

ISSN 1017-9623

中央銀行季刊

第三十四卷 第二期

中央銀行 編印

中華民國 101 年 6 月

中央銀行季刊

第三十四卷 第二期

中央銀行 編印

中華民國 101 年 6 月

中央銀行季刊

目錄 第三十四卷 第二期

專 載

中央銀行理監事聯席會議決議	中 央 銀 行	1
亞洲開發銀行第四十五屆年會中華民國理事書面講辭	彭 淮 南	5
Statement by the Governor for the Republic of China at the 45 th Annual Meeting of Asian Development Bank	Fai-nan Perng	7

論著與分析

我國金融情勢指數與總體經濟預測	張 天 惠	11
-----------------------	-------	----

專題研究

影響中長期新台幣實質有效匯率因素的探討	陳佩玗、田慧琦	43
---------------------------	---------	----

經濟金融動態

國內經濟金融情勢（民國101年第1季）		
總體經濟	國 內 經 濟 科	85
國際收支	國 際 收 支 科	93
貨幣與信用	金 融 統 計 科	103
金融市場	呂桂玲、羅美玲 葉德勝、李現瑞	109
國際經濟金融情勢（民國101年第1季）	國 際 經 濟 科	129

經濟金融日誌

國內經濟金融日誌（民國101年4月至6月）	國 內 經 濟 科	149
國際經濟金融日誌（民國101年4月至6月）	國 際 經 濟 科	153

中央銀行理事聯席會議決議

(101年6月21日發布)

一、本日本行理事會一致決議：

- (一) 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) 自本年6月22日起，對高價住宅貸款採行針對性審慎措施。台北市及新北市住宅鑑價或買賣金額高於8,000萬元、其他地區高於5,000萬元者，貸款成數不得超過6成，且無寬限期。(詳附件：金融機構辦理「購置高價住宅貸款」相關規定說明)

二、本行利率政策主要考量因素如次：

- (一) 近期國際組織紛紛調降全球經濟展望預測，主要因美國經濟成長步調和緩，中國大陸經濟降溫，益以歐債危機不確定性猶存，國際金融市場仍不穩定，歐洲經濟疲弱，國際景氣下滑風險仍高。伴隨全球景氣走軟，石油需求減弱；另因開採技術進步，美國原油庫存增加及產油國增產，石油供給充裕，加以中東情勢漸緩，投機資金撤出，致原油等國際原物料價格走低，全球通膨壓力減輕。
- (二) 在外需減弱下，台灣出口已連續

3個月呈現負成長，1至5月衰退5.0%，惟亞洲主要國家出口仍維持成長，顯示台灣所受衝擊較大。影響所及，工業生產續呈衰退，不利民間投資，加以股市走跌，民間消費亦趨保守。本年第1季經濟成長率僅0.39%，主計總處5月底下修全年經濟成長率至3.03%。勞動市場方面，就業人數續增，失業率則持續下降。

- (三) 5月初電價改採3階段調漲，且漲幅縮小，加上原油等國際原物料價格明顯回跌，以及景氣減緩，通膨壓力隨之減輕，主計總處5月底將本年CPI年增率預測數，由4月底之1.94%下修為1.84%。下半年，天候將是影響CPI漲幅之主要因素。
- (四) 本行持續發行定存單調節資金，使銀行超額準備維持在適中水準；金融業隔夜拆款利率走升，由3月26日之0.399%上升至6月20日之0.511%。1至4月平均銀行放款與投資及M2年增率分別為5.30%及4.98%，足以支應經濟成長所需。綜合考量上述因素，在國際經濟前景仍具不確定性，且國內經濟成長減

緩，惟通膨走勢仍須關注之情況下，本行理事會認為，維持政策利率不變，有助於達成維持物價穩定與金融穩定，協助經濟成長之經營目標。本行將持續密切注意國內外經濟金融情勢，適時採行妥適的貨幣政策。

三、對高價住宅貸款採行針對性審慎措施，主要考量因素如下：

(一) 本行持續執行土地抵押貸款及特定地區購屋貸款規定，已見成效；惟近期銀行對高價住宅貸款有成數偏高及利率偏低現象（詳附圖），有違授信風險控管原則，不利其健全經營。

(二) 本年4月間，本行積極道德勸服銀行注意控管高價住宅貸款風險，

並進行專案金檢後，銀行多已建立自律規範。惟因各銀行規範不盡一致，為強化各銀行執行此項風險之控管，本行理事會認為應訂定一致性的規範，俾供金融機構遵循。

(三) 本項措施，當可避免銀行高價住宅授信過度競爭，有助其健全經營，以落實政府「健全房屋市場方案」中，有關「不動產貸款風險控管面」之執行。

四、新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，惟若有不規則因素(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化，不利經濟與金融穩定時，本行將維持外匯市場秩序。

附件 金融機構辦理「購置高價住宅貸款」相關規定說明

本行修正99年12月31日施行之「中央銀行對金融機構辦理土地抵押貸款及特定地區購屋貸款業務規定」，增加對金融機構辦理「購置高價住宅貸款」之規範，其重點如下：

一、限制對象：金融機構承作借款人為購買合於下列任一條件且建物權狀含有「住」字樣住宅（含基地），所辦理之房屋抵押貸款：

(一) 座落於台北市或新北市，鑑價或買

賣金額新台幣八千萬元以上。

(二) 座落於台北市及新北市以外之國內地區，鑑價或買賣金額新台幣五千萬元以上。

二、貸款限制條件：

(一) 不得有寬限期。

(二) 貸款額度不得超過住宅（含基地）鑑價或買賣金額較低者之六成。

(三) 除前款貸款額度外，不得另以修繕、周轉金或其他貸款名目，額外

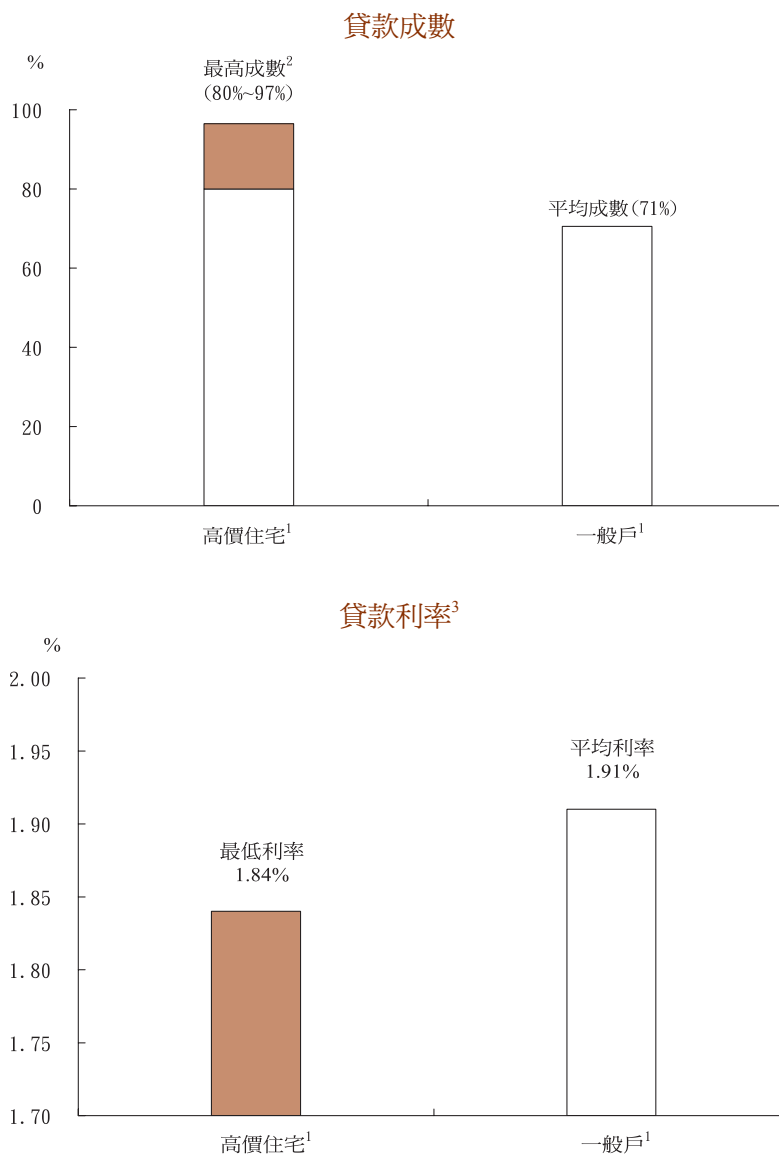
增加貸款金額。

案件，得按原核貸條件辦理。

三、本項規定自101年6月22日生效，同年6月21日前業經金融機構核准但尚未撥款

四、金融機構辦理本項業務，如內部授信規範較本項規定嚴格者，應從其規定。

附圖 台北市高價住宅與一般戶購屋貸款條件之比較



註1：高價住宅係指台北市鑑價或買賣金額達8,000萬元以上者；高價住宅或一般戶均不包括受限戶，其貸款成數目前不受限制。

註2：最高成數係指各受檢銀行於100年承作之台北市高價住宅貸款最高成數。

註3：貸款利率係指專案金檢時之利率水準。

亞洲開發銀行第四十五屆年會

中華民國理事書面講辭*

彭淮南**

本人謹代表中華民國代表團，感謝菲律賓政府與人民的熱誠款待。馬尼拉在菲律賓與亞洲區域的政治與經濟皆扮演十分重要的角色，回顧1966年，31個創始會員國共同創建亞洲開發銀行，總部即設於馬尼拉，目前規模擴大至現在的67個會員國，並成為區域內最重要的機構。本(2012)年亞洲開發銀行第四十五屆年會在此地舉辦，實具承先啟後的非凡意義。本人也向亞洲開發銀行工作同仁的辛勞，表達最誠摯的謝意。

在黑田總裁的領導下，亞銀於去年持續推動「Strategy 2020」長期發展策略，以包容性成長、環境保護永續發展與區域整合為其策略方向。為達成該等長期目標，去年亞銀核撥各種貸款、援贈、股權投資與技術援助等開發援助金額達217.2億美元，較前年增加26.8%。為強化區域整合，亞銀並投資1.5億美元予東協基礎建設基金(ASEAN Infrastructure Fund)，以支援促使東協一體化的基礎建設。

為充分支援發展中會員國，亞銀也積極

擴展資金來源。最近一期的亞洲開發基金補充計畫經三次會議後完成協商，共得124億美元，可供2013至2016年使用。一般增資方面，亞銀將資本額提高三倍至1,650億元的水準，以因應因歐美危機相繼發生後對會員國所需之額外支援。

亞銀在業務拓展與資金籌措上，一直不遺餘力。不過，在最近一期一般增資後，中期間不會再進行增資計畫，而由於歐美主要國家深陷債務泥沼，以募集捐款做為開發援助資金來源也變得不易，因此亞銀著手研議強化合作融資或公私部門合夥之作業模式，以避免過度仰賴自有資金及捐款。台灣在公私部門之合作融資均具長足經驗，且中小企業具充沛活力，亞銀或可與台灣在合作融資及公私部門合夥方面加強合作。

亞銀於本年4月所發布的「2012年亞洲發展展望」(Asian Development Outlook 2012)報告表示，除了商品價格波動為推升通貨膨脹潛在風險外，亞洲地區仍面臨歐洲經濟不確定性以及國際資本移動等重大風

* 亞洲開發銀行第四十五屆年會於本年5月2日至5日在菲律賓首都馬尼拉舉行。

** 中央銀行總裁。

險，並指出應透過區域協調機制以有效管理資本移動。

本年以來，國際熱錢持續流入亞洲，對新興經濟體之經濟金融穩定干擾甚鉅。亞洲新興經濟體基本經濟情勢不同，但其匯率與股價走勢卻是亦步亦趨，顯示短期資金進出是這些國家匯率與股價的共同決定因素。

面對變化無常的國際資本移動，亞洲國家應隨時做好準備，以因應外部衝擊。亞洲國家或宜共同針對國際短期資本採取行動，而由於短期國際資本移動經常牽動各國匯率波動起伏，亞洲國家也應建立正式的區域匯率協調機制，以實際行動促使亞洲通貨的價位能夠反映經濟基本面，並增進亞洲各國經濟金融穩定。這些行動亦可降低交易成本，促進區域經濟貿易發展。

亞洲國家於2010年將清邁倡議多邊換匯協定(CMIM)機制由800億美元增加為1,200億美元。東協加三國家財長復於本年5月亞銀年會前夕，將該換匯額度擴大1倍至2,400億美元。2011年4月，東協加三也成立東協加三總體經濟監控辦公室(AMRO)，於今年1月31日正式開幕，並擬議協助AMRO得取得國際機構地位。

CMIM與AMRO都是亞洲整合的里程

碑。惟亞洲各國匯市外匯交易額日漸龐大，且根據亞洲金融危機的經驗，該基金規模仍不足以因應因感染效應而產生的區域金融危機，規模仍宜擴大。本人也十分期待AMRO與CMIM結合，使之具有亞洲貨幣基金(AMF)的功能。欲達到此一階段，除了AMRO必須能夠進展至審慎查核階段與執行的權力以外，CMIM必須能由單一機構統籌管理，並廣納各國，才是真正的多邊化，也才能發揮最大的功效。

本人認為，各國推動經貿合作不宜有劃地自限之排他性作法，應以建立自由、公平、開放之國際貿易環境，促進各國間之經貿往來，也期待亞銀於推動亞洲整合之際，應秉持廣泛參與的原則，使所有具有堅強經貿實力與充沛金融資源的國家都能參與，不宜因政治差異而輕易將其排除在外。

本人謹重申，中華民國非但為亞銀創始會員國，更一向善盡會員國職責，本人呼籲亞銀正視此一事實。我們仍將就亞銀片面更改我國的會籍名稱，提出抗議；也希望會員國應相互尊重，使各會員國有主辦各項活動的公平機會。

最後，本人謹代表我國代表團，祝賀本屆大會圓滿成功，各位身體健康。謝謝！

Statement by the Governor for the Republic of China at the 45th Annual Meeting of Asian Development Bank*

Fai-nan Perng**

Mr. Chairman, President Kuroda, Fellow
Governors, Ladies and Gentlemen:

On behalf of the delegation of the Republic of China, I would like to thank the government and people of the Republic of the Philippines for their warm hospitality. As the capital of the Philippines, Manila has played a key role in the political and economic development of not just this country but the entire region. It was here in 1966 that our founders came together to write the first chapter of the history of Asian Development Bank (ADB). Over time, ADB has grown considerably in both size and stature, currently boasting a membership of 67 and widely recognized as the premier development institution in Asia. Returning to our roots here in Manila this year, therefore, takes on a special significance as we review our past performance and chart our future. I would also like to extend

my sincere gratitude to the staff of ADB for their commitment to making this event a meaningful and enjoyable experience.

Under the able leadership of President Kuroda, ADB has continued to follow its long-term roadmap of Strategy 2020, a plan underpinned by inclusive economic growth, environmentally sustainable development, and regional integration. During 2011, the loans, aid and donations, equity investments, and technical assistance approved by ADB to carry out its mandates reached US\$21.72 billion in total, an increase of 26.8% over the previous year. It's also worth mentioning that ADB's efforts to enhance regional integration were augmented by a contribution of US\$150 million to the ASEAN Infrastructure Fund last year.

In order to provide further assistance to the developing member countries (DMCs) ADB has continued to expand its financial resources.

* Speech delivered at the 45th Asian Development Bank Annual Meeting of the Board of Governors on May 4, 2012, in Manila, the Philippines.

** Governor, Central Bank of the Republic of China (Taiwan).

We are pleased to see that after three rounds of negotiation, the donors of the 11th ADF Replenishment have agreed to set aside US\$12.4 billion to be deployed over four years from 2013 to 2016. More importantly, the completion of the fifth general capital increase (GCI V) tripled ADB's capital base to US\$165 billion. This substantial enhancement to ADB's lending capacity is particularly well-timed for member countries in need of additional aid following successive financial crises in the US and Europe.

Although ADB has worked tirelessly to expand the reach of its operation and the capacity of its financial resources, we don't foresee further financial expansion in the medium term following the most recent round of general capital increase. We also predict growing difficulties in securing donor funding as many advanced economies continue to struggle with budget deficits and high debt levels. Against this background, ADB has begun to increasingly focus on co-financing programs and public-private partnership (PPP) projects to tap supplementary external resources and steer away from over-reliance on equity and donor funding. With a long history of fostering PPPs, arranging co-financing, and nurturing vibrant small and medium enterprises, Taiwan has accumulated a wealth of experience that we would be happy to share with ADB and member

countries.

In the most recent issue of Asian Development Outlook (ADO 2012), ADB identified the volatility of commodity prices as a potential threat to price stability in the region. The report also warned that policymakers should be wary of the risks associated with deteriorating economic conditions in Europe and international capital flows. The report went on to recommend regional coordination as an effective tool for managing international capital flows.

During the past year, short-term international capital has continued to pour into Asia's financial markets and disrupt economic and financial stability in recipient countries. Despite the obvious disparities in economic fundamentals across many emerging economies, their exchange rates and stock indices tend to move together with a surprisingly high degree of correlation. It's not difficult to see that short-term international capital movements rather than economic fundamentals have become the main driver of movements in exchange rates and stock prices across these economies.

Asian economies need to be well prepared for external shocks caused by volatile and unpredictable international capital flows. Collective actions can deal with short-term

capital flows more effectively. Since short-term international capital flows can create tension for intra-regional exchange rate movements, Asia should set up a formal regional exchange-rate coordination mechanism. Concrete actions should be taken to ensure regional currencies reflect economic fundamentals and maintain economic and financial stability. These actions will facilitate intra-regional trade, investment, and economic integration by lowering transaction costs.

Over the past year Asia has pressed ahead with deeper financial and economic integration. There are many bright spots. The size of the Chiang Mai Initiative Multilateralization (CMIM) has grown from US\$80 billion at inception to US\$120 billion. A proposal to double it to US\$240 billion has been agreed by ASEAN+3 financial affairs officials on the eve of this year's ADB Annual Meeting. The ASEAN+3 Macroeconomic Research Office (AMRO), opened almost a year ago, officially commenced operation on January 31 this year. Efforts made by the AMRO to be formally recognized as an international institution will no doubt succeed in the near future.

Both the CMIM and the AMRO are important milestones of Asia's integration. However, the volume of foreign exchange

trading in Asian economies has grown considerably. Our experience from the 1997 Asian financial crisis would indicate that the CMIM may require further enlargement in order to deal with a region-wide financial crisis. Therefore, I would like to recommend that we take a step further to combine the functions of the CMIM and AMRO by setting up the Asian Monetary Fund (AMF). Toward that end, the AMRO will need to be vested with the authority for carrying out prudential surveillance and the power to enforce rules and regulations, while the CMIM should introduce a more inclusive membership structure and function with a higher degree of autonomy.

Economic and trade cooperation will bear the most fruit if the adopted framework is accommodating and inclusive. Regional economic and trade relations should be fostered in a progressive, fair, and open environment. We would urge ADB to invite broader participation in its efforts to promote Asian integration. Notwithstanding ideological or political differences, all economies with adequate economic strength and ample financial resources should be included.

Finally, I would like to reiterate that the Republic of China is a founding member of ADB and has fully carried out her membership

responsibilities. My delegation continues to protest against the unilateral alteration of our membership designation. I would also like to call on member countries to respect each other concerning the equal opportunities of hosting

meetings and workshops of ADB.

Lastly, I wish the meeting every success and all the participants good health.

Thank you.

我國金融情勢指數與總體經濟預測*

張天惠**

摘要

本文旨在建置我國金融情勢指數（Financial conditions index, FCI），除了瞭解目前金融整體情勢，提供貨幣當局作為訂定貨幣政策之參考指標外，還能對於未來總體經濟具有良好之預測能力。本文以貨幣政策傳遞機制中之利率、匯率與資產價格三個傳遞管道，共12個價與量之金融變數，樣本期間為2003年1月到2012年3月，除依循Forni et al. (2005)的一般化動態因子模型（Generalized Dynamic Factor Model）為基礎編製「FCI-不分市場」，另依其變數特性區分為貨幣情勢變數與資產市場變數，再分別針對各市場變數編製「FCI-區分市場」。區分市場之FCI不僅顯現變數之市場結構，還能描繪不同市場對總體經濟之影響，此為目前FCI相關文獻中所獨特的。實證結果發現採用一般化動態因子模型估計之FCI，可以萃取大量變數所隱含的訊息以提供預測時有效資訊，而區分市場之FCI較傳統未區分市場之FCI具有較良好的樣本內配適與樣本外預測能力，為一領先指標。FCI為正表示金融情勢較寬鬆，對於未來經濟成長有正向拉力；FCI為負表示金融情勢較為緊縮，對未來經濟成長具有抑制效果。FCI各組成分子中，資產價格貢獻最大，匯率變數次之，利率變數貢獻最小。此外，加入信用傳遞管道變數估計之FCI在樣本外預測能力並無統計上之顯著，故僅作為穩健性檢測。

關鍵詞：金融情勢指數、資產價格、一般化動態因子模型

JEL 分類代號：C38, C51, E37

* 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、程研究員玉秀、吳研究員懿娟、許科長國勝、劉副研究員淑敏、計量分析科同仁及兩位匿名審稿人悉心審閱初稿並給予寶貴意見，特致衷心謝忱。惟本文純屬作者個人意見，與服務單位無關。文中如有任何謬誤與疏漏，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處副研究員。

壹、前言

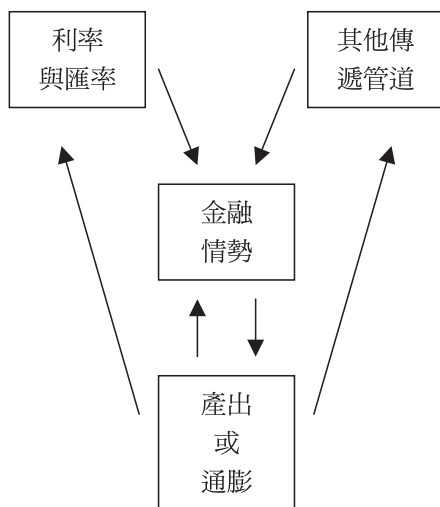
金融情勢指數（financial conditions index, FCI）概念的產生，最早起源於貨幣情勢指數（monetary conditions index, MCI），80年代末期加拿大銀行將利率與匯率變數融合為單一指標，用來提供貨幣當局作為貨幣決策時之考量，當時受到各界的重視；爾後，有論者認為貨幣政策工具到影響最終產出或通膨目標間，貨幣政策傳遞管道不應僅包含利率與匯率傳遞管道，應將其他如資產價格管道等變數納入（如圖1），故FCI因應而生。

加拿大銀行自1990年中期開始編製FCI，為最早發展FCI的濫觴，近10多年來，相關FCI文獻不論在計量方法或議題討論上皆有突破的發展，於2008年全球金融海嘯

後，更是顯現金融情勢與總體經濟連結的重要性。FCI將許多不同的金融變數融入一單一指標，提供簡便性的指數概念，用以描述金融變數與總體經濟活動之間的關係，捕捉一國整體的金融情況，讓央行在調控貨幣政策時，可以考量整體金融情勢，進而提升貨幣政策之有效性，並據以預測未來總體經濟情勢。

FCI為融合各種金融變數，以綜合之方式觀察金融變數與總體經濟活動之間的關係，並據以預測未來總體經濟。理論發展認為影響總體經濟活動的傳遞管道通常包括利率、匯率、資產價格、信用與通膨預期等管道，傳統上認為利率在傳導機制裡扮演著舉足輕重的角色，但許多文獻提出了貨幣傳導機制會隨著時間變動而改變，以至於這些傳遞管道之相對重要性與彼此間運作過程，並沒有完全一致的看法（Mishkin, 1995）。除了利率、匯率、資產價格與信用傳遞管道外，部份文獻亦考量油價（Skaarup et al., 2010；Vonen, 2011；Citigroup）與貨幣供給變數（Skaarup et al., 2010；Vonen, 2011）的影響，Hatzius et al.（2010）甚至納入二階動差相關變數（包含股票與債券報酬率相關性、股價波動與代表市場波動之VIX指數等）來估計FCI，故變數之選取在FCI文獻中相當豐富與多元。

圖1 金融情勢與貨幣傳遞機制



資料來源：參考Hatzius et al. (2010)，作者整理。

台灣為一小型開放經濟體系，2010年出口總值占國內生產毛額（GDP）約63.6%，貿易總額占GDP超過100%，比重甚高，因此匯率變動對於台灣整體經濟的影響，相對於其他國家而言平均來得大，故貨幣政策之傳遞管道除了利率以外，匯率也扮演重要的角色。甚且，自2008年起之全球性金融海嘯衝擊全世界經濟，造成國際間資產價格暴跌，引發各國失業率上升與景氣衰退等問題，突顯出資產價格波動對於經濟活動的影響；而資產價格常視為可當作產出與景氣循環的領先指標，對於產出具有預測能力（Achuthan and Banerji, 2004）。

有鑑於此，本文目的即在於根據台灣金融市場狀況，利用利率、匯率與資產價格三個貨幣政策傳遞管道之12個金融變數，採用Forni et al.（2005）之一般化動態因子模型（generalized dynamic factor model, GDFM）為基礎，編製我國的FCI，希冀該FCI除了能描述目前金融情勢狀況，提供貨幣當局作

為訂定貨幣政策之參考指標外，還能對於未來總體經濟具有良好之預測能力。本文進一步將金融變數根據變數特性區分市場後編製FCI，區分市場之FCI不僅顯現變數之市場結構，還能描繪不同市場對於總體經濟之影響，此為目前編製FCI相關文獻中所獨特的。研究發現採用一般化動態因子模型估計FCI，可以萃取大量變數所隱含的訊息以提供預測時有效資訊，而區分市場之FCI較傳統未區分市場之FCI具有較良好的樣本內配適與樣本外預測能力，為一領先指標，對於預測未來經濟成長率提供較有效之資訊。

本文之架構如下，除第一節為前言之外，第二節為文獻回顧，透過相關文獻之說明與比較，作為本文建構FCI之根據。第三節為一般化動態因子模型架構說明。第四節為實證結果與分析，由一般化動態因子模型估計出之FCI做樣本內配適與樣本外預測之檢測，並進一步對具有良好性質之FCI做實證分析。第五章為結論與建議。

貳、文獻回顧

有關FCI之文獻探討，近10年多來不論是在應用或是計量方法上皆有蓬勃的發展（詳見附錄一），本節首先說明各國央行、國際機構與私人機構編製FCI之目的與主要用途、FCI方向與數值意義，而後對於目前台灣FCI文獻與FCI之計量方法做一回顧，以

作為後文研究之依據。

一、FCI編製之目的與主要用途

FCI編製因各機構（央行、國際機構與私人機構）用途不同而採行不同方法與選取不同金融變數，使得FCI在編製與使用上較

多元。FCI編製有以下幾點用途：

(1) FCI可用來評估一國金融市場整體情勢，衡量目前金融情勢為較緊縮或寬鬆狀態，進一步預測未來總體經濟走勢，此為大部份機構或文獻編製FCI之目的，希望藉由計量模型，擷取金融變數中有效資訊來衡量與預測總體經濟狀況。

(2) 對於貨幣當局而言，除了判定目前金融情勢外，FCI還可提供訂定貨幣政策時之參考指標。在同時考量利率、匯率與其他貨幣傳遞管道等變數多方面影響後，將使貨幣當局面對總體經濟衝擊時，在採行政策措施拿捏較為適當，可以避免貨幣政策反應不足或過大之缺失。

(3) 對於私人機構（Bloomberg, Citigroup, Deutsche Bank and Goldman Sachs）而言，私人機構可根據FCI猜測投資標的國的貨幣政策立場（monetary policy stance）與評估金融市場情勢，進而提供投資人有效資訊做資產組合配置。其中Bloomberg所編製之金融情勢指數（BFCIUS），採以日頻率資料所編製，隨時提供投資人金融情況，為目前最為即時更新之FCI。

(4) FCI除了可對GDP成長率做預測外，亦可作為未來預期通貨膨脹率的參考指標。Goodhart and Hofmann（2001）、Mayes and Viren（2001）與Lack（2003）等人建構之FCI更進一步指出房屋價格對於預測未來通膨率提供了充足的資訊。

(5) FCI可當作衡量金融衝擊對於經濟體影響的量化指標。由於金融衝擊對於經濟體的影響很難量化與衡量，Guichard and Turner（2008）首先提出金融情勢緊縮與寬鬆狀況可轉化為以利率量化來衡量，也就是1單位FCI的增加等於長期利率上升100個基本點（basis point）對於GDP的影響。Beaton, Lalonde and Luu（2009）延續其觀點，但以短期利率角度，說明FCI代表有效的貨幣政策立場，即1單位FCI的增加等於短期利率上升100個基本點對於GDP的影響。另外，作者指出自2007年中以來的金融情勢緊縮狀況相當於聯邦資金利率上升300個基本點對總體經濟的影響，故即使美國於金融海嘯後採取一連串降息動作，仍不足以減緩金融危機所帶來的金融情勢緊縮狀態。

二、FCI之方向與數值意義

理論上，雖然利率上升、匯率上升（有效匯率指數上升表示本國貨幣升值）、資產價格下降或放款減少（信用緊縮）對於總需求均有抑制的效果，但FCI方向與金融情勢之關係會根據編製方法、各金融變數之權重與估計後是否進行轉換而決定（Matheson, 2011），故實際上，FCI上升或為正代表著是金融情勢處於較為寬鬆或較為緊縮的狀態並無絕對之標準。舉例來說，在模型估計各變數係數後，利用實質有效匯率指數權數值（Lack, 2003）或利率權數值（徐千婷，

2008) 進行權數標準化來編製FCI，則FCI之方向會與實質有效匯率指數或利率之方向相同，故此種FCI上升表示金融情勢較為緊縮；反之，下降時表示金融情勢較為寬鬆。

若無經轉換，以估計之權重方向為FCI方向，則有兩種可能，其一是FCI為正表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮，如：Hatzius et al. (2010)、Osorio et al. (2011)、Vonen (2011) 與Deutsche Bank FCI等文獻；另一種則如：NFCI、Beaton et al. (2009)、Skaarup et al. (2010) 等文獻之FCI為正表示金融情勢較緊縮；反之，較寬鬆。故在判讀FCI與總體經濟關係時，宜注意其方向隱含之意旨。

估計出之FCI數值意義也因不同用途與估計方式而有所不同。Deutsche Bank之FCI數值為金融情況對於GDP有向上支持或向下抑制多少百分點 (percentage point) 的涵義。Guichard and Turner (2008) 與Beaton et al. (2009)，如前所述，FCI編製之目的為衡量金融衝擊對於經濟體影響之量化指標，故FCI數值變化意義等同於利率上升100個基本點對於GDP的影響。

然而，FCI數值亦可能無任何意義，如徐千婷 (2008) 以2001年全年平均FCI值作為基期 (基期=100) 來編製FCI，此基期點為任意選取，並無客觀選取標準，FCI本身絕對大小並無任何意義，在判讀時僅能就相鄰幾點數值相互比較較為適宜^{註1}。此外，還

有許多文獻 (加拿大銀行；NFCI；NCFSI；Beaton et al., 2009；Hatzius et al., 2010；Skaarup et al., 2010；Bloomberg) 為了讓FCI數值具有意義，避免任意選取基期轉換的問題，在模型估計出FCI後，對FCI做標準化。以加拿大銀行之FCI為例，FCI=0.83，不只表示金融情勢較為寬鬆且意味著金融情勢比平均情況好0.83個標準差。故在研判FCI數值意義時，宜注意其因不同用途與方法造成數值之涵義不同。

三、台灣FCI文獻

目前研究台灣FCI之文獻很少，僅有徐千婷 (2008) 與台大-國泰產學合作計畫 (2011) 編製之FCI。徐千婷 (2008) 採用縮減式模型 (reduced-form model)、向量自我迴歸模型 (VAR model) 與ARDL (autoregressive distributed lag) 共整合分析法，利用實質利率、實質有效匯率指數、實質房屋單價、實質信義房價、實質股價指數與股票總市值占名目GDP比率等變數，在不同樣本期間、不同解釋變數與不同估計方法下，編製5個FCI，並根據其樣本外預測績效，選擇以縮減式模型，變數為實質利率、實質有效匯率指數、實質房屋單價估計之FCI最佳，其FCI權數比為1：0.69：-0.1。該實證結果認為以縮減式模型估計之FCI比MCI預測能力較好，但因MCI包含的變數較具即時性，故FCI可作為一輔助指標。

台大-國泰產學合作計畫^{註2}（2011）考慮股票、利率與匯率3個市場，共18個金融變數，採用主成分分析法（principal component analysis）編製FCI。該機構進一步將FCI劃分5種金融情勢（寬鬆、趨向寬鬆、穩定、趨向緊縮、緊縮）以及採用金融雷達圖描繪3個不同市場對整體金融情勢的影響，提供除了FCI數值外的判讀方式，希冀透過定期公布FCI，衡量整體金融市場活動，並預測未來金融情勢。

四、估計FCI之實證方法

在FCI估計方法方面，文獻上計有縮減式模型、大型總體經濟模型（large-scale macroeconomic model）、向量自我迴歸模型、主成分分析法與因子模型（factor model）等計量方法，每種估計方法皆有其相對的優點與缺點。

（一）縮減式模型：優點為簡易方便，是目前FCI相關文獻中（加拿大銀行；Goodhart and Hofmann, 2001；Mayes and Viren, 2001；徐千婷, 2008；Guichard and Turner, 2008）最常被使用的方法；該估計方法從IS curve推演而來，與總體經濟變數間之關係直接，但由於該估計方法假設所有解釋變數皆為外生，且解釋變數之選取取決於其統計顯著性，故易導致解釋變數落後期選擇有時序不一致、估計偏誤或變數內生性等問題（Gauthier, Graham and Liu, 2004）。

（二）向量自我迴歸模型（Swiston, 2008；Skaarup et al., 2010）與大型總體計量模型（Lack, 2003；Beaton et al., 2009）：考量了變數內生性，捕捉金融變數衝擊對於總體經濟之動態反應，且大型總體計量模型納入許多經濟金融變數，易於刻劃變數與總體經濟間的關係，但由於龐大的模型可能產生模型誤設與認定上的困難，進而影響到估計結果與樣本外預測能力。

（三）主成分分析法（KCFSI；Deutsche Bank；Vonen, 2011）或因子模型（NFCI；Hatzius et al., 2010；Osoris et al., 2011）：兩種方式皆為考量納入眾多金融變數且沒有模型設定等問題，而是由大量金融變數中萃取出主要因子當作指標，捕捉眾多變數之間之共同變動。兩者差異為，主成分分析法將眾多變數縮減至少量主成分，並保留其最大的個別差異，以變異數為導向；因子模型目的雖也是縮減變數，但主要為了找出眾多變數之共同性，以共變異數為導向（Jolliffe, 2010）^{註3}。

運用大量變數萃取出有效資訊方法在經濟預測應用方面最為著名的為Stock and Watson（1998），作者參酌美國國家經濟研究院（NBER）擴散指標（diffusion indexes, 簡稱DI）的概念，應用主成分分析法，自眾多時間序列資料中擷取主要因子，達到簡化模型功效外，還可具有與複雜模型準確率相近的預測能力。Stock and Watson（2002）

延續此概念，採用動態因子模型（dynamic factor model），發現估計之DI對於總體經濟分析可提高預測能力，開啟了大量變數在總體經濟預測方法的研究。

因子模型發展與差異如表1，各因子模型不同處在於有無落後期資訊與特徵成分是否為白噪音。最早之因子模型稱作古典因子模型（classical factor model）或靜態因子模型（static factor model）^{註4}；爾後Chamberlain and Rothschild（1983）放寬了特徵成分不為白噪音的假設，但由於模型形式仍與靜態因子模型一樣，故該模型稱作近似靜態因子模型（approximate static factor model）。Geweke（1977）和Sargent and

Sims（1977）加入落後期資訊而發展為動態因子模型。近年來，Forni et al.（2000, 2004, 2005，以下簡稱FHLR）結合了近似靜態因子與動態因子模型，稱為一般化動態因子模型，主要特色為讓變數落後期資訊透過動態因子負荷進入模型且放寬特徵成分具弱相關（weakly correlated across i and t ）的限制。

綜合上述文獻，本文參酌一個模型限制較少且能納入眾多金融變數資訊之估計方法，在考量貨幣政策傳遞管道除了透過當期影響總體經濟外，還會有持續性的效果，並允許特徵成分可能具有弱相關的可能下，本文將採用一般化動態因子模型來建構我國之FCI。

表1 因子模型比較

特色 \ 模型	靜態因子模型	近似靜態因子模型	動態因子模型	一般化動態因子模型
具有落後資訊	×	×	✓	✓
特徵成分具弱相關	×	✓	×	✓
參考文獻	Scott (1966)、Lawley and Maxwell (1971)	Chamberlain and Rothschild (1983)	Geweke (1977)、Sargent and Sims (1977)	Forni et al. (2000, 2004, 2005)

參、模型設定

本文主要採用Forni et al.（2005）之架構模式，令 x_{it} 為在第 t 期的第 i 個變數，其中 $i=1, \dots, N$ 與 $t=1, \dots, T$ ，一般化動態因子模型方程式為：

$$x_{it} = \chi_{it} + e_{it} = \sum_{j=1}^q b_{ij}(L)f_{jt} + e_{it} \quad (1)$$

變數 x_{it} 由兩個相互正交不可觀察的

成分（mutually orthogonal unobservable components）所組成， χ_{it} 為共同成分（common component）而 e_{it} 為特徵成分（idiosyncratic component）。 f_{jt} 為 q 個共同因子（common factor），以共變異數為導向，擷取所有變數間共同相關性最大的 q 個

數列， $q \leq N$ ； $b_{ij}(L) = b_{i1}L + b_{i2}L^2 + \dots + b_{is}L^s$ 為 s 期動態因子負荷（dynamic factor loading），代表 x_{it} 與 f_{jt} 之間聯繫關係。將式（1）以靜態因子模型表達，也就是將 N 個金融變數與因子之間關係綜合起來，即可得到：

$$x_t = \Lambda f_t + e_t, \quad (2)$$

其中 Λ 將 s 個落後期與 q 個因子結合為 r 個因子負荷矩陣， $r = q(s+1)$ ，表示最多估計 r 個因子負荷。

由於多變量金融變數資訊彼此之間常有類似的特徵，故一般化動態因子模型利用電信中常用之頻域（frequency domain）的概念，透過使用離散傅立葉轉換（discrete Fourier transform）工具，捕捉時間序列資料中隱含之共同結構，藉由萃取出之少量因子來承接大量資訊，據以詮釋與說明總體經濟變數的變動情形，這是一般單變量或小型多變量模型無法做到的。

雖然式（2）與一般迴歸式有著相同形式，但實際上兩者卻有不同意義。一般迴歸式中，解釋變數與被解釋變數均有實際資料；而一般化動態因子模型式（2）中因子負荷 Λ 與共同因子 f_t 皆為待估計變數，故一般化動態因子模型與一般迴歸式估計方法不一樣。一般化動態因子模型估計方法分為兩階段，圖2為一般化動態因子模型估計與預測示意圖，由圖2可知，第一階段為，將時間序列資料利用離散傅立葉轉換，捕捉資料之共同性，並據以求得共同成分與特徵成分

的共變異數矩陣。

令 $\hat{\Gamma}_k^T$ 為 x_t 的落後 k 期樣本共變異數矩陣（ k -lag sample cross-covariance matrix）， $\hat{\Gamma}_k^T = \frac{1}{T-k} \sum_{t=k+1}^T x_t x_{t-k}'$ ， $\Sigma(\theta)$ 為 x_t 之光譜密度矩陣（spectral density matrix），對於 $k = -M, \dots, M$ ，光譜密度矩陣可用離散傅立葉轉換求得，如下：

$$\Sigma_n^T(\theta_h) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-M}^M \omega_k \hat{\Gamma}_k^T e^{ik\theta_h},$$

其中頻率 $\theta_h = \frac{2\pi h}{6}$ ， $h = -M, \dots, M$ ， $\omega_k = 1 - \frac{|k|}{1+M}$ 為巴特列權數（Bartlett-lag window estimator weights）。

FHLR再利用動態主成分方法（dynamic principal component method, Brillinger, 1981）分解，求得共同成分與特徵成分之共變異數矩陣。

第二階段為，將第一階段得到的共同成分與特徵成分之共變異數矩陣帶入廣義特徵值分解（generalized eigen decomposition）來求得因子負荷矩陣，此矩陣為共同成分與特徵成分之共變異數比例，而共同因子由可觀察到變數乘上因子負荷矩陣求得。

當 N 趨近無限大時，FHLR證明該方法估計結果會收斂至最大概似估計值，在標準化限制式 $\hat{Z}_j' \hat{\Sigma}_{\zeta,0} \hat{Z}_i = 1$ for $i = j$ 與 $= 0$ for $i \neq j$ 下，極大化問題可由廣義特徵值問題來表示，如下式：

$$\hat{\Sigma}_{x,0} \hat{Z}_j = \hat{u}_j \hat{\Sigma}_{\zeta,0} \hat{Z}_j,$$

其中 \hat{u}_j 表示為第 j 個廣義特徵值（generalized eigenvalue）， \hat{Z}_j 為 $N \times 1$ 維

度相對應之廣義特徵向量 (generalized eigenvector)， $\hat{\Sigma}_{x,0}$ 與 $\hat{\Sigma}_{z,0}$ 分別為共同成分與特徵成分的變異數共變異數矩陣。將計算出的廣義特徵值由大到小排序，擷取前 r 個廣義特徵值所對應的廣義特徵向量即為因子負荷。若將此特徵向量所形成的矩陣令為 \hat{z} ， $\hat{z} = (\hat{z}_1, \dots, \hat{z}_r)$ ，則一般化動態因子為 $F_t^{FHLR} = \hat{z}'x_t$ 。

FHLR估計方法與Stock and Watson (2002)^{註5}估計方法差異在於，FHLR同時考量了共同成分與特徵成分之共變異數，擁有最小的特徵成分共變異數除以共同成分共變異數之比率，且將落後期動態因子負荷資

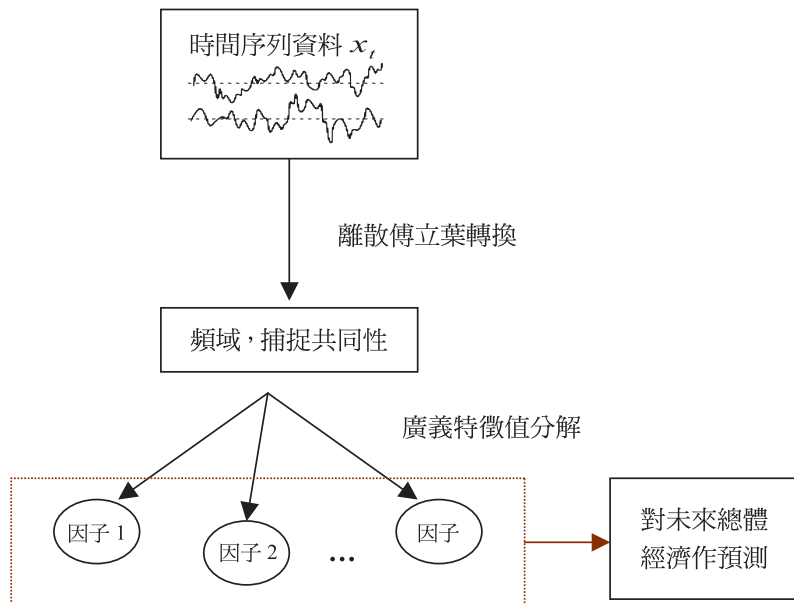
訊轉化為 r 個同期因子負荷，讓FHLR之因子為一個有效估計式 (efficient estimate)。

當估計出共同因子後，可進一步利用該指標建立一個簡單的線性預測模型，以便對特定變數 y 作未來 h 期的預測。本文參考Bernanke (1990) 的作法，建立一條經濟成長率之預測方程式：

$$y_{t+h} = \alpha_0 + \sum_{i=0}^m \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i F_{t-i} + u_{t+h}, \quad (3)$$

其中 y 為經濟成長率， F 為利用FHLR估計出之FCI，下標 $t-i$ 為當期與落後期 ($i = 0, 1, 2, \dots, m$)，式 (3) 表示對未來 h 期的預測模型。

圖2 一般化動態因子模型估計與預測示意圖



肆、實證結果與分析

一、資料來源與說明

文獻上對於FCI究竟該納入哪些變數並沒有放諸四海的標準，而一般化動態因子模型特色在於從大量變數中萃取共同性，且不受變數間的線性關係影響，故本文參考較多文獻選用且資料取得較容易之變數，選取自匯率、利率與資產價格三個貨幣傳遞管道中價與量之金融變數來估計FCI。

就匯率變數部分而言，本文選取實質有效匯率指數（REER）、新台幣對美元匯率^{註6}與外匯交易量三項。REER用以估算新台幣對一籃子外國（通常為主要貿易對手國）貨幣的匯率變動^{註7}，主要著眼於實質有效匯率指數源自貿易競爭力的觀點，包含名目匯率與國內外相對物價變動，可用以衡量一國對外價格競爭能力；美元目前仍是最重要的國際貨幣，貿易結算多以美元計價；外匯交易量表示市場參與程度，價格波動時必定伴隨量的突破。利率變數方面，我們選取不只包含央行影響力較大的金融業隔夜拆款利率，還考量了短期利率（30天期與90天期商業本票利率）與具流動性貼水之長期利率（10年期公債利率）來捕捉利率傳遞管道。資產價格變數方面，由於股票市場對於總體經濟反應較快，變數多為高頻資料，且股票市場變數對產出具有預測能力，故本文主要以股票

市場變數來當作資產價格變數的衡量，採用了文獻上常用之加權股價指數與股票市場總市值外，還考量了股票成交金額、融資成交金額與融券成交金額^{註8}以期能釐清股票市場中多頭與空頭市場對總體經濟之影響。

考量上述變數之重要性，本文建置以匯率、利率與資產價格三個貨幣政策傳遞機制中，共12個價與量之金融變數來編製我國金融情勢指數。樣本期間為2003年1月到2012年3月，資料型態為月資料，共111個資料點，資料來源除了新台幣實質有效匯率指數來自財團法人台北外匯市場發展基金會（以下簡稱台北外匯）外，其餘資料皆來自於中央銀行金融統計月報與教育部經濟統計資料庫（AREMOS）。

為了確保所有變數具有定態特性，當變數為水準值時，先對該變數取對數，再依據單根檢定結果決定是否取差分轉換為定態數列；當變數為比率或利率時，則直接對該變數進行單根檢定後再決定是否需取差分，單根檢定以Augmented Dickey-Fuller（ADF）檢定為主^{註9}。詳細變數說明與變數處理方式請參見表2。所有變數經上述轉換為定態數列後，再將定態變數做標準化，以避免因變數單位不一致而造成估計上的偏差。

表2 變數說明與變數處理方式

類別	代碼	變數	變數來源	變數處理
貨幣情勢變數	A、匯率變數			
	1	新台幣實質有效匯率指數	財團法人台北外匯市場發展基金會	2
	2	新台幣對美元匯率	中央銀行金融統計月報	2
	3	外匯交易量	中央銀行金融統計月報	2
	B、利率變數			
	4	金融業隔夜拆款利率	中央銀行金融統計月報	1
	5	30天期商業本票利率	中央銀行金融統計月報	1
	6	90天期商業本票利率	中央銀行金融統計月報	1
資產市場變數	C、資產價格變數			
	8	台灣加權股價指數	AREMOS	2
	9	股票市場總市值	AREMOS	2
	10	股票成交金額	AREMOS	2
	11	融資成交金額	AREMOS	2
	12	融券成交金額	AREMOS	2

註：變數處理說明：1為原始值，無轉換；2為取對數後再差分（first difference of logarithm）。

二、實證結果

一般化動態因子模型兩階段估計方法如前文說明，在實證估計時，我們尚需考量2個參數：隱含動態訊息 M 與落後期期數 s 。FHLR（2000）證明 $M = \text{round}(\sqrt{T}/4)$ 可使資料配適較好，以本文的樣本數 $T=111$ 而言，我們嘗試 $M=2$ 。此外，落後期愈多，雖累積較多變數訊息，但易使估計出之共同因子波動幅度愈大，本文嘗試 $s = 1, 2, 3, 4$ ，最後選擇變數落後期2期來做FCI之估計^{註10}。

如前所述，由於利率上升或匯率上升（實質有效匯率指數上升代表本國貨幣升值），對於總需求具有抑制效果，且利率變數與匯率變數組合為貨幣情勢指數之變數，

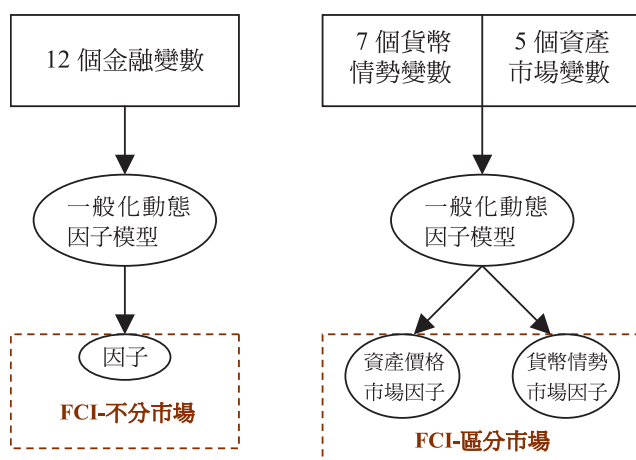
故將這兩類變數歸為一組，統稱為貨幣情勢變數。而資產價格上升，透過財富效果增加，會促進總需求的增加，與利率、匯率變數對總需求之影響方向相反，故我們將資產價格變數歸為一組，稱為資產市場變數。

本文實證方法分為兩種^{註11}（如圖3），第一種方法為直接由12個金融變數估計其共同因子，如同Stock and Watson（1998, 2002）的作法，這共同因子並沒有區分個別市場的特性，稱之為「FCI-不分市場」，而後再利用此「FCI-不分市場」建立對經濟成長率未來 h 期的預測模型。實證上為了更清楚捕捉各個市場變數在經濟預測中所扮演的角色，我們亦採第二種作法，先將金融變數根據特性區分為貨幣情勢變數與資產市場

變數，分別估計這2個市場之共同因子^{註12}，然後根據這2個共同因子組合成FCI，稱之為「FCI-區分市場」，最後再利用此「FCI-區分市場」進行預測。不同貨幣政策對於不同的市場影響不同，再進一步透過不同市場影響最終產出或通膨的效果也不盡相同（如

圖1），因此這種具有市場結構之預測方式對政策研究分析極為重要，可充分描繪貨幣傳遞機制、金融情勢與總體經濟活動間的關係，這是目前文獻上採用因子模型編製FCI中（NFCI；Hatzius et al., 2010；Osorio et al., 2011）所無法提供的。

圖3 兩種FCI實證方法示意圖



1. 單根檢定

在作樣本內配適與樣本外預測前，先對由一般化動態因子模型估計出之FCI做單根檢定，以確定其具有定態性質。我們採用ADF檢定與Phillip-Perron（PP）檢定，增廣項的最適落後期由BIC所決定。然而，根據圖4的2個FCI走勢圖，FCI走勢大致在0上下起伏波動，不具趨勢項，故選用不含時間趨勢項之單根檢定。單根檢定結果如表3，在10%顯著水準下，ADF與PP檢定皆拒絕具有單根之虛無假設，故由一般化動態因子模型估計之2個FCI均為定態序列。

2. 樣本內配適

首先，比較樣本內配適能力，由於國內生產毛額沒有月資料，故模型使用季調後工業生產指數年增率^{註13} (y_t) 來當作經濟成長率之替代變數，我們考慮 $h=1$ 為例^{註14}，預測未來1期之樣本內配適，模型根據AIC與BIC準則建議來選取最適落後期，理論上，BIC所決定之落後期數為真實落後期數之一致估計式，故本文以BIC準則選取之最適落後期1來作經濟成長率模型之預測^{註15}。結合式(3)，預測模型可表示如下：

