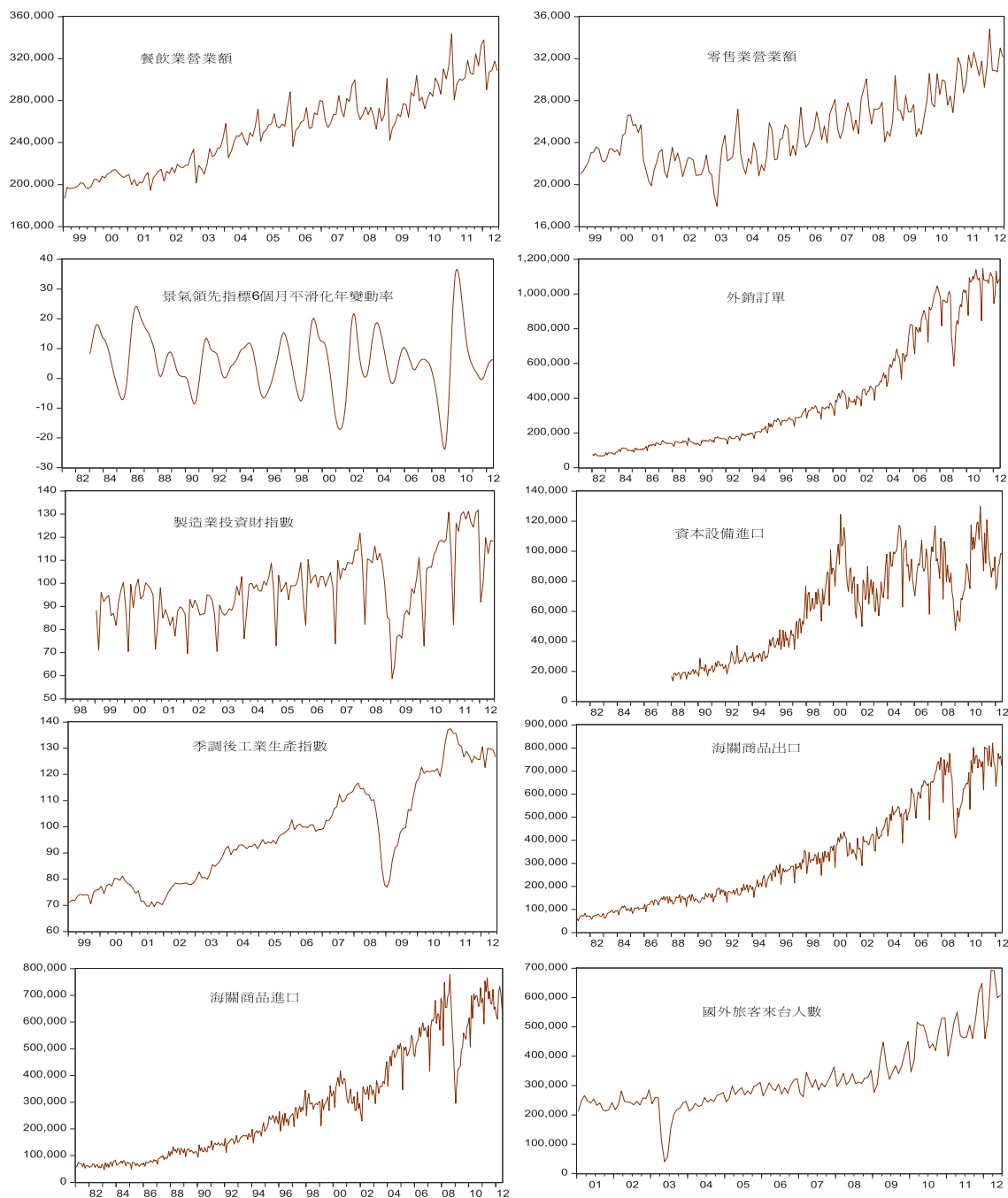
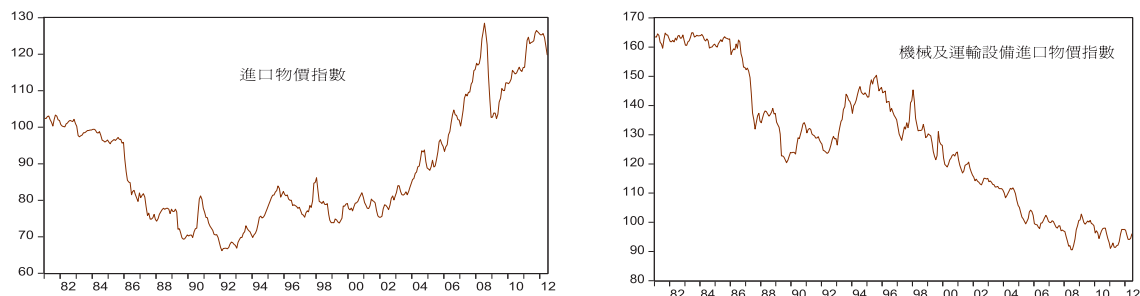


圖4 物價相關指標



三、月模型預測結果

根據圖2至圖4顯示，各月指標多具有單根及季節因子^{註14}，且商品市場之月指標除了領先指標六個月平滑化指數及季調後工業生產指數外，又皆具有明顯的農曆春節等移動節日效果存在。

以下分別說明各市場相關月指標之模型設定以及未來一年之預測走向。

(一) 貨幣金融市場

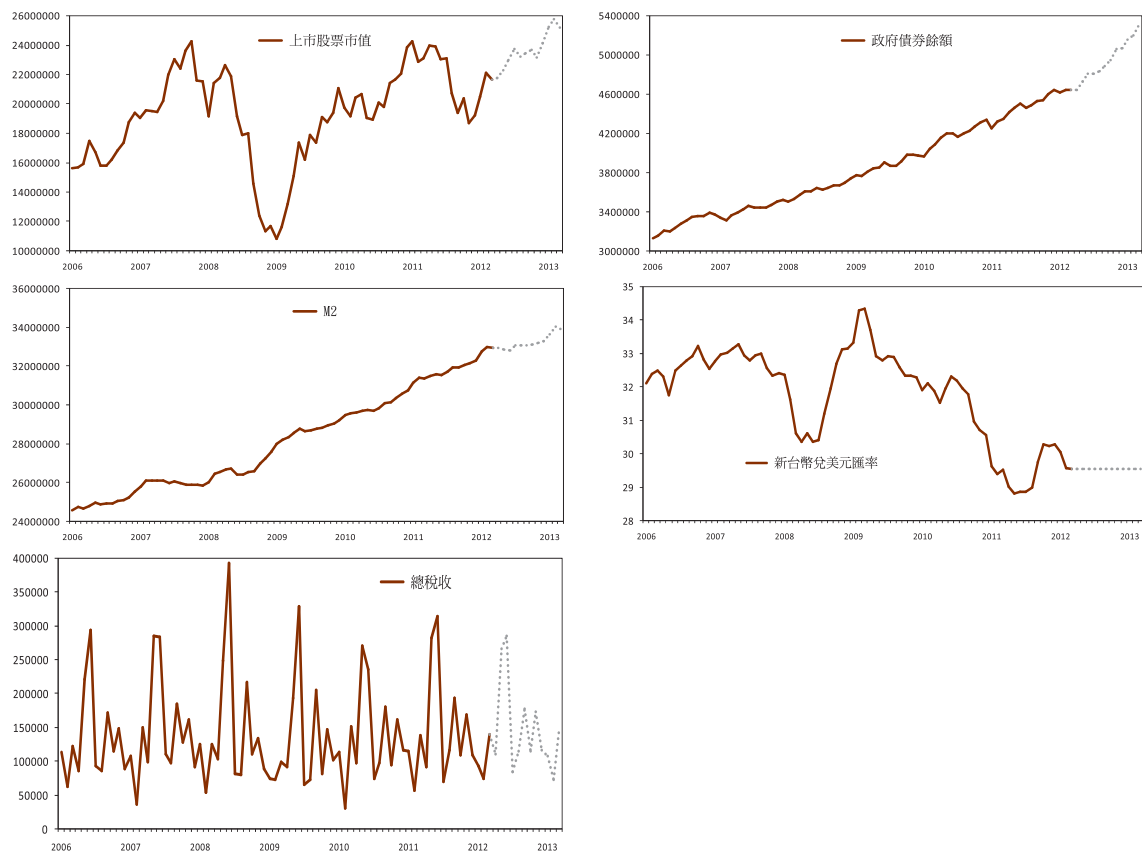
相關貨幣金融市場指標(如:上市股票總市值、政府債券餘額、M2貨幣總計數^{註15}等)資料可能存在單根，且月指標通常含有季節因子，因此本文主要以ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)模型進行估計，並對各指標進行未來一年之預測。然因新台幣兌美元匯率之走勢較難以估計，故本文設定其未來各月預測值等於最新一個月之匯率水準值。在預測期間為2012年4月至2013年3月下，各指標預測值如圖5所示(虛線部分為預測值)。

(二) 商品市場

由於商品市場之相關指標中，除領先指標六個月平滑化及季調後工業生產指數均已去除季節因子外(故兩指標之模型估計式為ARMA模型)，其他月指標走勢皆明顯受農曆春節等移動季節因子的影響。故本文採用美國普查局所開發的X-12 ARIMA程式來處理春節等移動節日效果。根據模型估計結果顯示，相關指標皆明顯受到農曆春節等移動節日的影響。相較於非春節期間，在春節期間的零售業及餐飲營業額平均可分別增加2.4%及7.4%；反之在春節期間的資本設備進口、海關商品進、出口，則因營業日減少，故平均各下降19.3%、18.7%及13.8%。詳細模型設定及估計結果參見附錄一。

根據模型估計式，我們可對商品市場各月指標之未來12個月進行預測，其結果參見圖6。相較於2012年春節除夕係落於1月下旬，2013年春節落於2月上中旬，因此在考量春節期間因素後，餐飲業營業額於2013年1月下滑後於2月回升，而零售業營業額則因2月份平均營業額較其他月份低4.8%，故雖

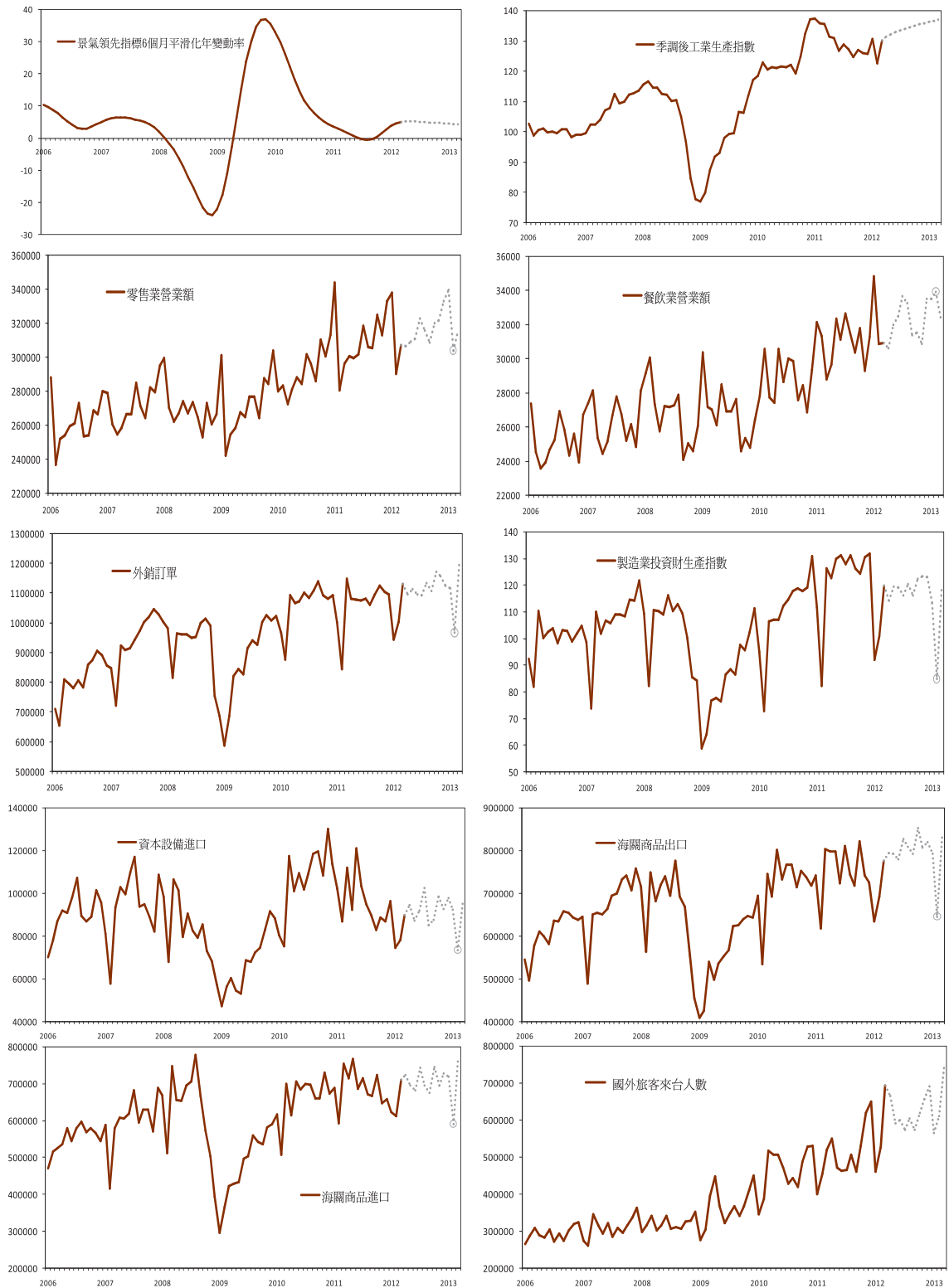
圖5 貨幣金融市場指標預測結果



春節可帶動其銷售，惟效果仍不足以使其營業額上升；而代表廠商生產活動的外銷訂單、製造業投資財生產指數、資本設備進口及海關進出口其預測值走向則相反，於1月上升後，在2月則轉呈下滑。

因此，亦可藉由商品市場各指標預測值走勢，判斷春節等移動性節日效果對於即期季模型估計與預測結果具一定影響力。

圖6 商品市場各指標預測值(圓圈處為2013年2月)



(三) 物價

根據圖4商品進口及機械和運輸設備進口物價指數之變動顯示，兩物價指標可能具

有單根及季節因子，因此同貨幣金融市場以ARIMA (p,d,q)(P,D,Q)模型進行估計，預測結果如圖7所示。

圖7 物價指標預測值



四、GDP組成份子與月指標組成之即期季模型

本模型除包含各月指標與其季變數之橋樑關係外，尚參考林建甫(2010)及田慧琦與徐千婷(2010)，加入其他季解釋變數，目的為增加整體模型的配適度，以及各變數間之關聯性，以使預測結果更符合預期。然而，為便於實務操作及強調預測重點於GDP的組成份子，本文將過去的總體大模型濃縮為7條估計式，以及10條定義式。以下僅列出重

要估計式之估計結果，其餘估計式及定義式(例如：實質利率及可支配所得等)詳見附錄二。

在估計樣本期間為1981年第1季至2012年第1季，本文將各GDP組成份子，包括實質民間消費、民間投資、輸入及名目服務輸出與月指標的橋樑關係、模型估計式((1)-(4) 式)、調整後判定係數($\bar{R}^2$)，以及迴歸標準誤(standard error of regression, S.E.)列於表6。相關實證說明如下：

表6 即期季模型之估計結果

實質民間消費(CE) $\text{LOG(CE)} = 0.319 * \text{LOG}(\sum_{i=1}^3 \text{csretail}_i * 100 / \text{CPI}) + 0.089 * \text{D}(\sum_{i=1}^3 \text{wealth}_i * 100 / \text{CPI})$ (4.98)*** (2.46)** $+ 0.465 * \text{LOG(CE(-1))} + 0.214 * \text{LOG(CE(-4))} + 0.060 * \text{LOG(YD)}$ (4.69)*** (3.13)*** (3.20)*** $- 0.048 * \text{LOG(ES\$*100/PX)} + 0.011 * \text{Q1} + 0.034 * \text{Q3}, \bar{R}^2 = 0.990, \text{S.E.} = 0.010.$ (-5.21)*** (2.85)*** (6.50)*** (1)
實質民間投資(IBF) $\text{LOG(IBF)} = 0.554 + 0.148 * \text{LOG}(\sum_{i=1}^3 \text{imi}_i * 100 / \text{pimi}_i) + 0.006 * (\sum_{i=1}^3 \text{ledmove}_i / 3 * (-1))$ (1.08) (2.81)*** (5.72)*** $+ 0.301 * \text{LOG(IBF(-1))} + 0.536 * \text{LOG(IBF(-4))} - 2.449 * \text{RI}$ (4.22)*** (8.49)*** (-3.47)*** $- 0.076 * \text{LOG(POIL)} + 0.047 * \text{Q2} + 0.054 * \text{Q3}, \bar{R}^2 = 0.961, \text{S.E.} = 0.075.$ (-3.59)*** (1.93)* (2.49)** (2)
名目服務輸出(ES\$) $\text{LOG(ES\$)} = 0.349 + 0.129 * \text{LOG}(\sum_{i=1}^3 \text{exservice}_i) + 0.732 * \text{LOG(ES$(-1))}$ (0.79) (3.44)*** (9.53)*** $+ 0.099 * \text{LOG(ES$(-4))} + 5.388 * \text{D(YWORLD)} - 0.137 * \text{Q1} + 0.054 * \text{Q3}$ (1.36) (4.28)*** (-5.75)*** (2.51)** $, \bar{R}^2 = 0.948, \text{S.E.} = 0.056.$ (3)
實質輸入(M) $\text{LOG(M)} = 0.336 + 0.571 * \text{LOG}(\sum_{i=1}^3 \text{emm}_i * 100 / \text{pemm}_i) + 0.14 * \text{LOG(M(-1))}$ (1.50) (14.79)*** (3.59)*** $+ 0.182 * \text{LOG(X)} + 0.056 * \text{LOG(CE)} + 0.035 * \text{LOG(IBF)} - 0.319 * \text{LOG(PM/WPI)}$ (10.48)*** (1.27) (1.52) (-4.31)*** $- 0.008 * \text{Q1} + 0.011 * \text{Q2} + 0.008 * \text{Q3}, \bar{R}^2 = 0.999, \text{S.E.} = 0.023.$ (-1.07) (1.58) (1.30) (4)

(一) 實質民間消費(CE)

我們將零售商營業額^{註16}經三個月加總轉為季資料並以CPI平減後，其模型估計係數顯著為正，顯示該指標變動1個百分點可帶動當期民間消費0.319個百分點。若將M2、政府債券餘額及上市股價市值三種金融月指標加總，作為民間財富之代理變數，並以三個月平均轉為季資料且經CPI平減後，其估計係數為0.089，顯著大於零且符合理論預期，顯示民間財富上升可帶動消費支出。

其餘相關季解釋變數則包括民間消費的落後項、可支配收入(YD)，以及經輸出物價指數平減後之實質服務輸出($ES\$*100/PX$)。其中，因國外旅客來台的旅遊支出為民間消費項目之減項^{註17}，故估計係數顯著為負，而其餘估計係數則大都顯著亦符合理論預期。

(二) 實質民間投資(IBF)

實質民間投資之月指標包括資本設備進口，以及景氣領先指標6個月平滑化年變動率^{註18}，將兩者分別經三個月加總及平均，且前者並經物價指數平減後，對民間投資的影響皆顯著為正。其中，資本設備進口增加1個百分點時，可以帶動當期民間投資0.148個百分點；領先指標年變動率落後1期上升1個百分點時，對當期民間投資產生正向影響為0.006個百分點。

其餘解釋變數包括民間投資落後項、

投資成本－實質利率(RI)，以及國際油價(POIL)等，對民間投資之影響亦皆顯著異於零且符合理論預期。其中，因投資成本及油價上升皆不利民間投資，故估計結果顯著為負。

(三) 名目服務輸出(ES\$)

將外國來台旅客人數經三個月加總轉為季資料後，其對於服務輸出的影響顯著為正，顯示來台旅客人數增加1個百分點所帶來的消費，將使當期服務輸出增加約0.129個百分點。此外，季指標中的國外所得變動率($D(YWORLD)$)，對服務輸出影響亦顯著為正，表示國外所得變動率變動1個百分點時，會帶動當期服務輸出上升約5.388個百分點。

得到名目服務輸出的估計值後，將其與經三個月加總轉換為季變數的海關商品出口值相加，即可得到名目商品及服務輸出估計值，再經輸出物價指數估測值平減，即可得實質商品及服務輸出估計值，即： $X=X\$*100/PX$ ，其中 $\hat{X\$} = ES\$ + \sum_{i=1}^3 ex\hat{m}_i$ 。

(四) 實質商品及服務輸入(M)

將進口物價指數對海關商品進口平減所得之實質海關商品進口，經三個月加總轉為季變數後，其對於輸入之估計係數顯著大於零，顯示實質海關商品進口變動1個百分點，可帶動當期輸入上升0.571個百分點。

其餘解釋變數包括實質商品及服務輸入

之落後項、商品及服務輸出、民間消費及投資增加所引伸的輸入需求、進口商品相對物價(PM/WPI)等，對輸入之影響亦皆符合理論預期。

五、本模型與一般總體計量模型之比較

由於本文目的為建構一可及時提供預測結果之即期季模型，且季模型之估計式主要參考傳統的總體模型，故係依據凱因斯的需求理論來設定。因此本文季模型與文獻上常見總體計量模型有其異同處，詳見表7。

表7 本模型與一般總體計量模型之異同處

		本模型	一般總體計量模型
相同處	變數選取方式	皆利用迴歸的顯著性來刪減變數	
相異處	估計式多寡	7條	44條(林建甫(2010))
	外生變數設定	主要依下列方式設定： (1) 最後實際值 (2) 採主計總處設定值或Global Insight預測機構之設定值	常因不合理而易受批判

就相同處部分，本文模型解釋變數的選取方式與一般總體計量模型雷同，主要利用迴歸的顯著性來刪減變數，如民間消費函數中的餐飲業營業額及虛擬變數Q2，兩者估計係數之t值皆小於1^{註19}，故將之自估計式中剔除。

若就相異處則有兩處不同。首先在估計式數目上，因本文以及時預測GDP組成份子為目的，故季模型僅有7條估計式。而林建甫(2010)則強調於不同傳遞管道之政策分析，其估計式共有44條。因此估計式多寡設定主要因研究目的而定，兩者各有其優缺

點。其次在外生變數設定上，大型總體計量模型常因不合理設定而易受批判(陳旭昇與湯茹茵(2012))，故為避免此情況，本文對外生變數設定主要因變數特性區分為兩種情況：(1) 若變數資料不易以模型估計，則設定為最後實際值，如匯率、利率。(2) 採用主計總處設定值或Global Insight預測機構之設定值：對於政策性變數(如：政府消費與投資)或國外總體變數(如：國外所得)，直接採用兩者預測機構之發布值。故本模型可避免對外生變數設定值進行猜測所產生的不合理問題。

伍、模型之模擬績效及預測

完成即期季模型之建構後，為評估模型適當與否，我們以樣本外模擬，以及對未來預測方式進行模型預測績效評估。

一、樣本外模擬

此處模擬績效評估主要分為兩部分，其一為評估隨每月資料的更新，即期季模型的樣本外預測結果是否隨之改善(即預測誤差下降)，衡量方式係採用平均絕對值誤差(Mean Absolute Percentage Error, MAPE)^{註20}。其二為同樣以MAPE比較即期季模型與總體季模型(未使用月資訊^{註21})預測績效，並根據Diebold 與 Mariano(1995)進行預測能力檢定。本文以1981年第1季至2008年第4季為基準估計期間，再以固定首端樣本點(樣本估計起點皆為1981年第1季)，逐季進行樣本外預測直至2012年第1季。

模擬結果顯示：

(一) 就即期季模型模擬結果(圖8至圖11)，隨當季每月資訊的更新，平均而言可其使對經濟成長率的預測準確度增加；惟約在往前2至3季時，模型的整體預測準確度普遍下降。根據模擬結果所得之MAPE值顯示(表8至表9)，隨每月資訊的更新，即期季模型

對輸出、輸入、民間消費及民間投資在當季或往前1至3季之MAPE值大體呈下降趨勢，惟民間投資的下降趨勢不若其他變數明顯，且MAPE值皆大於4.0以上。

(二) 若比較即期季模型與總體季模型則結果為

1. 兩者在對當季預測時，根據Diebold 與 Mariano(1995)的DM檢定，不論月資訊多寡，即期季模型對民間投資的預測表現皆顯著較總體季模型為佳；隨第2及第3個月份資訊更新後，對輸出、入及民間消費的預測表現才顯著較好。

2. 在往前1至3季預測時，即期季模型對於民間投資的預測能力大都顯著較為良好，顯示運用月指標(如資本設備進口等)對於民間投資的預測有所助益。至於輸入方面，則在往前1季時預測時才有顯著較佳之預測能力。而即期季模型對於輸出及民間消費的預測表現，則相較總體季模型，並無統計上的顯著改善。

3. 本模型對經濟成長率之當季至往前1-3季的平均預測誤差為2.854%，相較於總體季模型之平均預測誤差為3.248%，準確度提升0.394個百分點。

圖8 對當季經濟成長預測之模擬

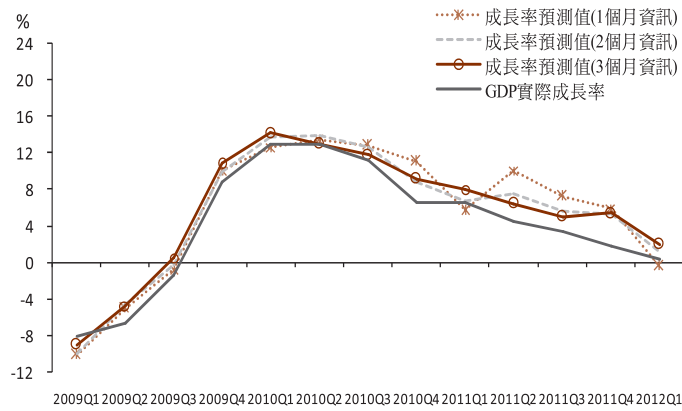


圖9 前1季預測之模擬

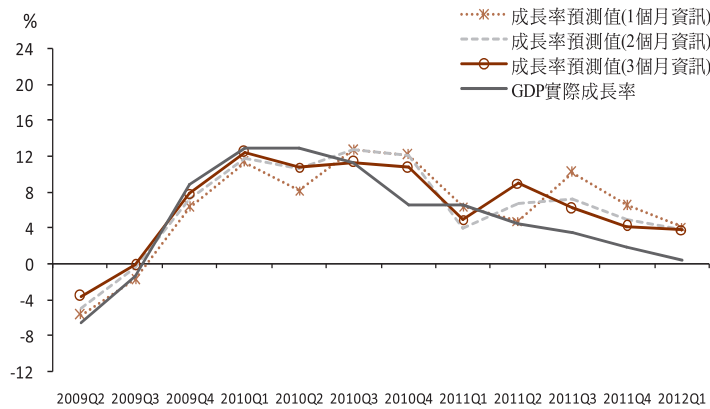


圖10 往前2季預測之模擬

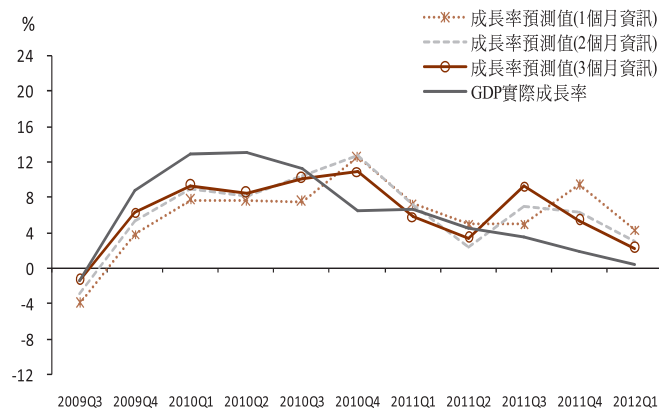


圖11 往前3季預測之模擬

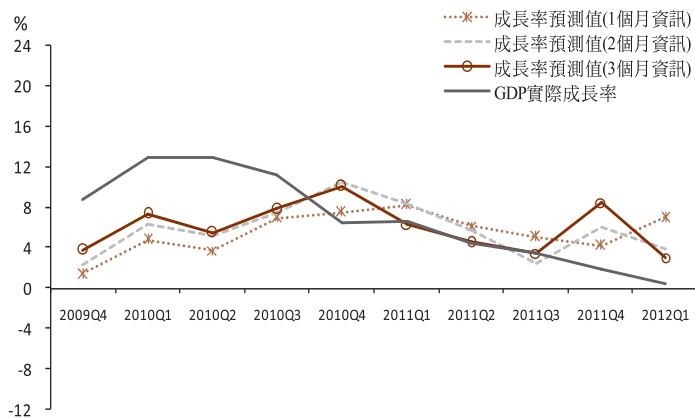


表8 即期季模型與總體季模型之MAPE(當季及往前1季)

	當季預測之模擬				往前1季			
	總體季模型	即期季模型			總體季模型	即期季模型		
當季月資料取得數	無每月資訊	1 個月	2 個月	3 個月	無每月資訊	1 個月	2 個月	3 個月
輸出	4.748	3.315	1.629***	0.644***	7.422	5.989	5.490	4.097
輸入	6.781	4.186	3.569*	2.633**	12.368	5.910**	5.860***	4.346***
民間消費	1.812	1.087	0.814**	0.784**	2.484	1.777	1.239	1.218
民間投資	12.967	4.649***	5.007***	4.972***	18.926	4.927***	4.966***	5.122***
GDP	1.974	2.030	1.648	1.572**	3.175	2.589	2.395	2.169***

註：(1) 本文採DM檢定以比較即期季模型相對較總體季模型在對當季或往前1季預測時，其MAPE是否顯著較總體季模型之MAPE小。其中，「*」表示即期季模型較總體季模型的預測表現在顯著水準10%下顯著較佳，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」則為顯著水準1%下顯著；表內數值則為MAPE值。

