

長期費雪假說再檢定 – 多國之實證分析

Reexamining the Fisher Hypothesis

--New Evidence from Efficient Unit Root Tests

李政峰

高雄應用科技大學 企業管理系副教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

閻中興

國立高雄應用科技大學 碩士在職專班研究生閻中興

sk354769@cht.com.tw

摘要

費雪假說如果成立，實質利率應為恆定數列。早期文獻假設時間數列為固定趨勢，忽略數列可能具有單根的性質，因而易造成不一致的統計推論與虛假迴歸的問題，足見單根檢定的重要性。ADF 單根檢定雖為最普遍的單根檢定，然而其低檢定力與型一誤差扭曲(size distortion)問題，導致不一致的檢定結果，進而影響研究推論。本文以 Ng and Perron (2001) GLS 去除趨勢項的方式，使單根係數的估計更有效率，以改善近單根檢定力過低問題；此外，亦以 MAIC 來改善傳統訊息準則挑選過短階次的情形，以改善「過度拒絕」問題。研究結果顯示有十個國家費雪假說成立；另外十七個國家費雪假說不成立，因此，本文歸納 OECD 27 國存在弱費雪效果。

關鍵字：費雪假說、單根檢定、檢定力、型一誤差扭曲、虛假迴歸

壹、前言

一、研究動機與目的

Fisher(1930)主張名目利率(nominal interest rate)和預期通貨膨脹率(expected inflation rate)會呈現一對一的變動關係,而且實質利率(real interest rate)僅受生產力與時間偏好等實質因素影響,與預期通貨膨脹率無關,因此,實質利率可視為固定常數,此現象即被稱為費雪效果(Fisher effect)或費雪假說(Fisher Hypothesis)。換言之,預期實質利率與名目利率和預期通貨膨脹率之間的變動關係是相互獨立的,此隱含政府無法透過貨幣政策工具來干預經濟活動,這在現實經濟活動中是難以被接受。如今全球在金融海嘯影響之下,台灣經濟亦趨向高失業率與低物價通貨緊縮現象,政府因而採取降低利率,以刺激投資與消費等擴張性的貨幣政策來刺激有效需求,以維持物價穩定,進而促進經濟成長,即為明顯的經濟干預措施。實質利率與預期通貨膨脹率關係廣受貨幣與總體經濟學家討論及研究,費雪假說假設實質利率僅受實質因素影響,且名目利率和預期通貨膨脹率呈現一對一的變動關係,因此假說如果成立,實質利率應為恆定(stationary)數列,因而檢定實質利率恆定與否,以驗證費雪假說是否成立。

早期文獻事先假設時間數列資料為固定趨勢(deterministic trend),忽略了時間數列資料隨機趨勢(stochastic trend)可能的情況,亦即忽略數列可能具有單根的性質,因而易造成不一致的統計推論。Nelson and Plosser (1982)即發現大多數的總體經濟時間序列均具有隨機趨勢。常用的 ADF 檢定在數列的 AR(1)係數接近於 1 時(稱為近單根),常會有低檢定力(low power)的問題。這是因為在近單根時,數列雖為恆定數列,但其性質非常近似於單根數列,導致 ADF 檢定常無法拒絕單根的虛無假設。此外,在單根的虛無假設下,若數列的干擾項具有負的「移動平均」(moving-average ; MA)根時,此時數列會被誤判成是序列不相關的過程,導致常用的訊息準則(如 AIC 或 BIC)會挑到比較短的階次,造成單根檢定量會過度拒絕虛無假設,此一問題稱為「過度拒

絕」(over-size)Lee(2007)。Rose (1988)亦提出通貨膨脹率和利率等時間數列可能存在單根，因此，早期使用傳統的迴歸方法可能會造成 Granger & Newbold(1974)所提出的虛假迴歸(spurious regression)現象，亦即實際相互獨立的兩變數，卻因虛假迴歸使兩變數間相關係數過高的異常結果，而誤認兩獨立變數之間存在高度關聯。

