

考量通貨替代之廣義貨幣需求函數實證研究*

林依伶、陳佩玗**

摘要

我國為一小型開放經濟體，國外變數可能影響本國之貨幣需求，且國內文獻對於加入匯率變數對貨幣需求預測值的影響討論亦不多。因此，本文使用共整合分析法，估計台灣廣義貨幣 (M2扣除外匯存款) 的需求函數。亦嘗試分析有無考量通貨替代效果對貨幣需求函數預測結果的影響，俾供本行貨幣政策制定之參考。

本文之模型實證結果，大致顯示：(1) 根據共整合分析，以實質匯率作為通貨替代效果之代理變數時，廣義貨幣與所得及其他機會成本變數的長期貨幣需求關係，較為穩定且符合理論預期。(2) 根據不同樣本期間的估計結果顯示，以實質匯率作為通貨替代效果之代理變數的估計表現亦較為穩定。(3) 根據樣本內配適結果，若於貨幣需求函數中加入實質匯率，則在捕捉貨幣年增率轉折點時的表現較佳。(4) 依樣本外預測結果發現，若考量匯率變數，可略為降低模型之平均預測誤差。然因匯率相對其他變數波動較大，故可能導致貨幣預測結果易受匯率波動之影響，而造成部份時點預測值波動程度較實際值大。

* 本文初稿完成於民國101年7月。本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、吳研究員懿娟、劉副研究員淑敏、許副研究員碧純與四位匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，特此衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處辦事員。

壹、前言

國內外文獻對於貨幣需求函數的研究未曾間斷過，而我國自1992年起改以M2作為中間目標，每年公布M2貨幣成長目標區^{註1}，因此建立穩定的貨幣需求函數對於央行制定及執行貨幣政策是相當重要的。觀察過去相關文獻，其在建構與估計貨幣需求函數時，選取及設定代表持有貨幣之機會成本的變數並不完全一致。其中機會成本的變數設定部分，實為影響貨幣需求函數是否具穩定性之關鍵因素。

關於持有貨幣的機會成本，除了國內金融或其他替代資產的報酬率外，尚需考量廣義貨幣的自身報酬率 (own rate)。而台灣乃一小型開放的經濟體系，隨著國際間資本管制逐漸消失且金融環境逐漸開放，使得人們持有國際資產組合更加多元化，因此透過國際資金移動效果，外國資產的報酬率將影響本國的貨幣需求，同時匯率的變動亦可能會影響本國貨幣需求，故不能忽視兩者對於我國貨幣需求函數的影響。

基本上，匯率變動影響貨幣需求的途徑主要有兩個，第一為「財富效果」，Arango與Nadiri (1981) 說明本國貨幣貶值會增加本國人所持有外國資產的價值，故透過財富效果，使得國內的貨幣需求增加。第二為「通貨替代效果 (currency substitution effect)」，若預期本國貨幣貶值，則持有外國資產報酬

率相對較持有本國貨幣為高，因而造成本國貨幣與國外相關資產之間的替代(此為廣義之通貨替代定義)，促使本國人調整本國貨幣與國外資產的組合，進而減少對本國貨幣之需求。故而匯率變動可能對貨幣需求造成一定的干擾與衝擊^{註2}。

至於有關貨幣需求函數的估計方法，Breuer與Lippert (1996) 提及貨幣需求函數是否具穩定與定態關係，兩者之間並非全然獨立，因為不具定態關係的貨幣需求函數 (即短期貨幣需求偏離均衡時，無法自行調整至長期均衡)，是導致貨幣需求函數不穩定的因素之一。由於貨幣需求函數內的總體變數，其時間序列大多具單根，因此，探討我國貨幣需求函數中的相關變數是否具有長期的穩定關係，等同檢定貨幣需求函數內所有變數是否具共整合關係，並可以誤差修正模型 (error correction model，以下簡稱ECM)，檢視貨幣需求函數內所有變數之間的長短期關係。以具有共整合關係的ECM估計貨幣需求函數具有以下優點：(1) 可避免變數之間產生虛假迴歸 (spurious regression)；(2) 不會產生為避免虛假迴歸而將變數取差分後進行估計，造成某些資訊遺失的缺點；(3) 可同時討論變數之間長短期因果關係，以及探討透過變數的短期動態調整，是否可使其收斂至長期均衡^{註3}。

綜上所述，因機會成本的變數設定，為影響貨幣需求函數是否具穩定性之關鍵因素，此外，台灣乃一小型開放的經濟體系，故不能忽視匯率變動造成的通貨替代效果可能對貨幣需求造成一定的干擾與衝擊。因此本文主要關注於持有貨幣之機會成本的變數設定，其中尤以匯率變數更為重要，以檢視我國貨幣需求函數是否受匯率變動之影響，而具通貨替代效果。

有鑒於過去相關文獻在我國貨幣需求函數的估計上，對於匯率對我國貨幣需求的影響，以及兩者是否具共整合關係，實證結果並不一致。因此本文主要使用共整合分析法估計台灣1992年第1季至2011年第2季之廣義貨幣需求函數，因我國M2包含外匯存款，為能妥適探討通貨替代效果，本文在實證分析時所採用之廣義貨幣，係定義為M2扣除外匯存款。並根據不同樣本期間的估計結果，探討匯率變動所帶來的通貨替代效果是

否因不同樣本期間而改變，並比較以名目或實質匯率作為通貨替代效果之代理變數時，廣義貨幣需求與其相關解釋變數間的長期關係。

此外，由於國內文獻對於加入匯率變數對預測貨幣需求之影響的討論亦不多，因此本文亦嘗試比較模型樣本內配適與樣本外預測結果，以檢視有無考量通貨替代效果，對於近年來廣義貨幣年增率發生轉折點的捕捉效果，及其樣本外預測能力的影響。

本文架構如下。第一節為前言。第二節為文獻探討，主要整理相關文獻對我國貨幣需求的實證分析。第三節為實證研究架構與模型建構，簡述實證流程與ECM的模型架構。第四節為實證分析，以共整合分析法進行不同模型在不同樣本期間的估計。第五節則比較是否考量通貨替代效果之模型配適與預測能力。第六節則為結論。

貳、文獻探討

貨幣需求函數的穩定立基於變數的選擇，包括持有貨幣機會成本之變數。過去不少文獻皆針對貨幣需求函數中機會成本變數的設定進行討論，特別是國外變數的部分，Mundell (1963) 敘述除了利率及所得水準，貨幣需求函數亦可能經由匯率來決定^{註4}。而匯率對於貨幣需求的影響，主要有正負兩個

相反的力量，本國貨幣貶值會增加本國人所持有外國資產的價值，因而透過財富效果，使得國內貨幣的需求增加，此為財富效果。其次為通貨替代效果，即人民預期國內貨幣未來將貶值(升值)，則持有外國資產的報酬率增加(減少)，因而造成國內貨幣的需求降低(增加)。綜上所述，可知匯率變動對於貨

幣需求的影響同時存在正負兩種效果。本文於以下分別說明國外及國內貨幣需求函數與匯率之相關文獻。

一、國外貨幣需求函數之相關文獻

Ewing and Payne (1999) 一文認為智利為新興開放經濟體，因此貨幣需求函數中若忽略名目有效匯率此一變數，則不易建構一穩定的貨幣需求函數。該文採用共整合分析發現，智利的M1及M2之貨幣需求函數中，若僅考量所得以及利率變數則會出現不穩定之情況，因此為了要建構穩定的貨幣需求函數，須考量名目有效匯率。而其結果顯示智利的M1貨幣需求函數中，匯率的通貨替代效果大於財富效果，反之在M2貨幣需求函數則為財富的效果相對較大。故智利貨幣若貶值時，民眾會減少M1的持有，轉而增加持有M2及國外資產。

Karim and Tang (2004) 亦採用共整合分析，其在貨幣需求函數中加入名目匯率指數，發現馬來西亞的貨幣需求函數存在通貨替代效果，即匯率貶值1單位對於貨幣需求有顯著的負向影響，並指出馬來西亞貨幣當局在制定國內貨幣政策時應該要考量匯率對於經濟的影響。

Kaplan et al.(2008)分析土耳其的貨幣需求函數，發現M1與實質所得、名目利率以及名目有效匯率之間具有共整合關係。此外，實證結果顯示土耳其的貨幣需求函數存

在通貨替代效果，因此當土耳其貶值時，民眾會減少對M1的持有。

Chaisrisawatsuk et al. (2004) 以共整合分析探討印尼、韓國、馬來西亞、新加坡及泰國之貨幣需求函數，並驗證通貨替代效果是重要的影響因素，同時亦認為這些國家若要擁有有效之貨幣政策，則需考量通貨替代效果^{註5}。McKenzie (1992)說明若是國外債券為投資標的之一，則其國外債券之報酬及預期匯率升值需被考慮至貨幣需求函數中。

