

金融風險管理季刊
民95，第二卷，第三期，29-63

歐盟地區利率平價說之檢定—STOPBREAK模型的應用*

Tests for interest rate parity in the EU countries: An application of the stochastic permanent breaks model

李起銓**

Chi-Chuan Lee

國立政治大學金融系

Department of Money and Banking, National
Chengchi University

李建強**

Chien-Chiang Lee

國立中興大學應用經濟系

Department of Applied Economics, National
Chung Hsing University

摘要

本文利用歐盟地區資料檢測利率平價說，為考量樣本期間內發生結構改變之影響，採用Engle and Smith (1999) 的stochastic permanent breaks (STOPBREAK)模型，針對1979年1月到1998年12月長期利率(10年期政府公債利率)及短期利率(3個月貨幣市場利率)的月資料進行檢定。此外，進一步以超過一世紀的長期間年資料(1874-2004年)檢測利率平價說。實證結果顯示，採用月資料，傳統Johansen (1988)共整合方法無法棄卻無共整合關係之虛無假設，但STOPBREAK模型卻指出此現象可能是暫時性的偏離所造成之結果，支持長期存在共同趨勢，意即考慮結構改變後，利率平價說在歐盟地區是成立的。不同地，改用年資料卻發現STOPBREAK檢定效力不如預期，可能的原因是由於長期間資料的調整期間較長，不易受到政策面或外在衝擊的影響。

關鍵詞：利率平價說、歐盟、STOPBREAK模型、結構改變。

JEL分類代號：C32, E43, F41, G15

* 感謝三位匿名審稿人及編輯委員的寶貴建議，使本文的內容更為充實，特此致謝。

** 通訊作者：李建強，國立中興大學應用經濟系助理教授，台中市南區國光路250號，TEL: 886-4-22840352分機308，E-mail: ccl@nchu.edu.tw。

Abstract

In this paper, we examine the hypothesis of interest rate parity (IRP) in the European Union (EU) countries with stochastic permanent breaks (STOPBREAK) model provided by Engle and Smith (1999). The empirical analysis is carried out by using monthly data of long-run interest rate (10-year government bonds yield) and short-run interest rate (3-month money market rate) over the period January 1979 to December 1998. In addition, the further investigation of IRP hypothesis was observed by annual data over a century from 1874 to 2004.

From the results of using monthly observations, we find the conventional Johansen (1988) cointegration test failed to reject the null hypothesis of no cointegration relationships. In contrast, the STOPBREAK model that allows for structural breaks in the cointegrating relationship has shown strong evidence for convergence between German interest rates and interest rates in other EU countries. This model indicates that interest rate may be temporarily diverge but it will be converged in the long-run; it means that after taking structural breaks into account, IRP hypothesis can be supported for EU countries. However, from the results of annual data we find that the STOPBREAK test is not as effective as with the higher frequency data. The reason may be due to the lower frequency data is not easy to be influenced by the policy or other external shock.

Key Words: Interest rate parity, EU, STOPBREAK model, Structural breaks

JEL Classification: C32, E43, F41, G15

1. 前言

在開放的經濟體系中，兩國之間短期資本流動主要受到利率的影響，若利率平價說 (Interest Rate Parity; IRP) 成立，代表國際市場中的資金是完全自由移動，資金的運用成本或收益在各國間趨於相等，且各國決策者對利率之影響程度，視該國對國際利率之影響程度而定。是故，利率平價說之成立將有助於提升國際間的經濟效率；反之，若利率平價說無法成立，逐利

的投資人會將資金全注入利率高的國家，造成國際間利率失衡，雖說各國決策者有以利率來施行貨幣政策調整國內經濟的空間¹，但各國的經濟將會處於波動的狀態，因此利率平價說是否成立一直是學者反覆驗證的議題。

本文研究目的有三，第一、利率平價說之成立係建立在兩國資產為完全替代、資本具有完全移動的假設下，然而傳統文獻上的研究對象，大多不符合此一要件。因此，本文選擇一個適當的研究主體-歐盟

¹ 例如調整利率來刺激儲蓄，詳見林金龍、吳中書與陳仕偉 (1999)。

地區國家，重新探討利率平價說。第二、過去文獻大多未能考量樣本期間內發生結構改變 (structural breaks) 的問題，或是儘管有考慮到結構改變，但因為必須確認或估算結構改變發生時點、次數，而加重模型負擔，使檢定力減弱。是故，本文改以 Engle and Smith (1999) 的 stochastic permanent breaks (STOPBREAK) 模型，重新檢視歐盟地區間利率平價說是否成立，此方法是針對時間序列資料的結構改變，具有隨機 (stochastic) 和隨時間改變 (time-varying) 的特性，有別於傳統計量方法之結構改變是由外生決定，STOPBREAK 模型將結構改變納入模型中，使結構改變由內生決定，有助於提升模型的預測能力。第三、採用超過一世紀的年資料 (1874-2004) 進行檢測，以明瞭利率平價說在長期間年資料之不同特性。先前文獻大多從事短期間資料 (20~30年) 之研究，包括月或季資料，對於1世紀以上長期間年資料的研究則鮮有著墨。然而，從事長期間之研究較能避免因受到政策面或外在衝擊的影響，而使原始資料失真的現象，因此，為了補足過去文獻在長期間資料研究之不足，本文進一步改以長期間的年資料來探討利率平價說。

過去實證文獻對於利率平價說的探討，早期在方法上大多以傳統最小平方法 (OLS) 進行分析，例如 Shafer and Loopesko (1983)，MacDonald and Torrance (1988)，

沈中華 (1992) 及黃德芬 (1997) 等，然而 Granger and Newbold (1974) 卻指出，以 OLS 進行檢定時，若時間序列的資料無法滿足其定態 (stationary) 的假設，將有假性迴歸 (spurious regression) 的問題，因此，後續研究乃改採 Engle and Granger (1987) 之兩階段共整合分析法，例如 Hakkio and Rush (1989) 及 Atkins (1991)，以避免分析變數時存在單根 (unit root) 的問題，而其步驟乃是先估計兩變數的迴歸殘差，再檢定其是否存在單根。但是倘若前段估計有偏誤，將會得到第二階段不正確的分析結果，同時亦有不適用於多變數分析的問題，是故後進學者改以 Johansen (1988) 之最大概似估計法對利率平價說進行檢測²，例如 Abeysekera and Turtle (1995)，Sephton and Larsen (1991)，Barkoulas and Baum (1997)，Haug et al. (2000) 等，此方法不但彌補了兩階段共整合分析法在研究上的限制，更可導出共整合向量之最大概似估計量，同時亦可檢定經濟理論中所設定的係數限制，上述文獻實證結果可整理如表1。

從表1中可以發現，近期以 Johansen (1988) 的最大概似估計法檢測利率平價說之實證文獻，至今仍無法獲得一致的結論，其可能原因乃是研究的對象或地區之不同所導致的結果。根據利率平價說之先決條件指出：平價條件的成立係建立在兩國資產為完全替代、資本具有完全移動的假設下，然而傳統文獻的研究對象大多不符合

² Johansen (1988) 共整合分析法的相關應用非常廣泛，例如林金龍、吳中書與陳仕偉 (1999) 應用於金融資產的研究及李建強 (2005) 分析台灣的經濟成長議題等。

表1 IRP實證文獻整理

OLS分析

作者	研究國家	期間及頻率	結果
Shafer and Loopesko (1983)	德國、日本、英國、美國	月資料： 1973M8~1982M3	不成立
MacDonald and Torrance (1988)	德國、日本、瑞士、英國	月資料： 1982M7~1987M4	不成立
沈中華 (1992)	美國、臺灣	月資料： 1960M1~1979M2 1979M2~1987M7 1987M6~1989M4 1989M4~1989M12	第三階段(新管制外匯條例到利率管制完全解除期間)成立
黃德芬 (1997)	臺灣、美國、英國、 法國、德國、日本、 瑞士	月資料： 1981M1~1985M12 1986M1~1988M12 1989M1~1993M12	中期皆不成立，前期及後期部分成立
Engle and Granger (1987)兩階段共整合分析法			
作者	研究國家	期間及頻率	結果
Hakkio and Rush (1989)	英國、美國、德國	週、日資料： 1975M7~1986M10	成立
Atkins (1991)	美國、加拿大	年資料： 1972~1988	成立
Johansen (1988)最大似估計法			
作者	研究國家	期間及頻率	結果
Sephton and Larsen (1991)	英國、德國、美國	月資料： 1975M7~1986M10 1975M7~1988M12	部分 不成立
Abeysekera and Turtle (1995)	加拿大、德國、日本、 英國、美國	日資料： 1984/1/6~1991/12/6	不成立
Barkoulas and Baum (1997)	加拿大、德國、英國、 日本、美國	月資料： 1973M1~1993M10	不成立
Haug et al. (2000)	比利時、丹麥、法國、 德國、希臘、愛爾蘭、 義大利、盧森堡、荷蘭、 葡萄牙、西班牙、英國	月資料： 1979M3~1995M3	不成立

表2 歐洲國家IRP之實證文獻整理

作者	研究國家	變數	期間及頻率	結果
Karfakis and Moschos (1990)	比利時、法國、 德國、愛爾蘭、 義大利、荷蘭	3個月國庫券利率 6個月國庫券利率 3個月借款利率	月資料： 1979M4~1988M11	不成立
Katsimbris and Miller (1993)	比利時、法國、德 國、愛爾蘭、義大 利、荷蘭、美國	3個月國庫券利率 6個月國庫券利率 3個月借款利率	月資料： 1979M4~1988M11	不成立
Fountas and Wu (1998)	比利時、丹麥、法 國、德國、愛爾蘭、 義大利、荷蘭	隔夜貨幣市場利率	季資料： 1979Q2~1995Q4	成立

此一要件。因此，選擇一個適當的研究主體，乃為利率平價說是否成立之關鍵因素，而歐盟便是一個適合的研究對象，主要是因為歐洲為一經濟統合區域，所以各國間經濟體質相似，資本移動的限制較小，較符合利率平價說之先決要件。但是現今以歐洲國家為研究主體，對於利率平價說探討之實證文獻，至今亦未能獲得一致的結論，例如 Karfakis and Moschos (1990)及Katsimbris and Miller (1993)皆是利用共整合檢定法檢定德國與其他歐洲貨幣制度(European Monetary System; EMS)之會員國家間是否存在長期關係，實證結果發現，德國與其他EMS國家並無共整合關係，無法支持利率平價說，但是此結果卻與Fountas and Wu (1998)所得之結論不同，Fountas and Wu (1998)指出過去文獻對於利率平價說之檢測，主要是由於未考慮樣本期間的結構改變問題，而造成解釋力不足的结果，因此，該文利用 Gregory and

Hansen (1996)所提出允許結構改變之共整合方法，對EMS之會員國進行利率平價說之檢驗，實證結果支持考慮結構改變下，利率平價說成立，本文將上述文獻的實證結果整理如表2。