圖4 FCI走勢圖

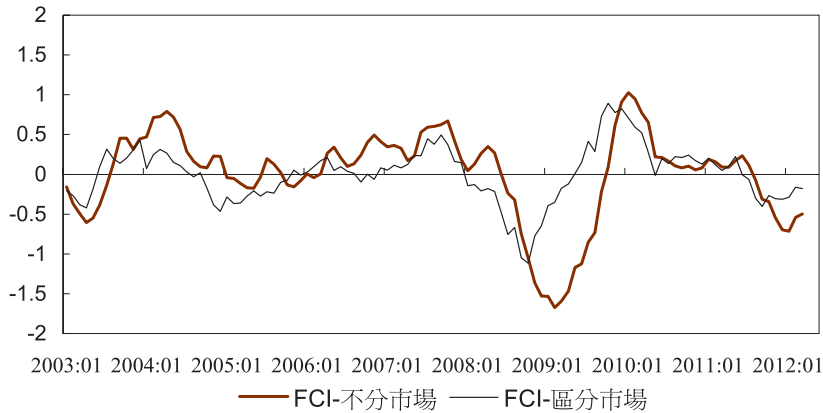


表3 單根檢定

變數	檢定統計量（不含時間趨勢項）	
	ADF	PP
	水準值	水準值
FCI-不分市場	-3.54***	-2.52**
FCI-區分市場	-3.43**	-2.73*

註：*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。

$$(\text{FCI-不分市場}) \quad y_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 y_t + \gamma_1 FCI_A_t + v_{1t+1}$$

$$(\text{FCI-區分市場}) \quad y_{t+1} = \alpha_2 + \beta_2 y_t + \gamma_2 FCI_B_t + v_{2t+1} \quad (4)$$

樣本內配適之實證結果如表4，FCI與經濟成長率之間為顯著正向關係，表示FCI上升，對於經濟成長率具有增加的效果。此外，從表4亦可知道「FCI-區分市場」在樣本內解釋經濟成長率之能力較佳，「FCI-區分市場」模型之樣本內配適能力較好。

表4 樣本內實證結果—最小平方法

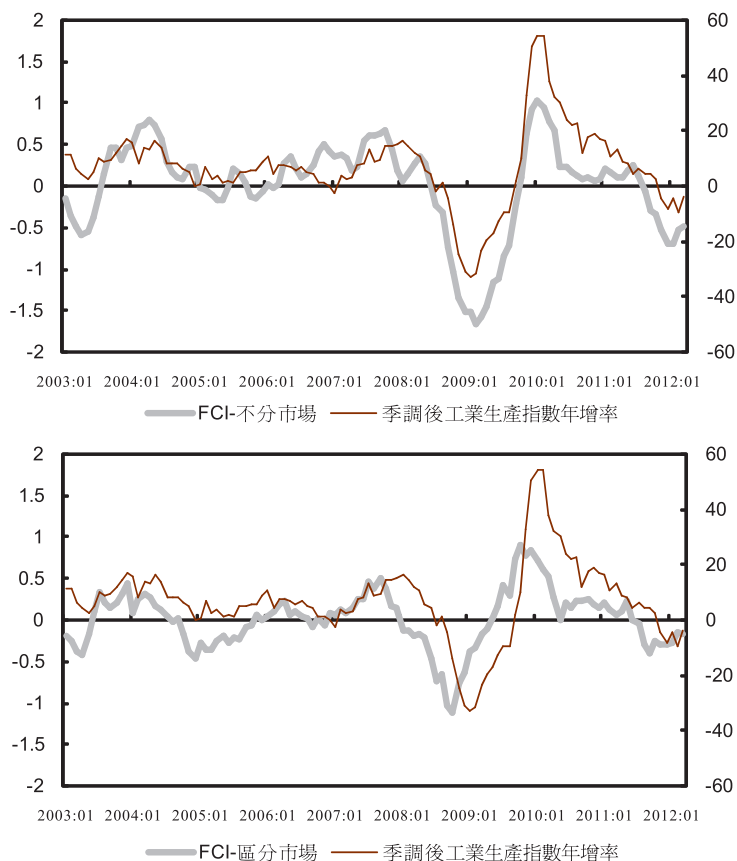
被解釋變數 y_{t+1}	FCI-不分市場模型	FCI-區分市場模型
常數項	0.704 (1.37)	1.299 (2.82)***
y_t	0.871 (12.08)***	0.781 (17.66)***
FCI_A_t	2.118 (1.68)*	
FCI_B_t		10.732 (5.40)***
Q(1)	1.374	1.581
adj R^2	0.881	0.924

註1：括號內為t值。*為顯著水準10%下顯著，**為顯著水準5%顯著，***為顯著水準1%下顯著。
註2：Q為Ljung-Box自我相關檢定之Q檢定統計量，Q後面括弧內的數字代表落後期數。

我們將2個FCI與季調後工業生產指數年增率走勢表示如圖5，兩相比較可發現，「FCI-區分市場」與季調後工業生產指數年增率走勢較為配適，尤其在2004年至2008年

期間，「FCI-區分市場」表現比「FCI-不分市場」好，且「FCI-區分市場」對季調後工業生產指數年增率似乎有領先的效果。

圖5 FCI與季調後工業生產指數年增率走勢圖



3. Granger因果關係檢定

欲瞭解FCI與季調後工業生產指數年增率的相互關係，本文使用Granger因果關係檢定，檢視「FCI-不分市場」、「FCI-區分市場」與 y_t 是否具有領先、落後或反饋（feedback）關係，若一變數之落後期資訊可幫助預測另一變數時，則稱前者Granger

影響（Granger cause）後者。因果關係檢定結果如表5，不論是否區分市場之FCI對 y_t 皆拒絕虛無假設，即FCI有Granger影響 y_t 。再者， y_t 除了可作為經濟成長率之替代變數，還可當作衡量產出的重要指標，故「FCI-不分市場」與「FCI-區分市場」皆具有預測未來產出之能力，為一領先指標。

表5 FCI與季調後工業生產指數年增率之因果關係檢定

虛無假設			Chi-square	p-value
FCI-不分市場	不Granger Cause	y_t	18.291***	0.000
y_t	不Granger Cause	FCI-不分市場	4.296	0.117
FCI-區分市場	不Granger Cause	y_t	34.373***	0.000
y_t	不Granger Cause	FCI-區分市場	5.998	0.112

註： y_t 為季調後工業生產指數年增率。*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。

4. 樣本外預測

為了比較各模型樣本外之預測能力，本文採用的預測誤差衡量方法為均方根誤差（root mean square error, RMSE）與平均絕對誤差（mean absolute error, MAE），並加入自我相關（AR）模型^{註16}之RMSE與MAE作為比較之基準。RMSE與MAE公式如下：

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2},$$

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_t - \hat{y}_t|, \quad (6)$$

其中 y_t 為實際值， \hat{y}_t 為預測值，RMSE與MAE皆為衡量實際觀察值與預測值之間的離差，其值愈小表示預測能力愈好。

樣本外預測方式以遞迴估計（recursive estimation）方式來檢測，遞迴估計為將模型使用至 t 期的資料，也就是先以2003M1至2009M12為樣本期間，來進行未來 h 期（ $h = 1、2、3、6$ ）的預測，得到 $t+h$ 期的預測值，然後再增加1個樣本點，使用至 $t+1$ 期的資料（2003M1至2010M1），同樣進行未

來 h 期的預測，可得到另一筆預測值，如此持續進行，重複這樣過程直到樣本結束，最後比較實際值與預測值的差異。Giacomini and White（2006）指出，遞迴估計法之優點為每次增加1期新樣本點，使用在樣本點下所有可用的資訊來進行預測，而滾動估計（rolling estimation）法為每增加一筆新樣本點同時刪除一筆最舊樣本點，則可能有遺漏資訊的缺點。預測能力結果如表6，顯示對未來1、2、3與6期後對經濟成長率的相對預測表現，RMSE與MAE指標皆小於1表示「FCI-區分市場」與「FCI-不分市場」相對於AR模型之預測能力皆較好，也就是變數組合的預測能力優於單一變數，大量變數所提供的資訊對預測而言是相當有幫助的。此外，「FCI-區分市場」與「FCI-不分市場」相比，「FCI-區分市場」在預測表現更為優越，顯示「FCI-區分市場」能提升樣本外之預測能力。

表6 「FCI-不分市場」與「FCI-區分市場」相對於AR模型預測能力比較

預測	預測能力指標	FCI	
		不分市場	區分市場
h=1	RMSE	0.975	0.902
	MAE	0.869	0.709
h=2	RMSE	0.981	0.904
	MAE	0.887	0.704
h=3	RMSE	0.973	0.905
	MAE	0.896	0.711
h=6	RMSE	0.965	0.878
	MAE	0.895	0.603

註1：表格內數字為「FCI-區分市場」與「FCI-不分市場」相對於AR模型之預測能力。

註2：若表格內數字<1，表示相對於AR模型，其RMSE或MAE較小，則「FCI-區分市場」（「FCI-不分市場」）相對於AR模型預測能力較佳。

雖然從RMSE與MAE可看出預測能力的差異，但此差異並沒有統計上顯著的意義，故本文進一步採用Diebold and Mariano (1995)的DM檢定，運用統計檢定來判定模型間預測績效表現有無統計上的顯著差異，根據損失函數分別對於「FCI-不分市場」、「FCI-區分市場」與AR模型，進行兩兩模型預測績效表現之比較。DM檢定之虛無假設與對立假設如下：

$$H_0 : E[g(e_{1t})] = E[g(e_{2t})],$$

$$H_1 : E[g(e_{1t})] < E[g(e_{2t})]. \quad (7)$$

$g(e_{it})$ 為損失函數方程式， e_{it} 表示第*i*模型在*t*期的預測誤差。損失函數設定方式非常多，在此，本文依循許多實證文獻的作法，以預測均方差（MSPE）來衡量損失，亦即

$g(e_{it}) = e_{it}^2$ 註17。表7中，第1行（column）為「FCI-區分市場」模型與AR模型之預測能力比較；第2行為「FCI-不分市場」模型與AR模型之預測能力比較；第3行為「FCI-區分市場」模型與「FCI-不分市場」模型之預測能力比較。檢定結果顯示，在10%顯著水準下，「FCI-不分市場」與「FCI-區分市場」不論任何時期都比單一變數之AR模型對未來之預測能力好。此外，比較兩個FCI預測模型之績效表現，「FCI-區分市場」除了h=2，其他任何時期皆比「FCI-不分市場」預測能力好。採用一般化動態因子模型估計FCI，可以萃取大量變數所隱含的訊息以提供預測時有效資訊，而區分市場之實證方法又進一步將預測資訊有效利用。

表7 DM檢定

預測	H_0 : 「FCI-區分市場」模型之預測損失 = AR模型之預測損失	H_0 : 「FCI-不分市場」模型之預測損失 = AR模型之預測損失	H_0 : 「FCI-區分市場」模型之預測損失 = 「FCI-不分市場」模型之預測損失
h=1	FCI-區分市場 [-1.603] (0.054)*	FCI-不分市場 [-2.106] (0.017)**	FCI-區分市場 [-1.305] (0.095)*
h=2	FCI-區分市場 [-1.524] (0.063)*	FCI-不分市場 [-1.555] (0.060)*	無差異 [-1.222] (0.110)
h=3	FCI-區分市場 [-1.588] (0.062)*	FCI-不分市場 [-3.003] (0.001)***	FCI-區分市場 [-1.479] (0.069)*
h=6	FCI-區分市場 [-1.483] (0.069)*	FCI-不分市場 [-4.348] (0.000)***	FCI-區分市場 [-1.315] (0.094)*

註1：表中僅列出虛無假設，但可以此推出對立假設，以第1行為例，虛無假設為「FCI-區分市場」模型之預測損失 = AR模型之預測損失；對立假設為「FCI-區分市場」模型之預測損失 < AR模型之預測損失。第2與第3行模型以此類推。

註2：表格顯示在顯著水準下，模型預測能力較佳者；若兩模型預測能力無差異，則以“無差異”表示。中括號[]為DM統計量，小括號()為p值。

註3：*為顯著水準10%下顯著，**為顯著水準5%下顯著，***為顯著水準1%下顯著。

三、實證分析

綜合而言，由一般化動態因子模型估計之「FCI-區分市場」與「FCI-不分市場」比單一變數之AR模型具有較佳之經濟預測能力，大量變數所隱藏的訊息能提供對經濟預測時有幫助的資訊（Bates and Granger, 1969；Stock and Watson, 2002；FHLR, 2003）。此外，實證方法之「FCI-區分市場」又比「FCI-不分市場」不論是在樣本內配適或樣本外預測皆有較好的表現，對於未來經濟成長率具有預測能力，為一個領先指標。故本文以下之分析皆以「FCI-區分市場」（以下簡稱FCI）為主要分析對象，探討FCI特性、各組成分子貢獻度、政策意涵

與穩健性測試。

1. FCI特性、各組成分子貢獻度與政策意涵

本文編製之FCI代表著金融情勢與總體經濟間的關係，衡量目前金融情勢狀態，除了具有對經濟成長率之解釋能力外，且為一個對於未來總體經濟之領先指標。FCI為正（大於零）表示金融情勢較寬鬆，金融情勢對於未來經濟成長有正向拉力；FCI為負（小於零）表示金融情勢較為緊縮，緊縮之金融情勢對未來經濟成長具有抑制效果。除了FCI數值與方向可提供金融情勢資訊外，我們進一步探究FCI各組成分子的貢獻程度，並加入經濟事件的判讀，如此作法，不

僅能得到不同市場對於影響經濟體的相對重要性，還能合理的研判金融情勢與總體經濟間的關係。

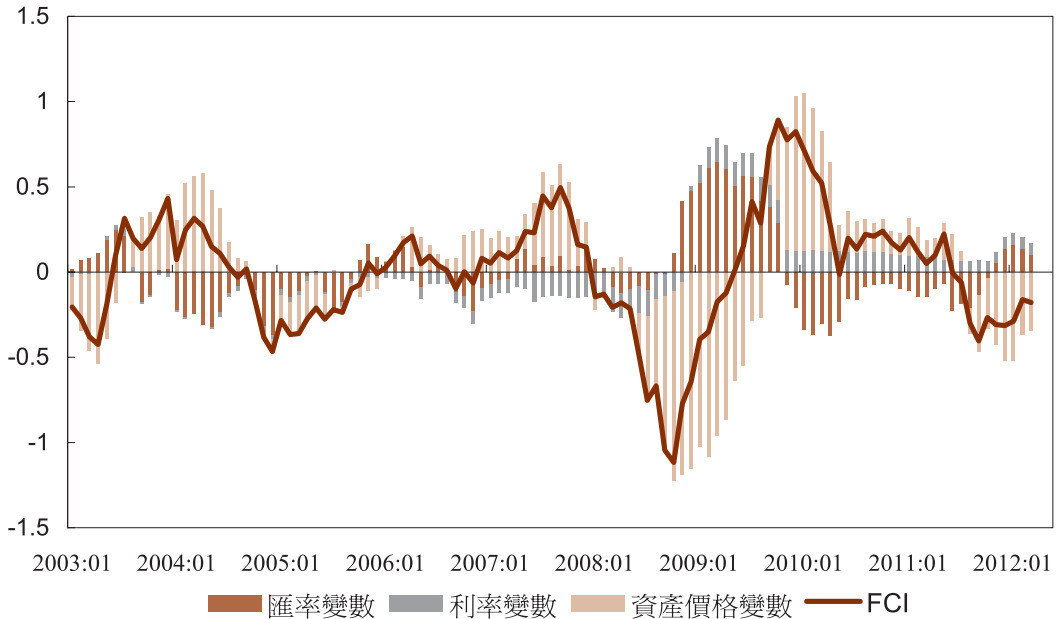
圖6為FCI各組成分子的貢獻程度，雖然前面章節將變數區分為貨幣情勢變數與資產市場變數來估計FCI，但為了確切掌握各類變數特性在預測中的貢獻程度，故於此將變數分為匯率、利率與資產價格變數來看各組成分子之貢獻程度。在樣本期間內，平均而言，資產價格貢獻較大，匯率變數次之，利率變數貢獻最小。進一步細看各組成分子貢獻度對於金融情勢的影響，首先，資產價格的變化（貢獻）對於金融情勢有直接的影響。資產價格上揚，市場交易較為熱絡，推升金融情勢較為寬鬆；資產價格下跌，市場交易較為冷淡，資產總市值與成交量萎縮，進而影響金融情勢較為緊縮。利率變數的貢獻於2006年前很小，主因是這段期間利率變動不大，大致於1%至1.5%之間盤桓（以隔夜拆款利率、30天期與90天期商業本票利率為例）；自2006年起至2008年，利率上升，較高的利率對寬鬆的金融情勢具有一調節的效果，而後2008年金融海嘯事件的爆發，隨著寬鬆的利率政策，和緩了緊縮的金融情勢狀態。匯率變數大抵具有反景氣循環的特性，當金融情勢樂觀，實際產出偏高時，匯率（如實質有效匯率指數或新台幣匯率）升值空間較大，以抑制過熱的景氣；反之，當金融情勢緊縮，產出減緩時，匯率會走貶，

以刺激低迷的景氣，有助總體經濟的穩定。

再者，我們以近年爆發之全球金融海嘯事件來看FCI走勢與總體經濟事件的關係。2007年源起於美國的次級房貸風暴（subprime mortgage crises），經由2008年9月雷曼兄弟宣布倒閉，造成全球股市、債市與房市三種主要資產齊跌，引發全球金融海嘯，台灣受之波及，FCI至2008年10月創下金融海嘯期間最低點^{註18}，而後隨著貨幣政策趨於寬鬆，減緩金融情勢緊縮狀態，至2009年10月FCI達到高點。對應至圖6，我們可發現，2007年第4季為近年來股價指數的高點，雷曼兄弟事件讓股票市場重挫^{註19}，而後貨幣當局調降利率以減少企業籌資壓力，匯率持續地貶值，此後，FCI處於相對寬鬆狀態。自2011年8月以來，由於歐債危機、歐美經濟情勢不穩，全球股市下跌，讓台灣金融情勢處於較為緊縮狀態。

此外，在樣本期間內，平均而言，資產價格與匯率變數貢獻較大，利率變數貢獻最小，故我們進一步探究資產價格變數貢獻度略大於匯率之原因^{註20}，以國際清算銀行（Bank of International Settlements, BIS）狹義之REER、台北外匯之REER^{註21}、台灣加權股價指數與季調後工業生產指數^{註22}之相關係數^{註23}（表8）來看。樣本期間起始點若自90年代中期至2000年，BIS狹義之REER與季調後工業生產指數相關係數為-0.83降至-0.74；股價指數與季調後工業生產指數

圖6 FCI與各組成分子貢獻程度



相關係數較小，約只有0.36到0.69。但若樣本期間自2002年起，有效匯率指數（不論是BIS狹義之REER或台北外匯之REER）與季調後工業生產指數相關係數大幅下降，但股價相關係數上升，彼此消長關係愈見明顯。本文樣本期間自2003M1至2012M3，台北外匯之REER與季調後工業生產指數相關係數只剩-0.4，但股價指數與季調後工業生產指數相關係數約為0.83。由於金融變數具有季調後工業生產指數與匯率指數相關性較小，但與股價相關程度較大之特性，故採用一般化動態因子模型萃取出金融變數之共同性編製台灣之FCI時，其FCI各組成分子貢獻程度極有可能為資產價格較大，匯率變數貢獻度次之，利率最小。

目前各國央行官方公開FCI資訊的僅有

加拿大銀行與美國聯邦準備銀行（芝加哥分行與堪薩斯分行），故究竟FCI對於貨幣當局在做貨幣決策的影響力有多少，並不容易測量。但貨幣工具大抵上有利率與匯率兩種，而金融市場狀況千變萬化，因此FCI藉由簡單的數字來承接大量金融資訊，可提供貨幣當局在做貨幣決策時的參考指標。舉例來說，當經濟體遭受外生衝擊時，如果貨幣當局只考量個別市場狀況而做出讓利率與匯率變動呈正相關(如利率上升且台幣升值)的反應時，則可能因為沒有考量整體而導致貨幣當局採取過於強烈的政策；反之，若是讓利率與匯率變動呈負相關時，則有可能政策反應相互抵銷，而有反應不足的問題。故若能參考FCI，貨幣當局可從FCI的數值（大小與方向來確定目前金融情況）與造成FCI數

表8 有效匯率指數、股價指數與季調後工業生產指數之相關係數

與季調後工業生產指數之相關係數	BIS狹義之REER	台北外匯之REER	加權股價指數
1996M1-2012M3	-0.83		0.36
1997M1-2012M3	-0.81		0.34
1998M1-2012M3	-0.80		0.48
1999M1-2012M3	-0.77		0.59
2000M1-2012M3	-0.74	-0.66	0.69
2001M1-2012M3	-0.74	-0.62	0.86
2002M1-2012M3	-0.66	-0.53	0.84
2003M1-2012M3	-0.52	-0.40	0.83
2004M1-2012M3	-0.44	-0.37	0.76
2005M1-2012M3	-0.42	-0.27	0.78

值的各組成分子貢獻程度（各市場狀態與是否有市場失序的情形）來考量整體情況後，做出貨幣政策的反應，這樣不僅得到當期金融情勢資訊，也可評估未來與做出合適的下一期決策行為，此為FCI對於貨幣當局決策時的重要性。

2. 穩健性檢測

前述之實證結果說明，選取三個貨幣傳遞管道共12個變數，採用一般化動態因子模型估計之區分市場FCI具有對於未來經濟成長預測之良好能力。為確認一般化動態因子模型對台灣資料的適用性，本小節我們嘗試兩種方法來作穩健性分析，首先為更改樣本期間，估計方式與解釋變數皆與前文所述相同，以進行實證結果之穩健性分析；另一種方式為採用不同變數之估計，也就是加入信用傳遞管道變數來估計FCI以進行穩健性檢

測。

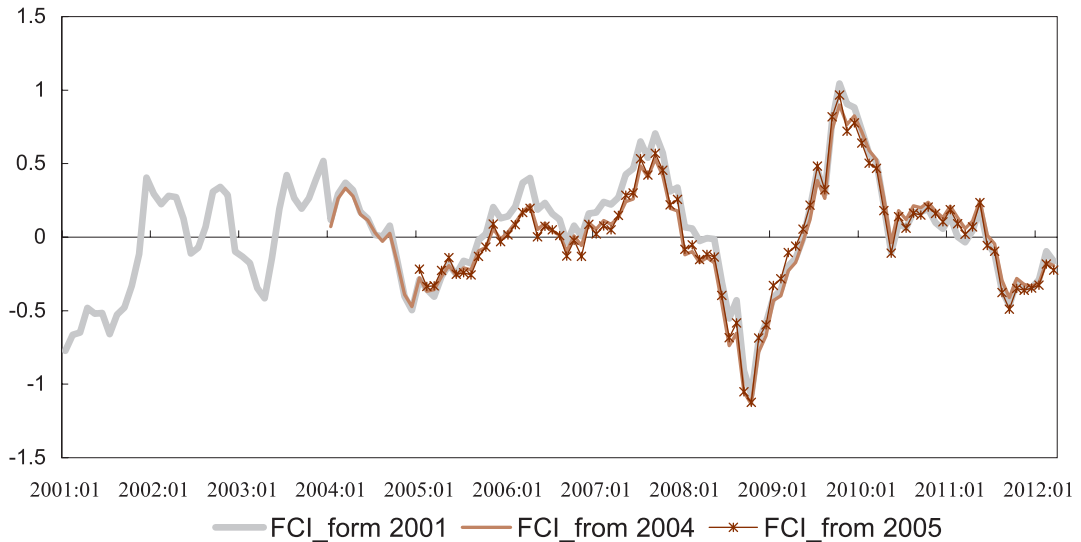
2.1 不同樣本期間

我們將樣本期間往前追溯自2001年起^{註24}，另將樣本期間縮短自2004與2005年起到2012年3月，FCI走勢如圖7，3個不同樣本期間估計之FCI走勢極為穩定，區分市場後之FCI具有穩健性。

2.2 加入信用傳遞管道變數

第二種方式為加入其他金融變數，以檢驗本文之穩健性，參考Osoris et al. (2011)之觀點^{註25}，除了原先之利率、匯率與資產價格三個貨幣政策傳遞管道外，我們尚加入信用傳遞管道變數（消費者貸款與全體貨幣機構對民營企業放款），一共14個金融變數來建構台灣之FCI（附錄二）。圖8為原先三個貨幣政策傳遞管道變數估計之FCI與四個貨幣政策傳遞管道變數估計之FCI走勢圖，兩

圖7 不同時期估計之FCI穩健性檢測

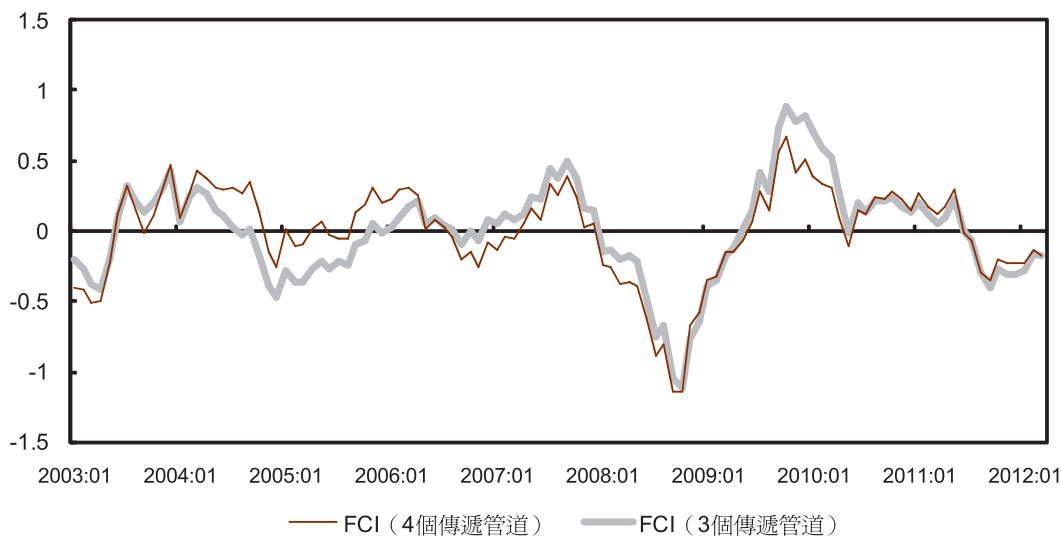


FCI走勢大致相像。惟2004年全球經濟穩定復甦，我國經濟亦快速成長，民間資金需求轉殷，再加上當時銀行積極拓展消費金融業務，故不論是消費者貸款或銀行放款皆顯著增加，故約2004至2006年間，多了信用傳遞管道估計之FCI比三個貨幣政策傳遞管道估計之FCI顯示較為寬鬆之金融情勢，但大抵差異不大且波動與走勢仍為相似，故採用不同金融變數估計之FCI具有穩健性。

在相關文獻上，貨幣政策的信用傳遞管道是否顯著一直是被熱烈討論的議題（Kashyap, Stein and Wilcox, 1993；Kashyap

and Stein, 2000；Adam Ashcraft, 2006；Khwaja and Mian, 2008）^{註26}，但本文目的在建置一個對於未來總體經濟具有良好預測能力之FCI，而非著重於信用傳遞管道是否顯著之重要性。此外，加入信用傳遞管道變數估計之FCI^{註27}在樣本外預測能力雖優於單一變數之AR模型，但此良好之預測能力並無統計上之顯著（附錄二），並不適宜以建置一個對於未來經濟成長率具有良好預測能力FCI之目的，故僅作為穩健性檢測，提供實證結果之可信度。

圖8 不同變數估計之FCI穩健性檢測



伍、結論與建議

本文採以一般化動態因子模型，考量三個貨幣政策傳遞管道（利率、匯率與資產價格），共12個價與量之金融變數，並納入落後期2期之資訊，來建構我國FCI，探討金融變數與總體經濟活動間的關聯性，並以此對未來經濟成長率做預測。本文除採用一般化動態因子模型基礎建構「FCI-不分市場」，還進一步利用這12個金融變數的特性將變數區分為兩個市場：貨幣情勢變數與資產市場變數，再分別對兩市場變數來估計「FCI-區分市場」，此具有市場結構特性的FCI，為目前FCI相關文獻上所沒有的。

以一般化動態因子模型建構之「FCI-不分市場」與「FCI-區分市場」具有樣本內配適與樣本外預測的良好能力。若加入AR模型來做比較，發現「FCI-區分市場」與

「FCI-不分市場」相對於AR模型之預測能力皆較好，採用一般化動態因子模型估計之FCI，可以萃取大量變數所隱含的訊息以提供預測時有效資訊；且「FCI-區分市場」進一步又比「FCI-不分市場」不論是在樣本內配適或樣本外預測皆有較好的表現，對於預測經濟成長率有較好的預測能力。本文建構之FCI，FCI為正（大於零）表示金融情勢較寬鬆，對於未來經濟成長有正向拉力；FCI為負（小於零）表示金融情勢較為緊縮，對未來經濟成長具有抑制效果。

FCI各組成分子貢獻程度平均而言，資產價格貢獻較大，匯率變數次之，利率變數貢獻最小。對照樣本期間自2003M1至2012M3，台北外匯之REER與季調後工業生產指數相關係數為-0.4，但股價指數與季調

後工業生產指數相關係數約為0.83。由於金融變數具有季調後工業生產指數與匯率指數相關性較小，但與股價相關程度較大之特性，提供FCI各組成分子中，資產價格貢獻程度略大於匯率貢獻度之解釋。

本文採用股票市場變數當作資產價格衡量的替代變數，其一原因為股價具有對產出市場與商品市場領先之性質，另外，由於股價為高頻資料，房價為低頻資料，我們希望能建構一具有即時性之FCI，故僅採以股票市場變數來衡量資產價格。台灣為一小型開

放經濟體，受到國外因素影響甚大，諸如：國外商品價格與國際油價等改變，且金融環境的變化萬千，不易捕捉其波動，未來可善用因子模型萃取大量變數資料的特性，一併將各類變數納入。此外，本文實證方法僅能應用於均衡資料（balanced data），無法處理同時納入不同頻率的資料進行預測，未來可將此方法延伸至非均衡資料，藉由廣納各種頻率變數資訊，充分反應金融變數變動訊息，擴增模型的預測能力。

註 釋

- (註1) 徐千婷（2008）一文中由於FCI數值無意義，故在判讀時，採以比較前後期數值來研判金融情勢，若FCI上升，表示金融情勢較為緊縮；反之，較為寬鬆。Goldman Sachs編製之FCI亦採此種方式，即為任意選取1987到1995年的FCI平均值作為基準值，FCI本身數值大小無意義，僅能就相鄰幾期數值比較做判讀。
- (註2) 「台大-國泰產學合作計畫」之FCI，於國泰金融集團官網上有公布其FCI數值，但詳細內容目前只能由其新聞稿窺知，訊息較少。
- (註3) 主成分分析法與因子模型除了文章所述之差異外，在估計時所使用之矩陣亦不同，主成分分析法重視相關矩陣（correlation matrix）對角線上元素；因子模型重視共變異矩陣在非對角線上的元素，但由於皆是從大量變數中萃取需要的資訊，且因子模型估計時會引用主成分分析法之概念，故在文獻上多有所混用，詳細請參閱Jolliffe (2010)。
- (註4) 靜態因子模型原稱古典因子模型，會被稱為靜態因子模型是為了區隔後來有加入落後項影響的動態因子模型。
- (註5) Stock and Watson (2002) 之動態因子模型中，特徵成分為白噪音，無需同時考量共同成分與特徵成分之共變異數矩陣。作者證明在標準限制式下，只需對樣本共變異數矩陣做特徵值分解，最大 r 個特徵值所對應之特徵值向量即為因子負荷。
- (註6) 本文所指之新台幣對美元匯率（TWD/USD）為以直接報價所表示之匯率，也就是一單位美元可折合多少新台幣之匯率表示型態。新台幣對美元匯率變動上升，表示台幣貶值；下降表示台幣升值。
- (註7) REER上升表示台幣升值，REER下降表示台幣貶值。此外，我們曾嘗試使用名目有效匯率指數（NEER，變數選用來自BIS廣義、狹義與台北外匯3種變數），但結果發現使用NEER之FCI抓不到經濟成長率之走勢，反觀使用REER之FCI較合適於解釋經濟成長率。探其原因，可能為多加入REER變數可捕捉外匯市場中一國對外價格競爭能力，而NEER變數中隱含之資訊會與新台幣對美元匯率資訊部分重疊，故使用REER較為合適。
- (註8) 股票成交金額與融資、券成交金額等變數選取參考「台大-國泰產學合作計畫」之FCI變數選取。
- (註9) 單根檢定結果限於篇幅，於此擬不一一列出。

- (註10) 本文嘗試 $s = 1, 2, 3, 4$ ，發現落後期3與4期估計出之FCI波動過大，未能反映趨勢；落後1期讓估計出之FCI亦未能捕捉走勢，以落後2期之結果與總體經濟較為配適。
- (註11) 徐士勛等人（2005）以Stock and Watson（1998）方法為基礎，亦採用有無區分市場兩種實證方式來建立擴散指標，該文作者發現區分市場的擴散指標具有良好的預測表現。
- (註12) 第二種方式選取2個共同因子，故為2因子模型，但由於此2因子可以根據變數區分出因子之市場特性，第1因子為資產價格市場因子，第2因子為貨幣情勢市場因子，此與一般2因子模型不同，故在文中我們稱為區分市場模型，而非2因子模型。
- (註13) 在進行樣本配適前，需確定變數是否為定態。以ADF單根檢定作判準，在5%顯著水準下，季調後工業生產指數年增率拒絕虛無假設，為定態數列。
- (註14) 除了 $h = 1$ 外，我們亦有做預期未來 $h = 2, 3, 6$ 之樣本內配適，結果與 $h = 1$ 之樣本內配適結果差異不大，限於篇幅，不擬一一細述。
- (註15) 「FCI-不分市場」模型之AIC=2，BIC=1；「FCI-區分市場」模型之AIC與BIC皆為1。
- (註16) AR模型亦以BIC準則選取最適落後期數，BIC=2，故為一個AR(2)模型。
- (註17) 有關DM檢定作法與其統計量性質，請參閱Diebold and Mariano（1995）與陳旭昇（2007）。
- (註18) 根據經建會景氣循環認定中，第12次景氣循環谷底為2009年2月，本文編製之FCI確實為一領先指標。
- (註19) 金融海嘯最直接顯著的影響是在股票市場，雖然金融海嘯源起於2007年美國次貸風暴，但至雷曼兄弟事件前，全球主要股市似乎瀰漫著一股「山雨欲來風滿樓」態勢，2007年第4季是近年來股價指數的高點，而雷曼兄弟事件後重挫全球股市，歐、美、日與韓國股市皆於2008年9月至2009年3月長達半年的重挫。台灣股票市場在這段期間，加權股價指數重挫26%，股票總市值蒸發4.7兆，股票成交金額由3,000多億萎縮至1,600多億。
- (註20) 利率變數貢獻程度最小，且與資產價格、匯率變數之貢獻度差異很大，故僅討論資產價格與匯率貢獻度大小差異之原因。
- (註21) 財團法人台北外匯市場發展基金會之REER資料從2000年開始，故加入BIS狹義之REER來作1996年到2000年資料缺漏之參考。
- (註22) 相關係數分析之樣本起始點選取自1996年1月起，主要是由於季調後工業生產指數資料起自1996年1月。
- (註23) 此處變數採用水準值而非年增率來看相關係數，主要希冀能不只觀察到變數間波動程度，還能觀察到趨勢關係。
- (註24) 財團法人台北外匯市場發展基金會之REER資料從2000年開始，扣除資料定態處理後，為自2001年起之樣本。
- (註25) Osoris et al.（2011）認為FCI主要藉由三項管道來取得金融情勢與總體經濟間的連結，即透過資本數量與成本之投資管道，透過財富、信心與所得效果之消費管道與透過貿易財價格競爭力之貿易管道，故該文作者選取包含利率、匯率、民間信用與股價等共7個金融變數，建構亞太13國（包含臺灣）金融情勢量化之指標。
- (註26) 此類文獻中，Ashcraft（2006）發現信用傳遞管道存在，但對經濟影響並不顯著；其餘幾篇為顯著存在。
- (註27) 此FCI為附錄二中之「FCI2-區分市場」。
- (註28) 為與本文之3個貨幣政策傳遞管道估計之FCI區別，附錄二估計之FCI稱作「FCI2-不分市場」與「FCI2-區分市場」。
- (註29) 「FCI2-不分市場」與「FCI2-區分市場」皆拒絕單根檢定之虛無假設，為定態序列。此外，「FCI2-不分市場」預測模型之AIC=2，BIC=1；「FCI2-區分市場」預測模型之AIC與BIC皆為1，兩模型樣本內配適結果與本文表4結果差異不大，於此不再討論。

參考文獻

- 徐千婷 (2008) , 我國金融情勢指數之實證研究, 〈中央銀行季刊〉, 30卷3期, 頁5-47。
- 徐士勛、管中閔與羅雅惠 (2005) , 以擴散指標為基礎之總體經濟預測, 〈台灣經濟預測與政策〉, 36卷1期, 頁1-28。
- 陳旭昇 (2007) , 時間序列分析: 總體經濟與財務金融之應用, 台北: 東華書局。
- 台大-國泰產學合作計畫 (2011) , 台灣經濟與金融情勢指數 (FCI) 編製與應用。
- Achuthan, L., and A. Banerji (2004), "Beating the Business Cycle : How to Predict and Profit from Turning Points in the Economy," NY: Doubleday.
- Ashcraft, A. B. (2006), "New Evidence on the Lending Channel," *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(3), pp. 751-775.
- Bates, J. M., and C. W. J. Granger (1969), "The Combination of Forecasts," *Operational Research Quarterly*, 20(4), pp. 451-468.
- Beaton, K., R. Lalonde, and C. Luu (2009), "A Financial Conditions Index for the United States," Bank of Canada Discussion Paper, 2009-11.
- Bernanke, B. (1990), "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads" NBER Working Paper No. 3486.
- Brillinger, D. R. (1981), "Time Series: Data Analysis and Theory," 2nd ed., San Francisco: Holden-Day.
- Chamberlain, G. and M. Rothschild (1983), "Arbitrage, Factor Structure, and Mean- Variance Analysis on Large Asset Markets," *Econometrica*, 51(5), pp.1281-1304.
- Diebold, F.X., and R.S. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), pp.253-265.
- Dudley, W., J. Hatzius, and E. McKelvey (2005), "Financial Conditions Need to Tighten Further," Goldman Sachs Economic Research.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2000), "The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation," *The Review of Economics and Statistics*, No.82, pp.540-554.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2003), "Do Financial Variables Help Forecasting Inflation and Real Activity in the Euro Area?" *Journal of Monetary Economics*, 50(6), pp.1243-1255.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2004), "The Generalized Dynamic Factor Model: Consistency and Rates," *Journal of Econometrics*, 119(2), pp.231-255.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2005), "The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting," *Journal of the American Statistical Association*, 100(471), pp.830-840.
- Gauthier, C., C. Graham, and Y. Liu (2004), "Financial Conditions Indexes for Canada," Bank of Canada Working Paper No. 2004-22.
- Geweke, J. (1977), "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series," In D. J. Aigner & A.S. Goldberger (eds.), *Latent Variables in Socio-Economic Models*, pp. 365-383. Amsterdam: North-Holland.
- Giacomini, R., and H. White (2006), "Test of Conditional Predictive Ability," *Econometrica*, 74(6), pp.1545-1578.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2001), "Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy," Paper prepared for the conference on Asset Prices, Exchange rates, and Monetary Policy, Stanford University, March 2-3.
- Guichard, S. and D. Turner (2008), "Quantifying the effect of financial conditions on US activity," OECD Economic Department Working paper, No. 635.
- Hatzius, J., P. Hooper, F. Mishkin, K. L. Schoenholtz, and M. W. Watson (2010), "Financial Conditions Index: A Fresh Look after the Financial Crisis," NBER Working Paper No. 16150.
- Hooper, P., T. Slok and C. Dobridgr (2010), "Improving Financial Conditions Bode Well for Growth," Deutsche Bank, *Global Economic*

Perspectives.

- Jolliffe, I. T. (2010), "Principal Component Analysis (2nd ed.)," New York: Springer.
- Kashyap, A. K. and J. C. Stein (2000), "What Do A Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?" *American Economic Review*, 90(3), pp. 407-28.
- Kashyap, A. K., J. C. Stein and D. W. Wilcox (1993), "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance," *American Economic Review*, 83(1), pp. 78-98.
- Khwaja, A. I. and A. Mian (2008), "Tracing the Impact of Bank Liquidity Shocks: Evidence from an Emerging Market," *American Economic Review*, 98(4), pp. 1413- 1442.
- Lack, C. P. (2003), "A financial conditions index for Switzerland", *Monetary Policy in a Changing Environment*, Bank for International Settlements, 2003, vol.19, 398-413.
- Lawley, D. N., and A. E. Maxwell (1971), "Factor Analysis as a Statistical Method," London: Butterworth.
- Matheson, T. (2011), "Financial Conditions Indexes for the United States and Euro Area," IMF Working Paper No. 11/93.
- Mayes, D. and M. Virén (2001), "Financial Conditions Indexes," Bank of Finland Discussion Papers No. 2001-17.
- Mishkin, F. S. (1995), "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp.3-10.
- Orosio, C., R. Pongsaparn, and D. F. Unsal (2011), "A Quantitative Assessment of Financial Conditions in Asia," IMF Working Paper No. 11/173.
- Sargent, T. J. and C. A. Sims (1977), "Business Cycle Modeling Without Pretending to Have too Much a Priori Economic Theory," In C. A. Sims (ed.), *New Methods in Business Cycle Research*, pp. 45-109. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Scott, J. T. (1966), "Factor Analysis and Regression," *Econometrica*, 34, pp.552-562.
- Skaarup, M., C. Duschek-Hansen and S. Nielsen (2010), "A financial conditions index for Denmark," Working Paper no 23/2010, The Danish Ministry of Finance.
- Stock, J. H., and M. W. Watson (1998), "Diffusion Indexes," NBER Working Paper No.6702.
- Stock, J. H., and M. W. Watson (2002), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2), pp.147-162.
- Swiston, A. (2008), "A U.S. Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due," IMF Working Paper No. 08/161.
- Vonen, N. H. (2011), "A financial conditions index for Norway," Norges Bank

附錄一 FCI相關文獻整理

文獻	機構/文獻	國家	計量方法	利率變數	樣本期間	數字意義	用途與說明
央行註1	加拿大銀行之FCI	加拿大	縮減式模型	貸款調查資料、利差、名目有效匯率指數、利率、股價與房價等6個變數。	資料自1999年10月開始，每週公布。	FCI為正，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	提供金融情勢判定與對未來GDP成長的預測。
	芝加哥聯邦準備銀行之全國金融情勢指數(NFCI)	美國	動態因子模型	包含貨幣市場、信貸市場與銀行體系市場等共100個金融變數。	資料回溯自1973年1月，每週公布。	NFCI為正，表示金融情勢較緊縮；反之，較寬鬆。	提供即時且全國性金融活動現況的統計指標。
	堪薩斯聯邦準備銀行之金融壓力指數(KCFSI)	美國	主成分分析法	利差與資產價格等共11個金融變數。	資料回溯自1990年起，每月公布。	KCFSI為正，表示金融壓力比平均值大；為負表示壓力在平均值之下。	變數中不包含匯率變數，強調金融面變數對於總體經濟的壓力。
文獻	Goodhart and Hofmann (2001)	G7	縮減式模型與向量自迴歸模型	利率、實質有效匯率指數、股價與實質房屋價格。	樣本期間為1975Q1至1998Q4年，季資料。	FCI上升，表示金融情勢較寬鬆，貨幣政策立場寬鬆與高通膨率。	FCI對未來產出與通膨率具有預測能力。
	Mayer and Viren (2001)	歐洲11國	縮減式模型	利率、匯率、房價與股價。	樣本期間為1985Q1至2000Q3年，季資料。	FCI上升，表示金融情勢較緊縮；反之，較寬鬆。	資產價格對於未來產出與通膨變動提供有用的資訊。
	Lack (2003)	瑞士	中型總體計量模型	利率、實質有效匯率指數與房價。	樣本期間為1973至2002年，季資料。	FCI上升，表示金融情勢較緊縮，貨幣政策立場寬鬆與低通膨率。	FCI對未來通膨率具有預測能力。
	Swiston (2008)	美國	向量自迴歸模型與衝擊反應函數	利率、匯率、股票價格與信用傳遞等變數。	樣本期間為1990Q4至2008Q1年，季資料。	FCI為正，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	對未來GDP成長率的預測，且可預測未來6-9個月景氣轉折。
	徐千婷 (2008)	台灣	縮減式模型、向量自迴歸模型與ARDL共整合分析	實質利率、實質有效匯率指數、股價指數、股票總市值、實質房屋單價、信義房屋指數與國泰房價指數。	樣本期間為1991Q3至2008Q1年，季資料。	以100為基期，FCI對實質GDP成長率預測能力佳，可視為貨幣政策之輔助指標；反之，較寬鬆。	FCI對實質GDP成長率預測能力佳，可視為貨幣政策之輔助指標。
	Beaton, Lalonde and Luu (2009)	美國	衝擊反應函數與大型總體計量模型	利率、實質有效匯率指數、房屋利率、信用貸款、金融財富等變數。	樣本期間為1982Q3至2008Q4年，季資料。	FCI為正，表示金融情勢較緊縮；反之，較寬鬆。	1單位FCI增加等同於短期利率上升100基本點對GDP的影響。
	Guichard and Turner (OECD, 2008)	美國	縮減式模型與向量自迴歸模型	利率、匯率、利差、銀行放款調查資料、股票總市值占GDP比率等變數。	資料從1995年起，為季資料。	FCI為正，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	1單位FCI增加等同於長期利率上升100基本點對GDP的影響，提供金融情勢判定與對未來4-6季GDP成長的預測。

Hatzius et al. (NBER, 2010)	美國	動態因子模型	包含資產價格、利率、信用傳遞管道變數、放款調查資料與二階動差變數等，共45個金融變數。	資料追溯至1970年起，為非平衡資料。	FCI為正，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	對未來總體經濟的預測，尤其是對金融市場非預期衰退的預測能力。
Skaarup et al. (2010)	丹麥	向量自我迴歸模型與主成分分析法	利率、利率、匯率、股價、房價、油價、貨幣供給、信用放款等共13個變數。	樣本期間為1971年至2010年，季資料。	FCI為正，表示金融情勢較緊縮；反之，較寬鬆。	提供金融情勢判定與對未來產出缺口的預測。
Osorio et al. (IMF, 2011)	亞洲13國	加權總和法與一般化動態因子模型	包含利率、匯率、股票價格與信用傳遞等變數。	樣本期間為2001年至2011年，季資料。	FCI上升，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	對未來GDP成長率的預測，可當作領先指標。
Vonen (2011)	挪威	主成分分析法	利率、貿易加權匯率指數、股價、房價、油價、貨幣供給、信用放款共13個變數。	樣本期間為1994M1至2010M12年，月資料。	FCI上升，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	可當作GDP成長率之領先指標。
Bloomberg之BFCIUS	美國	加權平均法，標準化後建構而出	包含貨幣市場類、債券市場類與股票市場類等3類，共10個金融變數。	樣本期間為1994M1至2008M6年，日資料。	BFCIUS為正，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	每日提供投資人即時金融狀況；金融海嘯期間，再加入房市漲幅與反應殖利率曲線相關之BFCIUS+。
Citi Group	美國與其他 ^{註4}	縮減式模型	貨幣供給、股價指數、實質有效匯率、能源價格與信用價差等變數。		FCI為正，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	提供投資人判定一國金融市場整體情勢，推測一國貨幣政策立場(monetary policy stance)。
Deutsche Bank (Hooper, Slok and Dobridge, 2010)		主成分分析法	聯邦資金利率、匯率、債券與股票價格等變數。		FCI為正，表示金融情勢較寬鬆；反之，較緊縮。	
Goldman Sachs (Dudley, Hatzius and Mckelvey, 2005)		聯邦準備銀行總體模型(Federal Reserve Model)	拆款利率、交換利率、貿易加權指數、股票總市值占GDP比率等4個變數。		以100為基期，FCI上升，表示金融情勢較緊縮；反之，較寬鬆。	

註1：本表中加拿大銀行之FCI來自加拿大銀行官網資料，原始模型可參閱Gauthier, Graham and Liu (2003)；芝加哥聯邦準備銀行之NFCI與堪薩斯聯邦準備銀行之KCFSI也來自各自官網資料，此3指數皆為官方定期公布之數據。

註2：文章最後選取縮減式模型估計之FCI，其FCI之實質利率：實質有效匯率指數；實質房屋單價=1；0.69；-0.1。

註3：私人機構，其他還有如ANZ Bank與Macroeconomic Advisers等有編製FCI，可參閱其網頁或刊物。

註4：除了Bloomberg之BFCIUS為美國之FCI外，其餘私人機構對美國與其他國家皆依其議題或需要而有編製各國之FCI。

也來

附錄二 加入信用傳遞管道估計之FCI

參考Osoris et al. (2011) 作法，考量除了原先匯率、利率與資產價格三個貨幣政策傳遞管道變數外，尚加入信用傳遞管道變數，一共14個金融變數來建構台灣FCI，如附表1，實證方法也如同本文，採用兩種方式來估計FCI，一種為直接由14個金融變

數估計其共同因子，稱之為「FCI2-不分市場」^{註28}；另一種為將變數依其特性區分為3個市場（貨幣情勢、資產市場、信用傳遞市場）分別估計其共同因子，然後再組成FCI，稱之為「FCI2-區分市場」。

附表1 變數說明與變數處理方式

類別	代碼	變數	變數來源	變數處理
貨幣情勢變數	A、匯率變數			
	1	新台幣實質有效匯率指數	財團法人台北外匯市場發展基金會	2
	2	新台幣對美元匯率	中央銀行金融統計月報	2
	3	外匯交易量	中央銀行金融統計月報	2
	B、利率變數			
	4	金融業隔夜拆款利率	中央銀行金融統計月報	1
	5	30天期商業本票利率	中央銀行金融統計月報	1
資產價格變數	6	90天期商業本票利率	中央銀行金融統計月報	1
	7	10年期公債利率	中央銀行金融統計月報	1
	C、資產價格變數			
	8	台灣加權股價指數	AREMOS	2
	9	股票市場總市值	AREMOS	2
	10	股票成交金額	AREMOS	2
信用傳遞市場變數	11	融資成交金額	AREMOS	2
	12	融券成交金額	AREMOS	2
	D、信用傳遞變數			
	13	消費者貸款	中央銀行金融統計月報	2
	14	全體貨幣機構對民營企業放款	中央銀行金融統計月報	2

註：變數處理說明，1為原始值，無轉換；2為取對數後再差分（first difference of logarithm）。

進一步^{註29}觀察FCI2與季調後工業生產指數年增率因果關係與樣本外預測之能力。附表2為Granger因果關係檢定，由結果可知「FCI2-區分市場」具有預測未來經濟之能

力，為一領先指標；「FCI2-不分市場」與季調後工業生產指數年增率為雙向反饋關係。

附表2 Granger因果關係檢定

	虛無假設		Chi-square	p-value
FCI2- 不分市場	不Granger Cause	y_t	15.447***	0.000
y_t	不Granger Cause	FCI2-不分市場	4.874*	0.087
FCI2- 不分市場	不Granger Cause	y_t	25.871***	0.000
y_t	不Granger Cause	FCI2-不分市場	2.927	0.236

註： y_t 為季調後工業生產指數年增率。*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。

樣本外預測能力結果如附表3，顯示對未來1、2、3與6期後對經濟成長率相對預測表現，「FCI2-區分市場」之RMSE與MAE指標小於1表示「FCI2-區分市場」相對於AR模型之預測能力較好；但「FCI2-不分市

場」之RMSE與MAE指標大於1表示「FCI2-不分市場」並沒有比AR模型之預測能力好。綜合而言，「FCI2-區分市場」之樣本外預測能力優於AR模型且再優於「FCI2-不分市場」。

附表3 FCI2相對於AR模型預測能力比較

預測	預測能力指標	FCI2	
		不分市場	區分市場
h=1	RMSE	1.056	0.927
	MAE	1.158	0.501
h=2	RMSE	1.089	0.910
	MAE	1.130	0.820
h=3	RMSE	1.103	0.896
	MAE	1.108	0.853
h=6	RMSE	1.061	0.948
	MAE	1.133	0.901