(2) 「當季」係指擁有最新月資料之該季。

表9 即期季模型與總體季模型之MAPE (往前2至3季)

	往前至第2季				往前至第3季			
	總體季模型	即期季模型			總體季模型	即期季模型		
當季月資料取得數	無每月資訊	1 個月	2 個月	3 個月	無每月資訊	1個月	2個月	3個月
輸出	9.997	8.414	8.157	6.583	10.736	10.174	10.383	9.226
輸入	15.664	9.258	9.254	7.462	18.349	12.391	12.496	10.508
民間消費	2.762	2.518	1.843	1.729	2.448	3.171	2.127	2.314
民間投資	23.242	9.177**	7.744**	6.061***	25.498	14.059	12.189	10.377*
GDP	4.083	3.572	2.925	2.485	4.401	4.047	3.704	3.201

註：同表8。

二、對2012年全年及第2季至第4季預測結果

為進行模型預測，本文先設定預測期間內(2012年第2季至2012年第4季)各外生變數之值^{註22}，並使用Gauss-Sediel法進行模型求解及預測^{註23}。隨2012年第2季的4－6月份資料更新，本文將即期季模型對於2012年全年及第2季至第4季經濟成長率預測結果繪於圖12，並將GDP組成份子及GDP成長率之預測變動過程列於表10至表12。

根據GDP各組成份子成長率預測結果顯示：

(一) 由於對商品及服務輸出，以及民間消費在2012年第2季至第4季的預測值逐次下修，故對GDP預測值也呈下修趨勢。該下修趨勢除反映各項月經濟指標平均表現每況愈下外，亦與主計總處於2012年5月至8月共三次下修2012年第2季及2012年全年GDP預測值相符^{註24}。

(二) 針對2012年第2季(當季)預測部分，除民間投資外，本文對輸出、入與民間消費之預測誤差皆降至1個百分點內。此顯示平均而言，運用月指標，對於本模型在當季的

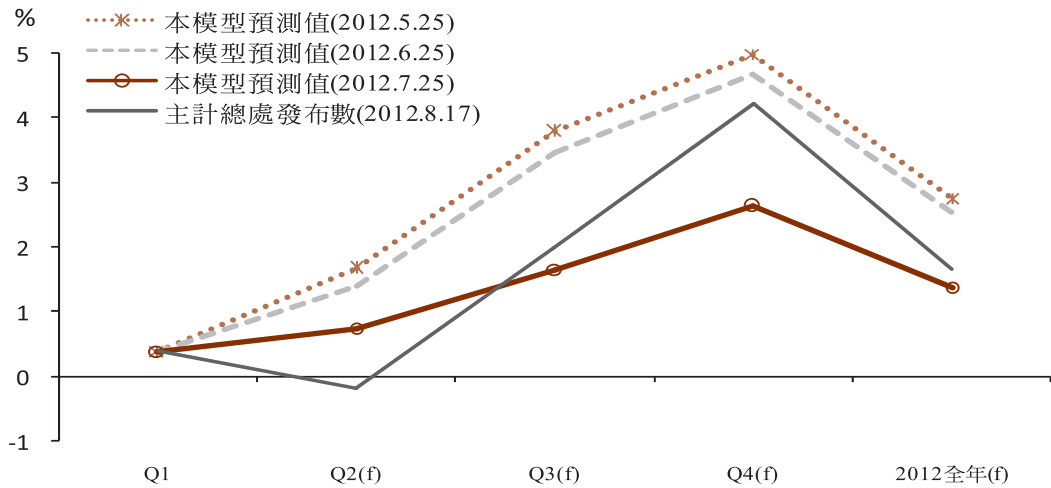
預測上具有改善效果，此與前文樣本外預測模擬結果相符。

(三) 若比較本文與主計總處對2012年全年GDP預測結果，則本文在2012年7月的預測值為1.39%，較主計總處在8月預測的1.66%，更為接近實際值1.26%^{註25}。

(四) 惟本模型對民間投資的預測誤差範圍為2.48至1.64個百分點間，相對較民間消費及輸出入為大^{註26}，其原因可能與民間投資本身波動較大，導致目前月指標仍較難捕捉民間投資之變動。

綜言之，隨各月指標之實現，本模型可以提供GDP組成份子預測值之變動情況，以作為總體預測專業人員在發表預測時參考依據之一。惟本模型對民間投資預測上仍有較高的預測誤差，且因係根據月模型之估測，而後再代入季模型中進行GDP組成份子之預測，因此可以預期在進行較長期預測時(如一年以上)，可能會因月模型的預測偏誤累積而影響長期預測績效。根據Miller與Chin(1996)乙文研究發現，即期季模型較適合用來預測未來兩季內的總體變數值，而總體季模型則在長期間預測上仍具有一定的價值。

圖12 對2012年全年及Q2-Q4經濟成長率之預測



說明：實線數值為，主計總處於2012年8月17日發布的2012年第2季GDP成長率統計數值，及2012年全年和Q3-Q4各季預測值。

表10 第2季4月份月指標已知下，各變數成長率預測值(%)

	2012年全年(f)	Q1	Q2			Q3(f)	Q4(f)
			Q2(f) (1)	主計總處(p) (2)	預測誤差 =(1)-(2)		
輸出	2.37	-3.32	0.49	-2.00	+2.49	5.25	6.70
輸入	-1.21	-6.86	-3.92	-3.70	-0.22	1.46	4.75
民間消費	1.70	1.44	1.78	0.76	+1.02	1.28	2.04
民間投資	-1.78	-9.03	-4.69	-2.21	-2.48	1.47	6.89
GDP	2.77	0.40	1.67	-0.18	+1.85	3.79	4.99

* 本表之預測日期為2012年5月25日，故已取得2012年第2季中所有月指標4月份的資料。p代表主計總處2012年8月17日公布之初步統計值。

** 輸出預測值= $XS^f / PX^f = (ESS^f + exm^f) / PX^f$ ，其中輸出物價指數預測值(PX^f)係採用主計總處之預測值。

*** 外生變數部分除了輸出物價指數，包括實質政府最終消費(CG)、政府固定投資(IG)、公營事業固定投資(IPC)，以及存貨(J)，亦均採用行政院主計之預測值。因此 $GDP = CE + IBF + CG + IG + IPC + J + X - M$ 。

表11 第2季4、5月份月指標已知下，各變數成長率預測值(%)

	2012年全年(f)	Q1	Q2			Q3(f)	Q4(f)
			Q2(f) (1)	主計總處(p) (2)	預測誤差 =(1)-(2)		
輸出	2.04	-3.32	0.07	-2.00	+2.07	4.82	6.25
輸入	-0.74	-6.86	-3.62	-3.70	+0.08	2.22	5.61
民間消費	2.07	1.44	2.01	0.76	+1.25	1.80	2.73
民間投資	-1.08	-9.03	-3.93	-2.21	-1.72	2.42	8.02
GDP	2.54	0.40	1.40	-0.18	+1.58	3.46	4.69

* 本表之預測日期為2012年6月25日。故已取得2012年第2季中所有月指標4-5月份的資料。

表12 第2季4、5、6月份月指標已知下，各變數成長率預測值(%)

	2012年全年(f)	Q1	Q2			Q3(f)	Q4(f)
			Q2(f) (1)	主計總處(p) (2)	預測誤差 =(1)-(2)		
輸出	0.85	-3.32	-1.10	-2.00	+0.90	3.07	4.47
輸入	-0.74	-6.86	-4.30	-3.70	-0.60	2.44	6.10
民間消費	1.58	1.44	1.72	0.76	+0.96	1.04	1.86
民間投資	-1.12	-9.03	-3.85	-2.21	-1.64	2.49	7.78
GDP	1.39	0.40	0.76**	-0.18	+0.95	1.66	2.63

* 本表之預測日期為2012年7月25日，故已取得2012年第2季中所有月指標4-6月資料。

** 本文外生設定之Q2公營事業投資、政府投資及政府消費之年增率分別為-0.7%、-14.8%及0.8% (此為主計總處2012年5月25日之預測值)，與主計總處於2012年8月17日公布之初估值-14.5%、-16.1%及2.4%相較高估許多，故導致雖本文民間投資Q2年增率預測值雖低於主計總處初估值，但Q2的GDP預測值卻高於初估值。

陸、結 論

本文主要參考彭素玲與周濟(2001)乙文，建構一即期季模型，期能及時反映我國經濟情勢的變化，並作為綜合研判總體預測的參考依據。本文與彭素玲與周濟(2001)主要有兩個不同之處，包括本文之月模型考量月指標的季節性及農曆春節等因子。此外，本文亦參考林建甫(2010)及田慧琦與徐千婷(2010)，於各季變數模型上加入其他季解釋變數，目的為增加整體模型的配適度，以及各變數間之關聯性。茲將主要實證結果簡述如下：

一、根據商品市場月指標之估計結果顯示，各指標皆明顯受到農曆春節等移動節日的影響。相較於非春節期間，在春節期間的零售業及餐飲營業額平均可分別增加2.4%及7.4%；反之，春節期間的資本設備進口、海關商品進、出口，因營業天數減少，故平均各下降19.3%、18.7%及13.8%。

二、根據模型之樣本外模擬結果顯示，平均而言，隨著月資料的更新，可以改善即期季模型的預測能力。若比較本即期季模型與總體季模型結果，本模型對當季及往前1至3季經濟成長率之平均預測誤差為2.854%，相較於總體季模型之平均預測誤差為3.248%，準確度可提升0.394個百分點，其中：

(一) 兩者在對當季預測時，即期季模型的預測表現普遍顯著優於總體季模型。根據DM檢定，不論月資訊多寡，即期季模型對民間投資的預測表現皆顯著為佳；而隨第2及第3個月份資訊更新後，即期季模型對輸出及民間消費的預測表現才顯著較好。

(二) 在往前1至3季預測時，即期季模型對於民間投資的預測能力大都顯著改善，顯示運用月指標(如資本設備進口等)對於民間投資的預測甚具助益。至於輸入方面，則在往前1季時預測時才顯著較佳。而即期季模

型對於輸出及民間消費的預測表現雖亦較好，惟在統計上不顯著。

三、加入2012年4—6月份之月指標資料後，本模型對未來及當季(2012年第2季)景氣預測表現結果為：

(一) 對當季預測結果顯示，隨月資料實現，除民間投資外，本文對輸出、入與民間消費之預測誤差皆降至1個百分點內。

(二) 若比較本文與主計總處對2012年全年GDP預測結果，則本文在2012年7月的

預測值為1.39%，較主計總處在8月預測的1.66%，更為接近實際值1.26%。

四、即期季模型係根據月模型之估測，而後再代入季模型中進行各GDP組成份子之預測，因此可以預期在進行較長期預測時(如一年以上)，可能會因累積月模型的預測誤差，而影響長期預測績效。故未來對於同時具有月及季資料(如商品出口)進行預測時，可以「組合預測」方式建立一個同時具有長短期預測能力的即期季模型。

附 註

- (註1) 惟主計總處表示自2013年4月起，改為僅公布當季經濟成長概估統計，而不修正對全年經濟成長之預測。
- (註2) 根據Steindel, C. (2010)指出，總體預測結果十分倚賴研究人員的專業判斷，而計量模型的估計結果主要貢獻在於協助研究人員進行專業判斷。
- (註3) 文獻上多將運用月資料以即時預測季變數之計量方法，分為三種，包括(1) 橋樑模型(bridge model)，如本文所採之即期季模型。(2)混合頻率資料之迴歸模型(Mixed Data Sampling Regression Models，簡稱MIDAS)，如Clements與Galvao(2008)；(3)因子分析法(Factor model approaches)，如Giannone et al.(2008)。
- (註4) 橋樑關係式係依月資料特性，將三個月資料加總或平均轉換為季資料，即 $\sum_{i=1}^3 x_i$ 或 $\sum_{i=1}^3 x_i / 3$ ，其中 x_i 為月資料。
- (註5) 一般化的ARIMA模型設定為，ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)，其中，p、d、q分別代表自我迴歸(AR)、差分(difference)、及移動平均(MA)之階次；P、D、Q分別代表季節自我迴歸(SAR)、季節差分、及季節移動平均(SMA)之階次。
- (註6) Genhol軟體可提供春節等移動節日之迴歸因子，例如假設本年春節期間有7日，且1月落於該期間的有5日，2月則有2日，則未經調整的本年1月春節迴歸因子為5/7，本年2月的春節迴歸因子則為2/7，而本年其他月份的春節迴歸因子為0。
- (註7) 有關以X-12 ARIMA處理春節因子對台灣勞動、商品及貨幣市場之影響，最早文獻為Lin and Liu (2003)。
- (註8) 為方便日後模型更新及模擬，本文係以EViews 7統計軟體進行即期季模型及月模型之估計與預測。而其中，農曆春節調整方式係參考U.S. Census Bureau (2009)，建立包含農曆春節外生迴歸項之設定檔(specification file)，並利用EViews 7中X-12其他選項的sfle進行聯結。
- (註9) 商品輸出入之計價方式與海關商品進出口計價方式兩者略有不同，但差異不大。詳見主計總處網站。
- (註10) 根據2011年交通部觀光局統計，國外旅客旅遊支出年增率為18.16%，雖旅遊支出占「服務輸出」比重僅23.67%，然而在2011年服務輸出年增率為1.76%下，旅客收入貢獻度為3.70百分點(其他非旅客收入之貢獻度為-1.94百分點)，顯示2011年國外旅客收入為帶動服務輸出成長之重要因素。
- (註11) 本文將可支配所得定義為，實質GDP扣除實質折舊及實質季總稅收，其中實質季總稅收係將3個月之總收稅加總並

經CPI平減而得，詳見附錄二說明。

(註12) 本文以財政部公布之機械及運輸設備進口物價指數，作為資本設備進口物價指數的代理變數。

(註13) 餐飲業及零售業營業額、季調後工業生產指數、製造業投資財生產指數及國外旅客來台人數，因統計資料庫公布之起始資料較晚，導致樣本起點與其他資料不同。

(註14) 本文對各月指標皆有進行單根檢定，檢定結果除領先指標六個月平滑化指數外，其餘月指標皆具單根。

(註15) 根據劉淑敏(2007)，M2含有春節前、期間及春節後效果，然由於貨幣金融指標中的M2、政府債券餘額及上市股票市值主要為計算家計財富，且貨幣金融指標相對於商品市場指標，其對總體經濟模型預測影響不大，因此本文未對其進行春節因子之估計。

(註16) 本文亦曾嘗試加入餐飲業營業額作為解釋變數，惟估計係數不顯著。

(註17) 根據主計總處統計說明，國人出國購買減來台旅客購買所得之值，屬民間消費項目中的其他項目，其理由可能為零售業營業額等來源包含國外旅客購買額，且國外旅客購買已計入服務輸出。而因來台旅客購買額與服務輸出具正相關，因此本文以服務輸出做為來台旅客購買之代理變數。

(註18) 本文亦曾嘗試加入外銷訂單及製造業投資財生產指數作為解釋變數，惟估計係數不顯著。

(註19) 當解釋變數的估計係數 t 值大於1但不顯著時，因該變數仍可能含有用資訊，故本文未刪除。

(註20) $MAPE = 100 \sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{|\hat{y}_t - y_t|}{y_t} / h$, $y = CE$ 、 IBF 、 X 、 M 、 GDP (均為水準值)。

(註21) 此處總體季模型與即期模型估計式大致相同，皆為7條估計式，惟總體季模型的解釋變數未加入月指標。

(註22) 本文外生變數設定參見附錄二。

(註23) 就所有變數資料而言，來台旅客人數之資料起始值最晚，自2001年1月起方有月資料，故求解之樣本期間為2001年第1季至2012年第1季。

(註24) 2012年5月至8月主計總處對GDP及組成項目之預測發布歷次修正結果參見附錄三。

(註25) 此為主計總處在2013年2月22日發布之數值，見附錄三。

(註26) 依主計總處2012年5月25日對第二季民間投資的預測值，其預測誤差達2.76個百分點。

(註27) 不同於固定節日，由於復活節可能落於3月或4月，故對不同年中的3月或4月可能有不同影響效果；而感恩節則可能落於11月中旬或月底，故導致對11月或12月效果亦不同(若於11月底則對12月份可能有影響)，美國勞動節則落於9月的第一個星期一。

(註28) 復活節在香港及澳門為公定假日(通常一年有3-4天的復活節假期)，且港澳旅客占總旅客來台人數之比重高，其中，2011年港澳來台旅客人數占總旅客人數比例為13.44%。此外根據2008年3月交通部觀光局新關稿指出，3月港澳來台旅客成長55.18%與復活節假期有關。

(註29) 季節因子中的M12係數值為推導而得，即 $\beta_{M12} = -\sum_{i=1}^{11} \beta_{Mi}$ 。

(註30) 根據Su, Yu-Wen. et.al(2012)指出，農曆春節期間，日本旅客來台人數會顯著下降0.62%，香港旅客則會顯著增加0.73%。而本文估計結果為負的不顯著，可能係因春節期間，各國旅客來台影響正負相抵，導致不顯著。而10月份適逢中國大陸「十一長假」，惟本文估計結果顯示10月份來台旅客人數不顯著為負，可能係因中國大陸來台旅客人數於近幾年才明顯增加，故模型尚未捕捉該效果。

(註31) 由於CPI與WPI皆有月資料，因此本文設定當季CPI與WPI預測值為當季已實現月資料之平均，而下季之預測值則為模型預測值。

參考文獻

中文文獻

- 田慧琦與徐千婷 (2010), 「台灣總體經濟模型之建立」, 未發表文稿。
- 沈中華與劉瑞文 (1994), 「使用不同頻率資料改善總體經濟預測」, 《經濟論文叢刊》, 22:1, 63-94。
- 林建甫 (2010), 「總體經濟計量模型的建立與應用」, 《經濟論文叢刊》, 38:1, 1-64。
- 陳旭昇, 湯茹茵 (2012), 「動態隨機一般均衡(DSGE)模型在貨幣政策制定上的應用: 一個帶有批判性的. 回顧與展望」, 《經濟論文叢刊》, 40:3。
- 彭素玲與周濟 (2001), 「台灣總體經濟即期季模型之建立與應用」, 中央研究院經濟研究所, 《台灣經濟預測與政策》, 第38:1, 1-64。
- 劉淑敏 (2007), 「貨幣總計數採用X-12 ARIMA季節調整之研究—兼論農曆春節移動節日影響處理」, 《中央銀行季刊》, 第29卷第1期, 96年3月。

英文文獻

- Clements M.P., Galvão A.B. (2008), "Macroeconomic forecasting with mixed-frequency data: forecasting output growth in the United States," *Journal of Business and Economic Statistics* 26: 546-554.
- Diebold, F. X., and Roberto S. M. (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-63.
- Giannone D., Reichlin, L., Small D.(2008) "Nowcasting GDP and inflation: the real-time informational content of macroeconomic data releases," *Journal of Monetary Economics* 55: 665-676.
- Klein, L. R. and Park, J. Y. (1994), "Current Quarterly Models of the United States Economy, Forecast Summary," *Weekly Report*, September, 12, 1994
- Lin, J.L. and Tian-Syh L. (2003), "Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan," 《台灣經濟預測與政策》, 中央研究院經濟研究所, 第33卷第2期。
- Miller, P. J. and Daniel M. C.(1996), "Using Monthly Data to Improve Quarterly Model Forecasts," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, pp.16 - 33.
- Stark, T. (2000), " Does Current-Quarter Information Improve Quarterly Forecasts for the U.S. Economy," *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper* No. 00-2.
- Steindel, C. (2010), " U.S. Economy—Interpreting the Indicators: GDP and Judgmental Forecasts: An Overview ”.
- U.S. Census Bureau (2009). X-12-ARIMA Reference Manual, Version 0.3. <http://www.census.gov/ts/x12a/v03/x12adocV03.pdf>
- Su, Yu-Wen, Hui-Lin L. and Lon-Mu L. (2012). The Impact of Opening Policy for chinese Tourists on Taiwan's International Tourism. *Tourism Management Perspectives*.

附錄一：商品市場月模型之估計

商品市場相關指標包括領先指標六個月平滑化指數、季調後工業生產指數、零售業及餐飲業營業額、外銷訂單、製造業投資財指數、海關商品進出口及國外旅客來台人數，其中除領先指標六個月平滑化及季調後工業生產指數均已去除季節因子外(故兩指標之估計式為ARMA模型)，其他商品市場月指標走勢，則明顯受農曆春節等移動季節因子的影響。且因商品市場指標走向對總體模型的估測結果影響重大，故本文採用美國普查局所開發的X-12 ARIMA程式來處理春節等移動節日效果。

在進行季節調整前，對於上述各項月指標，本文皆取自然對數予以轉換，並加入交易日、極端值及春節等移動節日因子，以去除上述因子對於各變數的影響，而後再進行ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)模型之估計，最後再以移動平均之季節調整方式得到各變數的季調後變數值。本文將重要指標的模型設定方式，以及其對春節因子等移動節日的估計結果分別列於附表1及附表2。

根據附表2結果顯示，零售業及餐飲營業額之春節期間因子估計係數分別為0.024及0.074，且皆顯著異於零。表示相較於非春

節期間，春節期間的零售業及餐飲營業額成長率平均可分別增加2.4%及7.4%，其原因可能與春節期間民間消費需求上升有關。而代表廠商生產活動之資本設備進口、海關商品進、出口等變數，其春節因子的估計係數不僅皆顯著為負，且係數值大都大於季節因子的估計係數(除2月份外)，其中海關商品出口平均約減少13.8%，進口則約減少18.7%，此表示春節期間廠商的生產活動明顯降低。

此外，代表服務輸出指標之國外旅客來台人數，由於其人數變動可能與國外移動節日有關，因此在模型設定部分另外加入復活節、感恩節及美國勞動節之移動節日效果^{註27}，至於中國大陸的「十一」長假因屬固定節日，故本文僅以季節因子來捕捉其效果。估計結果顯示僅有復活節因子顯著大於零，且在復活節前期外國旅客來台人數平均約上升5.9%^{註28}。

因此，根據本文月指標之模型估計結果顯示，春節及復活節兩種移動節日對商品市場之月指標，大都具有顯著的影響效果，此隱含在進行該月指標之估計時，若未考量春節因子等效果，則可能產生模型設定錯誤之問題，亦可能對後續預測結果產生影響。

附表1 商品市場月指標之X-12 ARIMA模型

月指標	樣本期間 (不同起點係受資料取得影響)	解釋變數及ARIMA之形式 (各變數皆取自然對數)
零售業營業額	1991.1-2012.3	春節期間(7天)，季節性因子，AO，TD， (0,1,1)(0,0,1)
餐飲業營業額	1991.1-2012.3	春節期間(7天)，季節性因子，AO，TD， (0,1,1)(0,0,1)
外銷訂單	1982.1-2012.3	春節期間(7天)，季節性因子，AO，TD， (0,1,1)(0,0,1)
製造業投資財生產指數	1991.1-2012.3	春節期間(7天)，季節性因子，AO，TD， (0,1,1)(0,0,1)
海關商品出口	1981.1-2012.3	春節期間(7天)，季節性因子，AO，TD， (0,1,1)(0,0,1)
海關商品進口	1981.1-2012.3	春節期間(7天)，季節性因子，AO，TD， (0,1,1)(0,0,1)
國外旅客來台觀光人數	2001.1-2012.3	春節期間(7天)，復活節、感恩節及勞動節前期 (8天)，季節性因子，AO，TD，(2 1 1)(0 0 1)

1. 例如:2012年除夕為1月22日，則春節期間為1月22日至28日，共7天。
2. 季節性因素係指同一年中因不同月份帶來的效果，因此為去除季節性因子而放置1至11月份的虛擬變數。
3. AO為加性離群值（Additive Outlier，簡稱AO），指單一點的不尋常跳動，本處之AO係由模型自行偵測加入，AO檢定結果參見附表3。
4. TD為交易日(Trading Day, 簡稱TD)效果，包括: 假日與上班日對各變數可能產生不同影響之效果，或不同月份其天數長短之效果等。

附表2 商品市場月指標之X-12 ARIMA估計結果

月指標	春節期間因子	復活節前期因子	季節因子												AO	TD
			M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12 ^{註29}		
零售業營業額	0.024***	-	0.071***	-0.048***	-0.026***	-0.023***	-0.008	-0.011*	0.024***	-0.002	-0.028***	0.013**	0.000	0.038***	AO1999.1 AO2001.1 AO2011.1	
餐飲業營業額	0.074***	-	0.064***	0.026***	-0.027***	-0.055***	0.008	0.008	0.046***	0.039***	-0.046***	-0.028***	-0.050***	0.014	AO2001.1 AO2003.5	yes
外銷訂單	-0.111***	-	-0.058***	-0.136***	0.052***	0.026***	0.025***	0.008	0.006	0.012	0.012	0.041***	0.013	-0.000	AO1982.1 AO1983.5	yes
製造業投資財生產指數	-0.188***	-	-0.081***	-0.248***	0.046***	-0.001	0.020*	0.037***	0.008	0.021*	0.030**	0.044***	0.046***	0.079***	AO1999.9	yes
海關商品出口	-0.138***	-	-0.042***	-0.189***	0.013	0.010	0.046***	0.009	0.044***	0.043***	-0.006	0.042***	0.039***	-0.010		yes
海關商品進口	-0.187***	-	-0.038***	-0.144***	0.050***	0.037***	0.028**	0.007	0.044***	0.021*	-0.047***	0.029**	0.016	-0.003		yes
-資本設備	-0.193***	-	-0.061***	-0.187***	0.036**	0.040**	-0.013	0.055***	0.090***	-0.019	-0.044***	0.031*	0.046***	0.026	AO1990.2	yes
國外旅客來台人數	-0.008 ^{註30}	0.059***	-0.116***	-0.043***	0.109***	0.053***	0.004	0.015	-0.062***	-0.022	-0.073***	-0.001	0.045***	0.090***	AO2003.4 AO2003.5 AO2003.6 AO2003.7	

1. 國外旅客來台人數之感恩節及勞動節因子皆不顯著異於零。

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。

3. 「yes」表示該指標的TD效果顯著。

附表3 離群值(AO)檢定結果與特殊事件

	AO(t-值)	事件
1982.1	外銷訂單(4.37)	-
1983.5	外銷訂單(4.35)	-
1990.2	資本設備進口(4.97)	-
1999.1	零售業營業額(-5.52)	亞洲金融風暴
1999.9	製造業投資財生產指數(-3.91)	亞洲金融風暴結束
2001.1	零售業營業額(-5.23) 餐飲業營業額(-5.79)	科技產業泡沫
2003.4	國外旅客來台人數(-15.36)	SARS爆發
2003.5	餐飲業營業額(-6.03) 國外旅客來台人數(-28.61)	SARS爆發
2003.6	國外旅客來台人數(-23.02)	SARS爆發
2003.7	國外旅客來台人數(-5.29)	SARS結束

附錄二：總體即期季模型結構：1981Q1－2012Q1

一、即期季模型估計式(共7條估計式)

本文即期季模型估計式，除於內文的(1)

至(4)式外，尚包括消費物價指數(CPI)、躉售物價指數(WPI)及固定資本消耗(DEP)三個估計式^{註31}：

$$\begin{aligned} \text{LOG(CPI)} = & 0.255 * C + 0.995 * \text{LOG(CPI(-1))} - 0.006 * Q1 + 0.006 * Q2 + 0.005 * Q3 \\ & (1.19) \quad (207.78)^{***} \quad (-2.68)^{***} \quad (2.71)^{***} \quad (2.32)^{**} \\ & , \quad \bar{R}^2 = 0.997, \quad \text{S.E.} = 0.008 \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG(WPI)} = & 0.779 * C + 0.795 * \text{LOG(WPI(-1))} + 0.002 * \text{LOG(PM)} \\ & (4.99)^{***} \quad (19.87)^{***} \quad (5.68)^{***} \\ & + 0.426 * D(\text{LOG(PX)}) + 0.037 * D(\text{LOG(POIL)}) + 0.007 * Q2 + 0.007 * Q3 \\ & (8.18)^{***} \quad (4.99)^{***} \quad (3.02)^{***} \quad (3.00)^{***} \\ & , \quad \bar{R}^2 = 0.989, \quad \text{S.E.} = 0.010 \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{LOG(DEP)} = & -0.84 * C + 0.871 * \text{LOG(DEP(-1))} + 0.484 * D(\text{LOG(DEP(-4))}) \\ & (-7.75)^{***} \quad (53.66)^{***} \quad (8.50)^{***} \\ & + 0.146 * \text{LOG(K(-1))} - 0.060 * \text{LOG(RI)}, \quad \bar{R}^2 = 0.999, \quad \text{S.E.} = 0.003 \\ & (7.93)^{***} \quad (-3.03)^{***} \end{aligned} \quad (7)$$

其中，消費物價指數設定為上一期CPI及季節因子(Q1、Q2及Q3)之函數；躉售物價指數則主要受上一期WPI、輸出入物價指數(PX及PM)、石油價格(POIL)及季節因子之影響；而固定資本消耗除受上一期及上年同期DEP之影響外，亦受上一期資本存量(K(-1))及實質利率RI表示之資金成本所影響。

二、定義式(共10條):

本模型之定義式包括實質GDP、投資成本(RI)、資本存量(K)、名目及實質輸出(X與X\$)、可支配所得(YD)、家計財富(wealth)、世界所得(yworld)，以及石油價格(POIL)，分列如下：

$$1. \text{GDP} = \text{CE} + \text{CG} + \text{I} + \text{J} + \text{X} - \text{M}。$$

$$2. \text{RI} = \text{iri}(-1)/400 - D(\text{CPI}(-1)) + \text{DEP}(-1)/\text{GDP}(-1),$$