同樣地，Katsimbris and Miller (1993)指出無法支持利率平價說之可能原因為匯率制度之改變(歐洲匯率機制之產生)，意即樣本期間發生結構改變而造成偏誤之結果，而Jardet (2003)亦指出結構改變問題會降低模型的預測能力，因此，從上述針對歐洲國家檢測利率平價說的實證文獻中可知，實證上無法獲得相同結論，主要是因為先前文獻大多未能考量樣本期間可能發生結構改變的問題，例如：Kafakis and Moschos (1990)，Katsimbris and Miller (1993)，Chen et al. (2000)及Haug et al. (2000)等。另外，有些文獻儘管有考慮到結構改變，但Engle and Smith (1999)指出傳統的計量方法，在面對結構改變時，必須去

推估結構改變的時點，再依此對參數進行調整，雖然在結構改變已知情況下，可以做良好的資料配適，一旦在結構改變發生頻率較高時，模型檢定力及預測效果將會大幅降低。因此，若能解決結構改變影響的問題，對於利率平價說是否成立，將有再次探討之必要。

是故Fountas and Wu (1998)對EMS之會員國，進行考慮結構改變後的利率平價說之檢驗，此方法是Gregory and Hansen (1996)所提出考慮結構改變的共整合方法，其在模型上設一虛擬變數(dummy variable)，考量結構改變對模型所造成的影響，將結構改變內生的由資料決定，雖然這樣的做法有良好的資料配適，但其模型只允許樣本期間內發生一次的結構改變，使得真實的資料在不只發生一次結構改變的情形下，其配適度將會大幅降低，造成解釋力不足的結果。情形下，其配適度將會大幅降低，造成解釋力不足的結果。

因此，本文以STOPBREAK模型，將結構改變內生化³，無論結構改變發生頻率高低與否，對於衝擊的恆久效果較大，產生結構改變時，模型的條件均數(conditional mean)會做較大的調整；而對於衝擊的恆久效果較小，沒有顯著的結構改變，則模型的條件均數會維持在穩定的狀

態，藉由這樣的調整過程，對於利率平價說之驗證⁴，將有較良好的配適。再者，Huang and Robert (2001)指出，相較於傳統考慮結構改變的計量模型(Chow's test, 1960)，STOPBREAK模型無需區分結構改變所造成的不同區間，其藉由衝擊所帶來的影響為恆久或短暫來反映結構改變。準此，STOPBREAK模型無需預估結構改變的參數性質(例如時點、次數)，有助於提升模型之預測能力，以彌補傳統計量之不足(Engle and Smith, 1999)。此模型適合用來分析金融資產的相對價格，目前大部分應用於分析股價相關議題，例如Engle and Smith (1999)及Huang and Robert (2001)，然而應用在其他金融資產價格方面的研究則相對較少，是故，本文利用STOPBREAK模型，放寬對變數間均衡的要求，容許在長期均衡中存有短暫跳開的情形，免去預估結構改變的參數性質，以解決因結構改變造成模型預測能力降低的問題，進而檢定歐盟地區的利率是否存在相依變動之均衡關係，據以瞭解在國際市場中兩國間的利率差距是否會收斂，以提供對於利率平價說在實證資料上能否成立的佐證。總結來說，歐洲為一經濟統合區域，各國間經濟體質相似，資本移動的限制較小，較符合利率平價說之先決要件；再加上在1992

³ 在結構改變問題的處理上，Gregory and Hansen (1996)方法與STOPBREAK模型皆是將結構改變內生化，有別於傳統計量方法將結構改變由外生決定，避免在推估結構改變發生的時點及其參數調整的過程中產生偏誤，彌補傳統計量方法為捕捉結構改變而降低配適度的問題 (Gregory and Hansen, 1996; Fountas and Wu, 1998; Engle and Smith, 1999; Huang and Robert, 2001; 陳明吉、蔡怡純與張金鶚, 2003)。

⁴ 在檢驗利率平價說上，Gregory and Hansen (1996)方法與STOPBREAK模型皆是針對殘差是否為定態，作為判定利率平價說成立與否的充要條件。

年及1993年曾因為經濟衰退，且遭受投機客攻擊，而發生兩次金融危機，可能產生結構改變的問題，所以本文擬以歐盟地區為研究樣本，分別以1979年1月到1998年12月的長期利率(10年期政府公債利率)及短期利率(3個月貨幣市場利率)，探討歐盟地區國家間利率平價說是否成立。

另外，Lothian and Taylor (1996)探討實質匯率變動行為的研究中指出：使用短期間資料進行單根檢定時，其檢定力較低，造成過去文獻發現實質匯率為非定態的錯誤結論。相較於過去文獻，其使用超過兩世紀的長期間年資料，藉由大樣本資料來增加檢定的效力，結果發現實質匯率存在均數回復(mean reversion)的現象。Cuddington and Liang (2000)沿用Lothian and Taylor (1996)超過兩世紀的資料，對購買力平價說進行探測，說明了長期間資料應用的重要性。而Granville and Mallick (2004)則是針對費雪假說進行測試的研究中，提及對於名目利率為預期通貨膨脹率與實質利率加總的檢定式，會因為實質利率隨著政府政策的改變而無法成立，意即政府的財政或貨幣政策在短期下可以影響利率的變動，但在長期下則不易受到政府操控，因此，選取適當的樣本時間，會增加探討問題的有效性。Zhu (1998)針對1803~1990的年資料進行費雪假說之檢測，文中發現藉由長期間資料的檢定，可以明瞭變數間的長期關係。Ito (1997)指出長期間資料的調整時間較長，使得均數回復的

現象得以減緩，為了使長期間資料足夠涵蓋一些重要事件的影響及變化，必須將資料擴充到一世紀以上，以衡量長期間的影響效果。此外，Pela'ez (2003)針對實質股價改變所進行的研究，指出以長期間的資料可以得到較佳的預測結果。

由上述文獻可知，長期間資料不但受到實證研究的重視，更已廣泛的應用於各個議題，顯見長期間資料的重要性，因此，在從事實證分析時，長期間資料所傳達的訊息是不可或缺的，然而，過去以長期間的資料探討利率平價說卻鮮有著墨，再加上過去對於STOPBREAK模型之探討，大多應用在短期間且高頻之資料，對於年資料的應用相對較少，以致於STOPBREAK模型是否適用在長期間的資料，這方面瞭解的並不多。所以，為明瞭STOPBREAK模型在長期間之效力，本文進一步改以長期間的年資料進行檢測，以補先前文獻之不足。

本文共有五節，第一節為前言，旨在說明本文的動機與目的，並針對國內外有關利率平價實證的文獻做一完整的歸納與整理。第二節為理論模型，將簡要敘述利率平價說之意義及其模型架構。第三節為介紹STOPBREAK模型的特性及意義。第四節為實證分析，主要係以STOPBREAK模型為基礎，同時採用歐盟國家的利率資料進行估計及檢定，以進一步瞭解歐盟地區利率平價條件是否成立，並將實證結果作解釋與說明。第五節為結論。

2. 理論模型

根據沈中華 (2002)指出國際間短期匯率主要受到資金流動的影響，即資本帳影響匯率在短期的波動⁵，而利率平價說即是在說明短期資本移動如何影響匯率⁶。以下本文先對利率平價說作一概念式的推導，以了解資本移動與匯率之關係，作為實證模型之依據，其推導如下：假設某一投資者持有國內貨幣1元可以投資，則其投資在國內之報酬為 $(1+i_t)$ ，投資在國外的報酬為 $(1+i_t^*)\frac{S_{t+1}}{S_t}$ ，若市場上無套利機會，投資國內之報酬應與投資國外的報酬相等，意即投資兩國之報酬無異，則其報酬方程式如下式：

$$(1+i_t) = (1+i_t^*)\frac{S_{t+1}}{S_t} \quad (1)$$

對式兩邊取對數可得，

$$\log(1+i_t) = \log(1+i_t^*) + \log\left(\frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t}\right) \quad (2)$$

進一步可整理成：

$$i_t = i_t^* + x_{t+1}^e \quad (3)$$

其中 i_t 表示本國在 t 期時的名目利率， i_t^* 表示外國在 t 期時的名目利率， S_t 表示在 t 期時的即期匯率， S_{t+1}^e 表示對 $t+1$ 期的預期匯率， $\frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} = x_{t+1}^e$ 表示預期匯率變動率，經由式(1)到式(2)之推導，再透過變數間的代換，可得式(3)之利率平價式⁷，式左方代表投資在本國的報酬，右方代表投資在國外的報酬，若國內投資帳戶與國外投資帳戶是完全替代，當左方大於右方，則應投資於國內資產，反之，則投資於國外資產，當等式成立，國內利息會等於國外利息與預期匯率利得之加總，也就是說投資國內報酬應等於預期投資國外的報酬，此時，投資在那一國並無差異。

簡言之，利率平價說係指在一個資金可自由進出的市場，沒有政府干預及法令規定等限制，經由市場機能的運作，二國間利率水準的差距會趨於收斂。因此，若兩國之間的資產為完全替代，依據式(3)，則在實證模型設立上，其利率平價式可表示如下：

$$i_t - \alpha - \beta i_t^* = E s_{t+1} - s_t + v_t \quad (4)$$

其中 i_t 及 i_t^* 分別為本國(德國以外EMS國家)及外國(德國)名目利率， E 為匯率之期望值， s_t 為即期匯率， v_t 則為交換風險溢酬，若預期匯率之變動 $(E_t s_{t+1} - s_t)$ 及風

⁵ 詳見沈中華 (2002)「貨幣銀行學：全球的觀點」。

⁶ 本文所探討之利率平價說，實際上即是討論「無拋補利率平價說(Uncover IRP)」。

⁷ 沈中華 (2002)將無拋補利率平價說定義為式(3)。

險溢酬皆為定態⁸，表示利率差亦是定態的情形，則可推斷兩國間的利率存在長期均衡關係。因此，透過檢定兩國利率之共整合關係，可以檢視兩國間的利率是否存在長期均衡關係，如下式：

$$i_t = \alpha + \beta i_t^* + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 ε_t 為殘差項，服從白噪音(white noise)，而根據 Alexius (2001) 檢測利率平價說在較嚴格或較寬鬆的定義下是否成立的研究中指出：若 $\alpha = 0, \beta = 1$ 代表強式名目利率平價(strict interest rate parity)成立，若 $\alpha \neq 0, \beta = 1$ 則表示弱式名目利率平價(weak interest rate parity)成立。

總結來說，過去傳統作法皆是針對式(5)進行迴歸估計後，得到殘差項序列，再檢定殘差項序列是否為定態，然而 Katsimbris and Miller (1993) 指出此做法之檢定力較低，並提出以兩國利率差進行強式檢定之方法有較高的檢定力，另外，兩階段作法的最大問題就是在於：倘若第一階段的估計有問題或偏誤，就會直接影響第二階段利率平價檢定的結果(Johansen, 1988; 1991)⁹，因此本文採用 Katsimbris and Miller (1993) 較嚴謹的強式利率平價說檢定的做法¹⁰。

再者，過去實證文獻對於利率平價說

的探討，早期大多以傳統迴歸分析方法對 α 及 β 的係數進行估計，再檢定是否 $\alpha = 0, \beta = 1$ ，藉以判別利率平價說在強式或弱式條件下是否成立，例如 Chinn and Meredith (2004) 及 Alexius (2001)，然而這種方式的最大問題就是在於：倘若第一階段的估計有問題或偏誤，就會直接影響後續係數檢定的結果。因此，本文直接限制係數後，進行強式利率平價說之檢定，依據 Katsimbris and Miller (1993) 的做法，對兩國利率差進行 STOPBREAK 過程檢定。意即以 $\alpha = 0, \beta = 1$ 的條件下，對式(5)進行強式檢定，可推導如下式：

$$i_t - i_t^* = \varepsilon_t \quad (6)$$

因此，若利兩國利率差 ε_t 為定態，即表示 i_t 及 i_t^* 在 $\alpha = 0, \beta = 1$ 的強式條件下，具有共整合關係，表示強式利率平價說成立。