註1：表格內數字為「FCI2-區分市場」與「FCI2-不分市場」相對於AR模型之預測能力。

註2：若表格內數字 <1 ，表示相對於AR模型，其RMSE或MAE較小，則「FCI2-區分市場」（「FCI2-不分市場」）相對於AR模型預測能力較佳。

進一步採用Diebold and Mariano (1995) 的DM檢定來判定模型間預測績效表現有無統計上的顯著差異，分別對於「FCI2-不分市場」、「FCI2-區分市場」與AR模型，進行兩兩模型預測績效表現之比

較。雖然如附表3所述，「FCI2-區分市場」之樣本外預測能力優於AR模型且再優於「FCI2-不分市場」，但此結果並無統計上顯著差異（附表4）。

附表4 DM檢定

預測	H_0 : 「FCI2-區分市場」模型之預測損失 = AR模型之預測損失	H_0 : 「FCI2-不分市場」模型之預測損失 = AR模型之預測損失	H_0 : 「FCI2-區分市場」模型之預測損失 = 「FCI2-不分市場」模型之預測損失
h=1	無差異 [-0.963] (0.168)	無差異 [1.108] (0.866)	無差異 [-1.051] (0.147)
h=2	無差異 [-0.975] (0.165)	無差異 [1.045] (0.852)	無差異 [-1.030] (0.151)
h=3	無差異 [-0.961] (0.168)	無差異 [1.009] (0.844)	無差異 [-0.996] (0.160)
h=6	無差異 [-0.660] (0.255)	無差異 [0.996] (0.840)	無差異 [-0.901] (0.184)

註1：表格顯示在顯著水準下，模型預測能力較佳者；若兩模型預測能力無差異，則以“無差異”表示。中括號[]為DM統計量，小括號()為p值。

註2：*為顯著水準10%下顯著，**為顯著水準5%下顯著，***為顯著水準1%下顯著。

綜合上述，加入信用傳遞管道變數估計之FCI，雖然「FCI2-區分市場」之樣本外預測能力優於AR模型且再優於「FCI2-不分市場」，但此預測績效表現並無統計上的顯著

差異，並不適宜以建置一個對於未來總體經濟具有良好預測能力FCI之本文目的，故僅作為穩健性檢測。

影響中長期新台幣實質有效匯率因素的探討*

陳佩玗、田慧琦**

摘要

匯率變動對台灣小型開放經濟體具有深廣影響，並為貨幣政策重要的傳遞管道之一。本文以1999年至2010年為樣本期間，實證分析新台幣實質有效匯率與經濟基本面變數的關聯，由多變量共整合分析法進行估計，實證結果發現：

- (一) 1999年以來，新台幣實質有效匯率和國內外相對生產力、相對貿易條件、相對消費比例及相對經濟開放程度等變數，具有長期共整合關係，且經濟基本面變數大致上可以捕捉新台幣實質有效匯率的中長期趨勢。
- (二) 實證樣本期間，中長期新台幣實質有效匯率走低的因素，主要是受到台灣貿易條件相對惡化與國內消費需求相對趨緩所致。由於貿易條件惡化產生的所得效果及消費成長減緩，大部分反映在國內非貿易財部門，使得台灣非貿易財對貿易財的相對價格相較貿易對手國呈下跌的趨勢，新台幣實質有效匯率因而下降。
- (三) 受到台灣非貿易財相對價格下跌影響，整體物價水準相對貿易對手國亦呈下滑。影響所及，中長期名目有效匯率指數呈下降走勢，惟降幅小於實質有效匯率指數。

實證結果之政策意涵：若要轉變新台幣實質有效匯率持續下降的現象，或可朝向提昇台灣相對貿易對手國的生產力和經濟開放程度，以及改善貿易條件與提振國內消費等方面進行。長期而言，這部分實質面的改善將有賴經濟結構的調整與產業結構的升級。

* 本文初稿完成於民國101年1月。除匿名審稿人之悉心審閱外，撰稿期間承蒙本行林理事金龍、楊副總裁金龍、嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、李行務委員光輝、汪研究員建南、程研究員玉秀、吳研究員懿娟、彭研究員德明、侯研究員德潛與蔡專員美芬給予寶貴意見，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。

** 作者分別為中央銀行經濟研究處辦事員與二等專員。

壹、前言

匯率變動對台灣小型開放經濟體具有深廣影響，並為貨幣政策重要的傳遞管道之一，深受貨幣決策者所重視，特別是在全球資金移動的屏障逐漸消除，經濟金融快速整合，與台灣輸出入占GDP的比重均較過去明顯提高的發展趨勢下，台灣經濟受到國際的影響更形重大，匯率所扮演的角色益加重要。

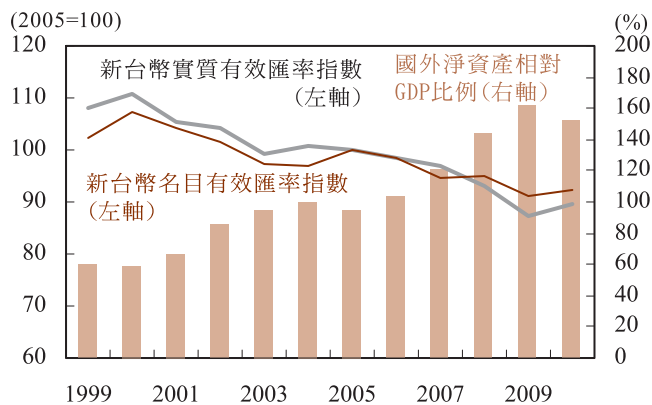
在分析匯率變動時，有效匯率因綜合加權本國貨幣對一籃子各種外幣的匯率，所涵蓋的資訊最為豐富，從而被各界用以觀察一國際競爭力變化，與研判匯率政策是否需要調整的重要指標。其中，名目有效匯率(nominal effective exchange rate, NEER)是本國貨幣對各種外幣名目匯率的加權平均；

實質有效匯率(real effective exchange rate, REER)則是將本國貨幣對各種外幣之名目匯率先經物價或成本平減後，再加權平均而得註1。

觀察新台幣有效匯率指數的中長期走勢發現，自1990年代後期以來，台灣的國外淨資產相對GDP的比例持續攀升，但新台幣有效匯率指數卻呈下降之勢；及至2010年雖有反轉跡象，惟回升幅度相對有限(見圖1)。若比較新台幣和其他亞洲四小龍及國際主要貨幣的走勢(見附圖1)顯示，除港幣外，新台幣實質有效匯率指數呈現持續性下降現象似乎較為明顯。

鑑於新台幣有效匯率指數逐步走低，引發各界輿論關切新台幣匯率恐有失調

圖1 歷年新台幣有效匯率指數與國外淨資產相對GDP比例



註：1. 有效匯率指數基期年為2005，資料來源為BIS網站。

2000-2010年國外淨資產資料來源為國際投資部位餘額。

2. 1999年國外淨資產，係以2000年底之國際投資部位存量，扣除2000年累計之國際收支金融帳(包含準備項目)的流量，予以回推。

(misalignment)或低估的情形，以及可能扭曲貿易部門與非貿易部門間的資源配置效率，不利總體經濟的發展，本文嘗試實證檢視新台幣實質有效匯率與經濟基本面因素(fundamentals)的關聯，分析基本面因素在決定中長期新台幣實質有效匯率行為時所扮演的角色，俾瞭解可能造成新台幣實質有效匯率持續性下降的原因。

參酌過去的相關實證文獻，本文採取多變量共整合分析法進行實證研究。實證結果顯示，1999年以來影響中長期新台幣實質有效匯率的重要經濟變數為：相對實質人均GDP、相對貿易條件、相對國內消費與相對經濟開放程度。根據共整合向量估算新台幣實質有效匯率估計值並與實際值比較後發現二者差距不大，推論新台幣實質有效匯率的中長期走勢大致符合經濟基本面的變化，此結果或可隱含台灣央行的外匯政策並未造成新台幣實質有效匯率偏離中長期的經濟基本

面情勢，而使新台幣有明顯高估或低估的現象。實證結果亦發現，新台幣實質有效匯率持續性走低的主要原因，可能是受到台灣相對貿易對手國之貿易條件持續惡化與消費比例下降二個因素所致。因此，若要轉變新台幣實質有效匯率持續下降的現象，或可朝向提昇台灣相對貿易對手國的生產力和經濟開放程度，以及改善貿易條件，提振國內消費等方面進行。

本文架構安排如下：除第一節，前言外，第二節，文獻回顧，主要歸納敘述中長期均衡實質匯率衡量方法與實質匯率決定因素等相關實證研究，第三節，實證分析，係利用共整合分析法估計新台幣實質有效匯率與經濟基本面變數的關係，檢討導致中長期新台幣實質有效匯率下降的可能原因，並與跨國實證結果作比較，第四節，結論，係綜合實證分析內容，提出實證結果之政策意涵。

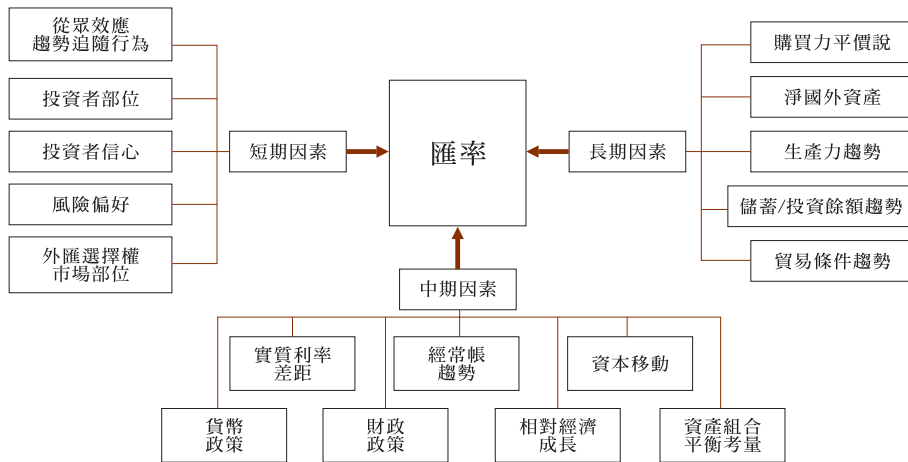
貳、文獻回顧

探討匯率議題的文獻汗牛充棟，基於本文目的在瞭解影響中長期新台幣實質有效匯率持續下降的經濟基本面因素，本節文獻回顧主要簡述中長期均衡實質匯率的衡量方法，與本文實證分析相關的實證研究。

一、中長期均衡實質匯率的衡量方法

匯率決定的因素相當複雜(見圖2)，均衡匯率決定模型的發展更是由來已久^{註2}，綜合MacDonald(1997、2000)、Driver and Westaway(2005)、Isard(2007)、Lee *et al.*(2008)及Siregar(2011)等研究，探討中長期均衡實質匯率的估測或符合基本面的實質匯率水準，與評估實際實質匯率的合

圖2 匯率決定的因素



資料來源：Rosenberg (2003)。

理性、可持續存在性(sustainability)及動態的調整過程，常用的分析方法大致可區分為，購買力平價法(purchasing power parity approach, PPP)、考慮Balassa- Samuelson假說修正後的購買力平價法、總體經濟平衡法(macroeconomic balance approach, MB)、縮減式均衡實質匯率法(reduced-form equilibrium real exchange rate approach, EREER)，貿易財產競爭力衡量法以及一般均衡模型(general equilibrium model)分析法等^{註3}，各方法的內涵與比較，詳見附錄1與附表1。

由於估測中長期匯率的假設與計量方法均存在若干的不確定性(uncertainty)，實務上較穩健的作法是比較不同方法的估算結果(如Leung and Ng(2007)、Cheung *et al.* (2010))，再綜合研判匯率的情勢。以IMF的匯率顧問團隊(Consultative Group on

Exchange Rate, CGER)為例，Lee *et al.*(2008)指出，目前CGER在研判各國的均衡匯率情勢時，主要是以總體經濟平衡法、外部持續性法，與縮減式均衡實質匯率法的估算結果作為參考依據。茲簡述此三種方法的作法如下：

(一) 總體經濟平衡法(MB)

MB強調均衡實質匯率與經濟體內、外部平衡一致，其中，內部平衡係指個別國家已達充分就業或潛在產出的水準，外部平衡則是指達到中長期可持續存在的經常帳水準。該方法的估算步驟包括：(1)估計經常帳餘額與經濟變數之間的均衡關係式。(2)估計均衡經常帳餘額(或設定經常帳餘額基準值(norm))，假設其為決定中期淨儲蓄(即儲蓄扣除投資)因素(如人口成長率、老年人口依賴比、財政餘絀、人均所得成長率)的函

數。(3)比較現行匯率下之中期經常帳餘額的預測值與均衡經常帳餘額(或經常帳餘額基準值)之間的缺口(gap)。最後，根據此一缺口與經常帳之匯率彈性估算匯率調整至均衡值所需的期間。

(二) 外部持續性法(external sustainability, ES)

ES強調對外資產存量部位的可持續存在性，與經常帳流量部位、貿易餘額和實質匯率之間的關係^{註4}。該方法的估算步驟包括：(1)在給定淨國外資產部位基準值(benchmark value)下，估算可穩定該部位的貿易餘額(或經常帳餘額)。(2)估算現行匯率下之中期貿易餘額(或經常帳餘額)的預測值。(3)比較可持續存在的淨國外資產部位下的貿易餘額(或經常帳餘額)，與現行匯率下之中期貿易餘額(或經常帳餘額)的預測值的差距。最後，根據MB所計算的經常帳匯率彈性，估算要消除此一差距，匯率調整所需要的時間。

(三) 縮減式均衡實質匯率法(ERER)

縮減式ERER強調匯率模型化的實證分析，運用計量方法捕捉基本面經濟變數與實質匯率間的關係，據以估算合理的實質匯率。該方法的估算步驟包括：(1)估計實質匯率與基本面經濟變數的均衡統計關係(equilibrium, statistical relationship)。(2)估算目前基本面經濟變數下的實質匯率，與基本面經濟變數之中期預測值所對應的實質匯率

的差距。此一差距即為實質匯率要調整的幅度。

前述三種估測方法中，縮減式ERER通常將影響實質匯率的可能因素作周詳考慮後納入模型設定中，雖然模型設定與實證變數選擇可能較為任意(ad hoc)，但因估計時較側重統計與計量技巧的運用，可避免以規範性方式(normative measure)或主觀的判斷來認定內、外部平衡與均衡匯率的關聯，故常被應用於實質匯率估計的實證研究。雖然Meese and Rogoff(1983)與Rogoff(2001)的實證結果顯示，匯率模型對匯率的短期預測表現並不如隨機漫步模型，而質疑匯率模型的有用性，惟近來如Engel *et al.* (2007)的實證分析則持正面看法，認為匯率模型仍有助於解釋與預測匯率的走勢，且Bayoumi *et al.* (2005)亦指出愈來愈多學者已逐漸認同中長期下，匯率的行為將朝向基本面經濟變數所定義的水準^{註5}。此外，Isard (2007)亦指出，採用縮減式ERER，若能正確地設定模型與估計，將可對於衡量匯率與相關經濟變數間的關係建立有用的基準。基於上述理由，以及本文目的是為瞭解影響台灣實質有效匯率持續下降的原因，而非評估新台幣的均衡匯率水準或驗證特定理論是否支持新台幣的匯率決定，故後續實證研究將採用縮減式ERER的方法分析影響台灣中長期實質有效匯率的經濟基本面因素。

二、縮減式ERER的相關實證文獻^{註6}

隨著時間數列與計量方法的持續發展，縮減式ERER估計實質匯率的實證研究，一部分是使用追蹤資料(panel data)探討決定跨國或區域間實質有效匯率走勢的重要經濟變數，例如：Bakardzhieva *et al.* (2010)、Bayoumi *et al.* (2005)、De Broeck and Slok (2006)、Candelon *et al.* (2007)、Ricci *et al.* (2008)及Cheung *et al.* (2010)等，均是分析影響跨國長期實質有效匯率變動的共同基本面因素。另一部分的實證研究是專注分析單一國家實質有效匯率與經濟變數之間的長期關係，例如：Clark and MacDonald (1999)以美元、日圓與德國馬克為研究對象，估計其均衡實質有效匯率；MacDonald (2001、2004)分別以紐西蘭幣與新加坡幣為研究對象進行實質有效匯率的實證分析、Maeso-Fernandez *et al.* (2001)實證分析歐元的實質有效匯率、Song and Seng (2002)分別檢視印尼盾、馬來西亞幣、泰銖、菲律賓幣與韓元等實質有效匯率與經濟基本面變數的關係，Jongwanich (2009)亦以東亞貨幣為研究對象，分析中國大陸、香港、印度、印尼、南韓、馬來西亞、新加坡與泰國等8個國家貨幣的均衡實質有效匯率。另外，Yan and Yang (2010)則以新台幣相對美元之實質匯率進行實證分析。

採縮減式ERER的實證文獻，在實質匯

率行為方程式中所包含的解釋變數，若是延續Faruquee(1995)分析架構的研究者，會同時將資本存量與經常帳流量的長期均衡條件納入模型中分析，並在實質匯率、國外資產淨額與已知實質匯率下會影響經常帳水準的變動數間，尋求長期(共整合)關係。若根據Clark and MacDonald(1999)的研究者，則由未拋補利率平價理論(uncovered interest rate parity; UIP)出發，設定實證模型以本國與外國之對外負債相對總產出(GDP)比例的差距作為風險貼水變數，將預期匯率視為長期基本面經濟變數(貿易條件、淨國外資產相對GDP比例、非貿易財對貿易財之相對價格與國內外實質利率差距)的函數，進行均衡實質匯率實證研究。此外，亦有不少研究者係綜合考量不同理論與實際經濟發展情況擴充實證模型的解釋變數，來捕捉實質匯率的長期趨勢，例如IMF(2006)發表的縮減式長期匯率方程式，同時考慮經濟基本面變數與制度面因素，其匯率行為方程式的解釋變數包括：國外資產淨額相對平均進出口總額的比例、貿易財和非貿易財產業相對貿易對手國的生產力差異、貿易條件、政府消費占GDP的比重、貿易限制指數，以及價格管制程度等。有關ERER實證文獻採用的實證變數比較，詳見附表2。

最後，回顧探討台灣匯率決定因素之相關實證文獻，大部分的實證分析是以新台幣相對美元的雙邊名目匯率或實質匯率為研究

對象，包括：吳中書(1999)實證發現，不論是新台幣相對美元之名目或實質匯率，均與台、美間之相對物價、央行干預、淨對外投資、淨資產組合投資與國外淨資產等變數具有共整合關係，且長期資本移動使新台幣實質匯率下降，新台幣貶值，而短期資本移動卻使實質匯率上升，新台幣升值。楊雅惠與許嘉棟(2003)實證結果顯示，新台幣相對美元名目匯率受台、美之相對物價、利率差距，央行干預，及日圓與韓元等匯率走勢等因素決定。陳益明(2007)發現，新台幣相對美元之名目匯率顯著受到經常帳淨額與經濟成長的影響，而利率對新台幣匯率的影響並不顯著。另外，邱玉玲(1998)、曾韋霖(2008)與Yan and Yang(2010)等實證結果則顯

示，新台幣相對美元之實質匯率與兩國間的生產力差異、貿易條件、政府消費、國外淨資產及貿易開放程度等變數具有共整合關係；同時，Yan and Yang(2010)亦發現新台幣相對美元之實質匯率在1981至1986年與1998至2008年有低估的現象。

惟因上述國內文獻僅侷限探討影響台灣相對美國雙邊匯率的因素，未能就新台幣匯率情勢與經濟變數間的關聯作整體分析。因此本文以代表一國際競爭力變化，與研判匯率政策是否需要調整的實質有效匯率指標作為實證重點。其次，本文根據實證結果更進一步探討影響新台幣實質有效匯率下降之可能原因，並供執行貨幣政策之參考。

參、影響中長期新台幣實質有效匯率因素之實證分析

一、解釋變數與模型設定

承前所述，儘管實證文獻對縮減式ERER實證模型的設定不全相同，但解釋變數大同小異，模型所納入解釋中長期實質匯率的經濟基本面因素，通常包含影響生產面、需求面與資產組合平衡的變數，如生產力差異、國外淨資產、貿易條件、政府或國內消費、經濟開放程度與國內外利差等，茲將各解釋變數與實質匯率間的關聯^{註7}，說明如后。

(一) 生產力差異(productivity differentials)

生產力差異對實質匯率的影響，主要是依據Harrod-Balassa-Samuelson (HBS)假說，其效果源自於二，一方面是國內貿易財與非貿易財的相對生產力差異，另一方面國內生產力相對於貿易對手國生產力的差異。HBS效果隱含經濟發展較低度的國家，在朝向較高經濟發展的過程中，貿易財生產力提升將使實質匯率經歷結構性升值(structural

appreciation)。由於一國貿易財生產力相對貿易對手國提昇，將提高該國貿易財的勞動需求，在充分就業的假設下，為吸引非貿易財部門的勞動，非貿易財部門的工資將有上漲壓力，是以要回復經濟體的內、外部均衡，非貿易財部門工資相對貿易財部門工資的上升，將導致整體物價的上升而推升實質匯率^{註8}。雖然HBS效果隱含生產力改善將使貨幣升值，然而有學者認為，當一國生產力提高時，所得增加的效果，若使進口貿易財的需求增加，而引發貿易條件惡化的效果過大，反而可能導致實質匯率下降，本國貨幣貶值。因此，生產力提昇對於實質匯率的影響效果並不明確。

(二) 國外淨資產(net foreign assets)

依據傳統的跨期總體模型預測，債務國的實質匯率必須貶值，才能提高出口競爭力，以產生貿易盈餘來償還對外負債或減輕債務負擔，相反的，具有較高國外淨資產的國家，將可容忍較大幅度的貨幣升值與貿易赤字，同時仍對外債具有償債能力。就國內需求來看，國外淨資產增加(減少)表示該國的財富增加(減少)，由於所得效果將提高(降低)對非貿易財的需求^{註9}，而實質匯率進一步上升(下降)，將使本國貨幣升值(貶值)。

(三) 貿易條件(terms of trade)

貿易條件為出口價格相對進口價格之比。當外生衝擊提高出口價格相對進口價格，貿易條件改善，在其他條件不變下，將

產生所得效果，而使國內非貿易財需求增加，為回復經濟體的內、外部均衡，非貿易財相對貿易財的價格必須提高，以使非貿易財的需求移轉至貿易財，此一調整將促使整體物價水準上升而帶動實質匯率上升，本國貨幣升值，但另一方面，貿易條件改善，進口價格相對較便宜，將對國內商品產生替代效果，由於進口貿易財的需求提高，可能造成實質匯率下降，本國貨幣貶值。因此，貿易條件對實質匯率的影響方向並不確定，必須視所得效果與替代效果的大小而定。根據Jongwanich(2009)歸納實證文獻發現，許多開發中國家的貿易條件改善，通常產生的所得效果大於替代效果，並使實質匯率上升，本國貨幣升值。

(四) 政府或國內消費

大部分的實證文獻將政府消費作為捕捉國內需求對非貿易財的偏向(bias)。另外，也有學者係以國內(即政府與民間)消費作為捕捉國內需求面對非貿易財的偏向，如Candelon *et al.* (2007)。就需求面而言，消費型態對實質匯率的影響在於，政府或國內消費增加將提高對貿易財的需求抑或提高對非貿易財的需求而定。若其消費增加的是貿易財，此額外的消費將引發貿易赤字，因此為回復到外部均衡，在調整過程中，實質匯率將會下降，本國貨幣貶值；相反地，若其消費增加的是非貿易財，將促使非貿易財部門的勞動需求上升，並推升非貿易財部門的工

資，以及非貿易財價格相對貿易財價格，而導致實質匯率上升，本國貨幣升值。然而 Maeso-Fernandez et al. (2001)指出，長期觀之，一國政府消費持續偏高，將影響財政收支，後續恐伴隨租稅的扭曲，並對經濟成長與實質匯率產生負面的影響。

(五) 實質利率差距(real interest rate differentials)

雖然經濟理論大部分假設長期下各國實質利率應趨於均等，惟此假設在實證上並無定論^{註10}。當各國實質利率呈現不相等的情形時，實證分析常見的作法是將實質利率差距作為實證變數，作為解釋實質匯率變動的因素之一^{註11}。例如，Clark and MacDonald (1999)根據名目UIP與費雪方程式(Fisher equation)，將實質匯率表示為國內外實質利率差距及其他變數的函數，當本國實質利率高(低)於國外實質利率時，本國實質匯率將上升(下降)，本國貨幣升(貶)值。

(六) 經濟開放程度(degree of openness)

大部分的實證研究會將經濟開放程度納入模型中，主要是用以捕捉國際經濟整合與貿易障礙下降(如關稅下降或是非關稅保護的去除)對實質匯率的影響效果。雖然文獻上對於經濟開放程度並無一致的定義，不過實證研究大多採貿易依存度或貿易管制係數作為指標。理論上，當經濟開放程度提高，貿易財的價格下降，會提高國內對國外貿易財的需求，為了要回復對內均衡，本國

貨幣需要貶值，才能將貿易財的需求導向非貿易財，換言之，經濟開放程度與實質匯率呈反向關係。但Candelon et al.(2007)與Bakardzhieva et al.(2010)也指出，經濟開放程度對於實質匯率的影響方向可能不明確，理由是經濟開放程度提高若可以提高供給產能而增加出口時，貿易餘額將因而獲得改善，並可能促使實質匯率上升，貨幣升值^{註12}。

依據前述各解釋變數與實質有效匯率(reer)之關聯，本文設定實質有效匯率行為方程式如(1)所示：

$$reer = f \left(\begin{matrix} nfa, & rel_pro, & rel_tot, & rel_r, \\ (+) & (+) & (+) & (+) \end{matrix} \right. \quad (1)$$

$$\left. \begin{matrix} rel_c, & rel_open, & exog \\ (+) & (+/-) & \end{matrix} \right)$$

歸納大部分的實證文獻結果，我們預期國外淨資產比例(*nfa*)、國內外相對生產力差異(*rel_pro*)、國內外相對貿易條件(*rel_tot*)、國內外相對實質利率差距(*rel_r*)、國內外相對政府或國內消費(*rel_c*)等變數與新台幣實質有效匯率呈同向變動，亦即當這些變數上升時，新台幣將升值。至於國內外相對經濟開放程度(*rel_open*)的變動，對實質有效匯率的影響方向並不一定，代表經濟開放程度提高，可能會使新台幣升值，也可能使新台幣貶值，此外，模型中亦納入其他可能影響實質有效匯率的外生變數(*exog*)。模型中除國外淨資產比例與利率差距變數未取自然對數外，其他變數均已取自然對數。

有關實證變數的資料選取，主要是參酌附表2相關實證文獻處理方式，其中，國外淨資產比例，係依據2000年底之國際投資部位餘額(存量)為起始點，將國際收支金融帳(包含準備項目)的流量累加，成為衡量國外淨資產存量的代理變數，並計算該存量數據相對名目輸出入合計數(或名目GDP)的比例；生產力差異，以消費者物價指數(CPI)相對躉售物價指數(WPI)比例，或實質人均GDP兩種方式衡量；貿易條件，以出進口物價比或輸出入平減價格比衡量；實質利率差距，以實質長期利差或實質短期利差衡量；國內(或政府)消費，以名目國內(或政府)消費相對名目GDP的比例衡量；經濟開放程度，以名目輸出入合計相對名目GDP的比例衡量。至於外生變數方面，包括平均國際油價、央行對外匯市場的干預金額變動率、證券投資資本移動淨額相對GDP比例、外人來台股權投資相對GDP比例，以及金融深化指標(M2相對名目GDP比例)等變數^{註13}。有關實證變數的計算與其資料來源之詳細說明見附錄2。

值得一提的是，由於實質有效匯率的編製，係將本國貨幣相對貿易對手國貨幣之名目匯率經物價或成本平減後，加權平均而得，因此在實證分析時，本文採用的實證變數，除國外淨資產與外生變數外，其餘皆考慮台灣相對於主要貿易對手國之貿易比重加權平均計算後的變化情形，以明確捕捉影響

新台幣實質有效匯率的變因^{註14}。

二、估計說明

考量資料的可取性、1997年亞洲金融危機發生後可能造成匯率結構性變化，與1999年歐元區成立的經濟變革，對實證變數在計算主要貿易對手國加權平均的基礎產生不一致的問題，而可能影響估計結果，本文最後選擇以1999年第1季至2010年第4季作為實證樣本期間^{註15}。

在估計方法上，參酌ERER相關實證文獻，對於個別國家貨幣的實質匯率分析之典型處理作法，大部分是以Johansen共整合分析法來檢定模型變數間的長期關係^{註16}，因此，本文根據目前時間數列分析的計量方法步驟，首先對各實證變數進行單根檢定，檢視變數是否為定態數列，若變數為非定態數列(即具有單根)，則進一步檢定變數取一階差分後是否呈定態數列，當變數在取一階差分後皆呈定態數列，代表所有變數具有相同的整合階次，此時可適用多變量共整合分析法檢定變數間是否具有共整合關係。若共整合檢定結果顯示共整合向量的個數等於1時^{註17}，本文將根據共整合分析的估計，求得各解釋變數與實質有效匯率之間的長期關係，並說明實證結果的意涵^{註18}。

(一) 單根檢定

由於大部分的總體經濟變數為非定態數列，如果直接對非定態變數進行傳統的迴

歸分析，將造成Granger and Newbold(1974)所謂的虛假迴歸(spurious regression)，因此為避免虛假迴歸的問題，本文針對(1)式的實證變數進行單根檢定，我們採用ADF(Augmented Dickey Fuller)、PP(Philips Perron)、DF-GLS以及KPSS四種檢定方法^{註19}，檢驗變數為具有單根的非定態數列，或是線性趨勢的定態數列，以便確定後續的實證研究將採用何種計量方法。

附表3單根檢定的結果顯示，新台幣實質有效匯率、國外淨資產相對名目輸出入比例、國內外相對生產力差異、國內外相對貿易條件、國內外實質利率差距、國內外相對消費比重、國內外相對經濟開放程度及平均國際油價等變數皆為非定態數列，而經過一階差分，其檢定結果為定態，可知上述變數皆為I(1)數列。附圖2分別列出變數的原始水準值及一階差分過後的數值，由附圖2可觀察到變數的原始水準值為一隨機過程，不會隨時間而回到平均值，但一階差分過後的變數，會在平均值附近上下振盪，顯示各變數隨時間經過會回到原始水準，為穩定的狀態。由於變數皆具有單根特性，不適合採用傳統的普通最小平方迴歸分析方法，因此本文實證分析採用Johansen (1988)所建議的共整合分析方法進行估計與相關檢定。若具有共整合關係則根據共整合向量的估計結果，探討新台幣實質有效匯率與其他解釋變數之間的長期(共整合)關係。

(二) 共整合檢定與估計結果

本文採用Johansen (1988) 所提出的兩種檢定統計量，跡檢定(Trace Test)與最大特性根檢定(Max-eigenvalue Test)來檢定實質有效匯率與國外淨資產相對名目輸出入比例、國內外相對生產力差異、國內外相對貿易條件、國內外實質長期(或短期)利率差距、國內外相對國內(或政府)消費比重、國內外相對經濟開放程度等變數間是否存有共整合關係，同時模型設定亦考慮可能影響實質有效匯率的外生變數。

Johansen 共整合檢定以VAR模型為基礎，本文根據Schwarz information criterion (SC)來選定最適落後期為1期，而共整合模型的設定，則採用資料具有趨勢項，且共整合向量及VAR具有常數項之模型。模型(1)係考慮影響新台幣實質有效匯率的可能經濟變數後，估計各經濟變數與實質有效匯率之間的長期關係^{註20}，惟實證結果顯示，國外淨資產相對名目輸出入比例^{註21} 及國內外實質利率差距^{註22} 二個解釋變數的係數估計值，與實質有效匯率之間的關係，並不符合理論預期，因此我們將此二變數，以及不顯著的外生變數剔除^{註23}，並修正實質有效匯率行為方程式為式(1')：

$$reer = f \left(\begin{matrix} rel_tot, \\ (+) \end{matrix} \begin{matrix} rel_pro, \\ (+) \end{matrix} \begin{matrix} rel_c, \\ (+) \end{matrix} \begin{matrix} rel_open, \\ (+/-) \end{matrix} \begin{matrix} exog \end{matrix} \right) \quad (1')$$

其次，Jongwanich (2009)指出，在某種

程度下，貿易條件的角色傾向主導經濟開放程度的現象，可能使國內外相對貿易條件與國內外相對經濟開放程度二個解釋變數有相當程度的重疊性，因此我們亦嘗試比較不含國內外相對經濟開放程度此一變數的實證結果，亦即僅考慮相對國內(或政府)消費比重、相對實質人均GDP、相對貿易條件與實質有效匯率間的關聯，如式(1'')所示：

$$reer = f(\underset{(+)}{rel_tot}, \underset{(+)}{rel_pro}, \underset{(+)}{rel_c}, exog) \quad (1'')$$

根據(1')與(1'')的設定分別重新進行共整合分析，檢視模型修正後實證變數間的關係。根據附表4與附表5的共整合檢定結果^{註24}，可知模型(1')與模型(1'')的變數之間各自具有1個共整合關係^{註25}。表1共整合向量的估計結果顯示，在顯著水準1%下，國內外相對貿易條件、國內外相對生產力、國內外相對國內(或政府)消費比例、國內外相對經濟開放程度之係數估計值皆具統計顯著性，與實質有效匯率的變動方向均為同向，符合理論預期。此外，二個模型的估計殘差值診斷性檢定方面，LM自我相關檢定(autocorrelation LM test)結果顯示殘差項不具有自我相關性，且White檢定亦顯示殘差項不具異質變異的現象^{註26}，顯示模型設定大致允當。

觀察共整合向量的估計結果，模型(1')雖增加國內外相對經濟開放程度此一變數，惟估計結果與模型(1'') 差異不大，對其他

三個變數係數估計值的方向、顯著性與估計值的大小皆不致產生太大的變動。綜合歸納(1')與(1'')的實證結果並比較實證變數係數估計值發現，影響新台幣實質有效匯率的重要基本面因素包括：相對實質人均GDP、相對貿易條件、相對消費比重與相對經濟開放程度。其中：

1. 台灣相對貿易對手國之實質人均GDP上升1%，新台幣實質有效匯率上升0.61~0.75%，表示台灣平均生產力相對貿易對手國提高，將使新台幣升值，此結果隱含HBS效果在台灣實證上是成立的。

2. 台灣相對貿易對手國之貿易條件上升1%時，新台幣實質有效匯率上升約0.51~1.15%，隱含貿易條件改善之所得效果大於替代效果，而使新台幣升值。

3. 台灣相對貿易對手國之國內(或政府)消費比重增加1%，新台幣實質有效匯率上升約2.70%~2.98% (或1.44%~1.55%)，此結果與大部分實證文獻發現，國內(或政府)消費支出增加，將提高對非貿易財的需求，推升非貿易價格而導致本國實質匯率上升，貨幣升值的結果雷同^{註27}。

4. 台灣相對貿易對手國之經濟開放程度上升1%時，新台幣實質有效匯率上升0.41%~0.56%，此顯示經濟開放程度提高，有助於提高台灣貿易餘額，而使新台幣升值。

依據共整合向量的估計結果，將新台

表1 共整合向量估計結果比較

	模型(1') (含經濟開放程度)		模型(1'') (不含經濟開放程度)	
	1	1	1	1
實質有效匯率指數 (<i>reer</i>)				
國內外相對生產力 (<i>rel_pro</i>)	-0.75 (-13.20)***	-0.71 (-10.11)***	-0.62 (-11.91)***	-0.61 (-10.04)***
國內外相對貿易條件 (<i>rel_tot</i>)	-1.15 (-7.55)***	-0.85 (-5.39)***	-0.70 (-5.90)***	-0.51 (-4.37)***
國內外相對國內消費 (<i>rel_c1</i>)	-2.98 (-12.26)***	—	-2.70 (-13.21)***	—
國內外相對政府消費 (<i>rel_c2</i>)	—	-1.55 (-9.08)***	—	-1.44 (-10.41)***
國內外相對經濟開放程度 (<i>rel_open</i>)	-0.56 (-4.32)***	-0.41 (-3.30)***	—	—
常數項	-5.26	-5.30	-5.47	-5.45
LM(1)	0.174	0.059	0.344	0.103
LM(4)	0.874	0.727	0.904	0.918
White檢定	0.132	0.369	0.076	0.833
Doornik-Hanen多變量 常態檢定	0.00	0.00	0.00	0.00

註1. ()內為t值, 「***」 「**」與「*」分別表示在1%、5%和10%顯著水準下, 係數估計值顯著異於0。

註2. 國內外相對貿易條件係以相對出進口價格比(*rel_tot*¹)為實證變數, 國內外相對生產力係以相對實質人均GDP(*rel_pro*²)為實證變數。

註3. 外生變數為平均國際油價(取對數轉換後一階差分)。

註4. LM檢定統計量, 係檢定殘差是否存在序列相關, 其中LM(1)與LM(4)分別檢定1階與4階的序列相關。

註5. White (不含交乘項)檢定統計量, 係檢定殘差項是否符合變異數齊一性的假設。

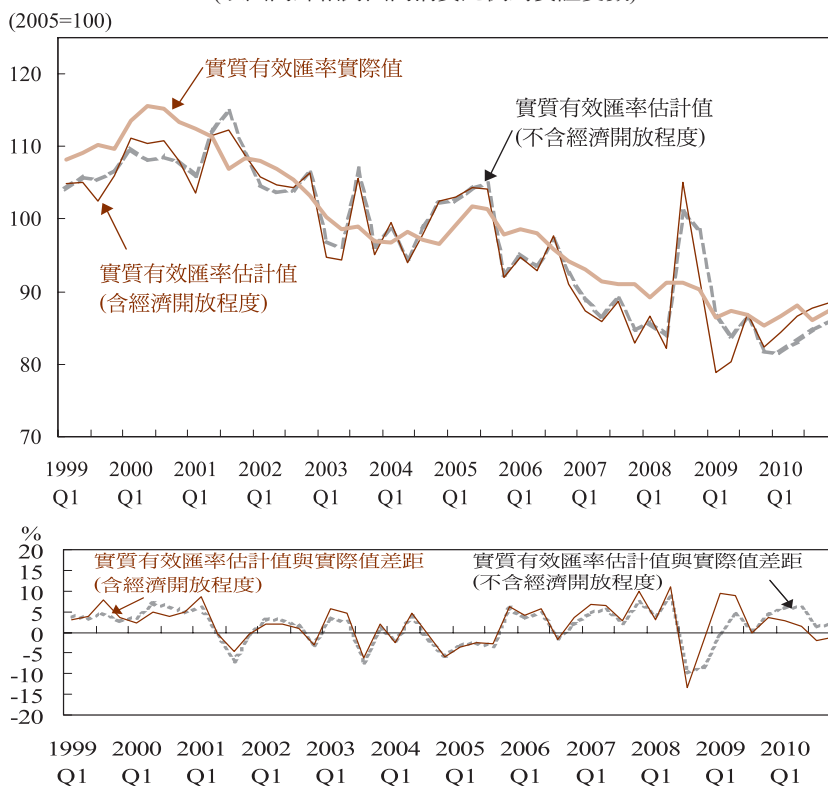
註6. Doornik-Hanen多變量常態檢定, 係檢定殘差是否為常態分配。

註7. 共整合向量的估計結果, 實證變數係數符號為負, 移項後表示與實質有效匯率為同向關係。

幣實質有效匯率估計值與實際值繪於圖3比較。圖3顯示, 在實證樣本期間1999年第1季至2010年第4季, 除2003年SARS事件與2008-2009年全球金融風暴期間, 估計值與實際值差異較為明顯外, 其餘時期二者間的差距不大, 顯示本文實證模型之經濟基本面

變數大致上可捕捉中長期新台幣實質有效匯率的趨勢。此或可進一步推論這段期間央行的外匯政策並未使中長期新台幣實質有效匯率的走勢偏離經濟基本面, 而產生明顯偏高或偏低的現象^{註28}。

圖3 新台幣實質有效匯率實際值與估計值比較
(以國內外相對國內消費比例為實證變數)



三、新台幣實質有效匯率下降原因探討

為檢討新台幣實質有效匯率下降的可能原因，我們根據前述實證結果發現：實證樣本期間，台灣相對貿易對手國之實質人均GDP與台灣相對貿易對手國之出進口占GDP比重皆呈現上升趨勢，惟因其影響效果被台灣相對貿易對手國之國內(或政府)消費比例與台灣相對貿易對手國之貿易條件這兩個變數所抵銷，以致於實質有效匯率呈現下降趨勢。據此，本文推論造成新台幣實質有效匯率走低的因素，主要是受到台灣相對貿易對

手國之貿易條件惡化，與台灣相對貿易對手國之國內(或政府)消費比例下降所致。其中：

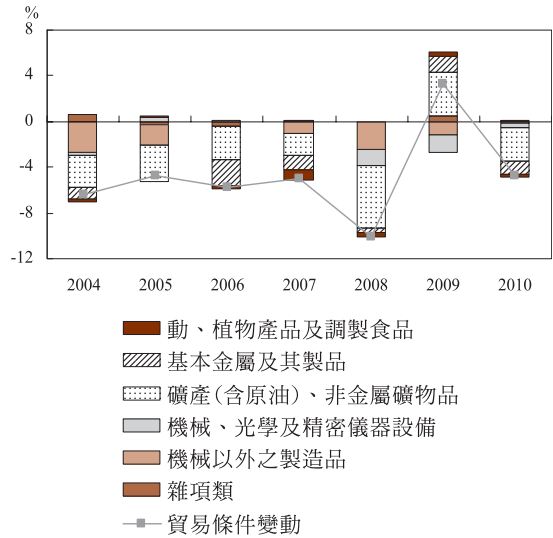
(一) 相對貿易條件惡化

前述實證結果顯示相對貿易條件與新台幣實質有效匯率呈同向變動，實證期間台灣貿易條件相對於主要貿易對手國之貿易條件明顯呈下滑趨勢，使得對映之新台幣實質有效匯率亦呈下降。由於貿易條件惡化產生的所得效果，透過國內非貿易財需求減少與非貿易財價格下跌的動態調整，最終反映在新台幣實質有效匯率下降，新台幣貶值的結果

上。

檢討台灣貿易條件惡化的原因，主要係台灣出進口貿易比重高，但貿易結構差異大，以致於1999年以來，一方面受到製造業產品的出口物價在國際市場上競爭激烈，價格不易上漲甚至下跌，另一方面又因國際能源及原物料價格明顯攀升，帶動進口物價上揚，在出進口物價一消一漲的情形下，貿易條件趨於惡化。根據表2顯示，實證樣本期間(1999-2010年)，以新台幣計價之出口物價平均年增率為-1.13%，但進口物價平均年增率為3.32%，貿易條件年變動率平均為-4.16%；而圖4則顯示貿易條件惡化的原因係進口礦產(含原油)、非金屬礦物品之原物料進口價格上漲所致^{註29}。

圖4 各類商品對台灣貿易條件變化之貢獻情形



註：作者根據主計總處出進口物價統計項目，估算各類產品對台灣貿易條件變化之貢獻度。

表2 貿易條件、進出口物價變動率

單位：%

年	貿易條件變動率	進口物價變動率	出口物價變動率
1999	-4.62	-4.1	-8.53
2000	-5.27	4.62	-0.88
2001	1.60	-1.25	0.32
2002	-1.89	0.4	-1.49
2003	-6.31	5.14	-1.5
2004	-6.40	8.57	1.62
2005	-4.77	2.43	-2.46
2006	-5.81	8.82	2.5
2007	-4.95	8.95	3.56
2008	-10.09	8.84	-2.14
2009	3.32	-9.6	-6.6
2010	-4.69	7.02	2.01
平均	-4.16	3.32	-1.13

資料來源：行政院主計總處。

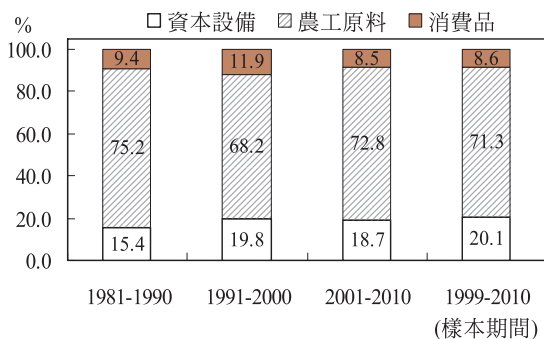
(二) 相對消費比例下降

實證文獻上，不論是採用國內或政府相對消費比例，主要是用以捕捉需求面因素對非貿易財價格相對貿易財價格的影響，進而推論實質匯率的變動。就台灣商品進口結構觀之(見圖5與圖6)，1999年至2010年實證期間進口消費品平均成長率約3.99%，進口消費品占總進口比重平均約為8.6%，占國內消費的比重平均約為5%，由於比重皆不高，因此採用國內(或政府)消費相對GDP比例應可用以衡量國內需求對非貿易財的傾向。當國內需求提升時，對非貿易財的需求提高，將使非貿易財對貿易財的相對價格上升而使實質匯率上升，本國貨幣升值。

惟就台灣的情況而言，1999年至2010年期間，因遭受到兩度經濟衰退衝擊，失業率

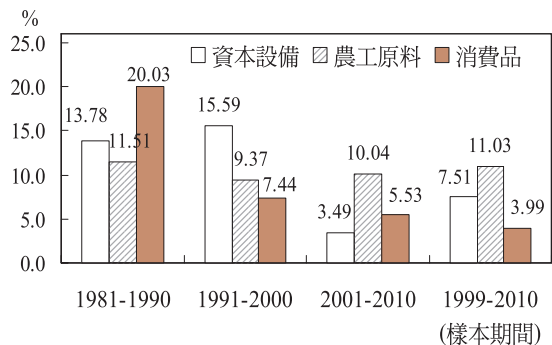
遽升，整體消費需求(不含進口消費品)的成長趨緩，例如，1999年至2010年扣除進口消費品之國內淨消費與政府淨消費平均年增率明顯低於過去二十年平均年增率；1999年二者的年增率分別為8.18%與1.34%，但至2010年已分別下降為1.02%與-0.22% (見圖7)。同期間，國內淨消費與政府淨消費二者相對GDP的平均比例亦呈下滑，分別由1999年57.2%與10.88%下降至2010年53%與9.21%(見圖8)，使得台灣不論是在國內或政府消費的比例相對貿易對手國均呈下降走勢。由於台灣消費需求不振，可能大部分反映在對國內非貿易財需求的成長減緩，使得非貿易財價格相對貿易財價格呈下跌趨勢，而導致新台幣實質有效匯率下降。

圖5 台灣商品進口貿易結構



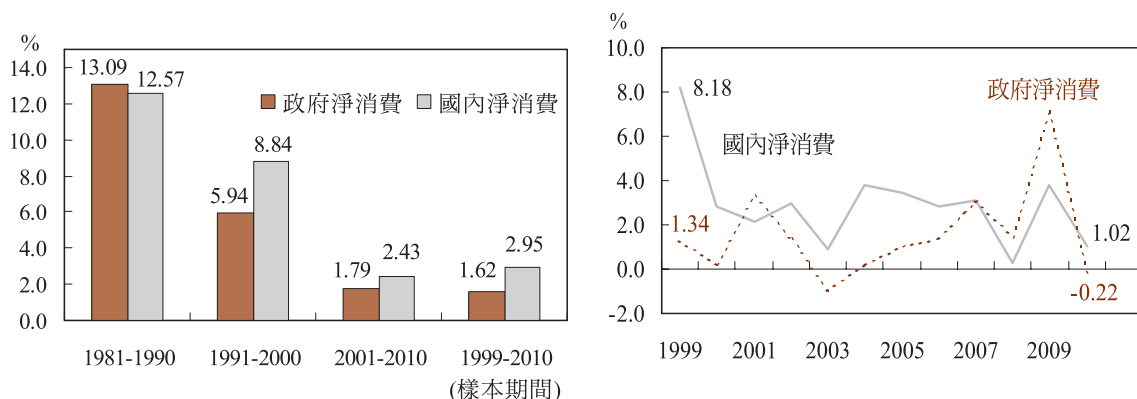
資料來源：財政部網站。

圖6 台灣商品進口成長率—按貿易結構分類



資料來源：財政部網站。

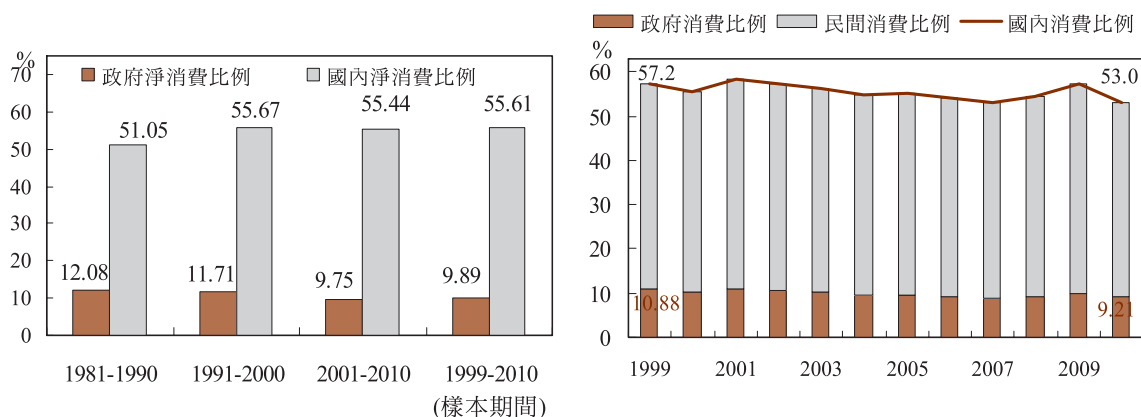
圖7 台灣國內淨消費與政府淨消費年增率



資料來源：行政院主計總處

註：國內淨消費與政府淨消費係按產業關聯表將進口內涵扣掉後計算當期值的年增率。

圖8 台灣國內淨消費與政府淨消費相對GDP比例



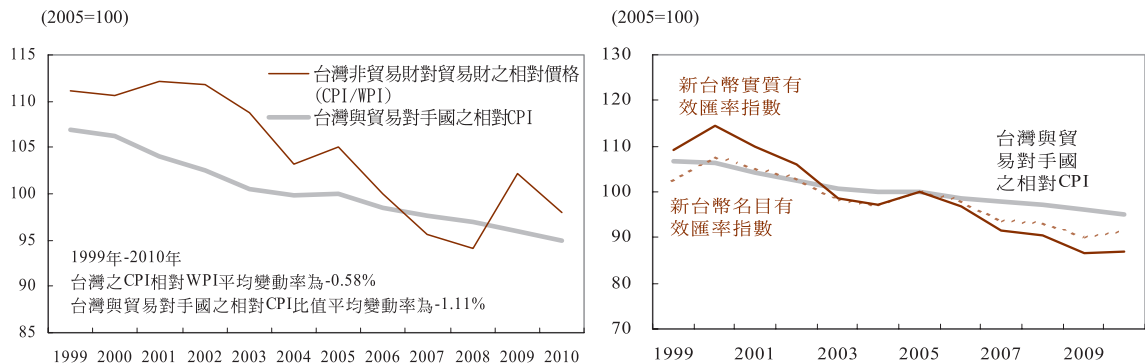
資料來源：行政院主計總處。按當期值計算淨消費相對GDP比例。

(三) 小結

由前述實證結果分析，中長期以來，台灣受到國內消費成長趨緩與貿易條件惡化產生的所得效果，皆明顯減緩國內非貿易財部門需求，使得台灣非貿易財對貿易財的相對價格大致呈現下降走勢，並導致中長期新台幣實質有效匯率呈現下跌。其次，受到台灣

非貿易財對貿易財的相對價格下降影響，整體台灣的物價水準相較貿易對手國亦呈下滑(見圖9)，例如：實證樣本期間(1999-2010)CPI對WPI的比值(非貿易財對貿易財之相對價格)，為-1.11%。影響所及，名目有效匯率指數與新台幣實質有效匯率指數呈同步下降趨勢，惟降幅不如實質有效匯率指數^{註30}。

圖9 台灣非貿易財對貿易財相對價格、台灣與貿易對手國之相對物價及新台幣有效匯率之走勢



(四) 實證結果跨國比較

最後，將模型(1'')的估計結果與Lee *et al.* (2008)跨國實證分析及Jongwanich (2009)東亞國家貨幣的實證結果作一比較。歸納表3的比較結果發現，整體而言，不論是台灣的實證結果或是其他國家的實證結果均顯示，相對政府消費比例、相對生產力與相對貿易條件是影響實質有效匯率的重要經濟變