D：較上一期之變動；DEP/GDP為折舊率之代理變數。

$$3. \text{I} = \text{IBF} + \text{IPC} + \text{IG}$$

$$4. \text{K} = \text{K}(-1) + \text{I} - \text{DEP}$$

$$5. \text{X} = \text{X\$} * 100 / \text{PX}。$$

$$6. \text{X\$} = \sum_{i=1}^3 \text{exm}_i + \text{ES\$}。$$

$$7. \text{YD} = \text{GDP} - \text{DEP} - \sum_{i=1}^3 \text{tax\$}_i * 100 / \text{CPI}。$$

$$8. \sum_{i=1}^3 \text{wealth}_i = \sum_{i=1}^3 \text{stockv}_i + \sum_{i=1}^3 \text{gbondv}_i + \sum_{i=1}^3 \text{m2}_i。$$

$$9. YWORLD = \sum_{i=1}^{10} w_y Y_i$$

Y_i :我國與10個主要貿易對手國之GDP;

w_i : 以出口值計算之權重。

$$10. POIL = 100 * POILY * eroc /$$

$$(POILY_b * eroc_b)。$$

POILY: 國際(現貨)平均油價;

POILY_b:2006年平均國際油價;

eroc_b:2006年平均新台幣兌美元匯率。

三、樣本外預測期間外生變數設定值

本模型外生變數包括iri、eroc、PIOILY等變數，參見附表4。

附表4 樣本外預測期間外生變數設定值

代號	變數定義	資料來源及說明	樣本外設定方式
iri	五大銀行新承做放款利率	中央銀行	以最新數值為設定值，並維持不變
POILY	國際(現貨)平均油價(3個月平均，桶/美元)	IFS資料庫	主計總處設定值
ex_CH	人民幣/美元	中央銀行	以最新數值為設定值，並維持不變
ex_EURO	歐元/美元		
ex_HK	港幣/美元		
ex_JP	日幣/美元		
ex_KO	韓元/美元		
ex_MA	馬幣/美元		
ex_TH	泰銖/美元		
ex_UK	英鎊/美元		
YCH_01	中國大陸實質GDP	datastream	按Global Insight最新預測值設定成長率後，再推算其實質GDP
YDUTCH_01	荷蘭實質GDP		
YGM_01	德國實質GDP		
YHK_01	香港實質GDP		
YJP_01	日本實質GDP		
YKO_01	韓國實質GDP		
YMA_01	馬來西亞實質GDP		
YTH_01	泰國實質GDP		
YUK_01	英國實質GDP		
YUS_01	美國實質GDP		
PX	輸出物價指數	主計總處總體統計資料庫	主計總處設定值
PM	輸入物價指數		
CG	實質政府消費支出		
IG	實質政府固定資本形成		
IPC	實質公營事業固定資本形成		
J	存貨		

附錄三：主計總處公布之2012年經濟成長預測值與實際值

附表5 2012年第2季經濟成長率及各項組成項目年增率(%)

預測發布日期	經濟成長率	民間消費	民間投資	輸出	輸入
2012.5.25(預測數)	0.77	1.67	0.55	1.00	-0.59
2012.7.31(概估數)	-0.16	0.87	---	-1.73	-3.44
2012.8.17(初估數)	-0.18	0.76	-2.21	-2.00	-3.70
2012.11.22(修正數)	-0.12	1.61	-5.71	-2.54	-4.09

附表6 2012年全年GDP及GDP組成項目年增率之預測數與實際值(%)

預測發布日期	經濟成長率	民間消費	民間投資	輸出	輸入
2012.5.25(預測數)	3.03	2.03	0.52	3.13	0.18
2012.7.31(預測數)	2.08	1.77	---	1.60	-0.65
2012.8.17(預測數)	1.66	1.58	-1.03	0.29	-1.77
2013.5.24(修正數)	1.32	1.47	-2.11	0.11	-2.08

國內經濟金融情勢（民國102年第2季）

總體經濟

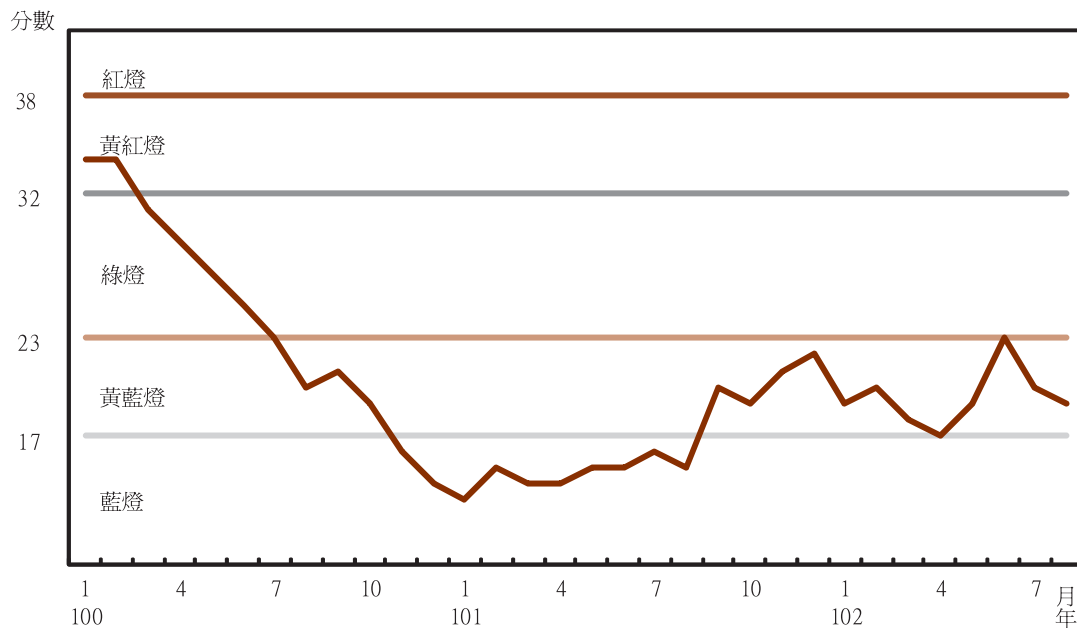
壹、國內經濟情勢

一、景氣復甦力道仍弱

經建會景氣對策信號在連續9個月呈黃藍燈後，6月一度轉為綠燈；惟7月因出口、機械及電機設備進口表現不佳，再度跌落為黃藍燈，8月續呈黃藍燈，顯示國內景氣復甦力道仍顯不足。

由於歐洲經濟尚未明顯好轉，加以近期國際大廠資通訊新品市場反應不如預期，國內廠商對未來景氣仍持保守看法。據台灣經濟研究院調查，8月製造業營業氣候測驗點由7月之98.40點略增至98.82點，惟服務業則由96.37點降至95.60點。

圖1 景氣對策信號綜合判斷分數



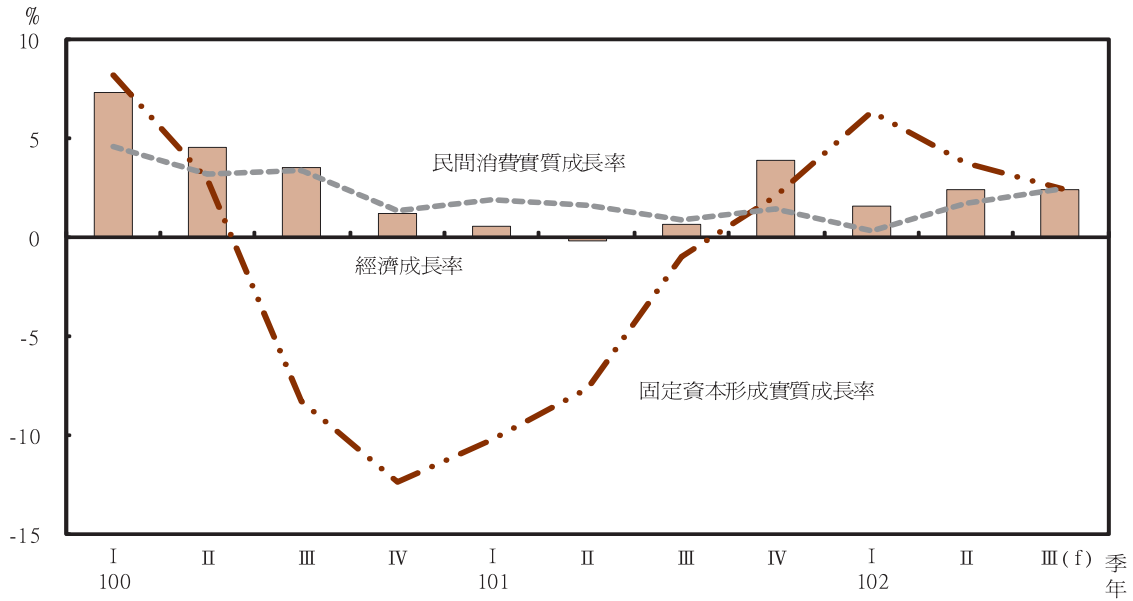
資料來源：行政院經濟建設委員會

二、經濟緩步成長

本年第2季，由於出口成長優於預期，加以民間消費成長回溫，經濟成長率升為

2.49%。主計總處預測第3季經濟成長率為2.47%。

圖2 經濟成長、投資與消費



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
					合計	民間	公營事業	政府		
100年		4.07	3.13	2.25	-3.10	-1.26	-14.39	-5.93	4.45	-0.47
101年		1.32	1.47	0.46	-4.19	-2.11	-8.27	-12.51	0.11	-2.08
102年 f		2.31	1.59	0.12	4.03	5.91	4.52	-6.55	4.61	4.82
101/2		-0.12	1.61	2.50	-7.69	-5.71	-13.07	-14.92	-2.54	-4.09
3		0.73	0.90	-0.70	-0.95	1.54	-11.51	-9.12	2.28	1.88
4		3.97	1.48	-1.47	2.07	6.18	-0.72	-10.65	3.90	1.29
102/1 r		1.62	0.30	1.26	6.31	7.35	18.46	-6.76	5.03	6.66
2 p		2.49	1.69	-0.18	3.80	6.47	0.82	-9.31	5.16	3.15
3 f		2.47	2.44	-0.22	2.41	4.52	-3.97	-6.97	3.66	3.67
102年第2季	貢獻百分點 p	2.49	0.91	-0.02	0.62	0.83	0.01	-0.22	3.85	1.77

註：r為修正數，p為初步統計數，f為預測數

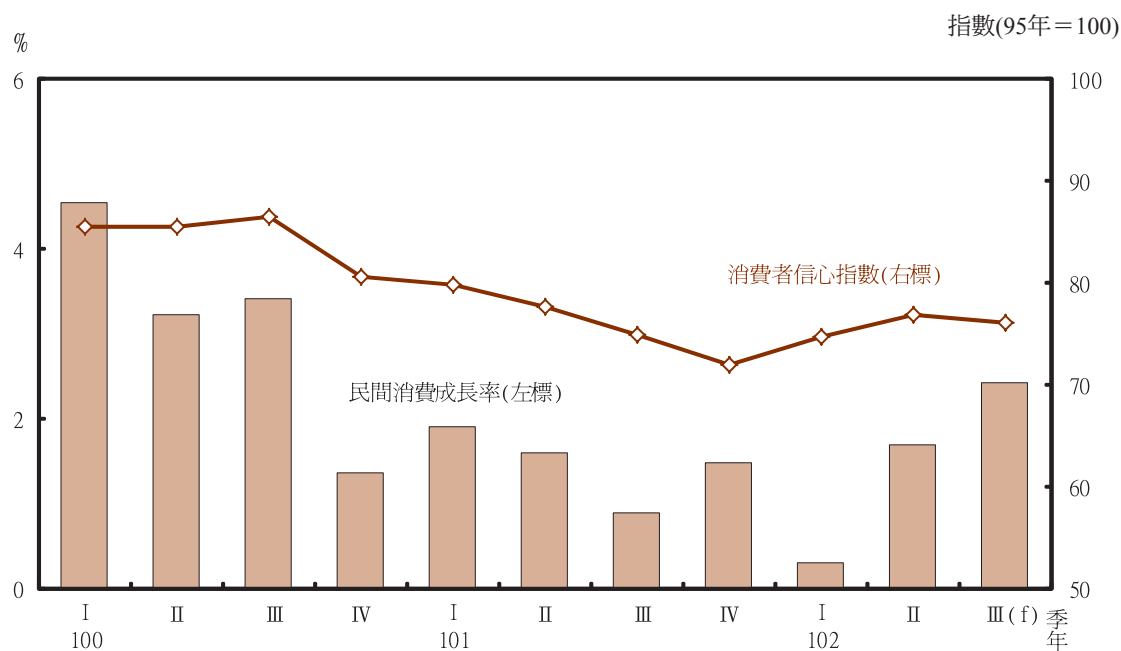
資料來源：行政院主計總處

三、民間消費略回溫

本年第2季，雖因毒澱粉等食品安全事件，致餐飲消費僅微幅成長0.06%，惟因股市成交值增加12.44%，加上自用小客車新增掛牌數成長6.47%，以及零售業營業額成長1.31%等支撐，民間消費溫和成長1.69%。

由於7月、8月零售業營業額年增率分別為-1.0%及0.4%，餐飲業營業額年增率亦分別為-0.8%、2.4%，自用小客車新增掛牌數年增率則分別為-4.4%、-19.2%，第3季民間消費成長率恐低於主計總處預測之2.44%。

圖3 消費者信心指數與民間消費



註：f為預測數

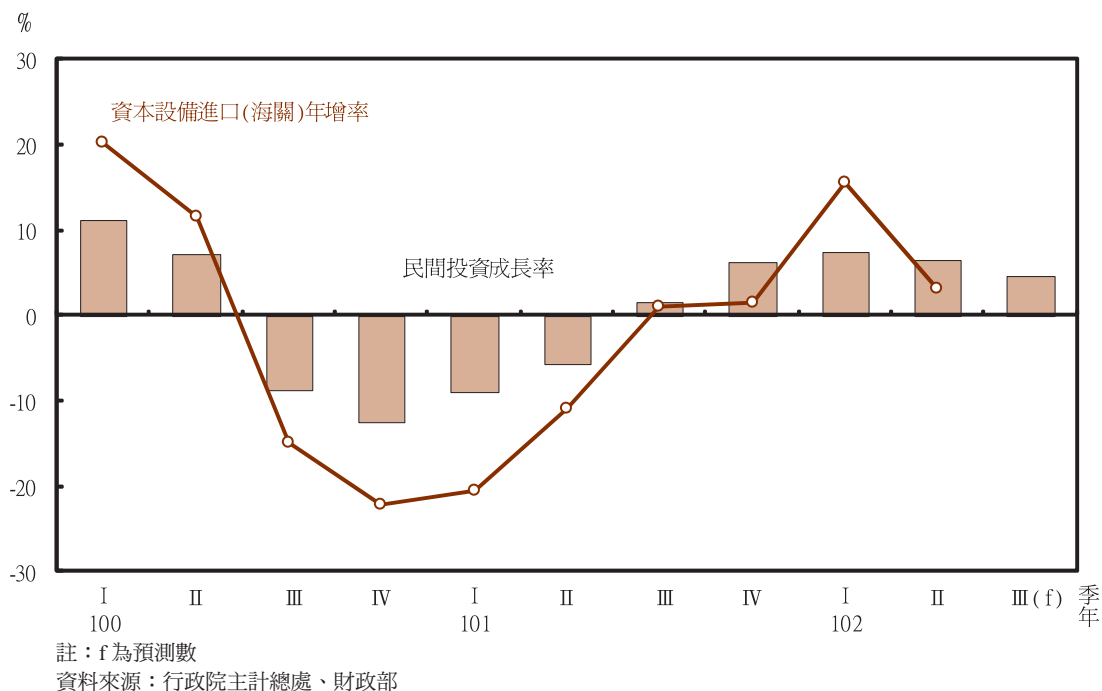
資料來源：行政院主計總處、中央大學台灣經濟發展研究中心

四、民間投資成長減緩

本年第2季，由於國內半導體業者持續擴大資本支出，機械設備投資成長9.97%，加以營建及運輸工具投資分別成長4.50%及

2.57%，致民間投資成長6.47%。由於7月、8月資本設備進口分別衰退17.94%、7.74%，民間投資轉趨審慎，第3季民間投資成長率恐不若預期(主計總處預測值為4.52%)。

圖4 民間投資與資本設備進口



五、出口持續成長，進口仍顯疲弱

本年第2季，在電子產品、礦產品、光學器材及資通訊產品等出口增長帶動下，出口成長2.37%；進口則在原物料需求疲弱下，衰退3.50%。由於歐美經濟好轉，7月及8月出口年增率分別為1.64%及3.64%；在

國內需求仍緩下，進口年增率分別為-7.62%及-1.19%。

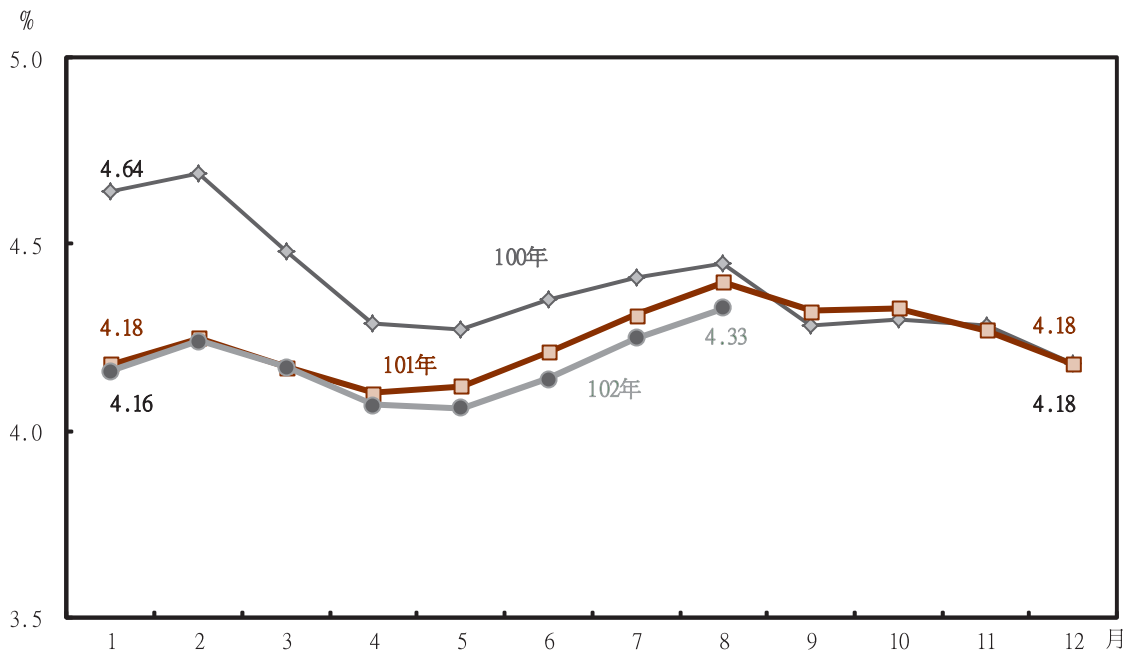
第2季商品及服務併計之輸出、入成長率分別為5.16%及3.15%；主計總處預測第3季分別為3.66%與3.67%。

七、失業率季節性回升，薪資成長仍緩

本年6月以來，受畢業生尋職之季節性因素影響，失業率回升，至8月為4.33%，仍較上年同期下降0.07個百分點。1至8月平均失業率為4.18%，亦較上年同期下降0.04個百分點。就業人數則持續增加至8月之1,100萬人。

由於景氣復甦不如預期，薪資成長仍緩，7月受僱員工薪資(非農業部門每人每月平均薪資)年增率為1.87%，其中經常性薪資年增率僅0.89%。1至7月平均薪資年增率為-0.30%，主要係年初廠商減少發放年終及績效獎金所致；經常性薪資年增率則為0.71%。

圖7 失業率



資料來源：行政院主計總處

貳、經濟展望

本年第2季經濟成長率為2.49%；由於外需仍緩，民間消費及投資亦顯保守，行政院主計總處預估102年經濟成長率為2.31%，國內各預測機構預測值之平均則為2.37%。

表2 國內預測機構預測102年經濟成長率

單位：%

項 目 \ 預測機構	主計總處	元大寶華	台經院	中經院	中研院	平均值
發布日期	102.8.16	102.9.25	102.7.25	102.7.24	102.7.16	
實質國內生產毛額	2.31	2.38	2.52	2.28	2.35	2.37
實質民間消費支出	1.59	1.37	0.97	1.45	1.26	1.33
實質政府消費支出	0.12	---	-0.07	---	-0.07	-0.03
實質固定投資	4.03	---	4.09	3.42	4.49	4.01
實質民間投資	5.91	4.66	5.83	4.97	6.34	5.54
實質政府投資	-6.55	---	-6.36	---	-6.36	-6.42
實質輸出	4.61	4.78	4.74	3.76	4.93	4.56
實質輸入	4.82	3.84	3.59	3.59	5.17	4.20

資料來源：各預測機構

國際收支

壹、概況

本季我國經常帳順差13,796百萬美元， 產增加3,880百萬美元(表1及圖1)。
金融帳淨流出10,082百萬美元，央行準備資

表1 國際收支

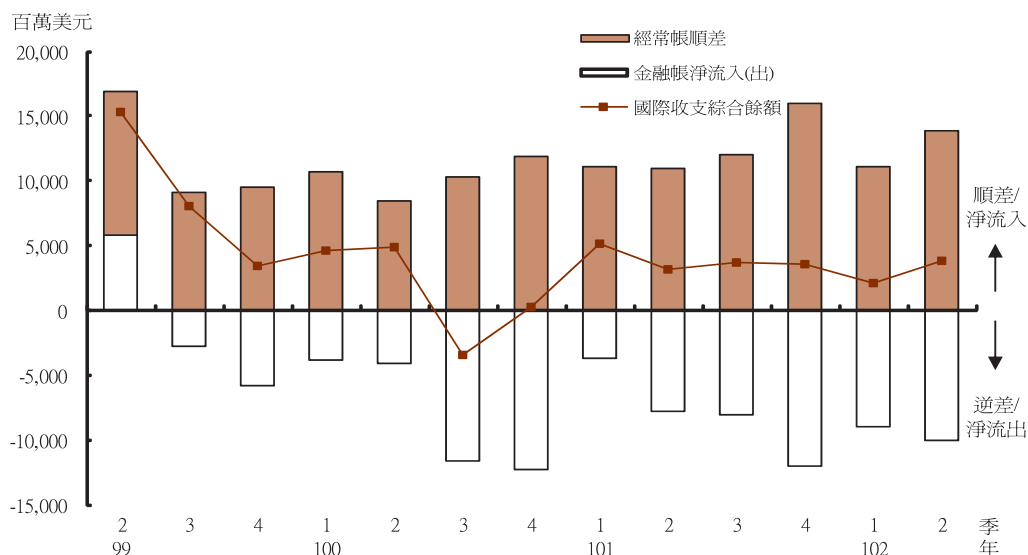
民國102年第2季暨民國101年第2季

單位：百萬美元

	(1) 102年 第2季	(2) 101年 第2季	(1)-(2)
A. 經常帳	13,796	10,887	2,909
商品出口(f.o.b.)	77,523	75,620	1,903
商品進口(f.o.b.)	-67,267	-69,866	2,599
商品貿易淨額	10,256	5,754	4,502
服務：收入	12,699	12,481	218
服務：支出	-10,776	-10,564	-212
服務淨額	1,923	1,917	6
所得：收入	5,461	6,206	-745
所得：支出	-3,189	-2,392	-797
所得淨額	2,272	3,814	-1,542
經常移轉：收入	1,496	1,362	134
經常移轉：支出	-2,151	-1,960	-191
經常移轉淨額	-655	-598	-57
B. 資本帳	28	-20	48
資本帳：收入	49	0	49
資本帳：支出	-21	-20	-1
合計，A加B	13,824	10,867	2,957
C. 金融帳	-10,082	-7,760	-2,322
對外直接投資	-3,083	-2,252	-831
來台直接投資	908	292	616
證券投資(資產)	-3,071	-8,211	5,140
股權證券	1,446	-3,865	5,311
債權證券	-4,517	-4,346	-171
證券投資(負債)	-127	-5,317	5,190
股權證券	609	-5,276	5,885
債權證券	-736	-41	-695
衍生金融商品	255	375	-120
衍生金融商品(資產)	1,769	1,383	386
衍生金融商品(負債)	-1,514	-1,008	-506
其他投資(資產)	-8,498	7,338	-15,836
一般政府	0	3	-3
銀行	-7,749	8,027	-15,776
其他	-749	-692	-57
其他投資(負債)	3,534	15	3,519
貨幣當局	0	0	0
一般政府	0	0	0
銀行	3,063	-995	4,058
其他	471	1,010	-539
合計，A至C	3,742	3,107	635
D. 誤差與遺漏淨額	138	4	134
合計，A至D	3,880	3,111	769
E. 準備資產	-3,880	-3,111	-769

註：無符號在經常帳及資本帳表示收入，在金融帳表示資本淨流入或資產減少或負債增加，在準備資產表示資產減少；負號在經常帳及資本帳表示支出，在金融帳表示資本淨流出或資產增加或負債減少，在準備資產表示資產增加。

圖1 國際收支



一、經常帳

商品方面，本季與上年同季比較，因對亞洲市場出口成長，整體出口增加2.5%，惟因國際原物料價格下滑，礦產品及基本金屬進口減少，整體進口較上年同季減少3.7%。由於出口增加、進口減少，本季商品貿易順差增為10,256百萬美元，較上年同季增加4,502百萬美元或78.2%。

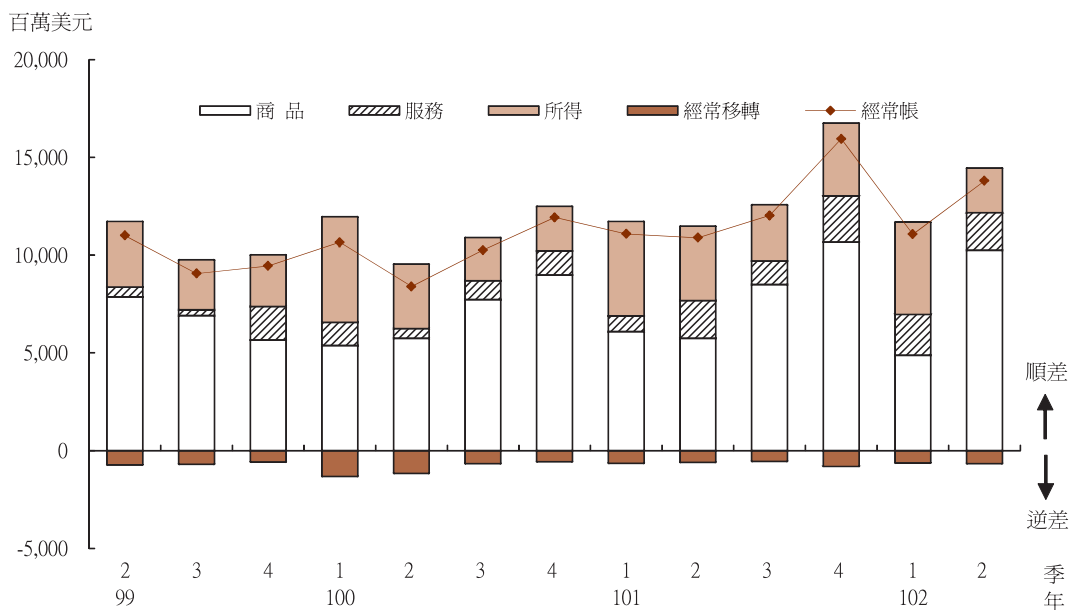
服務方面，本季服務收入12,699百萬美元，較上年同季增加218百萬美元，主要係旅行收入增加；服務支出10,776百萬美元，較上年同季增加212百萬美元，主要係旅行支出增加。由於收入增額略大於支出增額，本季服務收支順差較上年同季略增6百萬美元或0.3%。

所得方面，本季所得收入5,461百萬美元，較上年同季減少745百萬美元，主要係外匯資產投資所得減少；所得支出3,189百萬美元，較上年同季增加797百萬美元，主要係支付外資股權投資所得增加。由於收入減少、支出增加，本季所得收支順差減為2,272百萬美元，較上年同季減少1,542百萬美元。

經常移轉方面，本季經常移轉收入1,496百萬美元；經常移轉支出2,151百萬美元，淨支出由上年同季的598百萬美元增為655百萬美元。

本季雖然所得順差減少與經常移轉逆差略增，惟商品順差增加，經常帳順差為13,796百萬美元，較上年同季增加2,909百萬美元或26.7%(圖2)。

圖2 經常帳



二、資本帳

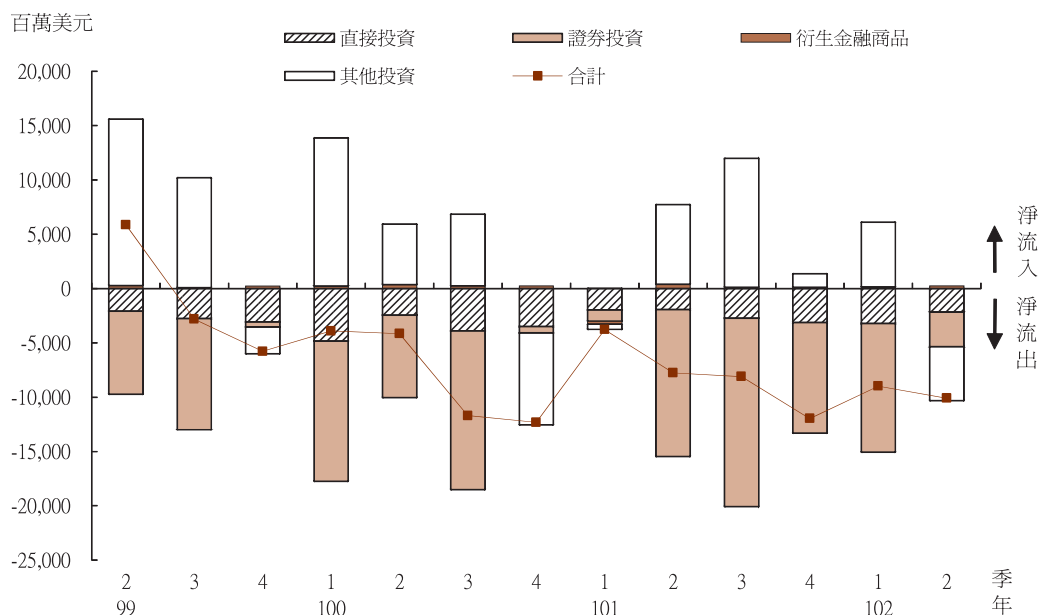
資本帳包括資本移轉(資本設備之贈與、債務之免除及移民移轉)與非生產性、非金融性資產交易(如專利權、商譽等無形資產之買賣斷)。本季資本帳轉呈順差28百萬美元。