3. STOPBREAK 模型

自從 Engle and Granger (1987) 提出共整合的概念，後續對利率平價說之實證研究，大多改採共整合方法對利率平價說進行檢定，其認為具有相同整合階次的非定態時間序列資料，若其線性組合為定態，

⁸ 式(4)中的 $E_{S_{t+1}-S_t}$ 代表預期匯率之變動，也就是式(3)中的 χ_{t+1}^e 。

⁹ Johansen (1988, 1991) 指出兩階段方法具有下列缺失：(1) 在小樣本下參數的估計偏誤顯著；(2) 只能檢定單一共整合向量；(3) 檢定統計量沒有明確定義其極限分配；(4) 在設定迴歸時，因變數的認定不同將導致不同的估計結果。

¹⁰ Wu and Chen (1998) 對利率平價說之探討，亦是以利率差為定態與否，作為強式利率平價說成立之判斷依據。

則變數間將有共移(co-movement)的現象，使得變數比例向某特定值收斂，因此，變數間存在長期均衡關係。而Karfakis and Moschos (1990)亦指出一般對於利率間的長期均衡關係，可以藉由檢定殘差是否為定態的過程，看出變數間是否具有共整合關係，準此，兩線性組合的殘差是否為定態，是為利率平價說成立之充要條件。

然而，利率的波動有許多潛在因素，如果僅以共整合關係來分析是否具有長期關係，似乎太過嚴苛，再加上Fountas and Wu (1998)指出此方法可能因為未考慮結構改變而產生偏誤，因此，本文以Engle and Smith (1999)之STOPBREAK模型重新檢視利率平價說，此方法主要是針對序列偶有因短暫衝擊而偏離之情形，避免因暫時性的偏離而捕捉到非定態的現象，相較於共整合方法，此方法對於長期均衡的限制較為寬鬆，其容許變數間有短暫偏離情況的特性，使得在變數間有短暫偏離時，無法滿足共整合分析中較嚴苛的長期均衡要求，仍可分析長期均衡關係。例如陳明吉、蔡怡純與張金鶚 (2003)探討住宅價格與家庭所得的長期均衡關係，即是利用共整合分析法與STOPBREAK分析法說明：當兩變數如果沒有共整合關係時，可能僅因為某一變數受到其他原因的短期衝擊，並不代表沒有長期均衡關係。因此，STOPBREAK模型乃是針對傳統共整合方

法無法解釋的某些經濟現象，提出更符合現實情形之說明。

Engle and Smith(1999)指出STOPBREAK模型能夠描述涵蓋衝擊的影響為恆久或是短暫，當衝擊的影響效果為短暫，則序列為定態之形式，而當衝擊具有恆久效果，則序列為非定態的形式，因此，透過STOPBREAK檢定可以區別序列為隨機漫步(random walk)模式或是STOPBREAK模式，意即當隨機偶發的恆久衝擊出現後，則STOPBREAK檢定結果不再為定態特性，也就是無法拒絕隨機漫步的虛無假設；反之，若序列之衝擊為短暫，則會拒絕序列為隨機漫步，支持STOPBREAK模式。因此，Huang and Robert (2001)在應用時，針對股票價格的共移現象，來檢測市場的效率性，提到根據STOPBREAK檢定，當序列為STOPBREAK模式，代表兩市場具有短暫共整合關係，即兩市場的共移現象不是一個隨機漫步模式，此時，支持市場效率的假說¹¹。

此外，Engle and Smith (1999)指出只要兩變數的線性組合符合STOPBREAK過程，即代表兩變數有長期相依但偶有短暫偏離之情形，這樣的線性組合會近似於定態(approximately stationary)，而Engle and Smith (1999)、Huang and Robert (2001)及陳明吉、蔡怡純與張金鶚 (2003)亦進行相同的應用。再者，陳明吉、蔡怡純與張金

¹¹ 本文沿續這樣的做法，對檢定式(5)進行強式檢定，因此，若 ε_t 為定態，即表示 i_t 及 i_t^* 具有共整合關係，則利率平價說成立；反之，若 ε_t 是一個隨機漫步模式，則利率平價說無法成立。

鶚 (2003)亦指出STOPBREAK模式即是一考慮結構改變的定態模式。因此，本文以STOPBREAK模型對利率平價說進行檢測，實際上即是以兩國利率差的線性組合，即式(6)之 ε_t 是否符合STOPBREAK過程，也就是以殘差為平穩作為利率平價說成立之充要條件。

總結來說，Engle and Smith (1999)之STOPBREAK模型與Engle and Granger (1987)之兩階段共整合分析法有相同的操作概念，兩者皆是以殘差為基礎(residual-based)的檢定方法，先估計兩變數迴歸的殘差，再檢定其是否為定態，因此，支持STOPBREAK模型，即表示殘差為定態，兩國間的利率具有共整合關係，利率平價說成立；反之，若殘差為隨機漫步，則利率平價說不成立。

所以，在實證方法上，本文採用Engle and Smith (1999)的STOPBREAK模型有別於傳統Johansen (1988)之共整合方法主要有下列幾點：(一)可得到傳統共整合方法不易捕捉到的短期均衡關係。(二)可解決傳統共整合方法無法解決兩時間序列資料大部分是相依變動，但有時會受到短暫衝擊而有暫時跳開的問題。以下簡述STOPBREAK模型之實證方法。

3.1 模型介紹

假設時間序列 y_t 符合STOPBREAK模型，如下式：

$$y_t = m_t + \varepsilon_t, \quad t = 0, 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

$$\begin{aligned} m_t &= m_{t-1} + q_{t-1} \varepsilon_{t-1} \\ &= m_0 + \sum_{i=1}^t q_{t-i} \varepsilon_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T \end{aligned} \quad (8)$$

其中 m_t 為一隨時間改變的條件均數， ε_t 則為殘差項，當 $q_{t-1} = 1$ 時，此序列就會符合隨機漫步；若 $q_{t-1} = 0$ 時，則此序列之條件均數收斂到一個常數，此過程定義恆久性衝擊介於0到1之間，使得模型有足夠的彈性反應衝擊，而不需負載過多參數，這種將衝擊影響內生化，可以增加模型之預測能力。因此，透過檢定 q_{t-1} 的性質，可以判斷時間序列的特性。

STOPBREAK模型為下列一般化模型之特殊情形：

$$\begin{aligned} A(L)B(L)(y_t - x_t \delta) &= A(L)z_t \varepsilon_t + B(L)(1 - z_t) \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T, \\ A(L) &= 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p, \\ B(L) &= 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_s L^s, \end{aligned} \quad (9)$$

其中 x_t 定義為解釋變數之向量， z_{t-1} 是集合 $t-1$ 期所有資訊的調整參數， L 是落後運算因子 (lag operator)， ε_t 則為殘差項，若設定 $\delta = 0, B(L) = 1 - L, A(L) = 1$ ，且 $z_{t-1} = q_{t-1}(\gamma_0)$ 時，則STOPBREAK模型如下：

$$\Delta y_t = \varepsilon_t - (1 - q_{t-1}(\gamma_0)) \varepsilon_{t-1} \quad (10)$$

若設定 $\delta=0$, $B(L)=1-L$, $A(L)=1-\alpha_0L$, 且 $z_{t-1} = q_{t-1}(\gamma_0)$, 則此模型就符合 STOPBREAK 模型:

$$\Delta y_t = \alpha_0 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_{t-1} \varepsilon_{t-1}, \quad t=1,2,\dots,T, \quad (11)$$

其中 $\theta_{t-1} = 1 - (1 - \alpha_0)q_{t-1}$, 且 $0 \leq \alpha_0 < 1$, y_t 服從 AR(1) 或是隨機漫步過程, 在此過程中會有一些短暫相關性存在於無結構改變之期間。

由於 STOPBREAK 模型要求序列中每個衝擊的恆久效果是隨機且隨時間改變的, 因此, Engle and Smith (1999) 提出 q_t 為下式之連續函數:

$$q_t(\gamma_0) = \frac{\varepsilon_t^2}{\gamma_0 + \varepsilon_t^2} \quad (12)$$

藉由上式及式(7)、式(8)的推導可得到:

$$\Delta y_t = \frac{-\gamma \varepsilon_{t-1}}{\gamma + \varepsilon_{t-1}^2} + \varepsilon_t \quad (13)$$

因此, 可以檢定虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ (隨機漫步)。

3.2 模型檢定

為了檢定資料是否符合 STOPBREAK

模型, Engle and Smith (1999) 提出如下檢定方法, 本文以兩國利率差 $(i - i^*)$ 進行檢定, 用 $(i - i^*)$ 即表示分析強式名目利率平價說, 說明如下:

3.2.1 由於在式(13)中, 如果使用大樣本檢定, 將受到平均值的影響而無法得到單一的統計量, 此時可使用局部最佳檢定 (locally best test) (Engle and Smith, 1999)¹², 其虛無假設及對立假設分別為 $H_0: \phi = 0$ (隨機漫步); H_a : STOPBREAK 過程, 如下式¹³:

$$\Delta y_t = \phi \frac{\Delta y_{t-1}}{\bar{\gamma} + \Delta y_{t-1}^2} + \mu_t \quad (14)$$

當 t 值小於臨界值時表示無法棄卻變數為隨機漫步之虛無假設, 代表資料呈現隨機漫步的情形。反之, 當 t 值大於臨界值時會拒絕 H_0 , 表示資料符合 STOPBREAK 模型, 意即 $(i - i^*)$ 為一定態變數, 支持強式利率平價說成立。

3.2.2 由於時間序列資料在樣本期間中, 可能存有短暫相關的情形, 使得 α_0 在式(11)隨機漫步的虛無假設中無法定義, 造成整個檢定的過程更為複雜, 因此, 在模型設定上, 令

¹² Engle and Smith (1999) 定義其統計值 $\sup_{\alpha} t_{\bar{\gamma}}$ 為 t 統計量, 服從 t 分配。

¹³ $\bar{\gamma}$ 為內生給定, 詳見 Engle and Smith (1999) 的表 2。

檢定式(15)中的 $\bar{\alpha}$ 是可選擇的數值。Engle and Smith (1999) 使用 Neyman Pearson test 做以下迴歸式，其虛無假設及對立假設分別為 $H_0: \phi = 0$ (隨機漫步);

H_a : STOPBREAK 過程：

$$\Delta y_t = \phi \sum_{i=1}^t \bar{\alpha}^{i-1} \frac{\Delta y_{t-i}}{\bar{\gamma} + \Delta y_{t-i}^2} + \mu_t \quad (15)$$

Engle and Smith (1999) 介定 $\bar{\alpha}$ 範圍在 0 至 0.9 之間，而其檢定統計量近似常態分配。同樣的，在檢定上若 t 值大於臨界值時會拒絕 H_0 ，表示資料符合 STOPBREAK 模型。