數，至於國外淨資產比例的影響雖然顯著，但幅度上相對較小。根據Jongwanich (2009)及本文的實證結果，比較各經濟變數與亞洲四小龍實質有效匯率間的關聯發現：

1. 政府消費比例為影響新台幣實質有效匯率的重要解釋變數，台灣相對貿易對手國政府消費比例上升時，會使新台幣實質有效匯率升值1.44%。其次為相對生產力差異，

表3 模型(1'')估計結果與跨國實證結果比較

	國外淨資產比例	國內外相對貿易條件	國內外相對生產力差異	國內外相對政府消費比重
台灣	—	0.51	0.61	1.44
南韓	0.03	0.25	1.04	1.04
新加坡	0.23	1.76	—	0.91
香港	0.01	0.70	0.86	0.05
Lee <i>et al.</i> (2008) 48個國家平均	0.04	0.55	0.19	2.91

註1：為便於比較，台灣的實證結果採模型(1'')之估計結果。

註2：南韓、新加坡、香港之數字來自Jongwanich (2009)的實證結果。

註3：Lee *et al.* (2008) 以追蹤資料共整合分析法，估計1980-2004年間，各實證變數對實質有效匯率的平均影響效果。實證變數除表中所列外，尚包括貿易管制指數與價格管制變數。

註4：「--」表示沒有放入該解釋變數。

註5：Jongwanich (2009)與Lee *et al.* (2008)的實證結果均顯示，國外淨資產對實質有效匯率的影響方向符合理論預期，即國外淨資產增加，會使本國貨幣升值。惟本文實證結果因國外淨資產比例符號與理論預期不符，故未包含在模型中。

當台灣相對貿易對手國實質人均GDP上升1%，則使新台幣實質有效匯率升值0.61%。最後為貿易條件，當台灣相對貿易對手國之貿易條件改善1%時，新台幣實質有效匯率升值0.51%。

2. 南韓的政府消費比例與生產力差異為影響韓元實質有效匯率的重要變數，即南韓政府消費比例與生產力差異上升1%，皆使韓元實質有效匯率升值1.04%。其次為貿易條件，貿易條件改善1%，使韓元實質有效匯率升值0.25%，而國外淨資產比例對韓元實質有效匯率的影響幅度相對較小。

3. 新加坡的貿易條件對新加坡幣實質有效匯率的影響程度較大，貿易條件改善

1%，使新加坡幣實質有效匯率升值1.76%。其次為政府消費比例，新加坡政府消費比例上升1%，新加坡幣實質有效匯率升值0.91%，而國外淨資產比例影響程度較小。此外，生產力差異對新加坡實質有效匯率的影響並不顯著。

4. 關於香港，實證結果顯示，香港的生產力差異對於港幣實質有效匯率的影響，相較於其他變數重要，香港生產力差異上升1%，使港幣實質有效匯率升值0.86%。其次為貿易條件，香港貿易條件改善1%，使港幣實質有效匯率升值0.70%。而港幣實質有效匯率受政府消費比例及國外淨資產比例的影響最小。

肆、結 論

為瞭解新台幣實質有效匯率自1990年代中期後下降的原因，本文嘗試以共整合分析法，實證研究1999年至2010年間新台幣實質有效匯率與經濟基本面變數的長期關係，並分析導致新台幣實質有效匯率下降的重要經濟變數，實證結果發現：

一、1999年以來，新台幣實質有效匯率受國內外相對生產力、相對貿易條件、相對政府或國內消費及相對經濟開放程度等因素影響，其中，台灣相對貿易對手國之實質人均GDP、貿易條件、國內(或政府)消費比例，或相對出進口占GDP比重上升1%，對

映之實質有效匯率將分別上升0.61~0.75%、0.51~1.15%、2.70%~2.98% (或1.44%~1.55%) 與0.41%~0.56%。

二、實證樣本期間，台灣相對貿易對手國之生產力與經濟開放程度皆呈現上升趨勢，因此，推論造成新台幣實質有效匯率走低的因素，主要是受到貿易條件惡化與國內(或政府)消費減緩所致。

三、由於消費成長減緩及貿易條件惡化產生的所得效果，大部分反映在國內非貿易財部門，使得台灣非貿易財對貿易財的相對價格相較貿易對手國呈下跌的趨勢，實質有

效匯率因而下降。影響所及，整體台灣物價水準相對貿易對手國下滑，並使中長期名目有效匯率指數呈同步下降走勢，惟降幅小於實質有效匯率指數。

四、不論是台灣的實證結果或是其他國家的實證結果均顯示，相對消費比例、相對生產力與相對貿易條件是影響中長期實質有效匯率走勢的最主要經濟變數，至於國外淨資產可能有影響，但幅度上相對較小。

實證結果之政策意涵：

一、由新台幣實質有效匯率與經濟變數的共整合關係實證結果隱含，若要轉變新台幣實質有效匯率持續下降的現象，或可朝向提昇台灣相對貿易對手國的生產力、經濟開放程度、改善貿易條件，以及提振國內消費等方面進行。長期而言，這部分實質面的改善仍有賴經濟結構的調整與產業結構的升級。

二、實證樣本期間，經濟基本面變數大致上可捕捉中長期新台幣實質有效匯率的趨勢，隱含央行的外匯政策並未使新台幣實質有效匯率的中長期走勢明顯偏離經濟基本面，而產生持續性偏高或偏低的現象。

最後，檢討本文實證分析的限制在於，實證方法主要參酌IMF設定縮減式匯率方程式的作法，綜合考量可能影響新台幣實質有效匯率的因素後選定變數進行實證，對於估計係數的解讀亦採IMF及大部分實證文獻的

認定作為依據，因此實證分析的背後缺乏統一的經濟理論模型基礎(model-based)，使得實證結果在追蹤模型的行為方程式係數與實證方程式係數之間的結構關係上力有未逮。未來的後續研究亦可參考Frankel and Rose (1995)由探討均衡匯率決定的理論模型與其相關實證研究的角度進行分析。其次，由於外匯市場交易中，金融交易比例甚高，約占97%，但本文的實證分析主要係以經濟實質面變數探討影響實質有效匯率的因素，雖然金融變數有納入國外淨資產比例、國內外利差與短期資本移動等變數，惟這些變數的係數估計值均不顯著或符號有誤，使得本文在實證分析上對於新台幣實質有效匯率長期走低是否可能因(短期性)金融交易或資本移動所致等問題，並無法在本文實證分析一併驗證，仍有待後續進一步探討。

此外，就時間數列的實證分析而言，以近10年的資料探討變數間的中長期共整合關係，樣本期間仍可能不夠長，惟本文因採實質有效匯率作為實證變數，受限於解釋變數均以台灣主要貿易對手國之貿易總值加權平均處理，選取的貿易對手國包含東南亞新興國家與中國大陸，這些國家其早期的資料品質與可取性不佳，是以向前延長樣本的實證結果並不理想，未來或可向後延長樣本點，進行實證分析與後續的追蹤。

註 釋

- (註1) 基於比較分析的考量，有效匯率多採取指數化(indexation)型式的表示。將實質有效匯率指數定義為 $REER_t = NEER_t / PP_t$ ，其中，名目有效匯率指數為 $NEER_t = \prod_{j=1}^N \left(\frac{E_{ij}^t}{E_{ij}^0} \right)^{w_j}$ ，購買力平價指數為 $PP_t = \prod_{j=1}^N \left(\frac{P_j^t / P_j^0}{P_i^t / P_i^0} \right)^{w_j}$ ，名目匯率為 $E_{ij} = \frac{\text{外國通貨}}{\text{本國通貨}}$ ，在此，i表示本國，j表示貿易對手國，0表示基期， w_j 表示權數， P 與 P_j 分別表示本國與貿易對手國的物價指數。在此REER上升(下降)，表示本國貨幣實質升值(貶值)。
- 關於有效匯率的通貨籃、權數、加權平均方法、基期及物價指數的選擇等編製問題，見Klau and Fung (2006)、Fung *et al.* (2006)、Bayoumi *et al.* (2005)等。
- (註2) Chinn(2006)指出，有關實質匯率決定模型建構主要區分為兩類：第一類是在價格僵固的假設下，將名目匯率模型轉為實質匯率模型。由於這一類貨幣模型係補足PPP短期不成立的問題，並假設長期下PPP會成立，故本質上屬於短期模型。第二類主要是分析決定長期實質匯率的決定因素，特別是以非貿易財之相對價格為研究的重點，模型中包含生產力差異與需求面對相對價格的影響。另外，也有學者將資產組合平衡的觀念帶入而將實質利率引入決定長期實質匯率的模型中。本文的探討重點屬於第二類分析決定中長期實質匯率的決定因素。
- (註3) 一般在分析實質匯率的決定，通常假設長期下，實質匯率與名目變數(如貨幣)獨立，加以本文主要是探討決定中長期實質匯率的決定因素，故未將貨幣模型納入討論。
- (註4) Bella *et al.* (2007)認為，ES係對應Stein(1994)提出之自然實質匯率(natural real exchange rate, NATREX)觀念，不僅考慮內、外部平衡，並增加資產組合平衡的條件(國內外利率相等)，以決定均衡實質匯率。
- (註5) Meese and Rogoff(1983)、Rogoff(2001)與Engel *et al.* (2007)的實證變數為名目匯率，而Bayoumi *et al.* (2005)的實證變數為實質有效匯率。
- (註6) 在此回顧的縮減式ERER相關文獻，係指綜合基本面經濟變數將實質匯率模型化後，進行實證分析者。
- (註7) 如未特別說明，本文實質(有效)匯率上升即表示本國貨幣升值，實質(有效)匯率下降即表示本國貨幣貶值。
- (註8) 考慮非貿易財後，決定實質匯率的決定因素，除貿易財價格外，仍包括貿易財與非貿易財的相對價格。以數學符號表示如下：
- $$Q_t \equiv S_t (P_i^* / P_i) = S_t \frac{(P_t^{NT*})^{\alpha^*} (P_t^{T*})^{1-\alpha^*}}{(P_t^{NT})^{\alpha} (P_t^T)^{1-\alpha}}$$
- 其中， Q_t 為實質匯率， S_t 為每單位外國貨幣以本國幣衡量的名目匯率， P_i^* 與 P_i 分別為外國與本國物價水準， P_t^T 與 P_t^{T*} 分別為國內外之貿易財價格， P_t^{NT} 與 P_t^{NT*} 為國內外之非貿易財價格。取自然對數後，實質匯率表示為：
- $$q_t = (s_t + p_t^{T*} - p_t^T) + \alpha^* (p_t^{NT*} - p_t^{T*}) - \alpha (p_t^{NT} - p_t^T)$$
- (註9) 財富增加會使得居民對貿易財與非貿易財需求同時增加，但大部分的情況，對非貿易財(如居住、教養娛樂)需求的增加通常會高於貿易財。如以台灣為例，商品進口結構中，1999年至2010年間進口消費財占總進口比重平均約為8.6%，占國內消費的比重平均約為5%，二者比重並不高，因此財富增加時，國內消費相對上對非貿易財的需求增加會較明顯。
- (註10) 近年部分學者已提出收斂性檢定，來檢定跨國間實質利率之收斂是否存在。吳致寧等(2011)提到實質利率均等並無實證上之支持，並檢定台灣、日本、新加坡、韓國、美國、加拿大、英國、法國、德國、義大利等10國之實質利率是否具長期收斂，惟結果發現實質利率均等之假設並不被支持。
- (註11) Maeso-Fernandez *et al.* (2001)認為，當實證樣本期間(sample span)不夠長時，實質利率均等或是國內外實質利率差距具均數回復(mean-reverting)的假設對實證分析的重要性並不高，因此，將實質利率差納入分析中長期匯率的解釋變數仍屬合理。此外，若有資本管制存在，實質利率均等假設亦可能不成立。

- (註12) 經濟開放程度提高亦可能吸引資本流入而導致實質匯率上升，本國貨幣升值，如Bakardzhieva *et al.* (2010)與吳中書(1999)均有資本流入導致實質匯率上升的類似結論。
- (註13) 礙於實證分析樣本自由度，我們盡可能優先考慮與中長期實質有效匯率關係較密切的經濟變數，因此其餘可能影響實質有效匯率的因素暫不考慮。外匯市場交易中，金融交易占97%，由於金融交易主要是考慮報酬率與風險，一般實證文獻係以利率作為實證變數，本文亦採相同作法。此外，考量金融交易多屬短期資本移動，基於影響短期資本移動因素較為複雜，如交易者的預期心理、資金或投資組合的調度、投資者從眾行為、季節性因素、風險偏好或是央行的外匯政策等，較不易捕捉其對實質有效匯率中長期的影響，故本文在此僅以證券投資資本移動淨額相對GDP比例或外人來台股權投資相對GDP比例作為實證變數，惟實證結果並不顯著，限於篇幅，未於文中詳述。
- (註14) 配合BIS之實質有效匯率編製，係3年的出進口貿易值計算實質匯率加權的權重，本文之貿易對手國之相關實證變數加權平均計算方式，亦採3年的出進口貿易值計算權重。本文另採每年更換權重的方式，估算解釋變數，重新估計結果差異不大。
- (註15) 本文曾嘗試由最早樣本點1994年起進行實證，但並無共整合關係存在。亦嘗試過以虛擬變數處理亞洲金融時期，但共整合檢定結果顯示並未有共整合關係。
- (註16) 例如：Clark and MacDonald (1999)、MacDonald (2001,2004)、Maeso-Fernandez *et al.* (2001)、Song and Seng (2002)、Jongwanich (2009)等皆是。
- (註17) 共整合向量個數不一定要限定為1，也可以為2以上，但估計結果需要經由其他的認定條件或檢定，才具經濟意義。
- (註18) 本文著重於經濟變數與新台幣實質有效匯率之中長期關係，對於新台幣實質有效匯率的短期動態調整過程並不深入檢討，故有關誤差修正模型的估計並未列入文中討論。
- (註19) 除KPSS檢定的虛無假設為「變數為定態時間數列」外，其餘三種檢定的虛無假設均為「變數具有單根，為非定態之數列」。
- (註20) 在1%的顯著水準下，最大特性根檢定的結果顯示具有1個共整合關係，
- (註21) 本文初步估計結果顯示，國外淨資產相對名目輸出入比例之係數為負，隱含國外淨資產增加時，新台幣呈貶值的情形，此估計結果與Yan and Yang (2010)相同。Yan and Yang (2010)指出，出口導向國家，像是亞洲新興市場國家，因多採取貨幣低估政策，使得國外淨資產增加與貨幣呈現貶值的現象同時存在。然而，本文曾嘗試將央行干預數作為控制變數納入模型中，惟估計結果不變，且央行干預數的係數估計值亦不顯著。另外，若採用國外淨資產的流量相對名目輸出入比例作為實證變數，係數估計值的符號亦不正確。
- 國外淨資產比例與新台幣實質有效匯率呈負向關係的原因，可能是反映新台幣貶值，出口增加，經常帳改善，造成國外淨資產增加的結果。
- 不過，考量台灣並無編製各季國外淨資產的統計，本文以2000年底之國際投資部位收支與國際收支金融帳(包含準備項目)計算國外淨資產存量時，可能因忽略資產負債的價值變動，而影響估計結果，以及本文實證變數的估計結果，與大部分的理論與實證文獻支持本國國外淨資產增加時，本國貨幣將呈升值的實證結果相左，因此本文最後剔除國外淨資產的實證變數。
- (註22) 由初步估計結果顯示，不論是短期或長期國內外實質利率差距，其係數估計值皆不顯著，因此剔除實質利差變數。另外，若採用短期資本移動、外資證券投資相對GDP的比例或股市報酬率差異作為解釋變數，由於皆為穩定時間序列，將變數置於誤差修正模型估計，係數估計結果均不顯著，限於篇幅，並未將估計結果全部列出。
- (註23) 由於以央行干預數、金融深化程度等作為外生變數，結果並不顯著，因此修正後模型中的外生變數僅納入平均國際油價(經對數轉換後取一階差分)。
- (註24) 附表4與附表5的國內外相對貿易條件係以相對進出口物價比(*rel_tot*)作為實證變數，若改以相對輸出入平減價格比

(rel_tor^2)作為實證變數，共整合檢定結果亦顯示具有1個共整合關係，共整合向量估計結果差異不大，限於篇幅，估計結果未在文中贅述。其次，採消費者物價指數相對躉售物價指數比例(rel_pro^1)作為非貿易財相對貿易財生產力之代理變數的估計結果不理想，因此本文實證以相對實質人均GDP比值(rel_pro^2)作為相對生產力之代理變數。

- (註25) 同樣有考慮一階差分後的平均國際油價為外生變數。
- (註26) 常態性檢定顯示殘差項不具有常態性，不過根據Johansen(1995)指出，共整合分析法雖根據殘差項具常態分配假設來推導，但漸近分配的特性只要殘差項符合獨立相同分配(independent identical distribution, iid)的條件即可，因此常態假設對於估計結果的影響不大。
- (註27) 雖然直覺上，台灣政府消費相對GDP比例並不高，似乎不太可能對實質匯率產生重要的影響，但政府消費比例除了作為捕捉對國內非貿易財的需求外，也可視為是財政政策的替代變數，就中長期而言，此實證結果亦反映財政政策對中長期實質匯率是有影響的。
- (註28) 本文雖以實質有效匯率為實證變數，惟實證結果亦可呼應吳致寧等(2011)實證研究發現1997年12月至2010年6月之後亞洲金融危機期間，新台幣名目匯率無明顯高估或低估的現象。
- (註29) UNCTAD (2005)之聯合國貿易暨發展會議(UNCTAD)的報告亦指出2000年以來，出口製造業產品、仰賴原物料進口的國家，貿易條件多呈惡化。
- (註30) 根據定義式，名目有效匯率指數係由實質有效匯率指數及貿易對手國與本國相對價格所組成。新台幣名目有效匯率指數下降，係反映新台幣實質有效匯率下跌，與整體台灣物價水準相較貿易對手國下滑的結果。另外，有關台灣主要貿易對手國之名目與實質有效匯率走勢圖，見附圖3。
- (註31) 文獻上以MB為基礎的分析方法可細分為：一、基本均衡實質匯率(fundamental equilibrium real exchange rate, FEER)法，係根據Williamson(1994)定義均衡實質匯率與內、外部平衡一致，其中，內部平衡係指達到充分就業與低通膨，外部平衡係指達到中長期可持續維持的經常帳水準。二、要求均衡匯率(desired equilibrium exchange rate, DEER)法，係依據Bayoumi *et al.*(1994)定義均衡實質匯率與政策目標要求的內、外部平衡一致，DEER是追求政策變數的期望路徑，惟此一路徑不見得是經濟變數可持續維持的路徑。
- (註32) 文獻上亦有學者將ERER再細分為：一、行為均衡實質匯率(behavior equilibrium real exchange rate, BEER)法，其運用計量分析的技巧捕捉實質匯率與經濟基本面變數的長期統計關係，以計算實際的實質匯率(actual real exchange rate)失調的情況，例如：MacDonald(1997)與Clark and MacDonald(1999)。二、恆常均衡實質匯率(permanent equilibrium real exchange rate, PEER)法，其強調任何時點的實質匯率失調，係由短期因素與經濟基本面變數偏離其長期值所構成，並運用Gonzalo and Granger(1995)拆解長、短期的影響成分，以估算長期均衡實質匯率。

參考文獻

- 王泓仁(2005),「台幣匯率對我國經濟金融活動之影響」,《中央銀行季刊》,第二十七卷第一期,頁13-45。
- 邱玉玲(1998),「台灣均衡實質匯率之實證研究」,《台灣經濟》,第二五五期,頁37-47。
- 吳中書(1999),「台幣匯率與資本移動關連性之探討」,《中央銀行季刊》,第二十一卷第二期,頁48-63。
- 吳致寧、黃惠君、汪建南、吳若瑋(2011),「再探台灣匯率制度」,《經濟論文叢刊》,即將刊登。
- 陳益明(2007),「影響新台幣匯率基本因素之分析」,《空中大學商學學報》,第十五期,頁113-130。
- 曾韋霖(2008),「新台幣均衡實質匯率、匯率失衡與經濟成長」,未發表論文。
- 楊雅惠、許嘉棟(2003),「新台幣匯率與央行干預行為」,第四屆全國實證經濟學論文研討會,2003年4月26日,台北,台灣經濟學會與東華大學合辦。
- Bakardzhieva, D., S. B. Naceur, and B. Kamar (2010), "The Impact of Capital and Foreign Exchange Flows on the Competitiveness of Developing Countries," *IMF Working Paper*, No. WP/10/154.
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy*, Vol. 72, No.6, PP. 584-596.
- Bayoumi, T., P. Clark, S. Symansky and M. P. Taylor (1994), "The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies," in Williamson, J. (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, U.S.A.
- _____, J. Lee and S. Jayanthi (2005), "New Rates from New Weights," *IMF Working Paper*, No. WP/05/99.
- _____, H. Faruquee, and J. Lee (2005), "A Fair Exchange? Theory and Practice of Calculating Equilibrium Exchange Rates," *IMF Working Paper*, No. WP/05/229.
- Bella, G.D., M. Lewis and A. Martin (2007), "Assessing Competitiveness and Real Exchange Rate Misalignment in Low-Income Countries," *IMF Working Paper*, No. WP/07/201.
- Brook, A. and D. Hargreaves (2001), "PPP-based Analysis of New Zealand's Equilibrium Exchange Rate," *Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper*, No. DP2001/01.
- De Broeck, M. and T. Slok (2006), "Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries," *Journal of International Economics*, Vol. 68, No. 2, PP. 368-383.
- Candelon B., C. Kool, K. Raae, and T. Veen (2007), "Long-Run Real Exchange Rate Determinants: Evidence from Eight New EU Member States, 1993-2003," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 35, No. 1, PP. 87-107.
- Cheung Y., M.D. Chinn and E. Fujii (2007), "The Overvaluation of Renminbi Undervaluation," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26, No. 5, PP. 762-785.
- _____, (2010), "Measuring Misalignment: Latest Estimates for the Chinese Renminbi," in Evenett, S.(ed.), *The US-Sino Currency Dispute: New Insights from Economics, Politics and Law*, Center for Economic Policy Research (CEPR), London, UK.
- Chinn, M.D. (2006), "Real Exchange Rates," (available at: http://www.ssc.wisc.edu/~mchinn/NewPalgrave_RER.pdf)
- Clark, P.B. and R. MacDonald (1999), "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs," in MacDonald, R. and J. Stein (ed.), *Equilibrium Exchange Rates*, Amsterdam: Kluwer.
- Coudert, V. and C. Couharde (2007), "Real Equilibrium Exchange Rate in China is the Renminbi Undervalued?" *Journal of Asian Economics*, Vol. 18, No. 4, PP. 568-594.
- Driver, R.L. and P.F. Westaway (2005), "Concepts of Equilibrium Exchange Rates," in Driver, R. (ed.), *Exchange Rates, Capital Flow and Policy*, Bank of England, London, U.K.

- Dunaway, S. and X. Li (2005), "Estimating China's 'Equilibrium' Real Exchange Rate," IMF Working Paper No. WP/05/202.
- Engel, C., N.C. Mark and K.D. West (2007), "Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think," *8th Jacques Polak Annual Research Conference*, the International Monetary Fund, Washington, DC, Nov. 15-16, 2007.
- Faruqee, H. (1995) "Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective," *Staff Paper*, International Monetary Fund, Vol. 42, No. 1, PP. 80-107.
- _____, and G. DeBelle (1998), "Saving-Investment Balances in Industrialised Countries: an Empirical Investigation," in Isard, P. and H. Faruqee (ed.), *Exchange Rate Assessment: Extensions to the Macroeconomic Balance Approach*, IMF Occasional Paper No. 167.
- Frankel, J. (2006), "The Balassa-Samuelson Relationship and the Renminbi," KSG (available at: <http://www.hks.harvard.edu/fs/jfrankel/BalassaSamuelson&ChinaRMB.pdf>).
- _____, and A. K. Rose (1995), "A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates," Center for International and Development Economics Research (CIDER) Working Papers C95-051, University of California at Berkeley.
- Froot, K.A., and K. Rogoff (1995), "Perspective on PPP and Long-Run Real Exchange Rates," in Grossman, G. and K. Rogoff (ed.), *Handbook of International Economics*, 3, Amsterdam, North-Holland.
- Fung, S.S., M. Klau, G. Ma and R. McCauley (2006), "Estimation of Asian Effective Exchange Rates: A Technical Note," *BIS Working Papers*, No. 217.
- Gonzalo, J. and C. Granger (1995), "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No.1, PP. 27-35.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 12, No.2, PP. 111-120.
- IMF(2006), "Methodology for CGER Exchange Rate Assessments," (available at: <http://www.imf.org>).
- Isard, P. and S. Symansky (1996), "Long-Run Movements in Real Exchange Rates," in Ito. T. (ed.). *Exchange Rate Movements and Their Impact on Trade and Investment in the APEC Region*, Occasional Paper No. 145.
- _____, H. Faruqee, R. Kincaid, and M. Fetherston (2001), "Methodology for Current Account and Exchange Rate Assessment," *IMF Occasional Paper*, No. 209.
- _____ (2007), "Equilibrium Exchange Rates: Assessment Methodologies," *IMF Working Paper*, No. WP/07/296.
- Johansen, S. (1988), "Statistic Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, PP. 231-254.
- _____ (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Model*. Oxford University Press, Oxford.
- Jongwanich, J. (2009), "Equilibrium Real Exchange Rate, Misalignment, and Export Performance in Developing Asia," *ADB Economics Working Paper Series*, No. 151, Asian Development Bank, Manila, Philippines.
- Kinkyo, T. (2008), "Disorderly Adjustments to the Misalignments in the Korean Won," *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 32, No.1, PP. 111-124.
- Klau, M. and S.S. Fung (2006), "The New BIS Effective Exchange Rate Indices," *Bank for International Settlements Quarterly Review*, Mar., PP. 51-65.
- Lee, J., G. M. Milesi-Ferretti, J. Ostry, A. Prati, and L. A. Ricci (2008), "Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies," *IMF Occasional Paper*, No.261.
- Leung, F. and P. Ng (2007), "Is the Hong Kong Dollar Real Exchange Rate Misaligned?" HKMA Working Paper No. 21/2007, Hong Kong Monetary Authority, Hong Kong, China.
- Lipschitz, L. and D. McDonald (1992), "Real Exchange Rates and Competitiveness: A Clarification of Concepts and Some

- Measurement for Europe,” *Empirica-Austrian Economic Papers*, Vol. 19, PP.37-69.
- Lothian, J.R. and M.P. Taylor (2006), “Real Exchange Rates Over the Past Two Centuries: How Important is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect?” Warwick Economic Research Papers No. 768.
- MacDonald, R. (1997), “What Determines Real Exchange Rates: The Long and Short of It,” *IMF Working Paper*, No. WP/97/21.
- _____ (2000), “Concepts to Calculation Equilibrium Exchange Rates: An Overview,” prepared for ‘Workshop on Equilibrium Values of the Euro’, Deutsche Bundesbank 27/28 Mar. 2000.
- _____ (2001), “Modelling the Long-Run Real Effective Exchange Rate of the New Zealand Dollar,” Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper No. DP2002/02.
- _____ (2004), “The Long-Run Real Effective Exchange Rate of Singapore: A Behavioural Approach,” *MAS Staff Paper*, No. 36.
- Maeso-Fernandez, F., C. Osbat, and B. Schnatz (2001), “Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach,” *ECB Working Paper*, No. 85.
- Meese, R. and K. Rogoff (1983), “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?” *Journal of International Economics*, Vol.14, No.1, PP. 3-24.
- Nabli, M.K. and M-A Véganzones-Varoudakis (2002), “Exchange Rate Regime and Competitiveness of Manufactured Exports: The Case of MENA Countries,” (available at: <http://siteresources.worldbank.org/INTMNAAREGTOPTRADE/Resources/Nabli-Veganzones.pdf>).
- Ricci, A., G. M. Milesi-Ferretti, and J. Lee (2008), “Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective,” *IMF Working Paper*, No. WP/08/13.
- Rogoff, K. (1996), “The Purchasing Power Parity Puzzle,” *Journal of Economic Literature*, Vol.34, No. 2, PP. 647-668.
- _____ (2001), “The Failure of Empirical Exchange Rate Models: No Longer New, but Still True,” (available at: <http://www.economic-policy.org/pdfs/responses/Kenneth-Rogoff.pdf>).
- Rosenberg, M. R. (2003), *Exchange-Rate Determination: Models and Strategies for Exchange-Rate Forecasting*, McGraw Hill, New York USA.
- Rubaszek, M. (2008), “Economic Convergence and the Fundamental Equilibrium Exchange Rate in Poland,” *Munich Perchonal RePEc Archive (MPRA) Paper*, No. 12910.
- Samuelson, P.A. (1964), “Theoretical Notes on Trade Problems,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No. 2, PP. 145-154.
- Siregar, R.Y. (2011), “The Concepts of Equilibrium Exchange Rate: A Survey of Literature,” *SEACEN Staff Paper*, No.81.
- Song, O. and V.L.C. Seng (2002), “Determination of Equilibrium Real Exchange Rate in Selected SEACEN Countries,” *The South East Asian Central Banks (SEACEN) Staff Paper*, No. 66.
- Stein, J.L. (1994), “The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows,” in Williamson, J. (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, DC: Institute of International Economics.
- Taylor, A.M. (2002), “A Century of Purchasing-Power Parity,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No.1, PP. 139-150.
- _____, and M.P. Taylor (2004), “The Purchasing Power Parity Debate,” *NBER Working Paper*, No. 10607.
- UNCTAD (2005), “Chapter III: Evolution in the Terms of Trade and Its Impact on Developing Countries,” *Trade and Development*, Sept. 2.
- Williamson, J. (1994), “Estimates of FEERs,” in Williamson, J. (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for International Economics, Washington, U.S.A.
- Yan, H. and C. Yang (2010), “Undervalued Currency and Economic Growth: the Case of Taiwan,” *2nd Conference of the European Asian Economics, Finance & Accounting and Econometric Association*, Beijing, Park Plaza Science Beijing Hotel, 2010-09.

附錄1 中長期均衡實質匯率的衡量方法

本附錄根據MacDonald(1997、2000)、Driver and Westaway(2005)、Isard(2007)、Lee *et al.*(2008)及Siregar(2011)等，摘述歸納主要的中長期均衡實質匯率衡量方法，作為本文實證分析之實證變數選取的相關依據。

購買力平價法(PPP)

早期研究均衡匯率的文獻多以PPP為理論基礎。PPP假說基於單一價格法則(law of one price)，認為兩國貨幣的兌換比率(匯率)係由兩個貨幣的相對購買力決定。PPP可分為絕對PPP與相對PPP。前者認為兩國間的名目匯率應等於其相對一般物價水準的比值，因此實質匯率應於1，以數學符號表示如下：

$$S_t = P_t / P_t^* \quad Q_t \equiv S_t \cdot (P_t^* / P_t) = 1$$

S 為每單位外國貨幣以本國幣衡量之名目匯率， P^* 與 P 分別為外國與本國物價水準， Q 為實質匯率。

後者主張兩國間的名目匯率為其相對一般物價水準的某一固定比例，實質匯率為一常數，以數學符號表示如下：

$S_t = k \cdot P_t / P_t^* \quad Q_t \equiv S_t \cdot (P_t^* / P_t) = k$ ， k 為常數，其餘符號與前述相同。

有關PPP的探討，見Froot and Rogoff(1995)、Rogoff(1996)、Taylor(2002)及Taylor and Taylor(2004)等。長期以來，對於單一價格法則本身是否成立經常受

到爭論，但採用PPP作為評估匯率長期走勢的實證分析仍時而可見，如Brook and Hargreaves(2001)以PPP理論為基礎衡量紐西蘭的均衡實質匯率水準，並發現長期名目匯率與物價之間並不具共整合關係。Cheung *et al.*(2010)利用PPP衡量人民幣均衡實質匯率時，發現人民幣低估約50%。

考慮Balassa-Samuelson假說修正後的購買力平價法

理論上，套利活動的經濟力量驅動下，雖使國際間的貿易財商品價格逐漸趨於一致，但若市場存在非貿易財與服務時，因各國間的非貿易財價格差異大，可能導致PPP不成立。換言之，一旦考慮非貿易財後，決定實質匯率的因素，除貿易財價格外，仍包括貿易財與非貿易財的相對價格。以數學符號表示如下：

$Q_t \equiv S_t \cdot (P_t^* / P_t) = S_t \cdot \frac{(P_t^{NT*})^{\alpha} (P_t^{T*})^{1-\alpha}}{(P_t^{NT})^{\alpha} (P_t^T)^{1-\alpha}}$ ，其中， P_t^T 與 P_t^{T*} 分別為國內外之貿易財價格， P_t^{NT} 與 P_t^{NT*} 為國內外之非貿易財價格。取自然對數後，實質匯率表示為：

$$q_t = (s_t + p_t^{T*} - p_t^T) + \alpha \cdot (p_t^{NT*} - p_t^{T*}) - \alpha (p_t^{NT} - p_t^T)$$

根據Balassa(1964)及Samuelson(1964)指出，成長相對快速的國家，其貿易財的生產力將相對快速成長，伴隨而來，非貿易財價格對貿易財價格比值亦相對提高，促使該國貨幣實質升值。因此，考慮Balassa-

Samuelson假說修正後的購買力平價方法強調均衡匯率與人均產出、貿易財和非貿易財的相對價格之間的關係。

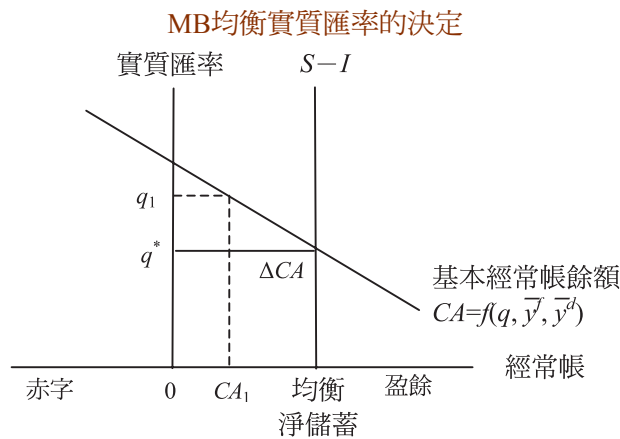
實證上對於Balassa-Samuelson假說的成立亦無定論，如Rogoff(1996)實證支持Balassa-Samuelson的效果存在，但Isard and Symansky(1996)則發現1973至1992年間，亞洲四小龍與印尼、馬來西亞及泰國成長速度均高於日本，但僅台灣與南韓經歷顯著升值，其餘國家的匯率則呈貶值或小幅升值的情形。Lothian and Taylor(2006)發現Balassa-Samuelson效果可以解釋英鎊相對美元實質匯率的長期走勢，另外，Dunaway and Li(2005)、Frankel(2006)與Cheung *et al.* (2007, 2010)等亦應用Balassa-Samuelson假說修正後的購買力平價方法衡量人民幣的低估情形。

總體經濟平衡法(MB)

MB主要是強調同時達到內部平衡(指充分就業)與外部平衡(指在中長期具可持續存在的淨儲蓄餘額或經常帳餘額)。該方法認為實質匯率並非固定不變，而是要根據總體經濟平衡的理想經濟情況來調整，是一種均衡匯率的規範性衡量(normative measure)方法。

基本上，MB是建立在國際收支經常帳部位與資本淨流動相等，以及國民所得恆等式的架構上來評估均衡匯率^{註31}。以數學符號表示將內部平衡與外部平衡的關係表示如下：

$CA_t = NT_t + BIPD_t = \Delta NFA_t = KA_t = S_t - I_t$ ，其中 CA 為經常帳餘額，包含 NT 為貿易淨額， $BIPD$ 為國外要素所得淨額及移轉淨額， ΔNFA 為國外資產變動， KA 為資本淨流動(不含投機性資金移動)， S 為國內儲蓄， I 為國內投資， $S - I$ 為國內淨儲蓄。



上圖為MB模型分析架構圖，其中，均衡實質匯率是決定於：(1) CA負斜率曲線，即基本經常帳餘額(underlying current account position)和實質匯率間的縮減式關係，此關係式通常是描繪國內外已達充分就業或潛在生產水準(即 \bar{y}^f , \bar{y}^d)，且過去匯率變動效果已完全實現下，經常帳部位所對應的實質匯率。由於本國貨幣升值，通常導致出口下降，進口增加，隱含經常帳餘額減少，因而呈現負斜率；以及(2)中長期可持續存在的國內淨儲蓄部位($S-I$)，通常假設與均衡實質匯率水準無關。換言之，當達到外部平衡之國內淨儲蓄與基本經帳餘額相交時的實質匯率 $q^*=f(S-I, \bar{y}^f, \bar{y}^d)$ ，即為均衡實質匯率。因此，在計算均衡實質匯率時，需要評估現行實質匯率下的基本經常帳餘額(CA_1)與均衡淨儲蓄部位($S-I$)的差距(ΔCA)。其他條件不變下，基本經常帳餘額曲線的斜率可用來估計縮小差距，實質匯率需要調整的幅度。

在MB方法下需要針對出進口貿易方程式、價格關係式、經常帳關係式、支出函數等結構式加以認定與估計，並將實質匯率表示為這些基本面經濟變數的函數，以決定中長期的均衡實質匯率水準。應用MB的實證分析，包括Rubaszek (2008)實證分析波蘭的實質均衡匯率、Dunaway and Li (2005)、Coudert and Couharde (2007) 與Cheung *et al.*(2007, 2010)評估人民幣失調的情形、Faruqee and Debelle(1998)、Lee *et al.* (2008)

與Isard *et al.*(2001)等評估跨國的中長期均衡實質匯率水準。

縮減式均衡實質匯率法(ERER)

ERER的目的係對實質均衡匯率的行為以經濟基本面變數加以解釋^{註32}。自1980年代以來，在時間數列與計量方法的持續發展下，實證上，對於基本面經濟變數與實質匯率間的長期關係已提供了新的分析技巧，使得這種將實質匯率和經濟基本面經濟變數(如國外資產淨額、生產力差異、貿易條件、政府消費、國內外實質利差、貿易限制指數、價格管制與金融深化指標等)聯結，來估測中長期實質匯率路徑成為相當常見的分析方式，例如Faruqee (1995)、Clark and MacDonald (1999)、MacDonald(2001, 2004)、Maeso -Fernandez *et al.* (2001)、Song and Seng (2002)、Jongwanich (2009)、Yan and Yang(2010)等。

原則上，ERER對於均衡實質匯率的判斷，除了取決於迴歸結果上具有顯著解釋力並符合理論先驗認知的經濟變數，以及這些變數的估計係數在符號與顯著性上是否與合乎經濟直覺外，仍需要對解釋變數均衡值加以假設，當對這些變數的假設存在相當的不確定性時(如國外淨資產)，估算均衡實質匯率的困難度將提高。

貿易財產業競爭力衡量法

貿易財產業競爭力衡量法主要是根據經濟體的貿易財表現，來探討現行匯率下的價

格競爭力。一般對於衡量貿易財的競爭力會聚焦在一系列的指標上，如獲利性的衡量、出口量或全球出口比重的趨勢與進口滲透率趨勢等。Lipschitz and McDonald (1992)運用貿易財產業競爭力衡量法評估義大利的貿易財部門的競爭力，實證研究發現單純由實質匯率來判斷競爭力可能產生誤導，儘管實質匯率上升，本國貨幣升值，但若一國貿易財的單位勞動成本相對價格比例較貿易對手國下降，該國的貿易財部門仍具國際競爭力。

一般均衡模型

一般均衡模型為結構化模型，係對總體經濟行為提供較完整的描述，並加入重要的會計等式，以產生與等式相符的內生變數的解值或預測值。一般均衡模型方法會考慮較

多的部門別與經濟變數間的關係，例如實質匯率、貨幣供給與資產累積之間的交互效果。這些模型的優點在於可以建構在經濟個體的決策具有前瞻性(forward-looking)的假設上，將預期因素與均衡實質匯率作聯結，同時可以透過政策變數與經濟變數間的關係進行必要的模擬與政策分析。

然而，建立完整的總體經濟模型並不容易，由於匯率與其他內生變數的預測路徑會受到外生變數的預測與一些參數的設定，加上變數的路徑也是視各種假設性的衝擊而定，因此，在沒有詳細檢視變數間的長期特性與模型的假設下，很難精準估計均衡實質匯率的水準。

附表1 均衡實質匯率衡量方式之比較

衡量方式	內涵	應用限制
購買力平價理論	<ol style="list-style-type: none"> 1. 名目匯率反映兩國相對的物價水準。 2. 強調均衡實質匯率為常數。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 忽略開發程度不同的國家，非貿易財價格的差異。 2. 各國物價指數定義與基期不同，提高估計的困難度。 3. 地區別資料難取得，計算權數時多使用雙邊商品貿易資料，並未納入金融交易。
依Balassa-Samuelson修正後的購買力平價理論	<ol style="list-style-type: none"> 1. 貿易財生產力高的國家，實質匯率將升值。 2. 強調均衡實質匯率決定於生產力、貿易財與非貿易財的人均產出相對水準，及其相對價格。 	假設跨國間貿易財的相對價格維持相當固定，但資料顯示，貿易財的結構會改變，跨國間貿易財的相對價格仍存在明顯變動。
總體經濟平衡法	<ol style="list-style-type: none"> 1. 均衡實質匯率係指基本經常帳部位等於均衡國內超額儲蓄部位的匯率水準。 2. 強調決定實質匯率的中期因素，並同時達到內部與外部平衡。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 淨儲蓄的均衡部位不易認定。 2. 應用在經濟前景佳，吸引資本流入，但經常帳赤字大的國家的匯率是否失調較為困難。
縮減式匯率方程式	<ol style="list-style-type: none"> 1. 結合均衡儲蓄投資餘額的長期條件與國外淨資產部位變動，將匯率行為模型化。 2. 強調中長期均衡實質匯率決定於其與基本面經濟變數的均衡統計關係。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 對於均衡匯率的判斷，取決於迴歸結果上具有顯著解釋力的變數。 2. 需先假設解釋變數的均衡值，才能根據迴歸結果估算均衡實質匯率。
貿易財產業競爭力	<ol style="list-style-type: none"> 1. 由貿易財產業資料，觀察競爭力指標，研判實質匯率水準的合理性。 2. 強調經濟體的貿易財，在現行匯率下的競爭力。 	可能忽略匯率以外，影響貿易財產業競爭力的其他重要因素。
一般均衡模型	<ol style="list-style-type: none"> 1. 根據總體變數的行為及會計等式，建立一般均衡模型，以估計均衡實質匯率。 2. 強調達到一般均衡下的實質匯率水準。 	模型容易受制於外生變數的預測與參數的校準。

附表2 ERER相關實證文獻模型採用的實證變數之比較

文獻	被解釋變數	模型解釋變數						
		生產力	國外淨資產	貿易條件	政府財政/支出	貿易開放程度	資本帳	其他
Yan and Yang (2010)	新台幣相對美元雙邊實質匯率	台灣相對美國人均GDP的比值	1980年後累積經常帳餘額相對名目GDP比值作為替代變數	台灣出口物價相對進口物價的比	台灣相對美國之名目政府消費相對名目GDP比例	台灣進出口金額加總相對名目GDP的比例	-	-
Balardazhieva et al. (2010)	57個開發中國家貨幣之實質有效匯率指數	個別國家實質人均GDP	-	個別國家出口物價相對進口物價的比	個別國家名目政府消費相對名目GDP之比例	個別國家進出口加總(或進口)相對GDP的比例(固定價格計算)	淨資本移動相對名目GDP的比例或 直接投資、證券投資、其他投資、所得收入、官方移轉等項目分別相對名目GDP的比例	個別國家之廣義貨幣相對名目GDP的比例
Jongwanich (2009)	分別為人民幣、港幣、印度盧比、印尼盾、馬元、馬來西亞幣、新加坡幣與泰銖之實質有效匯率指數	個別國家美元計價之實質人均GDP相對主要貿易對手國加權平均之實質人均GDP比的比值	個別國家淨國外資產相對GDP的比例	同上	同上	個別國家進出口金額加總相對名目GDP的比例	-	1. 油價 2. 時間趨勢
Ricci et al. (2008) 與 Lee et al. (2008)	48個已開發與開發中國家貨幣之實質有效匯率指數	個別國家與貿易對手國之貿易部門(農林漁牧、礦業、製造業、電信、水電及交通)相對非貿易部門(建築、零售及服務)勞動產出比的相對比值	個別國家淨國外資產相對當期平均進出口的比例	主要商品(食物、燃料、農業原物料、金屬、黃金及飲料)價格經出口數量加權之出口物價相對經進口數量加權之進口物價的比	同上	-	-	1. 貿易管制指數 2. 管制價格項目的比重
Kinkyo (2008)	韓元實質有效匯率指數(以美、日、德為貿易對手國)	韓國相對主要貿易對手國之勞動生產力	銀行體系國外淨資產相對名目GDP的比例	國內出口單價相對進口單價比	-	-	-	-
Candelon et al. (2007)	8個歐盟新會員國貨幣相對歐元的雙邊實質匯率	個別國家相對歐元區之工業就業勞動生產力的比值	-	-	個別國家相對歐元區平均之政府支出相對名目GDP比之比值	個別國家相對歐元區進出口金額相對名目GDP比的比值	-	個別國家相對歐元區平均之消費(政府加民間)支出相對名目GDP比之比值

文獻	被解釋變數	模型解釋變數						
		生產力	國外淨資產	貿易條件	政府財政/支出	貿易開放程度	資本帳	其他
Cheung <i>et al.</i> (2007)	160個國家的貨幣相對美元之雙邊實質匯率	個別國家相對美國人均GDP的比值	—	—	個別國家政府財政餘絀	—	個別國家資本帳開放係數	1. 低於14歲的人口比例及超過65歲的人口比例 2. M2相對GDP的比例 3. 貪腐指數 4. 經常帳落後項
Leung and Ng (2007)	港幣實質有效匯率指數	香港相對貿易對手國之實質人均GDP比值	—	香港之出口價格相對進口價格比	—	出進口貿易相對GDP比例	—	製造業產值相對GDP比例
De Broeck and Slok (2006)	26個轉型經濟體的貨幣實質有效匯率指數	個別國家相對OECD國家平均之農業、工業與服務業各業生產力指數的比值	—	個別國家相對OECD國家平均之出口價格相對進口價格比之比值	個別國家相對OECD國家平均之政府財政餘絀相對名目GDP比之比值	個別國家相對OECD國家平均之進出口金額加總相對名目GDP比的比值	—	1. 個別國家相對OECD國家平均之M3相對名目GDP比的比值 2. 燃料價格指數與非燃料價格指數
Bayoumi <i>et al.</i> (2005)	10個先進經濟體的製造業價格平減的實質匯率	個別國家相對國外之製造業產出的比值	國外資產淨流量或淨國外資產存量變動或上述兩者的組合	個別國家商品出口價格相對進口價格的比	—	—	—	—
MacDonald (2004)	新加坡幣實質有效匯率指數	新加坡相對貿易對手國之勞動生產力的比值	新加坡淨國外資產相對GDP比例	新加坡出口價格相對進口價格比	—	新加坡進出口相對GDP比例	—	新加坡財產價格指數(property price index)
Song and Seng (2002)	印尼盾、韓元、馬來西亞幣、菲律賓幣與泰銖之實質有效匯率指數	—	—	個別國家出口單價指數相對進口單價指數比	個別國家(經CPI平減)政府支出相對(固定價格)GDP的比例	個別國家進出口加總相對GDP的比例(固定價格計算)	個別國家淨資本移動相對(固定價格)GDP比例	個別國家之(按躉售物價平減)固定資本形成相對(固定價格)GDP比例
Nabli and Veganzones-Varoudakis (2002)	53個國家的貨幣相對美元之雙邊實質匯率	—	—	個別國家的出口單價指數相對進口單價指數比(美元計價)	—	個別國家進出口加總相對名目GDP的比例	個別國家之資本流入(準備淨變動減掉貿易餘額)相對GDP的比例	1. 個別國家之投資相對GDP比例 2. 個別國家之債務相對總出口

附錄2 實證變數資料來源與說明

實證變數	說 明	資 料 來 源
新台幣實質有效匯率(<i>reer</i>)	以58個貿易對手國之名目匯率經CPI平減，按其3年平均進出口貿易值占總貿易值比重加權計算。	國際清算銀行(BIS)網站： http://www.bis.org/statistics/eer/index.htm
主要貿易對手國(<i>i</i>)	1994-1998年間為美國、日本、香港、英國、南韓、新加坡、泰國、印尼、馬來西亞、菲律賓、中國大陸、澳洲加拿大、德國、法國及荷蘭等16國，其出進口合計占總出進口值比重平均約85%。1999年之後，改以歐元區取代德國、法國及荷蘭三國，其餘貿易對手國維持不變，其出進口合計占總出進口值比重平均約84%。	財政部進出口貿易統計月報
主要貿易對手國權重(<i>w_i</i>)	按貿易對手國3年平均之商品進出口合計相對進出口總值的比例計算	
國外淨資產比例(<i>nfa</i>)	以2000年底之國際投資部位餘額(存量)為起始點，將國際收支金融帳(包含準備項目)的流量累加，成為衡量國外淨資產存量的代理變數，並計算該數據相對名目輸出入金額(或名目GDP)的比例	中央銀行國際收支平衡表季報 行政院主計總處
國內外相對生產力差異(<i>rel_pro</i>)	<p>1. 本國相對貿易對手國之非貿易財相對貿易財生產力差異，以消費者物價指數(CPI)相對躉售物價指數(WPI)比例估算：</p> $rel_pro^1 = \left(\frac{CPI^{TW}}{WPI^{TW}} \right) / \prod_i \left(\frac{CPI_i^f}{WPI_i^f} \right)^{w_i}$ <p>2. 本國相對貿易對手國之實質人均GDP (按美元表示)：</p> $rel_pro^2 = \left(\frac{y^{TW}}{n^{TW}} \right) / \prod_i \left(\frac{y_i^f}{n_i^f} \right)^{w_i}$	<p>1. 行政院主計總處</p> <p>2. 除中國大陸物價資料來源為Global Insight、其餘物價及GDP平減價格資料來源為IMF的International Financial Statistics (IFS)資料庫。</p> <p>3. 美元名目所得、與人口的資料來源為IMF的World Economic Outlook(WEO)資料庫，以年資料轉換為季資料。</p>
國內外相對貿易條件(<i>rel_tot</i>)	<p>1. 本國相對貿易對手國之出口單價(價格)指數(<i>UNV_x</i>)相對進口單價(價格)指數(<i>UNV_m</i>)：</p> $rel_tot^1 = \left(\frac{UNV_x^{TW}}{UNV_m^{TW}} \right) / \prod_i \left(\frac{UNV_{xi}^f}{UNV_{mi}^f} \right)^{w_i}$ <p>2. 本國相對貿易對手國之輸出平減價格(<i>P_x</i>)相對進口平減價格(<i>P_m</i>)：</p> $rel_tot^2 = \left(\frac{P_x}{P_m} \right) / \prod_i \left(\frac{P_{xi}^f}{P_{mi}^f} \right)^{w_i}$	<p>1. 財政部進出口貿易統計月報</p> <p>2. 除馬來西亞、印尼、菲律賓資料來源為各國央行提供外，其餘進出口物價指數資料來源為IFS資料庫。</p> <p>3. 輸出入平減價格指數資料來源為行政院主計總處與Global Insight資料庫。</p>

實證變數	說明	資料來源
國內外實質利率差距(rel_r)	<p>1. 本國相對貿易對手國之實質短期利率差距： $rel_r^s = RSR^{TW} - \sum_i RSR_i^f \cdot w_i$ 短期利率：台灣採3個月商業本票利率或3個月定存利率。貿易對手國除中國大陸、印尼、南韓與泰國採存款利率與歐元區採3個月期拆款利率外，其餘國家皆採3個月國庫券利率。 通膨率：以CPI指數之季變動率衡量。</p> <p>2. 本國相對貿易對手國之實質長期利率差距： $rel_r^l = RLR^{TW} - \sum_i RLR_i^f \cdot w_i$ 長期利率：台灣採10年期公債殖利率。貿易對手國除中國大陸、香港、印尼與菲律賓採放款利率外，其餘國家皆採中、長期公債利率。 通膨率：以CPI指數之年變動率衡量。</p>	中央銀行金融統計月報、行政院主計總處、IFS及Global Insight資料庫。
國內外相對消費比例(rel_c)	<p>1. 本國相對貿易對手國之名目國內消費(TC)占名目GDP的比例： $rel_c1 = \left(\frac{TC^{TW}}{GDP^{TW}}\right) / \prod_i \left(\frac{TC_i^f}{GDP_i^f}\right)^{w_i}$</p> <p>2. 本國相對貿易對手國之名目政府消費(CG)占名目GDP的比例： $rel_c2 = \left(\frac{CG^{TW}}{GDP^{TW}}\right) / \prod_i \left(\frac{CG_i^f}{GDP_i^f}\right)^{w_i}$</p>	台灣資料來源為行政院主計總處、新加坡資料來源為Datastream、其餘為IFS資料庫。
國內外相對經濟開放程度(rel_open)	<p>本國相對貿易對手國之名目輸出入合計($X+M$)占名目GDP的比例： $rel_open = \left(\frac{X^{TW} + M^{TW}}{GDP^{TW}}\right) / \prod_i \left(\frac{X_i^f + M_i^f}{GDP_i^f}\right)^{w_i}$</p>	<p>1. 行政院主計總處</p> <p>2. 新加坡資料來源為Datastream，其餘為IFS資料庫</p>