三、金融帳

本季金融帳淨流出10,082百萬美元。其中直接投資呈淨流出2,175百萬美元，居民對

外直接投資及非居民來台直接投資淨額分別呈淨流出3,083百萬美元及淨流入908百萬美元。證券投資呈淨流出3,198百萬美元，其中居民對外證券投資淨流出3,071百萬美元，主要係保險公司及OBU投資國外債權證券增加；非居民證券投資轉呈淨流出127百萬美元，主要係外資減持我國公債。衍生金融商品呈淨流入255百萬美元。其他投資呈淨流出4,964百萬美元，主要係OBU國外放款增加(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（根據海關進出口貿易統計，就計價基礎、時差、類別及範圍予以調整）計算，商品出口計77,523百萬美元，較上年同季增加1,903百萬美元或2.5%；商品進口計67,267百萬美元，較上年同季減少2,599百萬美元或3.7%。由於出口增加、進口減少，商品貿易順差增為10,256百萬美元，較上年同季增加4,502百萬美元或78.2%。

以下根據海關進出口貿易統計，就貿易結構、主要貨品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，本季農產品出口減少4.5%，惟工業產品及農產加工品出口分別增加2.4%及2.1%。工業產品中的重化工業產品向為我國出口主力(占出口比重高達82.6%)，由於對亞洲主要市場出口成長，較上年同季增加3.0%。進口方面，資本設備較上年同季成長3.2%，主要係因機械進口增加；消費品增加8.7%，主要係手機進口增加；惟因國際原物料價格下滑，礦產品及基本金屬進口減少，致農工原料減少6.0%。

就主要貨品而言，與上年同季相比，出口方面以「電子產品」、「礦產品」、「電機產品」及「精密儀器」增額較大，四者合

計占出口總增額的1.5倍；進口方面則以「礦產品」、「基本金屬及其製品」、「貴金屬」及「化學品」減額較大，四者合計占進口減額的1.3倍。

就主要貿易地區而言，出口方面，本季對東協六國出口較上年同季增加1,091百萬美元或7.9%，為出口增額最大的地區；其次為對中國大陸（含香港，以下同）出口，較上年同季增加925百萬美元或3.1%。進口方面，相較上年同季，自日本進口減額1,245百萬美元最多，自中東進口亦減少490百萬美元居次。就主要出口市場比重而言，仍以中國大陸所占比重最高，達39.3%，其次為東協六國的19.2%；美國及歐洲則占11.0%及8.8%分居第三、四位。主要進口來源以日本所占比重最高，達16.3%，中國大陸則以16.1%居次，中東的15.4%及東協六國的12.1%分居第三、四位。

二、服務

本季服務收入12,699百萬美元，較上年同季增加218百萬美元；服務支出計10,776百萬美元，較上年同季增加212百萬美元。由於收入增額略大於支出增額，服務收支順差由上年同季1,917百萬美元略增為1,923百萬美元。茲將服務收支主要項目之內容及其變動說明如下(表2)：

(一) 運輸

就運輸而言，可區分為旅客運輸、貨

物運輸及其他（主要為國外港口、機場費用）。本季運輸收入計2,392百萬美元，較上年同季減少164百萬美元，主要係國輪國際線貨運收入減少。運輸支出計2,644百萬美元，較上年同季略增3百萬美元。收支相抵，本季運輸淨支出由上年同季85百萬美元增為252百萬美元。

(二) 旅行

本季旅行收入計3,220百萬美元，較上年同季增加300百萬美元，主要係來台旅客人數成長及平均每人每日消費金額增加。旅行支出計3,075百萬美元，較上年同季增加468百萬美元，主要係國人出國人次及平均每人每日消費金額增加。收支相抵，本季旅行淨收入由上年同季313百萬美元減為145百萬美元。

(三) 其他服務

其他服務包括通訊、營建、保險、金融、電腦與資訊、專利權使用費、三角貿易、營運租賃、專業技術事務服務及個人、文化與休閒以及政府服務等項目。本季其他服務收入計7,087百萬美元，較上年同季增加82百萬美元，主要係金融服務及專業技術事務服務收入增加。其他服務支出計5,057百萬美元，較上年同季減少259百萬美元，主要係貿易佣金及專業技術事務服務支出減少。收支相抵，本季其他服務淨收入為2,030百萬美元，較去年同季增加341百萬美元。

表2 服務貿易

單位：百萬美元

	102年第2季			101年第2季			增 減 比 較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2)	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4)	(5) 收入	(6) 支出
服務	12,699	10,776	1,923	12,481	10,564	1,917	218	212
一、運輸服務	2,392	2,644	-252	2,556	2,641	-85	-164	3
(一)客運	590	482	108	586	500	86	4	-18
(二)貨運	1,701	1,238	463	1,862	1,295	567	-161	-57
(三)其他	101	924	-823	108	846	-738	-7	78
二、旅行	3,220	3,075	145	2,920	2,607	313	300	468
三、其他服務	7,087	5,057	2,030	7,005	5,316	1,689	82	-259
(一)通訊	121	215	-94	127	149	-22	-6	66
(二)營建	98	147	-49	111	71	40	-13	76
(三)保險	149	316	-167	192	327	-135	-43	-11
(四)金融	323	91	232	229	84	145	94	7
(五)電腦與資訊	194	150	44	134	123	11	60	27
(六)專利權、商標等使用費	272	1,119	-847	209	1,136	-927	63	-17
(七)其他事務服務	5,791	2,779	3,012	5,904	3,202	2,702	-113	-423
1. 三角貿易及與貿易有關服務	4,600	812	3,788	4,772	1,040	3,732	-172	-228
2. 營運租賃	50	342	-292	57	352	-295	-7	-10
3. 專業技術與雜項	1,141	1,625	-484	1,075	1,810	-735	66	-185
(八)個人、文化與休閒服務	46	70	-24	38	67	-29	8	3
(九)不包括在其他項目的政府服務	93	170	-77	61	157	-96	32	13

三、所得

所得包括薪資所得及投資所得。本季所得收入5,461百萬美元，較上年同季減少745百萬美元，主要係外匯資產投資所得減少；所得支出3,189百萬美元，較上年同季增加797百萬美元，主要係支付外資股權投資所得增加。由於收入減少，支出增加，本季所得淨收入由上年同季的3,814百萬美元減為2,272百萬美元(表3)。

四、經常移轉

本季經常移轉收入計1,496百萬美元，較上年同季增加134百萬美元，主要係贍家匯入款增加；支出計2,151百萬美元，較上年同季增加191百萬美元，主要係贍家匯出款增加。收支相抵，本季經常移轉淨支出由上年同季的598百萬美元增為655百萬美元。

表3 所得及經常移轉

單位：百萬美元

	102年第2季			101年第2季			增減比較	
	(1) 收入	(2) 支出	(1)-(2)	(3) 收入	(4) 支出	(3)-(4)	(5) 收入	(6) 支出
所得	5,461	3,189	2,272	6,206	2,392	3,814	-745	797
一、薪資所得	144	84	60	128	89	39	16	-5
二、投資所得	5,317	3,105	2,212	6,078	2,303	3,775	-761	802
(一)直接投資	1,303	1,673	-370	1,440	1,516	-76	-137	157
(二)證券投資	441	1,110	-669	314	555	-241	127	555
(三)其他投資	3,573	322	3,251	4,324	232	4,092	-751	90
經常移轉	1,496	2,151	-655	1,362	1,960	-598	134	191

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。 本季金融帳淨流出10,082百萬美元。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

	102年第2季			101年第2季			增減比較	
	(1) 資產	(2) 負債	(1)+(2) 淨額	(3) 資產	(4) 負債	(3)+(4) 淨額	(1)-(3) 資產	(2)-(4) 負債
一、直接投資	-3,083	908	-2,175	-2,252	292	-1,960	-831	616
(一)對外直接投資	-3,083	—	-3,083	-2,252	—	-2,252	-831	—
(二)來台直接投資	—	908	908	—	292	292	—	616
二、證券投資	-3,071	-127	-3,198	-8,211	-5,317	-13,528	5,140	5,190
(一)股權證券	1,446	609	2,055	-3,865	-5,276	-9,141	5,311	5,885
(二)債權證券	-4,517	-736	-5,253	-4,346	-41	-4,387	-171	-695
1.債券與票券	-2,674	-736	-3,410	-4,149	54	-4,095	1,475	-790
2.貨幣市場工具	-1,843	0	-1,843	-197	-95	-292	-1,646	95
三、衍生金融商品	1,769	-1,514	255	1,383	-1,008	375	386	-506
四、其他投資	-8,498	3,534	-4,964	7,338	15	7,353	-15,836	3,519
(一)貿易信用	-369	239	-130	343	-83	260	-712	322
(二)借款	-4,785	4,041	-744	4,807	3,985	8,792	-9,592	56
(三)現金與存款	-556	276	-280	2,615	-4,275	-1,660	-3,171	4,551
(四)其他	-2,788	-1,022	-3,810	-427	388	-39	-2,361	-1,410
合 計	-12,883	2,801	-10,082	-1,742	-6,018	-7,760	-11,141	8,819

註：無符號表示資本淨流入或資產減少或負債增加；負號表示資本淨流出或資產增加或負債減少。

一、直接投資

本季直接投資淨流出2,175百萬美元。其中，對外直接投資呈淨流出3,083百萬美元，

投資地區仍以中國大陸居首，主要投資行業為金融保險業、基本金屬製造業及電子零組件製造業；非居民來台直接投資淨流入908百萬美元，主要投資行業為金融保險業、不

動產業及批發零售業。

二、證券投資

本季證券投資呈淨流出3,198百萬美元。

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呈淨流出3,071百萬美元。其中股權證券轉呈淨流入1,446百萬美元，主要係民間部門贖回境外基金。債權證券投資呈淨流出4,517百萬美元，其中債券與票券淨流出2,674百萬美元，主要係保險公司投資國外長期債權證券增加；貨幣市場工具淨流出1,843百萬美元，主要係OBU投資國外短期債權證券增加。

(二) 負債方面

本季非居民投資國內證券轉呈淨流出127百萬美元，其中股權證券投資呈淨流入609百萬美元，主要係外資投資國內企業發行的海外存託憑證及股票。債權證券投資續呈淨流出736百萬美元，主要係外資減持我國公債。

三、衍生金融商品

本季衍生金融商品淨流入255百萬美元，資產方面淨流入1,769百萬美元，主要是銀行部門承做衍生金融商品交易利得；負債

方面呈淨流出1,514百萬美元，主要為銀行部門及民間部門承做衍生金融商品交易損失。

四、其他投資

其他投資包括貿易信用、借款、現金與存款及其他資產與負債。本季其他投資呈淨流出4,964百萬美元。茲就資產與負債分別說明如下：

(一) 資產方面

居民對外其他投資呈淨流出8,498百萬美元，表示居民對非居民之其他債權增加。其中，貿易信用呈淨流出369百萬美元；借款呈淨流出4,785百萬美元，主要係OBU國外放款增加；現金與存款呈淨流出556百萬美元，主要係銀行部門對國外聯行往來資產增加；其他資產呈淨流出2,788百萬美元，主要係銀行部門國外應收款增加。

(二) 負債方面

非居民對本國其他投資呈淨流入3,534百萬美元，表示居民對非居民之其他負債增加。其中，貿易信用呈淨流入239百萬美元；借款呈淨流入4,041百萬美元，主要係銀行部門國外借款增加；現金與存款呈淨流入276百萬美元，主要係OBU自國外聯行引進資金；其他負債呈淨流出1,022百萬美元，主要係銀行部門其他短期負債增加。

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3,880百萬美元。

貨幣與信用

壹、概述

本(102)年第2季，M2及M1B年增率除4月略呈下滑外，5、6月仍維持上升走勢，至6月分別為4.82%及7.89%；之後隨著外資淨匯入增加，M2及M1B年增率加速上揚；惟至8月，由於銀行放款與投資成長減緩以及外資轉呈淨匯出影響，M2及M1B年增率略為下滑至5.41%及8.31%。

本季國內經濟雖溫和成長，惟因全球景氣復甦之不確定性仍在，本行政策利率維持

不變。本季底，臺銀、合庫銀、土銀、一銀及華銀等五大銀行一年期存款固定利率為1.36%，至8月底維持不變；平均放款基準利率本季底為2.883%，7月底因華銀調降利率影響，下降為2.882%，至8月底維持不變。在五大銀行新承做放款利率方面，本季以來，多呈上升走勢，至8月為1.769%，較3月上升0.178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
	M1A	M1B	M2				
99	14.51	14.93	4.53	5.43	5.29	6.15	6.71
100	8.08	7.16	5.83	7.24	4.18	6.00	6.25
101	3.55	3.45	4.17	4.91	3.09	5.69	5.13
101/ 8	2.35	2.73	3.69	4.18	3.85	4.70	4.07
9	2.54	3.35	3.96	4.14	3.19	4.51	3.81
10	3.21	3.57	3.29	4.60	2.86	4.91	4.21
11	3.69	3.65	3.26	4.99	3.13	4.96	4.40
12	4.72	4.91	3.67	5.97	3.09	5.69	5.13
102/ 1	5.94	3.97	2.99	1.17	3.29	5.63	4.97
2	10.26	5.66	3.53	8.94	3.20	5.68	4.99
3	9.55	6.03	3.78	7.51	3.39	6.02	5.53
4	7.95	5.72	3.71	7.39	3.57	5.64	5.37
5	8.54	7.04	4.32	7.22	3.94	5.22	4.77
6	9.02	7.89	4.82	7.73	4.89	5.93	5.13
7	9.68	8.63	5.42	7.76	5.38	5.91	5.00
8	9.30	8.31	5.41	8.02	5.01	5.76	4.80

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。

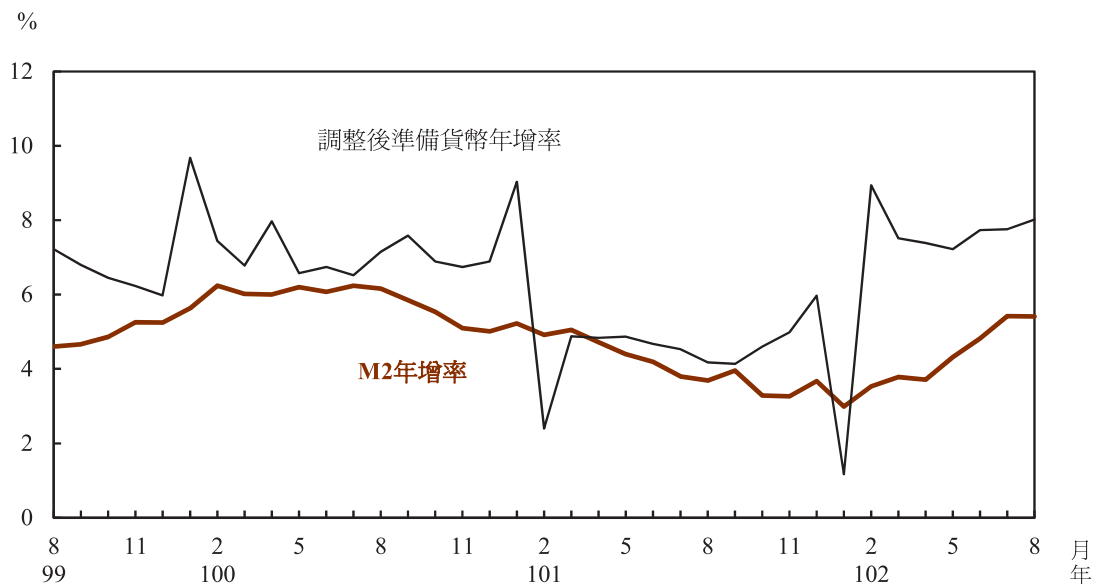
貳、準備貨幣年增率上升

本年第2季日平均準備貨幣年增率為7.45%，較上季之5.84%為高，主要係因本年農曆春節落在2月中旬，通貨回籠時間較晚，以及活期性存款明顯增加，使準備金提存較多所致。就各月觀察，4月及5月日平均準備貨幣年增率分別為7.39%及7.22%，較3月之7.51%下降；6月日平均準備貨幣年增率反轉上升至7.73%。至於7月及8月，因活期性存款持續增加，準備貨幣年增率分別續升

為7.76%及8.02%。

就準備貨幣變動來源分析，本年第2季雖然有本行定存單到期、國庫券到期及提前買回、公債付息、財政部償還銀行借款、發放各項分配款及補助款等寬鬆因素，惟因財政部發行公債與國庫券、國庫向銀行借款、稅款繳庫，以及本行發行定期存單等緊縮因素，日平均準備貨幣較上季減少。至於本年7月及8月，日平均準備貨幣則轉呈上升。

圖1 準備貨幣及M2年增率



參、貨幣總計數穩定擴張

本(102)年第2季，除4月受銀行放款與投資成長減緩以及銀行將保險安定基金存款轉列至人壽保險公司等因素影響，致M2及M1B年增率略呈下滑外，5、6月仍維持上升走勢，至6月分別為4.82%及7.89%；7月隨著

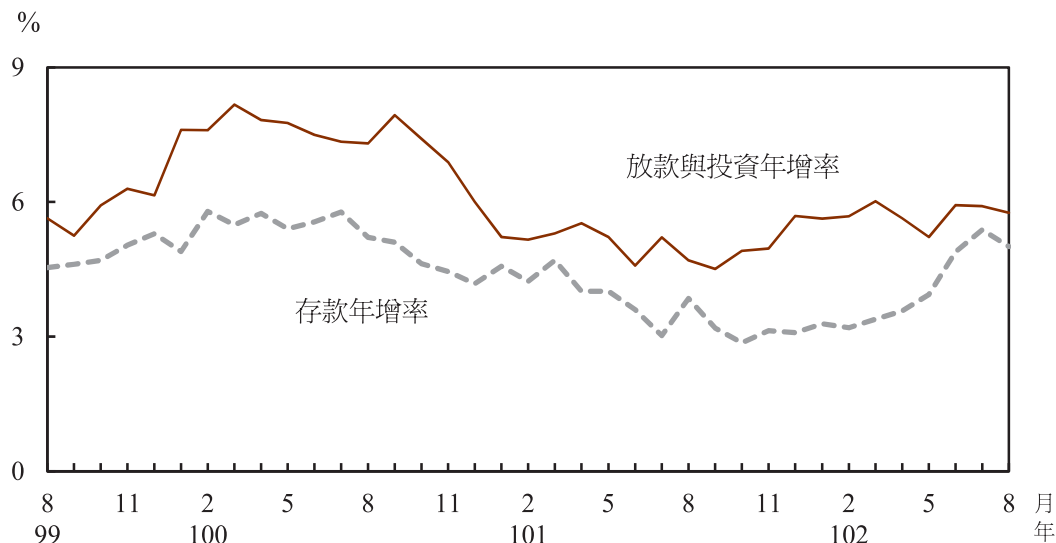
外資淨匯入增加，M2及M1B年增率加速上揚至5.42%及8.63%；惟至8月，由於銀行放款與投資成長減緩及外資轉呈淨匯出，M2及M1B年增率分別下滑至5.41%及8.31%。

肆、存款年增率呈溫和成長

本年第2季全體貨幣機構存款年增率呈溫和成長，年增率逐月上升，由上季底的3.39%升至本季底的4.89%，主要因外資淨匯入及銀行放款與投資持續成長，7、8月底年增率亦分別維持在5.38%及5.01%。就各類存款觀察，活期性存款方面，由於4、5月外資淨匯入，以及6月銀行放款與投資持續成長，年增率由上季底的5.73%升至本季底的8.22%；7月底因外資持續淨匯入，加以部分資金由定期性存款流向活期性存款，年增率續升至8.40%，8月底因外資轉呈淨匯出，年增率略降至8.08%。定期性存款方面，年增率由上季底的2.44%回升至本季底的3.42%，主要係因本季出口淨收入及人民幣存款業務持續成長，外匯存款大幅增加所致；7月底

受到上年同期出口衰退幅度較大，外匯存款比較基期較低影響，年增率續升至4.16%，8月底降為3.70%。政府存款方面，因稅收增加及短期借款增幅上升，年增率由上季底之-2.70%升至-0.23%；7月因上年同月國營事業盈餘繳庫增加較多墊高基期，年增率下降至-1.96%，8月底因上年同月經理國庫存款餘額較低，比較基期低，年增率回升至-1.37%。比重方面，活期性存款占存款總額之比重由上季底之33.61%回升至本季底之33.76%，定期性存款比重則由上季底之63.88%降至本季底之63.60%，政府存款比重由上季底之2.52%回升至本季底之2.65%。8月底，活期性、定期性及政府存款比重分別為34.07%、63.37%及2.56%。

圖2 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上升

本季底全體貨幣機構放款與投資餘額，以成本計價較上季底增加794億元，其中放款與投資分別增加623億元與171億元，年增率由上季底之6.02%下滑至本季底之5.93%，主要因對民間部門債權成長減緩所致。本年7、8月，由於銀行對公營事業及民間部門債權成長減緩，8月底年增率續降至5.76%。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，本季底全體非金融部門取得資金總額年增率由上季底之4.77%略降為4.76%，本年7月底升至5.05%，8月底則降為4.88%。

就放款與投資之對象別觀察，本季底全體貨幣機構對公營事業債權及政府債權年增

率較上季底上升，分別為11.91%及8.44%，對民間部門債權年增率則降為5.13%；本年8月底對公營事業債權及民間部門債權年增率分別降為8.33%及4.80%，對政府債權則升至10.00%。比重方面，本季底對民間部門債權比重由上季底之78.79%升為79.53%，至本年8月底降至79.49%；對政府債權比重由上季底之16.93%降為16.11%，至本年8月底升為16.25%，主要為對政府放款及公債投資增加所致；對公營事業債權比重由上季底之4.28%升為4.35%，至本年8月底降為4.26%，主要為對公營事業放款及證券投資均減少所致。

在全體銀行對民營企業放款行業別方面，本季底對民營企業放款總餘額較上季底

增加771億元，其中以對服務業增加469億元為最多；本年8月底，全體銀行對民營企業放款總餘額，較本季底增加582億元，主要為對批發及零售業放款增加289億元。就各業別比重而言，本季底以對製造業放款比重46.64%為最高，其次為對服務業之24.43%，再次為對批發零售業之13.20%，其中對製造

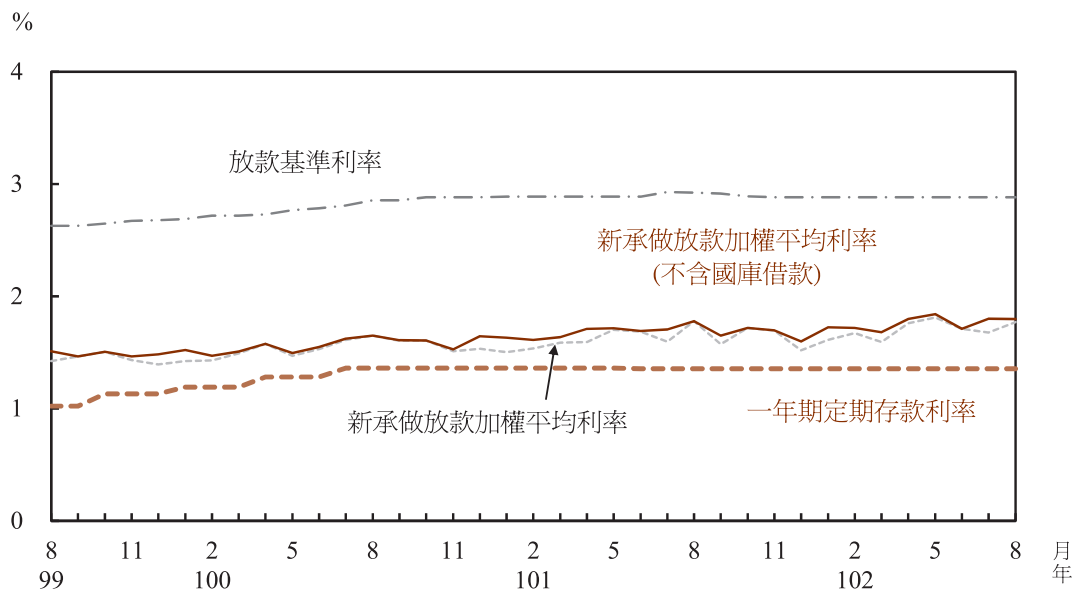
業放款比重較上季底下降，但對服務業及批發零售業放款比重則較上季底上升，至於對營造業放款比重，則由上季底之2.80%升為本季底之2.96%。本年8月底對製造業及營造業放款比重分別為46.36%及2.93%，較本季底下降，對服務業及批發零售業的放款比重則分別升為24.47%及13.44%。

陸、銀行業利率持穩

本季國內經濟雖溫和成長，惟因全球景氣復甦之不確定性仍在，本行維持政策利率不變，主要銀行存款利率亦維持不變。以臺銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀等五大銀行為例，本季底五大銀行一年期存款固定利率為1.36%，與上季底相同，至8月底維持不變。放款基準利率方面，本季底五大銀行平均放款基準利率為2.883%，與上季底相同，7月受華銀調降利率影響，下降為2.882%，至8月底維持不變。在新承做放款利率方

面，五大銀行新承做放款加權平均利率自3月之1.591%上升至6月之1.710%，7月因新承做國庫借款金額較多，週轉金貸款利率下降，平均利率降為1.677%，8月受新承做國庫借款減少影響，平均利率回升至1.769%，較3月上升0.178個百分點；若不含新承做的國庫借款，五大銀行新承做放款加權平均利率自3月之1.681%上升至6月的1.710%，7月升為1.800%，8月微幅降至1.798%，較3月上升0.117個百分點。

圖3 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

近期主要先進國家及中國大陸等經濟體逐漸回穩，同時帶動國內出口溫和成長，惟民間消費保守、投資審慎，國內景氣復甦仍緩，本行持續調節資金，維持銀行超額準備於適度寬鬆水準，金融業隔夜拆款加權平均利率維持在0.386%左右；貨幣機構¹日平均淨超額準備由第1季平均之320億元上升至本季平均之360億元。

以下分別就4月至8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

本季貨幣機構日平均淨超額準備平均為360億元，較上季平均之320億元為高，市場資金大致呈現寬鬆情勢。就各月資金情勢觀察，4月因國庫券償還、統籌分配款及政務支出撥款增加等寬鬆因素影響，日平均淨超額準備上升至435億元（因部分外商銀行資金去化不易，日平均淨超額準備高達百億元）；5、6月受公債發行及所得稅款陸續繳庫等緊縮因素影響，日平均淨超額準備下降為317億元及328億元；7、8月因財政部發行公債及國庫券、國庫向銀行借款，以及本行

定存單到期續發等緊縮因素影響，致日平均淨超額準備回降為323億元及306億元。

二、利率走勢

在國際經濟前景不明，國內經濟緩步復甦，以及通膨壓力仍輕的情況下，本行自100年7月1日升息後，迄今未再調息，政策利率維持不變，本年8月底重貼現率及擔保放款融通利率分別為1.875%及2.25%。

金融業隔夜拆款利率方面，自上年第3季底以來，持續呈低檔走勢。本年以來由於國內景氣復甦尚緩，本行持續透過公開市場操作，調節市場資金，維持適度寬鬆局面，金融業隔夜拆款加權平均利率均維持在0.386%左右，走勢持穩。至於票券市場短期利率方面，由於市場資金充沛，各天期利率均呈下降趨勢，與債券市場受美國QE退場波及，殖利率走升明顯不同，其中商業本票30天期發行利率由3月之0.80%下降至8月之0.77%，次級市場利率則由0.70%下降至0.66%；至於90天期發行利率由0.85%下降至0.81%，次級市場利率亦由0.72%下降至0.68%。

¹ 貨幣機構包含本國銀行、外國及大陸銀行在台分行、信用合作社、農漁會信用部、中華郵政公司儲匯處及貨幣市場共同基金。

圖1.1 貨幣市場利率與貨幣機構淨超額準備

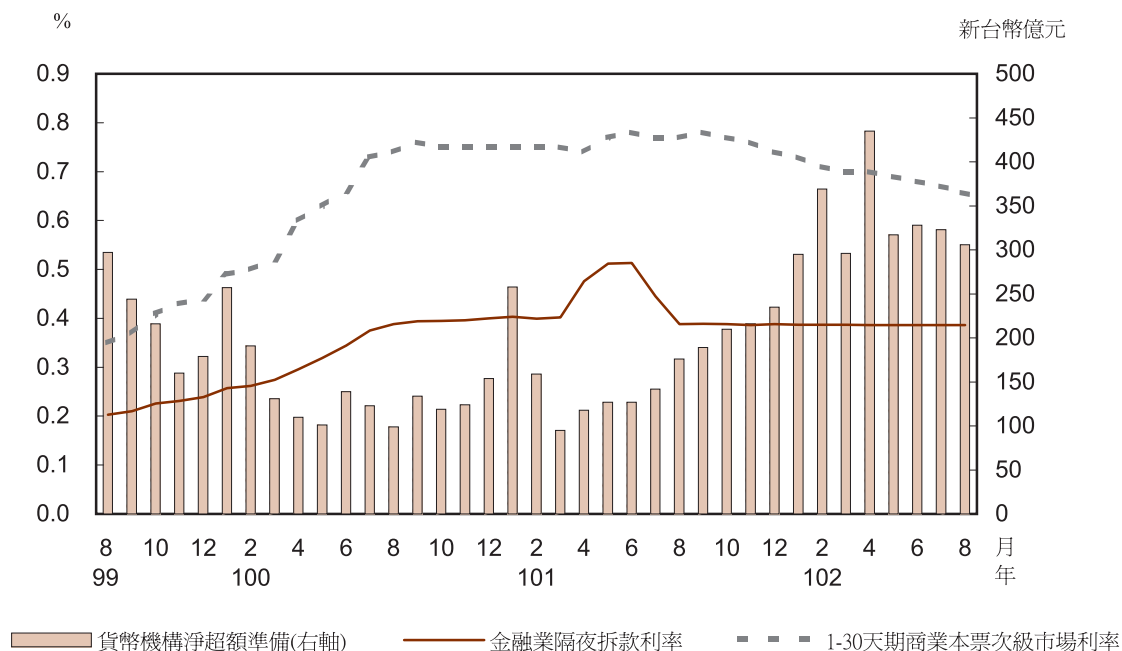


表1.1 貨幣市場利率

單位：年息百分率

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
99	0.185	0.47	0.58	0.60	0.33	0.38	0.46	0.621	0.659	0.729	0.698
100	0.341	0.79	0.85	0.97	0.66	0.70	0.81	0.818	0.879	0.988	0.948
101	0.428	0.85	0.90	0.92	0.76	0.79	0.85	0.870	0.930	1.050	0.848
101/ 8	0.388	0.84	0.87	0.90	0.77	0.80	0.84	0.870	0.930	1.050	0.853
9	0.389	0.83	0.87	0.88	0.78	0.79	0.84	0.870	0.930	1.050	0.829
10	0.388	0.84	0.87	0.88	0.77	0.78	0.83	0.870	0.930	1.050	0.805
11	0.386	0.82	0.84	0.84	0.76	0.77	0.81	0.870	0.930	1.050	0.758
12	0.388	0.83	0.85	0.82	0.74	0.76	0.79	0.870	0.930	1.050	0.730
102/ 1	0.387	0.82	0.85	0.83	0.73	0.75	0.78	0.870	0.930	1.050	0.717
2	0.387	0.82	0.84	0.81	0.71	0.73	0.76	0.870	0.930	1.050	0.717
3	0.387	0.80	0.85	0.80	0.70	0.72	0.76	0.870	0.930	1.050	0.720
4	0.386	0.80	0.82	0.80	0.70	0.71	0.77	0.870	0.930	1.050	0.691
5	0.386	0.78	0.83	0.76	0.69	0.70	0.73	0.870	0.930	1.050	0.657
6	0.386	0.79	0.81	0.77	0.68	0.70	0.72	0.870	0.930	1.050	0.635
7	0.386	0.79	0.81	0.81	0.67	0.70	0.74	0.870	0.930	1.050	0.632
8	0.386	0.77	0.81	0.77	0.66	0.68	0.71	0.870	0.930	1.050	0.630