3.2.3 作以下迴歸式，其統計量 TR^2 服從

$$x_{(p)}^2。$$

將 Δy_t 對 $\frac{\Delta y_{t-i}}{\bar{\gamma} + \Delta y_{t-i}^2}$ ($i=1,2,\dots,p$) 進行迴歸，

(16)

此方法在執行上較簡易，在檢定上若統計量 TR^2 大於臨界值時會拒絕 H_0 ，表示資料符合 STOPBREAK 模型。

4. 實證分析

4.1 資料說明

在研究期間上，由於 1979 年 EMS 成立，歐盟各國資本流動性的障礙逐漸消除，所以本文實證期間取自 1979 年 1 月至歐洲單一貨幣系統成立前 1998 年 12 月，共 240 筆的月資料¹⁴，實證資料取自教育部電算中心的 AREMOS 資料庫中國際貨幣基金會 (IMF) 資料庫。

在實證變數的設立方面，過去實證文獻，常常因為所使用的替代變數不同而有截然不同的結果，本文為求檢驗結果的穩健性，採用長期及短期兩種利率指標。此外，由於長、短期利率資訊內涵之差異，亦有可能造成實證結果之不同，例如 Karfakis and Moschos (1990) 及 Katsimbris and Miller (1993) 皆是以短期名目利率的月資料，檢測德國與其他 EMS 會員國之名目利率是否存在長期均衡關係，實證結果均發現德國與其他 EMS 國家並無長期均衡關係，而 Chen et al. (2000) 亦是利用短期利率的月資料對利率平價說進行檢定，但實證結果仍無法支持利率平價說。然而 Alexius (2001) 指出過去利用短期利率指標來檢定利率平價說的文獻，大多無法支持利率平價說，不同地，Chinn and Meredith (2004) 利用七大工業國家之長、短期利率資料，

¹⁴ Wu and Chen (1998) 亦是從 1979 年開始檢測利率平價說，而以 1998 年 12 月為實證期間之結束點，主要是因為自 1999 年 1 月 1 日起，歐洲單一貨幣制度開始施行。此外，Haug et al. (2000)，Karfakis and Moschos (1990)，Katsimbris and Miller (1993) 及 Fountas and Wu (1998) 等亦是以 1979 年為其研究期間之起點。

分別對利率平價說成立與否進行驗證，實證結果發現長期利率對於利率平價說之探討較易成立。因此，在月資料分析方面，採用長期與短期兩種利率指標除了加強實證結果的穩健性，更要驗證過去文獻由於使用長、短期資料資訊內涵之差異，對於長期利率資料較易成立之論述。

因此，本文在月資料分析方面，採用長期與短期兩種利率指標，其中短期利率選取歐盟地區奧地利、比利時、芬蘭、德國、愛爾蘭、義大利、荷蘭、西班牙和英國等9個國家的3個月貨幣市場利率(money market rate)為利率的替代變數；而長期利率則使用奧地利、比利時、丹麥、法國、德國、愛爾蘭、盧森堡、荷蘭、葡萄牙、

西班牙、瑞典、英國等12個國家的10年期政府公債(long-term government bond yield)為利率的替代變數。另外，在年資料分析之研究，採1874年到2004年10年期長期政府公債利率的長期間年資料，針對奧地利、比利時、丹麥、法國、德國、義大利、荷蘭、葡萄牙、西班牙、瑞典等10個國家，進行利率平價說之實證檢定，資料取自The Global Financial Database¹⁵。

實證上將各國利率資料轉換為自然對數，使得資料型態比較平滑而線性，較易捕捉其線性關係，而Juselius (1995)探討利率平價說時，亦將所有變數轉換為自然對數。將本文實證資料之說明整理如表3。

表3 資料說明

資料頻率	月資料		年資料
實證期間	1979M1~1998M12		1874~2004
變數選取	短期利率	長期利率	長期利率
替代變數	3個月貨幣市場利率	10年期政府公債	10年期長期政府公債
研究對象	奧地利、比利時、芬蘭、德國、愛爾蘭、義大利、荷蘭、西班牙、英國	奧地利、比利時、丹麥、法國、德國、愛爾蘭、盧森堡、荷蘭、葡萄牙、西班牙、瑞典、英國	奧地利、比利時、丹麥、法國、德國、義大利、荷蘭、葡萄牙、西班牙、瑞典