外生變數	說明	資料來源
平均國際油價($poil$)		IFS資料庫。
央行對外匯市場的干預金額變動率	參考王泓仁(2005)，以央行1987年國外資產淨額(存量)為起始點，將央行國外資產變動額(剔除匯率變動因素)的流量累加，並計算變動率。	中央銀行金融統計月報
短期資本移動	<p>1. 證券投資淨額相對名目GDP比例</p> <p>2. 外人來台股權投資相對名目GDP比例</p>	中央銀行金融統計月報 行政院主計總處
金融深化指標	M2相對名目GDP的比例	

附錄3 實證變數單根檢定與共整合關係檢定

附表3 單根檢定結果

變數	ADF單根檢定		Philips-Perron單根檢定		DF-GLS單根檢定		KPSS單根檢定	
	水準值	一階差分項	水準值	一階差分項	水準值	一階差分項	水準值	一階差分項
<i>reer</i>	-0.83 (0.80)	-5.95*** (0.00)	-0.88 (0.79)	-5.90*** (0.00)	-0.21	-5.92***	0.85***	0.10
<i>nfa</i>	-2.61 (0.10)	-8.58*** (0.00)	-2.69 [†] (0.08)	-8.58*** (0.00)	-2.62***	-8.40***	0.44 [*]	0.04
<i>rel_tot</i> ¹	-2.23 (0.20)	-7.04*** (0.00)	-2.19 (0.21)	-7.04*** (0.00)	0.26	-7.08***	0.87***	0.14
<i>rel_pro</i> ²	-1.17 (0.68)	-7.04*** (0.00)	-1.15 (0.69)	-7.05*** (0.00)	-0.30	-7.02***	0.84***	0.07
<i>rel_c1</i>	-3.86*** (0.00)	-8.53*** (0.00)	-3.81** (0.01)	-8.60*** (0.00)	-0.74	-8.51***	0.83***	0.36 [*]
<i>rel_c2</i>	-3.29** (0.02)	-10.44*** (0.00)	-3.13** (0.03)	-10.12*** (0.00)	-0.44	-5.65***	0.85***	0.35
<i>rel_r^s</i>	-2.24 (0.20)	-4.81*** (0.00)	-2.31 (0.17)	-5.37*** (0.00)	-0.74	-5.00***	0.68**	0.18
<i>rel_r^l</i>	-1.61 (0.47)	-4.74*** (0.00)	-1.37 (0.59)	-4.63*** (0.00)	-0.96	-4.75***	0.71**	0.14
<i>rel_open</i>	-1.79 (0.38)	-7.41*** (0.00)	-1.56 (0.50)	-8.93*** (0.00)	-1.59	-7.47***	0.68**	0.44 [†]
<i>poil</i>	-2.24 (0.20)	-7.56*** (0.00)	-2.22 (0.20)	-7.59*** (0.00)	-0.67	-7.55***	0.87***	0.09

註1：為包含常數項之檢定統計量。

註2：「[†]」為顯著水準10%下顯著，「^{**}」為顯著水準5%下顯著，「^{***}」為顯著水準1%下顯著。括號內為p-value。

附表4 模型(1')之共整合檢定

	Trace Statistic	C.V(1%)	C.V(5%)	Max Statistic	C.V(1%)	C.V(5%)
$r = 0$	158.60 *** (127.57) ***	77.82	69.82	113.20 *** (84.27) ***	39.37	33.88
$r \leq 1$	45.40 (43.30)	54.68	47.86	19.36 (17.68)	32.72	27.58
$r \leq 2$	26.04 (25.62)	35.46	29.80	14.60 (12.63)	25.86	21.13
$r \leq 3$	11.44 (12.99)	19.94	15.49	9.53 (10.40)	18.52	14.26
$r \leq 4$	1.91 (2.59)	6.63	3.84	1.91 (2.59)	6.63	3.84

註1：放入之變數為*reer*、*rel_tot*¹、*rel_pro*²、*rel_c1*、*rel_open*。()為以*rel_c2*取代*rel_c1*。

註2： r 代表相異的共整合向量之個數。C.V代表臨界值，「^{***}」表示在顯著水準1%下拒絕虛無假設。

註3：根據Schwarz information criterion (SC)選定最適落後期為1期。

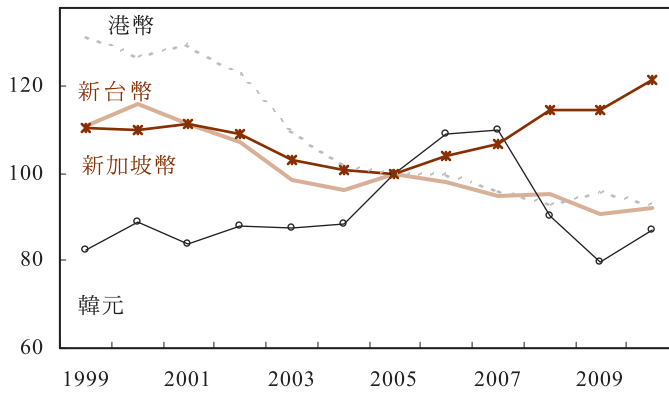
附表5 模型(1'')之共整合檢定

	Trace Statistic	C.V(1%)	C.V(5%)	Max Statistic	C.V(1%)	C.V(5%)
$r = 0$	122.99 *** (101.42) ***	54.68	47.86	99.05 *** (75.49) ***	32.72	27.58
$r \leq 1$	23.94 (25.94)	35.46	29.80	11.84 (15.28)	25.86	21.13
$r \leq 2$	12.10 (10.66)	19.94	15.49	11.32 (8.95)	18.52	14.26
$r \leq 3$	0.77 (1.71)	6.63	3.84	0.77 (1.71)	6.63	3.84

註：放入之變數為*reer*、*rel_tot*¹、*rel_pro*²、*rel_c1*。()為以*rel_c2*取代*rel_c1*。其餘同附表4。

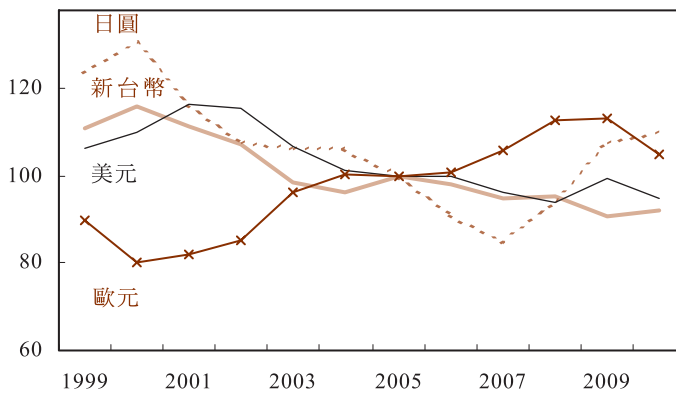
附圖1 新台幣與其他主要國家貨幣之實質有效匯率走勢比較

附圖1.1 亞洲四小龍之實質有效匯率指數(2005=100)



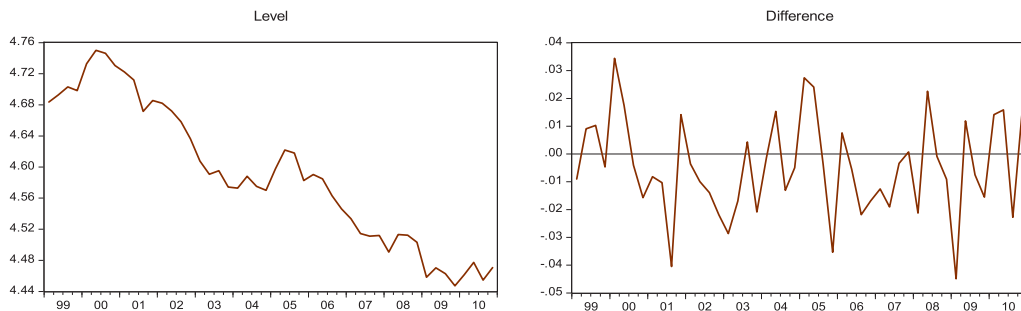
資料來源：BIS網站。

附圖1.2 新台幣與其他主要貨幣之實質有效匯率指數(2005=100)

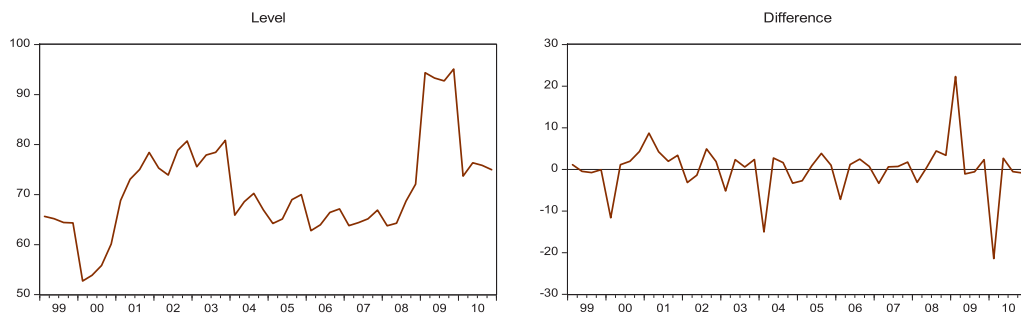


資料來源：BIS網站。

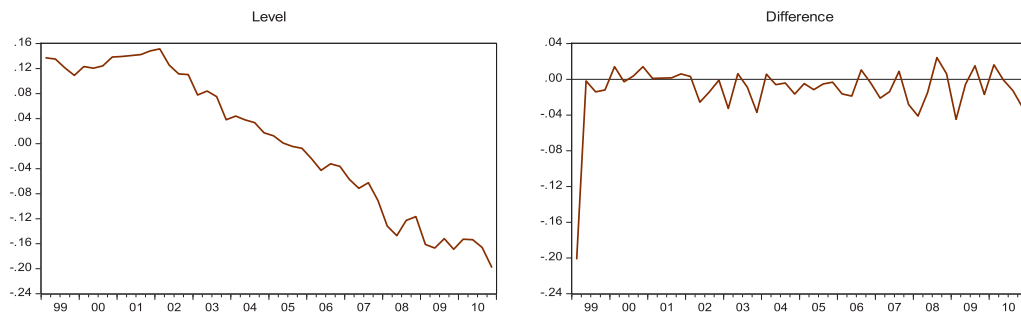
附圖2 各實證變數之水準值與一階差分後之數值
新台幣實質有效匯率(取對數後)



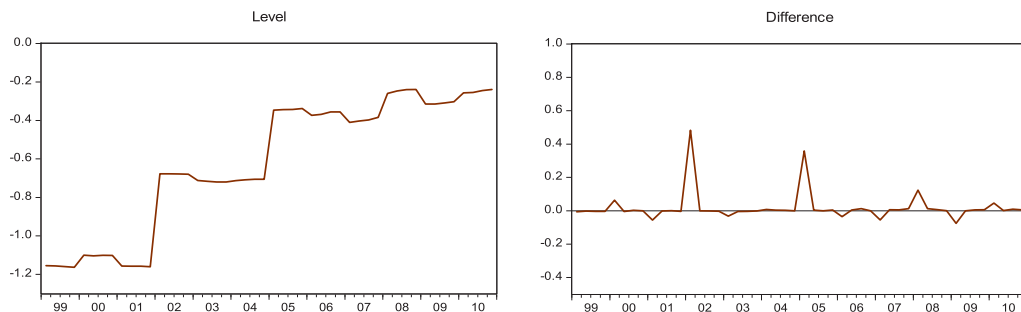
國外淨資產相對名目輸出入比例



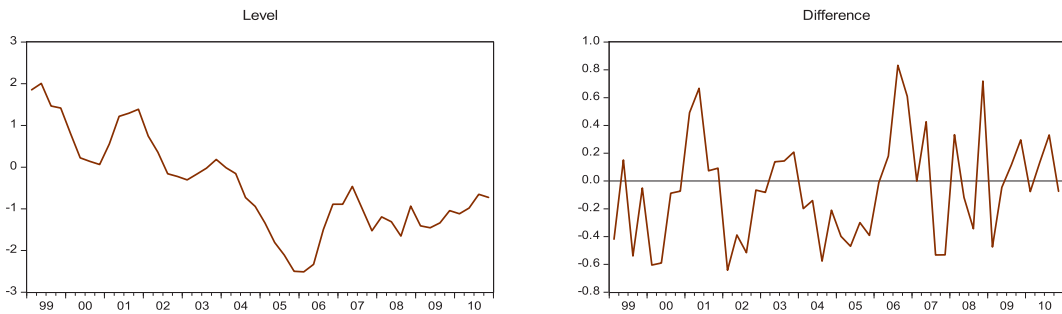
國內外相對貿易條件 (取對數後)



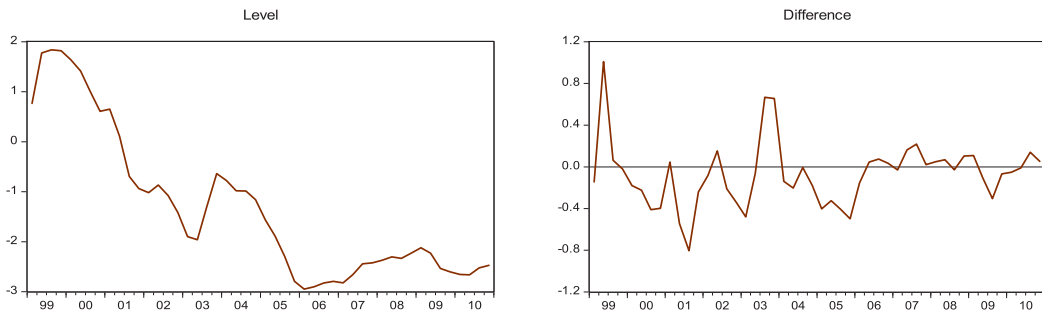
國內外相對生產力差異 (取對數後)



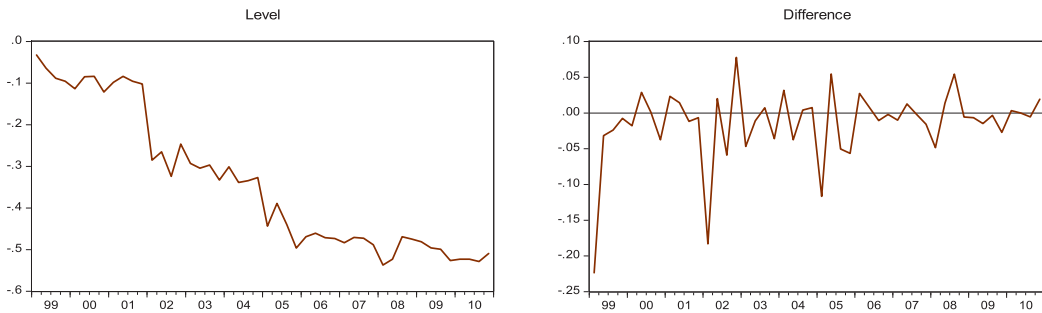
國內外實質短期利率差距



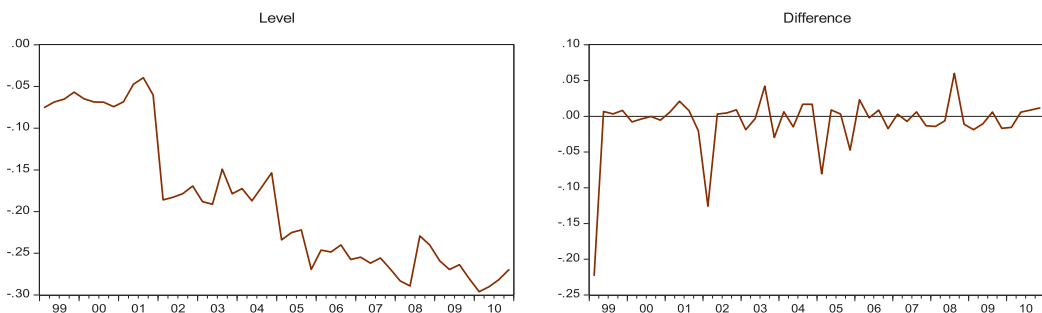
國內外實質長期利率差距



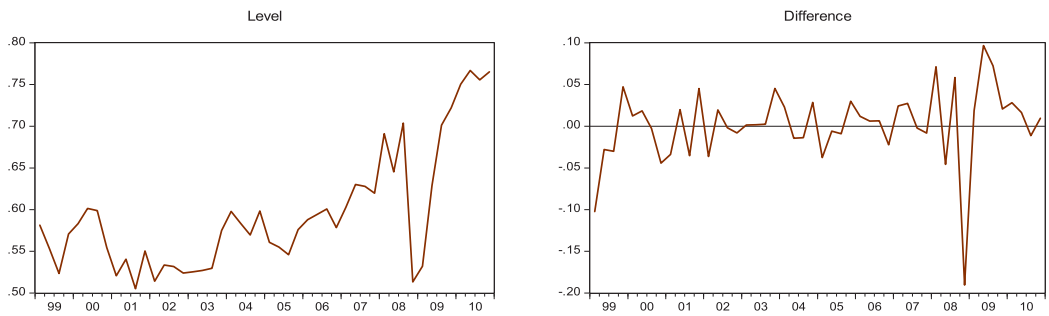
國內外相對政府消費 (取對數後)



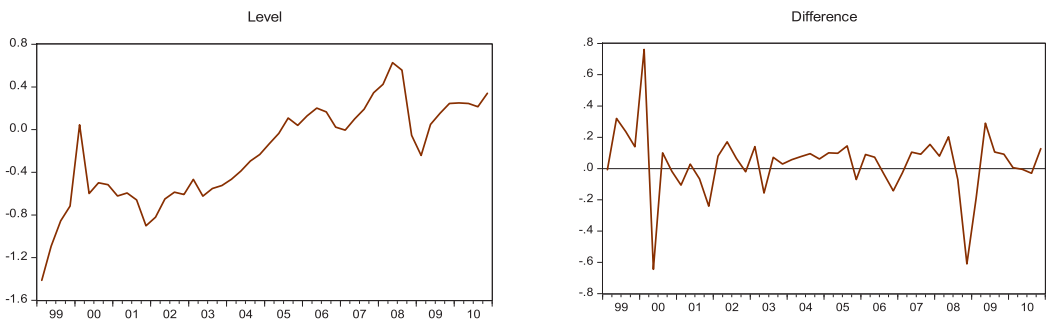
國內外相對國內消費 (取對數後)



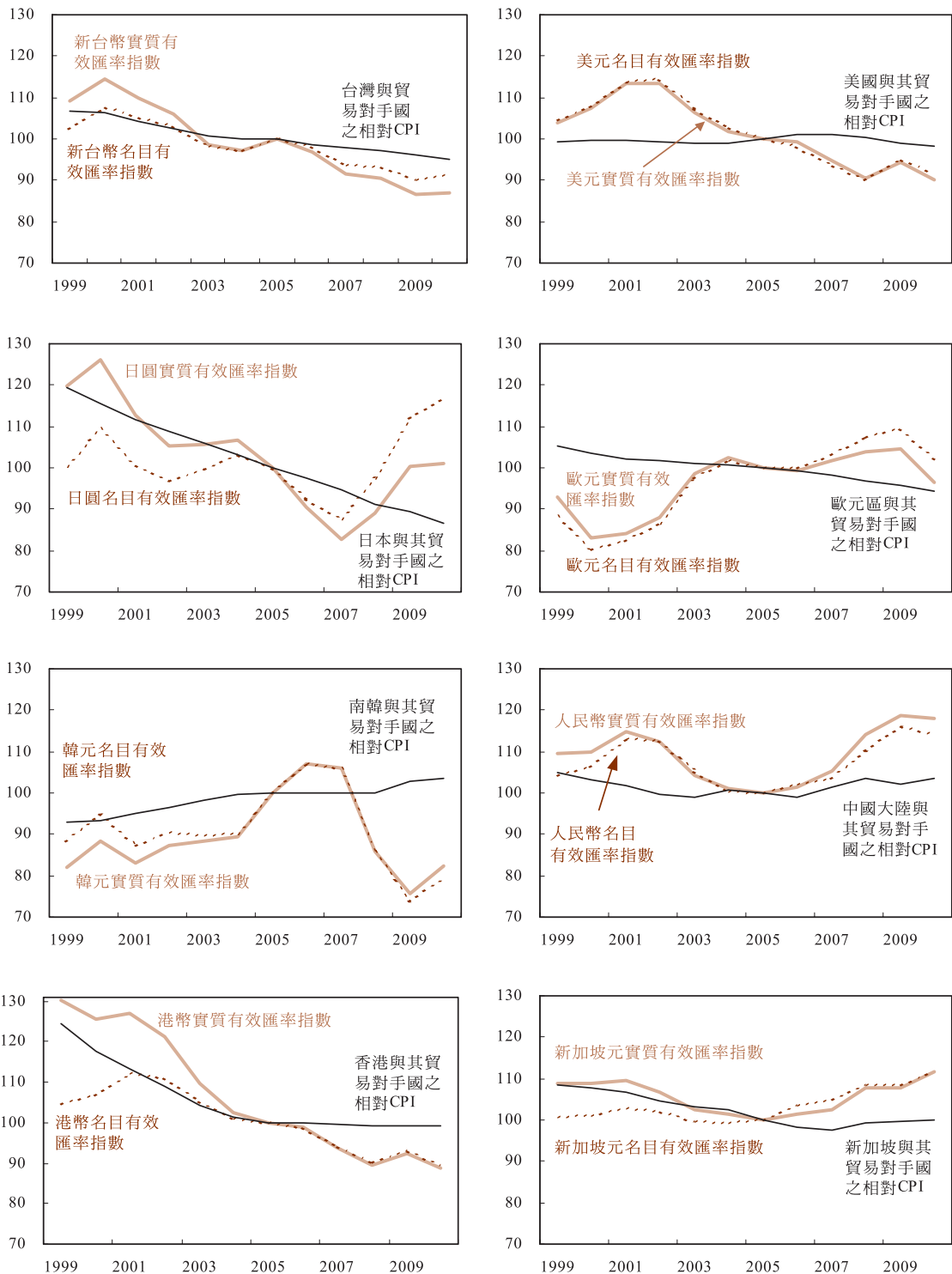
國內外相對經濟開放程度(取對數後)



平均國際油價(取對數後)



附圖3 台灣主要貿易對手國通貨之有效匯率指數(2005=100)



註：粗實線為實質有效匯率指數、虛線為名目有效匯率指數、細實線為相對CPI物價指數。
資料來源：BIS網站。

國內經濟金融情勢（民國101年第1季）

總體經濟

壹、國內經濟情勢

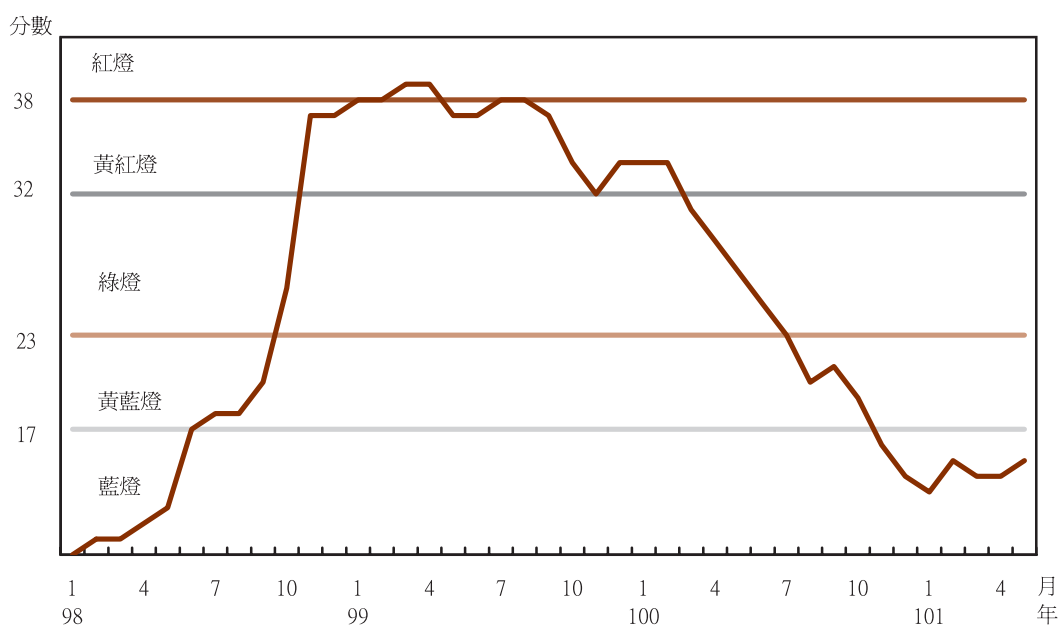
一、經濟景氣徘徊谷底

由於歐債危機轉趨擴大、全球景氣走緩，國內經濟活動受到波及。本年5月經建會景氣對策信號連續第7個月呈現代表景氣衰退的藍燈。

另外，年初台灣經濟研究院服務業及

製造業營業氣候測驗點持續回升，惟4月以來，因國內油電價格調漲及證所稅等議題，加上歐債危機升高，衝擊企業投資與消費信心，5月服務業營業氣候測驗點微升為93.43點；製造業劇降為90.81點，顯示國內企業多不看好未來景氣表現。

圖1 景氣對策信號綜合判斷分數



二、經濟成長減緩

本年第1季，在外需減弱下，台灣出口

及民間投資衰退，加以民間消費成長仍緩，GDP成長率降為0.39%。主計總處預測，第2季GDP成長率略升為0.77%。

圖2 經濟成長、投資與消費

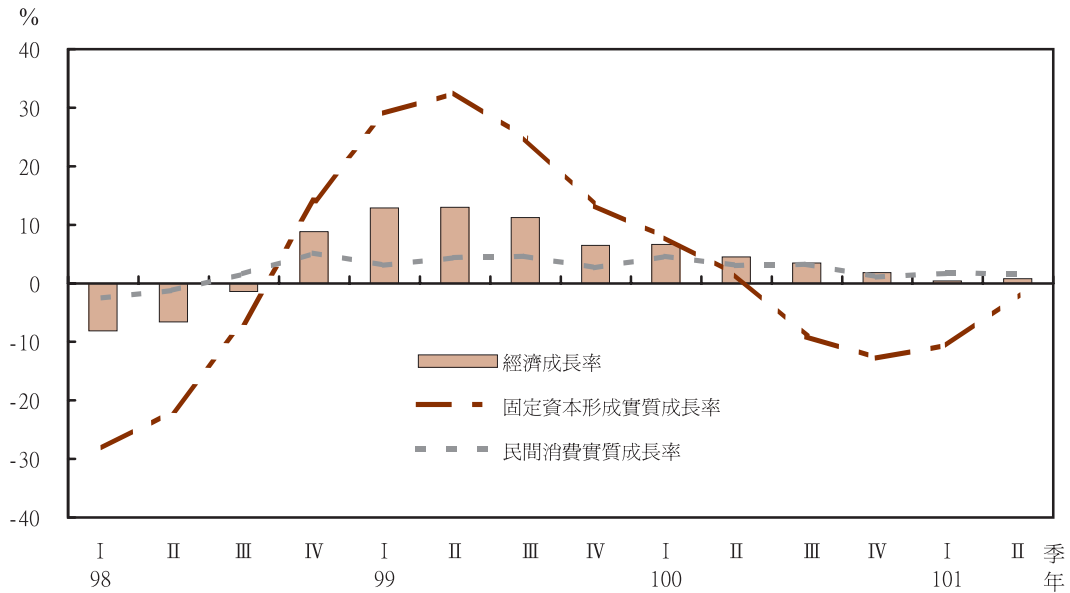


表1 各項需求實質成長率

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
97年		0.73	-0.93	0.83	-12.36	-15.58	-1.98	1.18	0.87	-3.71
98年		-1.81	0.76	4.01	-11.25	-18.15	2.14	15.94	-8.68	-13.10
99年		10.72	3.67	0.58	23.99	33.84	8.00	-3.10	25.56	28.23
100年	r	4.03	2.97	1.86	-3.89	-2.47	-14.32	-5.40	4.53	-0.68
101年	f	3.03	2.03	0.05	-1.34	0.52	0.39	-11.38	3.13	0.18
100/2		4.52	3.04	0.85	1.41	4.76	-15.01	-5.38	4.94	1.78
	3	3.45	3.24	2.43	-9.13	-9.94	-3.47	-7.11	2.10	-3.72
	4 r	1.85	1.06	3.19	-12.76	-13.19	-18.92	-7.37	0.86	-7.40
101/1	p	0.39	1.72	2.72	-10.54	-9.40	-14.96	-16.88	-3.29	-6.84
	2 f	0.77	1.67	0.75	-1.93	0.55	-0.68	-14.80	1.00	-0.59
101年	第1季 貢獻百分點 p	0.39	0.97	0.27	-1.85	-1.38	-0.12	-0.35	-2.47	-4.06

資料來源：行政院主計總處。

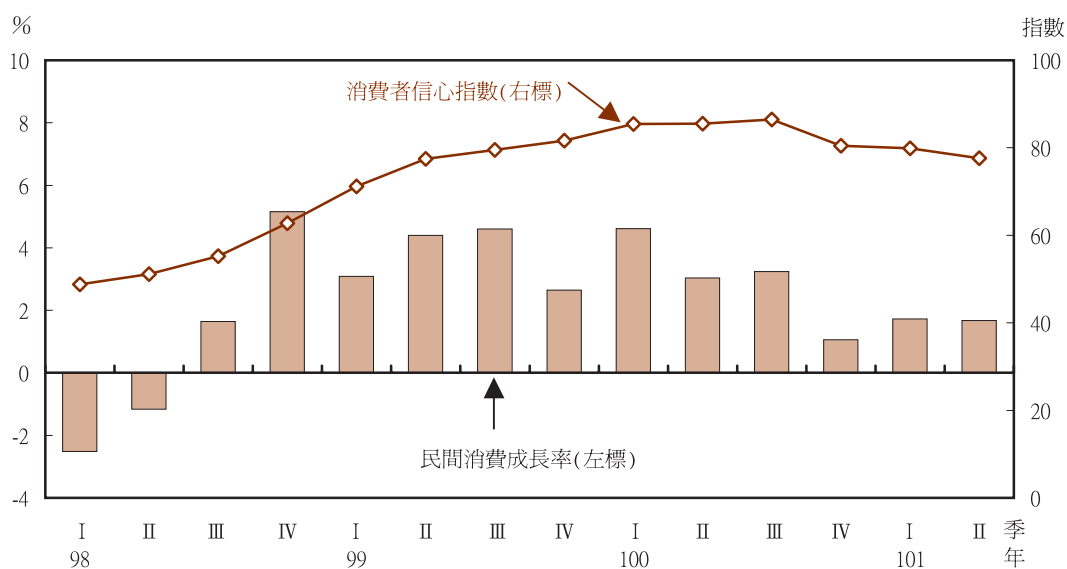
註：r為修正數，p為初步數，f為預測數

三、民間消費成長仍緩

本年第1季，由於股市交投清淡，金融財富縮水，削弱消費動能，加以上年比較基期偏高，自用小客車新增掛牌數減少；惟隨

就業穩定上升，零售業及餐飲業營業額溫和成長，國人出國人次增加，民間消費成長率由上年第四季之1.06%回升為1.72%。主計總處預測，第2季民間消費成長率為1.67%。

圖3 消費者信心指數與民間消費

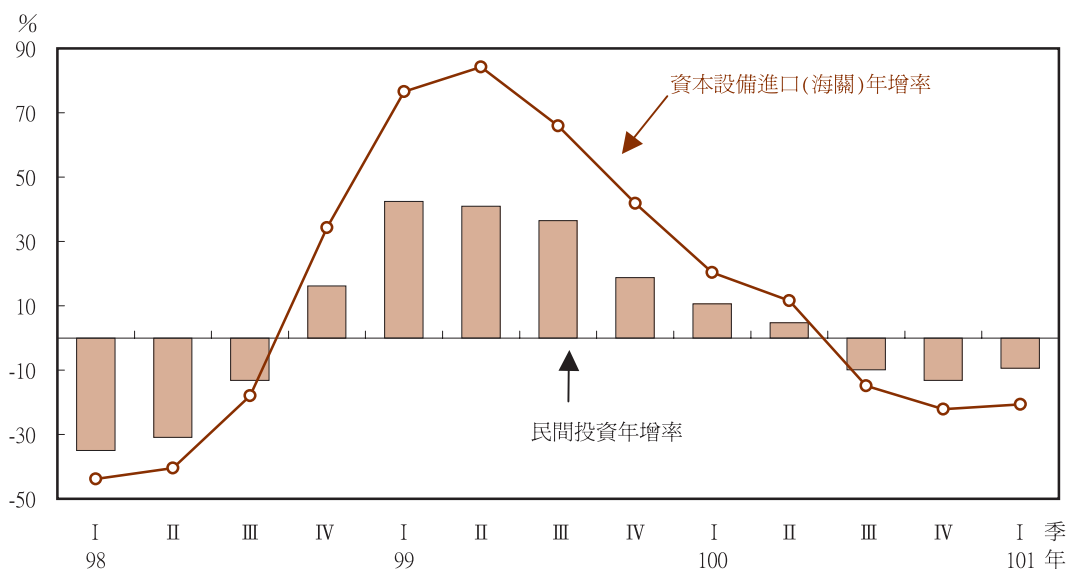


四、民間投資低迷

本年第1季，出口衰退，廠商產能過剩，科技業者持續縮減資本支出，以新台幣計價之資本設備進口持續衰退19.49%(其中，機械設備進口衰退27.5%)，機器設備及

運輸工具投資分別衰退22.64%、10.48%，致民間投資衰退9.40%。4、5月以美元計價之資本設備進口分別衰退1.4%、20.5%，主計總處預測，第2季民間投資微幅成長0.55%。

圖4 民間投資與資本設備進口



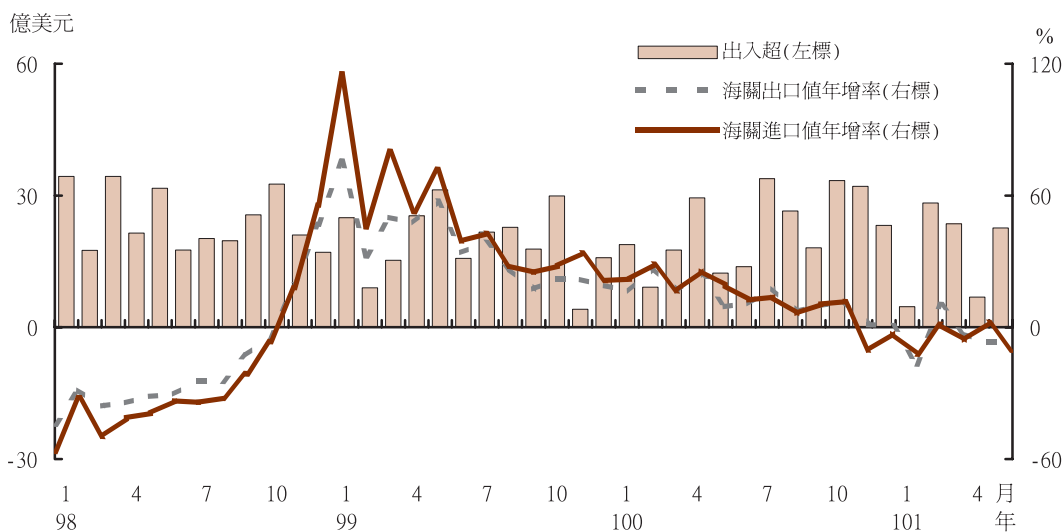
五、對外貿易衰退

本年以來，隨全球景氣趨緩，據海關統計，商品貿易之出口、進口成長率呈下降走勢，至5月分別為-6.3%、-10.5%；1至5月平均出口、進口成長率則分別

為-5.0%、-5.3%。

本年第1季，商品及服務併計之輸出、輸入分別衰退3.29%、6.84%。主計總處預測，第2季輸出、輸入成長率分別為1.00%與-0.59%。

圖5 進出口貿易

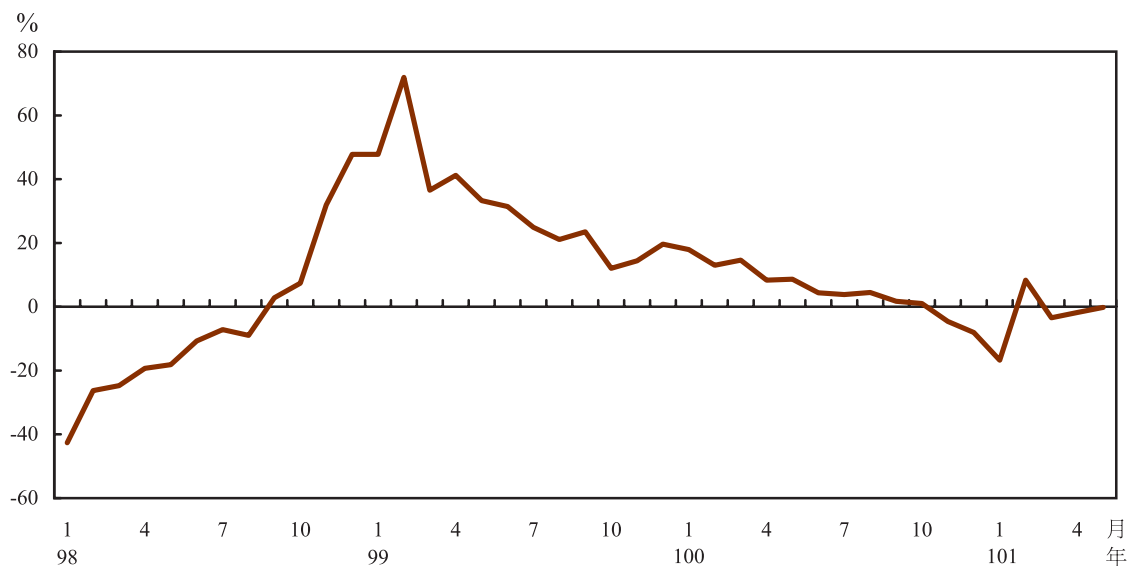


六、工業生產衰退

本年以來，受國內外景氣趨緩影響，工業生產續呈衰退，至5月工業生產指數年增率為-0.21%。其中，製造業生產年增率為-0.37%，以機械設備業減產13.92%，致金

屬機械工業衰退1.82%最為顯著，資訊電子工業亦衰退0.56%。1至5月平均工業生產指數年增率為-3.16%，主要係製造業生產衰退3.46%所致；建築工程業則成長7.93%。

圖6 工業生產年增率



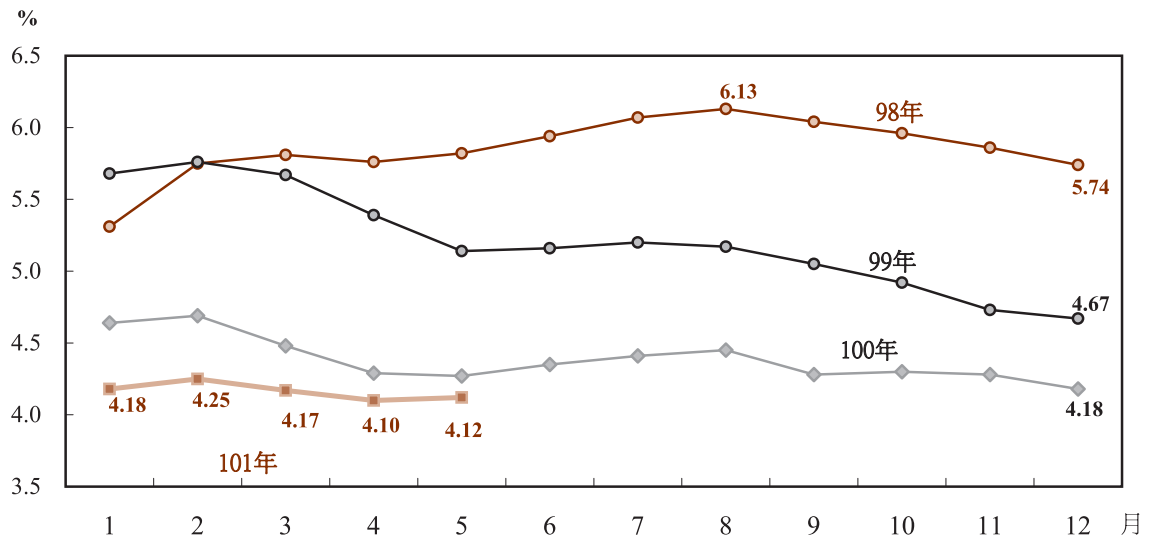
七、失業率略升、薪資成長緩慢

本年以來，就業人數續增，至5月為1,083.4萬人，創歷來新高，亦較上年同月增加1.54%；失業率復呈下降趨勢，5月因畢業生進入職場尋職，較4月略升0.02個百分點，為4.12%，係2008年8月全球金融危機以來次

低，亦較上年同月下降0.15個百分點。

由於景氣減緩，企業獲利下降，發放獎金減少，受僱員工薪資(非農業部門每人每月平均薪資)成長緩慢，至4月年增率為1.70%；1至4月平均薪資年增率則為-0.75%，其中經常性薪資年增率為1.89%。

圖7 失業率

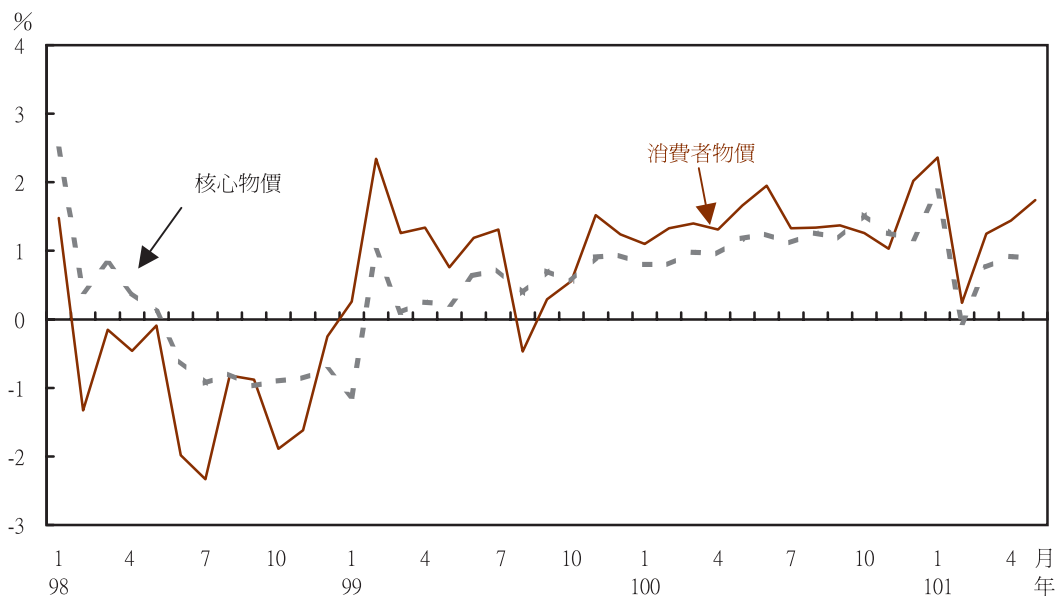


八、消費者物價漲幅尚屬溫和

本年初，由於國內外景氣減緩，需求不振，國際原物料價格走弱，國內CPI漲幅溫和，至3月CPI年增率為1.26%；4月起，受國內油電價格調漲影響，通膨預期心理升高，CPI年增率上升。5月CPI年增率升為1.74%，主因蔬菜受天候影響，產量銳減，價格大漲25.35%，使CPI年增率上升0.50個百分點，

加上教養娛樂服務及家外食物等價格上漲所致；不包括蔬果之CPI年增率則為1.19%，不包括蔬果、水產及能源之CPI(即核心CPI)年增率僅0.89%。1至5月平均CPI年增率為1.41%，不包括蔬果之CPI及核心CPI年增率則分別為1.07%、0.87%，漲幅溫和。主計總處預測本年CPI年增率為1.84%，天候係影響未來CPI漲幅之主要因素。

圖8 消費者物價與核心物價



貳、經濟展望

本年第1季經濟成長率為0.39%；由於為3.03%，國內各預測機構平均預估值則為3.02%。由於外需及民間投資成長走緩，民間消費成長降溫，行政院主計總處預估101年經濟成長率

表2 國內預測機構預估之101年經濟成長率

單位：%

項目	主計總處	寶華經研院	台綜院	台經院	中經院	平均值
發布日期	101.5.25	101.6.28	101.6.13	101.4.24	101.4.17	
實質國內生產毛額	3.03	2.50	2.52	3.48	3.55	3.02
實質民間消費支出	2.03	2.17	1.92	2.51	2.24	2.17
實質政府消費支出	0.05	0.05	0.02	-0.23	-0.23	-0.07
實質固定投資	-1.34	-0.62	---	-1.06	-3.32	-1.59
實質民間投資	0.52	1.45	-0.16	0.66	-2.27	0.04
實質政府投資	-11.38	-11.38	---	-10.17	-10.22	-10.79
實質輸出	3.13	2.73	2.05	2.11	4.24	2.85
實質輸入	0.18	0.73	-0.57	-1.49	0.52	-0.13
貿易差額(億美元)	354.46	---	---	---	---	354.46

國際收支

壹、概況

本季我國經常帳順差10,928百萬美元，增加5,094百萬美元(表1及圖1)。
金融帳淨流出3,700百萬美元，央行準備資產

表1 國際收支

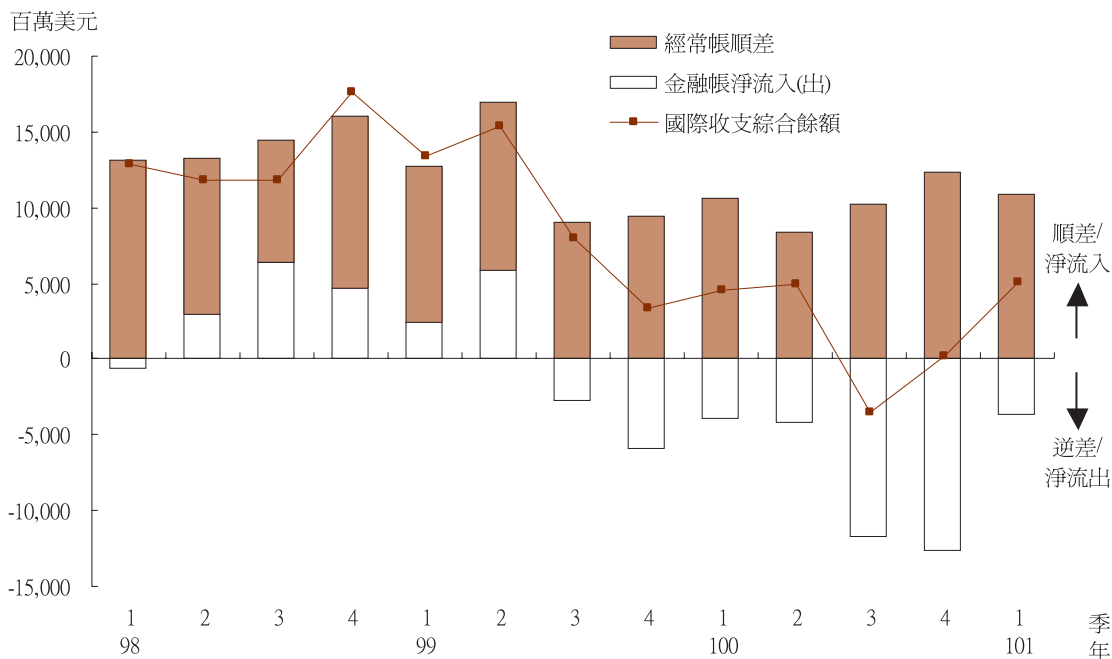
民國101年第1季暨民國100年第1季

單位：百萬美元

	(1) 101年 第1季	(2) 100年 第1季	(1)-(2)
A. 經常帳	10,928	10,649	279
商品出口(f.o.b.)	70,501	73,535	-3,034
商品進口(f.o.b.)	-64,614	-68,157	3,543
商品貿易淨額	5,887	5,378	509
服務：收入	11,723	11,051	672
服務：支出	-10,838	-9,861	-977
服務淨額	885	1,190	-305
所得：收入	6,289	7,061	-772
所得：支出	-1,492	-1,668	176
所得淨額	4,797	5,393	-596
經常移轉：收入	1,361	1,374	-13
經常移轉：支出	-2,002	-2,686	684
經常移轉淨額	-641	-1,312	671
B. 資本帳	-18	-32	14
資本帳：收入	0	1	-1
資本帳：支出	-18	-33	15
合計，A加B	10,910	10,617	293
C. 金融帳	-3,700	-3,853	153
對外直接投資	-3,426	-2,530	-896
來台直接投資	1,458	-2,304	3,762
證券投資(資產)	-6,366	-9,492	3,126
股權證券	-170	-2,062	1,892
債權證券	-6,196	-7,430	1,234
證券投資(負債)	5,300	-3,428	8,728
股權證券	5,509	-3,095	8,604
債權證券	-209	-333	124
衍生金融商品	-202	257	-459
衍生金融商品(資產)	1,101	1,422	-321
衍生金融商品(負債)	-1,303	-1,165	-138
其他投資(資產)	-2,459	7,560	-10,019
一般政府	0	2	-2
銀行	-7,471	4,044	-11,515
其他	5,012	3,514	1,498
其他投資(負債)	1,995	6,084	-4,089
貨幣當局	0	0	0
一般政府	0	0	0
銀行	1,571	5,844	-4,273
其他	424	240	184
合計，A至C	7,210	6,764	446
D. 誤差與遺漏淨額	-2,116	-2,175	59
合計，A至D	5,094	4,589	505
E. 準備資產	-5,094	-4,589	-505

註：無符號在經常帳及資本帳表示收入，在金融帳表示資本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，由於上年基期較高且受全球景氣趨緩影響，本季出口較上年同季減少4.1%；進口因出口引伸需求及資本設備進口減少，亦較上年同季減少5.2%。由於出口減額小於進口減額，本季商品貿易順差增為5,887百萬美元，較上年同季增加509百萬美元或9.5%。

服務方面，本季服務收入11,723百萬美元，為歷年單季次高，較上年同季增加672百萬美元，主要係旅行收入成長；服務支出10,838百萬美元，亦為歷年單季次高，較上年同季增加977百萬美元，主要係專業技術事務支出成長較大。由於支出增額大於收入