根據上述文獻顯見，探討匯率對於貨幣需求函數影響的國外文獻亦不少，此可能係因隨著國際資金流動及金融管制開放等因素，各國的貨幣需求函數必須考量到匯率等相關變數。

二、本國貨幣需求函數之相關文獻

至於相關文獻在設定本國貨幣需求函數時，關於持有貨幣之機會成本的相關變數選擇上，除考慮本國其他資產報酬率外，亦有考慮國外資產報酬率以及匯率等變數。然而，國外變數對本國貨幣需求是否具有顯著影響，各文獻的實證結果並不完全相同，可能因為，在各樣本期間內本國面對的金融創新及國際資金移動等程度不同所致，導致在不同樣本期間可能獲得不同的實證結果。本文列出在不同樣本期間下，以共整合建構台灣貨幣需求函數的相關文獻^{註6}，各文獻對持有廣義貨幣機會成本的變數選擇（大致區

分為國內變數、國外資產報酬率及匯率)及其共整合分析結果,詳見表1。

根據表1所整理的文獻中可知,劉完淳(1997)、黃仁德與蕭明福(1998)、Wu與Hu(2007)、周國偉等(2008),以及Chin與Wu(2011)的實證結果皆顯示,我國貨幣需求函數存在通貨替代效果,而吳懿娟(2006)實證結果顯示匯率變動率與M2不具共整合關

係,故未探討M2之通貨替代效果。此外,就資本移動之代理變數部分,根據Huang et al. (2001)、Wu與Hu (2007)及吳懿娟(2006)之實證研究,有些並未考慮國外資產報酬率,或得到國外資產報酬率與M2不具長期共整合關係之結果;而其餘文獻則認為貨幣需求函數中應加入國外資產報酬或其他可代表資本移動之變數。

表 1 相關文獻對持有本國貨幣機會成本之選取及共整合結果

文獻	樣本期間	持有貨幣機會成本			估計結果
		國內變數	國外利率/或其他代表資本移動變數	匯率變數	
Huang et al. (2001)	1962Q1-1996Q4	三個月期之定存利率	無	實質匯率	作者僅將實質匯率變動率置於短期動態調整上,而不考慮實質匯率與其他變數間的長期關係。
Wu與Hu (2007)	1962Q1-2003Q4	一個月期之定存利率	美國國庫券利率	實質匯率	(1) 實質匯率與所得、國內利率及M2具有共整合關係。 (2) 美國國庫券利率與M2等變數間不具共整合關係。 (3) 實質匯率之估計係數為負,具通貨替代效果。
Chin與Wu (2011)	1982Q1-2010Q1	貨幣市場利率	資產組合投資*	名目匯率	(1) 名目匯率、資產組合投資、國內利率及M2具有共整合關係。 (2) 資本移動及通貨替代效果皆存在。
劉完淳 (1997)	1981Q4-1995Q4	3個月期定存利率	美國3個月期國庫券利率	名目匯率變動率	(1) 所得、國內利率、國外利率及匯率變動率與M2之間具有共整合關係。 (2) 國外利率與匯率變動率對M2的影響方向為負向,前者反映國際間資本移動現象,後者代表通貨替代效果。

文獻	樣本期間	持有貨幣機會成本			估計結果
		國內變數	國外利率/或其他代表資本移動變數	匯率變數	
黃仁德與蕭明福 (1998)	1987M08-1996M12	3個月期初級市場的商業本票利率	美國3個月期初級市場的商業本票利率+匯率變動率	名目匯率變動率	(1) 所得、國內利率、國外資產報酬率(國外利率+匯率變動率)及匯率變動率與M2之間具有共整合關係。 (2) 國內利率對M2的影響不顯著，而國外資產報酬率及匯率變動率對M2為顯著負向影響，顯示資本移動及通貨效果的存在。
吳懿娟 (2006)	1991Q1-2004Q4	(1) 短期利差：1-30天期商業本票次級市場利率與持有M2自身報酬率(一年期定存利率為代表)之差、三個月定存利率。 (2) 長期利差：10年期中央政府公債次級市場殖利率與持有M2自身報酬率之差。	3個月美元LIBOR利率、10年期美國政府公債殖利率、3個月美國國庫券利率、美國聯邦資金利率、道瓊工業股價指數季報酬	名目匯率變動率	(1) 短期利差、所得與M2之間具共整合關係。 (2) 短期利差的估計係數顯著為負。 (3) 考慮長期利差、國外利率或匯率變動率後之共整合向量大都顯著或不符理論預期。
周國偉等 (2008)	1985Q4-2005Q4	台灣90天期郵匯局定存利率	美國90天期國庫券利率	名目匯率	(1) 名目匯率與所得、國內利率、國外利率及廣義貨幣之間具有共整合關係。 (2) 國外利率與匯率對廣義貨幣有顯著負向影響，顯示資本移動及通貨替代效果的存在。

註：本表僅列各文獻之共整合分析結果。以上文獻所使用的匯率變數皆為新台幣兌美元匯率。

* 該資產組合投資係以本國人持有外國資產變動及外國人持有本國資產變動衡量，若本國人減少外國資產或外國人增加本國資產，則資產組合為正且表示資本內流，反之則為資本外流。

由此可知國內相關貨幣需求函數的文獻，M2與匯率之間是否具有共整合關係，實證結果並不完全一致。此外，大部分文獻並未針對貨幣需求函數是否考量通貨替代效果進行模型樣本內配適及樣本外之預測。因此，不同於過去國內文獻，本文主要貢獻為，以共整合分析法進行估計，並比較三種不同模型(分別為未考慮匯率之基本模

型、於基本模型加入實質匯率，以及於基本模型加入名目匯率)在不同樣本期間(全樣本期間1992Q1-2011Q2；次樣本期間2000Q1-2011Q2)的共整合分析結果。並進行貨幣需求函數之樣本內配適和樣本外的預測結果分析，以探討加入匯率對預測廣義貨幣年增率的影響。

參、實證研究架構與模型建構

一、實證研究架構



本文的研究架構如圖1所示。首先將三種不同模型中的相關變數進行單根檢定，以判斷是否為穩定序列，若為不穩定序列則進行Johansen共整合檢定(若為穩定序列則以VAR模型進行估計)，以檢視各模型中的變

數間是否具共整合關係; 若變數間具有長期關係則進行弱外生性檢定，將變數具有弱外生之可能性考慮至共整合模型後再進行共整合向量之估計，與係數顯著性之檢定(採LR統計量)。另外本文亦比較各模型在不同樣

本期間的估計結果，以及相關診斷性檢定，以檢視三種模型中各變數間的長期關係是否穩定，最後亦根據不同模型在樣本內的配適與樣本外預測結果，來判斷考慮通貨替代效果後對廣義貨幣需求年增率的預測與配適影響。

二、實證模型之建構

Fridman 與 Schwartz (1991) 指出短期貨幣需求函數可能不具穩定性，而長期下實質貨幣餘額與實質所得、利率與匯率等之間應具有穩定的關係（共整合關係），故而需將短期動態調整過程加入貨幣需求模型中，Hendry 與 Ericsson (1991) 首先將VECM (Vector ECM) 應用於貨幣需求函數中。考慮通貨替代效果之貨幣需求VECM可表示為：

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} D_i \Delta X_{t-i} + \eta_t$$

其中 X_t 為 $n \times 1$ 的內生變數向量，即 $X_t = [m_t, y_t, R_{1t}, R_{2t}, q_t]$ ，分別為實質貨幣餘額 (m_t)、實質所得 (y_t)、本國資產報酬率 (R_{1t})、國外資產報酬率 (R_{2t})、以及匯率 (q_t)； D_i 矩陣衡量短期的影響，而 Π 矩陣則衡量長期影

響。其中 Π 矩陣的秩 (rank) 之個數 r 決定共整合向量之數量，當 $0 < r < n$ ^{註7}，則 Π 矩陣可以分解成 $\Pi = \alpha\beta'$ ，因此 $\beta'X_{t-1}$ 為誤差修正項， β 為共整合向量，可以解釋長期均衡關係內變數之間的關係， α 為誤差修正項之調整係數。 k 為最適落後項，可由AIC或BIC檢定量選出， η_t 則為服從常態分配之殘差值。

因本文主要為瞭解，實質貨幣餘額與其他重要經濟變數之間的長期關係及短期關係為何，故另將實質貨幣餘額的ECM模型表示如下式：

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & \beta_0 + \alpha Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} b_1 \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} b_2 \Delta y_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{k-1} b_3 \Delta R_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} b_4 \Delta R_{2,t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{k-1} b_5 \Delta q_{t-i} + \eta_t, \end{aligned}$$