¹⁵ 由於上述三種利率變數，並非所有國家皆有完整資料。由於部分國家有資料缺漏的問題，因此本文選取資料較齊全的國家作為研究對象。

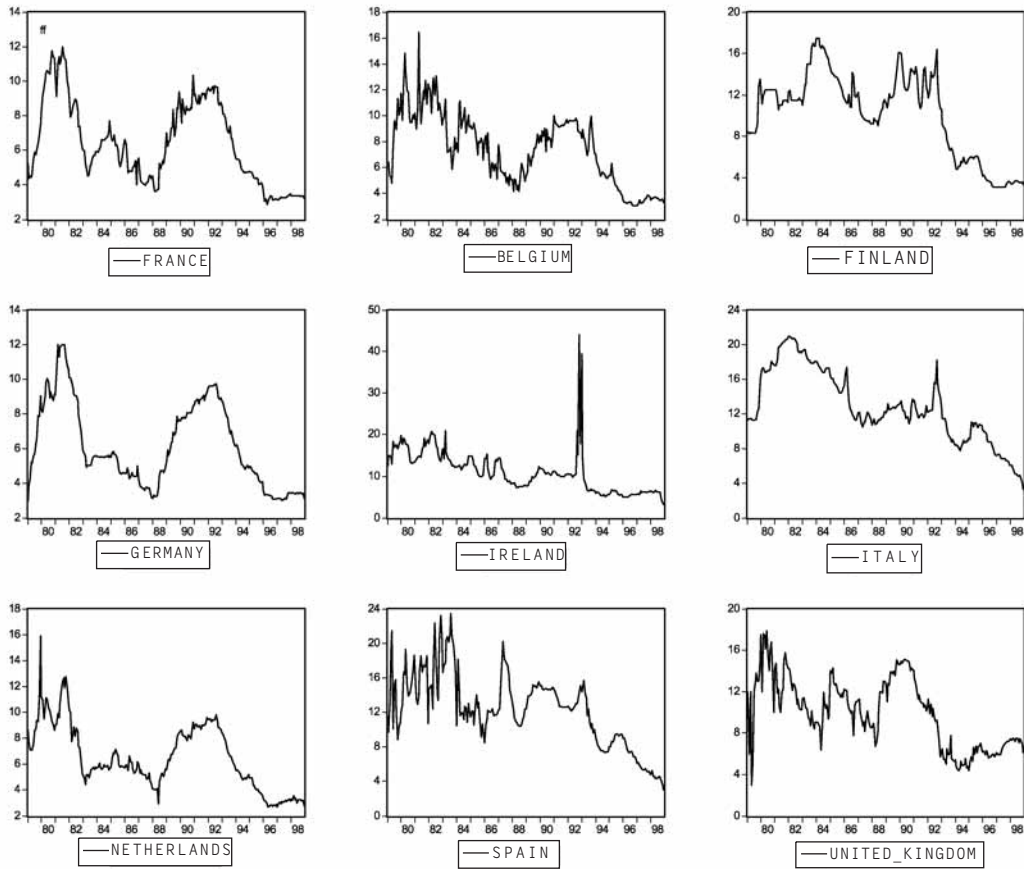


圖1 短期利率趨勢圖, 1979M1~1998M12

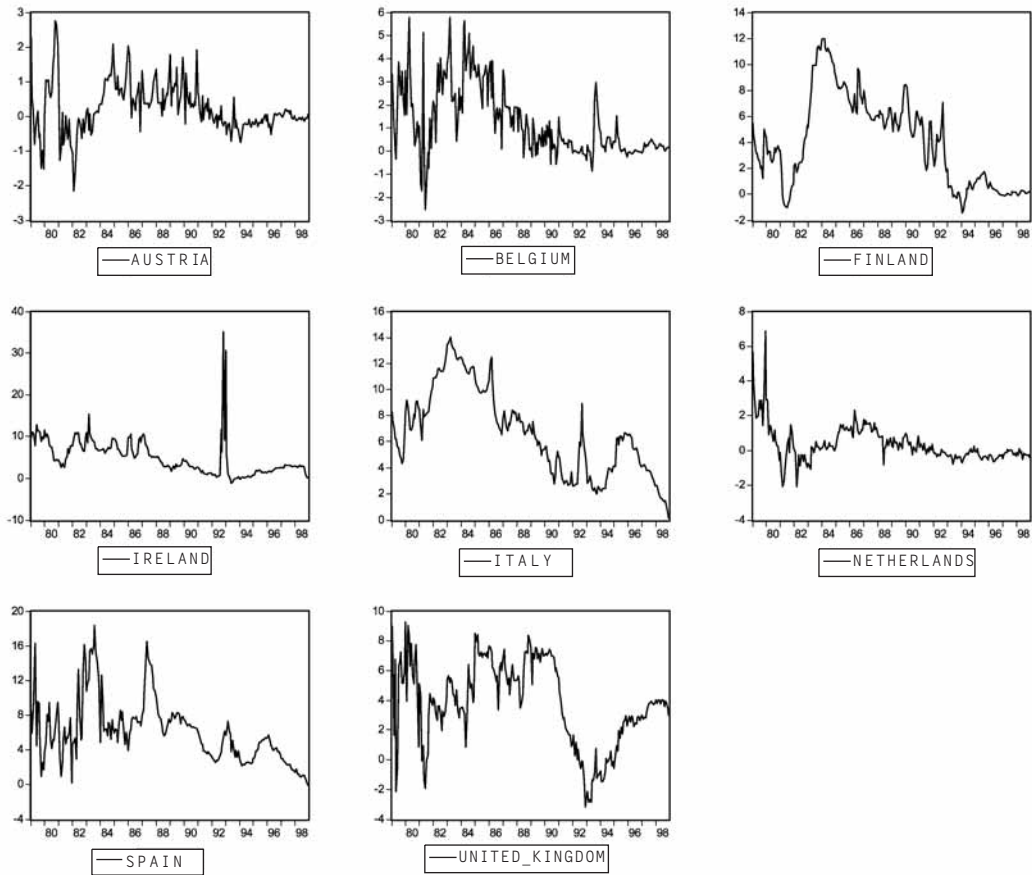


圖2 短期利率差趨勢圖, 1979M1~1998M12

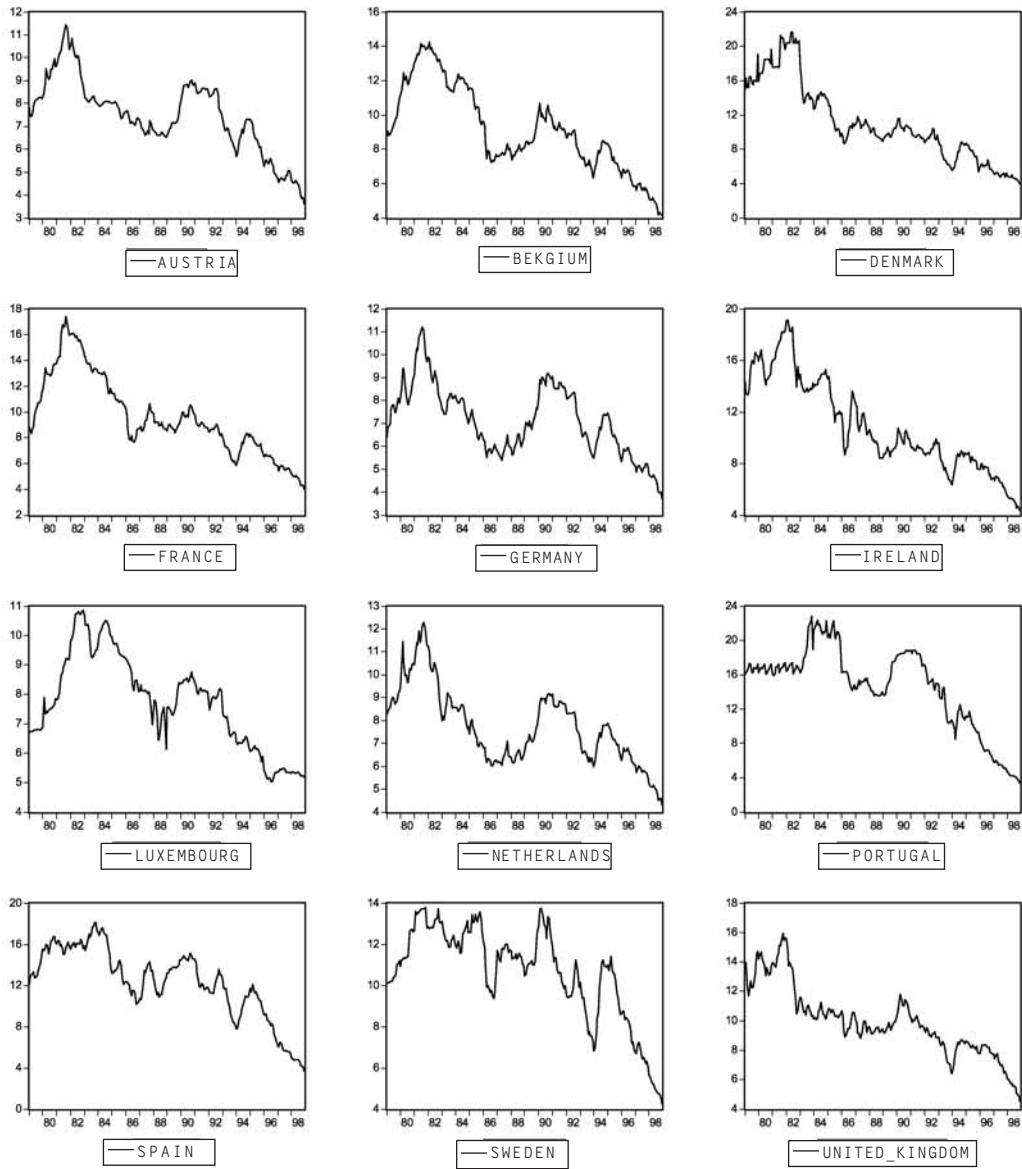


圖3 長期利率趨勢圖, 1979M1~1998M12

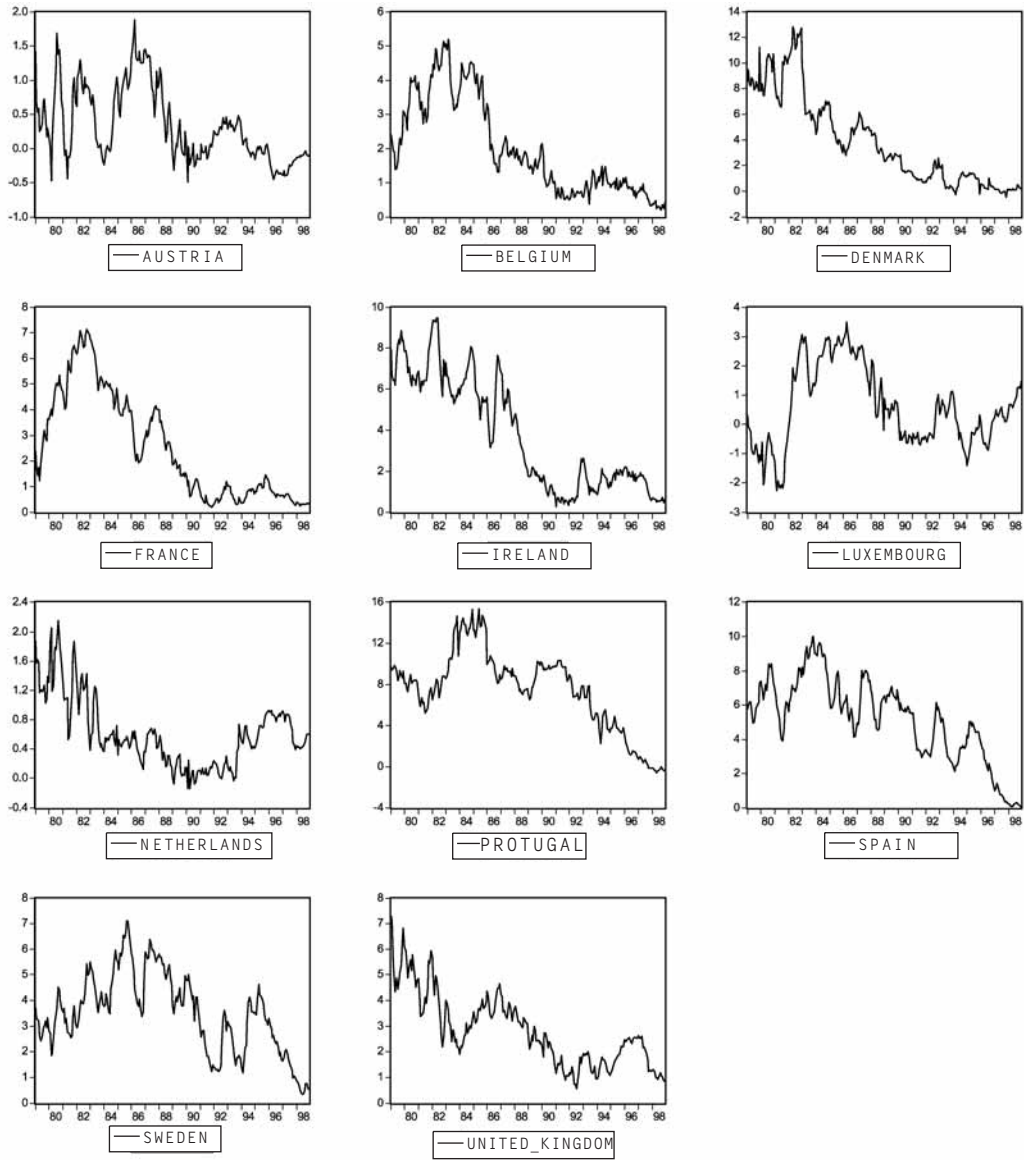


圖4 長期利率差趨勢圖, 1979M1~1998M12

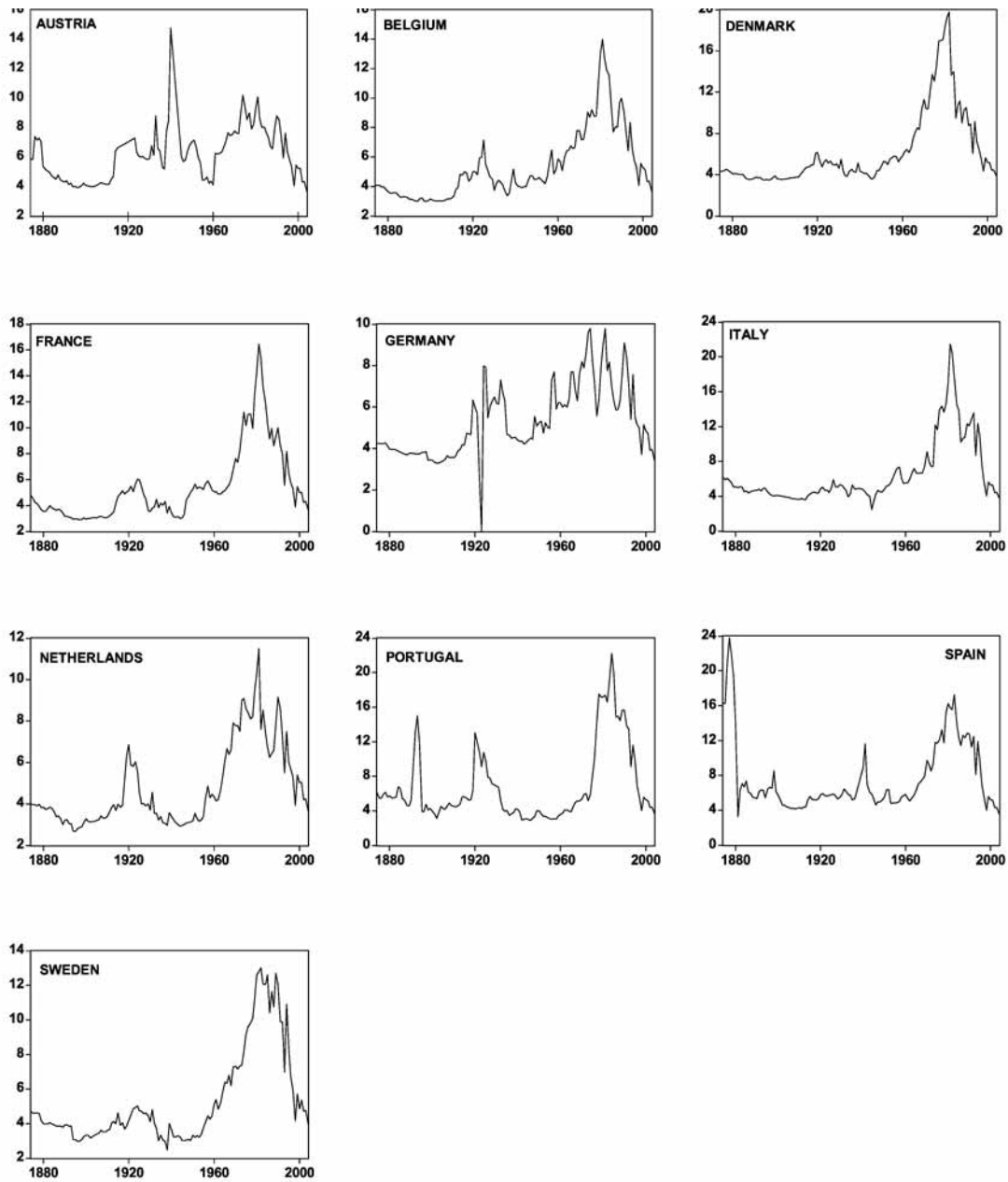


圖5 長期間利率趨勢圖, 1874~2004

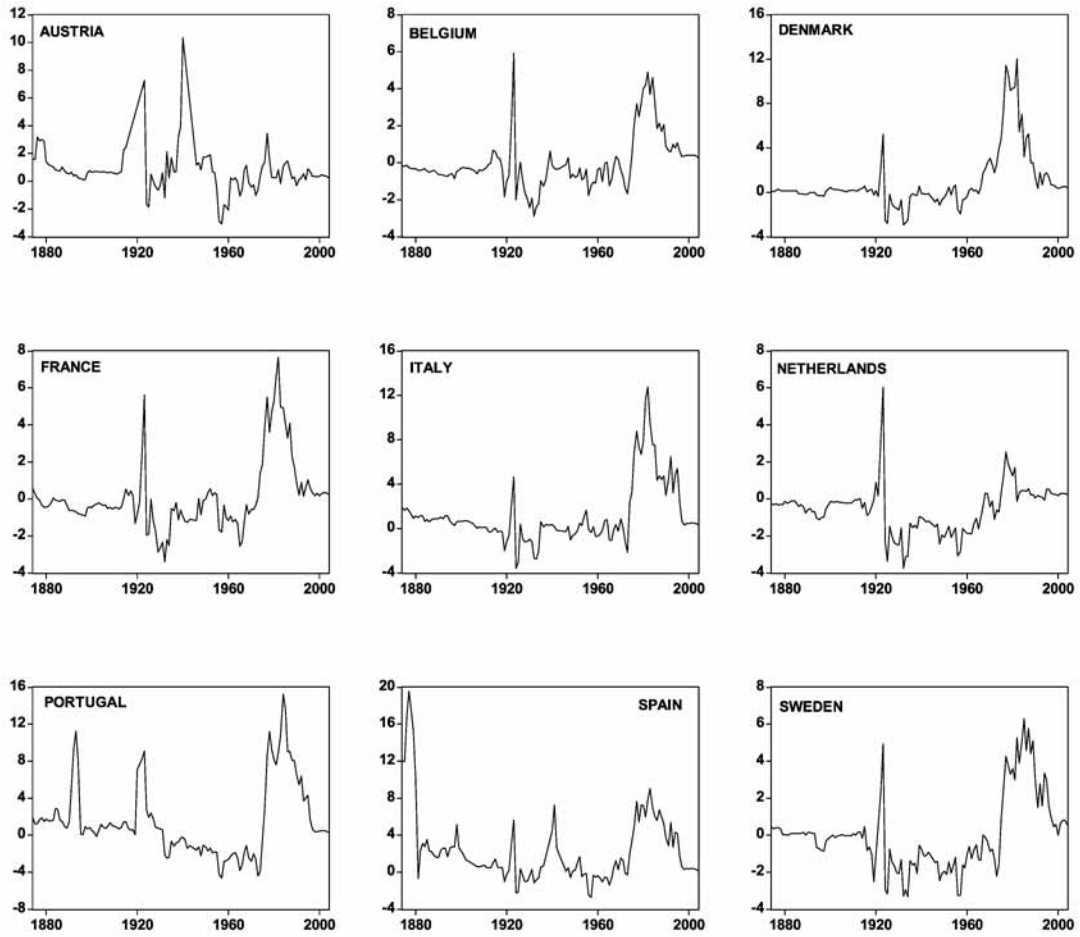


圖6 長期間利率差趨勢圖, 1874~2004

4.2 月資料

4.2.1 單根檢定

在進行多變數的共整合分析前，必須確認所使用的經濟變數是否存在單根，意即確認變數是否為定態的時間序列，因此應進行單根檢定。本文以Phillips and Perron(1988)考慮異質變異(heteroscedasticity)的PP法以及Kwiatkowski et al. (1992)的KPSS法對各變數進行單根檢定，由於單根檢定法中選擇最適落後期數為影響結果之重要步驟，本文採Ng and Perron (2001)提出的修正AIC (Modified Akaike information criterion, 以下簡稱MAIC)的準則選取最適落後期數，MAIC的定義式如下：

$$MAIC(k) = -2(l/T) + 2(k + \tau)/T \quad (17)$$

其中， T 為樣本數， l 為對數概似函數(log of the likelihood function)，而 τ 修正因子。此外模型中落後期數的最大值(k_{\max})的設定則依據Hayashi (2000)的方式，採用下式：

$$k_{\max} = \text{int} \left(12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right) \quad (18)$$

此外，由時間序列圖形顯示，本文可採具常數項但不具趨勢項的單根檢定模型進行。由表4及表5的檢定結果可知，在5%的顯著水準下，所有變數的水準項均無法

拒絕單根的虛無假設，而在各變數的一次差分項均拒絕單根的虛無假設，因此，模型中所有的變數皆為 $I(1)$ 的非定態時間數列。

由於傳統單根檢定方法無法考慮經濟變數發生結構改變的情形，以致於當樣本期間發生結構改變時，所得之結論往往無法拒絕變數具單根之虛無假設，也就是說，若只用傳統的單根檢定法，無法正確了解變數的特性，為避免所得之結論產生偏誤，本文續做Zivot and Andrews (1992)所提出的考慮結構改變之ZA單根檢定，檢定結果如表6及表7。由表6及表7的水準值檢定結果可知，各國利率發生在結構改變的時間主要在1988-1989及1992-1993間，探究其原因主要是EMS國家在1988-1989推行一系列的整合活動，其中包括1988年取消資本管制，1989年提出狄諾報告(Report on Economic and Monetary In the European Community)，但是這樣的整合計劃卻因為在1992年及1993年EMS國家經濟衰退，再加上遭受投機客攻擊，且發生兩次的金融危機而宣告失敗，這些因素均使利率產生結構改變，因此，在模型考量結構改變後，所有變數的水準項仍無法棄卻具單根之虛無假設，而在各變數的一次差分項亦皆拒絕單根的虛無假設，更加確認所有的變數皆為 $I(1)$ 的非定態時間數列。

表4 短期利率的單根檢定

國家	水準值		一階差分	
	PP	KPSS	PP	KPSS
奧地利	-1.03 (2)	0.65 (11)**	-16.09 (3)**	0.19 (0)
比利時	-1.37 (7)	1.12 (11)**	-19.51 (11)**	0.17 (14)
芬蘭	-0.14 (2)	1.18 (12)**	-11.14 (4)**	0.37 (3)
德國	-1.80 (9)	0.51 (11)**	-12.49 (7)**	0.30 (9)
愛爾蘭	-1.87 (5)	1.62 (11)**	-22.87 (3)**	0.07 (3)
義大利	1.49 (3)	1.55 (11)**	-10.92 (1)**	0.45 (15)
荷蘭	-0.89 (3)	0.89 (11)**	-17.20 (4)**	0.12 (2)
西班牙	-0.60 (5)	1.34 (11)**	-17.97 (0)**	0.20 (2)
英國	-2.78 (3)	1.09 (11)**	-25.51(16)**	0.03 (5)