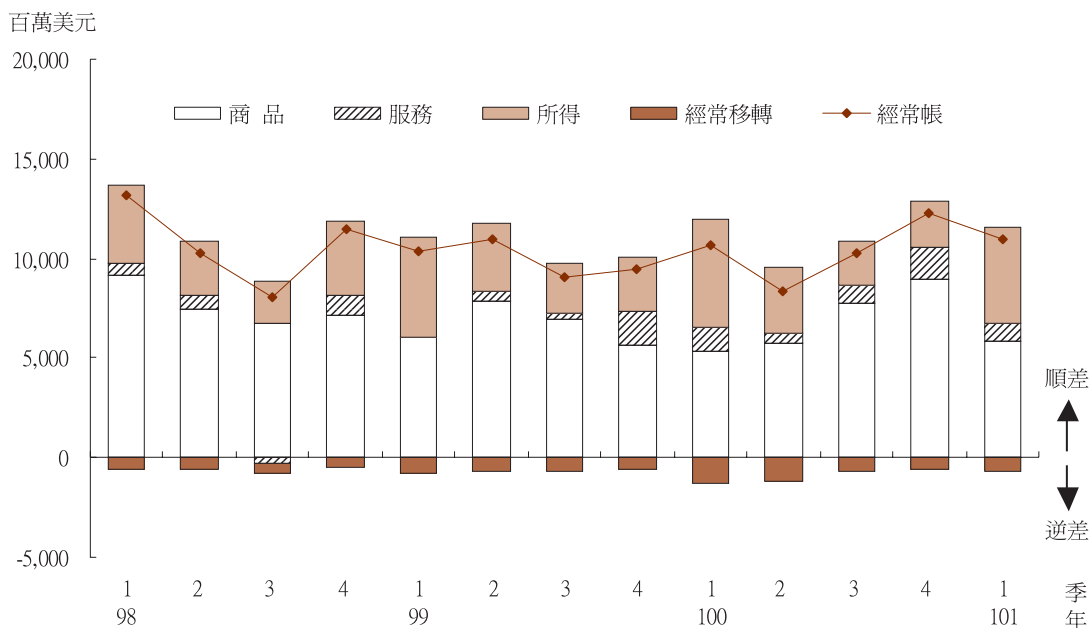
增額，本季服務收支順差由上年同季1,190百萬美元減少為885百萬美元。

所得方面，本季所得收入6,289百萬美元，較上年同季減少772百萬美元，主要係對外直接投資所得收入減少；所得支出1,492百萬美元，較上年同季減少176百萬美元，主要係非居民證券投資所得減少。本季所得收支順差為4,797百萬美元，較上年同季減少596百萬美元。

經常移轉方面，本季經常移轉淨支出由上年同季的1,312百萬美元減為641百萬美元，主要係上年第1季面板廠支付違反歐美反托拉斯法罰款，經常移轉支出較大。

本季雖然服務與所得順差減少，惟商品貿易順差增加，且經常移轉逆差減少，致經

圖2 經常帳



常帳順差10,928百萬美元，較上年同季增加279百萬美元或2.6% (圖2)。

二、資本帳

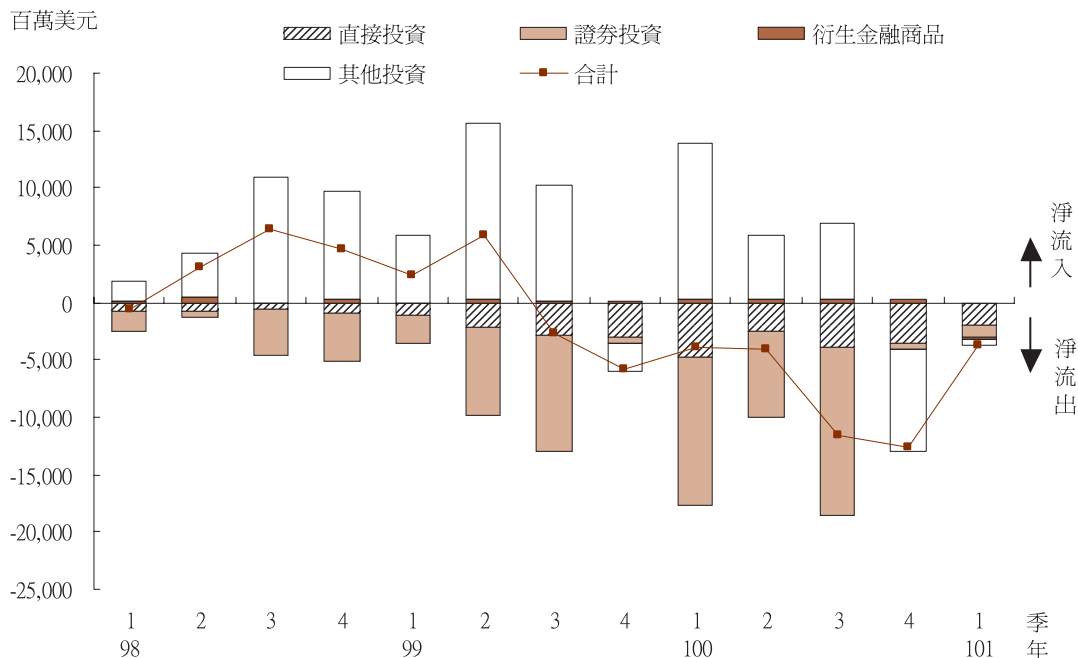
資本帳包括資本移轉(資本設備之贈與、債務之免除及移民移轉)與非生產性、非金融性資產交易(如專利權、商譽等無形資產之買賣斷)。本季資本帳逆差18百萬美元，主要係移民匯出款。

三、金融帳

本季金融帳淨流出3,700百萬美元。其中

直接投資呈淨流出1,968百萬美元，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3,426百萬美元及淨流入1,458百萬美元。證券投資呈淨流出1,066百萬美元，其中居民對外證券投資淨流出6,366百萬美元，主要係保險公司投資國外債權證券；非居民證券投資淨流入5,300百萬美元，主要係外資投資國內股市增加。衍生金融商品呈淨流出202百萬美元。其他投資呈淨流出464百萬美元，主要係銀行對國外同業短期放款增加(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70,501百萬美元，較上年同季減少3,034百萬美元或4.1%；商品進口計64,614百萬美元，較上年同季減少3,543百萬美元或5.2%。由於出口減額小於進口減額，商品貿易順差增為5,887百萬美元，較上年同季增加509百萬美元或9.5%。

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，本季農產加工品較上年同季成長9.0%，惟工業產品及農產品分別較上年同季減少4.1%及8.5%；工業產品中的重化工業產品向為我國出口主力（出口比重達82.3%），受全球景氣趨緩影響，較上年同季減少5.2%。進口方面，資本設備及農工原料分別較上年同季減少20.6%及4.2%，消費品則增加4.9%。資本設備衰退係因全球經濟成長動能減緩，廠商投資意願保守，致資本設備進口減少；農工原料衰退主要因化學品進口減少；消費品則以手機進口增額較大。

就主要貨品而言，與上年同季相比，出口方面以「電子產品」、「資訊與通信產品」、「化學品」及「精密儀器、鐘錶、樂器」減額較大，四者合計占出口總減額的99.7%；進口貨品中，則以「機械」、「化學品」、「基本金屬及其製品」及「電子產品」減額較大，四者合計達進口總減額的1.4倍。

就主要貿易地區而言，出口方面，本季對中國大陸（含香港，以下同）的出口，較上年同季減少2,930百萬美元或9.7%，為出口減額最大的地區；其次為對美國出口，較上年同季減少570百萬美元或7.0%。進口方面，相較上年同季，自日本進口減少2,231百萬美元或16.4%最大，自美國進口減少1,167百萬美元或17.2%次之。就主要出口市場比重來看，仍以中國大陸所占比重最高，達38.5%，其次為東協六國的18.8%，美國的10.6%及歐洲的10.3%分居第三、四位。主要進口來源仍以日本所占比重最高，達17.5%，其次為中東國家的16.3%，中國大陸的15.5%及東協六國的11.5%分居第三、四位。

二、服務

本季服務收入11,723百萬美元，較上年同季增加672百萬美元；服務支出計10,838百萬美元，亦較上年同季增加977百萬美元。由於服務支出增額大於服務收入增額，服務收支順差由上年同季1,190百萬美元減為885

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2,242百萬美元，較上年同季減少65百萬美元，主要係國輪及國航國際線貨運收入減少。運輸支出計2,436百萬美元，較上年同季增加126百萬美元，主要係海運公司國外港埠費用及航空客運費支出增加。收支相抵，本季運輸淨支出由上年同季之3百萬美元增為194百萬美元。

(二) 旅行

本季旅行收入計2,890百萬美元，較上年同季增加393百萬美元，主要係因來台旅客人次（以中國大陸來台旅客增加最多）成長。旅行支出計2,495百萬美元，較上年同季增加69百萬美元，主要係國人出國人次增加。收支相抵，本季旅行淨收入由上年同季71百萬美元增為395百萬美元。

(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、專業技術與雜項服務及個人、文化與休閒以及政府服務等項目。本季其他服務收入計6,591百萬美元，較上年同季增加344百萬美元，主要係專業技術與雜項服務及三角貿易淨收入增加。其他服務支出計5,907百萬美元，較上年同季增加782百

表2 服務貿易

單位：百萬美元

	101年第1季			100年第1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	11,723	10,838	885	11,051	9,861	1,190	672	977
一、運輸服務	2,242	2,436	-194	2,307	2,310	-3	-65	126
(一)客運	556	377	179	466	274	192	90	103
(二)貨運	1,589	1,107	482	1,733	1,184	549	-144	-77
(三)其他	97	952	-855	108	852	-744	-11	100
二、旅行	2,890	2,495	395	2,497	2,426	71	393	69
三、其他服務	6,591	5,907	684	6,247	5,125	1,122	344	782
(一)通訊	129	145	-16	102	117	-15	27	28
(二)營建	85	128	-43	60	52	8	25	76
(三)保險	136	293	-157	98	265	-167	38	28
(四)金融	231	42	189	230	63	167	1	-21
(五)電腦與資訊	84	166	-82	94	103	-9	-10	63
(六)專利權、商標等使用費	253	1,375	-1,122	174	1,452	-1,278	79	-77
(七)其他事務服務	5,580	3,467	2,113	5,397	2,847	2,550	183	620
1. 三角貿易及與貿易有關服務	4,486	1,237	3,249	4,393	1,135	3,258	93	102
2. 營運租賃	66	327	-261	68	367	-299	-2	-40
3. 專業技術與雜項	1,028	1,903	-875	936	1,345	-409	92	558
(八)個人、文化與休閒服務	35	77	-42	29	60	-31	6	17
(九)不包括在其他項目的政府服務	58	214	-156	63	166	-103	-5	48

萬美元，主要係專業技術與雜項服務支出增加。收支相抵，本季其他服務淨收入為684百萬美元，較去年同季減少438百萬美元。

三、所得

所得包括薪資所得及投資所得。本季所得收入6,289百萬美元，較上年同季減少772百萬美元，主要係對外直接投資所得收入減少；所得支出1,492百萬美元，較上年同季減少176百萬美元，主要係非居民證券投資所得減少。收支相抵，本季所得淨收入由上年

同季的5,393百萬美元減少為4,797百萬美元(表3)。

四、經常移轉

本季經常移轉收入計1,361百萬美元，較上年同季減少13百萬美元；支出計2,002百萬美元，較上年同季減少684百萬美元，主要係上年第1季面板廠支付違反歐美反托拉斯法罰款，經常移轉支出較大。收支相抵，本季經常移轉淨支出由上年同季的1,312百萬美元減為641百萬美元。

表3 所得及經常移轉

單位：百萬美元

	101年第1季			100年第1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	6,289	1,492	4,797	7,061	1,668	5,393	-772	-176
一、薪資所得	169	95	74	149	117	32	20	-22
二、投資所得	6,120	1,397	4,723	6,912	1,551	5,361	-792	-154
(一)直接投資	979	604	375	1,734	657	1,077	-755	-53
(二)證券投資	257	544	-287	325	732	-407	-68	-188
(三)其他投資	4,884	249	4,635	4,853	162	4,691	31	87
經常移轉	1,361	2,002	-641	1,374	2,686	-1,312	-13	-684

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3,700萬美元。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

	101年第1季			100年第1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	-3,426	1,458	-1,968	-2,530	-2,304	-4,834	-896	3,762
(一)對外直接投資	-3,426	—	-3,426	-2,530	—	-2,530	-896	—
(二)來台直接投資	—	1,458	1,458	—	-2,304	-2,304	—	3,762
二、證券投資	-6,366	5,300	-1,066	-9,492	-3,428	-12,920	3,126	8,728
(一)股權證券	-170	5,509	5,339	-2,062	-3,095	-5,157	1,892	8,604
(二)債權證券	-6,196	-209	-6,405	-7,430	-333	-7,763	1,234	124
1.債券與票券	-6,194	-310	-6,504	-7,245	-333	-7,578	1,051	23
2.貨幣市場工具	-2	101	99	-185	0	-185	183	101
三、衍生金融商品	1,101	-1,303	-202	1,422	-1,165	257	-321	-138
四、其他投資	-2,459	1,995	-464	7,560	6,084	13,644	-10,019	-4,089
(一)貿易信用	-157	137	-20	14	399	413	-171	-262
(二)借款	-8,042	2,294	-5,748	3,144	2,554	5,698	-11,186	-260
(三)現金與存款	7,458	-1,588	5,870	4,415	54	4,469	3,043	-1,642
(四)其他	-1,718	1,152	-566	-13	3,077	3,064	-1,705	-1,925
合 計	-11,150	7,450	-3,700	-3,040	-813	-3,853	-8,110	8,263

註：無符號表示資本流入或資產減少或負債增加；負號表示資本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1,968百萬美元。其中，對外直接投資呈淨流出3,426百萬美元，投資地區仍以中國大陸居首，主要投資行業為電子零組件製造業、電腦電子產品及光學製品製造業與不動產業；非居民來台直接投資淨流入1,458百萬美元，主要投資行業為電子零組件製造業、金融保險業與批發零售業。

二、證券投資

本季證券投資呈淨流出1,066百萬美元。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6,366百萬美元。其中股權證券淨流出170百萬美元，債權證券投資呈淨流出6,196百萬美元，主要係保險公司投資國外債權證券增加。債權證券投資中，債券與票券及貨幣市場工具分別呈淨流出6,194百萬美元及2百萬美元。

(二) 負債方面

本季非居民投資國內證券呈淨流入5,300百萬美元，其中股權證券投資呈淨流入5,509百萬美元，主要係外資投資國內股市增加，而債權證券投資呈淨流出209百萬美元。債權證券投資中，債券與票券呈淨流出310百萬美元，貨幣市場工具呈淨流入101百萬美元。

三、衍生金融商品

本季衍生金融商品淨流出202百萬美元，資產方面淨流入1,101百萬美元，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1,303百萬美元，主要為銀行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464百萬美元，主要係銀行對國外同業短期放款增加。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2,459百萬美元，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157百萬美元；借款呈淨流出8,042百萬美元，主要係銀行部門對國外同業短期放款增加；現金與存款呈淨流入7,458百萬美元，主要係民間部門收回國外存款；其他資產呈淨流出1,718百萬美元，主要係民間部門其他短期資金流出。

(二) 負債方面

非居民對本國其他投資呈淨流入1,995百萬美元，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137百萬美元；借款呈淨流入2,294百萬美元，主要係民間部門與銀行OBU借款增加；現金與存款

呈淨流出1,588百萬美元，主要係外商銀行減少自國外聯行引進資金；其他負債呈淨流入1,152百萬美元，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5,094百萬美元。

貨幣與信用

壹、概述

本年以來，受景氣持續趨緩及國際金融市場仍不穩定影響，第1季日平均貨幣總計數M2及M1B平均年增率分別下滑至5.07%及3.39%；及至4月，由於油電雙漲及證所稅議題干擾，外資轉呈淨匯出，加以5月銀行放款與投資成長減緩影響，M2及M1B年增率續呈下降走勢；至於全體貨幣機構放款與投資，因銀行對公營事業及民間部門債權減少，年增率亦由上季底之6.00%下降至本季底之5.30%，5月底續降至5.23%。

由於國內經濟成長呈現疲弱，至本季

底，本行政策利率維持不變，台銀、合庫銀、土銀、一銀及華銀等五大銀行一年期存款固定利率與上季底相同為1.36%。五大銀行平均基準放款利率及新承做放款加權平均利率則受一銀及華銀調升利率影響，本季分別上升至2.887%及1.588%；4、5月，五大銀行新承做放款加權平均利率，因資本支出及週轉金貸款利率上揚持續走升，分別為1.591%及1.701%，基準放款利率則維持不變。

表1 重要金融指標年增率

單位：%

年 / 月	貨幣總計數			準備貨幣	主要金融機構存款	主要金融機構放款與投資	主要金融機構對民間部門債權
	M1A	M1B	M2				
98	13.37	16.54	7.45	11.55	5.68	0.71	-1.13
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
100/ 5	6.92	8.00	6.20	6.58	5.40	7.76	8.20
6	6.72	8.06	6.07	6.74	5.56	7.50	7.67
7	7.30	7.60	6.24	6.52	5.78	7.34	7.41
8	9.45	7.44	6.16	7.15	5.21	7.31	7.55
9	8.84	6.28	5.85	7.58	5.10	7.94	8.15
10	7.50	5.12	5.54	6.89	4.63	7.41	7.69
11	6.37	4.22	5.10	6.74	4.45	6.89	7.23
12	5.85	3.51	5.01	6.89	4.18	6.00	6.25
101/ 1	4.22	3.86	5.22	9.03	4.57	5.22	5.37
2	1.16	2.84	4.92	2.40	4.23	5.16	5.20
3	2.74	3.47	5.05	4.88	4.70	5.30	4.64
4	4.89	3.77	4.72	4.84	4.01	5.53	4.55
5	4.55	3.24	4.40	4.87	4.02	5.23	4.69

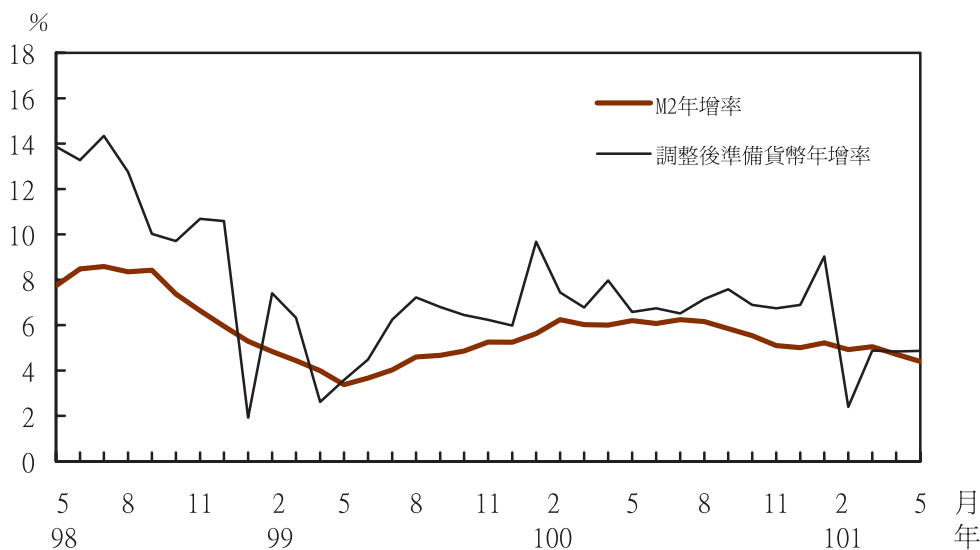
註：M1A、M1B、M2與準備貨幣年增率係日平均資料(準備貨幣為經調整存款準備率變動因素後之資料)；其餘各項年增率則係月底資料。放款與投資之「證券投資」係以原始成本衡量。

貳、準備貨幣年增率下降

本年第1季日平均準備貨幣年增率較上季減緩，其中，1月日平均準備貨幣年增率為9.03%，較上年12月之6.89%上升2.14個百分點，主要因農曆春節通貨需求升高所致；2月因通貨回籠，年增率降至2.40%；3月年增率回升至4.88%。總計本年第1季日平均準備貨幣平均年增率為5.38%，較上年第4季之6.84%，下降1.46個百分點。4月及5月，準備貨幣年增率持穩，至5月年增率為4.87%。

就準備貨幣變動來源分析，本年第1季雖然有財政部發行公債與國庫券、國庫向銀行借款、稅款繳庫，以及本行陸續發行定期存單等緊縮因素，惟因公債與國庫券還本付息、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，日平均準備貨幣較上年第4季增加。至本年4月及5月，日平均準備貨幣則先升後降。

圖1 準備貨幣及M2年增率



參、貨幣總計數M2年增率持續下滑

本年第1季，日平均貨幣總計數M2及M1B平均年增率持續下滑，分別降至5.07%及3.39%。在M2(日平均)方面，1、2月，由於外資淨匯入增幅趨緩，加以本年農曆春節

落在1月(上年落在2月)，致M2年增率先升後降，分別為5.22%、4.92%；3月，受銀行放款與投資成長及外資淨匯入增加影響，M2年增率上揚至5.05%；及至4月，由於油電

雙漲及證所稅議題干擾，外資轉呈淨匯出，M2年增率下滑為4.72%；5月，外資大量匯出，加以銀行放款與投資成長減緩影響，M2年增率續降至4.40%，惟仍維持在貨幣成長目標區（2.5%~6.5%）內。

在M1B(日平均)方面，本年以來，股市除受歐債拖累，復因證所稅議題及油電價格

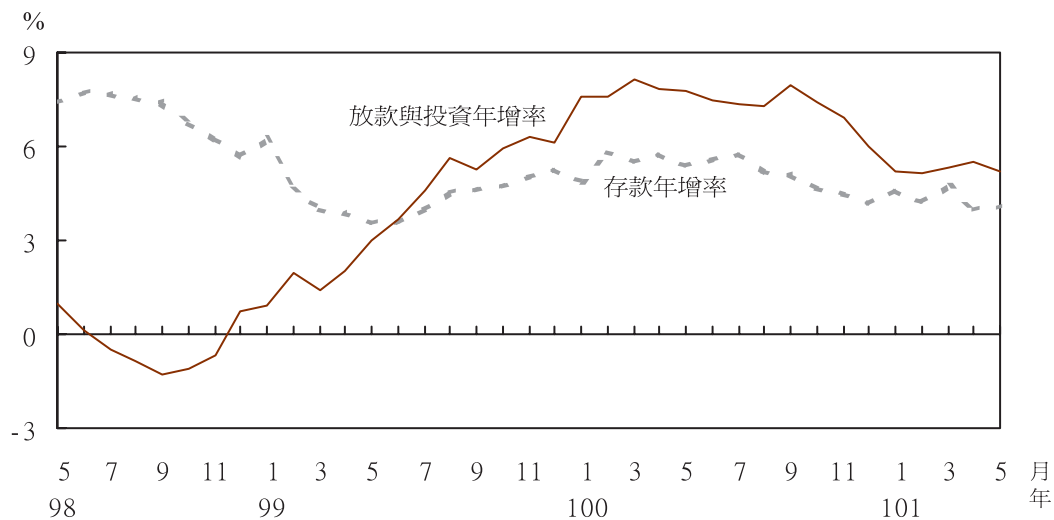
雙漲影響，台股量縮價跌，本季M1B平均年增率持續下降至3.39%；4月，由於企業活期存款日平均數增加較多，而上年同期則呈減少，M1B年增率上升至3.77%；5月，隨著銀行放款與投資成長減緩，加上外資呈淨匯出，M1B年增率轉呈下滑至3.24%。

肆、存款年增率呈溫和成長

本年第1季全體貨幣機構存款年增率呈上升趨勢，1月適逢農曆春節，加以外資淨匯入，存款年增率上升至4.57%，2月因上年農曆春節落在2月，致比較基期較高，加以銀行放款與投資成長減緩，存款年增率略降為4.23%，3月受外資淨匯入增加影響，存款年增率回升至4.70%，4月及5月底因外資轉呈匯出，分別降至4.01%及4.02%。就各類存款觀察，活期性存款方面，本季因外資呈淨匯入，年增率由上季底之2.50%逐月上升至季底之3.09%；4月及5月受股市交投趨淡，月底年增率分別降至2.86%及3.33%。定期性存款方面，由於定期及定期儲蓄存款及郵政儲金持續增加，以及上年比較基

期較低，本季底年增率由上季底之5.33%上升為5.44%；4月及5月底年增率分別降為4.45%及4.53%。政府存款方面，本季底年增率由上季底之-8.61%上升至-5.51%，4月底再升至-3.98%；5月底雖因所得稅收增加，但因政府亦償還銀行借款，年增率反降至-9.98%。比重方面，本季因農曆年後通貨回籠至定期性存款較多，活期性存款占存款總額之比重由上季底之33.20%下降為32.87%，定期性存款所占比重則由上季底之63.84%上升為64.46%，政府存款所占比重則由上季底之2.97%下降為2.67%。5月底，活期性、定期性及政府存款比重分別為32.70%、64.39%及2.91%。

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續緩

本年第1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3,188億元，其中放款與投資分別增加2,139億元與1,048億元，年增率由上季底之6.00%下降為本季底之5.30%，主要因銀行對公營事業及民間部門債權減少所致。4月，因銀行對政府及公營事業債權成長增加，致4月底年增率上升至5.53%；5月，由於景氣趨緩，銀行對民間部門及政府債權成長減緩，致5月底年增率降為5.23%。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5.06%下降為4.78%，至5月底則略升為4.91%。

就放款與投資之對象別觀察，受國內經濟景氣趨緩影響，本季底全體貨幣機構對政

府債權、公營事業債權及民間部門債權年增率分別為9.63%、1.20%及4.64%，除對政府債權外，均較上季底下降；5月底對公營事業債權及對民間部門債權年增率分別略增為1.61%及4.69%，而對政府債權成長則趨緩，年增率降為8.95%。比重方面，本季底對民間部門債權比重由上季底之80.19%下降為79.16%，至5月底略升為79.70%，主要為對民營企業放款增加所致；對政府債權比重由上季底之15.49%上升為16.74%，至5月底略降為16.20%，主要為對政府放款減少所致；對公營事業債權比重由上季底之4.32%降為4.09%，至5月底略升為4.10%，主要為對公營事業證券投資增加所致。

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266億元，其中以對服務業放款增加384億元為最多，其次為對營造業放款增加42億元；5月底，全體銀行對民營企業放款總餘額，較本季底增加1,319億元，主要是對製造業放款增加564億元，其次為對批發及零售業放款增加330億元。就各業別比重而言，本季底以對製造業放款比重之48.99%為最

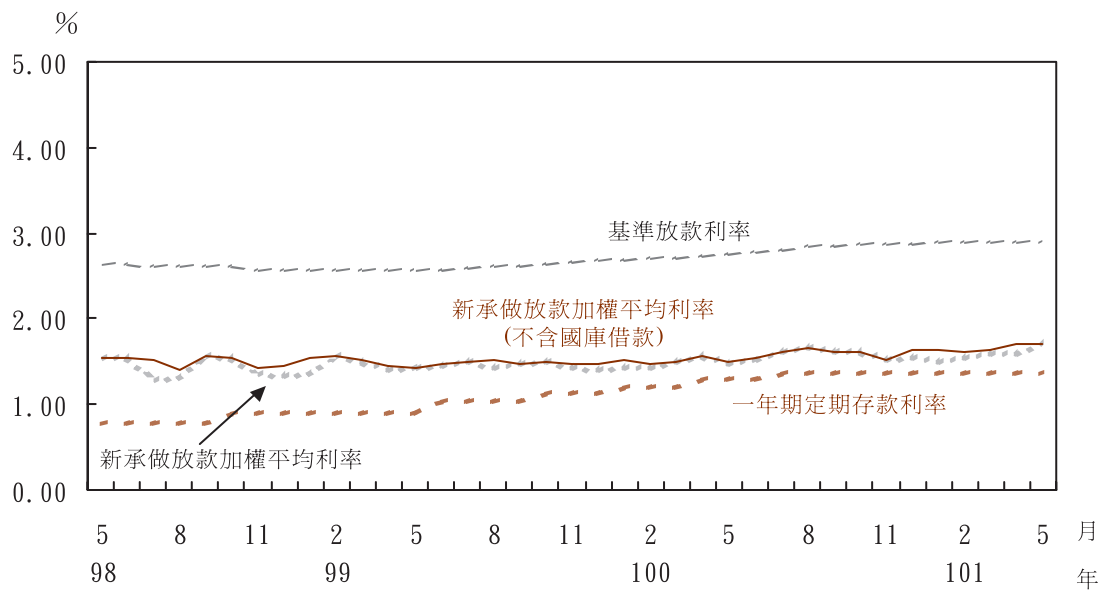
高，其次為對服務業之23.23%，再次為對批發及零售業之12.33%，其中對服務業放款比重較上季底上升，對製造業放款與批發及零售業放款比重則較上季底下降，至於對營造業放款比重，則由上季底之2.64%略升為2.68%。

陸、銀行業利率持穩

本年由於景氣持續趨緩及國際金融市場仍不穩定，國內經濟成長呈現疲弱，至本季底，本行維持政策利率不變，主要銀行存款利率亦維持不變。以台銀、合庫銀、土銀、一銀及華銀等五大銀行為例，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5月底維持不變。基準放款利率方面，五大銀行平均基準放款利率上季底為2.882%，1月受一銀及華銀調升利率影響，上升為2.887%，至5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上年12月之1.531%上升至本年3月之1.588%，之後因資本支出及週轉金貸款利率上升，4月升為1.591%，5月再升至1.701%，較上年12月上升0.17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上年12月之1.644%下降至本年3月的1.637%，4月升為1.709%，5月再升至1.716%，較上年12月上升0.072個百分點。

圖3 本國五大銀行平均利率*



註：*五大銀行係指台銀、合庫銀、一銀、華銀及土銀。

金融市場

壹、貨幣市場

本（101）年第1季由於美國經濟成長步調和緩，中國大陸經濟降溫，加上歐債危機不確定性仍在，致外需力道減弱，出口呈現負成長，連帶影響民間投資與消費，益以房市降溫，致民間部門資金需求轉緩，影響所及，第1季金融業隔夜拆款利率大致維持不變。

4月初，由於政府宣布油電價格解除凍漲，為防杜油電雙漲引發通膨預期，本行4、5月加強公開市場操作，收回市場餘裕資金，金融業隔夜拆款利率由本年3月26日之0.399% 明顯上升至本年5月30日之0.519%；貨幣機構¹日平均淨超額準備則由第1季平均之171億元下降至本年5月之127億元。

以下分別就本年1月至5月之資金情勢、利率走勢及票券流通餘額加以分析：

一、資金情勢

本年第1季貨幣機構日平均淨超額準備平均為171億元，較上季平均之132億元為高，市場資金呈現寬鬆帶緊情勢，就各月資金情勢觀察，1月為因應農曆春節期間資金需求增加，銀行資金調度保守，庫存現金增加，致日平均淨超額準備持續攀升至258億

元；2月則因政府發行公債與國庫券，以及農曆春節後，通貨回籠，本行持續發行定存單，收回市場餘裕資金等因素，日平均淨超額準備回降為159億元，3月再降為95億元；4、5月因受政府發行公債及稅款繳庫等緊縮因素影響，日平均淨超額準備持續低檔為118億元及127億元。

二、利率走勢

受歐債危機影響，全球經濟下滑風險升高，本行於上年7月1日升息後，迄今未再升息，重貼現率及擔保放款融通利率分別維持在1.875%及2.25%不變。

金融業隔夜拆款利率方面，由於國內景氣趨緩，民間部門資金需求不強，第1季金融業隔夜拆款利率大致維持不變，月平均利率由上年12月之0.40% 上升至本年3月之0.402%；4月起，為防杜油電雙漲引發通膨預期，本行加強公開市場操作，收回市場餘裕資金，金融業隔夜拆款利率由本年3月26日之0.399% 明顯上升至本年5月30日之0.519%，4、5月平均利率分別為0.476%及0.512%。至於票券市場利率方面，利率走勢相對穩定，1-30天期商業本票發行利率

¹ 貨幣機構包含本國銀行、外國銀行在台分行、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 貨幣市場利率與其他貨幣機構淨超額準備

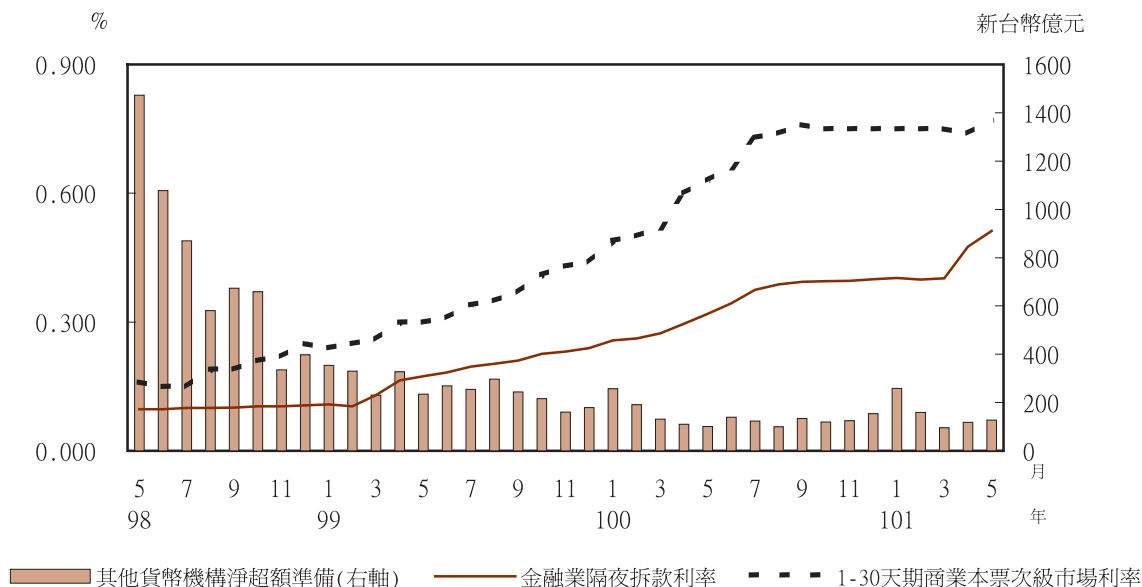


表1.1 貨幣市場利率

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			
		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
98	0.109	0.58	0.68	0.71	0.21	0.24	0.29	0.58	0.62	0.72	-
99	0.185	0.47	0.58	0.60	0.33	0.38	0.46	0.62	0.66	0.73	0.70
100	0.341	0.79	0.85	0.97	0.66	0.70	0.81	0.82	0.88	0.99	0.95
100/ 5	0.319	0.77	0.82	0.86	0.63	0.68	0.87	0.81	0.86	0.97	0.98
6	0.344	0.80	0.86	1.05	0.66	0.71	0.83	0.81	0.86	0.97	1.01
7	0.375	0.84	0.89	1.23	0.73	0.73	0.86	0.87	0.93	1.05	1.05
8	0.388	0.88	0.87	1.03	0.74	0.77	0.79	0.87	0.93	1.05	1.05
9	0.394	0.84	0.98	0.95	0.76	0.80	0.91	0.87	0.93	1.05	1.00
10	0.395	0.87	0.92	1.12	0.75	0.82	0.86	0.87	0.93	1.05	0.98
11	0.396	0.88	1.00	1.04	0.75	0.81	1.02	0.87	0.93	1.05	0.96
12	0.400	0.88	0.98	1.00	0.75	0.79	0.84	0.87	0.93	1.05	0.90
101/ 1	0.403	0.87	1.04	1.00	0.75	0.79	0.83	0.87	0.93	1.05	0.90
2	0.399	0.87	0.95	0.97	0.75	0.79	0.89	0.87	0.93	1.05	0.89
3	0.402	0.84	0.88	0.94	0.75	0.79	0.88	0.87	0.93	1.05	0.88
4	0.476	0.85	0.89	0.95	0.74	0.79	0.86	0.87	0.93	1.05	0.89
5	0.512	0.86	0.90	0.94	0.77	0.81	0.88	0.87	0.93	1.05	0.89

由0.88%略降至0.86%；次級市場利率則由0.75%略升為0.77%，變動均不大。

三、票券流通餘額

本年5月底票券流通餘額合計為13,820億元，較上年第4季底增加1,894億元。其中商業本票增加2,324億元為最多，主要係本年以來商業本票發行利率維持低檔，台電、中油等公營事業大量發行免保商業本票，以及

由於循環信用融資（Note Issuance Facilities, NIFs）工具發行手續簡便，部分大型民營企業改以發行免保商業本票，用於償還到期公司債所致；至於國庫券則減少241億元，主要係財政部為調節國庫收支，本年4、5月國庫券發行金額較到期償還金額為少所致；至於可轉讓定期存單及銀行承兌匯票則分別減少182億元及8億元，變動比率均不大。

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
98	62,934	62,202	10,431	4,350	3,268	2,150	53,977	54,366	6,513	219	220	49	4,388	4,348	1,719
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
100/ 5	6,259	6,698	11,647	300	500	2,150	5,154	5,355	7,124	28	34	62	777	809	2,311
6	5,651	6,290	11,008	0	362	1,788	4,833	5,215	6,741	26	26	62	793	687	2,417
7	5,497	5,667	10,838	0	300	1,488	4,978	4,971	6,748	25	20	67	494	376	2,535
8	6,122	6,417	10,543	300	462	1,326	5,116	5,068	6,796	27	34	59	679	853	2,362
9	6,777	6,257	11,064	350	300	1,376	5,534	5,269	7,061	24	23	60	870	665	2,566
10	5,665	5,325	11,403	250	310	1,317	4,941	4,633	7,370	24	24	59	450	358	2,657
11	6,240	5,940	11,703	200	0	1,517	5,361	5,304	7,428	20	24	55	658	612	2,703
12	7,187	6,963	11,926	812	526	1,803	5,637	5,713	7,352	22	21	57	715	703	2,715
101/ 1	4,861	4,581	12,207	0	0	1,803	4,590	4,178	7,764	18	30	46	253	373	2,595
2	5,978	5,409	12,776	0	0	1,803	5,638	5,021	8,380	21	22	45	320	365	2,549
3	6,597	6,322	13,051	0	0	1,803	6,161	5,846	8,696	25	16	53	411	460	2,499
4	6,394	6,194	13,251	300	520	1,583	5,674	5,295	9,074	23	26	50	398	353	2,545
5	6,987	6,372	13,820	250	271	1,562	6,136	5,535	9,676	24	24	49	577	543	2,533

貳、債券市場

本(101)年第1季債券發行市場，政府公債方面，中央政府為因應舉新還舊之需，本季持續執行定期適量發行政策，共發行公債2,250億元；公司債方面，受景氣趨緩影響，本季發行規模萎縮為795億元；金融債券方面，本季共有6家金融機構發行金融債券，發債目的均為充實資本及支應中長期營運資金需求，本季金融債發行總額為189億元，較上季減少317億元；資產證券化商品方面，本季共發行186億元，均為定期循環發行；至於外國債券及國際債券方面，本季均無新案發行。

債券流通市場部分，本年第1季適逢農曆春節期間，交易日數較少，致交易量降為21兆2,471億元，較上季減少1兆2,696億元或5.64%。

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

本季中央政府共發行甲類非自償性建設公債1,850億元及乙類自償性建設公債400億元，發行年期有2年、5年、10年、20年及30年期。就標利率觀察，由於全球經濟景氣趨緩，3月發行之10年期公債得標利率為1.265%，較前次發行之同年期公債下降3個基本點；至於長年期公債方面，由於景氣下滑，企業資金需求轉弱，國內資金仍屬寬鬆，市場資金去化需求殷切，20年及30年期公債得標利率相較上季發行之同年期公債分別下滑10及8個基本點。累計至本季底，中央政府公債發行餘額為4兆5,046億元，較上季底減少50億元或0.11%，至本年5月底發行餘額增加至4兆6,496億元。

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
101甲1	1.06	5	400	1.000	56.87	31.00	7.13	5.00
101甲2	1.20	20	400	1.733	36.37	20.88	1.50	41.25
101甲3	2.04	2	300	0.780	63.68	30.17	6.15	0.00
101甲4	2.13	30	350	1.823	31.29	18.71	1.43	48.57
101甲5	3.07	10	400	1.265	65.52	24.98	4.50	5.00
101乙1	3.16	20	400	1.708	46.88	20.37	0.00	32.75

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
98	10,649	62,559	4,700	38,296	256	1,414	2,039	11,369	987	8,125	2,439	2,644	228	711
99	13,936	66,202	6,100	41,876	193	1,467	3,297	12,022	1,585	8,158	2,568	2,168	193	511
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
100/ 5	1,461	68,043	600	43,386	-	1,248	250	12,485	315	8,527	296	1,953	-	444
6	1,404	68,831	400	43,786	-	1,248	676	12,784	251	8,676	77	1,893	-	444
7	809	68,632	300	43,446	-	1,149	450	13,090	46	8,692	13	1,811	-	444
8	1,200	69,118	600	43,747	-	1,148	291	13,193	125	8,768	184	1,818	-	444
9	965	69,751	350	44,096	-	1,148	422	13,365	181	8,913	12	1,785	-	444
10	1,212	70,155	400	44,096	125	1,272	452	13,655	186	8,957	49	1,781	-	394
11	1,375	70,928	650	44,746	-	1,272	345	13,651	146	9,014	234	1,851	-	394
12	978	71,135	350	45,096	75	1,348	343	13,510	174	9,004	36	1,783	-	394
101/ 1	1,220	71,032	800	44,796	-	1,348	263	13,620	143	9,090	14	1,784	-	394
2	1,017	71,291	650	45,046	-	1,348	186	13,719	20	9,031	161	1,753	-	394
3	1,183	71,482	800	45,046	-	1,348	346	13,983	26	9,020	11	1,691	-	394
4	1,190	72,460	800	45,846	-	1,348	247	14,088	122	9,141	21	1,643	-	394
5	1,284	73,297	650	46,496	-	1,348	292	14,182	168	9,234	174	1,643	-	394

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」。

(二) 直轄市政府公債

本年1至5月直轄市政府均未發行與償還公債，各月底發行餘額均維持在1,348億元。

(三) 公司債

受全球經濟成長趨緩影響，企業資金需求減弱，本季公司債發行總額為795億元，較上季減少345億元或30.26%。就發行內容觀察，89%為不可轉換公司債；無擔保公司

債占94%；前四大發債公司為台積電、中國信託金控公司、陽明海運及鴻海精密工業，合計發債金額達479億元，占發行總額60%；就債券發行內容觀察，本季仍以5年期券占51%為最大宗，加權平均發行利率為1.4691%。截至本月底，公司債發行餘額為1兆3,983億元，較上季底增加473億元或3.50%，至本年5月底發行餘額持續增加至1

兆4,182億元。

(四) 金融債券

本季計有6家金融機構發行金融債券，總金額為189億元，較上季減少317億元或62.65%。發行債券主要目的為強化資本結構及支應營運需求，發行債券內容主要為主順位債，占86.24%，其中，以台灣渣打國際商銀發債83億元，規模最大；發行期間以2年期券為最大宗，占51.32%，加權平均發行利率為1.044%，6年期券受發債銀行信評不佳影響，其發行利率3.000%相對較高，至於3年期券發行利率為1.090%，7年期券加權平均發行利率為1.738%。累計至本季度，金融債券發行餘額為9,020億元，較上季底增加16億元或0.18%，至本年5月底發行餘額略增為

9,234億元。

(五) 資產證券化受益證券

本季資產證券化商品無新案發行，僅定期循環發行金額186億元，累計至本季度資產證券化受益證券發行餘額為1,691億元，較上季底減少92億元或5.16%，至本年5月底發行餘額再減為1,643億元。

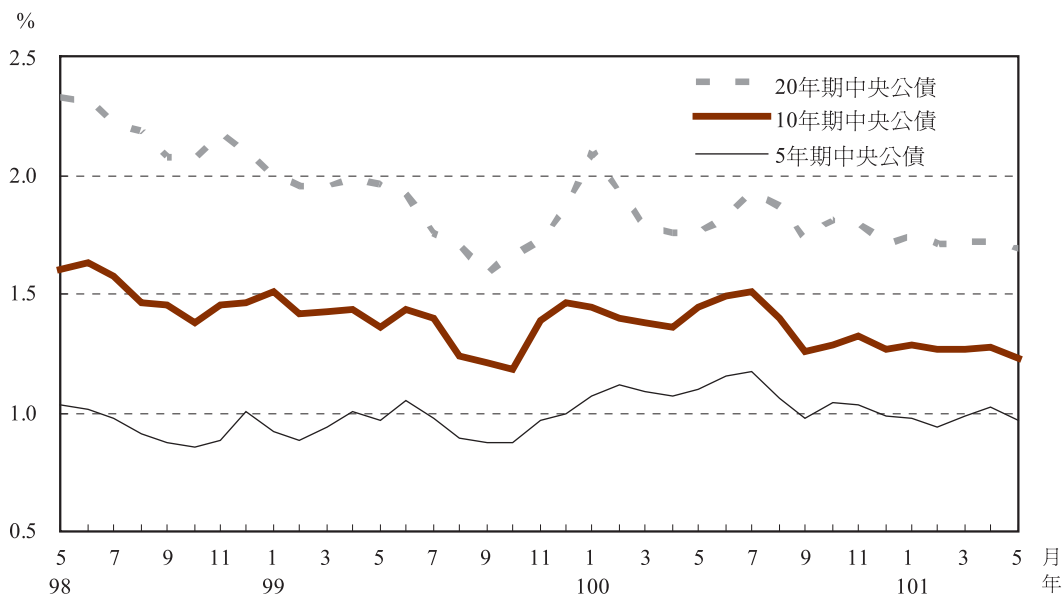
(六) 外國債券及國際債券

本季外國債券及國際債券均無新案發行，截至本季度發行餘額為394億元，與上季底同，至本年5月底發行餘額仍維持不變。

二、流通市場

本年1月農曆春節期間，Fed聲明延長低

圖2.1 各期別公債殖利率走勢圖



利率政策，美債走勢強勁，加上主計總處下修國內經濟成長率預測值，國內10年期公債殖利率下滑，月底收在1.2655%；2月及3月間，雖然台股價量齊揚，惟歐債疑慮未除，美國經濟復甦未如預期，國內債市多空拉鋸，10年期公債殖利率於1.2539%至1.2969%之間上下震盪，3月底收在1.2708%；4月，10年期公債殖利率盤整幅度縮小，月底收在1.2695%；5月，因歐債危機再度擴大，避險氣氛高漲，加以大陸經濟趨緩，美國經濟及就業情勢復甦速度緩慢，我國經建會公布景氣對策信號持續呈現藍燈，10年期公債殖利

率轉呈下滑趨勢，5月底收在1.2312%。

就整體債市交易規模觀察，本年第1季適逢農曆春節期間，交易日數較少，致各類債券成交總額降為21兆2,471億元，較上季減少1兆2,696億元或5.64%，其中，附條件交易減少1兆5,867億元或8.93%(占成交總額比重，由78.95%降至76.20%)，買賣斷交易增加3,171億元或6.69%(占成交總額比重，由上季21.1%上升至23.8%)。若就各類債券交易來看，8成為政府公債交易，本季政府公債交易金額為17兆1,859億元，其餘依序為公司債3兆6,610億元、金融債券3,655億元、資

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(%)
98	975,475	394,047	40.4	581,428	59.6
99	1,063,180	426,516	40.1	636,664	59.9
100	978,091	268,567	27.5	709,524	72.5
100/					
5	83,542	23,060	27.6	60,482	72.4
6	85,038	25,432	29.9	59,606	70.1
7	83,010	23,316	28.1	59,694	71.9
8	91,458	25,839	28.3	65,619	71.7
9	87,220	29,672	34.0	57,548	66.0
10	74,556	18,735	25.1	55,821	74.9
11	75,285	14,861	19.7	60,424	80.3
12	75,326	13,806	18.3	61,520	81.7
101/					
1	56,448	12,594	22.3	43,854	77.7
2	73,019	18,369	25.2	54,650	74.8
3	83,004	19,610	23.6	63,394	76.4
4	72,416	17,654	24.4	54,762	75.6
5	77,726	15,603	20.1	62,123	79.9

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			
98	975,475	959,933	4,804	8,611	1,524	2	601
99	1,063,180	952,114	84,055	11,556	13,618	1,233	605
100	978,091	810,960	128,207	20,016	16,767	1,523	618
100/ 5	83,542	70,604	9,441	1,671	1,610	85	131
6	85,038	71,467	10,139	1,811	1,406	194	21
7	83,010	68,102	11,310	2,093	1,307	110	88
8	91,458	75,233	12,269	2,206	1,535	149	66
9	87,220	72,420	11,462	1,826	1,346	133	33
10	74,556	59,941	11,791	1,404	1,311	85	24
11	75,285	59,230	13,054	1,357	1,465	155	24
12	75,326	59,297	12,925	1,358	1,545	171	30
101/ 1	56,448	44,510	9,924	856	1,046	100	12
2	73,019	59,542	11,036	1,105	1,221	93	22
3	83,070	67,807	12,301	1,388	1,388	169	17
4	72,416	59,354	10,559	1,012	1,394	80	17
5	77,727	63,108	11,771	1,141	1,619	70	18

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」。

產證券化受益證券362億元及外國債券與國際債券51億元。至4月，因歐債問題紛擾不斷，市場恐慌氣氛升高，債券市場交易量萎

縮至7兆2,416億元，5月交易量小幅回升為7兆7,727億元，惟仍較3月減少5,343億元。

參、股票市場

101年初以來，由於歐債問題逐漸化解，以及美國經濟表現優於預期，激勵國際股市上揚，加以總統選後，不確定因素消失，外資買超台股，台股走升，至3月2日為8,144點。之後，台股盤跌，至3月28日為8,038點。隨後，受證所稅課徵之不確定性因素干擾，以及油電價格調漲之衝擊，加以希臘違約風險升高，歐債危機惡化，台股隨國際股市走跌，5月底指數跌至7,302點，惟仍較100年12月底上漲3.24%。

一、大盤股價指數變動

101年1月份股市上揚，1月底加權指數較上月底上漲6.29%。此期間主要利多因素包括：1. Fed聲明將超低利率水準延長至2014年底；2. 國際股市持續走升；3. 總統大選結束，不確定性因素消退，投資人信心回復，外資持續買超台股。

101年2月份股市續升，2月底加權指數較上月底上漲8.04%。此期間主要利多因素包括：1. 美國經濟數據持續改善；2. 歐元區財長達成紓困希臘協議，希臘債務違約風險降低；3. 國際資金流入亞洲新興經濟體，外資持續買超台股。

101年3月份股市反轉走跌，3月底加權指數較上月底下跌2.32%。此期間主要利空因素包括：1. 中國大陸調降本年經濟成長率

至7.5%，市場擔憂全球經濟成長趨緩；2. 歐美經濟表現不如預期；3. 政府召開財政健全小組會議，討論證券交易所所得稅復徵議題，衝擊台股。

101年4月份股市續跌，4月底加權指數較上月底下跌5.44%。此期間主要利空因素包括：1. 歐債危機升高，國際股市下跌；2. 第1季出口年增率負成長4%，不如預期，本年經濟成長面臨下修壓力；3. 油電價格調漲，通膨預期心理增溫，民眾購買力下降；4. 證所稅研議開徵之不確定性因素干擾，外資賣超台股。

101年5月份股市續跌，5月底加權指數較上月底下跌2.67%。此期間主要利空因素包括：1. 希臘退出歐元區的疑慮再度升高，國際股市續跌；2. 惠譽信評調降日本主權債務信用評等；3. 國際資金流出新興經濟體，外資大幅賣超台股。

二、各類股股價指數變動

就各類股股價的變動而言，101年1月份在國際股市上揚及外資買超台股激勵下，所有類股均上漲。其中，汽車類股漲幅最大（12.27%），主要係因國內各大車廠上（100）年營收大幅成長；建材營造、玻璃陶瓷、化學、電器電纜及電機機械等類股漲幅均達9%以上，主要係跌深反彈所致。

101年2月份由於外資持續買超台股，台股續升，所有類股均呈上漲局面。其中，汽車類股上漲17.77%，漲幅最大，主要係2月車市買氣優於預期，以及新車上市所致；由於預期新產品將陸續上市，生技醫療類股上漲15.74%；受惠來台旅客人數持續成長，以及開放陸客自由行試點城市增加等利多因素影響，觀光類股上漲15.47%。

101年3月份除汽車類股及其他類股上漲（漲幅分別為1.82%及1.88%）外，其餘類股呈下跌局面。跌幅較大的類股為電器電纜類股下跌11.18%，觀光類股下跌7.44%，以及塑膠類股下跌6.46%。

101年4月份由於外資賣超台股，多數類股呈下跌局面。由於油電價格調漲，傳產業者生產成本恐大幅增加，致汽車類股及玻璃陶瓷類分別大跌18.21%及12.68%；貿易百貨類股下跌8.37%，主要係因油電價格調漲，通膨預期心理增溫，民眾減少消費所致。

101年5月份由於外資大幅賣超台股，台股下跌，多數類股呈下跌局面。由於油價走跌，塑化報價下滑恐減少獲利，油電燃氣類股及塑膠類股分別下跌9.96%及8.27%。惟汽車類股受中國大陸推出汽車下鄉等刺激車市政策影響，大漲10.42%。