註：本行於102年8月12日發行2年期定期存單新台幣100億元，經標售後，得標加權平均利率為0.780%。

三、票券流通餘額

本年8月底票券流通餘額合計為1兆6,121億元，較上季底減少101億元。其中國庫券減少601億元最多，主要係因所得稅款陸續繳庫，國庫資金充裕，基於資金調度需要，國庫券償還金額較發行金額為多所致；至於

商業本票則增加433億元，主要係票券市場短期利率持續維持低檔，吸引台電、中油等公營事業及部分大型民營企業大量發票，致商業本票餘額持續走揚。另可轉讓定期存單及銀行承兌匯票餘額分別增加64億元及4億元，變動均不大。

表1.2 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			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
99	71,408	70,164	11,675	3,650	3,400	2,400	59,034	58,687	6,861	331	317	62	8,393	7,760	2,352
100	74,240	73,988	11,926	3,212	3,810	1,803	62,705	62,214	7,352	301	306	57	8,022	7,658	2,715
101	81,877	79,260	14,540	2,650	2,503	1,950	73,116	70,232	10,236	242	256	43	5,869	6,269	2,311
101/ 8	7,633	7,882	13,454	200	200	1,300	6,647	6,753	9,558	21	19	48	765	910	2,548
9	7,072	7,050	13,477	150	300	1,150	6,522	6,201	9,879	17	16	49	382	533	2,398
10	7,318	7,158	13,636	300	250	1,200	6,517	6,451	9,945	18	26	41	483	431	2,451
11	7,990	7,480	14,146	300	0	1,500	6,913	6,683	10,175	16	19	38	760	778	2,432
12	7,656	7,262	14,540	600	150	1,950	6,639	6,578	10,236	18	13	43	399	520	2,311
102/ 1	8,178	7,452	15,266	250	0	2,200	7,589	6,976	10,849	18	22	39	321	455	2,177
2	6,074	5,670	15,670	200	0	2,400	5,426	5,189	11,086	19	13	45	430	467	2,139
3	8,544	7,993	16,222	200	0	2,600	7,732	7,324	11,494	18	18	45	594	650	2,083
4	7,777	7,736	16,263	300	600	2,300	7,114	6,747	11,860	20	24	41	343	365	2,062
5	8,631	8,183	16,711	150	150	2,300	7,797	7,562	12,096	20	18	43	664	453	2,272
6	7,081	7,980	15,812	0	552	1,749	6,377	6,841	11,632	18	14	48	686	574	2,384
7	8,706	8,554	15,964	800	550	1,999	7,433	7,441	11,624	19	25	42	453	538	2,299
8	8,826	8,670	16,121	500	500	1,999	7,937	7,634	11,927	21	15	49	368	521	2,147

貳、債券市場

本（102）年第2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，持續執行定期適量發行政策，發行公債1,339億元，較上季減少1,411億元；公司債方面，由於債券市場利率攀升，企業發債意願降低，致本季發行規模為899億元，較上季減少296億元；金融債券方面，本季有6家金融機構發行金融債券，發債主要目的為強化資本，其次為支應中長期營運資金需求，金融債券發行總額為235億元，較上季減少88億元；資產證券化商品方面，本季有金融資產證券化受益證券循環發行20億元；至於外國債券及國際債券方面，本季新發行國際債券11億人民幣，折合新台幣54億元。

債券流通市場方面，因上季逢農曆春節，交易日減少，比較基期較低，致債券交易量上升為18兆7,415億元，較上季增加4,018億元或2.19%。

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

本季中央政府發行甲類建設公債1,339億元，發行年期有5年、10年、20年及30年期。就得標利率觀察，受美國量化寬鬆措施退場疑慮及本季股市轉趨熱絡等因素影響，資金自債市轉向股市，各期別公債發行得標利率上揚。其中5年期、10年期、20年期及30年期公債發行得標利率較上季分別上升10.6個基本點、24.5個基本點、11.4個基本點及19.5個基本點。累計至本季底，中央政府公債發行餘額為4兆9,702億元，較上季底增加1,339億元或2.77%，至102年8月底發行餘額續增至4兆9,785億元。

(二) 直轄市政府公債

本年1至8月各直轄市政府均未發行公債，至102年8月底發行餘額為1,513億元。

表2.1 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
※102甲2	102.04.10	5	400	1.017	64.75	31.00	4.25	0.00
※102甲3	102.04.26	20	300	1.840	42.18	29.49	4.33	24.00
※102甲5	102.05.20	30	289	1.990	45.69	28.02	2.42	23.87
※102甲6	102.06.28	10	350	1.460	54.58	37.57	0.99	6.86

※為增額公債。

表2.2 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		外國債券及 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
99	13,936	66,222	6,100	41,876	193	1,467	3,297	12,022	1,585	8,158	2,568	2,168	193	531
100	13,937	71,135	6,200	45,096	200	1,348	3,966	13,510	1,946	9,004	1,625	1,783	-	394
101	14,346	77,528	6,650	47,763	234	1,581	4,825	16,195	1,804	10,221	769	1,483	62	285
101/ 8	1,756	75,643	600	47,296	-	1,347	829	15,620	153	9,558	174	1,513	-	309
9	1,086	76,226	350	47,346	-	1,347	535	15,964	190	9,746	11	1,514	-	309
10	739	76,594	300	47,364	-	1,347	239	16,128	127	9,839	11	1,545	62	371
11	1,311	77,430	600	47,963	125	1,472	269	16,237	147	9,950	170	1,523	-	285
12	1,337	77,528	400	47,763	109	1,581	378	16,195	450	10,221	-	1,483	-	285
102/ 1	1,854	78,415	1,200	48,213	-	1,580	654	16,750	0	10,121	-	1,476	-	275
2	1,222	78,656	750	48,263	-	1,580	302	16,953	150	10,271	20	1,334	-	255
3	1,212	79,072	800	48,363	-	1,580	239	17,133	173	10,394	-	1,347	-	255
4	882	79,421	700	49,063	-	1,513	67	16,983	115	10,259	-	1,348	-	255
5	709	79,865	289	49,352	-	1,513	305	17,123	95	10,271	20	1,351	-	255
6	956	80,594	350	49,702	-	1,513	527	17,505	25	10,221	-	1,344	54	309
7	1,108	80,716	420	49,522	-	1,513	688	17,976	-	10,158	-	1,344	-	203
8	765	81,278	263	49,785	-	1,513	399	18,247	83	10,181	20	1,349	-	203

資料來源：

- (1) 中央銀行「中華民國金融統計月報」。
- (2) 行政院金管會銀行局「資產證券化案件統計表」。
- (3) 中央銀行外匯局「國際金融組織在台發行債券概況」。

(三) 公司債

由於債券市場利率攀升，企業發債意願降低，本季公司債發行總額為899億元，較上季減少296億元或24.77%。就發行內容觀察，由於本季發行公司多為債信良好之大型公司，公司債發行以不可轉讓及無擔保為主，80%為不可轉換公司債，91%為無擔保公司債；前六大發債公司為台電、台

塑工業、台塑石化、宏碁、台灣大哥大及遠傳電信，合計發債金額為642億元，占發行總額71%；就債券發行期限觀察，本季以5年期券占39%為最大宗，其次為7年期券占26%，加權平均發行利率分別為1.28%及1.40%，發行利率普遍上揚，以台塑石化為例，本季發行之7年期公司債利率較上季上升11個基本點。截至本季底，公司債發行餘

額為1兆7,505億元，較上季底增加372億元或2.17%，至102年8月底發行餘額增至1兆8,247億元。

(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金融債券。本季僅有6家本國銀行發行金融債券，總金額為235億元，較上季減少88億元或27.24%，其中新台幣計價部分為186億元，另有彰化銀行發行以外幣計價之金融債，金額為10億人民幣，折合新台幣約49億元，發行利率2.9%。本季發行債券主要為次順位債，發行目的主要為強化資本，其次為支應中長期營運資金需求。發行期間主要為10年期券及7年期券，分別占49%及31%，以

新台幣計價之7年期券及10年期券發行利率分別為2.05%及1.70%。累計至本季底，金融債券發行餘額為1兆221億元，較上季減少173億元，至102年8月底發行餘額續減少為1兆181億元。

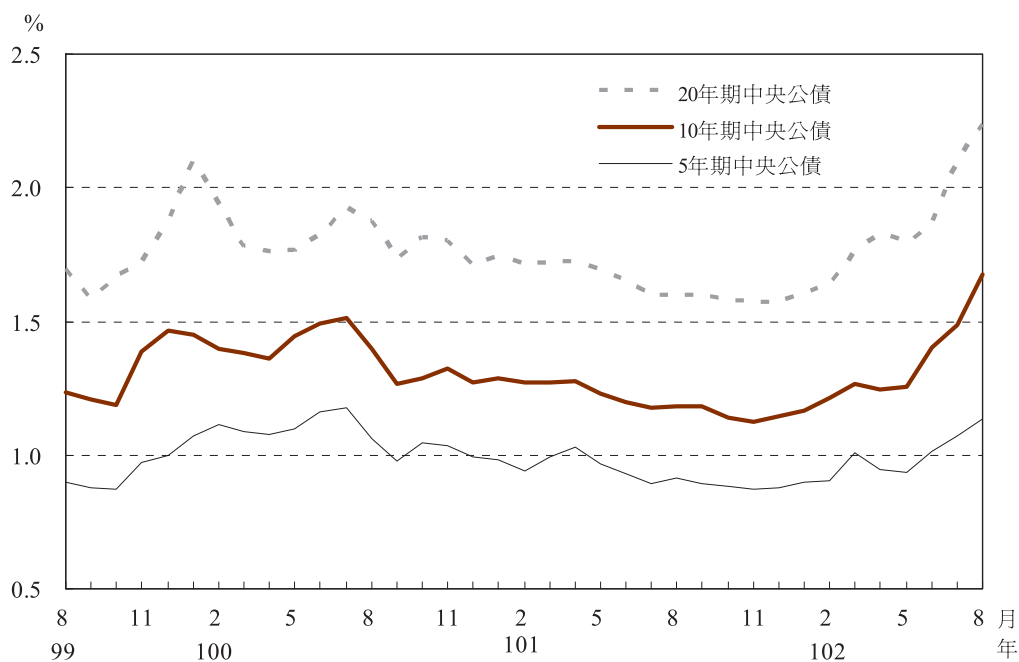
(五) 資產證券化受益證券

本季有金融資產證券化受益證券循環發行20億元，季底發行餘額539億元，另本季底不動產證券化受益證券發行淨值為805億元，與上季底同。總計本季底資產證券化受益證券發行餘額為1,344億元，較上季底減少3億元或0.22%。至102年8月底發行餘額增加至1,349億元。

(六) 外國債券及國際債券

外國債券係指國際金融組織在台發行之

圖2.1 各期別公債殖利率走勢圖



金融債券，已於102年2月底清償完畢，餘額為0。國際債券係指外國銀行在台發行之金融債券，目前所有國際債券均以外幣計價，本季德意志銀行發行5年期10億人民幣及3年期1億人民幣之國際債券，折合新台幣共54億元。截至本季底，合計外國債券及國際債券發行餘額折合新台幣309億元，較上季底增加54億元或21.18%。至102年8月底，發行餘額仍維持在203億元。

二、流通市場

本年第2季，受美、日持續採行寬鬆政

策利多刺激，我國10年期指標公債殖利率於4月呈現下跌趨勢，至5月3日為1.1695%，為本年以來最低；之後市場籠罩在美國量化寬鬆措施可能提前退場之疑慮下，指標公債殖利率轉趨上揚，至本年8月底為1.7230%。

本季整體債市交易量小幅增加，主要因第1季逢農曆春節，交易日較少，比較基期較低所致。本季各類債券成交總額為18兆7,415億元，較上季增加4,018億元或2.19%，其中，附條件交易減少2,549億元或1.75%(占成交總額比重，由上季之79.5%降至本季之76.4%)，買賣斷交易增加6,567億元

表2.3 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 (%)
99	1,063,180	426,516	40.1	636,664	59.9
100	978,091	268,567	27.5	709,524	72.5
101	865,517	184,358	21.3	681,159	78.7
101/ 8	74,518	13,385	18.0	61,133	82.0
9	61,137	12,665	20.7	48,472	79.3
10	73,710	14,890	20.2	58,820	79.8
11	69,797	13,875	19.9	55,922	80.1
12	59,279	8,847	14.9	50,432	85.1
102/ 1	76,347	17,125	22.4	59,222	77.6
2	42,839	7,380	17.2	35,459	82.8
3	64,211	13,125	20.4	51,086	79.6
4	64,628	15,344	23.7	49,284	76.3
5	68,381	17,822	26.1	50,559	73.9
6	54,406	11,031	27.1	43,375	74.9
7	59,215	10,843	28.1	48,372	75.9
8	53,020	7,423	29.1	45,597	76.9

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心。

表2.4 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	外國債券及 國際債券
			普通	可轉換			
99	1,063,180	952,114	84,055	11,556	13,618	1,233	604
100	978,091	810,960	128,207	20,016	16,767	1,523	618
101	865,517	689,748	144,429	11,500	18,592	1,034	214
101/ 8	74,518	58,218	13,554	968	1,693	59	26
9	61,137	46,670	12,119	754	1,484	94	16
10	73,710	58,566	12,731	753	1,590	50	20
11	69,797	54,369	12,715	715	1,927	55	16
12	59,279	43,695	12,504	735	2,270	59	16
102/ 1	76,347	58,349	14,954	791	2,167	50	36
2	42,839	31,632	9,384	407	1,339	57	20
3	64,211	48,702	12,988	671	1,774	51	25
4	64,628	48,773	13,469	597	1,745	21	23
5	68,381	52,830	13,030	693	1,759	43	26
6	54,406	39,530	12,523	674	1,556	93	30
7	59,215	42,400	14,343	722	1,662	28	60
8	53,020	37,519	13,118	670	1,615	68	30

資料來源：中華民國證券櫃檯買賣中心。

註：自99年4月起，各類債券交易資料包含買賣斷及附條件交易；之前，因缺乏詳細資料，附條件交易均歸入「政府債券」。

或17.45%(占成交總額比重，由上季之20.5%上升至本季之23.6%)。若就各類債券交易來看，本季以政府公債交易比重占75%為最高，交易金額為14兆1,133億元，其次依序為公司債4兆986億元、金融債券5,060億元、資

產證券化受益證券157億元及外國債券與國際債券79億元。7月以後受公債殖利率大幅攀升影響，債券市場觀望氣氛濃厚，8月整體債券交易量萎縮至5兆3,020億元。

參、股票市場

102年4月起，由於電子業營運展望優於預期、美國股市續創新高，以及新版證所稅釋出利多，外資大幅買超，台股升至5月22日之8,399點；之後因市場擔憂Fed可能提前縮減QE3，指數走跌至6月25日之7,663點；隨後因證所稅修正案三讀通過，取消證所稅課徵門檻，加上美國Fed主席釋出QE暫不急著退場訊息，美股走揚，帶動台股走升至7月16日之8,260點；之後因中東局勢不穩，外資賣超台股等因素影響下，台股再度走跌至8月22日之7,814點；惟手機與平板電腦等新品陸續推出，外資翻空為多買超台股，指數於8月30日升至8,022點，較3月底之7,919點上漲1.3%。

一、大盤股價指數變動

102年4月份股市先跌後漲，4月底加權指數較上月底上漲 2.21%。4月1日至18日期間股市走跌，此期間主要利空因素包括：1.北韓宣布可能動武，朝鮮半島緊張局勢升高；2.中國大陸爆發禽流感疫情；3證所稅懸而未決，台股量能持續低迷；4.主計總處下修經濟成長率。4月19日後股市走升，此期間主要利多因素包括：1.台積電4月18日法說會釋出，未來獲利展望優於預期；2.日本央行推出貨幣寬鬆政策，提高每月債券購買規模至7兆日圓債券。

102年5月份股市先漲後跌，5月底加權指數較上月底上漲 1.99%。102年5月1日至22日期間股市走高，此期間主要利多因素包括：1.美國及日本股市走揚；2.政府釋出將檢討證所稅之訊息；3.行政院提出「提振景氣措施」方案。102年5月23起股市大幅走跌，此期間主要利空因素包括：1.美國Fed主席Bernanke暗示縮減QE3規模，國際股市重挫；2.中國製造業景氣萎縮；3.證所稅修正案因朝野政黨未達成共識，無法完成三讀立法程序；4.主計總處下修經濟成長率。

102年6月份股市先跌後漲，6月底加權指數較上月底下跌2.33%。6月1日至25日期間股市走跌，此期間主要利空因素包括：1.美國QE退場疑慮延燒；2.ECB未宣布新的刺激措施，且調降今年歐元區成長預估，歐股挫跌。6月26日後股市走升，此期間主要利多因素包括：1.立法院三讀通過證所稅修正案，消除台股8,500點天險；2.美國Fed主席釋出QE暫不急著退場訊息，美股走揚。

102年7月份股市呈現區間震盪，7月底加權指數較上月底上漲0.57%。此期間主要利多因素包括：1.歐美6月製造業景氣雙雙報喜，美國ISM製造業景氣擴張，歐元區製造業採購經理人指數（PMI）表現優於預期；2.國際資金回流買超台股。此期間主要利空因素包括：1.台積電法說會釋出對未來看法

保守的預期，引發法人賣壓；2.iPhone 5S及新iPad mini分別延宕至10月及明年初推出，重挫蘋果產品供應鏈。

102年8月份股市先跌後漲，8月底加權指數較上月底下跌1.06%。8月1日至22日期間股市走跌，此期間主要利空因素包括：1.QE退場疑慮衝擊市場；2.埃及暴力衝突、敘利亞局勢動盪；3.國際資金流出亞洲新興經濟體，外資大舉賣超台股。8月23日後股市走升，此期間主要利多因素包括：1.全球製造業景氣好轉，手機及平板電腦等新品陸續推出；2.外資翻空為多，買超台股。

二、各類股股價指數變動

就各類股股價的變動而言，102年4月多數類股上漲，因中國大陸輪胎需求隨汽車數量而快速成長，加上天然膠價格下跌，橡膠類股上漲8.59%；因主要客戶端需求穩健，紡織纖維類股上漲5.37%。另一方面，航運類股受禽流感疫情影響，下挫3.61%，生技醫療類股則因漲多拉回而下跌2.4%。

102年5月多數類股呈上漲局面，因車商加強促銷，新車銷售持續成長，汽車類股上漲10.21%；觀光類股則因擺脫H7N9疫情陰霾而上漲9.02%。

圖3.1 集中市場價量變動趨勢

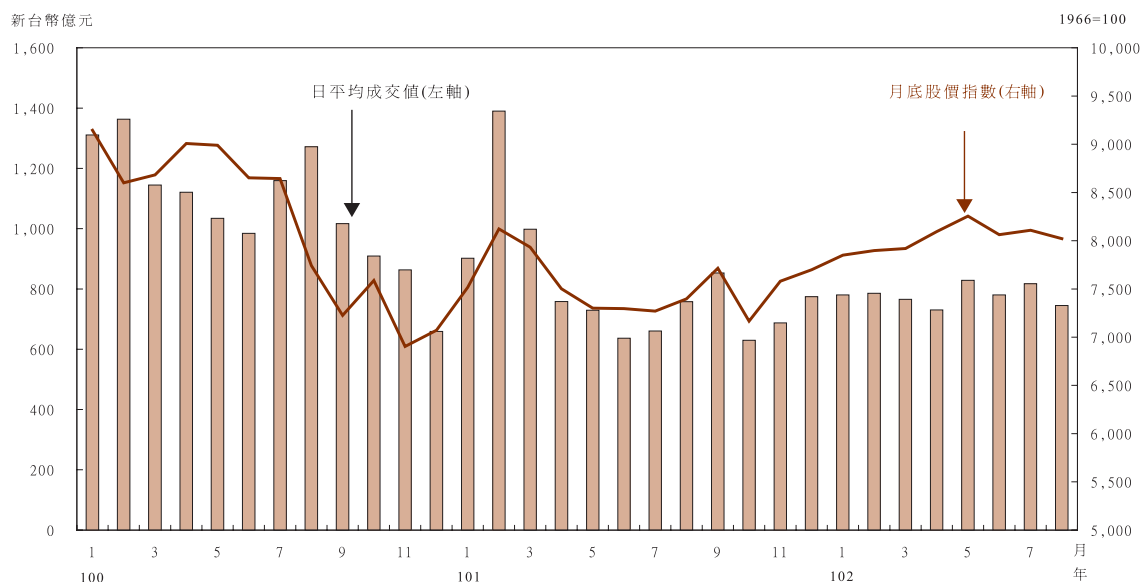


表3.1 集中市場各類股股價指數之變動

日期 \ 類股名稱	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
102年3月底	7918.6	296.9	943.4	127.0	1196.0	199.4	420.6	114.1	39.1	67.5	175.6
102年4月底	8093.7	305.7	925.3	131.3	1234.1	205.1	443.1	118.2	40.0	70.6	171.2
102年5月底	8254.8	312.5	941.9	131.9	1259.4	208.8	466.2	120.7	41.3	69.3	177.8
102年6月底	8062.2	303.5	928.1	127.3	1238.7	215.3	466.4	114.2	38.7	64.6	170.5
102年7月底	8107.9	295.4	974.9	128.9	1318.4	229.3	481.8	124.4	39.7	67.7	179.1
102年8月底	8021.9	293.3	949.6	133.7	1238.3	221.1	483.6	127.0	38.0	66.2	176.2
102年3月底 與上月底比%	+0.26	+0.88	+2.58	-1.44	+2.00	-5.93	-1.82	-1.17	-5.73	+0.55	-0.71
102年4月底 與上月底比%	+2.21	+2.98	-1.92	+3.38	+3.19	+2.90	+5.37	+3.62	+2.27	+4.52	-2.53
102年5月底 與上月底比%	+1.99	+2.24	+1.79	+0.44	+2.05	+1.77	+5.21	+2.10	+3.10	-1.77	+3.86
102年6月底 與上月底比%	-2.33	-2.91	-1.46	-3.48	-1.65	+3.11	+0.04	-5.37	-6.25	-6.78	-4.11
102年7月底 與上月底比%	+0.57	-2.66	+5.04	+1.23	+6.44	+6.50	+3.30	+8.94	+2.71	+4.83	+5.06
102年8月底 與上月底比%	-1.06	-0.69	-2.60	+3.76	-6.08	-3.54	+0.37	+2.03	-4.38	-2.26	-1.61

日期 \ 類股名稱	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
102年3月底	97.6	381.5	257.2	307.3	79.3	123.5	203.5	99.2	107.8	80.5	212.0
102年4月底	97.2	414.3	261.5	316.6	76.4	119.7	212.9	102.4	108.8	78.6	223.8
102年5月底	98.2	394.4	288.2	330.3	77.8	130.5	216.4	99.8	111.5	78.6	228.0
102年6月底	94.0	405.4	273.2	312.7	74.7	126.6	220.2	97.8	106.8	75.7	216.8
102年7月底	98.0	416.6	287.4	330.4	75.5	130.8	234.7	101.8	112.9	85.0	234.0
102年8月底	97.4	381.3	280.7	317.9	73.8	131.8	234.9	97.1	108.4	86.6	224.1
102年3月底 與上月底比%	-3.54	+7.25	+7.47	+0.98	-2.09	-6.24	-0.90	-5.51	-0.83	+1.03	+2.22
102年4月底 與上月底比%	-0.36	+8.59	+1.68	+3.02	-3.61	-3.11	+4.63	+3.22	+0.86	-2.40	+5.55
102年5月底 與上月底比%	+0.94	-4.79	+10.21	+4.33	+1.79	+9.02	+1.66	-2.57	+2.52	-0.03	+1.89
102年6月底 與上月底比%	-4.21	+2.78	-5.23	-5.31	-4.04	-2.94	+1.73	-2.01	-4.25	-3.60	-4.91
102年7月底 與上月底比%	+4.21	+2.76	+5.20	+5.66	+1.06	+3.29	+6.57	+4.11	+5.78	+12.20	+7.94
102年8月底 與上月底比%	-0.64	-8.47	-2.31	-3.78	-2.23	+0.80	+0.12	-4.62	-4.01	+1.93	-4.23

102年6月由於Fed縮減QE規模之利空，外資賣超台股，多數類股呈下跌局面。其中，玻璃陶瓷類股下跌6.78%最大；電器電纜及電機機械類股則因中國大陸家電補貼政策取消，亦分別下跌6.25%及5.37%。

102年7月在外資買超激勵下，多數類股上漲。其中，生技醫療類股反應國內的狂犬病疫情升溫，上漲幅度達12.20%；電機機械類股則因跌深反彈，亦上漲8.94%；而貿易百貨類股在7月暑期消費旺季，市場提高消費需求下，上漲6.57%。

102年8月多數類股下跌，橡膠類股因輪

胎廠獲利展望不佳，下跌8.47%；食品類股則在原物料上漲壓力影響下，下跌6.08%；台塑化公布財報不如預期，股價走跌，拖累油電燃氣類股亦下跌4.62%。

三、法人買賣超

觀察三大法人買賣超情況，102年4月至5月外資均呈買超，6月因Fed暗示縮減QE規模，外資大幅賣超達1,175億元，7月因QE雜訊稍減，外資再度買超台股，8月則在全球股市回檔以及資金撤離亞洲新興市場之影響下，外資賣超457億元。

表3.2 集中市場機構投資人買賣超

單位：億元

年 月	外 資	投 信	自 營 商	合 計
100年全年	-2,776	94	-456	-3,138
101年全年	1,443	-160	-21	1,262
101年 8月	921	55	-9	967
101年 9月	587	-34	22	575
101年10月	-287	-27	-134	-448
101年11月	428	23	32	483
101年12月	495	-111	11	395
102年 1月	163	-79	6	90
102年 2月	292	-46	48	294
102年 3月	-309	-101	-41	-451
102年 4月	295	-77	41	259
102年 5月	583	-167	14	430
102年 6月	-1,175	-100	-117	-1,392
102年 7月	824	-25	161	960
102年 8月	-457	8	-69	-518

投信法人方面，102年4月至7月均呈賣超，主要係因投信炒股弊案，遭檢調搜索，為應付投資人的贖回潮，及投信進行獲利了結、調節持股所致；8月轉呈買超，主因台股跌深，促使投信法人逢低承接。

此外，自營商通常採取較短線操作策略，在股市行情上揚時即有買超，而在股市下跌時便出現賣超。102年6月及8月因台股相對疲弱，自營商分別賣超117億元及69億元以外，其餘月份則因台股上漲而出現買超。

四、股市重要措施

本期間股市主要措施有：

- (一) 102年4月1日，為吸引投資人投入我國期貨市場，經行政院核定期貨交易稅自10萬分之4調降為10萬分之2，並於104年底視實際效益檢討是否再行調整稅率。
- (二) 102年4月3日，為提高企業至OBU發行人民幣債券之意願，金管會開放全權委託資產與投信基金得投資本國企業赴海外發行之公司債。
- (三) 102年5月31日，為擴大我國證券與期貨市場的規模、增加新動能及提升國際化程度，金管會開放大陸地區銀行及保險主管機關核准之合格機構投資者得來臺從事證券投資及期貨交易，並允許上市上櫃公司的

大陸員工及來臺掛牌海外企業的大陸股東得依法認購、獲配有價證券。

- (四) 102年6月25日，立法院三讀通過新版證所稅，包括取消8,500點的課徵門檻、散戶免徵、大戶出售10億元以上採設算課徵；至於初次上市櫃（IPO）股票部分，維持出售十張以上核實課徵不變。
- (五) 102年7月1日，集中交易市場普通交易集合競價撮合循環秒數由現行20秒調整至15秒，收盤前資訊之揭露頻率亦同步調整為15秒，此調整將增加整體市場撮合次數，進而提升交易效率及資訊揭露之及時性。
- (六) 102年7月10日，金管會公告，開放證券商得辦理外幣資金拆出，並要求證券商辦理外幣拆款應訂定相關鋒線管理措施及內部控制制度，以管理外幣拆款所衍生之風險。
- (七) 102年7月24日，證交所修正「有價證券上市審查準則」，明訂投資控股公司申請上市，限以投資為專業並以控制其他公司之營運為目的者。
- (八) 102年8月20日，修正「期貨交易法施行細則」第6條，開放議價申報鉅額交易制度，以吸引更多市場參與者進入我國期貨市場。