註1. PP單根檢定之5%臨界值為-2.87。

“**”表示在5%顯著水準棄卻變數具單根的虛無假設。

註2. KPSS單根檢定之5%臨界值為0.46，

“**”表示在5%顯著水準棄卻變數為定態序列的虛無假設。

註3. ()內為落後期數。

表5 長期利率的單根檢定

國家	水準值		一階差分	
	PP	KPSS	PP	KPSS
奧地利	0.81 (7)	1.31 (11)**	-9.97 (5)**	0.39 (7)
比利時	0.67 (6)	1.54 (11)**	-13.05 (5)**	0.45 (6)
丹麥	0.06 (6)	1.88 (11)**	-15.76 (6)**	0.14 (6)
法國	0.35 (8)	1.68 (11)**	-10.82 (6)**	0.41 (8)
德國	-0.24 (5)	0.91 (11)**	-10.24 (2)**	0.34 (5)
愛爾蘭	0.18 (2)	1.92 (11)**	-12.60 (0)**	0.15 (3)
盧森堡	-0.57 (13)	1.20 (12)**	-14.76 (16)**	0.37 (14)
荷蘭	-0.10 (4)	1.09 (11)**	-11.43 (2)**	0.24 (5)
葡萄牙	2.48 (19)	1.36 (11)**	-13.60 (15)**	0.45 (29)
西班牙	1.30 (7)	1.44 (11)**	-10.29 (6)**	0.44 (8)
瑞典	0.61 (7)	1.32 (11)**	-11.23 (6)**	0.38 (8)
英國	0.46 (1)	1.71 (11)**	-11.30 (5)**	0.19 (2)

註：同表4。

表6 短期利率的ZA單根檢定

國家	水準值		一階差分	
	改變時間點	統計量	改變時間點	統計量
奧地利	1988:07	-4.438 (0)	1988:05	-16.685 (0)**
比利時	1989:02	-3.814 (12)	1988:08	-15.424 (1)**
芬蘭	1992:10	-4.688 (2)	1992:10	-10.944 (1)**
德國	1988:06	-4.775 (9)	1988:02	-5.856 (4)**
愛爾蘭	1993:06	-4.041 (6)	1993:02	-9.060 (5)**
義大利	1996:01	-2.199 (1)	1987:06	-11.785 (0)**
荷蘭	1988:07	-4.744 (1)	1988:07	-11.651 (1)**
西班牙	1996:01	-3.262 (2)	1986:02	-15.116 (1)**
英國	1992:07	-4.462 (2)	1994:05	-15.540 (1)**

註1. ZA單根檢定在5%臨界值為-4.8。

“**” “***” 分別表示在5%及1%顯著水準下棄卻變數具單根的虛無假設。

註2. ()內為落後期數。

表7 長期利率的ZA單根檢定

國家	水準值		一階差分	
	改變時間點	統計量	改變時間點	統計量
奧地利	1989:01	-3.107 (3)	1987:07	-7.303 (2)**
比利時	1988:11	-3.117 (1)	1986:09	-13.848 (0)**
丹麥	1989:02	-3.902 (4)	1986:05	-16.061 (0)**
法國	1989:09	-3.942 (3)	1986:09	-7.331 (2)**
德國	1988:11	-3.957 (1)	1987:00	-10.078 (1)**
愛爾蘭	1990:01	-4.284 (2)	1986:05	-8.030 (3)**
盧森堡	1993:01	-3.833 (7)	1982:08	-4.995 (6)**
荷蘭	1988:01	-3.721 (1)	1986:09	-12.027 (0)**
葡萄牙	1995:05	-2.015 (6)	1987:02	-5.858 (5)**
西班牙	1995:11	-2.594 (1)	1986:11	-10.842 (0)**
瑞典	1995:08	-2.589 (1)	1986:11	-11.505 (0)**
英國	1989:03	-2.857 (1)	1986:05	-11.684 (0)**

註：同表6。

4.2.2 Johansen共整合檢定

藉由單根檢定的結果，可以確認EMS國家所有利率變數皆為I(1)的非定態時間數列，因此我們利用Johansen (1988)的最大概似分析法，在式(6)中以德國為 i^* ，其他歐盟國家為 i ，來探討德國與其他EMS國家間利率變數的長期關係。由於Johansen (1988)的最大概似估計法是以向量自我迴歸模型VAR(k)為基礎，所以我們必須先選取適當的落後期數，使得VAR(k)的殘差項符合白噪音的假設。因此對於最適落後期數k的選取，本文採用Godfrey (1988)的LM test，在5%的顯著水準下找出通過序列相關檢定且落後期數為最小的k值，使得殘差項服從白噪音，檢定結果整理如表8及表9。