圖3.1 集中市場價量變動趨勢

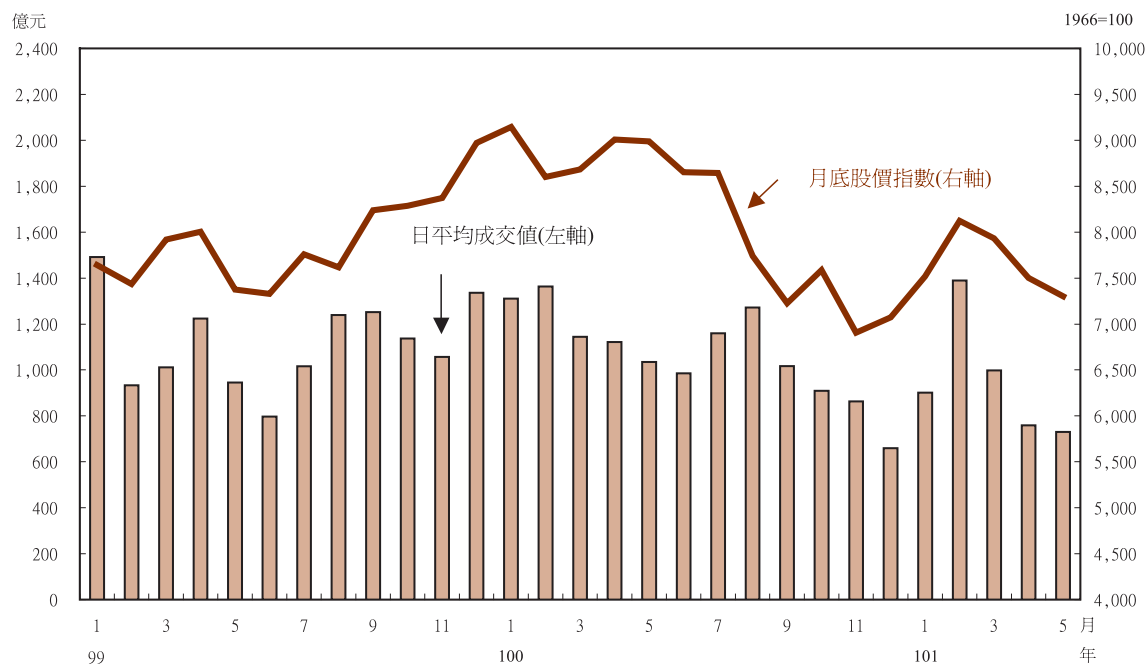


表3.1 集中市場各類股股價指數之變動

類股名稱 日期	加權指數	電子	金融保險	水泥	食品	塑膠	紡織纖維	電機機械	電器電纜	玻璃陶瓷	造紙
100年12月底	7072.1	260.7	785.5	115.2	925.2	223.0	385.8	99.3	36.3	70.4	151.3
101年1月底	7517.1	281.3	809.6	120.7	942.8	238.0	410.1	108.4	39.9	77.5	160.1
101年2月底	8121.4	303.9	870.2	126.2	992.6	261.9	437.9	120.5	44.5	82.6	180.0
101年3月底	7933.0	303.0	823.7	118.5	934.7	245.0	412.4	119.6	39.6	77.4	171.4
101年4月底	7501.7	284.2	787.2	117.8	966.3	231.3	391.6	112.9	37.3	67.6	159.9
101年5月底	7301.5	279.9	756.7	116.5	956.8	212.1	377.7	113.6	35.4	64.1	153.0
101年1月底 與上月底比%	+6.29	+7.88	+3.08	+4.76	+1.89	+6.70	+6.31	+9.25	+9.78	+9.98	+5.79
101年2月底 與上月底比%	+8.04	+8.06	+7.48	+4.56	+5.29	+10.06	+6.77	+11.15	+11.74	+6.60	+12.44
101年3月底 與上月底比%	-2.32	-0.32	-5.34	-6.12	-5.83	-6.46	-5.83	-0.79	-11.18	-6.21	-4.77
101年4月底 與上月底比%	-5.44	-6.20	-4.43	-0.61	+3.38	-5.60	-5.05	-5.57	-5.74	-12.68	-6.70
101年5月底 與上月底比%	-2.67	-1.50	-3.87	-1.10	-0.98	-8.27	-3.55	+0.62	-5.04	-5.22	-4.30

類股名稱 日期	鋼鐵	橡膠	汽車	建材營造	航運	觀光	貿易百貨	油電燃氣	化學	生技醫療	其他
100年12月底	101.0	284.4	176.3	228.5	76.9	126.6	203.5	117.9	105.7	62.9	142.3
101年1月底	103.6	301.8	198.0	253.1	81.2	132.7	208.6	116.1	117.1	66.7	151.0
101年2月底	110.1	311.6	233.1	285.7	89.9	153.2	210.7	122.0	125.2	77.2	161.9
101年3月底	107.7	304.5	237.4	280.5	84.5	141.8	210.7	116.4	118.2	73.4	164.9
101年4月底	102.9	299.8	194.2	263.8	77.8	134.8	193.0	114.8	110.4	69.8	167.2
101年5月底	99.8	300.1	214.4	255.3	75.6	126.7	187.0	103.4	110.0	66.5	168.1
101年1月底 與上月底比%	+2.51	+6.13	+12.27	+10.78	+5.52	+4.78	+2.49	-1.52	+10.82	+6.11	+6.16
101年2月底 與上月底比%	+6.29	+3.25	+17.77	+12.87	+10.75	+15.47	+1.01	+5.07	+6.91	+15.74	+7.17
101年3月底 與上月底比%	-2.17	-2.30	+1.82	-1.80	-6.01	-7.44	-0.01	-4.58	-5.63	-4.86	+1.88
101年4月底 與上月底比%	-4.41	-1.54	-18.21	-5.96	-7.99	-4.95	-8.37	-1.37	-6.59	-4.90	+1.39
101年5月底 與上月底比%	-3.02	+0.10	+10.42	-3.24	-2.83	-5.99	-3.14	-9.96	-0.34	-4.74	+0.54

三、法人買賣超

觀察三大法人買賣超情況，101年1至3月外資買超台股，主要係因國際股市上揚，以及國內總統大選結束，投資人信心回復，國際資金持續流入所致。4月外資轉呈賣超，5月更大幅賣超1,128億元，主要係歐債危機持續惡化，國際股市走跌，國際資金流出新興經濟體，外資自台股撤離資金。

投信法人方面，101年1至3月出現賣超

主要係因台股指數已處於相對高檔，致使投信法人逢高減碼；4月持續賣超主要係因證所稅不確定性因素干擾；5月轉呈小幅買超，主要係因台股跌深，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。101年1、2月因台股反彈回升，自營商出現買超。3至5月則因台股行情疲軟而出現賣超。

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
99年全年	2,812	-678	27	2,161
100年全年	-2,776	94	-456	-3,138
100年 5月	-182	5	-1	-178
100年 6月	-217	54	-85	-248
100年 7月	-608	89	59	-460
100年 8月	-1,903	103	-112	-1,913
100年 9月	-787	30	-75	-832
100年10月	513	42	16	570
100年11月	-617	-32	-64	-713
100年12月	394	-19	3	378
101年 1月	513	-71	46	488
101年 2月	635	-52	87	670
101年 3月	323	-55	-80	188
101年 4月	-312	-16	-59	-387
101年 5月	-1,128	7	-16	-1,137

四、股市重要措施

本期間股市主要措施有：

1. 101年1月3日，金管會公告，將年度財務報告之申報期限由每營業年度終了後四個月內，修正為三個月內。

2. 101年2月20日，金管會公告，實收資本額達新臺幣一百億元以上，且前次停止過戶日股東名簿記載股東人數達一萬人以上之上市（櫃）公司召開股東會時，應將電子方

式列為表決權行使管道之一。

3. 101年3月14日，金管會開放證券商得自行買賣大陸地區政府或公司在港澳地區及其他外國證券交易市場發行或經理之有價證券。

4. 101年4月18日，金管會開放證券商及其直接、間接持股百分之百之子公司得投資大陸地區創業投資事業、創業投資管理顧問公司及財務諮詢顧問公司等事業。

肆、外匯市場

一、新台幣匯率走勢

101年第1季（1至3月）新台幣對美元匯率最低為1月2日之30.315元，最高為2月29日之29.420元，差距為0.895元。季底新台幣對美元匯率為29.530元，較100年第4季底升值2.6%，對日圓、人民幣及韓元亦分別較100年第4季底升值8.7%、2.6%及0.9%；對歐元則較上季底貶值0.6%。

101年第2季（本季）底與第1季底比較，新台幣雖對歐元及韓元升值，惟對美元、日圓及人民幣均貶值（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）貶值0.5%。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6月4日之30.050元，最高為4月30日之29.232元，差距為0.818元。4月新台幣對美元在29.23至29.57元區間震盪走升，5月受到歐債危機再度惡化，且全球經濟成長缺乏動能影響，國際股市大跌，美元因避險買盤增加而強勁彈升；加上國內因外資賣出台股並匯出資金，新台幣轉貶，至6月4日30.050低點後小幅回升，之後在29.88至30.00元區間內狹幅震盪。本季底新台幣對美元匯率為29.900元，較上季（第1季）底貶值1.2%，惟就平均匯率而言，本季新台幣對美元較上季略升

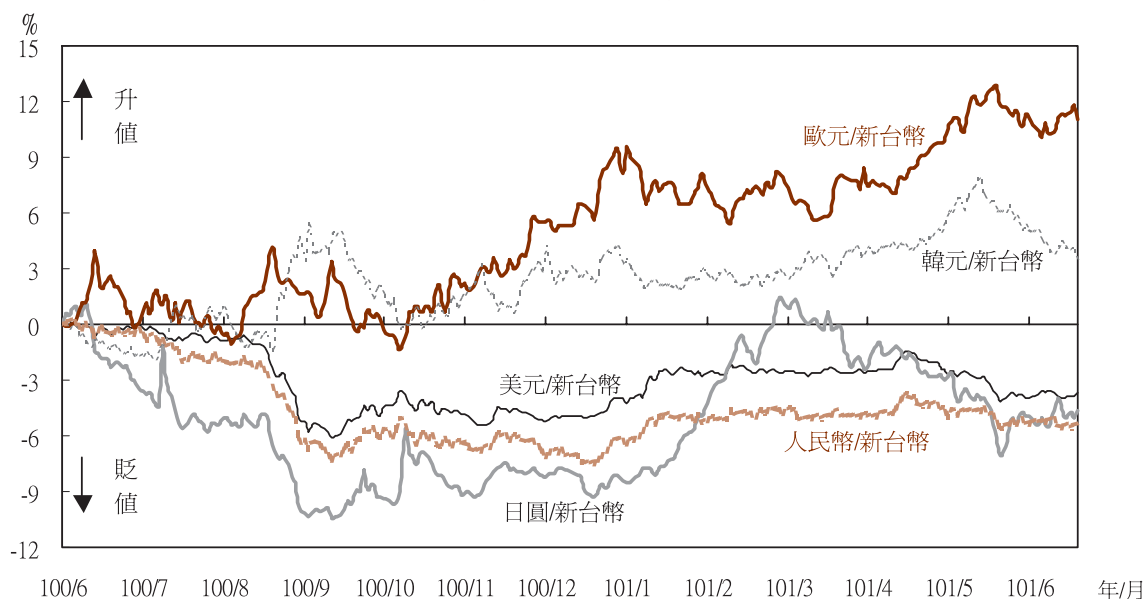
0.1%。

新台幣對歐元匯率：除了希臘可能退出歐元區之外，歐債問題蔓延至西班牙、義大利等大國，且歐元區經濟疲弱，使市場對歐元信心低迷，致歐元對美元一路走貶。惟6月以來，由於美國經濟數據不佳，市場預期Fed可能會推出QE3，國際美元略為走貶，加上希臘大選支持紓困方案政黨獲勝，且歐盟高峰會同意放寬歐洲紓困基金使用限制，未來可直接對銀行紓困，歐債危機暫緩，歐元回穩。本季底新台幣對歐元較上季底升值4.9%。就平均匯率而言，本季新台幣對歐元亦較上季升值2.4%。

新台幣對日圓匯率：歐債危機不確定性高，國際避險資金持續湧入，反而推升日圓匯價，惟6月以來，因歐債問題緩解而略為回貶。本季底新台幣對日圓較上季底貶值4.3%，惟就平均匯率而言，本季新台幣對日圓較上季升值1.1%。

新台幣對人民幣匯率：4月人民幣對美元在6.298至6.312間狹幅波動。5月以來，由於中國經濟成長不如預期，出口成長明顯減緩，加上國際美元走強，人民幣轉為貶值，惟6月中旬後已趨回穩。本季底新台幣對人民幣較上季底貶值0.3%，惟就平均匯率而言，本季新台幣對人民幣仍較上季升值0.5%。

圖4.1 新台幣對主要貿易對手國貨幣之升貶幅度
(與100/6/30比較)



新台幣對韓元匯率：4月韓元對美元小幅震盪。5月由於歐債危機加劇，外資大舉撤出南韓股市，韓元隨之貶值。6月國際美元轉貶，繼以歐債問題暫露曙光，韓元回升。本季底新台幣對韓元較上季底貶值0.2%，惟就平均匯率而言，本季新台幣對韓元較上季升值2.1%。

二、外匯市場交易

101年2月至4月外匯市場（含DBU及OBU交易）各類商品之全體外匯交易淨額為14,969.2億美元，較上期（100年11月至101年1月，以下同）增加13.8%，日平均交易淨額增為237.9億美元，反映國內外資金進出規模仍大。其中，OBU外匯交易淨額為1,345.7

億美元，較上期增加28.5%，占外匯市場總交易量9.0%。

各交易類別中，以換匯交易最多，交易量高達6,319.5億美元，較上期成長7.3%；即期交易居次，交易量為5,784.2億美元，較上期成長17.4%；兩者合計占外匯市場總交易量比重超過八成，分別為42.2%及38.6%。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10.3%及7.6%，匯率選擇權交易較上期增加28.4%，遠匯交易則增加10.9%（表4.1及圖4.2）。

按交易幣別分，以新台幣對美元交易最多，101年2月至4月的交易比重為44.5%，較上期減少3.4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53.7%，其中美元對歐元交易比重為16.3%，較上期減少1.4個百分點；對日圓交易比重為9.1%，較上期增加2.3個百分點；其他外幣間的交易比重為28.3%，較上期增加2.8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，101年2月至4月交易比重為48.9%，較上期增加3.5個百分點；國內銀行與顧客間的交易居次，比重為25.7%，較上期減少1.5個百分點；國內銀行間的交易比重25.4%為最少，較上期減少1.5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
97	2,455,394	1,548,763	471,974	459,399	124,377	34,871	40,097	307,857	4,846,381	259,316	19,367
98	1,841,951	1,627,020	703,409	283,233	93,659	20,809	26,927	311,353	4,111,293	226,613	16,222
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
100 / 2	163,797	146,652	63,871	19,804	4,235	1,350	1,534	27,694	360,831	22,084	24,055
3	230,276	211,880	85,966	26,012	5,986	1,878	3,352	43,775	517,172	35,466	22,486
4	202,136	182,903	77,718	31,789	4,877	1,414	1,756	39,103	459,101	34,141	24,163
5	241,814	190,726	69,735	26,959	5,271	1,337	1,715	49,870	512,419	32,182	24,401
6	245,155	218,534	79,364	26,024	5,335	1,487	2,674	48,609	542,482	34,515	25,832
7	231,872	190,929	69,698	35,338	5,914	1,355	2,042	52,481	514,018	34,034	24,477
8	286,372	235,599	87,624	48,267	7,933	1,510	3,306	58,541	633,594	39,919	27,548
9	222,827	232,654	89,787	54,263	10,208	1,607	1,539	48,403	561,292	38,725	26,728
10	195,870	225,237	85,731	52,622	13,054	1,854	1,187	43,143	519,912	40,248	25,996
11	193,548	213,097	88,533	41,019	5,961	1,742	1,879	44,104	495,389	37,182	22,518
12	147,026	200,935	81,585	29,388	4,061	1,596	1,410	33,315	413,670	29,988	18,803
101 / 1	152,060	174,779	80,774	32,745	5,345	1,751	2,039	42,630	406,005	37,570	23,883
2	198,266	210,685	89,901	35,528	5,952	2,140	3,018	43,253	492,890	41,907	24,644
3	212,243	215,042	89,657	39,209	6,472	1,998	5,437	57,660	531,590	47,375	23,113
4	167,913	206,223	89,554	39,632	6,225	1,772	3,681	53,222	472,443	45,290	23,622

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

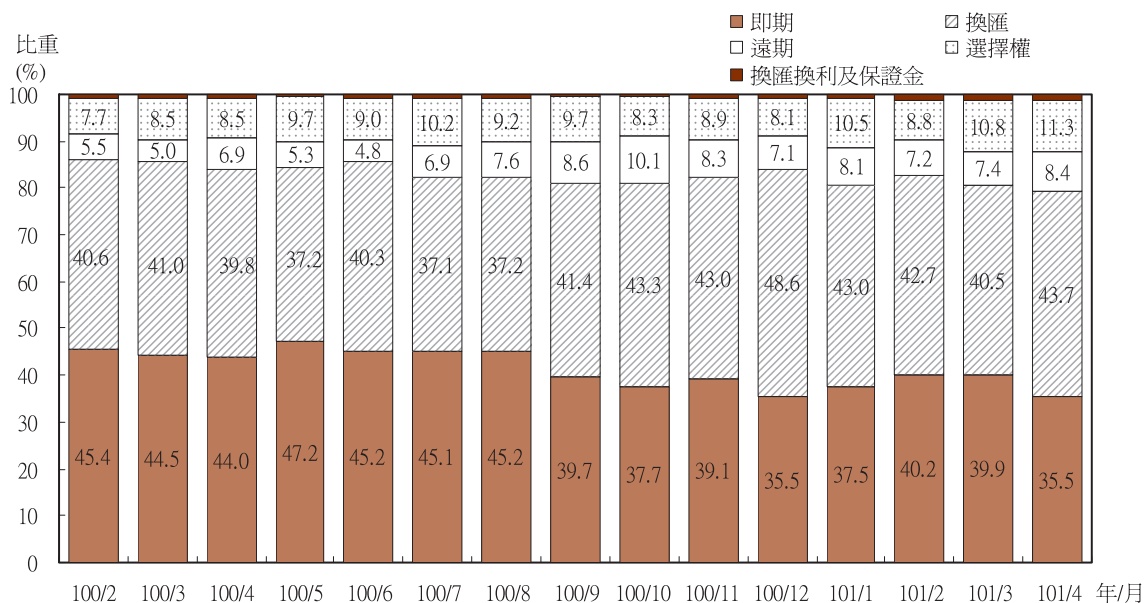


圖4.3 外匯交易-按幣別

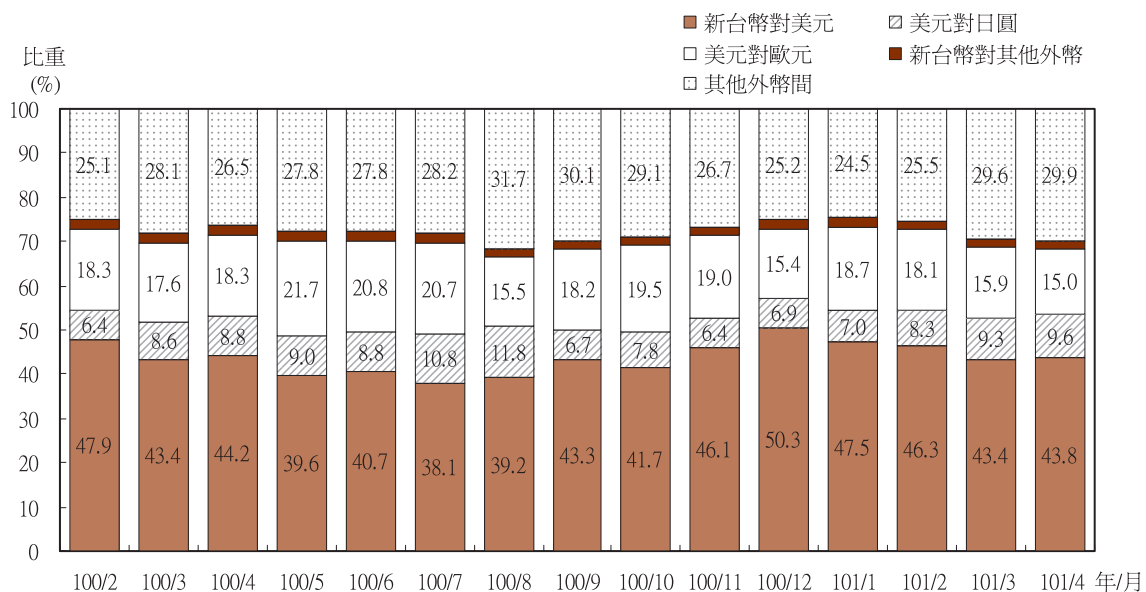
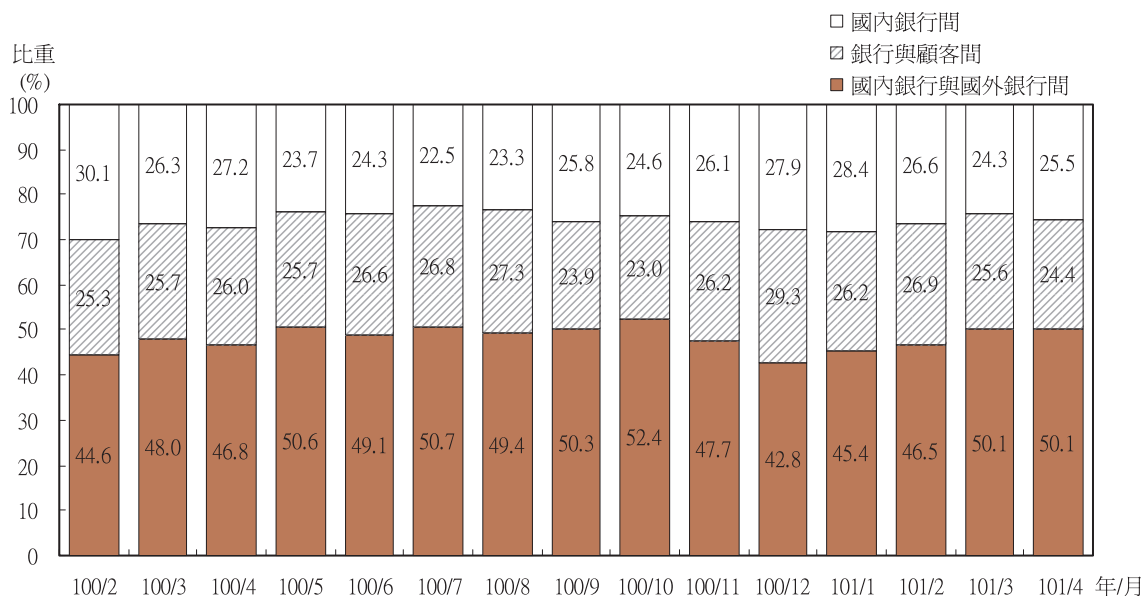


圖4.4 外匯交易-按交易對象別



三、銀行間換匯及外幣拆款交易

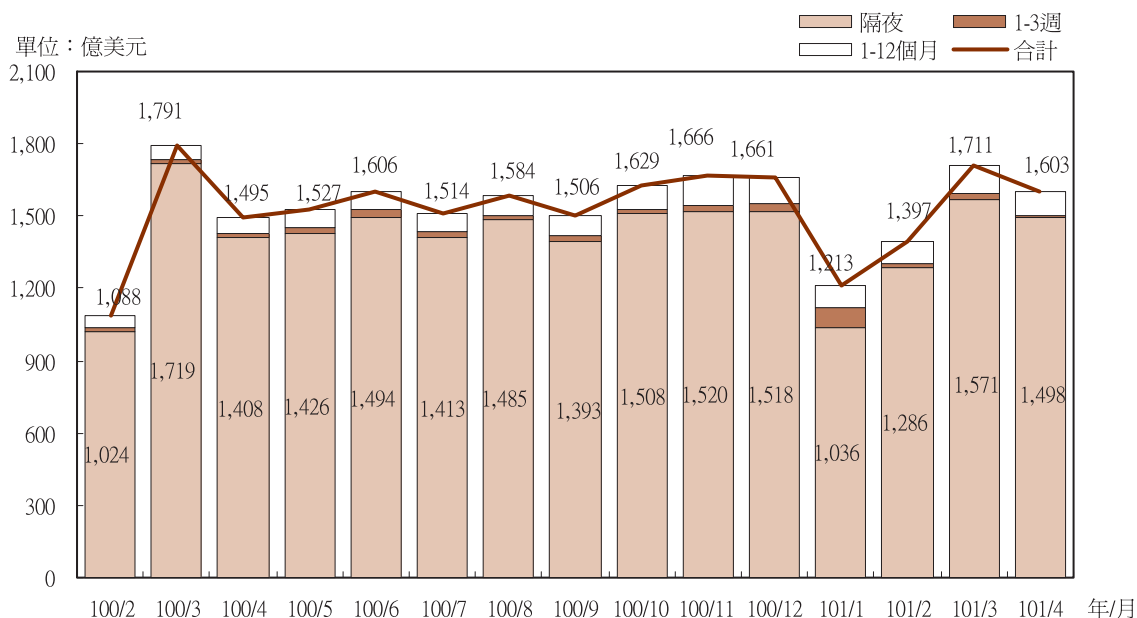
國內銀行間新台幣與外幣換匯市場及銀行間外幣拆款市場係銀行調度外幣資金的主力市場，以下分別說明之。

在新台幣與外幣換匯交易方面(表4.1)，101年2月換匯交易量為899.0億美元，較上月增加11.3%，主要受下列因素影響：(1)壽險業等客戶換匯交易2月到期金額較高，續作量隨之增加；(2)營業天數較上月多3天。3月交易量為896.6億美元，較上月略減0.3%，主要受下列因素影響：(1)部分壽險公司調整避險策略為長天期換匯交易，致周轉率降低；(2)NCD發行餘額增加，部分銀行利用換匯交易調節多餘新台幣資金之需求減緩。

4月交易量為895.5億美元，續較上月略減0.1%，主要係歐債問題再起，為降低風險，銀行減少辦理長天期換匯交易，長天期換匯交易量下降所致。

銀行間外幣拆款市場交易方面(圖4.5)，2月交易量為1,396.9億美元，較上月增加15.2%，主要係因營業天數較上月增加3天，加上部分銀行外匯存款餘額減少，需增加拆款，以支應資金調度。3月交易量為1,710.6億美元，較上月增加22.5%，主要係營業天數增加4天，且適逢季底，銀行資金調度需求殷切所致。4月交易量為1,603.5億美元，較上月減少6.3%，主要係營業天數減少2天，加上外匯存款增加，銀行外幣資金充裕，減少承作外幣拆款交易所致。

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

101年2月至4月匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易金額為585.0億美元，較上期增加14.0%。其中，以外幣利率期貨交易金

額360.1億美元最多，占匯率以外涉及外幣之衍生金融商品交易量的61.5%，惟較上期減少1.4%；外幣換利交易居次，所占比重為26.1%，較上期增加89.2%，主要係銀行調整利差風險所致（表4.2）。

表4.2 匯率以外涉及外幣之衍生性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
97	205,911	18,799	8,860	172,918	17,875	126	3,586	428,075
98	469,003	5,715	4,999	208,636	18,360	51	3,312	710,076
99	125,541	842	6,043	392,368	18,060	105	10,126	553,085
100	76,153	902	3,569	254,703	22,728	421	5,204	363,681
100 / 2	14,517	0	203	30,379	1,073	7	189	46,368
3	6,896	0	241	26,367	1,332	37	434	35,307
4	2,971	0	516	19,651	1,091	73	157	24,458
5	5,555	0	101	22,010	1,952	27	340	29,986
6	13,533	242	629	26,925	3,148	70	543	45,090
7	8,219	0	467	19,847	1,793	64	896	31,285
8	7,165	0	192	17,494	2,653	24	433	27,960
9	1,975	100	119	18,635	2,023	5	596	23,452
10	2,642	0	284	12,686	3,130	40	350	19,132
11	1,484	0	226	15,653	1,392	21	549	19,325
12	2,651	560	196	11,742	1,273	8	99	16,528
101 / 1	3,924	0	809	9,140	1,355	29	213	15,471
2	3,289	400	272	11,693	2,337	54	387	18,432
3	8,831	0	293	14,164	1,454	41	290	25,073
4	3,127	0	441	10,148	1,080	54	148	14,998

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，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。

目前兩岸之間美元匯款可透過DBU或OBU直接匯出入；人民幣則可透過OBU直

接匯款，無需經過香港。為建立兩岸貨幣清算機制基礎架構之準備，本行於6月19日發給中國銀行台北分行指定辦理外匯業務銀行證書，核可包括進出口、一般匯出入匯款、外幣存貸款、外幣擔保付款之保證等外匯業務。交通銀行台北分行於6月19日遞件申辦外匯業務，本行刻正依規定審核。

國際經濟金融情勢（民國101年第1季）

壹、概述

本(2012)年初，全球景氣略為回穩，惟歐元區諸國在勵行財政撙節下，多陷入經濟衰退危機，失業率大幅攀升。5月法國、希臘大選結果，支持反財政撙節措施的反對黨分別勝選；復以西班牙第4大銀行Bankia財務陷入困境而遭政府接管，銀行業借貸成本飆升，西班牙政府向歐盟尋求金援，加上希臘紓困協議後

續談判之不確定性仍在，歐債危機升溫，致全球經濟展望轉趨保守。

國際機構預測本年全球經濟成長率，均較上(2011)年為低。其中，IMF 4月預測數，由上年之3.9%降至3.5%(表1)，Global Insight 6月預測數，亦由上年之3.0%降至2.7%。

物價方面，受全球經濟成長趨緩影響，

表1 全球經濟成長展望

單位：%

區域別或國別	2011		2012		2013	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
全球	3.9	(3.0)	3.5	2.7	4.1	3.0
先進經濟體	1.6	(1.5)	1.4	1.4	2.0	1.5
OECD國家	1.8	(1.6)	1.6	1.4	2.2	1.5
美國	1.7		2.1	2.1	2.4	2.1
日本	-0.7		2.0	2.4	1.7	1.8
德國	3.0		0.6	1.0	1.5	1.1
英國	0.7		0.8	0.1	2.0	1.0
歐元區	1.5		-0.3	-0.4	0.9	-0.1
四小龍	4.0		3.4		4.2	
台灣	4.03		3.6	3.1	4.7	4.3
香港	5.0		2.6	3.0	4.2	4.2
新加坡	4.9		2.7	2.6	3.9	3.7
南韓	3.6		3.5	2.6	4.0	3.4
東協五國	4.5		5.4		6.2	
泰國	0.1		5.5	5.0	7.5	3.9
馬來西亞	5.1		4.4	4.4	4.7	4.6
菲律賓	3.9		4.2	5.2	4.7	4.4
印尼	6.5		6.1	5.9	6.6	5.9
越南	5.9		5.6	5.4	6.3	5.7
中國大陸	9.2		8.2	7.9	8.8	8.0
印度	7.5		6.9	6.6	7.3	7.0
其他新興市場暨發展中國家	6.2		5.7		6.0	

註：1. 資料中粗體字表實際值，其餘為預測值。

2. 2011年之經濟成長率，全球及先進經濟體括弧外數字為IMF資料，OECD國家括弧外數字為OECD資料，括弧內數字均為Global Insight資料。

3. 先進經濟體共33個經濟體，包括G7、歐元區、澳、紐及亞洲新興工業經濟體(四小龍)等；其他新興暨發展中國家，為先進經濟體以外國家共149國，包括非洲、中歐及東歐、俄羅斯、中國大陸、印度、東協、中東及中南美洲國家等。

資料來源：(1) 預測值採用IMF World Economic Outlook, April 2012資料，僅OECD國家採用OECD's Economic Outlook Report, May 2012資料。

(2) 預測值採用Global Insight World Overview, June 2012資料。

國際原物料需求不振，價格呈走低趨勢，全球通膨壓力減輕。Global Insight 6月預測本年全球通膨率，由上年之4.0%降至3.2%。

貨幣政策方面，本年初以來，部分亞洲新興經濟體如菲律賓、泰國、印尼、印度及中國大陸等，為因應景氣減緩，陸續調降政策利

率；澳洲央行考量經濟僅溫和成長，加以通膨壓力減緩，亦於5月及6月兩度調降政策利率共0.75個百分點至3.5%；美國、歐元區、加拿大、日本及南韓等經濟體則維持政策利率不變(圖1、圖2)。

圖1 主要經濟體政策利率

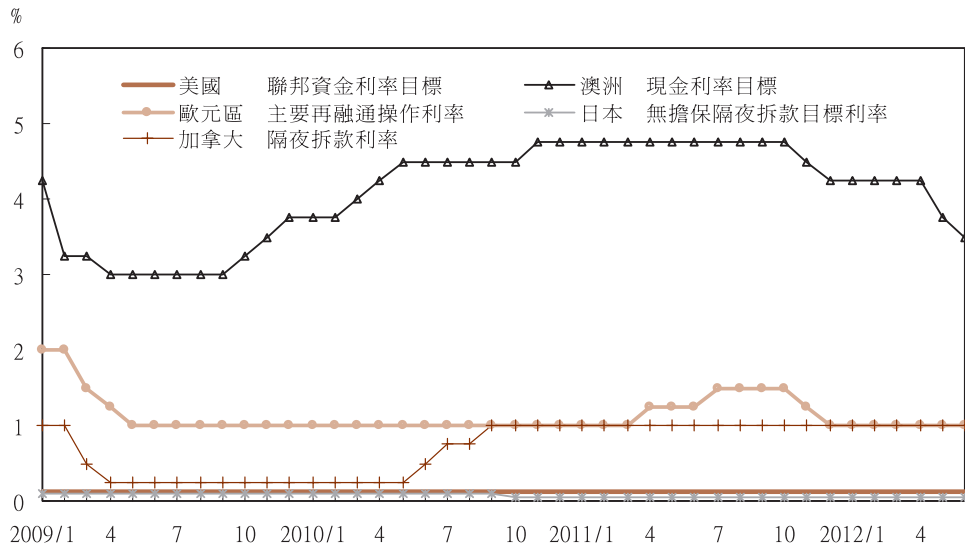
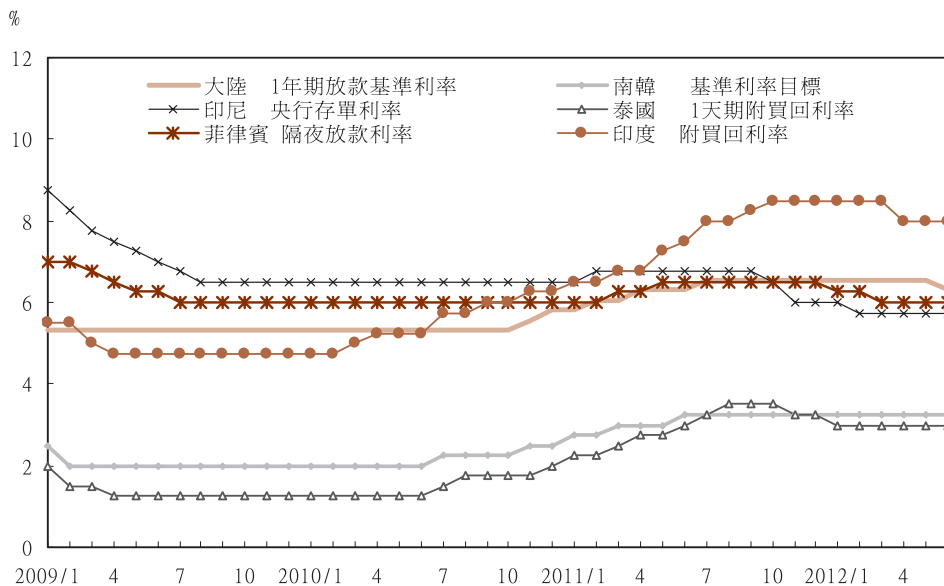


圖2 亞洲新興經濟體之政策利率



貳、美國就業市場復甦停滯，經濟成長走緩，Fed維持寬鬆政策

一、經濟成長放緩

本年第1季，美國受企業庫存成長減速，加以政府支出持續衰退之影響，經濟成長率由上年第4季之3.0%降至1.9%(與上季比，換算

成年率)(圖3)。儘管預期民間消費仍將穩健成長，惟全球金融市場緊縮為美國經濟前景帶來下行風險，預期本年經濟將僅溫和成長。Global Insight預測本年經濟成長率升為2.1%；

圖3 美國經濟成長率

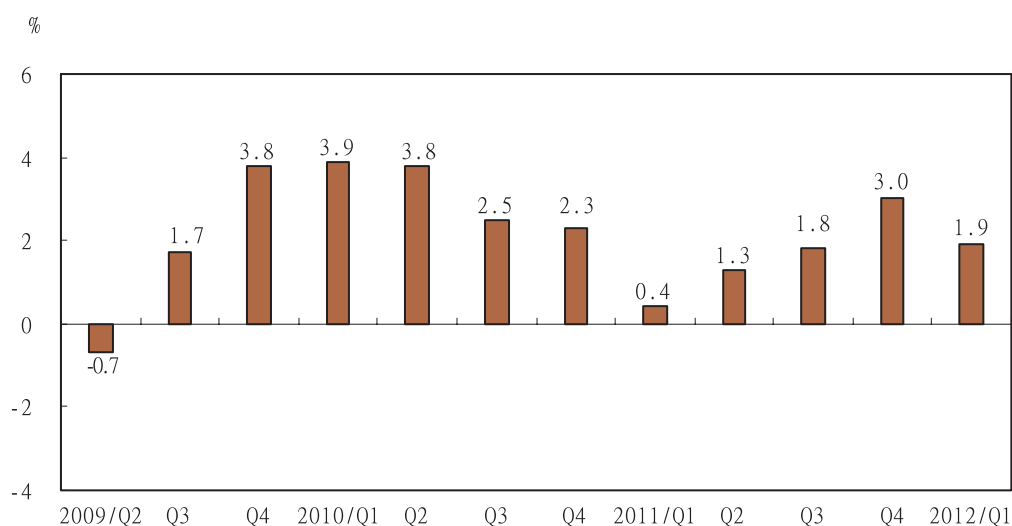


表2 美國重要經濟指標

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 %	
2009	-3.5	9.3	-11.4	1.7	-0.4	-2.5	-503,583
2010	3.0	9.6	5.4	1.0	1.6	4.2	-634,898
2011	1.7	8.9	4.1	1.7	3.2	6.0	-727,394
2011/ 6	1.3	9.1	3.1	1.6	3.6	6.9	-64,540
7		9.1	3.4	1.8	3.6	7.2	-60,008
8		9.1	3.4	2.0	3.8	6.6	-59,207
9	1.8	9.0	3.2	2.0	3.9	7.2	-58,536
10		8.9	4.2	2.1	3.5	6.0	-59,189
11		8.7	4.1	2.2	3.4	5.8	-62,180
12	3.0	8.5	3.8	2.2	3.0	4.7	-64,294
2012/ 1		8.3	4.4	2.3	2.9	4.2	-65,953
2		8.3	5.1	2.2	2.9	3.4	-59,480
3	1.9	8.2	3.6	2.3	2.7	2.8	-66,664
4		8.1	5.1	2.3	2.3	1.9	-64,516
5		8.2	4.7	2.3	1.7	0.8	

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

美國Fed的預測值則為1.9%~2.4%。

根據美國海關貿易統計，本年第1季出、進口分別成長7.9%與7.6%，貿易入超增為1,921億美元(表2)；4月出、進口成長率分別降為3.9%與6.4%，貿易入超則為645億美元。

勞動市場方面，本年5月失業率由4月之8.1%略升至8.2%，非農就業人數則僅較4月增加6.9萬人，為2011年5月以來最低增額；另截至6月23日當週，初領失業救濟金人數為38.6萬人，僅較上週之本年高點略減6千人，顯示就業市場復甦仍陷停滯。

二、通膨降溫

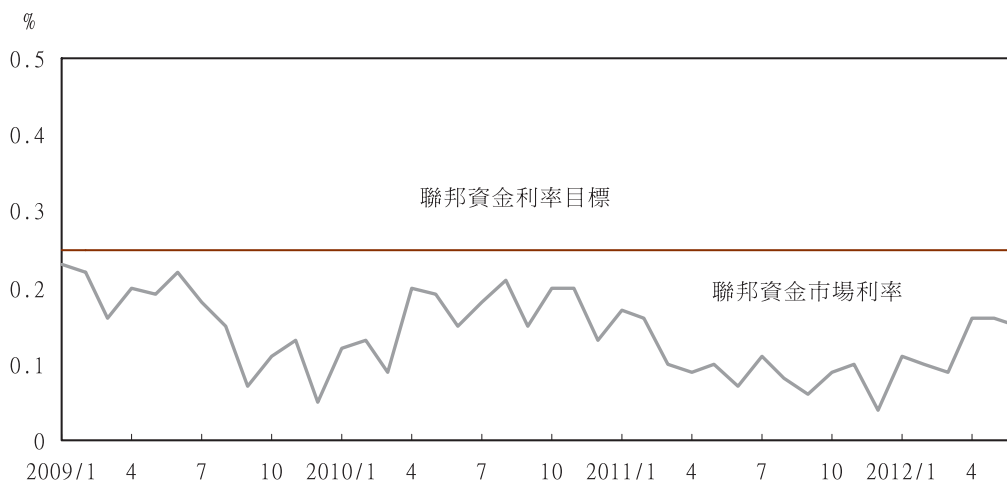
本年第1季消費者物價指數(CPI)年增率為2.8%，5月降至1.7%，為1年多來最低，主要係能源及食品價格下跌所致；5月扣除能源與

食品之核心CPI年增率則連續3個月持平，為2.3%；個人消費支出物價指數(PCEPI)年增率亦由4月之1.9%降至1.5%。Global Insight預測本年CPI年增率將降為1.7%。

三、Fed將維持低利率目標至少到2014年後期

2008年12月以來，美國聯邦公開市場委員會(FOMC)持續將聯邦資金利率目標維持於0%~0.25%(圖4)。本年6月FOMC會後新聞稿指出，美國經濟雖溫和成長，但就業增加幅度下滑，失業率仍高。為支持更強勁的經濟復甦，並確保通膨水準逐漸與委員會目標一致，FOMC決定維持聯邦資金利率於0%~0.25%目標區間，至少到2014年後期，並延長扭轉操作至2012年底，額度增加2,670億美元。

圖4 美國聯邦資金利率目標與市場利率



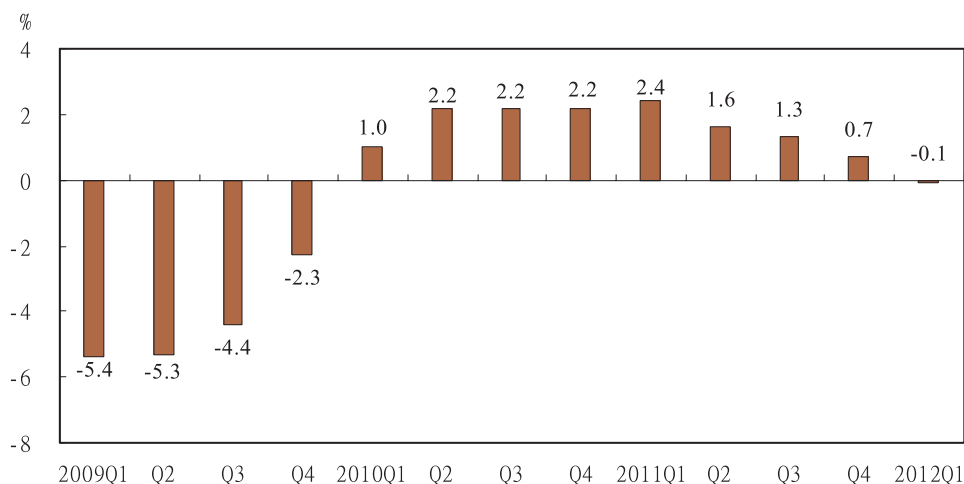
參、歐元區經濟前景暗淡，通膨降溫，歐洲央行(ECB)維持政策利率不變

一、預期經濟微幅衰退

本年第1季，歐元區經濟成長率由上年第4季之0.7%降至-0.1%(圖5)；與上季比之季變動率則由上年第4季之-0.3%升為0.0%。其中，固定資本形成持續負成長，輸出則由

衰退轉為成長。關於歐債問題，法國總統Hollande主張財政擲節應兼顧經濟成長之政策立場；西班牙銀行業呆帳率攀高，借貸成本飆升，資金嚴重外流；而希臘紓困協議後續談判之不確定性仍在。歐債危機惡化恐

圖5 歐元區經濟成長率



致使歐元區本年經濟陷入微幅衰退。Global Insight 預測本年經濟成長率為-0.4%。

德國本年第1季經濟成長率由上年第4季之2.0%降至1.2%；與上季比之季變動率則由上年第4季之-0.2%升為0.5%。其中，固定資本形成轉呈負成長，輸出則由衰退轉為成長。Global Insight預測本年經濟成長率為1.0%。

勞動市場方面，本年以來，歐元區失業

率逐步攀升，至5月為11.1%(表3)，創歷史新高；其中，法國失業率由第1季之10.0%續升至5月之10.1%，惟德國失業率1至6月均維持在6.8%。

二、通膨降溫

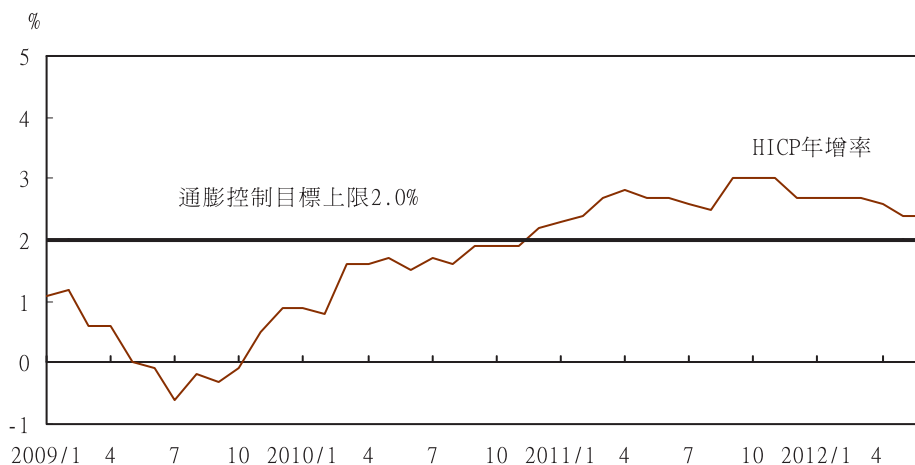
本年以來，歐元區調和消費者物價指數(HICP)年增率逐步下滑，至6月為2.4%(圖6)；本年1至4月扣除能源及未加工食品之

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 (不包括營建業) 年增率 %	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 %
2009	-4.4	9.6	-14.9	-17.9	-20.5	16,644	-0.4	0.3	1.00
2010	2.0	10.1	7.3	20.1	21.6	691	2.1	1.6	1.00
2011	1.5	10.1	3.5	13.1	13.9	-11,928	2.3	2.7	1.00
2011/ 7		10.1	4.3	5.4	8.9	2,043	2.0	2.6	1.50
8		10.2	5.1	14.2	14.1	-5,679	2.7	2.5	1.50
9	1.3	10.3	2.2	10.1	10.8	1,886	2.8	3.0	1.50
10		10.5	1.1	5.9	9.6	-47	2.6	3.0	1.50
11		10.6	0.0	10.7	5.6	5,533	1.9	3.0	1.25
12	0.7	10.7	-1.4	10.7	3.6	8,891	1.5	2.7	1.00
2012/ 1		10.8	-1.4	11.0	4.1	-8,686	2.3	2.7	1.00
2		10.8	-1.5	11.1	7.2	1,958	2.7	2.7	1.00
3	-0.1	11.0	-1.6	4.5	0.4	7,486	3.0	2.7	1.00
4		11.0	-2.4	6.1	-0.9	5,178	2.5	2.6	1.00
5		11.1					2.9	2.4	1.00
6								2.4	1.00

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



核心HICP年增率均維持在1.9%，5月降至1.8%。

ECB預期本年通膨率將超出ECB通膨

目標2%，明(2013)年初可望降至2%以下。

Global Insight預測歐元區本年通膨率降為

2.3%。

三、ECB政策利率維持不變

鑑於經濟下滑風險升高，ECB管理委員會(ECB Governing Council)自上年12月調降政策利率(主要再融通操作利率)0.25個百分點至1.0%之歷史低點後，至6月底維持不變。為因應嚴峻的經濟金融情勢，持續挹注

市場流動性，本年6月6日之決策會議決議，延長目前固定利率形式之主要再融通操作(Main Refinancing Operations)，至少到2013年1月15日，並採行3個月期較長天期再融通操作(Long-Term Refinancing Operations)至本年底。

肆、日本經濟回溫，央行擴大資產購買金額

一、災後重建效應帶動經濟回溫

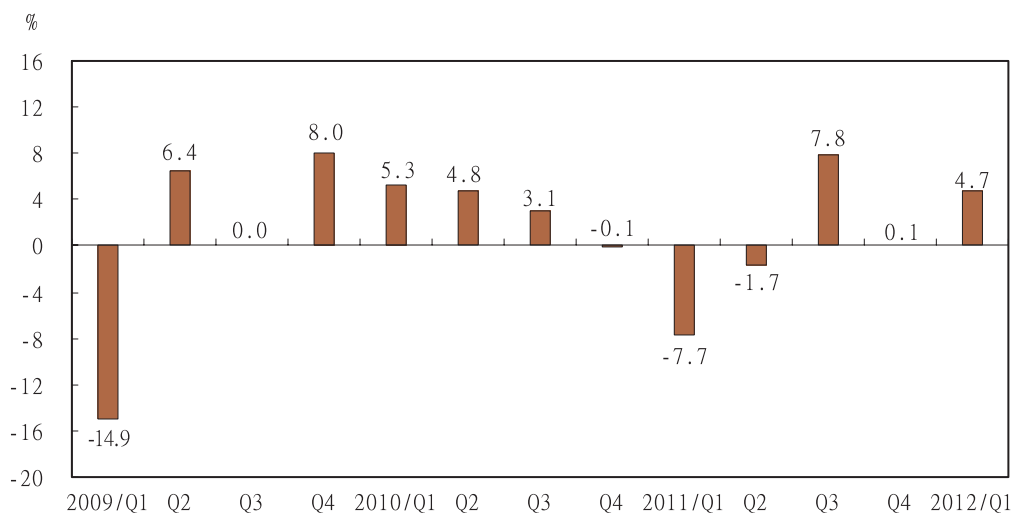
由於災後重建工程帶動公共投資增加，加以政府補助民眾購買節能汽車，刺激民間消費成長，本年第1季日本經濟成長率(與上季比，換算成年率)由上年第4季之0.1%躍升至4.7%(圖8)。惟歐債危機升溫，以及夏季供電不足問題，均為未來經濟復甦須面對之挑戰。Global Insight預測本年經濟成長率升為

2.4%。

對外貿易方面，受強勢日圓及全球經濟成長放緩影響，本年第1季出口衰退1.6%；進口則因火力發電用能源需求大增，成長9.9%，致貿易入超擴大至1.54兆日圓(表4)。4~5月出口受上年基期較低影響，成長8.9%，進口亦成長8.7%，貿易入超仍達1.43兆日圓。

勞動市場方面，伴隨景氣回溫，企業求

圖8 日本經濟成長率



才增加，本年5月失業率由4月之4.6%降至4.4%。

二、通縮疑慮未除

本年第1季，企業物價指數年增率由上年第4季之1.4%降至0.5%，4、5月分別再降至-0.3%、-0.5%，主要係國際商品價格回軟所致。第1季CPI年增率由上年第4季之-0.3%升至0.3%，4、5月分別為0.5%、0.2%；第1季剔除生鮮食品之核心CPI年增率，則由上年第4季之-0.2%升至0.1%，4、5月分別為

0.2%、-0.1%。Global Insight預測本年CPI年增率為0.3%。

三、日本央行擴大資產購買金額

為進一步刺激景氣，擺脫通貨緊縮困境，日本央行於本年4月27日將資產購買金額由65兆日圓擴增至70兆日圓，並擴大收購風險較高的資產，例如指數股票型基金(ETF)及不動產投資信託基金(REITs)；6月15日政策會議仍維持無擔保隔夜拆款目標利率於0%~0.1%不變。