因 ADF 近單根低檢定力(low power)的問題，導致 ADF 檢定常無法拒絕單根的虛無假設。此外，數列的干擾項具有負的「移動平均」(MA)根時，導致常用的訊息準則(如 AIC 或 BIC)會挑到比較短的階次，造成單根檢定量會過度拒絕虛無假設「過度拒絕」(over-size)問題。因此，本文將以 Ng and Perron(2001)提出的高檢定力且穩健之單根檢定統計量，檢定經濟合作暨發展組織(Organization for Economic Co-operation and Development; OECD) 27 國的實質利率是否恆定，再驗費雪假說成立與否。

二、實質利率數列型態文獻回顧

費雪假說認為長期而言名目利率應該與預期通貨膨脹率呈現一對一變動關係，因此，費雪假說如果成立，實質利率數列應該是恆定數列。自 Ross (1988)開啟了實質利率實證方面的研究以來，實質利率恆定與否的議題，在經濟理論和實證模型上引起了熱烈討論。

文獻上實質利率恆定假說的實證研究，早期學著以迴歸方法檢定實質利率平價(RIPH)假說，通常拒絕其虛無假說(e.g. Mishkin 1984 ; Mark, 1985)。

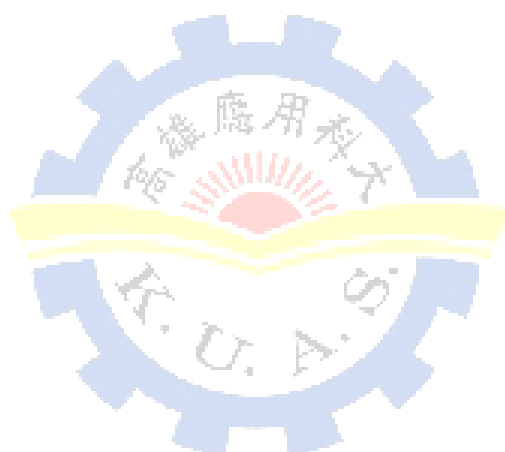
另一方面，在實質利率非恆定的假設下，許多近期的學著導入共整合分析(cointegration analysis)，並據以檢定實質利率平價假說，其研究結果為支持實質利率平價假說。