其中 $Z_{t-1} = m_{t-1} - \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 R_{1,t-1} - \beta_3 R_{2,t-1} - \beta_4 q_{t-1}$ ，且 $(1, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ 為共整合向量，故 Z_{t-1} 為實質貨幣與其長期均衡差距的前期項，因此除實質所得及相關持有貨幣之機會成本的短期變動會影響實質貨幣餘額外，其與長期均衡的偏離程度亦會帶動實質貨幣餘額本身的走向。

肆、實證分析

一、實證資料來源與說明

表2 模型變數說明與資料來源

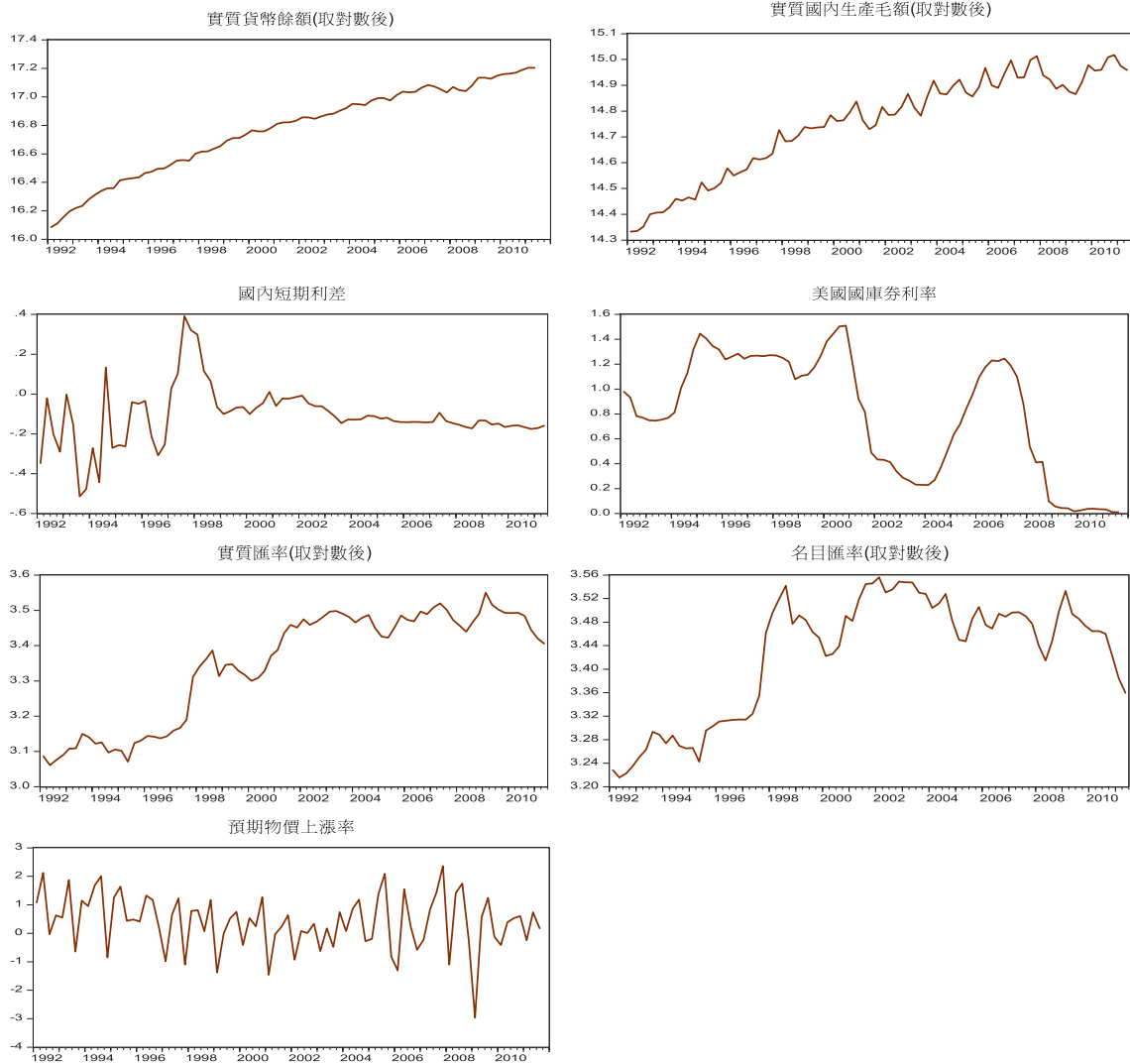
變數代碼	變數名稱	變數說明	資料來源
m	實質貨幣餘額	廣義貨幣，為M2扣除外匯存款後，並經CPI平減取對數。	中央銀行金融統計月報、行政院主計總處
y	實質所得	名目國內生產毛額(GDP)以CPI平減後取對數 ^{註8} 。	行政院主計總處
R_t	機會成本 －本國利差	短期利差：以本國其他資產報酬率(以1-30天期商業本票次級市場利率代表)與M2自身報酬率(以一年期定期存款利率代表)之差距為代理變數。並除以4，以折算為季報酬率。	中央銀行金融統計月報
R_2	機會成本 －國外利率	以美國短期國庫券利率(3個月期)替代。並除以4，以折算為季報酬率。	IFS
π	機會成本 －預期物價上漲率	以消費者物價指數(CPI)之當期季變動率替代。取對數後進行一階差分。	行政院主計總處
q	機會成本 －實質匯率	新台幣兌美元之季底數，乘以美國CPI相對本國CPI後取對數。	中央銀行、行政院主計總處、IFS
e	機會成本 －名目匯率	新台幣兌美元之季底數，並取對數。	中央銀行

因我國自1992年起改為以M2作為中間目標，故本文實證分析的樣本期間為1992年第1季至2011年第2季，資料型態為季資料。除估計該全樣本期間外，另嘗試估計次樣本期間2000年第1季至2011年第2季^{註9}，以檢驗在不同樣本期間下，貨幣需求與主要解釋變數間的關係是否具穩定性。而為探討通貨替代效果，本文對廣義貨幣之定義為M2扣除外匯存款後之餘額，其餘模型相關變數說明與資料來源請見表2，圖2則為本模型所使用變數的走勢圖。

二、不同模型設定之共整合分析比較

為獲得較具有長期穩定關係的貨幣需求函數，適當的機會成本變數之設定有其重要性，因此本節之目的為，分析在不同的樣本期間，匯率是否皆為重要的機會成本變數，並比較以名目匯率或實質匯率作為通貨替代效果之代理變數的估計結果。就國內資產報酬代理變數的選取，本文直接以短期市場利率減去貨幣自身報酬率，即短期利差為代表^{註10}。

圖2 台灣貨幣需求函數變數-1992年第1季至2011年第2季



本文主要以Johansen (1988) 共整合分析法，比較三種模型變數設定之共整合檢定，包括基本模型、模型1，以及模型2，其中，基本模型之變數包括實質貨幣餘額、實質所得、本國利差、國外利率等4個變數；模型1

則在基本模型之設定下，加入實質匯率變數；模型2則是改加入名目匯率。

1. 單根檢定

在進行共整合檢定前，本文將相關變數之單根檢定列於表3。

表3 單根檢定

變數	檢定統計值(含截距項與趨勢項)					
	ADF		DF-GLS		KPSS	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分	水準值	一階差分
m	0.16	-6.92***	-0.17	-4.31***	0.38***	0.08
y	-0.18	-5.69***	-0.69	-3.09**	0.29***	0.08
R_1	-5.63***	-10.33***	-1.20***	-8.60***	0.131*	0.10
R_2	-2.29	-6.25***	-1.49	-6.20***	0.14*	0.03
q	-0.86	-8.23***	-1.04	-7.71***	0.28***	0.05
e	-1.04	-8.95***	-1.35	-8.17***	0.25***	0.08
π	-8.76***	-15.05***	-8.76***	-13.49***	0.10	0.08

註：(1) 「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

- (2) 除KPSS檢定之虛無假設為「變數為定態時間序列」外，ADF及DF-GLS的虛無假設為「變數具有單根，為非定態時間序列」。
- (3) 即使採不含趨勢項之單根檢定，預期物價上漲率(π)仍不具單根。

根據各變數水準值的單根檢定結果，除預期物價上漲率(π)外，其餘變數的檢定結果皆具有單根之情形(本國利差(R_1)在KPSS檢定下具有單根)，且將各變數進行一階差分後，所有變數在ADF、DF-GLS及KPSS檢定下皆不具單根。因此，參考國內相關文獻及本文單根檢定結果，我們進行實質貨幣餘額、實質所得、本國利差、國外利率，以及名目匯率或實質匯率的共整合檢定(即將預期物價上漲率排除於貨幣需求的共整合關

係外^{註11})，並將三個中心化的季節虛擬變數(centered seasonal dummy) S_1, S_2, S_3 ^{註12}視為外生變數。

2. 共整合檢定

本文根據 Johansen 所提出最大特性根檢定(Max-eigenvalue Test)與跡檢定(Trace Test)，檢定廣義貨幣與各解釋變數之間，是否存在長期均衡關係。同時，亦比較各模型在全樣本期間與次樣本期間之共整合檢定結果(見表4)。