肆、外匯市場

一、新台幣匯率走勢

102年第2季（4至6月）新台幣對美元匯率最低為6月24日之30.350元，最高為5月8日之29.500元，差距為0.850元。季底新台幣對美元匯率為30.120元，較上季底貶值0.8%，對歐元及人民幣亦分別貶值2.6%及2.0%；對日圓、韓元則較上季底升值4.2%及1.9%。

本季（第3季）底與第2季底比較，新台幣對美元、日圓及人民幣升值，惟對歐元、韓元貶值（圖4.1），致新台幣對主要貿易對手國一籃通貨之加權平均匯價（以進出口比重為權數）升值0.9%。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：本季最低為7月8日之30.342元，最高為9月23日之29.629元，差距為0.713元。7月初新台幣對美元延續貶值走勢，至7月8日的低點後，由於Fed表示將維持低利率政策，加上部分國際資金流向經常帳順差的亞洲國家，外資回補台股，以及我國貿易出超擴大，新台幣對美元轉呈升值，之後在29.88至30.13元區間盤整，9月中旬Fed表示購債規模不變，導致國際美元走弱，新台幣再度升值，至本季底新台幣對美元匯率為29.670元，較上季底升值1.5%，就平均匯率而言，本季新台幣對美元則與上季持平。

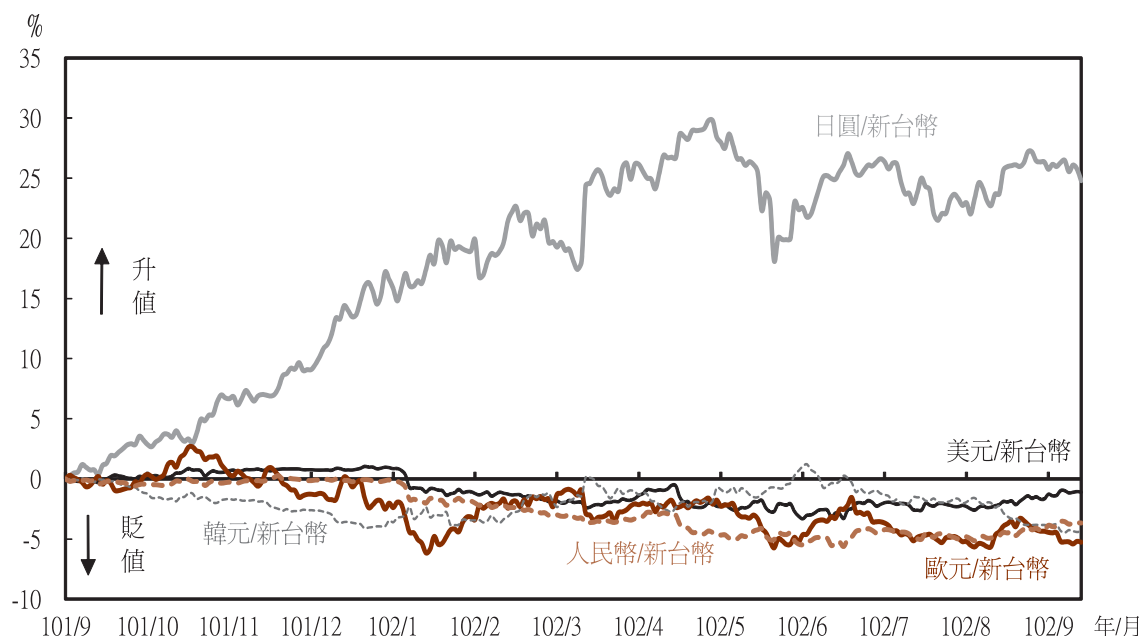
新台幣對歐元匯率：在Fed可能縮減QE規模之疑慮下，歐元對美元貶至7月10日之本季最低點，之後因Fed表示仍維持寬鬆政策不變，加上歐元區德法兩國經濟表現優於預期，帶動歐元一度走升；9月初因中東局勢動盪，國際美元走強，歐元則小幅回貶，之後因Fed未如預期減碼QE，歐元轉呈升值，至9月26日達1.3519元之本季最高點。本季底新台幣對歐元較上季底貶值1.9%，就平均匯率而言，本季新台幣對歐元則較上季貶值1.3%。

新台幣對日圓匯率：7月中旬以來，由於日本經濟逐漸復甦，市場對於安倍內閣是否再推出寬鬆政策有所疑慮，加上國際美元疲弱，日圓對美元反轉走升，至8月8日達96.23元之高點，之後在96.66至100.29元間震盪。本季底新台幣對日圓較上季底升值0.6%，就平均匯率而言，本季新台幣對日圓約與上季持平。

新台幣對人民幣匯率：由於中國大陸經濟成長相對穩定，本季人民幣仍維持緩步走升趨勢，至8月15日達6.113元之新高，之後在6.115至6.125元間高檔盤整。本季底新台幣對人民幣較上季底升值1.3%，就平均匯率而言，本季新台幣對人民幣則較上季貶值0.5%。

新台幣對韓元匯率：7月初韓元對美元

圖4.1 新台幣對主要貿易對手國貨幣之升貶幅度
(與101/9/28比較)



一度走貶，隨後因經濟持續復甦，出口成長優於預期，加上美國QE暫緩減碼，外資持續匯入，韓元對美元一路升值，至9月24日達本季最高點1072.2元。本月底新台幣對韓元較上季底貶值4.5%，就平均匯率而言，本季新台幣對韓元亦較上季貶值1.1%。

二、外匯市場交易

102年5月至7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19,792.5億美元，較上期（102年2月至4月，以下同）增加18.7%，日平均交易淨額增為310.0億美元，反映國內外資金進出規模仍大。其中，OBU外匯交易淨額為2,887.7億美元，較上期增加18.5%，占外匯市場總交易

量14.6%。

各交易類別中，以換匯交易最多，交易量高達8,091.2億美元，較上期成長18.5%；即期交易居次，交易量為7,554.5億美元，較上期成長18.3%；兩者占外匯市場總交易量比重分別為40.9%及38.2%。匯率選擇權與遠匯交易則分居第三及第四，兩者比重分別為14.9%及5.3%，匯率選擇權交易較上期增加19.6%，遠匯交易則增加24.2%（表4.1及圖4.2）。

按交易幣別分，以新台幣對美元交易最多，102年5月至7月的交易比重為37.3%，較上期減少1.1個百分點；新台幣對其他外幣交易比重則甚低，僅約1.8%；第三種貨幣間的交易比重為61.0%，其中美元對歐元交易比重為13.0%，較上期減少2.2個百分點；美元

對日圓交易比重為14.0%，較上期增加0.7個百分點；其他外幣間的交易比重為34.0%，較上期增加2.7個百分點（圖4.3）。

按交易對象別分，以國內銀行與國外銀行間的交易最多，102年5月至7月交易比重

為53.1%，較上期增加0.3個百分點；國內銀行與顧客間的交易居次，比重為24.0%，較上期減少0.5個百分點；國內銀行間的交易比重22.8%為最少，較上期增加0.2個百分點（圖4.4）。

表4.1 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	匯率 選擇權	交易淨額	OBU 交易淨額	日平均總 交易淨額
99	2,192,719	2,166,897	946,940	290,075	75,893	18,295	23,848	423,261	5,115,095	284,193	20,232
100	2,570,319	2,454,626	967,972	415,459	77,315	19,016	24,587	529,351	6,013,357	407,968	24,169
101	2,249,684	2,558,288	1,129,998	406,831	63,913	19,419	30,993	627,958	5,893,172	579,922	23,408
101 / 5	220,114	241,392	105,899	42,652	7,298	1,470	2,192	67,249	575,068	57,160	26,139
6	202,896	212,884	92,029	35,924	5,612	1,748	2,288	51,769	507,508	47,744	24,167
7	188,678	216,548	100,263	43,475	5,511	1,621	2,408	53,859	506,590	48,464	23,027
8	181,650	222,580	98,669	30,492	6,211	1,771	1,506	54,608	492,608	50,217	22,391
9	190,347	213,491	90,393	29,854	3,917	1,284	1,921	53,678	490,576	51,345	24,529
10	180,105	227,921	102,321	27,444	4,213	1,445	2,351	60,530	499,796	57,096	22,718
11	183,126	220,351	99,268	26,471	3,455	1,261	2,103	52,589	485,900	54,962	22,086
12	172,286	196,393	91,270	23,405	3,701	1,158	2,048	36,910	432,199	40,793	20,581
102 / 1	254,612	251,984	110,229	33,094	6,050	2,016	2,603	101,367	645,676	105,881	29,349
2	197,413	195,372	81,127	23,212	3,322	1,552	1,853	71,880	491,282	69,722	32,752
3	224,021	249,495	94,542	28,964	2,903	1,721	2,581	86,525	593,307	82,377	28,253
4	217,423	237,699	83,194	31,982	3,108	1,998	5,009	88,776	582,886	91,542	29,144
5	276,803	287,584	96,598	41,048	6,613	2,070	1,726	129,639	738,869	120,270	33,585
6	238,510	245,099	91,262	33,833	5,859	2,320	2,281	77,004	599,046	83,911	31,529
7	240,143	276,433	91,735	29,646	4,712	2,157	4,008	88,946	641,333	84,588	27,884

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，與匯率有關之衍生性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4.2 外匯交易-按交易類別

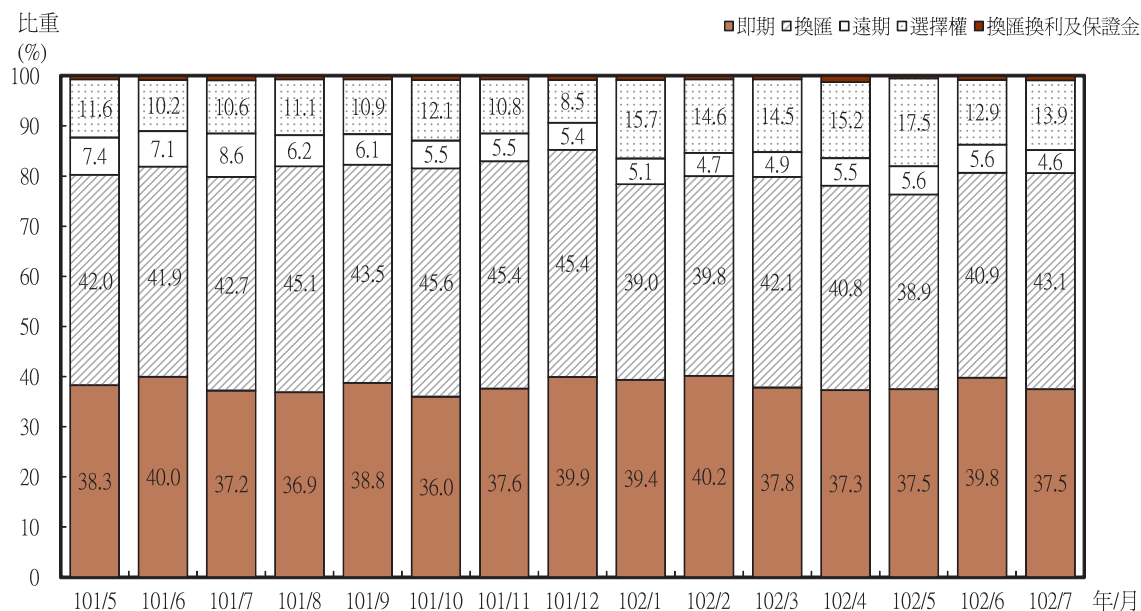


圖4.3 外匯交易-按幣別

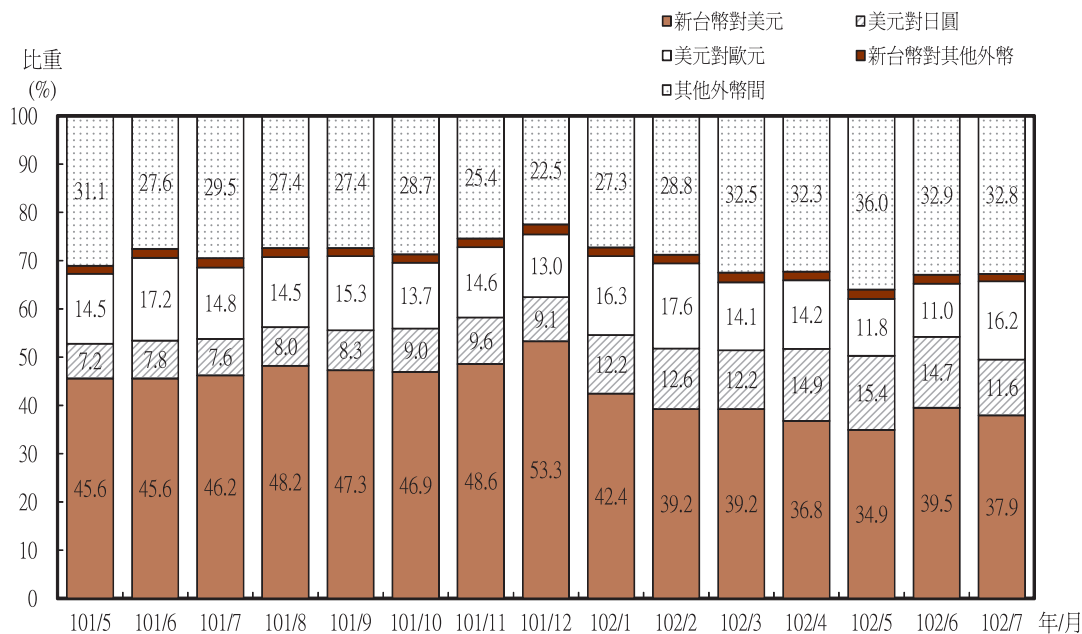
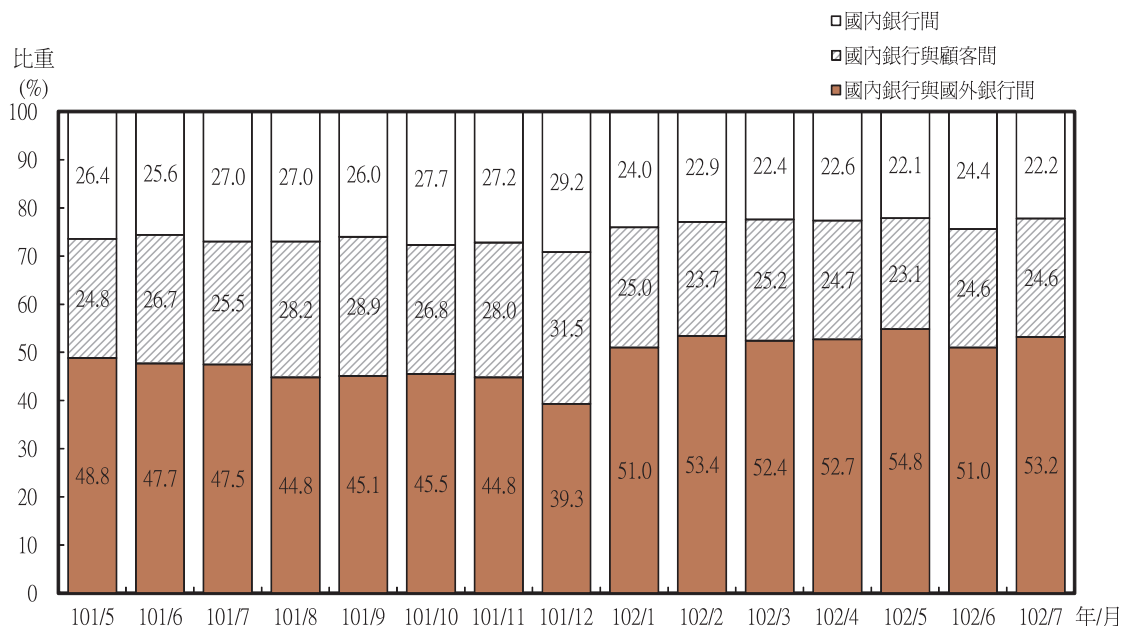


圖4.4 外匯交易-按交易對象別



三、銀行間換匯及外幣拆款交易

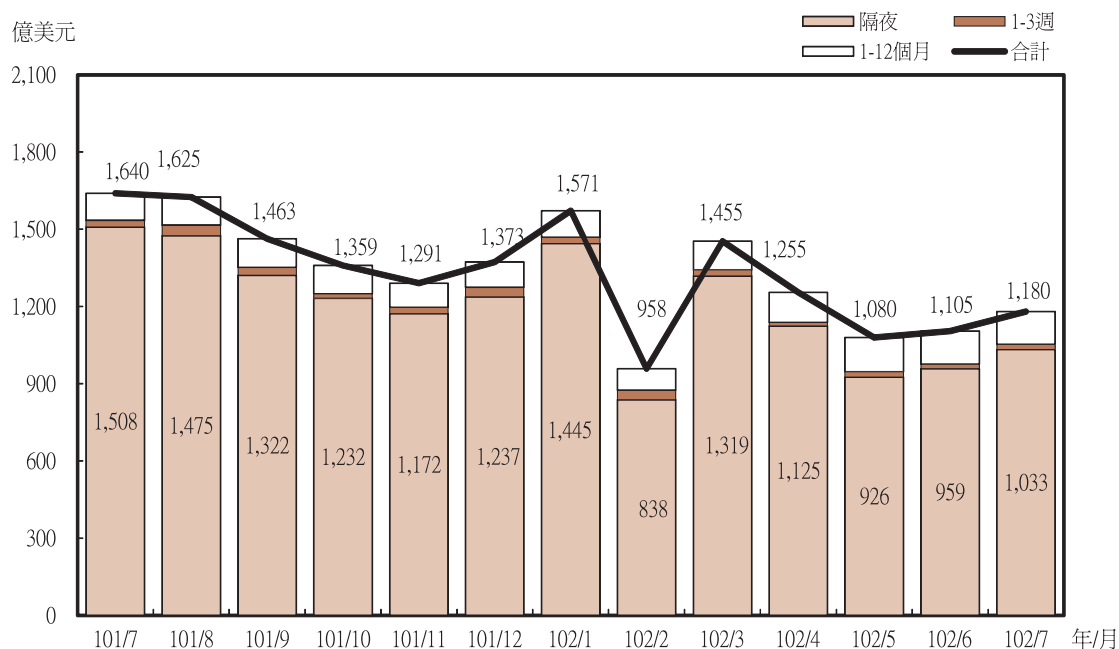
國內銀行間新台幣與外幣換匯市場及銀行間外幣拆款市場係銀行調度外幣資金的主力市場，以下分別說明之。

在新台幣與外幣換匯交易方面(表4.1)，102年5月換匯交易量為966億美元，較上月增加16.1%，主要係因歐元區經濟表現不佳，加上市場擔憂Fed將逐漸縮減QE規模，致國際美元需求增加。6月交易量為913億美元，較上月減少5.5%，主要受下列因素影響：(1)壽險公司本月換匯到期金額較少，指定銀行承做後，轉向銀行間換匯拋補金額減少；(2)因逢會計結算月底，銀行操作趨於保守，另為規避月底外幣資金不易調度而調整為長天期換匯交易。7月交易量為917億美

元，較上月增加0.5%，主要係：(1)壽險公司本月到期金額較多，指定銀行承做後，轉向銀行間換匯拋補金額增加；(2)美國Fed表示維持寬鬆政策不變，市場美元資金充裕，銀行短天期換匯交易比重增加。

銀行間外幣拆款市場交易方面(圖4.5)，5月交易量為1,080億美元，較上月減少13.9%，主要係因部分銀行增加拆入長天期資金及改以換匯交易取得部分外幣資金所致。6月交易量為1,105億美元，較上月增加2.3%，主要因大陸銀行體系短期資金流動性不足，市場拆借緊俏，導致銀行外幣資金需求增加所致。7月交易量為1,180億美元，較上月增加6.8%，主要係營業天數較上月增加3天，加上銀行多以短天期及隔夜拆款融通資金，週轉率相對提高所致。

圖4.5 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

102年5月至7月匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易金額為470.5億美元，較上期增加21.9%。其中，以外幣利率期貨交易金

額333.7億美元最多，占匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易量的70.9%，較上期增加0.8個百分點；外幣換利交易居次，所占比重為22.2%，較上期增加0.5個百分點（表4.2）。

表4.2 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 換及選擇權	股價指數 選 擇 權	信用衍生 商 品	合 計
99	125,541	842	6,043	393,468	18,060	105	10,126	554,185
100	76,153	902	3,569	254,703	22,728	421	5,204	363,681
101	51,887	1,069	4,320	142,310	15,440	955	2,243	218,223
101 / 5	3,796	0	304	12,923	1,320	83	349	18,776
6	3,096	5	247	11,649	1,161	16	163	16,338
7	3,993	634	505	9,686	1,376	71	44	16,310
8	4,233	30	356	11,549	1,370	101	66	17,704
9	4,896	0	231	19,617	1,087	113	64	26,007
10	4,168	0	330	12,548	1,103	200	171	18,519
11	3,678	0	314	11,430	1,031	129	217	16,799
12	4,855	0	219	7,762	765	64	133	13,798
102 / 1	5,765	18	453	9,243	425	672	390	16,966
2	2,436	0	227	6,551	548	117	47	9,925
3	2,957	0	353	8,865	658	69	132	13,034
4	2,955	0	292	11,622	508	159	89	15,625
5	3,408	5	532	15,656	472	52	151	20,276
6	3,517	0	99	8,977	490	58	356	13,498
7	3,502	0	228	8,732	547	171	96	13,275

五、外匯自由化與外匯管理

本行為持續落實自由化、國際化既定政策，以及促進銀行外匯業務的健全發展，持續同意指定銀行採事後報備方式，函報開辦新種外匯業務及衍生外匯商品業務等。

在外匯管理方面，為簡化申報程序，並節省辦理時間與作業成本，本行於7月30日發布修正「外匯收支或交易申報辦法」，放寬個人償付非居民提供服務支出之匯款，比照現行公司、行號及團體之規定，得逕向銀行業辦理結匯申報，結匯金額無須計入當年累積結匯金額。另配合國際貿易實務，明定

申報人如檢附境內交易文件及其交易標的涉及境外貨品或服務之相關證明文件辦理新臺幣結匯申報，經銀行業確認相符，亦不計入當年累積結匯金額，並自8月1日起生效。

此外，本行於8月30日發布修正「外幣收兌處設置及管理辦法」，配合兩岸貨幣清算機制建立後，人民幣視同「外幣」管理，修正外幣收兌處之辦理對象。另外，為配合外國觀光客及陸客兌換需求並提升其方便性，增列其較常消費及造訪之業別、團體及商家得申請設置外幣收兌處，並自9月1日起生效。

國際經濟金融情勢（民國102年第2季）

壹、概述

本(2013)年第2季以來，雖然先進經濟體經濟表現持續轉佳，惟在美國量化寬鬆(QE)政策退場預期下，全球金融市場劇烈震盪，嚴重衝擊新興經濟體之股、匯市，部分國家轉以升息因應資金流出問題。未來若美國QE規模縮減，恐減弱新興經濟體之經濟成長動能，影響全球經濟復甦。

國際機構預測本年全球經濟成長率與上

(2012)年相近，明(2014)年略為升溫。IMF於7月預測本年及明年全球經濟成長率分別為3.1%及3.8%；Global Insight 於9月之預測值則分別為2.4%及3.3%(表1)。

物價方面，雖然近期中東緊張情勢推升國際原油價格，惟全球景氣復甦步調仍緩，穀物等原物料價格相對平穩，全球通膨壓力溫和。Global Insight 於9月預測本年及明年全球通

表1 全球經濟成長展望

單位：%

區域別或國別	2012	2013		2014	
		(1)	(2)	(1)	(2)
全球	3.1 (2.6)	3.1	2.4	3.8	3.3
先進經濟體	1.2 (1.4)	1.2	1.1	2.1	2.0
OECD國家	1.4 (1.3)	1.2	1.1	2.3	2.0
美國	2.8	1.7	1.6	2.7	2.6
日本	2.0	2.0	1.9	1.2	1.8
德國	0.7	0.3	0.6	1.3	1.8
英國	0.1	0.9	1.5	1.5	2.4
歐元區	-0.6	-0.6	-0.5	0.9	0.7
台灣	1.32	3.0	2.8	3.9	4.0
香港	1.5	3.0	3.1	4.4	4.0
新加坡	1.3	2.0	2.8	5.1	3.6
南韓	2.0	2.8	2.5	3.9	3.3
東協五國	6.1	5.6		5.7	
泰國	6.4	5.9	3.9	4.2	4.2
馬來西亞	5.6	5.1	4.6	5.2	5.0
菲律賓	6.8	6.0	6.8	5.5	6.2
印尼	6.2	6.3	5.7	6.4	5.6
越南	5.0	5.2	5.1	5.2	5.4
中國大陸	7.7	7.8	7.7	7.7	7.9
印度	5.1	5.6	4.5	6.3	5.9
其他新興市場暨發展中國家	4.9	5.0		5.4	

註：1. 資料中粗體字表實際值，其餘為預測值。

- 2012年之經濟成長率，全球及先進經濟體數字為IMF資料，OECD國家數字為OECD資料，括弧內數字均為Global Insight資料。
- 2013及2014年經濟成長率預測值(1)採用IMF World Economic Outlook, April 2013及IMF World Economic Outlook Update, July 2013資料，僅OECD國家採用OECD's Economic Outlook Report, May 2013資料。
- 2013及2014年經濟成長率預測值(2)採用Global Insight World Overview, September 2013資料。
- 先進經濟體共35個經濟體，包括G7、歐元區、澳、紐、台灣、香港、新加坡及南韓等；其他新興暨發展中國家，為先進經濟體以外國家共153國，包括非洲、中歐及東歐、俄羅斯、大陸、印度、東協、中東及中南美洲國家等。

膨率分別為3.0%及3.2%。

貨幣政策方面，7月以來，多數國家維持寬鬆貨幣政策，其中澳洲繼5月降息後，8月再調降政策利率1碼至2.5%；印尼為因應印尼盾貶值及通膨升溫，6月以來四度升息至7.25%；

印度為抑制通膨，亦於9月升息1碼至7.50%。

美國、歐元區、日本、加拿大、中國大陸、南韓、泰國及菲律賓等國則維持政策利率不變（圖1、圖2）。

圖1 先進經濟體政策利率

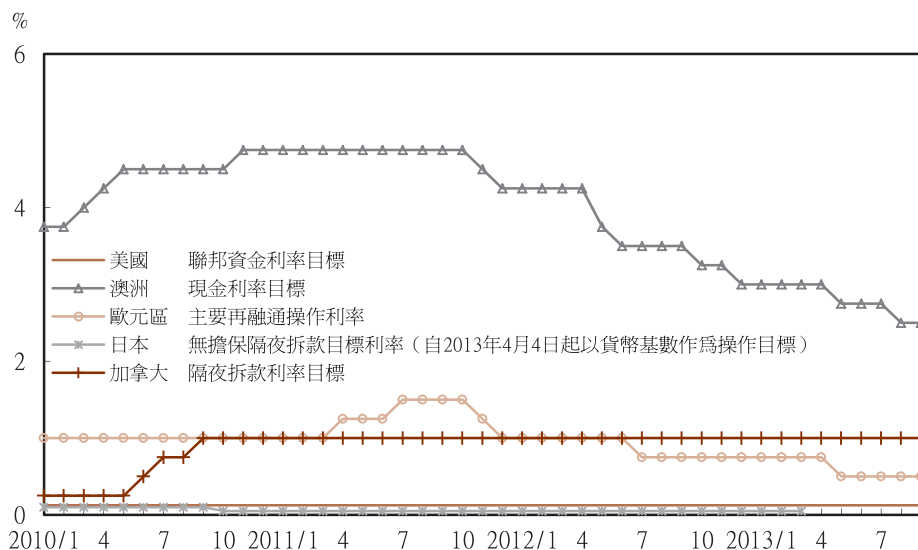
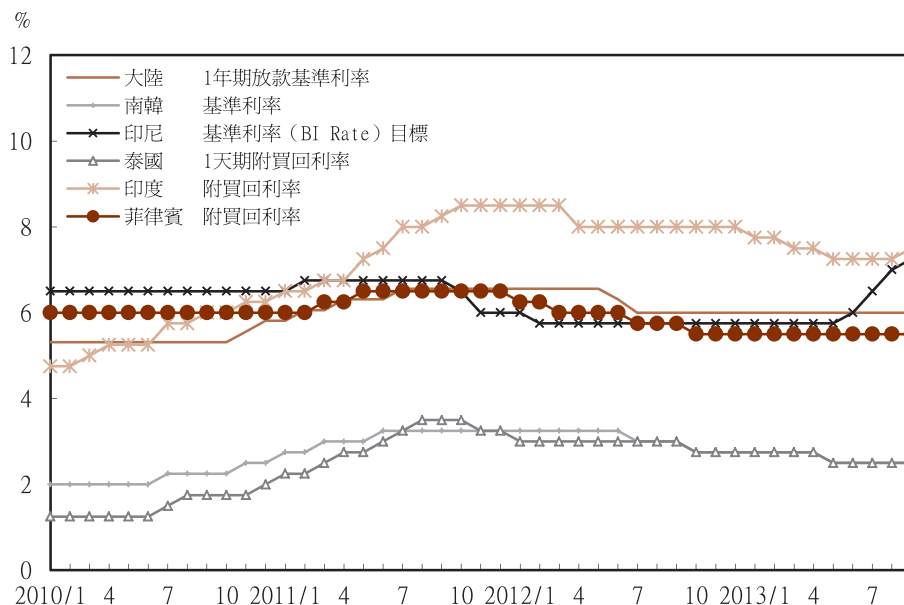