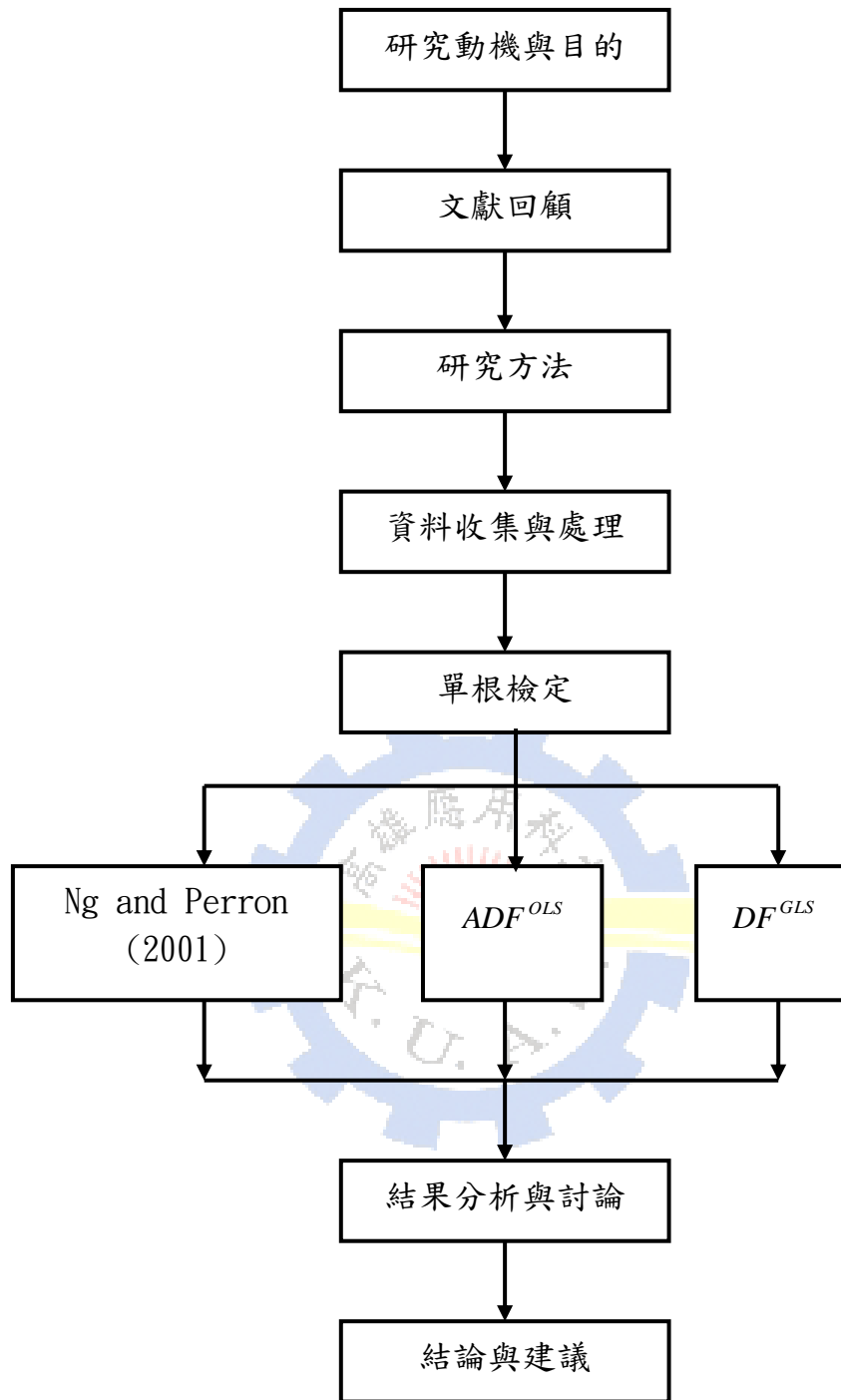
Ross (1988)以 ADF(augmented Dickey-Fuller)及 PP(Phillips and Perron)統計量檢定 18 個經濟合作與發展組織國家(OECD)的名目利率其檢定結果為 I(1)。當通貨膨脹率為 I(0)時，其名目利率 I(1)的檢定結果，隱含這些國家的實質利率亦為 I(1)的結果。

Lai(2004)則針對結構性變動的數列進行單根檢定，其結果為支持費雪假說。Sekioua 和 Zakane (2007) 以長期實質利率資料來提高單根的檢定力，檢定結果亦為恒定支持費雪假說。

過去文獻對實質利率的探討有些是恆定，也有一些是非恆定，呈現不一致的結果，因此，有必要使用更穩健的單根檢定來重新討論實質利率時間序列的性質。

本研究全文共分為六節，第一節為前言，說明本文的研究動機與目的、文獻探討、及研究架構(如圖一)。第二節為說明費雪假說經濟理論。第三節為介紹本文實證分析之計量方法。第四節為資料來源與說明。第五節為 OECD 27 國實質利率檢定結果。第六節為本文結論，綜合各節要點做本文總結。





圖一 研究架構

貳、費雪假說

Fisher(1930)提出的利率假說認為實質利率僅受生產力與時間偏好等實質因素影響，因此，與預期通貨膨脹率無關，而名目利率和預期通貨膨脹率的變動呈現一對一調整關係，即是眾所週知的費雪效果。此費雪效果為：實質利率=名目利率(銀行牌告利率)- 通貨膨脹率(消費者物價指數的年增率)。