表4 不同變數設定之共整合檢定

	全樣本期間1992Q1-2011Q2						次樣本期間2000Q1-2011Q2					
	基本模型 (不含匯率)		模型1 (實質匯率)		模型2 (名目匯率)		基本模型 (不含匯率)		模型1 (實質匯率)		模型2 (名目匯率)	
	λ -Max	trace	λ -Max	trace	λ -Max	trace	λ -Max	trace	λ -Max	trace	λ -Max	trace
$r = 0$	33.02**	66.30**	43.94**	93.39**	41.41**	89.77**	19.79	45.01	59.88**	103.90**	53.84**	95.39**
$r \leq 1$	22.50**	33.28**	25.74	49.45**	26.08	48.36**	15.47	25.21	21.06	44.02	19.79	41.55
$r \leq 2$	8.62	10.78	12.45	23.71	12.62	22.29	9.18	9.75	14.52	22.96	12.96	21.76
$r \leq 3$	2.15	2.15	10.10	11.26	9.48	9.67	0.56	0.56	8.40	8.44	8.72	8.81
$r \leq 4$	-	-	1.16	1.16	0.19	0.19	-	-	0.05	0.05	0.09	0.09

註：r代表相異的共整合向量之個數。「**」為顯著水準5%下顯著。

首先，在全樣本期間，根據 λ -Max 統計量^{註13}顯示，各模型在5%顯著水準下，皆拒絕虛無假設為沒有共整合關係之檢定，且在考慮匯率變數下(即模型1與模型2)，貨幣需求與實質所得、實質或名目匯率及其他機會成本皆存在一個共整合關係，因此我們可直接認定該共整合關係式即為長期的貨幣需求函數；而在次樣本期間，除基本模型的各變數間不具共整合關係外，模型1與模型2皆仍存在一個共整合關係。

因此綜合上述結果顯示，考慮匯率變數後的貨幣需求函數，較不考慮匯率變數之貨幣需求函數，其變數間的長期關係較為穩定。由此可知考量通貨替代效果對於我國長期貨幣需求函數之穩定性具有其重要性。

3. 弱外生性檢定

其次，在進行共整合向量估計之前，我們先以最大概似率(Likelihood Ratio, LR)統計量進行弱外生性檢定。進行弱外生性檢定之原因為，若忽略某些內生變數具弱外生性，可能導致共整合估計結果不具效率性。此主要檢定各變數之誤差修正項調整係數是否顯著異於零，若無法拒絕虛無假設，則實質貨幣餘額與其長期均衡(或共整合關係)的偏離，對於該變數的變動不會造成影響。根據表5弱外生性檢定的結果可知，本國利差與國外利率在基本模型、模型1或模型2中，皆具有弱外生性；實質匯率與名目匯率在模型1或模型2中亦皆具弱外生性；而實質貨幣餘額與實質所得則不具弱外生性。

表5 弱外生性檢定, H_0 : 變數具有弱外生性

	m_t	y_t	R_{1t}	R_{2t}	q_t	e_t
基本模型						
LR	7.25** (0.01)	3.36* (0.07)	0.01 (0.93)	1.50 (0.48)	— —	— —
模型1(實質匯率)						
LR	7.64** (0.01)	9.76*** (0.00)	0.07 (0.79)	0.41 (0.52)	0.01 (0.91)	— —
模型2(名目匯率)						
LR	14.20*** (0.00)	5.07** (0.02)	0.74 (0.39)	0.49 (0.48)	— —	0.72 (0.40)

註：LR表示最大概似率統計量，括號中數值為p-value。「*」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. 共整合向量

在考量共整合分析檢定結果，並將各變數是否具弱外生之性質考慮至ECM模型後，我們嘗試估計各模型在全樣本及次樣本期間

的共整合向量^{註14}，以判斷在不同模型中，各變數間的長期關係是否符合理論預期，以及該長期關係在不同樣本期間是否具有穩定性，且同時檢定各向量係數顯著與否。其

中，關於各向量係數檢定部分，由於共整合向量的t統計量的漸近分配通常不是標準常態，因此本文參考Johansen (1995) 之建議，

以LR統計量檢定各參數係數是否顯著異於零，並將估計與檢定結果列於表6。

表6 不同模型之共整合向量

	全樣本期間 1992Q1-2011Q2			次樣本期間 2000Q1-2011Q2	
	基本模型 (不含匯率)	模型1 (實質匯率)	模型2 (名目匯率)	模型1 (實質匯率)	模型2 (名目匯率)
實質貨幣需求(m)	1	1	1	1	1
實質所得 (y)	-1.069 (-12.21) [0.01]***	-1.578 (-14.24) [0.00]***	-1.356 (-15.57) [0.00]***	-1.806 (-8.10) [0.00]***	-1.753 (-13.91) [0.00]***
M2持有成本-本國利差 (R_t)	0.050 (0.69) [0.52]	0.143 (2.32) [0.02]**	0.040 (0.54) [0.58]	0.436 (1.62) [0.05]**	-0.201 (-0.96) [0.26]
國外利率(R_2)	0.109 (3.96) [0.00]***	0.089 (5.49) [0.00]***	0.081 (4.35) [0.00]***	0.101 (7.56) [0.00]***	0.067 (7.18) [0.00]***
實質匯率(q)	—	0.400 (3.38) [0.00]***	—	0.527 (3.29) [0.00]***	—
名目匯率(e)	—	—	0.317 (2.38) [0.02]**	—	0.635 (4.94) [0.00]***
常數項	-1.028	5.166	2.137	8.126	6.907

註：(1) 小括號()內的數字為t統計量;中括號[]內的數字為LR統計量在 χ^2 下的p值。
 (2) 「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。
 (3) 共整合向量的估計結果，實證變數係數符號為正，移項後表示與實質貨幣餘額有負向關係；反之，實證變數係數為負，移項後表示與實質貨幣餘額有正向關係。

結果顯示，三種模型中各解釋變數對實質貨幣餘額的影響，除本國利差外，其餘變數的係數估計值都符合理論預期。其中，國外利率對我國貨幣需求的影響皆顯著為負，顯示當國外資產報酬率增加時，會降低持有本國貨幣的需求量。而考慮匯率變數的模型1與模型2，其長期所得彈性皆大於1，且匯率對貨幣需求的影響皆顯著為負，由此可證明在兩個不同樣本期間中，通貨替代效果皆顯著影響我國貨幣需求。此外，模型2在不

同樣本期間的估計結果雖大都符合理論預期，惟本國利差對貨幣需求的影響在全樣本與次樣本期間皆不顯著異於零。

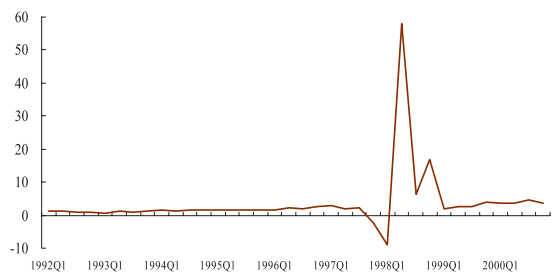
因此，依據全樣本與次樣本期間的實證結果，可發現考慮實質匯率之模型1，相較其他兩種模型(未考慮匯率，或以名目匯率做為通貨替代效果之代理變數)，廣義貨幣需求與其解釋變數間的共整合關係不僅較為穩定，且各解釋變數對廣義貨幣之影響方向皆符合理論預期並顯著異於零。

5. 不同樣本起點之估計結果

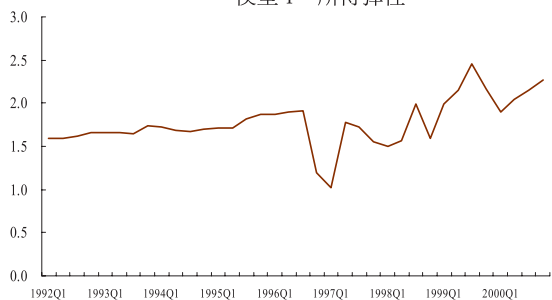
其次，我們參考吳懿娟 (2006)，採用「固定尾端樣本點、逐次縮減最初樣本點」之方式，進行各模型在1992年第1季至2000年第4季間不同樣本起點下之估計 (樣本端點皆為2011年第2季)，並將長期所得彈性、實質匯率或名目匯率對貨幣需求之影響列於圖3。由圖3可知，以不同樣本起點進行估計，模型

1中的實質所得對貨幣之影響皆為正，較符合理論預期，然基本模型和模型2不僅出現實質所得對貨幣之影響為負向的情況^{註15}，且其實質所得之估計係數亦會出現明顯的極端值^{註16}。除此之外，考慮匯率之模型1與模型2所估計的匯率彈性值，大致在1996年第4季以後皆出現波動較大之情況，判斷可能與1997年第3季後新台幣大幅貶值有關 (見圖2)。