圖2 亞洲新興經濟體之政策利率



貳、美國經濟溫和成長，Fed將視時機縮減資產購買規模

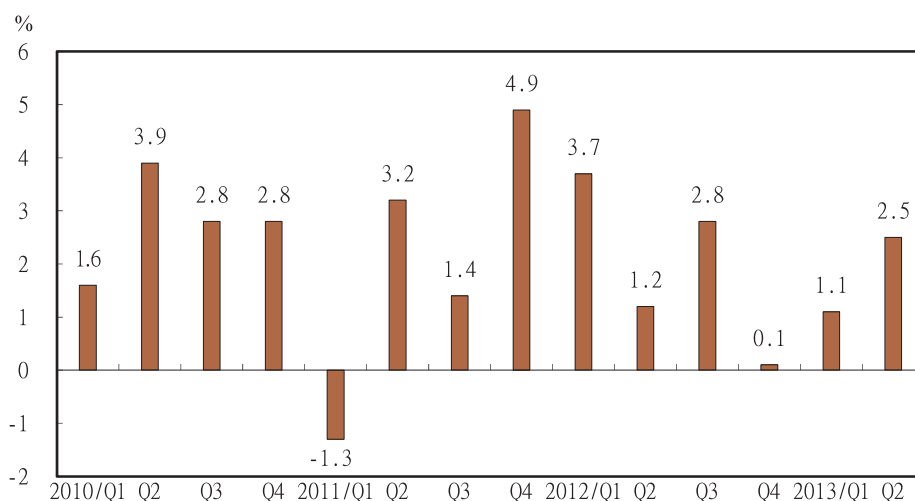
一、經濟溫和成長

本年第2季美國經濟成長率由第1季之1.1%升至2.5%(與上季比，換算成年率)(圖3)，主要係輸出加速成長及非住宅固定投資增加所致。9月30日因國會未通過臨時預算案，導致部份政府機構關閉，而政府債務亦將於10月中旬觸及上限，朝野對提高

舉債上限尚未達成共識，加上預期Fed將縮減購債規模，均為影響未來經濟成長之變數。Global Insight 預測本年及明年經濟成長率分別為1.6%及2.6%，均低於上年之2.8%；Fed之預測值則分別為2.0%~2.3%及2.9%~3.1%。

本年6月美國出口較上年同期成長

圖3 美國經濟成長率



2.3%，進口則衰退1.6%，貿易入超為524億美元。7月出、進口分別成長2.3%及0.9%，貿易入超略增為575億美元(表2)。

勞動市場方面，本年8月新增非農就業人數由7月之10.4萬人增至16.9萬人；8月失業率亦由7月之7.4%略降至7.3%，主要係勞動參與率下降所致；截至9月21日止，當週初領失業救濟金人數由上週之31萬人減至30.5萬人，就業市場持續改善。

二、通膨溫和

本年8月CPI年增率由7月之2.0%降至1.5%，主要係天然氣、汽油等能源價格下跌所致；扣除能源與食品之核心CPI年增率則由7月之1.7%略升至1.8%。8月個人消費支物價指數(PCEPI)年增率為1.2%，略低於7月之1.3%。Global Insight預測本年及明年CPI年增率均為1.5%，低於上年之2.1%。

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 (1982=100)	貿易收支 (百萬美元)
				年增率 %	年增率 %	年增率 %	
2010	2.5	9.6	5.7	1.0	1.6	4.2	-635,361
2011	1.8	8.9	3.4	1.7	3.2	6.0	-727,764
2012	2.8	8.1	3.6	2.1	2.1	1.9	-729,610
2012/ 9	2.8	7.8	2.9	2.0	2.0	2.1	-57,944
10		7.9	2.2	2.0	2.2	2.3	-59,363
11		7.8	3.3	1.9	1.8	1.4	-63,834
12	0.1	7.8	2.7	1.9	1.7	1.4	-56,189
2013/ 1		7.9	2.1	1.9	1.6	1.5	-60,504
2		7.7	2.2	2.0	2.0	1.8	-60,478
3	1.1	7.6	3.1	1.9	1.5	1.1	-54,168
4		7.5	2.0	1.7	1.1	0.6	-57,292
5		7.6	1.8	1.7	1.4	1.8	-62,031
6	2.5	7.6	1.9	1.6	1.8	2.5	-52,440
7		7.4	1.4	1.7	2.0	2.1	-57,459
8		7.3	2.7	1.8	1.5	1.4	

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

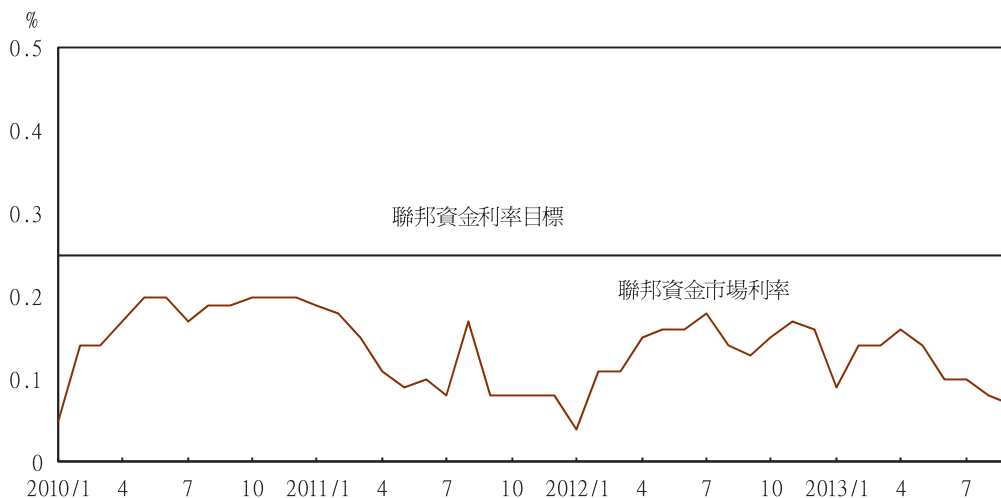
三、Fed維持低利率目標不變，並將適時調整資產購買規模

美國經濟持續溫和擴張，惟就業市場改善速度仍緩。為維持就業成長與物價穩定，9月18日美國聯邦公開市場委員會決議，維持原購債規模，並將視就業及通膨表現，決定減緩資產購買步調之時機。另決議維持

聯邦資金利率目標區間於0%~0.25%不變(圖4)，並重申即使資產購買計畫結束，在經濟穩定復甦後一段期間內，仍將維持高度寬鬆的貨幣政策。

若經濟、就業及通膨表現符合Fed預期，Fed表示可能於本年底前開始降低資產購買規模。

圖4 美國聯邦資金利率目標與市場利率



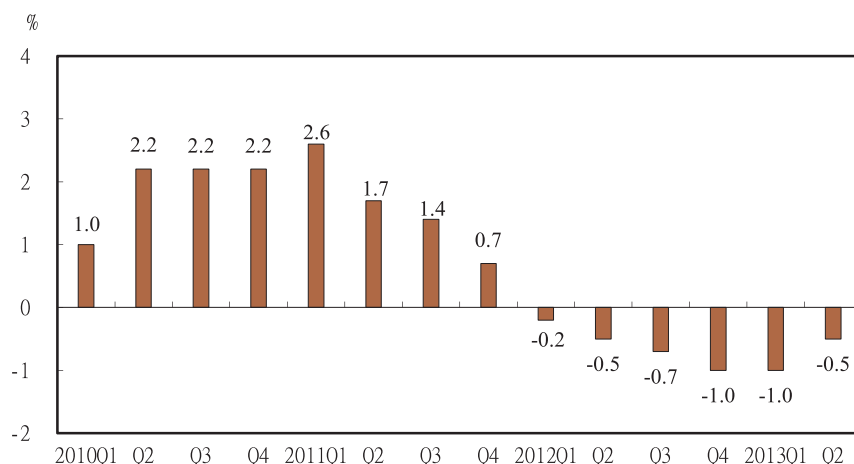
參、歐元區經濟有復甦跡象，通膨降溫，ECB採前瞻式指引

一、結束連6季經濟衰退

本年第2季歐元區經濟成長率由第1季之-1.0%升至-0.5%(圖5)；與上季比之季變動率則由第1季之-0.2%升至0.3%，擺脫連續6季衰退，主要係輸出強勁反彈，以及民間消費、政府消費支出與固定資本形成等成長所

致。受惠全球需求復甦，出口可望增加，加以ECB寬鬆貨幣政策支撐內需，下半年經濟可望逐步復甦，全年雖仍難擺脫衰退，惟明年可望重返成長。Global Insight預測本年經濟成長率為-0.5%，略高於上年之-0.6%，明年則為0.7%。

圖5 歐元區經濟成長率



本年第2季，德國經濟成長率由第1季之-0.3%升至0.5%；與上季比之季變動率，則由第1季之0%升至0.7%，其中輸出、入及固定資本形成由衰退轉為成長，民間消費亦持續成長。Global Insight預測本年經濟成長率為0.6%，略低於上年之0.7%，明年則升為1.8%。

勞動市場方面，歐元區就業情況持續惡化，8月失業率與7月持平，為12.0%(表3)，其中法國失業率維持於11.0%；德國8月失業

率則為6.8%，亦與7月持平。

二、通膨率續降

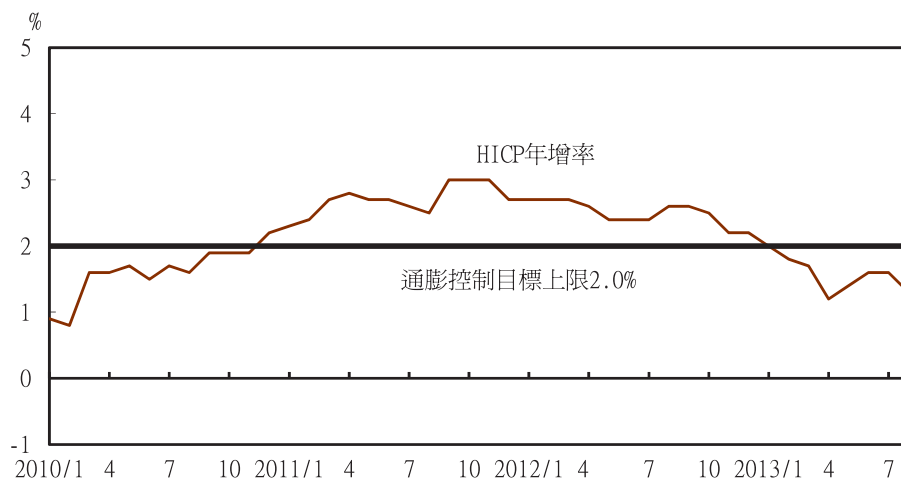
本年8月歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率，由7月之1.6%下滑至1.3%(圖6)，主因能源價格走低；扣除能源及未加工食品之核心HICP年增率則為1.3%，與7月持平。Global Insight預測本年歐元區通膨率為1.4%，低於上年之2.5%，明年略升為1.6%。

表3 歐元區重要經濟金融指標

年 / 月	經濟 成長率 %	失業率 %	工業生產年增率 (不包括營建業) %	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (百萬歐元)	M3 年成長率 %	調和消費者 物價指數 (HICP) 年增率 (2005=100) %	主要再融通 操作利率 %
2010	2.0	10.1	7.3	20.1	21.6	691	1.1	1.6	1.00
2011	1.5	10.2	3.2	13.5	14.7	-17,757	1.7	2.7	1.00
2012	-0.6	11.4	-2.4	7.4	1.7	80,781	3.5	2.5	0.75
2012/ 9	-0.7	11.6	-2.7	1.2	-4.1	8,810	2.8	2.6	0.75
10		11.7	-3.1	14.7	7.6	9,190	3.9	2.5	0.75
11		11.8	-3.7	5.5	0.3	12,651	3.7	2.2	0.75
12	-1.0	11.9	-2.3	-3.2	-5.3	10,120	3.5	2.2	0.75
2013/ 1		12.0	-2.5	5.2	2.0	-4,791	3.5	2.0	0.75
2		12.0	-2.9	-1.2	-6.9	9,879	3.1	1.8	0.75
3	-1.0	12.0	-1.6	0.2	-10.0	22,837	2.6	1.7	0.75
4		12.1	-0.8	9.0	1.7	13,971	3.2	1.2	0.75
5		12.1	-1.9	-0.1	-5.4	14,216	2.9	1.4	0.50
6	-0.5	12.1	-0.5	-2.9	-5.6	16,488	2.4	1.6	0.50
7		12.0	-2.7	2.7	0.0	18,218	2.2	1.6	0.50
8		12.0					2.3	1.3	0.50

資料來源：ECB、Eurostat及Thomson Datastream。

圖6 歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率

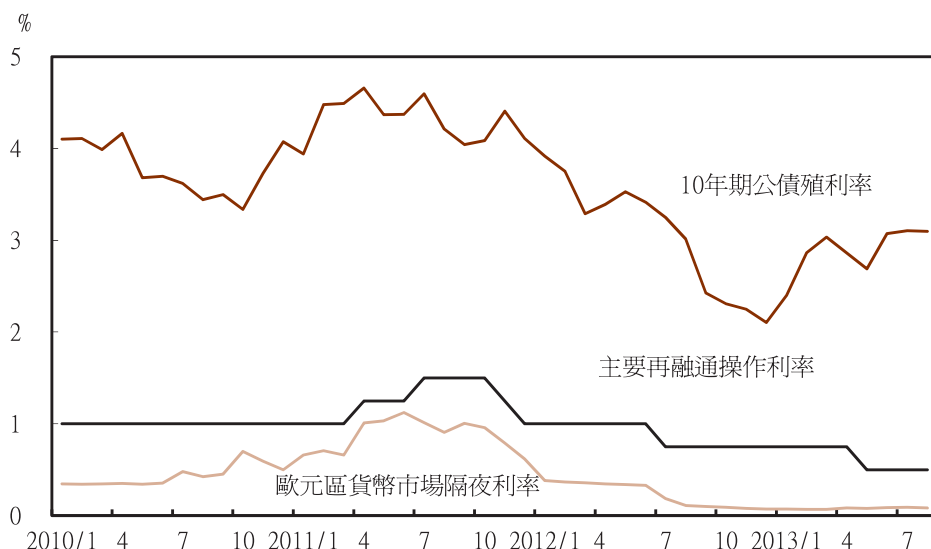


三、政策利率維持歷史低點

鑑於勞動市場仍顯疲弱，且近期景氣調查之相關經濟指標持續走疲，加以通膨降溫，預期中期通膨將符合ECB「低於但接近」2%之通膨目標，本年7月4日，ECB管理委員會(Governing Council)將政策利率(主

要再融通操作利率)維持0.5%之歷史低點(圖7)；隔夜貸款利率與隔夜存款利率亦分別維持1.0%與0%不變；同時宣布首度採行前瞻式指引，在綜合考量通膨、經濟成長及資金供給與信貸情形後，主要官方利率在未來一段較長期間內，將繼續維持於現行或更低水準。至10月2日，政策利率維持0.5%不變。

圖7 歐元區官方及長短期市場利率



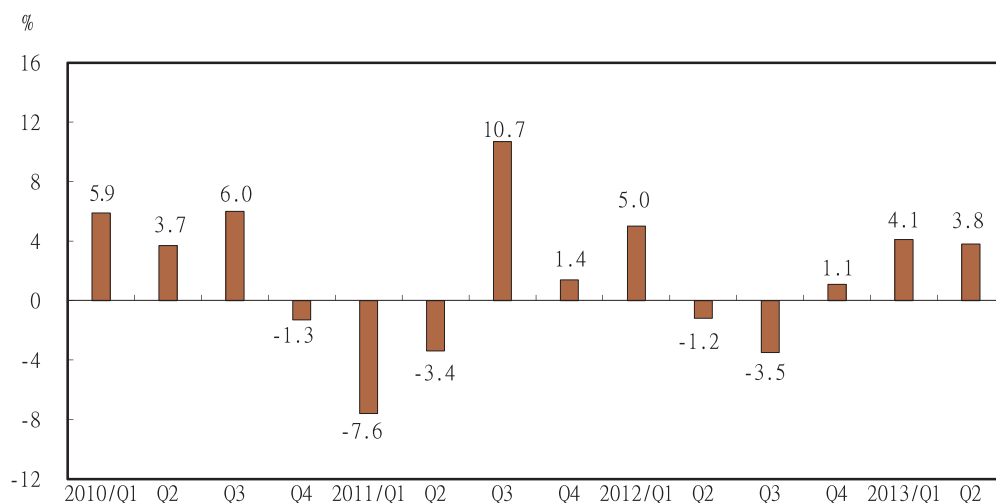
肆、日本經濟穩健成長，逐漸步出通縮，貨幣政策維持寬鬆

一、經濟成長略緩，惟仍優於預期

本年第2季日本經濟成長率(與上季比，換算成年率)由第1季之4.1%略降至3.8%(圖8)，主因民間消費及輸出成長趨緩；惟企業設備投資係自2011年第4季以來首度恢復成

長，經濟成長表現仍優於預期。雖然主要出口國美國經濟穩健成長，惟日圓貶值幅度趨緩，可能降低出口成長動能，加以明年將提高消費稅稅率，恐影響民間消費意願。Global Insight預測本年及明年經濟成長率分別為1.9%及1.8%，均低於上年之2.0%。

圖8 日本經濟成長率



對外貿易方面，由於日圓走貶以及海外需求升溫，本年8月以日圓計價之出口年增率，由7月之12.2%升至14.6%，為3年來最大增幅；8月進口成長率由7月之19.7%降至16.0%；8月貿易雖係連續第14個月入超，惟其金額由7月之1.03兆日圓，降至0.96兆日圓(表4)。

勞動市場方面，由於醫療、高齡照護及零售業之女性僱用人數大幅增加，7月失業率由第2季之4.0%降至3.8%，8月因求職勞工增加，致失業率回升至4.1%。

二、進口物價上揚帶動CPI年增率由負轉正

本年8月企業物價指數年增率由7月之2.3%升至2.4%，主因日圓貶值，導致進口原物料價格上漲。8月CPI年增率亦由7月之0.7%升至0.9%，連續第3個月上升，且為4年半以來最高漲幅；剔除生鮮食品之核心CPI年增率亦由0.6%升至0.8%。Global Insight預測本年CPI年增率為0.2%，略高於上年之0%。由於明年4月消費稅稅率將由5%上調至8%，預測明年CPI年增率將續升至2.7%。

表4 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 (2010=100)		企業物價指數 (2005=100)	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (億日圓)
				總合 年增率 %	剔除生鮮食品 年增率 %	年增率 %			
2010	4.7	5.1	15.6	-0.7	-1.0	-0.1	24.4	18.0	66,347
2011	-0.6	4.6	-2.8	-0.3	-0.3	1.5	-2.7	12.1	-25,647
2012	2.0	4.3	0.6	0.0	-0.1	-0.8	-2.8	3.8	-69,307
2012/ 9	-3.5	4.3	-7.6	-0.3	-0.1	-1.5	-10.3	4.2	-5,682
10		4.2	-4.7	-0.4	0.0	-1.0	-6.5	-1.5	-5,562
11		4.2	-5.5	-0.2	-0.1	-0.9	-4.1	0.9	-9,570
12		4.3	-7.6	-0.1	-0.2	-0.6	-5.8	1.9	-6,458
2013/ 1	1.1	4.2	-6.1	-0.3	-0.2	-0.4	6.3	7.1	-16,335
2		4.3	-10.2	-0.6	-0.3	-0.1	-2.9	12.0	-7,813
3		4.1	-7.2	-0.9	-0.5	-0.5	1.1	5.6	-3,669
4		4.1	-3.4	-0.7	-0.4	0.1	3.8	9.5	-8,848
5	4.1	4.1	-1.1	-0.3	0.0	0.5	10.1	10.1	-9,982
6		3.9	-4.6	0.2	0.4	1.2	7.4	11.8	-1,817
7		3.8	1.8	0.7	0.6	2.3	12.2	19.7	-10,279
8		4.1	-0.2	0.9	0.8	2.4	14.6	16.0	-9,628

資料來源：內閣府及Thomson Datastream。

三、日本央行維持量質兼備的寬鬆貨幣政策

日本央行於本年9月5日決議維持寬鬆貨幣政策不變，並承諾在核心CPI年增率穩定

於2%之前，繼續執行貨幣基數每年增加60至70兆日圓之計畫。日本央行預期在寬鬆貨幣政策效果逐漸發揮下，可望帶動實質經濟成長，進而使通膨率穩步上揚，儘早結束通縮現象。

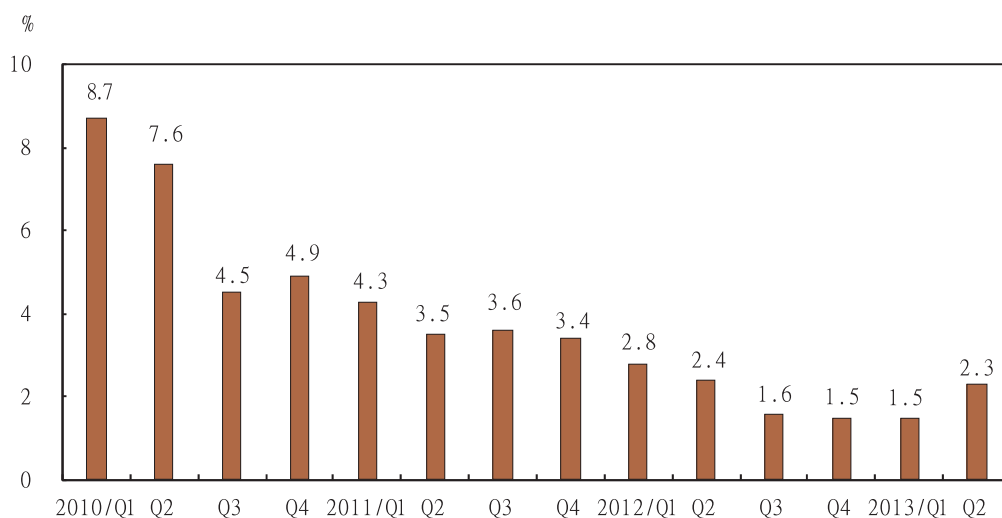
伍、南韓經濟持續成長，通膨溫和，基準利率維持不變

一、經濟穩健成長

本年第2季南韓經濟成長率為2.3%，高於第1季之1.5%(圖9)，主因投資及政府消費成長率增加所致。由於南韓政府提出規模

17.3兆韓元的追加預算案，以及3次激勵投資方案，預期將帶動投資持續成長。Global Insight 預測本年經濟成長率為2.5%，高於上年之2.0%，明年則再升為3.3%。

圖9 南韓經濟成長率



對外貿易方面，本年9月以美元計價之出口，由8月之成長7.7%轉呈衰退1.5%(表5)，主要係因中秋節長假導致工作天數減少所致；進口則由8月之成長1.0%轉呈衰退

3.6%。

勞動市場方面，經濟復甦帶動就業增加，本年8月失業率由7月之3.1%續降至3.0%。

二、通膨率下滑

本年8月CPI年增率由7月之1.4%降至1.3%，9月則因農產品價格漲幅縮小，續降至0.8%；8月剔除農產品及能源之核心CPI

年增率由7月之1.5%降為1.3%，9月則升至1.6%。7月生產者物價指數(PPI)年增率由6月之-1.4%升至-1.0%，8月回降至-1.3%。Global Insight預測本年及明年CPI年增率分別為1.3%及2.6%。

表5 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 (2010=100)		躉售物價指數 (2005=100)	出口 年增率 %	進口 年增率 %	貿易收支 (百萬美元)
				總合 年增率 %	剔除農產品及能源 年增率 %	年增率 %			
2010	6.3	3.7	16.3	3.0	1.8	3.8	28.3	31.6	41,172
2011	3.7	3.4	5.9	4.0	3.2	6.7	19.0	23.3	30,801
2012	2.0	3.2	0.9	2.2	1.6	0.7	-1.3	-0.9	28,285
2012/10		2.8	-1.9	2.1	1.6	-0.5	1.0	1.6	3,708
11		2.8	2.1	1.6	1.4	-0.9	3.9	0.9	4,424
12	1.5	2.9	-0.4	1.4	1.2	-1.2	-6.0	-5.3	1,806
2013/ 1		3.4	7.7	1.5	1.2	-1.6	10.9	4.0	420
2		4.0	-9.5	1.4	1.3	-1.6	-8.6	-10.4	1,945
3	1.5	3.5	-2.9	1.3	1.5	-2.4	0.0	-2.3	3,293
4		3.2	1.5	1.2	1.4	-2.8	0.2	-0.5	2,441
5		3.0	-1.3	1.0	1.6	-2.6	3.1	-4.6	5,902
6	2.3	3.1	-2.4	1.0	1.4	-1.4	-1.0	-3.0	5,976
7		3.1	0.9	1.4	1.5	-1.0	2.6	3.2	2,535
8		3.0	3.3	1.3	1.3	-1.3	7.7	1.0	4,852
9				0.8	1.6		-1.5	-3.6	3,713

資料來源：Thomson Datastream。

三、基準利率維持不變

由於全球需求仍弱，加以預期通膨率短

期內維持於較低水準，本年9月南韓央行政策利率維持2.5%不變。

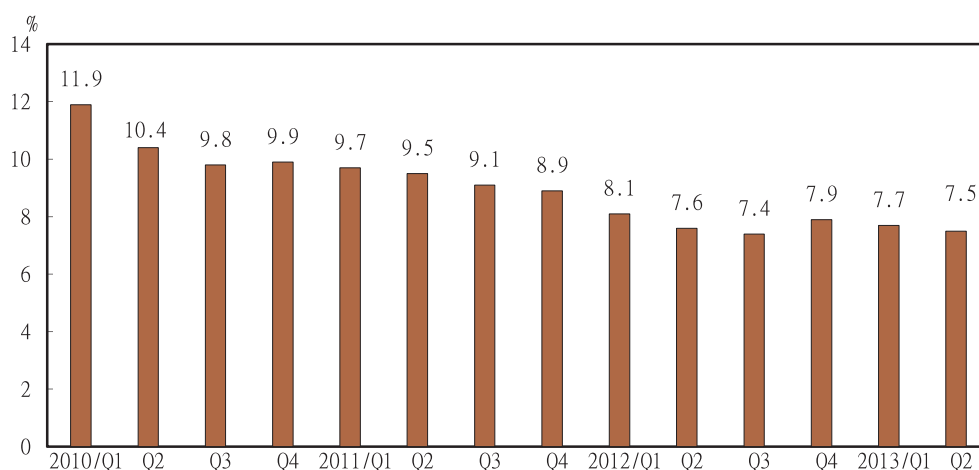
陸、中國大陸經濟成長減速，人民銀行持續釋出資金

一、景氣下滑

本年第2季中國大陸經濟成長率由第1季之7.7%降至7.5%(圖10)，主要係輸出負成長及投資成長率下滑所致。隨歐、美景氣回溫，8月以美元計價之出口年增率，由7月之

5.1%升至7.2%，進口年增率則由10.9%下滑至7.0%；因庫存去化加速，8月投資成長率由7月之20.2%升至21.4%。由於官方陸續推出穩增長政策，市場普遍預期下半年經濟回穩。Global Insight預測本年經濟成長率為7.7%，與上年持平，明年回升至7.9%。

圖10 中國大陸經濟成長率

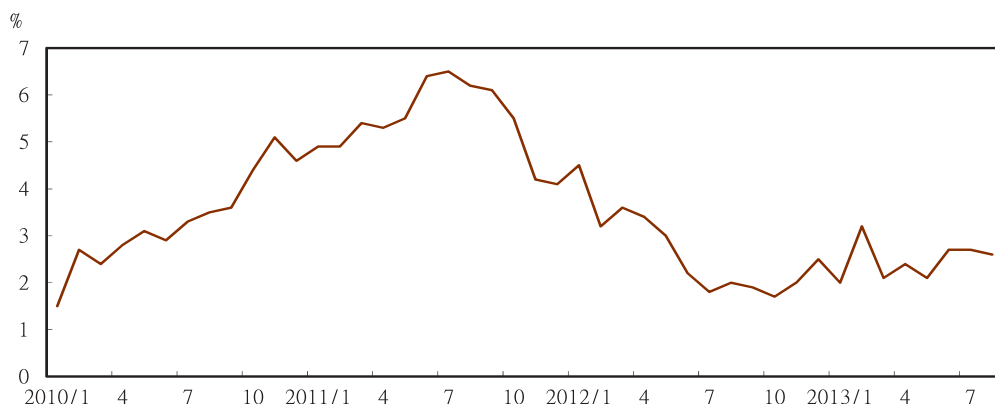


二、物價漲幅溫和

本年第2季CPI年增率為2.4%。因食品價格下滑，8月CPI年增率由7月之2.7%降

至2.6%(圖11)；8月工業品PPI年增率由7月之-2.3%升至-1.6%。Global Insight預測本年及明年CPI年增率分別為2.5%及3.1%。

圖11 中國大陸消費者物價年增率



三、中國人民銀行持續釋出資金

為因應6月間金融體系去槓桿化及國際熱錢流出，引發銀行間隔拆利率攀升，中

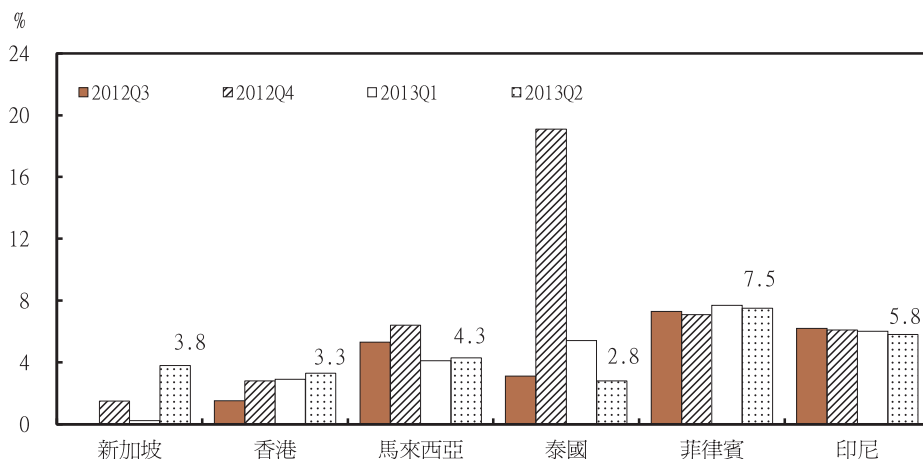
國人民銀行自6月下旬起，對部分銀行提供流動性，並自7月底起，連續實施附買回操作，提供市場資金；8月底M2年增率由7月底之14.5%升至14.7%。