在針對各個變數選定其最適落後期數後，接著進行最大概似估計法的共整合分析，在模型選取上，選擇線性有截距項之模型，即Johansen的模型3，並將各模型中的變數以Johansen and Juselius (1990)所提出的統計量 λ_{trace} 及 λ_{max} 來檢定共整合向量的個數，由表10及表11的檢定結果可知，在5%顯著水準下，短期利率方面，僅有奧地利與德國有共整合關係；而長期利率方面，所有國家與德國皆無共整合關係，顯示利率平價說無法成立，此結果與Kafakis and Moschos (1990)，Katsimbris and Miller (1993)，Chen et al. (2000)及Haug et al. (2000)等利用傳統共整合方法所得之結論一致，其不成立之原因包括有Kafakis and Moschos (1990)提及預期匯率之變動或風險溢酬非為恆定所導致；和Katsimbris and

Miller (1993)指出匯率制度的改變如歐洲匯率機制的產生所造成；以及Haug et al. (2000)說明忽略資料期間可能發生結構改變，或是財政及貨幣政策之差異所造成的結果。然而理論上利率平價關係卻與實證結果相斥，這樣的現象，是否因為在樣本期間內受到衝擊，而造成暫時偏離的短暫失衡情形？由於Katsimbris and Miller (1993)推斷實證上無法支持利率平價說之可能原因為匯率制度之改變，意即樣本期間發生結構改變而造成偏誤之結果，另外，Fountas and Wu (1998)指出過去文獻對於利率平價說之檢測，主要是因為未考慮結構改變而造成解釋力不足的結果。因此，本文將續做STOPBREAK模型的檢定。

4.2.3 STOPBREAK模型檢定

STOPBREAK模型係針對時間序列的資料，其結構改變具有隨機，且隨時間改變的特性，藉此定義序列中的每一個衝擊的恆久效果，當衝擊的恆久效果較大，產生結構改變時，模型的條件均數會做較大的調整，當衝擊的恆久效果較小，沒有顯著的結構改變，則模型的條件均數會維持在穩定的狀態。由本文圖1顯示，在短期間分析上，以愛爾蘭為例，在1992-1993年之前呈現均值回復的狀態，但在1992-1993時因為受到衝擊引起結構改變，造成其跳離原有之均衡，然而隨著衝擊逐漸消失，又回到原有均衡。此外，在圖5的長期間資料分析上，以比利時為例，在1960年之前利率都在均值上下小幅變動，但1960-

表8 VAR模型的殘差項自我相關檢定(短期利率)(續)

變數	lag	LM Stat
奧地利	3	3.669 (0.453)
比利時	3	4.901 (0.298)
芬蘭	3	1.211 (0.876)
愛爾蘭	1	5.896 (0.207)
義大利	3	2.740 (0.602)
荷蘭	3	5.011 (0.286)
西班牙	3	3.261 (0.515)
英國	1	9.073 (0.059)

註：()內為p值

表9 VAR模型的殘差項自我相關檢定(長期利率)

變數	lag	LM Stat
奧地利	1	3.887 (0.422)
比利時	1	2.643 (0.619)
丹麥	1	8.628 (0.071)
法國	3	6.732 (0.151)
愛爾蘭	1	2.018 (0.733)
盧森堡	1	6.336 (0.175)
荷蘭	1	2.027 (0.731)
葡萄牙	2	7.304 (0.121)
西班牙	1	5.410 (0.248)
瑞典	1	7.282 (0.122)
英國	1	3.665 (0.453)

註：同表8。

1980年代呈現明顯向上的趨勢，尤其1979年顯見大幅增加(EMS成立，各國資本障礙逐漸消失)，直至1992-1993發生兩次金融危機有明顯的轉折，之後便呈現下滑的趨勢。因此，由利率差之時間序列趨勢圖可以發現，各國利率資料大多時候是在均衡的狀態下小幅波動，在受到某些衝擊時才會變動(隨機性)，使其離開原有之均衡，但是一旦衝擊之因素消失，又回復穩定的狀態，符合STOPBREAK模型針對時間序列的資料，其結構改變具有隨機且隨時間改變的特性。¹⁶

由於EMS國家分別在1992年及1993年因為經濟衰退，再加上遭受投機客攻擊，而發生兩次金融危機，因此，為避免結構改變的問題造成所得之結論產生偏誤，本文進一步以STOPBREAK模型，考慮結構改變，歐盟地區利率平價關係是否存在。由表12及表13的檢定結果可知，我們採用t統計量與 TR^2 統計量，在短期利率方面，在5%的顯著水準下，無論那一個國家，至少都有一種以上的檢定結果支持該國與德國間利率關係符合STOPBREAK模型，支持利率平價說成立。而在長期利率方面，在5%顯著水準下，僅有丹麥及愛爾蘭無均衡關係，但是在10%顯著水準下丹麥則可符合STOPBREAK模型。因此，無論短期利率資料或長期利率資料皆說明了國際間的利率存在均衡關係，支持利率平價說成立，此結論一改過去文獻大部分不支持利率平價說之結果，並呼應Fountas and Wu (1998)所得之結論，其主要可能原因是

STOPBREAK模型放寬對變數間均衡的嚴格要求，允許在長期均衡中，存在因結構改變而偏離均衡的短暫現象，避免捕捉到因短暫衝擊而造成的暫時失衡現象，而得以正確分析出傳統共整合方法所無法解釋或解釋不足的部分。

4.3 年資料

由於過去文獻通常以高頻率的月或季資料進行利率平價研究，較少進行低頻率的長期間年資料之分析，以致於對於長期間的資料是否能支持利率平價說，這方面瞭解的並不多，為了補足過去文獻在長期間資料研究之不足，本文續做長期間資料之分析，以期能了解利率平價說在長期間資料下能否成立。

如前所述，在進行多變數的共整合分析前，必須確認經濟變數是否存在單根，檢定之結果如表14，由此可以得知，在長期間資料下，除了德國之外，各國利率皆為 $I(1)$ 的變數，但這樣子的結果是否會因為結構改變而產生的偏誤，同樣的，為了增加檢定結果之頑強性(robust)，本文續做ZA單根檢定如表15，發現其結構改變發生原因是1914年的第一次世界大戰、1947-1971年間整合計劃的施行與失敗、1970年代的石油危機以及1985年所發表的完成內部市場白皮書(White Paper for Completing Internal Market)，在考慮這些結構改變後德國亦為 $I(1)$ 的變數，符合共整合檢定對於變數的要求。此外，在進行共整合分析前，仍需選取適當的落後期數，使得VAR(k)的

表12 STOPBREAK檢定 (短期利率)

德國與其他EMS國家	$\sup_{\alpha} t_{\bar{y}}$	$\alpha = 0.8$	$TR^2(p=5)$	$TR^2(p=10)$
奧地利	-2.18 **	1.20	13.19 **	34.80 **
比利時	-2.98 **	0.36	19.05 **	29.16 **
芬蘭	2.54	0.86	21.38 **	28.52 **
愛爾蘭	0.23	-2.52 **	0.72	5.98
義大利	-0.53	-4.60 **	-0.15	0.7
荷蘭	-3.07 **	0.85	26.07 **	45.04 **
西班牙	-3.25 **	-5.45 **	38.50 **	46.63 **
英國	-0.94	-1.36 *	29.81 **	47.08 **
10% 臨界值	-1.72	-1.28	9.23	15.99
5% 臨界值	-2.07	-1.65	11.07	18.31

註：“*” “**” 分別表示在10%及5%顯著水準下棄卻變數存在隨機漫步的虛無假設。

表13 STOPBREAK檢定 (長期利率)

德國與其他EMS國家	$\sup_{\alpha} t_{\bar{y}}$	$\alpha = 0.8$	$TR^2(p=5)$	$TR^2(p=10)$
奧地利	2.84	0.37	19.59 **	20.52 **
比利時	1.61	-0.78	11.59 **	17.36 *
丹麥	-1.36 *	-0.17	4.19	17.41 *
法國	3.02	-0.89	16.18 **	17.79 *
愛爾蘭	-0.38	0.38	5.39	12.87
盧森堡	3.20	-2.56 **	13.54 **	14.50
荷蘭	0.77	-2.63 **	12.09 **	19.38 **
葡萄牙	2.29	0.59	6.52	26.57 **
西班牙	0.78	2.89	3.58	19.61 **
瑞典	4.40	0.10	24.68 **	28.80 **
英國	2.31	0.59	12.12 **	20.21 **
10% 臨界值	-1.27	-1.28	9.23	15.99
5% 臨界值	-2.07	-1.65	11.07	18.31

註：同表12。

¹⁶ 在時間序列的特性上，結構改變的衝擊具有恆久效果，其影響並不會消失，此時序列為隨機漫步的形態；反之，若序列支持STOPBREAK模式，代表衝擊為短暫的，序列為定態。

殘差項符合白噪音的假設。表16為採用LM test，在5%的顯著水準下找出通過序列相關檢定且落後期數為最小的k值，使得殘差項服從白噪音的結果。

接著進行最大概似估計法的共整合分析，本文採用線性有截距項之模型，由表17的檢定結果可知，在5%顯著水準下，只有奧地利與德國沒有共整合關係，其餘國家皆與德國有共整合關係，因此，在Johansen(1988)共整合方法即可得知利率平價說是成立的，此結論與過去文獻提及利率平價說在長期下較易成立的結果一致，然而若使用STOPBREAK模型是否亦能得到相同結果？

由表18之檢定結果得知，在長期間之研究中，僅有奧地利、丹麥、荷蘭、西班牙以及瑞典符合STOPBREAK模型，但Johansen (1988)共整合方法所得之結果卻表示僅有奧地利與德國沒有共整合關係，其餘國家皆與德國有共整合關係，造成兩方法間的差異，其可能之原因是長期間之研究的調整期間較長，不易受到政策面或外在衝擊的影響，因此Johansen (1988)共整合方法即能檢測出其均衡關係，而善於捕捉短期間之均衡關係STOPBREAK模型，在長期間研究下檢定力會較低。

5. 結論

過去探討利率平價說的實證文獻，大多著重在計量方法上，而忽略研究對象是否符合利率平價說之先決要件，導致所得

之結果不一致，且大多無法支持利率平價說。因此，本文重新思索利率平價說之定義及其假設，以一適合的研究主體-歐盟地區國家，重新探討利率平價說在實證上的意義。再者，過去文獻大多未考量結構改變的發生對時間序列的影響，或即便是有考慮結構改變，但因模型必須去預估其發生的時點及次數，反而加重模型本身的負擔，又或者是將時間序列排除結構改變的時間，分段的檢測利率平價說是否成立，然而，此種作法所得之結論端視於所摸索的部分，無法全面明瞭利率平價說，因此，本文考量在樣本期間歐盟地區發生結構改變所造成之影響。

實證結果發現，在1979年1月到1998年12月期間，傳統Johansen (1988)共整合檢定法無法拒絕無共整合關係之虛無假設，意味著利率平價說無法成立。不同地，本文採用STOPBREAK模型卻提供此現象可能是暫時性的偏離所造成之結果，支持長期存在共同趨勢，代表歐盟各國與德國利率之關係，大多時候是在均衡的狀態下小幅波動，在受到某些衝擊時才會變動，使其離開原有之均衡，但是一旦衝擊之因素消失，各國利率又將回復穩定的狀態，也就是考慮結構改變後，利率平價說在實證上是成立的。

另外，為補足先前文獻對於利率平價說在長期間資料研究之不足，本文採用超過一世紀的年資料(1874-2004年)進行檢測，結果發現傳統Johansen (1988)共整合檢定法拒絕無共整合關係之虛無假設，表示