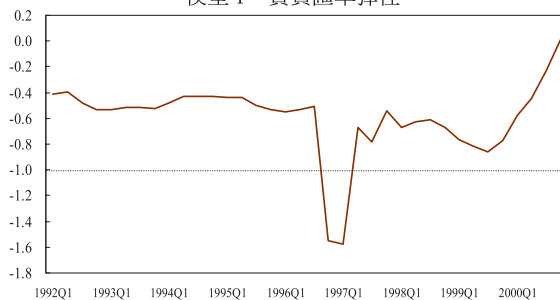
圖3 不同樣本起始點下之長期所得與匯率彈性
基本模型(不含匯率) 所得彈性



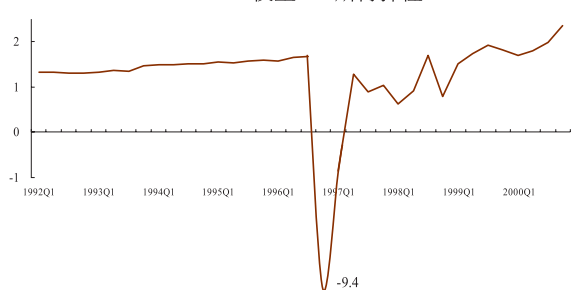
模型 1 所得彈性



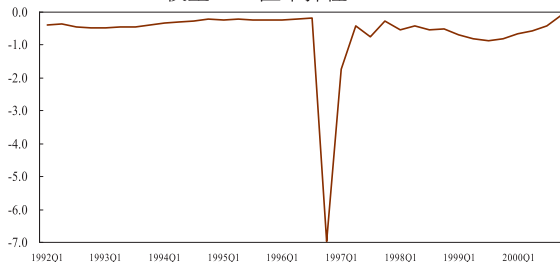
模型 1 實質匯率彈性



模型 2 所得彈性



模型 2 匯率彈性



經由上述的估計結果可知，模型1相較基本模型與模型2，其不僅在不同樣本起點之估計下，實質所得對貨幣的影響皆符合理論預期，且模型1於全樣本或次樣本期間皆具有共整合關係。因此在本文貨幣需求函數中的相關變數設定下，考慮實質匯率的貨幣需求函數，較考慮名目匯率及未考慮匯率之兩種模型在共整合實證分析上更為穩定^{註17}。

三、誤差修正模型

1. 共整合關係式

綜合上述的實證結果可知，在本文實證樣本期間1992年第1季至2011年第2季中，考量實質匯率後^{註18}的貨幣需求函數模型較為合適，亦顯示我國實質貨幣餘額與下列變數具有相對穩定的共整合關係：實質所得、本國利差、國外利率，以及實質匯率。實質貨幣餘額與各解釋變數之間的長期關係(即共整合關係)如下：

$$m_t = 5.17 + 1.58y_t - 0.14R_{1,t} - 0.09R_{2,t} - 0.40q_t,$$

其中：

(1) 我國長期所得彈性為1.58，其值大於1，此與我國廣義貨幣的所得流通速度呈長期下跌趨勢相符(參見附錄3)。

(2) 新台幣兌美元之實質匯率上升1個百分點(即新台幣實質貶值)時，貨幣需求下降0.40個百分點，顯示我國廣義貨幣需求函數存在通貨替代效果。

(3) 本國短期利差(R_1)及國外利率(R_2)

皆為重要的機會成本，其對實質貨幣餘額之影響皆顯著為負^{註19}，後者顯示國際資金移動對廣義貨幣需求影響顯著。

2. 診斷性結果

本文亦進行診斷性檢定，以評估模型1之設定適當與否，若該模型無自我相關、無異質變異、且通過常態性檢定的話，則判斷此為一適當之模型。故分別以Ljung-Box's Q檢定診斷模型之殘差有無自我相關(以Q(8)、Q(12)進行檢驗)；以ARCH檢定殘差是否有異質變異(以ARCH(1)及ARCH(4)進行檢驗)；使用Ramsey RESET 統計量檢定模型是否設定錯誤，並以Jarque-Bera統計量檢定殘差是否具有常態性。

而為進行模型1之診斷性分析，本文將共整合關係式代入誤差修正模型(ECM)中，且另將預期物價上漲率(π_t)置於短期影響項目上，再以最小平方方法進行估計，並大致去除在10%顯著水準下仍不顯著的變數，則實質貨幣餘額與其解釋變數間的長期均衡關係及短期動態調整關係，如下所示，估計結果則詳表7。

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & a_0 + a_1 S_1 + a_2 S_2 + a_3 S_3 + \alpha z_{t-1} + b_{11} \Delta m_{t-1} + \\ & b_{12} \Delta m_{t-2} + b_{21} \Delta y_{t-1} + b_{30} \Delta R_1 + b_{31} \Delta R_{1,t-1} + \\ & b_{50} \Delta q_t + b_{51} \Delta q_{t-1} + b_{53} \Delta q_{t-3} + b_{54} \Delta q_{t-4} + \\ & b_{60} \pi_t + b_{61} \pi_{t-1} + \eta_t, \end{aligned}$$

其中， S_1 、 S_2 、 S_3 係為三個中心化的季節虛擬變數，而 z_{t-1} 為t-1期的實際貨幣均衡誤差項，即

$$z_{t-1} = m_{t-1} - 5.17 - 1.58 y_{t-1} + 0.14 R_{1,t-1} + 0.09 R_{2,t-1} + 0.40 q_{t-1}.$$

表7 ECM之估計結果

a_0	a_1	a_2	a_3	α	b_{11}	b_{12}	b_{20}
0.007	-0.017	-0.025	-0.022	-0.096	0.470	0.219	-0.114
[3.89]***	[-5.40]***	[-6.21]***	[-7.65]***	[-4.37]***	[6.38]***	[3.55]***	[-2.70]***
b_{30}	b_{31}	b_{50}	b_{51}	b_{53}	b_{54}	b_{60}	b_{61}
-0.014	0.027	-0.067	0.144	0.062	0.063	-0.012	0.007
[-2.06]**	[3.69]***	[-2.20]**	[4.81]***	[2.00]**	[1.97]*	[-9.99]***	[4.63]***

註：括號中為t值。「*」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。

表8 ECM之診斷性檢定

診斷性檢定	ARCH(1)	ARCH(4)	Q(8)	Q(12)	Q2(8)	Q2(12)	JB	RESET(1)
統計量	0.03	0.15	6.19	8.30	3.49	7.38	1.05	0.53
p-value	(0.87)	(0.96)	(0.63)	(0.76)	(0.90)	(0.83)	(0.59)	(0.60)

其中，誤差修正項之調整係數 (α) 顯著為負，表示實質貨幣偏離長期均衡時，其會自動調整回復至長期均衡關係。此外，根據表8的診斷性檢定，發現模型之殘差項並無

自我相關及異質變異現象，且其殘差項具常態性，亦無模型誤設之狀況。可知模型1，即考量實質匯率變數的貨幣需求函數為一適當的模型。

表9 相關文獻之長期所得與各機會成本之估計係數-共整合分析

文獻	樣本期間	所得彈性	機會成本				
			本國利率 (半彈性)	本國利差 (半彈性)	國外資產報酬率/ 其他資本移動變數 (彈性/半彈性)	通膨率 (半彈性)	匯率 (彈性)
劉完淳 ^{註20} (1997)	1981Q4- 1995Q4	1.14	-0.007	--	-0.058	--	-4.785
黃仁德與蕭 明福 (1998)	1987M08- 1996M12	1.18***	-0.162	--	-0.237**	--	-0.03***
Huang et al. (2001)	1962Q1- 1996Q4	1.596***	-0.082***	--	--	--	--
Wu與Hu (2007)	1962Q1- 2003Q4	1.54**	-0.08**	--	--	--	-0.74**
吳懿娟 (2006)	1991Q1- 2004Q4	1.358**	--	-0.187**	--	--	--
周國偉等人 (2008)	1985Q4- 2005Q4	1.233**	-0.012***	--	-0.025***	-0.318	-0.038***
Chin 與Wu (2011)	1982Q1- 2010Q1	0.936***	-0.021*	--	0.00*	--	-0.330***
本文	1992Q1- 2011Q2	1.578***	--	-0.143*	-0.089***	--	-0.400**

註：(1) 劉完淳 (1997) 及黃仁德與蕭明福 (1998) 皆以匯率變動率或預期變動率來討論通貨替代效果，不同於Wu與Hu (2007)、周國偉等人(2008)、Chin 與Wu (2011) 及本文係以名目或實質匯率水準值來表示。