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 %			
2009	-5.5	5.1	-21.9	-1.4	-1.3	-5.2	-33.1	-34.8	26,712
2010	4.4	5.1	16.5	-0.7	-1.0	-0.1	24.4	18.0	66,347
2011	-0.7	4.5	-2.4	-0.3	-0.3	2.1	-2.7	12.1	-25,647
2011/ 6	-1.7	4.6	-0.6	-0.4	-0.2	2.5	-1.6	9.9	645
7		4.6	-1.7	0.2	0.1	2.9	-3.3	9.9	677
8		4.4	1.6	0.2	0.2	2.6	2.8	19.2	-7,775
9		7.8	4.2	-2.4	0.0	0.2	2.5	2.3	2,888
10		4.4	0.1	-0.2	-0.2	-0.1	1.6	-3.8	17.9
11	0.1	4.5	-2.9	-0.5	-0.2	1.6	-4.5	11.5	-6,912
12		4.5	-3.0	-0.2	-0.1	1.2	-8.0	8.2	-2,083
2012/ 1		4.6	-1.6	0.1	-0.1	0.5	-9.2	9.6	-14,815
2	4.7	4.5	1.5	0.3	0.1	0.6	-2.7	9.3	254
3		4.5	14.2	0.5	0.2	0.5	5.9	10.6	-871
4		4.6	12.9	0.5	0.2	-0.3	7.9	8.1	-5,239
5		4.4	6.2	0.2	-0.1	-0.5	10.0	9.3	-9,104

資料來源：內閣府及Thomson Datastream。

伍、南韓預期經濟成長放緩，惟通膨風險未除，貨幣政策維持觀望立場

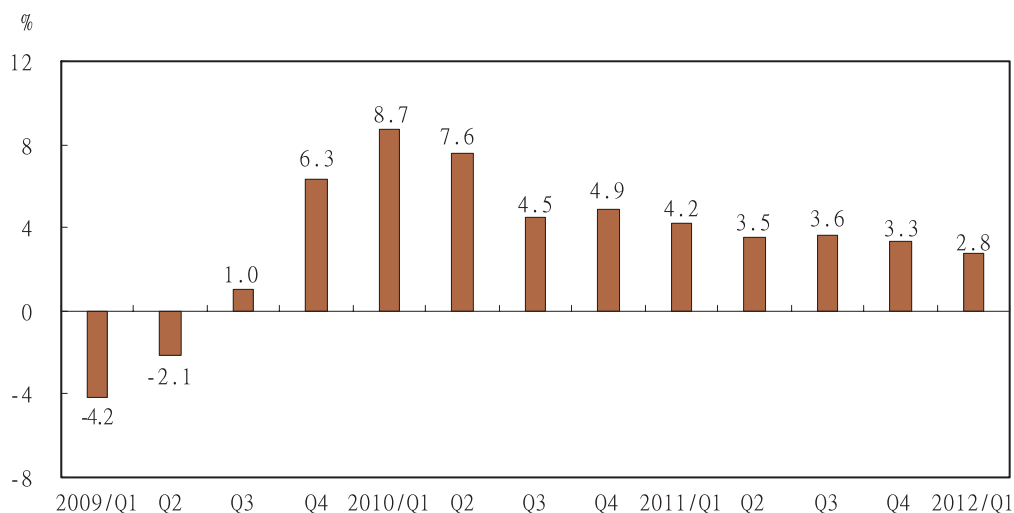
一、經濟成長略緩

南韓本年第1季經濟成長率由上年第4季之3.3%降至2.8%(圖9)，主要成長動力來自半導體產業之企業設備投資增加，以及汽車

及石化產品之出口成長。由於全球景氣趨緩，導致外需走軟，Global Insight預測本年經濟成長率降為2.6%。

對外貿易方面，本年第1季出、進口

圖9 南韓經濟成長率



分別成長3.0%及7.6%，貿易出超為14.4億美元，4~5月出、進口平均成長率分別降至-2.8%及-0.7%(表5)。

勞動市場方面，本年第1季失業率因季節性因素，由上年第4季之2.9%升至3.8%，4、5月因服務業工作機會增加而分別降至3.5%、3.1%。

二、物價漲勢稍緩

本年第1季躉售物價指數(WPI)年增率，由上年第4季之5.0%降至3.2%，4、5月分別再降至2.4%、1.9%。第1季CPI年增率亦由

上年第4季之4.0%降至3.0%，4、5月均為2.5%；第1季剔除農產品及能源之核心CPI年增率亦由上年第4季之3.4%續降至2.5%，4、5月分別再降至1.8%及1.6%。Global Insight預測本年CPI年增率降為2.6%。

三、南韓央行維持政策利率不變

雖然經濟成長持續放緩，惟考量通膨風險未除，南韓央行於本年6月8日之貨幣政策會議重申維持物價穩定之目標，政策利率仍維持於3.25%，已連續12個月不變。

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 %			
2009	0.3	3.6	-0.1	2.8	3.6	-0.2	-13.9	-25.8	40,449
2010	6.3	3.7	16.3	3.0	1.8	3.8	28.3	31.6	41,172
2011	3.6	3.4	6.9	4.0	3.2	6.1	19.0	23.3	30,801
2011/ 6	3.5	3.3	6.4	4.2	3.5	6.2	11.1	27.1	1,912
7		3.3	3.7	4.5	3.6	6.5	21.1	25.1	4,654
8		3.0	4.8	4.7	3.5	6.6	25.5	28.7	410
9	3.6	3.0	7.4	3.8	3.3	5.7	18.0	29.4	1,231
10		2.9	6.6	3.6	3.2	5.6	7.6	15.4	3,904
11		2.9	5.7	4.2	3.5	5.1	11.5	11.2	3,002
12	3.3	3.0	2.9	4.2	3.6	4.3	8.2	13.6	2,255
2012/ 1		3.5	-2.1	3.4	3.2	3.4	-7.4	3.4	-2,233
2		4.2	14.4	3.1	2.5	3.5	20.4	23.6	1,335
3	2.8	3.7	0.7	2.6	1.9	2.8	-1.5	-1.2	2,339
4		3.5	0.0	2.5	1.8	2.4	-5.0	-0.3	2,074
5		3.1	2.6	2.5	1.6	1.9	-0.6	-1.1	2,256

資料來源：Thomson Datastream。

陸、中國大陸經濟與通膨降溫，中國人民銀行降息因應

一、經濟成長加速放緩

本年第1季，中國大陸經濟成長率由上年第4季之8.9%降至8.1%(圖10)，連續5季走緩，主要係內外需雙雙走弱所致。4月工業生產年增率降至9.3%，為近3年來新低，5月略回升至9.6%；另4月出、進口年增率分別降至4.9%及0.3%，5月雖回升至15.3%及12.7%，惟仍低於上年之20.3%及25.0%；4、5月消費品零售總額年增率則分別為14.1%及

13.8%，亦低於上年之17.1%，顯示景氣下行風險增大。Global Insight預測本年經濟成長率降至7.9%。

二、通膨壓力降溫

因食品價格漲勢溫和，復以非食品類價格走勢平穩，本年第1季CPI年增率由上年第4季之4.6%降至3.8%，4、5月各再降為3.4%及3.0%(圖11)。本年第1季工業品PPI年增率

圖10 中國大陸經濟成長率

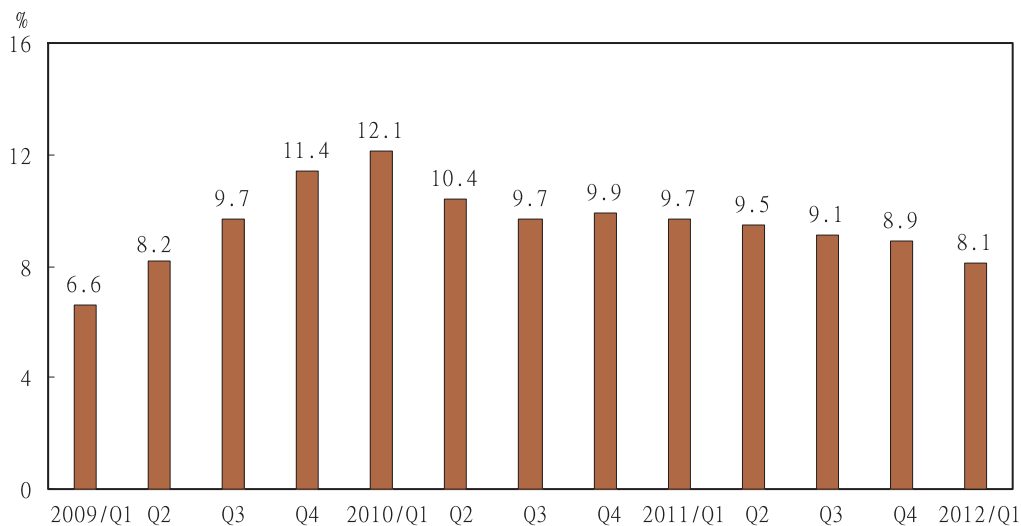
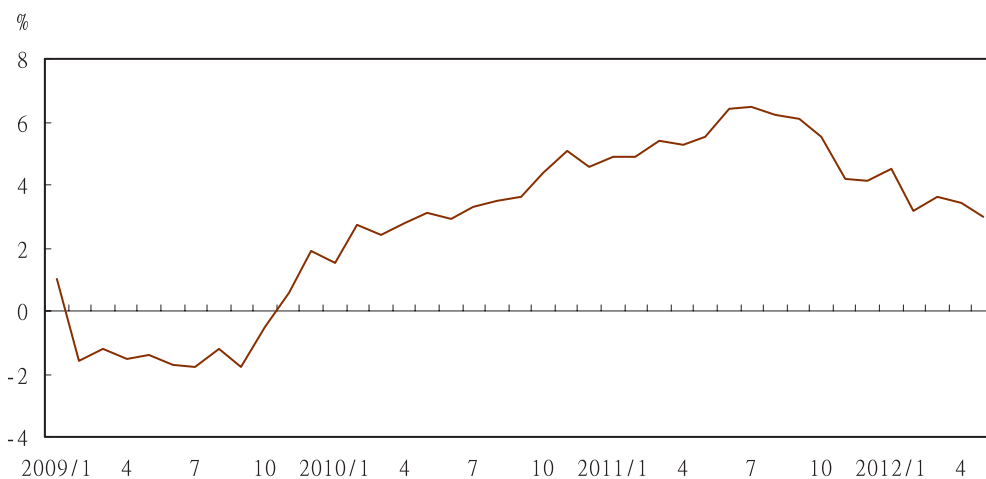


圖11 中國大陸消費者物價年增率



亦由上年第4季之3.1%降至0.1%，4、5月各續降至-0.7%及-1.4%。Global Insight預測本年CPI年增率降為3.0%。

三、調降存準率與基準利率，並推出擴大內需政策

鑑於景氣降溫，通膨壓力減弱，中國人

民銀行於上年12月、本年2月及5月分別調降金融機構存款準備率各0.5個百分點(其中大型金融機構降為20.0%)；近期放款需求穩健成長，本年5月銀行放款年增率由4月之15.4%回升為15.7%，M2年增率亦由4月之12.8%回升為13.2%。

中國人民銀行並自6月8日起調降金融

機構存放款基準利率，其中1年期存放款基準利率各降0.25個百分點，分別至3.25%及6.31%，且調整利率浮動區間，使存放利差

縮小，銀行定價自主權提高。另國務院亦於5月推出節能家電等產品消費補貼措施，以及加速審核投資案等，以提振經濟。

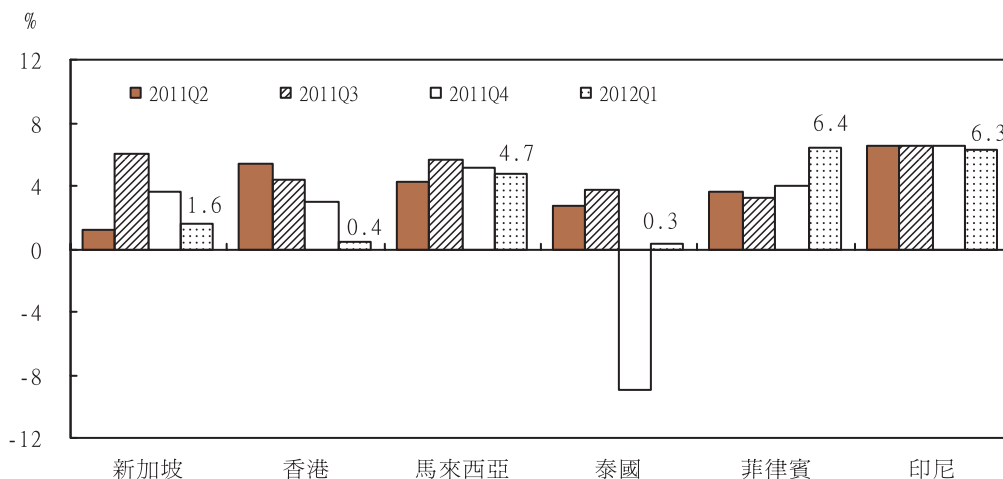
柒、多數亞洲新興國家預期經濟成長步伐放緩，調降利率

亞洲新興國家除泰國及菲律賓外，本年第一季經濟成長率均低於上年第四季(圖12)。

新加坡本年第一季經濟成長率，由上年第四季之3.6%大幅降至1.6%，主要係政府消

費支出持續衰退，加以進口大幅成長，致淨輸出對經濟成長貢獻由正轉負所致。預期本年經濟成長將受全球經濟情勢影響而放緩；Global Insight預測本年經濟成長率為2.5%。

圖12 亞洲新興經濟體經濟成長率

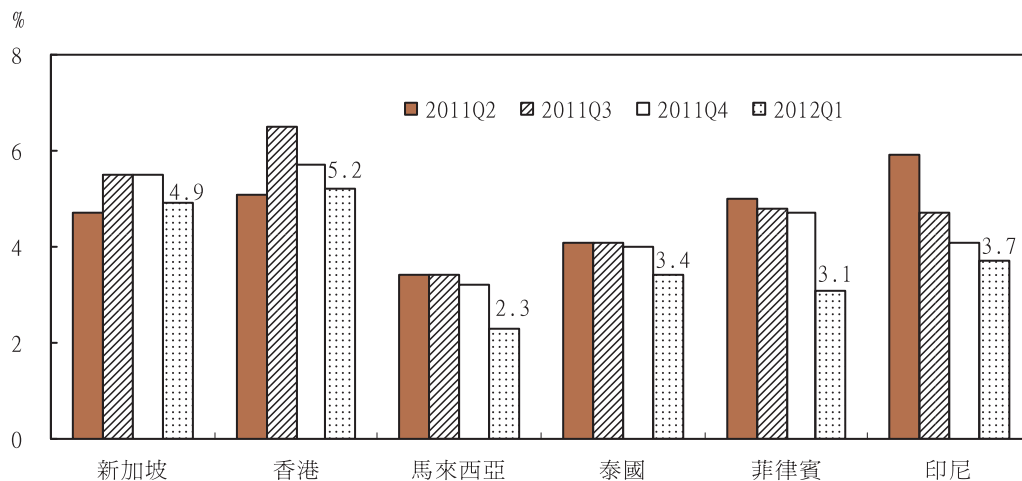


物價方面，因國際原物料價格回穩，近月亞洲新興國家之WPI及CPI年增率普遍下滑(圖13)，Global Insight預測本年亞洲新興國家通膨率均將自上年之高點下滑。

貨幣政策方面，部分亞洲新興國家為因應國內外景氣減緩，本年以來轉向調降政策

利率。4月以來，印度調降附買回及附賣回利率各0.5個百分點，分別至8.0%及7.0%；惟新加坡因考量通膨壓力仍在，小幅調高政策匯率區間的斜率，並縮小變動區間，但中線則維持不變。

圖13 亞洲新興經濟體消費者物價年增率



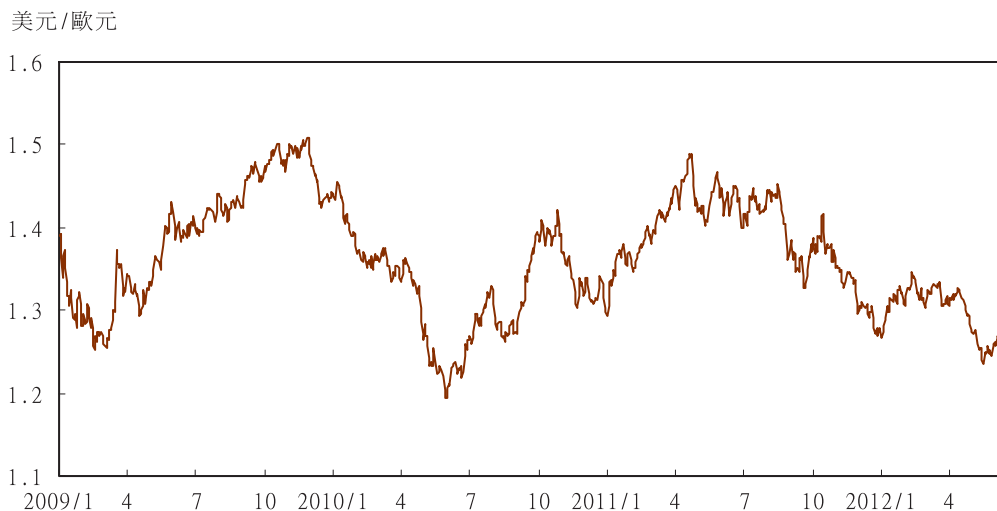
捌、歐元走貶，日圓走升，亞洲新興國家貨幣回貶

一、歐元走貶

本年2月24日歐元升抵1歐元兌1.3456美元後，大抵於1歐元兌1.30~1.34美元區間震盪。4月起，因西班牙銀行業呆帳問題嚴

重，加以希臘政局紛擾，歐債危機升高，歐元走貶；至6月29日為1歐元兌1.2660美元(圖14)，較上年底貶值2.2%。

圖14 歐元對美元匯率

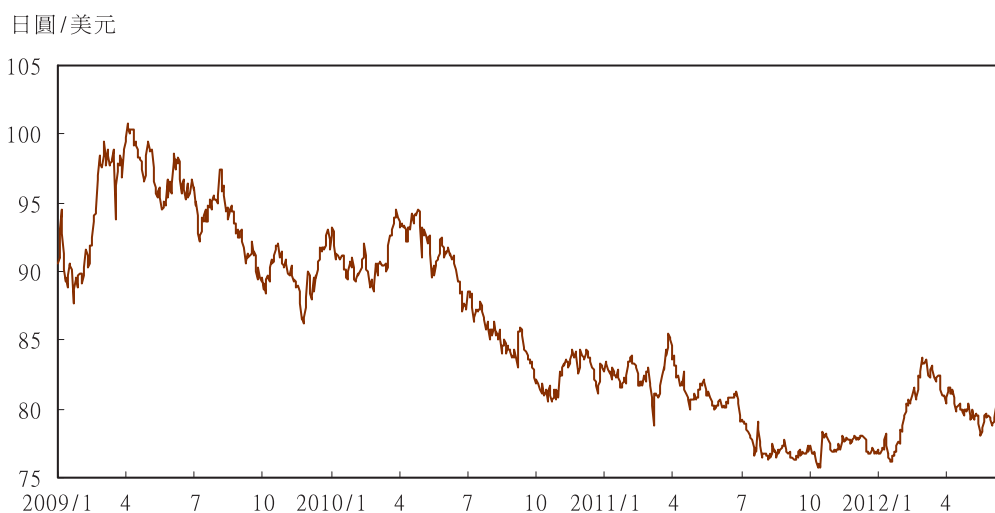


二、日圓走升

2月初以來，因歐債危機略緩，日圓避險需求減少，日圓大幅走貶，至3月14日為1美元兌83.67日圓。3月下旬起，歐債危機再

起，且美國復甦和緩，日圓避險需求大增，日圓兌美元震盪走升，至6月29日為1美元兌79.80日圓(圖15)，惟仍較去年底貶值3.6%。

圖15 美元對日圓匯率



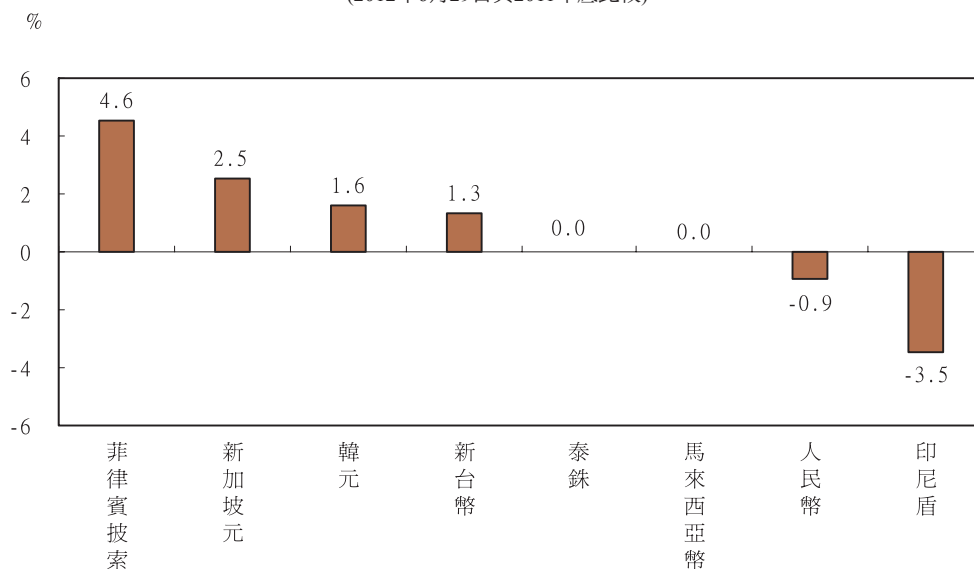
三、多數亞洲新興國家貨幣回貶

本年初，歐、美、日央行持續維持寬鬆貨幣政策，資金流入亞洲，多數亞洲新興國家貨幣升值；惟3月下旬起，回檔盤整。5月以來，歐債危機升高，全球經濟展望轉趨保

守，資金撤出亞洲，多數亞洲新興國家貨幣回貶。6月29日與去年底比較，人民幣及印尼盾等對美元貶值，菲律賓披索、新加坡元、韓元及新台幣等則呈升值(圖16)。

圖16 亞洲新興經濟體貨幣對美元升值幅度

(2012年6月29日與2011年底比較)



玖、國際股市重挫

本年第1季，在美國經濟好轉及歐盟利多政策激勵下，國際股市止跌回升。惟4月以來，希臘政局動盪、西班牙銀行業增資困難，致歐債危機蔓延的疑慮升溫，加上美國經濟表現不如預期，歐美股市大幅下跌；6月中旬以後，伴隨希臘組閣成功、美國房市漸復甦，全球股市出現回穩跡象；6月29日

與3月底比較，美國道瓊工業及那斯達克股價指數分別下跌2.5%及5.1%，泛歐道瓊則下跌8.4%。由於歐債危機重挫亞洲出口，加以中國大陸經濟走緩，亞洲新興國家股市走跌，6月29日與3月底比較，台灣、南韓跌幅均達7%以上，日本則大跌10.7%(圖17、圖18、圖19、圖20、圖21)。

圖17 美國道瓊工業股價指數

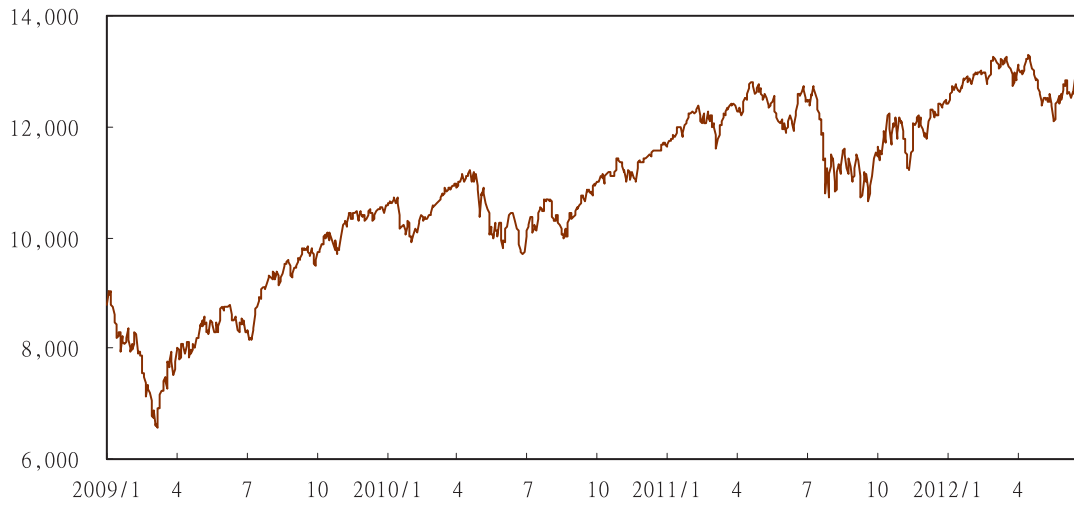


圖18 美國那斯達克股價指數

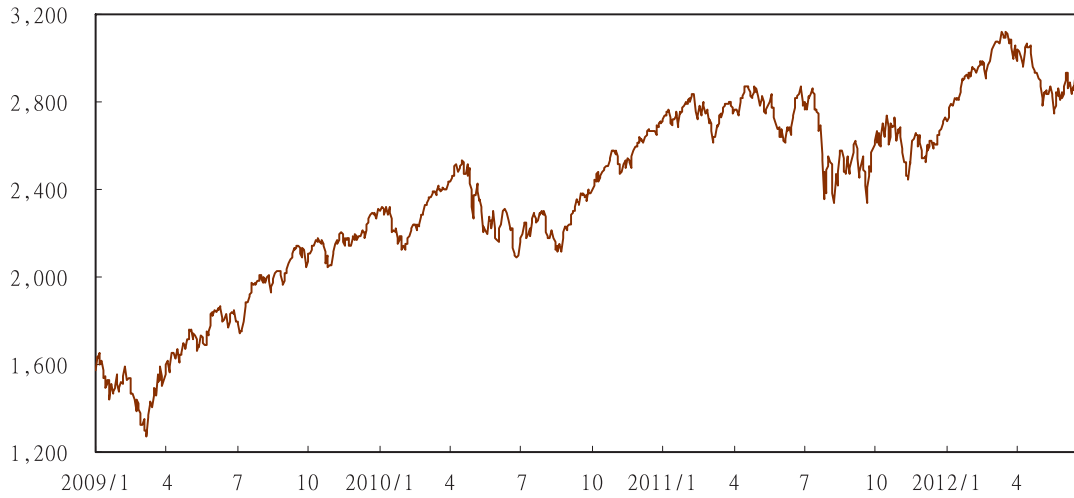


圖19 泛歐股價指數

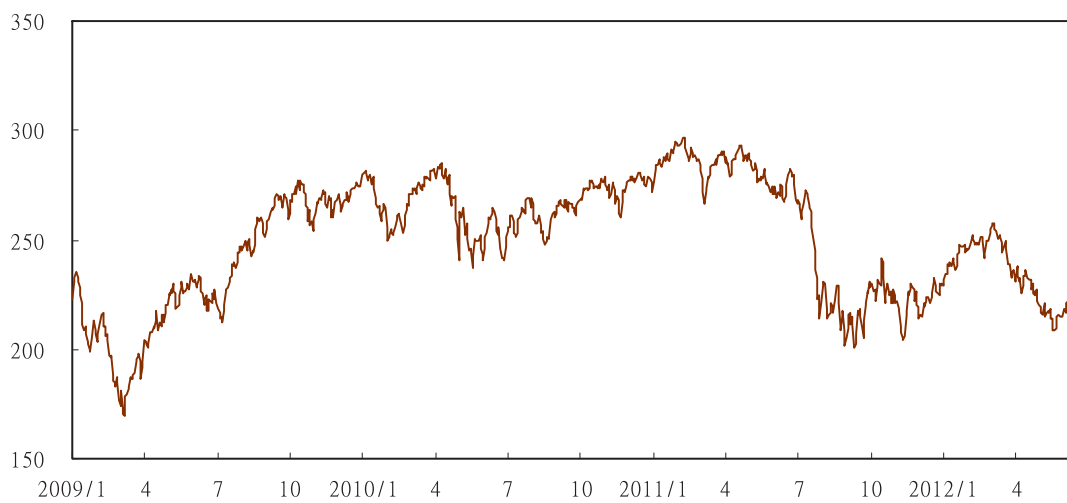


圖20 日本N225股價指數

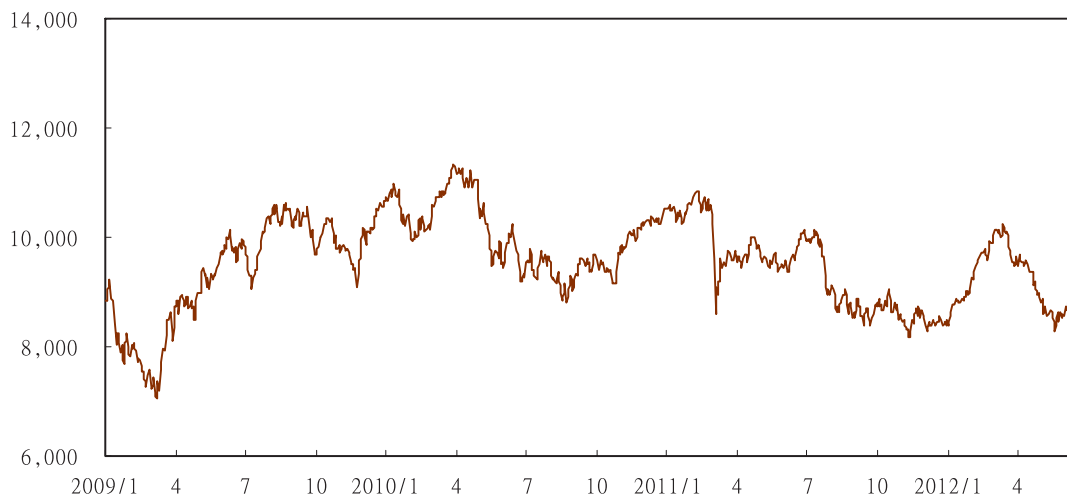
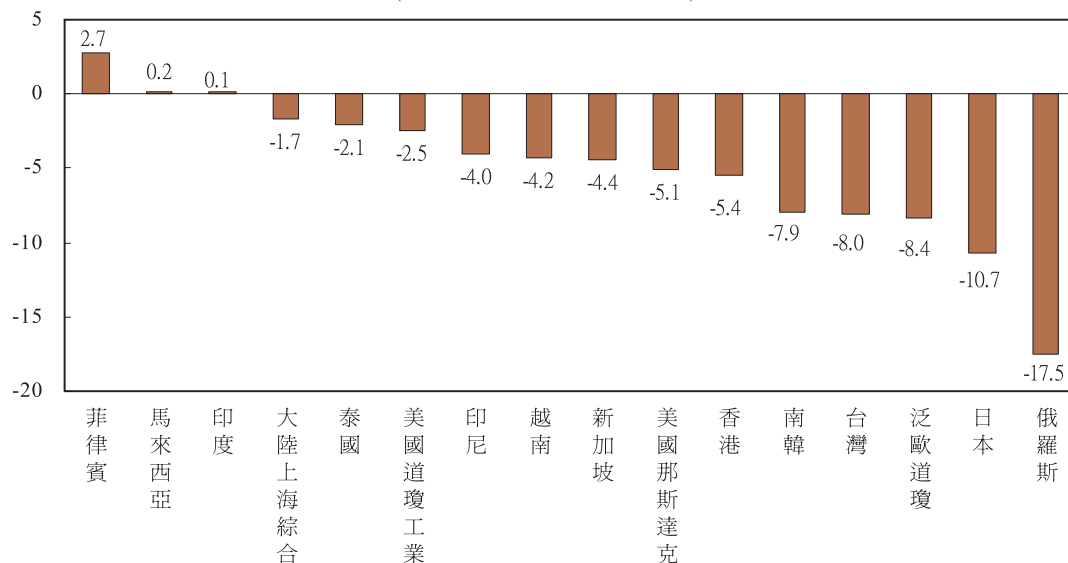


圖21 國際股價變動幅度

(2012年6月29日與2011年底比較)



拾、國際商品價格反轉走低

本年2月24日Thomson Reuters/Jefferies CRB(以下簡稱CRB)期貨價格指數升抵本年高點325.91點後微幅下滑，3至4月大抵維持在300~320點區間。5月起，歐債危機升高，全球經濟展望轉趨保守，CRB指數大幅下滑，6月21日達267.16點之本年低點後反彈，至6月29日為284.19點，較上年底下跌6.9%(圖22)。此外，JOC指數亦於5月起轉降，6月27日達113.88點之本年低點後回升，6月29日為114.53點，亦較上年底下跌2.4%。

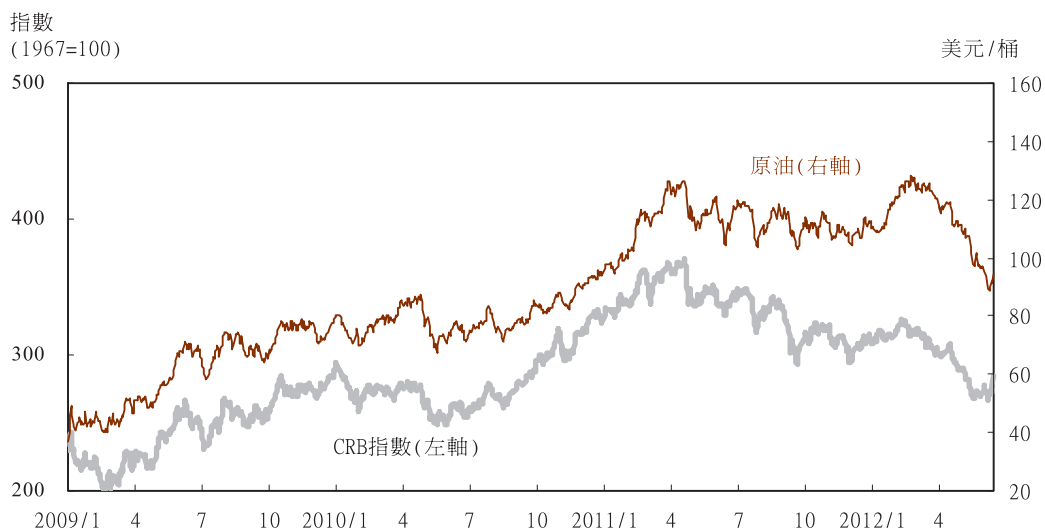
世界銀行指出，受中國大陸經濟走緩影響，大宗商品價格可能走跌，能源商品價格所受到的衝擊將最大。

本年初，由於伊朗情勢緊張，國際原油

(英國北海布蘭特原油)價格震盪走升，至3月8日達每桶128.22美元之高點。嗣受伊朗情勢漸緩、美國原油庫存大增、歐債危機升高及全球景氣下滑風險上升等影響，油價轉趨下滑，6月25日達88.69美元之本年低點後，因歐債危機稍緩之激勵，出現止跌跡象，至6月29日為94.33美元，惟仍較上年底下跌11.6%(圖22)。

國際能源總署(IEA)指出，受歐債危機及中國大陸經濟走緩之影響，原油需求下滑，預估未來油價將續走低。Global Insight 6月14日預測本年平均國際原油價格為104.3美元，低於上年平均之111.0美元。

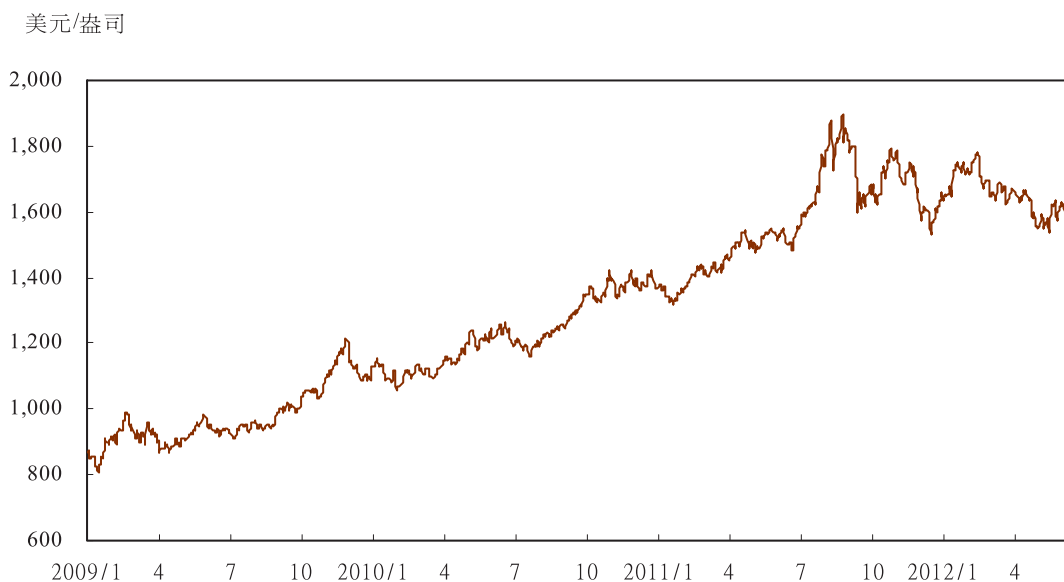
圖22 布蘭特原油價格及CRB期貨指數



國際黃金方面，年初在波灣地緣政治風險提高，及美國貨幣政策持續寬鬆下，金價走高，至2月28日達到本年高點每盎司1,781美元；之後受中國大陸經濟成長放緩、歐債危機持續擴大，加以美元走強影響，金價反

轉走跌，5月30日達到本年新低1,540美元。6月金價仍受歐債紛擾與對美國量化寬鬆政策之預期影響而大幅震盪，至6月29日為1,598.5美元，較去年底上漲1.8%(圖23)。

圖23 倫敦黃金現貨價格



拾壹、影響全球經濟前景之變數

4月IMF及5月OECD等國際組織之經濟展望報告均指出，歐元區主權債務危機攀升、金融體系疲弱、過度財政擲節及景氣低迷等風險，正日漸形成惡性循環。

歐債危機仍是威脅全球經濟之最大風險，若危機惡化，並外溢至歐元區以外地

區，勢必嚴重衝擊全球經濟。

其他潛在風險尚有：地緣政治的不確定性可能導致油價急劇上升、日本及美國龐大的預算赤字及政府債務可能引發全球債市及股匯市動盪，以及部分新興經濟體經濟急劇減速等。

國內經濟金融日誌

民國101年4月份

- 1日 △經濟部宣布油氣價格合理化方案，自4月2日起實施。各項油氣價格調整機制維持不變，並取消汽油、柴油及燃料油減半調漲措施。
- 2日 △華南銀行宣布其深圳分行獲准承辦台資企業人民幣業務，為大陸地區首家承辦人民幣業務之台資銀行。
- 3日 △行政院公告自4月6日起至10月5日止，機動調減進口玉米應徵之營業稅100%。
- 6日 △金管會訂定「臺灣地區銀行對大陸地區之授信、投資及資金拆存總額度計算方法說明」，所定之總額度不得超過銀行上年度決算後淨值之1倍，其計算方法經洽商中央銀行意見，並自6月1日生效。
- 10日 △經濟部公告修正「在大陸地區設立辦事處從事商業行為審查原則」，設立5年以上的全國性經貿團體，其設立宗旨或任務係促進工業、商業、投資及貿易發展等事項者，得申請赴大陸地區設立辦事處。
- 12日 △經濟部宣布電價合理化方案，調整幅度以工業最高，商業次之，住宅最低，自5月15日起實施。
- 18日 △公平交易委員會決議持續運作「防制人為操縱物價專案小組」，並已立案調查23項重要民生物資，避免物價受聯合壟斷或人為操縱影響。
△金管會開放證券商及其直接、間接持股100%之子公司得投資大陸地區創業投資事業、創業投資管理顧問公司及財務諮詢顧問公司等事業，並自即日生效。
△經濟部發布施行「大陸地區經貿事務非營利法人或團體或其他機構來臺設立辦事處許可辦法」，將正式受理大陸地區經貿團體申請來臺設立辦事處。
- 23日 △中央銀行邀請辦理不動產授信業務前九大行庫董事長，共同研商不動產授信業務風險控管事宜。
- 30日 △金管會發布修正「銀行法第五十條第二項所定銀行財務業務健全標準規定」第2點規定，增訂分配後法定盈餘公積需達實收資本總額之75%，並將資本適足率提高為12.5%以上，以及第一類資本適足率提高為10.5%以上。

民國101年5月份

- 1日 △馬總統宣布電價合理化方案採3階段調整，6月10日調漲原公告方案調幅之40%，12月10日再調漲40%，最後20%則俟台電改革具體有成後，再決定實施日期。
- 3日 △主計總處宣布，物價、就業及國民所得概估統計，發布時間由現行之下午改為早上，惟須提國民所得評審會審議之國民所得初步統計及經濟預測，仍維持於下午發布。
- 10日 △法務部檢調機關協助會同公平會、行政院消保處、經濟部、農委會、財政部等機關，實施「全國各地檢署與相關行政機關聯合同步查處（緝）行動」，以遏止有心人士任意漲價或藉機囤積、哄抬、壟斷物價。
- 15日 △中央銀行函釋，借款人以既有房貸增貸購買特定地區住宅，亦屬「中央銀行對金融機構辦理土地抵押貸款及特定地區購屋貸款業務規定」所定「以其他貸款名目額外增加貸款金額」之情形，增貸資金及購屋貸款合併限貸該住宅鑑價之6成。
- 18日 △我國與紐西蘭雙方代表處共同宣布完成洽簽經濟合作協議(Economic Cooperation Agreement, ECA)之可行性研究，近期將展開正式談判。
- 21日 △為期於短期內提振出口，經濟部規劃「101出口龍騰計畫」，新增投入新台幣31.6億元，自即日起至本年底，協助廠商推升出口。
- 24日 △財政部宣布，自本年7月起，直轄市及縣(市)政府將於每月10日在該府網站首頁公告前1個月長、短期及自償性債務餘額暨平均每人負擔債務金額，俾落實全民監督，激勵地方政府有效改善財務狀況。
- 28日 △台灣銀行宣布辦理高價位房貸案件管控措施，對於台北市及新北市部分地區買賣總價新台幣8,000萬元以上，以及其他地區5,000萬元以上，每坪單價150萬元以上之房貸，不予承做，並限制核貸成數與調升貸款利率。
- 29日 △金管會修正發布「金融機構接受外國貨幣及外國證券為擔保品辦理新臺幣授信」規定，未來國內銀行可將大陸地區中央政府債券，以及規模在世界排名前1,000名內之大陸地區金融機構所發行之定存單，納為擔保品，辦理新臺幣授信。

民國101年6月份

- 7日 △行政院公布從上游到下游的全面性穩定物價措施，要求各部會運用政策工具，

掌握與控管民生必需商品從生產到銷售整體流程的價格，建構完備的穩定物價網絡。

△台北富邦銀行與大陸廈門銀行合作，開辦「人民幣同業往來帳戶」業務，提供人民幣跨境貿易結算服務。

△永豐銀行與大陸中國工商銀行合作，開辦國際金融業務分行(OBU)匯款平台，首創兩岸人民幣即時服務。

11日 △金管會召集銀行公會、財金公司、信聯社及各主要銀行業者代表，研商民眾於假日之存款起息時點事宜，會中達成應於當日開始計息之共識，並給予業者3個月調整期。

△美國政府宣布將我國列入「減少自伊朗進口原油國家」名單，據此，台灣將與西歐、日本，以及名單上之其他國家，同樣免受美國切斷金融往來之威脅。

15日 △財政部核釋，所有權人出售持有2年以內重劃中土地，仍應課徵特種貨物及勞務稅。

21日 △中央銀行理事會決議，重貼現率、擔保放款融通利率及短期融通利率維持不變，年息各為1.875%、2.25%及4.125%；並自6月22日起，對高價住宅貸款採行針對性審慎措施，台北市及新北市住宅鑑價或買賣金額高於8,000萬元、其他地區高於5,000萬元者，貸款成數不得超過6成，且無寬限期。

22日 △中國銀行台北分行正式開業，為大陸商業銀行首家在台營運之分支機構。

△金管會修正發布個人傷害保險(不含旅行平安保險)計算保險費採用之危險發生率下限規定，將現行採主約設計之發生率下限規定由萬分之6.545調降為萬分之4.091，並自7月1日起實施。

26日 △金管會針對房貸餘額、土建融資餘額及所有不動產擔保放款逾規定比率之銀行，要求須於年底前改善。

28日 △內政部宣布，不動產成交案件實際資訊申報登錄制度於8月1日起實施。不動產成交案件之權利人(買方)、地政士及不動產經紀業者，須在買賣案件辦理完成所有權移轉登記、簽訂租賃契約書後或委託代銷契約屆滿或終止30日內，向主管機關申報登錄。

△內政部營建署督導之板橋浮州合宜住宅第一階段出售事宜，自本日至7月29日止，由建商受理符合承購資格民眾之預購登記申請。

國際經濟金融日誌

民國101年4月份

- 11日 △亞洲開發銀行（ADB）之「2012年亞洲發展展望報告」（Asian Development Outlook 2012）指出，儘管全球需求疲弱，亞洲開發中國家2011年經濟溫和成長7.2%，2012年成長將放緩至6.9%，2013年則將回升至7.3%，預期未來數年仍能維持成長動能。
- 13日 △新加坡貨幣管理局小幅調高政策匯率區間的斜率，並收窄寬度，但中線則維持不變。
- 17日 △IMF之「世界經濟展望報告」（World Economic Outlook）指出，全球經濟前景再度逐步轉強，但下行風險依然嚴峻，預測2012年全球經濟成長率將由2011年之3.9%降至3.5%，2013年則加速至4.1%。
△為提振經濟，印度央行宣布調降附買回及附賣回利率各2碼分別至8.0%及7.0%。
- 18日 △西班牙央行公布，銀行業2月壞帳金額達1,438億歐元，壞帳比率達8.16%，為1994年10月以來首度超過8%，主因是2008年房市泡沫化後，大量房地產的相關貸款惡化。
△IMF之「全球金融穩定報告」（Global Financial Stability Report）指出，歐元區銀行面臨強大的去槓桿化壓力，未來18個月內，可能需要出售2.6兆美元資產，恐將危及區域內金融體系之穩定，並影響歐元區甚至全球之經濟成長動能。
- 27日 △標準普爾（S&P）將西班牙的長期債信評等，由「A」調降2級至「BBB+」，信評展望維持「負向」。
△為進一步刺激景氣，擺脫長期以來之通貨緊縮，日本央行將資產購買金額由65兆日圓增至70兆日圓，政策利率則仍維持於0%~0.1%不變。

民國101年5月份

- 1日 △因經濟成長疲弱，通膨率大幅回落，澳洲央行調降政策利率2碼至3.75%。
- 6日 △希臘舉行國會大選，原先支持財政摺節以取得歐盟紓困金的新民主黨及泛希臘社會運動黨之執政聯盟席次未過半，無法組成新聯合政府。

- △法國總統大選，主張刺激經濟成長取代嚴格財政撙節之Francois Hollande擊敗現任總統Nicolas Sarkozy當選新任總統，市場擔憂原先德國與法國共同主導的財政撙節政策恐將生變。
- 9日 △西班牙主要銀行Bankia因財務陷入困境遭政府收歸國有，該行對房地產曝險部位為該國銀行界最高。
- 13日 △德國占全國選民人口最多的Nordrhein-Westfalen邦，舉行地方議會選舉，主張「經濟成長優先、財政紀律次之」的社會民主黨擊敗總理Angela Merkel的基督教民主黨。
- 14日 △穆迪（Moody's）調降義大利26家銀行之信評，主因該國銀行業面臨歐債危機所帶來之衝擊加劇。
- 17日 △穆迪（Moody's）調降西班牙16家銀行與4個地方政府之信評，主因該國金融情勢惡化，及降低預算赤字目標恐無法達成。
△惠譽（Fitch）因希臘退出歐元區風險攀升，將其長期債信評等由「B-」調降2級至「CCC」。
- 22日 △OECD之「經濟展望報告」（Economic Outlook No. 91）指出，全球經濟持續復甦，惟主要風險依然存在，預測2012年全球經濟成長率將由2011年之3.6%降至3.4%，2013年則回升至4.2%。
- 23日 △世界銀行之「東亞暨太平洋地區經濟半年報」（East Asia and Pacific Economic Update）指出，由於外需持續疲弱，預期2012年東亞開發中經濟體經濟成長率將由2011年之8.2%持續降至7.6%，2013年則回升至8.0%。
- 31日 △西班牙央行公布，本年3月約有662億歐元資金淨流出，為1990年有紀錄以來之最高金額；1至3月共有約970億歐元淨流出，約為該國GDP的10%，顯示資金外流嚴重。

民國101年6月份

- 5日 △鑑於國內經濟成長溫和，國際經濟環境疲弱，加以通膨壓力減緩，澳洲央行宣布將現金利率目標由3.75%調降至3.50%，為2009年12月以來之新低。
- 6日 △歐洲央行（ECB）決議，延長目前固定利率形式之主要再融通操作（Main Refinancing Operations），至少到2013年1月15日，並採行3個月期較長天期再融通

操作（Long-Term Refinancing Operations）至本年底。

- 7日 △鑑於景氣降溫，通膨壓力減弱，中國人民銀行宣布自6月8日起調降金融機構存放款基準利率，其中1年期存放款基準利率各降0.25個百分點，分別至3.25%及6.31%；此外並調整利率浮動區間，使存放款利差縮小，銀行定價自主權提高。
- △惠譽（Fitch）將西班牙的長期債信評等由「A」調降3級至「BBB」，信評展望維持「負向」，主因係該國財政困境難以進行銀行業重整，尋求外援的可能性升高。
- 12日 △Fitch調降西班牙18家銀行的長期發行人違約評等（Issuer Default Rating, IDR），主因係銀行持有資產可能進一步惡化。
- △世界銀行之「全球經濟展望」（World Economic Prospects）報告指出，由於歐債問題對投資人信心及經濟成長前景的影響，全球經濟將面臨長達數年的動盪，預測本年全球經濟成長率將由2011年之2.7%降至2.5%，2013年則可望回升至3.0%。
- 13日 △穆迪（Moody's）將西班牙、賽普勒斯的長期債信評等，分別由「A3」調降3級至「Baa3」、「Ba1」調降2級至「Ba3」，主因係西班牙政府債務負擔增加、賽普勒斯銀行業紓困金可能須增加。
- 17日 △希臘舉行國會大選，支持撙節措施之新民主黨以29.66%之得票率獲勝，並可望組成聯合政府。
- 20日 △美國Fed為提振景氣，決定維持聯邦資金利率於0%~0.25%目標區間，至少到2014年後期，並延長扭轉操作至2012年底，額度增加2,670億美元。
- 22日 △歐洲央行（ECB）宣布放寬貸款之部分資產擔保證券等級門檻及條件要求，以紓解西班牙等南歐國家的銀行資金緊俏壓力，並使銀行增加對企業及家庭放款。
- 25日 △西班牙正式向歐盟請求1,000億歐元的銀行業紓困貸款，以重整該國銀行業。
- △賽普勒斯因銀行業深受希臘債務危機衝擊，正式向歐盟尋求紓困，成為歐元區第5個尋求金援的國家。
- 28日 △歐盟理事會（European Council）決議：(1)責成ECB建立單一的銀行監理機制；(2)在以上機制確立後，可透過現有的歐洲紓困機制注資銀行，並購買成員國的主權債券；(3)推出規模1,200億歐元（約為歐元區GDP的1.0%）的促進就業和經濟成長計畫。

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	12072880010	秘書處	認識通貨膨脹	圖書	贈閱	
36	12072890017	秘書處	認識中央銀行	圖書	贈閱	
37	1009004168	秘書處	中央銀行在我國經濟發展中的貢獻	圖書	贈閱	
38	1009200895	秘書處	The Central Bank of China (Taiwan)	圖書	贈閱	
39	2007300032	中央印製廠	印刷科技季刊	季刊	100	
40	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	
41	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 (第三十四卷第二期)

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 101 年 6 月
創刊年月：中華民國 68 年 3 月
定價：新台幣250元

展售處：

一、五南文化廣場／網路書店：<http://www.wunanbooks.com.tw>

台中總店／地址：40042台中市中區中山路6號

電話：(04) 2226-0330 傳真：(04) 2225-8234

台北法學店／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) ◆