表14 年資料的單根檢定

德國與其他EMS國家	水準值		一階差分	
	PP	KPSS	PP	KPSS
國家				
奧地利	-1.27 (6)	0.52 (8)**	-10.29 (7)**	0.17 (8)
比利時	-1.44 (5)	0.92 (9)**	-11.17 (7)**	0.18 (7)
丹麥	-1.23 (4)	0.79 (9)**	-13.70 (5)**	0.25 (3)
法國	-1.47 (4)	0.80 (9)**	-12.37 (4)**	0.16 (3)
德國	-2.56 (3)**	0.78 (4)**	-20.96 (2)**	0.04 (8)
義大利	-1.59 (3)	0.71 (9)**	-11.51 (5)**	0.16 (6)
荷蘭	-1.58 (1)	0.72 (9)**	-12.94 (2)**	0.13 (4)
葡萄牙	-1.83 (9)	0.85 (1)**	-7.62 (5)**	0.08 (12)
瑞典	-1.22 (2)	0.72 (9)**	-14.90 (5)**	0.19 (1)
西班牙	-2.56 (6)	0.23 (9)**	-12.89 (8)**	0.11 (13)

註：同表4。

表15 年資料的ZA單根檢定

國家	水準值		一階差分	
	改變時間點	統計量	改變時間點	統計量
奧地利	1914	-2.536 (4)	1982	-8.698 (3)***
比利時	1985	-2.279 (0)	1982	-12.100 (0)***
丹麥	1985	-1.593 (1)	1983	-6.011 (4)***
法國	1947	-2.077 (2)	1982	-7.934 (1)***
德國	1984	-2.888 (2)	1975	-9.554 (2)***
義大利	1945	-2.367 (0)	1983	-12.609 (0)***
荷蘭	1956	-2.922 (0)	1982	-13.183 (0)***
葡萄牙	1974	-3.481 (1)	1985	-8.362 (1)***
瑞典	1955	-2.417 (1)	1983	-5.077 (4)***
西班牙	1963	-3.403 (0)	1984	-12.740 (0)***

註：同表6。

表 16 VAR模型的殘差項自我相關檢定(年資料)

變數	lag	LM Stat
奧地利	1	0.562 (0.967)
比利時	1	6.560 (0.161)
丹麥	1	7.266 (0.123)
法國	1	7.641 (0.106)
義大利	4	1.180 (0.881)
荷蘭	1	5.125 (0.275)
葡萄牙	1	2.327 (0.676)
瑞典	1	2.076 (0.722)
西班牙	1	8.040 (0.090)

註：同表8。

表 17 Johansen共整合檢定(年資料)

德國與其他 FMS國家	λ_{trace}		λ_{max}	
	$r=0$	$r \leq 1$	$r=0$	$r \leq 1$
奧地利	7.02	1.52	5.50	1.52
比利時	56.59 **	2.16	54.43 **	2.16
丹麥	54.57 **	1.15	53.42 **	1.15
法國	51.66 **	0.87	50.79 **	0.87
義大利	27.53 **	1.57	25.96 **	1.57
荷蘭	52.53 **	2.43	50.09 **	2.43
葡萄牙	229.96 **	5.34 *	224.63 **	5.34 *
瑞典	294.50 **	1.08	293.41 **	1.08
西班牙	54.60 **	6.77 **	47.83 **	6.77 **

註1. 經由Cheung and Lai (1993)調整後的 λ_{trace} 及 λ_{max} 臨界值如下：

在5%顯著水準下， λ_{trace} 之臨界值 $r=0$ 及 $r \leq 1$ 分別為15.64及3.82，而 λ_{max} 之臨界值 $r=0$ 及 $r \leq 1$ 分別為14.29及3.82。

註2. “**” 表示在5%顯著水準棄卻變數無共整合關係之虛無假設。

表18 STOPBREAK檢定 (年資料)

德國與其他EMS國家	$\sup_{\alpha} t_j$	$\alpha = 0.8$	$TR^2(p=5)$	$TR^2(p=10)$
奧地利	-1.14	0.27	4.68	18.42 **
比利時	-0.22	0.91	4.23	9.44
丹麥	0.06	-0.40	9.50 *	27.90 **
法國	-0.96	0.51	5.40	9.06
義大利	0.75	1.01	2.78	7.14
荷蘭	-2.03 *	-0.50	9.39 *	24.31 **
葡萄牙	-0.76	1.47	0.91	3.24
西班牙	-0.34	-1.62*	4.59	3.52
瑞典	-0.30	0.31	10.52 *	31.71 **
10% 臨界值	-1.72	-1.28	9.23	15.99
5% 臨界值	-2.07	-1.65	11.07	18.31

註：同表12。

利率平價說在長期間資料上成立，然而以STOPBREAK模型卻無法支持利率平價說，其檢定效力未高於Johansen共整合方法，主要是因為長期間資料的調整期間較長，不易受到政策面或外在衝擊的影響，因此Johansen (1988)共整合方法即能檢測出其均衡關係，而較能捕捉短期間均衡關係的STOPBREAK模型，在長期間研究下檢定力會較低。

總結來說，無論在月資料分析或是超過一世紀的年資料分析，都有明顯的證據支持歐盟地區利率平價說成立，代表在歐盟地區的利率的差異是為一均衡狀態，各國間資本可自由移動，資金的運用成本或收益在各國間趨於相等，且各國決策者對利率之影響程度，視該國對國際利率之影響程度而定，因此，利率平價說之成立將

有助於提升國際間的經濟效率。最後，由資料特性及計量方法的限制可知，在高頻率的月資料分析上，應採Engle and Smith (1999)的STOPBREAK模型，而在低頻率的年資料則應採Johansen (1988)的最大概似分析法。

參考文獻

- 沈中華 (1992), 「用無拋補利率平價說解釋台灣利率與美元匯率的變動」, 《企銀季刊》, 16, 1-13頁。
- 沈中華 (2002), 《貨幣銀行學：全球的觀點》, 台北：新陸書局。
- 李建強 (2005), 「銀行發展、股市發展與經濟成長—台灣的實證研究」, 《台灣經濟預測與政策》, 35, 79-105頁。
- 林金龍, 吳中書與陳仕偉 (1999), 「金融資產與儲蓄--臺灣的實證研究」, 《經濟論文》, 27, 81-102頁。
- 陳明吉, 蔡怡純與張金鶚 (2003), 「住宅負擔能力惡化之再檢視--臺北市住宅市場分析」, 《臺大管理論叢》, 14, 47-78頁。
- 黃德芬 (1997), 「臺灣地區風險利率平價說之驗證--解除外匯管制前後之比較」, 《臺灣經濟金融月刊》, 33, 14-27頁。
- Abeysekera, S. P. and Turtle, H. J. (1995), "Long-Run Relations in Exchange Markets: A Test of Covered Interest Parity," *The Journal of Financial Research*, 18, 431-447.
- Alexius, A. (2001), "Uncovered Interest Parity Revisited," *Review of International Economics*, 9, 505-517.
- Atkins, F. J. (1991), "Covered Interest Parity Between Canada and the United States: Another Look Using Modern Time Series Methods," *Empirical Economics*, 16, 325-334.
- Barkoulas, J. and Baum, C. F. (1997), "A Re-examination of the Fragility of Evidence from Cointegration-Based Tests of Foreign Exchange Market Efficiency," *Applied Financial Economics*, 7, 635-643.
- Chen, A., Chiang, M. and Kao, L. (2000), "On Purchasing Power Parity and Interest Rate Parity: Unit Root, Co-Integration and Error Correction," *PanPacific Management Review*, 3, 233-251.
- Chinn, M. D. and Meredith, G. (2004), "Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity," *IMF Staff Papers*, 51, 409-430.
- Cheung, Y. W. and Lai, K. S. (1993), "Finite-Sample Size of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 313-329.
- Cuddington, J. T. and Liang, H. (2000), "Purchasing Power Parity over Two Centuries?" *Journal of International Money and Finance*, 19, 753-757.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 51, 251-276.
- Engle, R. and Smith, A. (1999), "Stochastic Permanent Breaks," *The Review of Economics and Statistics*, 81, 553-574.
- Fountas, S. and Wu, J. L. (1998), "Test for Interest Rate Convergence and Structural Breaks in the EMS," *Applied Financial Economics*, 8, 127-132.
- Godfrey, L. G. (1988), "Misspecification Tests in Econometrics: The Lagrange Multiplier Principle and Other Approaches," *Econometric Society Monographs Series*, no:16, Cambridge University Press.
- Granger, C. and Newbold, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Granville, B. and Mallick, S. (2004), "Fisher Hypothesis: UK Evidence over a Century,"

- Applied Economics Letters*, 11, 87-90.
- Gregory, A. and Hansen, B. (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Hakkio, C. S. and Rush, M. (1989), "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets," *Journal of International Money and Finance*, 8, 75-88.
- Haug, A., Mackinnon, J. and Michelis, L. (2000), "European Monetary Union: A Cointegration Analysis," *Journal of International Money and Finance*, 19, 419-432.
- Hayashi, Fumio (2000), *Econometrics*, Princeton University Press.
- Huang, B. H. and Robert, C. W. (2001), "Stock Market Integration — An Application of the Stochastic Permanent Breaks Model," *Applied Economics Letters*, 8, 725-729
- Ito, T. (1997), "The Long-Run Purchasing Power Parity for the Yen: Historical Overview," *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, 502-521.
- Jardet, C. (2003), "Why Did the Term Structure of Interest Rate Lose Its Predictive Power," *Economic Modelling*, 21, 509-524.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Juselius, K. (1995), "Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time-series Model," *Journal of Econometrics*, 69, 211-241.
- Karfakis, C. and Moschos, D. (1990), "Interest Rate Linkages within the European Monetary System: A Time Series Analysis," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 22, 388-394.
- Katsimbris, G. and Miller, S. (1993), "Interest Rate Linkages within the European Monetary System: Further Analysis," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, 771-779.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54, 159-179.
- Lothian, J. R. and Taylor, M. P. (1996), "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries," *Journal of Political Economy*, 104, 488-509.
- MacDonald, R. and Torrance, T. S. (1988), "On Risk, Rationality and Excessive Speculation in the Deutschmark-US Dollar Exchange Market: Some Evidence Using Survey Data," *Oxford Bulletin Of Economics and Statistics*, 50, 107-124.
- Ng, S. and Perron, P. (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power,"

- Econometrica*, 69, 1519-1554.
- Pela'ez, R. F. (2003), "Ten-Year Forecasts of Real Stock Price Changes," *Empirical Economics*, 28, 417-429.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1361-1401.
- Shafer, J. and Loopesko, B. (1983), "Floating Exchange Rates after Ten Years," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-70.
- Sephton, P. S. and Larsen, H. K. (1991), "Tests of Exchange Market Efficiency: Fragile Evidence from Cointegration Tests," *Journal of International Money and Finance*, 10, 561-570.
- Wu, J. L. and Chen, S. L. (1998), "A Re-examination of Real Interest Rate Parity," *Canadian Journal of Economics*, 31, 837-851.
- Zhu, Z. (1998), "Short-term Interest Rate and Inflation in the Long Run: A Study of the US and UK from 1803 to 1990," *Applied Economics Letters*, 5, 445-448.
- Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Statistics*, 10, 251-270.