(2) 本表僅列各文獻之共整合分析結果，「--」表示未放入該變數。各文獻使用變數之說明可參照本文表2之整理。

(3) 在本國利率及本國利差部分，吳懿娟 (2006) 及本文皆將利率除以4以得季報酬率；其餘文獻則以年報酬率表示。

(4) 「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

3. 本文與其他相關文獻實證結果之比較

本節大致將國內學者與本文對我國貨幣需求函數的共整合分析結果進行整理，將各文獻與本文模型1之共整合向量列於表9。首先，長期所得彈性大致介於0.936至1.596間，顯示在不同的樣本估計期間、不同之變數設定下，長期所得彈性大都大於1。以本國利率作為機會成本時，其估計係數介於-0.007至-0.162之間，而若以本國利差作為機會成本時，則介於-0.143至-0.187間^{註21}。

至於通貨替代效果的大小，根據表9，Chin 與Wu (2011)、周國偉等人(2008)，以及本文估計的實質匯率對貨幣餘額之影響，其

估計係數值介於-0.038至-0.400間，絕對值皆小於Wu與Hu (2007) 之估計係數值-0.74，其可能原因為本文、周國偉等人，以及Chin 與Wu在變數設定上另有考量國外利率或其他資本移動變數所致。而劉完淳 (1997) 得到的通貨替代效果，大於黃仁德與蕭明福 (1998) 所得到的效果，此原因可能為，黃仁德與蕭明福在國外資產報酬率的設定上 (以國外利率加上預期匯率變動率為代表) 亦有考量到匯率變動率，因而影響到通貨替代效果的大小。因此，貨幣需求函數中的通貨替代效果，其值大小可能會因其他變數之不同設定而受到影響。

伍、是否考量通貨替代效果之模型配適與預測能力比較

本文根據ECM模型，探討考慮通貨替代效果後對廣義貨幣估測能力的影響，分別以模型樣本內的估測，以及樣本外預測之結果進行分析；前者可以比較不同模型 (加入與不加入實質匯率) 在樣本內的配適度，後者則可以比較模型在樣本外預測的表現，此外本文並以均方差 (root mean squared error, RMSE^{註22}) 來評估考慮匯率及未加入匯率兩種模型的估測結果。

一、模型之樣本內配適度

為進行兩模型在近年來樣本內配適結果之比較，在估計期間為1992年第1季至2011

年第2季下，本文將配適期間設定為2007年第1季至2011年第2季，則配適結果根據圖4顯示，考慮匯率後的貨幣需求函數對廣義貨幣的配適結果大致表現不錯。原因為在配適2008年以來廣義貨幣年增率的轉折點部分，除了2009年第1季之轉折點未被捕捉到外，其餘主要轉折點皆有被捕捉 (見表10)。而觀察圖5，未考慮匯率因素之貨幣需求函數，其在預測M2年增率之轉折點部分，不僅大都存在落後現象，且廣義貨幣年增率轉折點除在2011年第2季有捕捉到外，其餘主要轉折點皆無法在當期即被捕捉。然而，比較兩種模型的RMSE (見表11)，其結果顯示兩種

模型之RMSE相近，且加入考慮匯率並無法改善模型之平均預測誤差。

本文推測考慮匯率因素，對於在樣本內捕捉廣義貨幣轉折點結果較佳的主要原因為，近年來通貨替代效果對貨幣需求的影響顯著，因此，加入匯率變數可增加捕捉其年增率之有用資訊。

以2009年第1季至2010年第4季期間為例，實際廣義貨幣年增率在2009年第4季由上升轉為下降趨勢，而後於2010年第3季由下降轉為上升趨勢，然而此時的經濟成長率，大致呈現穩定正成長趨勢（見圖6），故

在此兩個期間中，圖5的配適值無法與廣義貨幣年增率的轉折相符。但若考量2009年第1季至2009年第4季間，新台幣兌美元匯率較去年同期大致呈現貶值情況（見圖7），故可能因此帶動貨幣年增率的配適值在2009年第4季下降（見圖4）；而後於2010年第1季以後轉為升值情況，故而在通貨替代效果帶動下，致使其年增率配適值在2010年第3季轉為向上趨勢（見圖4），且與實際情況相符。因此，推斷貨幣需求函數考量通貨替代效果後，可增加捕捉廣義貨幣年增率轉折點之有效訊息。

圖4 考慮匯率因素之廣義貨幣年增率配適值

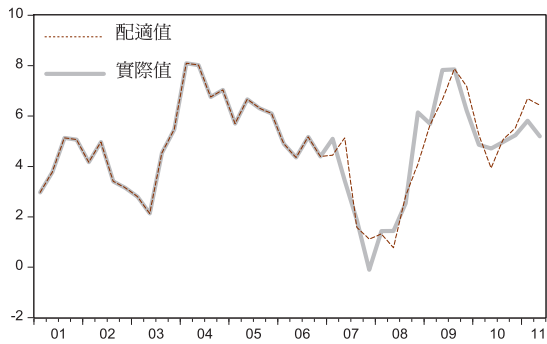


圖5 未考慮匯率因素之廣義貨幣年增率配適值

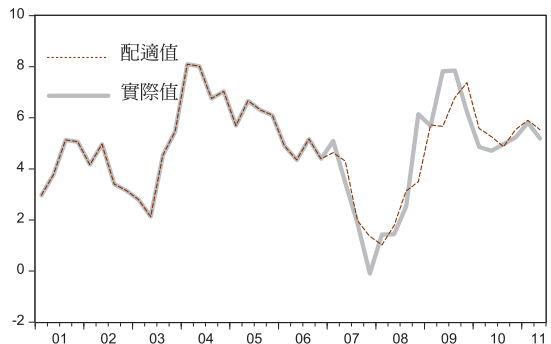


圖6 以CPI平減之GDP之成長率

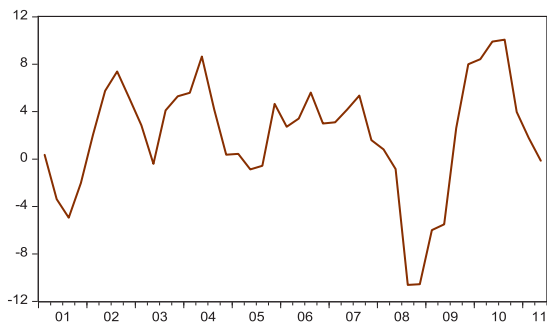


圖7 匯率年增率

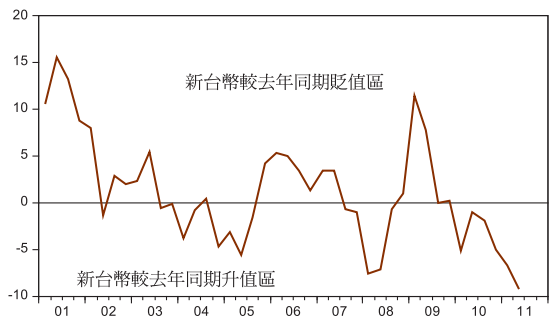


表10 2008年以來廣義貨幣年增率之主要轉折點與兩種模型之捕捉結果

轉折點	M2走勢	考慮匯率因素之模型	未考慮匯率因素之模型
2008Q1	年增率由下降改為上升	○	×
2009Q1	年增率由上升改為下降， 並於2009Q2由下降改為上升	×	×
2009Q4	年增率由上升改為下降	○	×
2010Q3	年增率由下降改為上升	○	×
2011Q2	年增率由上升改為下降	○	○