柒、部分亞洲新興經濟體經濟成長動能放緩，通膨溫和

本年第2季，新加坡、香港及馬來西亞經濟成長率高於第1季，泰國、菲律賓及印尼則低於第1季(圖12)。其中，新加坡由第1季之0.2%大幅升至3.8%，成長動力主要來自

製造業、批發零售業及金融業；預期下半年全球景氣溫和復甦，出口可望回溫，Global Insight預測本年及明年經濟成長率分別為2.8%及3.6%。

圖12 亞洲新興經濟體經濟成長率

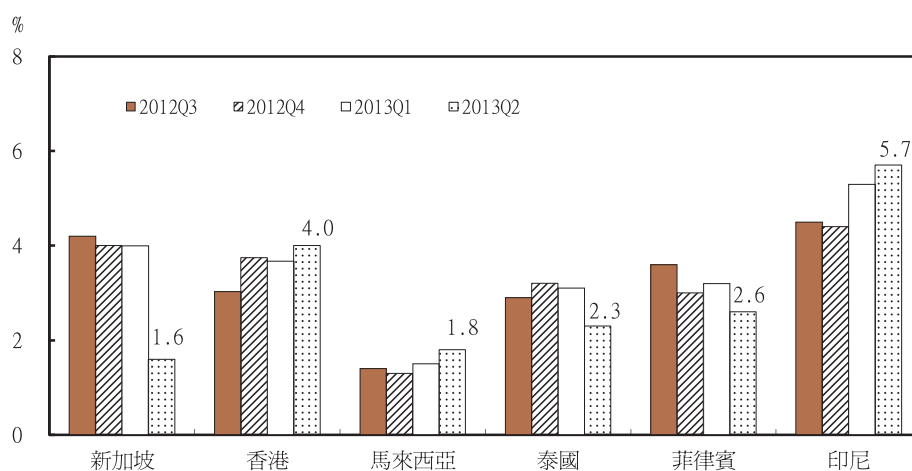


物價方面，本年以來，多數亞洲新興國家之WPI及CPI年增率持穩(圖13)；惟近期受資金流出致貨幣貶值，以及油價走升等影響，部分國家恐面臨通膨率上升壓力。

貨幣政策方面，本年7月以來，多數新興經濟體仍維持寬鬆貨幣政策，惟印尼為因

應印尼盾貶值及通膨升溫，6月迄今已調升政策利率6碼至7.25%；印度為抑制通膨，亦於9月將附買回利率調升1碼至7.50%，惟印度盧比已止貶回升，因此將邊際貸款工具(MSF)利率由10.25%調降至9.50%；其餘國家政策利率則維持不變。

圖13 亞洲新興經濟體消費者物價年增率



捌、歐元走升，日圓震盪，亞洲新興國家貨幣升貶互見

一、歐元由貶轉升

本年7月初，受希臘紓困問題及葡萄牙政局動盪影響，歐元走貶，至7月9日為1歐元兌1.2781美元。嗣因ECB放寬銀行向該行融資的抵押品範圍，以及歐元區製造業採購經理人指數顯示製造業活動擴張，加以第2

季經濟成長率優於預期，歐元由貶轉升，8月20日為1歐元兌1.3417美元。8月底受就業表現疲弱影響，歐元略為走弱；惟9月中旬起，在投資者信心好轉，以及Fed維持QE不變下，歐元反彈回升，9月30日為1歐元兌1.3537美元，較6月底升值4.1%(圖14)。

圖14 歐元對美元匯率



二、日圓區間波動

受美國QE恐提早退場影響，日圓對美元走貶，至7月2日為1美元兌100.63日圓，之後於100日圓上下盤整。8月初以來，因敘利亞政情緊繃，日圓避險需求增加，加以日本

出口續增，以及美國QE維持不變等因素交互影響下，大抵維持於96~100日圓區間，至9月30日為1美元兌98.125日圓，較6月底升值1.2%(圖15)。

圖15 美元對日圓匯率



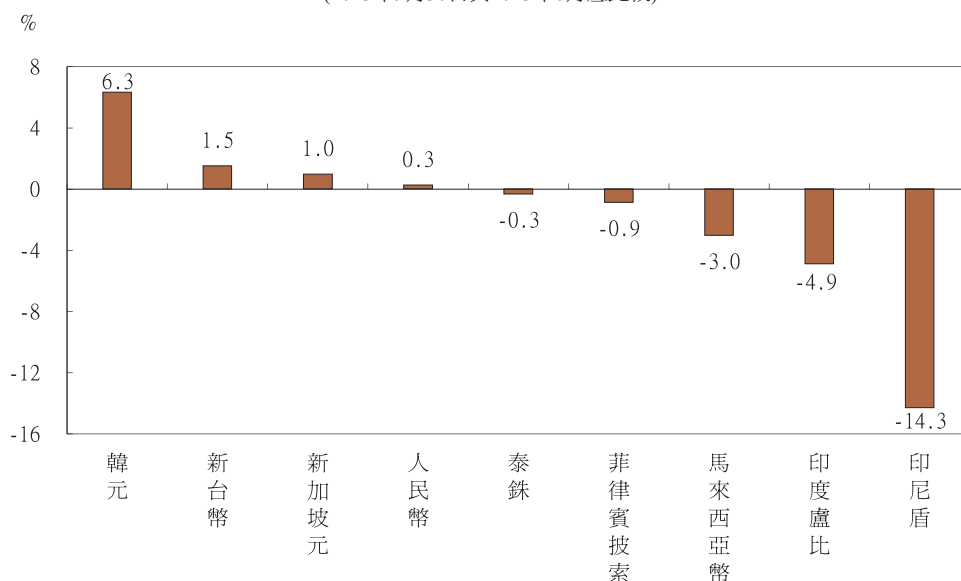
三、亞洲新興國家貨幣升貶互見

本年8月，受市場預期Fed將縮減購債規模影響，國際資金流出新興市場，亞洲新興國家貨幣多呈貶值，至9月方止貶回升。其

中，印尼因經常帳逆差惡化、通膨率攀升，印尼盾貶幅最大。9月30日與6月底比較，亞洲新興國家貨幣對美元升貶互見，韓元升值6.3%，印尼盾則大貶14.3% (圖16)。

圖16 亞洲新興經濟體貨幣對美元升貶值幅度

(2013年9月30日與2013年6月底比較)



玖、國際股市漲跌互見

本年7月在美、歐經濟表現好轉激勵下，先進經濟體股市持續走高。8月起，受Fed縮減購債規模之預期再度升溫，以及中東局勢動盪等影響，美、歐股市反轉下跌。9月後，由於美國經濟表現優於預期、敘利亞緊張情勢暫緩，加以Fed決議維持QE規模不變，美、歐股市反彈回升。9月30日與6月底比較，美國道瓊工業、那斯達克及泛歐道

瓊股價指數分別上漲1.5%、10.8%及11.3%。

8月下旬以來，因市場再度預期Fed將縮減購債規模，資金大舉流出新興經濟體，多數亞洲新興經濟體股市走跌，至9月始回升。9月30日與6月底比較，印尼股市跌幅10.4%最大(圖17、圖18、圖19、圖20、圖21)。

圖17 美國道瓊工業股價指數

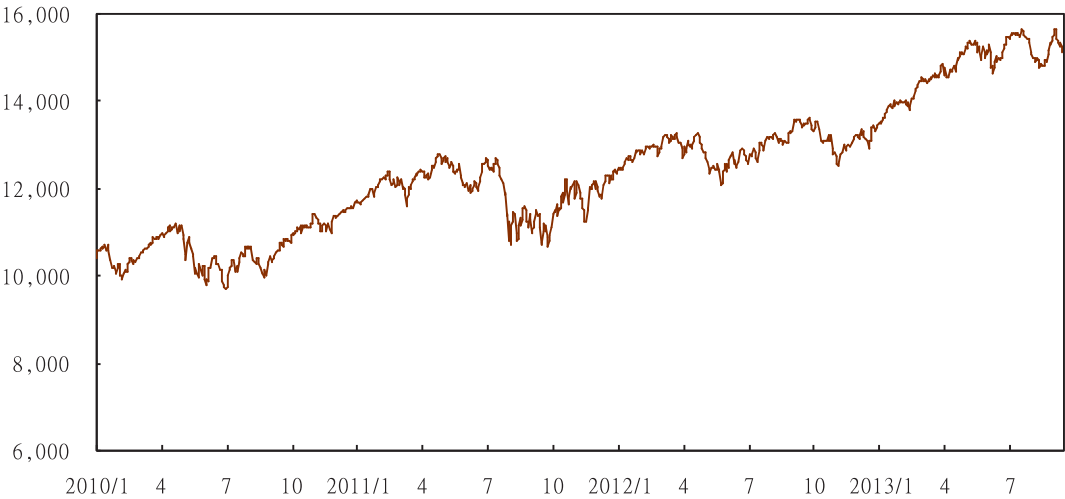


圖18 美國那斯達克股價指數

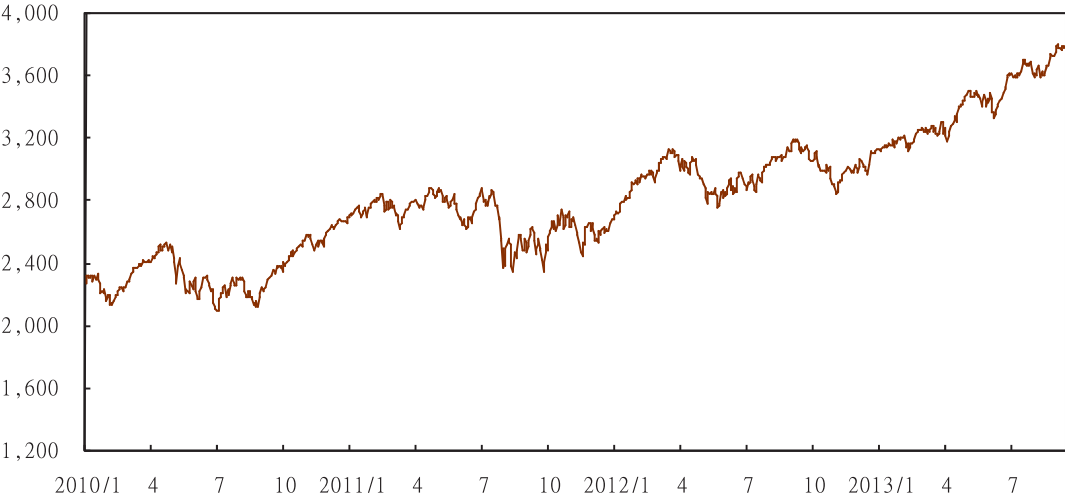


圖19 泛歐股價指數

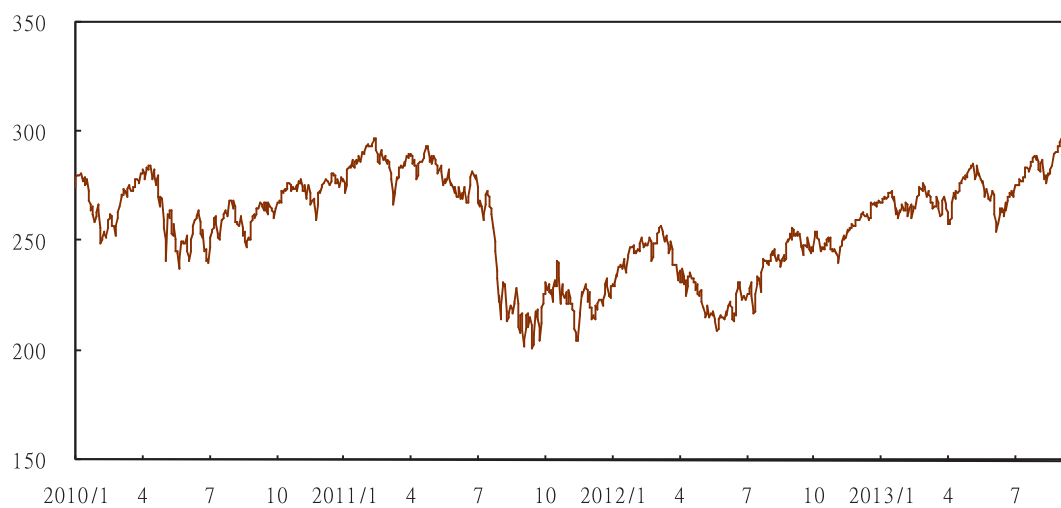
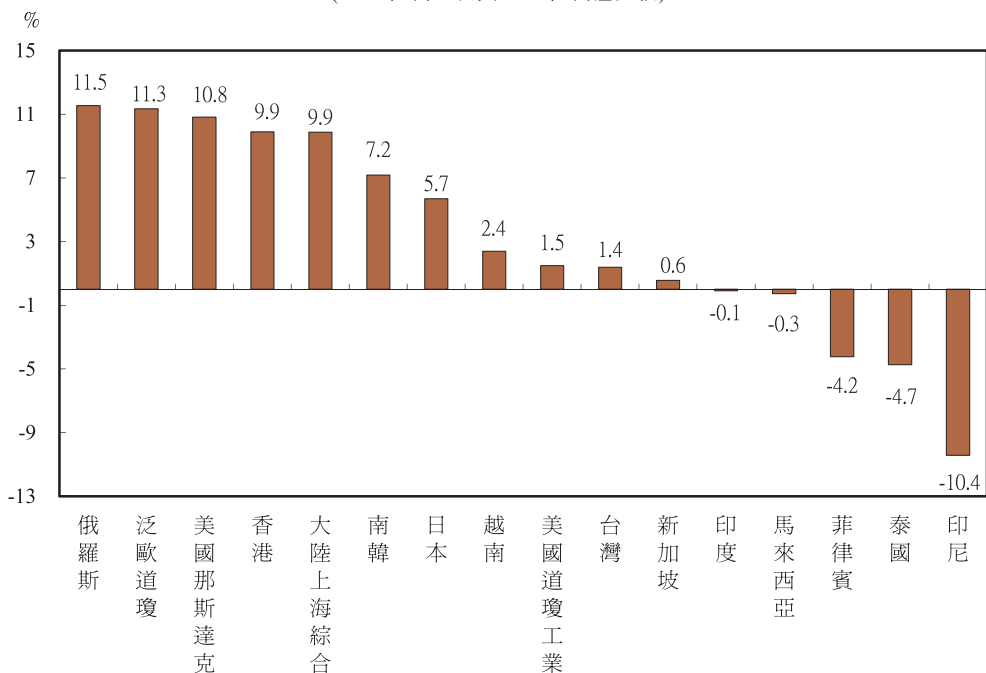


圖20 日本225股價指數



圖21 國際股價變動幅度
(2013年9月30日與2013年6月底比較)



拾、國際原油價格走升後略跌，穀物價格平穩

本年7月，受美國原油庫存下滑，以及石油輸出國組織(OPEC)原油產量未如預期影響，布蘭特原油價格震盪走升。8月後，隨中東情勢變化，油價持續上揚至9月9日之每桶117.1美元。嗣後因敘利亞化武問題循外交途徑解決，危機暫除，油價回跌，至9月30日為108.0美元，仍較6月底上漲5.4%（圖22）。

9月10日美國能源資訊署(EIA)上修本年布蘭特原油價格預測值至每桶108.12美元，惟仍低於上年之111.7美元，明年則續降至102.21美元。

7月以來，全球穀物價格平穩。8月8日聯合國糧農組織(FAO)預測，本年穀物仍將盛產，有利全年穀物價格走低。

圖22 布蘭特原油現貨價格及CRB期貨指數



國際黃金方面，本年7月，因中國大陸對實體黃金需求增溫、若干國家央行持續買入，加以中東政局不安，黃金避險需求轉強，帶動金價上揚，8月28日達每盎司1,419.5美元後，因中東緊張情勢緩解，金

價反轉走跌。9月18日Fed決議維持QE規模不變，使金價一度小幅回升，至9月30日為每盎司1,326.5美元，較6月底上漲11.3%(圖23)。

圖23 倫敦黃金現貨價格



Thomson Reuters/Jefferies CRB期貨價格指數伴隨能源、穀物、貴金屬等商品價格

走勢，至9月30日為285.54點，較6月底上漲3.6%（圖22）。

拾壹、全球經濟面臨諸多風險

美國臨時預算案未通過，致部份政府機構關閉，而政府債務亦將於10月中旬觸及上限，財政問題亟待協商；歐元區經濟雖逐漸復甦，惟失業問題及政府債務等不確定因素，仍將影響經濟成長；中國大陸金融體系持續去槓桿化，可能導致經濟下行風險，全球經濟成長仍面臨諸多風險。

近年主要先進國家央行寬鬆貨幣政策之外溢效果，已推升新興經濟體之資產價格。若各國QE貿然退場，新興經濟體資產價格

恐面臨下跌風險，其中若干經濟體信用過度擴張，恐引發資本嚴重外流，進而衝擊經濟活動，對全球經濟造成負面影響。

近日IMF及OECD先後提出警告，全球經濟復甦步伐緩慢，仍須依賴先進國家持續執行非傳統量化寬鬆政策。IMF並呼籲先進國家務必審慎規劃量化寬鬆貨幣政策之退場時機，以減輕對全球經濟與金融市場之衝擊。

國內經濟金融日誌

民國102年7月份

- 1日 △兆豐銀行在台推出美國運通面額500人民幣旅行支票，為國內首家銷售人民幣旅行支票的銀行。
- △為提高交易效能並與國際接軌，台灣證券交易所將台股盤中集合競價撮合循環秒數，由20秒縮短為15秒，逐步朝逐筆撮合接近。
- 10日 △金管會函令開放證券商之資金用途，包括得辦理外幣資金拆出。
- △台灣與紐西蘭簽署經濟合作協定，估計將使台灣GDP增加3.03億美元，總產值提高新台幣356.26億元，就業增加6,256人。
- 19日 △行政院召開「國際經貿策略小組」第2次會議，通過經濟部呈報「推動洽簽ECA經貿自由化工作綱領」，並要求各部會在年底前完成經貿自由化整備工作。
- 24日 △惠譽信評公司發布「2013年國家主權評等」，台灣長期外幣及本幣債券發行人違約評等分別為A+及AA-，短期外幣債券發行人違約評等為F1，國家主權評等上限為AA，未來展望維持穩定。
- 26日 △中央銀行鑑於辦理外幣資金轉融通業務之階段性功能已完成，函令廢止「中央銀行外幣資金轉融通要點」。
- 31日 △金管會為加強金融機構出售不良債權售後管理，函令除應依「金融機構出售不良債權應注意事項」辦理外，並將企業戶不良債權納入規範，要求金融機構參考相關規定，明確化應買人資格條件及買受人不得從事之催收行為態樣。
- △為使保險業出售不良債權之處理與其他金融機構一致，金管會訂定「保險業出售不良債權應注意事項」。

民國102年8月份

- 8日 △外交部宣布取消凍結菲勞來台等11項對菲律賓制裁措施。
- 9日 △金管會針對中華民國銀行商業同業公會全國聯合會所規劃銀行受理客戶以網路方式開立「儲值支付帳戶」機制，召開說明會。
- 13日 △金管會函令放寬信託業受理專業投資人之委託，投資境內發行之外幣計價債券，有助活絡國際債券市場。

- 16日 △行政院核定「自由經濟示範區第一階段推動計畫」，預計帶動103年民間投資增加200億元、國內生產總額增加300億元、創造就業1.3萬人。
- 19日 △財政部召開特種貨物及勞務稅實施成效檢討座談會。
- 29日 △標準普爾（S&P）信評公司發布本年台灣主權評等報告，台灣主權評等展望維持為「穩定」，與上年相同。
- 30日 △為配合兩岸貨幣清算機制建立後人民幣之管理，中央銀行發布修正「外幣收兌處設置及管理辦法」，擴大業者辦理外幣收兌業務之對象，以及增列得申設外幣收兌處之業別、團體及商家，自102年9月1日生效。
- △因兩岸貨幣清算機制已建立，中央銀行會同金管會廢止「人民幣在臺灣地區管理及清算辦法」。

民國102年9月份

- 4日 △世界經濟論壇（WEF）發布2013年全球競爭力評比，我國排名晉升1名至全球第12，分數連續4年進步。
- △金管會函令放寬證券商辦理有價證券借貸業務收受外幣擔保品之限額與用途。
- 14日 △為完備證券交易機制，提供投資人避險管道，以提升股市動能，金管會宣布推動3項活絡股市措施：（1）開放投資人先買後賣現股當日沖銷交易；（2）擴大平盤下可融（借）券賣出之標的；（3）暫行放寬證券自營商得以漲（跌）停板申報買進（賣出）有價證券。
- 24日 △行政院核定基本工資調整案，每小時基本工資自103年1月1日起調整至新台幣115元，每月基本工資自103年7月1日起調整至新台幣19,273元。
- △中央銀行為配合財團法人聯合信用卡處理中心於中央銀行同業資金調撥清算作業系統開立清算專戶，辦理信用卡跨行支付清算業務之需要，爰修正「中央銀行同業資金電子化調撥清算業務管理要點」，並自即日起生效。
- 26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維持不變，年息各為1.875%、2.25%及4.125%。
- 27日 △金管會放寬期貨商自有資金運用範圍，包括放寬專營期貨商得持有國內上市（櫃）有價證券、開放證券商兼營期貨經紀業務者得因自有資金運用需要持有外幣存款。
- 30日 △財政部修正發布「國有非公用土地設定地上權作業要點」部分規定，放寬地上權

及地上物得一部讓與。

△財金公司及大陸商中國銀行台北分行在中央銀行及金管會督導下，規劃之「外幣結算平台」，開辦境內及跨境(不限於兩岸)人民幣匯款、資金調撥之結清算業務。

國際經濟金融日誌

民國102年7月份

- 1日 △克羅埃西亞正式加入歐盟（European Union），成為歐盟第28個會員國。
- 9日 △國際貨幣基金（IMF）之「世界經濟展望更新報告」（World Economic Outlook Update）指出，因新興市場經濟體國內需求下滑；歐元區經濟衰退程度超乎預期；美國受財政緊縮影響，經濟擴張步伐減緩，致下修2013年全球經濟成長率預測值至3.1%。
- △標準普爾（S&P）將義大利長期債信評等由BBB+調降至BBB，主因該國經濟前景惡化及金融體系仍待修復。
- 11日 △印尼央行宣布調高基準利率及存款利率各2碼，分別至6.50%及4.75%，以期有效抑制通膨及印尼盾貶值。
- 12日 △惠譽（Fitch）將法國長期債信評等由AAA調降至AA+，主因該國債務前景惡化及經濟展望不佳。。
- 15日 △由於印度盧比兌美元匯率大幅貶值，印度央行緊急調高央行對商業銀行融通利率（MSF rate）及銀行重貼現率各2個百分點，均至10.25%。
- 20日 △中國人民銀行宣布放款利率市場化四大措施：取消金融機構放款利率0.7倍的下限，由金融機構自主決定；取消票據貼現利率依再貼現利率加碼之方式；對農村信用社放款利率不再設立上限；房貸利率仍維持0.7倍的下限。
- 31日 △美國經濟分析局宣布進行五年一度之GDP計算方式及涵蓋範圍之修正，期間回溯至1929年。主要修正內容包括將研發及著作權支出列為投資、將退休金計算改為應計基礎並納入GDP。此次修正，使2012年GDP規模較修正前增加3.6%，2012年經濟成長率亦由2.2%提高至2.8%。

民國102年8月份

- 6日 △為促使澳元進一步貶值，以協助經濟成長，澳洲央行宣布調降現金利率目標1碼至2.5%之歷史新低。
- 7日 △英國央行提出「前瞻式指引」（forward guidance），宣布在失業率降至7%之前，將不會升息，亦不會縮減量化寬鬆規模，且亦不排除在必要時擴大資產購買規模。然而，若出現下列3項例外條件之一，將停止適用此前瞻式指引：（1）未來

18至24個月通膨率達2.5%以上；（2）中期通膨預期不再穩定；（3）金融政策委員會（Financial Policy Committee）認為貨幣政策威脅金融穩定，無法以現有政策工具控制。

- 8日 △經濟合作暨發展組織（OECD）包括34個成員國之6月份綜合領先指標由上月的100.6微幅上升至100.7。先進經濟體中，美、日經濟穩健成長，歐元區重獲經濟成長動能；包含中國大陸、俄羅斯及巴西等發展中經濟體，其經濟成長則低於長期趨勢。
- 19日 △西班牙6月壞帳占總放款比率由5月的11.21%上升至11.61%，創歷史新高。
- 28日 △英國央行總裁Mark Carney首度發表公開演說，除強化維持低利率之承諾外，並要求銀行將資本適足率提高到至少7%，若達此門檻，英國央行將降低對銀行持有流動性資產的要求標準，此舉預計可讓銀行釋出900億英鎊之資金放款予實體經濟部門。
- 29日 △印尼央行召開特別會議，宣布調高基準利率（BI Rate）目標及存款利率各2碼，分別至7.00%及5.25%，以期強化國內信心，有效抑制通膨與捍衛印尼盾。

民國102年9月份

- 3日 △經濟合作暨發展組織（OECD）之「期中經濟評估報告」（Interim Economic Assessment）指出，先進經濟體經濟成長動能持續增強，惟新興經濟體經濟成長可能減緩，拖累全球經濟成長。由於全球持續性復甦趨勢尚未確立，OECD建議維持非傳統貨幣政策以支撐需求，降低復甦脫軌風險。
- 4日 △印度央行新任總裁拉姜（Raghuram G. Rajan）上任。拉姜曾任印度財政部首席經濟顧問、美國芝加哥大學教授、國際貨幣基金（IMF）首席經濟學家。
- 12日 △印尼央行為因應印尼盾貶值及通膨升溫，調升基準利率（BI Rate）目標及隔夜存款利率各1碼，分別至7.25%及5.50%，為本年第四度升息。
- 18日 △美國聯邦公開市場委員會決議，維持每月850億美元購債規模不變，並將視就業及通膨表現，決定減緩資產購買步調之時機。另決議維持聯邦資金利率目標區間於0%~0.25%不變。
- 20日 △印度央行為抑制通膨，宣布將附買回利率由7.25%上調至7.5%，附賣回利率由6.25%上調至6.5%，為2011年10月底以來首度升息；現金準備利率則維持4%不變。

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	半年刊	300	
7	2009703514	金融業務檢查處	Financial Stability Report, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)	半年刊	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（第三十五卷第三期）

發行人：彭淮南
主編：林宗耀
編輯委員：陳一端 林淑華 李光輝 張炳耀
汪建南 黃富櫻 彭德明
行政編輯：江麗惠
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) 2357-1530
電子出版品電話：(02) 2357-1724
出版年月：中華民國 102 年 9 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

台北法學店／地址：10054台北市中正區銅山街1號

電話：(02) 3322-4985 傳真：(02) 3322-4983

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。（請洽承辦人江麗惠，電話：2357-1717） ◆

狂犬病止步！

做好防疫不驚慌！



黃喉貂



食蟹獾



鼬香貓



白鼻心

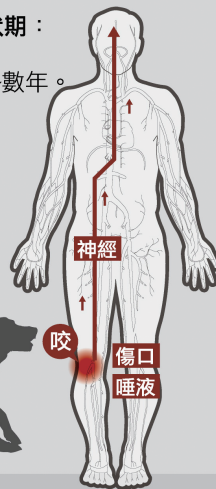


黃鼠狼



鼬獾

人感染後潛伏期：
約1~3個月，
也可能是1週~數年。



狂犬病的傳染途徑：

已感染狂犬病的動物咬到人，病毒藉由唾液進入傷口，破壞中樞神經系統。

狂犬病如何預防？

- 不碰觸或領養來源不明的野生動物。
- 不用手直接撿拾生病或倒地的野生動物。
- 家中寵物要常規打疫苗，並且要避免和野生或流浪動物接觸。
- 儘量遠離流浪狗或流浪貓。

被野生或流浪動物抓咬傷，請牢記4口訣：

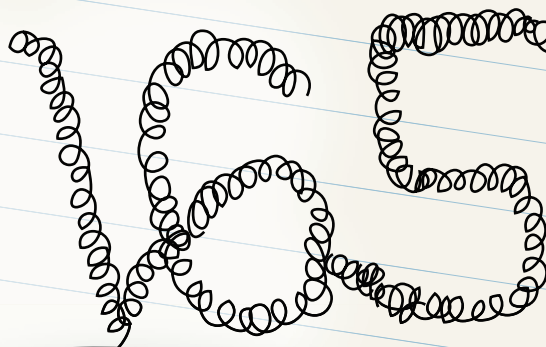
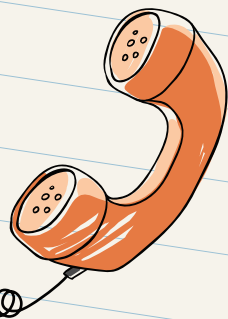
- 1 **記** 保持冷靜，牢記動物特徵。
- 2 **沖** 以肥皂及大量清水清洗傷口15分鐘，再以優碘或70%酒精消毒。
- 3 **送** 儘速就醫評估是否需要接種疫苗。
- 4 **觀** 盡可能將咬人的動物繫留觀察10天，但若動物兇性大發，不要冒險捕捉。

各縣市均有狂犬病疫苗儲備醫院，詳見www.cdc.gov.tw 或洽詢1922防疫專線。
動物疫情相關防疫訊息請電洽農委會專線電話：0800-761-590

反詐騙

關鍵字報告

聽到詐騙關鍵字請撥...



牢記**123**
防騙真簡單！！

1聽

聽清楚這個電話說什麼？是否有以上關鍵字？

2掛

聽完後，立刻掛上這通電話，不讓歹徒繼續操控你的情緒

3查

快撥165反詐騙專線查證！將剛聽到的電話內容告訴165



醫院通知：有人冒名領藥！

中華電信通知：有人冒辦門號！

警察通知：你個人資料被冒用！

檢察官說：你是詐欺人頭戶！

去超商收法院公文傳真！

要將存款領出來監管帳戶！



165反詐騙諮詢專線
www.165.gov.tw

行政院
Executive Yuan