註：○表示該模型有捕捉到貨幣年增率趨勢的轉折點；×則表示沒有。

表11 兩種模型的RMSE值

	考慮匯率因素之模型	未考慮匯率因素之模型
RMSE	0.0069	0.0069

註：該RMSE值，係針對取對數後之實質貨幣餘額計算而得。

二、模型之樣本外預測能力

此處本文根據1992年第1季至2006年第4季為基準估計期間，再以滾動分析 (rolling) 方式進行樣本外一季之預測直至2011年第2

季，即每一季一旦有新的資料進入，即改用實際資料重新估測，並進行下一季的預測，兩種模型之預測結果見圖8與圖9。

圖8 考慮匯率因素後之廣義貨幣年增率預測值

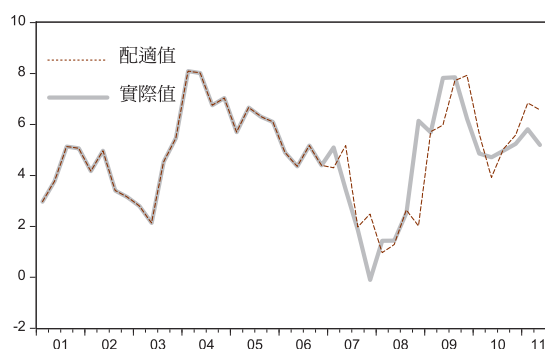


圖9 未考慮匯率之廣義貨幣年增率預測值

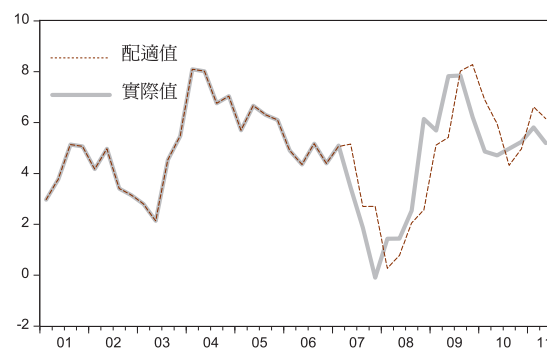


表12 兩種模型的RMSE值

	考慮匯率因素之模型	未考慮匯率因素之模型
RMSE	0.0103	0.0113

註：該RMSE值，係針對取對數後之實質貨幣餘額計算而得。

根據表12的預測結果，考量實質匯率之模型，相較於未考慮匯率因素之模型，其RMSE值略低，顯示加入匯率可以略為降低模型的平均預測誤差^{註23}。而關於預測貨幣需求年增率轉折點部分，未考慮匯率因素的模型仍存在落後現象(圖9)，惟考慮匯率因素後的預測值在部分時點會發生波動較大，或其預測走勢與實際貨幣成長率走勢不同之情況(圖8)，主要原因可能為新台幣兌美元之匯率波動較大，因而影響貨幣年增率的預測方向。例如以2007年第4季與2008年第2季

兩個預測時點為例，此兩個時點之經濟成長率皆較前一期為低，然因新台幣處於升值情況，故而帶動2007年第4季及2008年第2季之貨幣需求，因而預測值皆較上一季為高，然而實際的貨幣成長率卻仍較上一季為低，兩者走勢不同。

因此，即使加入匯率至貨幣需求函數中，可以降低模型之平均預測誤差，然而因匯率波動相對較其他變數為大，因此亦可能導致部分時點之預測結果易受匯率波動所影響。

陸、結 論

台灣為一小型開放經濟體，除了國內變數外，匯率等相關變數亦可能影響我國貨幣需求函數。故本文主要目的為估計台灣1992年第1季至2011年第2季之廣義貨幣需求函數，檢視通貨替代效果是否存在於貨幣需求函數中。而主要分析方法係藉由共整合分析選取適當的機會成本，同時亦探討考量通貨替代效果後的貨幣需求函數對預測廣義貨幣年增率的影響。

本文實證結果，大致顯示：

(1) 根據共整合分析與檢定結果，以實質匯率作為通貨替代效果之代理變數時，廣義貨幣與所得及其他機會成本變數的長期貨幣需求關係較為穩定，且符合理論預期。若是貨幣需求函數中不考慮通貨替代效果時，

則貨幣需求的長期關係相對較不穩定。

(2) 有關估計係數穩定性檢定方面，採用「固定尾端樣本點、逐次縮減最初樣本點」進行不同樣本期間之估計。結果顯示，以實質匯率作為通貨替代效果之代理變數的估計表現亦較為穩定。

(3) 根據模型樣本內配適能力，本文發現加入實質匯率於貨幣需求函數中，雖未能降低平均預測誤差，但其在捕捉貨幣年增率轉折點的表現較佳。判斷主要原因可能為，近年來通貨替代效果影響顯著，且貨幣年增率走向與經濟成長走向不完全一致。因此若忽略通貨替代效果，則在估測貨幣年增率的轉折點上可能較不理想。

(4) 比較模型之樣本外預測能力結果，

發現貨幣需求函數若考量匯率變數，可略為降低模型之平均預測誤差。然而因匯率波動相對較其他變數大，因此亦可能導致預測結果易受匯率波動影響，造成部分時點之預測值波動程度較實際值為大。

綜言之，根據本文所設定之貨幣需求函數顯示，在全樣本及次樣本期間，通貨替代效果皆顯著影響我國廣義貨幣需求，且考慮實質匯率後的貨幣需求函數相對較為穩定，因此本行在建構貨幣需求函數，應考量匯率對於經濟的影響。此外，於廣義貨幣

函數中加入匯率因素，雖可增加模型在貨幣年增率轉折點上的捕捉能力，惟在進行樣本外預測時，仍需考慮預測結果可能易受匯率波動之影響。因此有待後續的追蹤分析以檢視考量匯率之貨幣需求函數運用於貨幣政策制定的穩定性，而未來的後續研究分析上則會考慮嘗試Gregory 與 Hansen(1996)所提出內生化結構改變共整合模型(residual-based cointegration test with structural break)，以改善傳統共整合檢定的不足。

註 釋

(註1) 參見中央銀行(2010)。

(註2) Miles (1978) 指出，隨著經濟體系開放程度增加，人們也增加持有外國貨幣資產之比例，促使貨幣資產更加多元化，因此資產間的替代將使得本國貨幣需求變得不穩定，影響貨幣當局的政策操作，也使得通貨替代此一議題更為重要。

(註3) Sriram (2001) 特別整理在1990年代特別使用誤差修正模型來分析工業國家及發展中國家的貨幣需求函數之文獻。

(註4) Bahmai-OsKoe (1991) 及Bahmai-OsKoe與Techaratanchai (2001) 皆有相同觀點。

(註5) 除了通貨替代效果外，亦要考量資本移動之因素。

(註6) 除周國偉等(2008)採用M2扣除外匯存款後的廣義貨幣進行實證外，其餘文獻皆直接採用M2進行實證分析。

(註7) 此狀況稱之減秩 (reduced rank)，表示存在 r 個共整合關係。此外當 $\text{rank}(\Pi)=n$ 時，表示 $X_{i,t}$ 所有的線性組合都是定態時間序列，直接使用 $X_{i,t}$ 來估計VAR模型；若 $\text{rank}(\Pi)=0$ 時，表示沒有任何一個 $X_{i,t}$ 的線性組合為定態時間序列，顯示不存在共整合關係。

(註8) 主要原因為以CPI平減所得之實質所得年增率，相較以GDP平減指數(PGDP)進行平減所得之實質所得年增率，其與實質M2年增率關係較顯著且為正。詳見附錄1。

(註9) 本文在後文另有進行分別以1992年第1季至2000年第4季為不同樣本起點之估計方式(端點皆為2011年第2季)，在此處的次樣本期間係以2000年第1季為例。

(註10) 本文亦有以短期市場利率作為機會成本進行估計，惟共整合之估計結果不符理論預期，顯示短期市場利率須扣除貨幣自身報酬率為較適當之持有貨幣之機會成本，詳見附錄2。

(註11) 大部分的國內文獻，亦不將通膨率考慮至共整合關係中，例如: Wu 與Hu(2007)。

(註12) 由於本文所採用的相關總體變數皆為未經季節調整之數列，因此在實證時亦考慮在模型中放入採取中心化的季節虛擬變數，乃因若使用非中心化的季節虛擬變數，則各變數之時間序列的趨勢會受到影響，使得進行VAR模型的各種檢定會受到扭曲。

- (註13) 若跡檢定與最大特性根檢定的結果不一致時，依照Johansen 與 Juselius (1990)的建議，採用最大特性根檢定。
- (註14) 表6基本模型的共整合向量為「在共整合向量為1」之情況下所得的結果。
- (註15) 主要在以1996年第4季至1998年第1季各年為樣本起始點時，出現負向情況。
- (註16) 可能原因為，基本模型忽略匯率走向，而導致所得與貨幣關係不符理論預期；而模型2雖使用名目匯率做為匯率的代理變數，然可能因名目匯率與實質匯率的走勢稍有不同，因而模型2中所得之估計係數有極端值的產生，而模型1則未發生。
- (註17) 雖然模型1的共整合向量之方向大致符合理論預期，惟所得與匯率彈性之估計值，在不同樣本起始點下波動仍大，其中所得係數介於1.02至2.46之間，而匯率係數則介於0.02(不顯著為正)至 -1.57之間，顯示該模型之共整合分析結果可能易受單一變數之影響，而使得估計之彈性值波動較大。
- (註18) Arize與Shwiff (1993)、Bahmani-Oskooee 與 Pourheydarian (1990)、以及Wu與Hu (2007) 皆指出，實質匯率可以作為補捉國外貨幣對本國貨幣需求影響的代理變數。
- (註19) Wu 與 Hu (2007) 之實證結果為，國外利率與M2不具長期關係，此可能因為Wu 與 Hu估計之樣本期間為1962年第1季至2003年第4季，不同於本文之樣本期間所致。
- (註20) 劉完淳 (1997) 並未檢定共整合向量係數之顯著性。
- (註21) 其係數相對較本國利率的係數大，原因為在計算本國利差時，本文及吳懿娟 (2006) 皆將相關利率變數除以4，以折算為季報酬率。
- (註22) $RMSE = \sqrt{E[(m_t - \hat{m}_t)^2]}$ ，其中 \hat{m}_t 為 m_t 之預測值。
- (註23) 本文亦有使用Diebold-Mariano Forecast Comparison Test進行兩模型預測誤差比較之檢定，惟檢定結果不顯著。

參考文獻

- 中央銀行(2010)，「民國100年貨幣成長目標區設定說明」，第三十二卷第四期，頁9-16。
- 吳中書 (2009)，「論台灣貨幣需求函數」，*經濟論文叢刊*，第三百七十一卷第二期，頁23-52。
- 吳懿娟 (2006)，「我國貨幣需求穩定性之探討」，*中央銀行季刊*，第二十八卷第三期，頁5-48。
- 周國偉、曾翊恆與林柏君 (2008)，「新台幣對美元之通貨替代實證研究」，*台灣經濟論衡*，第六卷第十期，頁40-61。
- 黃仁德與蕭明福 (1998)，「通貨替代與貨幣需求：台灣的實證研究」，*經濟論文*，第二十六卷第四期，頁403-440。
- 劉完淳 (1997)，「通貨替代，資本移動與貨幣需求—台灣實證研究」，*台灣銀行季刊*，第四十八卷第四期，頁270-287。
- Abbas, V.(2005), "Modeling Demand for Broad Money in Australia," *Australian Economic Papers*, 44(1), 47-64.
- Arize, A. C. and Shwiff, S. S. (1993), "Cointegration, real exchange rates and modelling the demand for broad money in Japan," *Applied Economics*, 25, 717-726.
- Arango, S. and M. I. Nadiri (1981), "Demand for Money in Open Economies," *Journal of Monetary Economics*, 7, 69-83
- Bahmani-Oskooee, M. and Pourheydarian, M. (1990), "Effects of exchange rate sensitivity of demand for money and effectiveness of fiscal and monetary policy," *Applied Economics*, 22, 917-925.
- Bahmani-Oskooee, M. (1991), "The Demand for Money in an Open Economy: The United Kingdom," *Applied Economics*, 23, 1037-1042.
- Bahmani-Oskooee, M. and A. Techaratanchai (2001), "Currency Substitution in Thailand," *Journal of Policy Modeling*, 23, 141-145.
- Breuer, J. B. and A. F. Lippert (1996), "Breaks in Money Demand," *Southern Economic Journal*, 63, 496-506.

- Chaisrisawatsuk, S. C. S. Sharma, and A. Chowdhury (2004), "Money Demand Stability under Currency Substitution: Some Recent Evidence," *Applied Financial Economics*, 14,19-27.
- Chin, H. Y. and C. S. Wu (2011), "Portfolio Investment and Money Demand: the Case of Taiwan," unpublished draft manuscript.
- Ewing, B. T. and J. E. Payne (1999), "Long-run Money Demand in Chile," *Journal of Economic Development*, 24(2),177-190.
- Filosa, R.(1995), "Money Demand Stability and Currency Substitution in Six European Countries (1980-1992)," *BIS Working paper*, No.30.
- Fisher, I. (1911), *The Purchasing Power of Money*, New York: Macmillan.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz (1991), "Alternative Approaches to Analyzing Economic Data," *The American Economic Review*, 81(1), 39-49.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shift," *Journal of Econometrics*, 70 ,99-126.
- Henry, D. F. and N. R. Ericsson (1991), "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States," *European Economic Review*, 35, 833-836.
- Huang, C. J., C. F. Lin, and J. C. Cheng (2001), "Evidence on Nonlinear Error Correction in Money Demand : The Case of Taiwan," *Applied Economics*, 33,1727-1736.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen, S. (1995), "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models," Oxford University Press.
- Kaplan, M., H. Kalyoncu and F. Yucel (2008), "Currency Substitution: Evidence from Turkey," *International Research Journal of Finance and Economics*, 21,158-162.
- Karim, M.Z.A. and B.G. Tang (2004), "Stock Prices, Foreign Opportunity Cost, and Money Demand in Malaysia: A Cointegration and Error Correction Model Approach," *Journal Ekonomi Malaysia*, 38, 29-62.
- Lieberman, C. (1977), "The Transactions Demand for Money and Technological Change," *The Review of Economics and Statistics*, 59, 307-317.
- McKenzie, C. R. (1992), "Money Demand in an Open Economy," *Journal of the Japanese and International Economies*, 6, 176-198.
- Miles, M. A. (1978), "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence," *American Economic Review*, 68, 428-436.
- Mundell, R.A (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates," *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 475- 485.
- Sriram, S. S. (2001), "A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies," *IMF Staff Papers*, 47, NO.3
- Wu, J. L. and Y. h. Hu (2007), "Currency Substitution and Nonlinear Error Correction in Taiwan's Demand for Broad Money," *Applied Economics*, 39,1635-1645.

附錄1 以CPI對名目GDP平減之原因

本文採用CPI對名目GDP進行平減的原因，除了係參考Wu與Hu (2007)乙文之作法，且可使相關變數之處理方式一致外(包括廣義貨幣以CPI進行平減，且物價上漲率亦以CPI衡量)，其主要原因為，本文觀察1992年第1季至2011年第2季之樣本期間內，以CPI對名目GDP進行平減所得之所得年增率(Δy)，與實質廣義貨幣年增率(Δm)之關

係較顯著且為正(附表1)，此外估計的配適度(Adj R²)亦較大。

判斷可能原因為，以CPI對名目GDP進行平減之處理方式與其他變數一致，且GDP之平減指數(PGDP)未考量進口物價，而CPI則有包含進口物價，因此以CPI平減而得之實質所得成長率與廣義貨幣年增率關係相對較顯著(附圖1)。

附表1 名目GDP於不同平減方式下之估計結果: $\Delta m = a_0 + a_1 * \Delta y$

名目GNP之平減方式	a0	a1	Adj R ²
以PGDP平減 ($y = \text{gdp/pgdp} * 100$)	5.002***	0.146	0.010
以CPI平減 ($y = \text{gdp/cpi} * 100$)	6.044***	0.359***	0.111

附圖1 不同平減方式之實質所得年增率與廣義貨幣年增率



附錄2 以短期利率作為持有廣義貨幣之機會成本

若以短期利率 (1-30天期商業本票次級市場利率為代表) 作為持有貨幣機會成本，而忽略貨幣自身報酬率時，廣義貨幣與其相關變數之共整合向量見附表2。其結果顯示，本國利率對貨幣的影響為正向不合

理論預期，或者不顯著為負，而此與Filosa (1995) 其對歐洲國家得到的實證結果類似，即忽略貨幣自身報酬率，可能是導致利率對實質貨幣餘額的影響方向不符理論預期的重要因素。

附表2 不考慮貨幣自身報酬率之共整合向量

	樣本期間 1992Q1-2011Q2		
	基本模型 (不含匯率)	模型1 (實質匯率)	模型2 (名目匯率)
實質貨幣需求(m)	1	1	1
實質所得 (y)	-1.169 (-9.32) [0.00]***	-1.532 (-12.61) [0.00]***	-1.483 (-15.90) [0.00]***
M2持有成本-本國利率 (R_1)	-0.052 (-1.23) [0.20]	0.022 (0.67) [0.54]	-0.016 (-0.59) [0.53]
國外利率(R_2)	0.151 (4.12) [0.00]***	0.096 (4.07) [0.00]***	0.088 (4.18) [0.00]***
實質匯率(q)	—	0.477 (3.27) [0.01]***	—
名目匯率(e)	—	—	0.464 (4.38) [0.00]***
常數項	0.449	4.194	3.509

註：同表6

附錄3 我國廣義貨幣所得流通速度與長期所得彈性

根據Fisher (1911)，廣義貨幣交易流通速度(V)與廣義貨幣(M)之間的貨幣數量等式為： $M \times V = P \times TR$ ，其中TR為實質交易量，由於TR不易衡量，故以實質所得作為實質交易量的代理變數 (Lieberman (1977))，則貨幣數量等式亦可表示為 $M \times V = \text{名目GDP}$ 。在此V為所得流通速度，其事後(ex post)數值係來自名目GDP相對於M的比率，附圖1顯示，自1964年以來我國廣義貨幣的

所得流通速度呈現下滑趨勢。

透過貨幣數量等式，所得流通速度的成長率，可計算為名目GDP成長率扣除M的成長率，即 $\frac{\Delta V}{V} = \frac{\Delta(\text{名目GDP})}{\text{名目GDP}} - \frac{\Delta M}{M}$ ，因此附圖2呈現V的長期走勢下滑，反映長期間M成長率大於GDP成長率，而帶動M成長率的因素很多，包含我國長期金融深化現象 (吳懿娟 (2006))，以及金融商品創新 (吳中書(2009)) 等原因皆可能造成V呈下降趨勢。

附圖2 廣義貨幣的所得流通速度(V)