在時間為 t 時，依費雪假說某一段期間的名目利率 i_t 可分解成二部份，如右式 $i_t = r_t + \pi_t^e$ ， r_t 是預期的實質利率， π_t^e 是預期的通貨膨脹率。進一步我們假設，時間為 $t+1$ 時，事後(實際) 通貨膨脹率與預期的通貨膨脹率的差距為一均數為零的恆定過程，可寫成 $\pi_t^e = \pi_t + u_t$ ， $u_t \sim I(0)$ 。因此實質利率可寫成(2-1)式

$$r_t = i_t - \pi_t - u_t \quad (2-1)$$

(2-1)式是研究費雪假說的基礎，我們運用單根檢定來檢驗實質利率數列恆定與否，以驗證費雪假說是否成立， r_t 若為恆定，則費雪假說成立；反之， r_t 若為非恆定，則費雪假說不成立。另為檢驗證費雪假說成立與否，亦可由檢定(2-1)式中 i_t 及 π_t 兩變數是否恆定的情況(case)，來判斷實質利率 r_t 數列恆定與否，分述如下：

情況 1: 如果 i_t 和 π_t 兩變數皆為恆定，則 r_t 亦為恆定。

情況 2: 如果 i_t 恆定(非恆定) 又 π_t 為非恆定(恆定)，則 r_t 為非恆定。

情況 3: 如果 i_t 和 π_t 兩變數皆為非恆定，則 r_t 恆定與否，取決於

二變數之間是否有共積 (cointegration) 的存在(Lee,2007)。

參、計量方法

一、 ADF 單根檢定模型

Dickey & Fuller (1979)為最早期提出對數列性質進行單根檢定的方法，而 DF 檢定量的迴歸式為：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

(3-1)上式中 α_0 為截距項，在 $H_0: \alpha = 1(\rho = \alpha - 1)$ ， $H_1: \alpha < 1$ 的假設下，

White(1958)證明當 $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_u^2)$ 時，DF 檢定量漸近樣本分配(asymptotic distributions) 為(3-2)式及(3-3)式

$$T(\hat{\alpha}-1) \xrightarrow{d} \frac{\int_0^1 W(r)dW(r)}{\int_0^1 W(r)^2 dr} \quad (3-2)$$

$$t_{\hat{\alpha}} \xrightarrow{d} \frac{\int_0^1 W(r)dW(r)}{\sqrt{\int_0^1 W(r)^2 dW(r)}} \quad (3-3)$$

$\hat{\alpha}$ 為 DF 模型最小平方法(OLS)估計之估計式。時間數列資料前後期資料大多具有高度之自我相關，DF 模型干擾項 ε_t 建立在 i.i.d 的假設下，其 $\hat{\varepsilon}$ 殘差估計式忽略數列相關的特性，由於檢定量未考慮殘差可能存在的數列相關性質，因此以 DF 檢定統計量檢定時間數列資料之恆定性時，就容易產生不一致的問題，而無法適當地檢驗時間數列資料。當考慮干擾項具有數列相關特性時，DF 檢定量的大樣本分配不再如(3-2)(3-3)式所述，其檢定量之漸近樣本(大樣本)分配為(3-4)式及(3-5)式：

$$T(\hat{\alpha}-1) \xrightarrow{d} \frac{\int_0^1 W(r)dW(r) + \lambda}{\int_0^1 W(r)^2 dr} \quad (3-4)$$

$$t_{\hat{\alpha}} \xrightarrow{d} \left(\frac{\sigma}{\sigma_u} \right) \frac{\int_0^1 W(r) dW(r) + \lambda}{\sqrt{\int_0^1 W(r)^2 dW(r)}} \quad (3-5)$$

其中 $W(r)$ 是標準的布朗運動(Brownian motions)， $\lambda = (\sigma^2 - \sigma_u^2) / 2\sigma^2$ ， $\hat{\alpha} = \hat{\rho}_0 + 1$ ， $\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2)$ 是長期變異數，而 $\sigma_u^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(\sum_{t=1}^T u_t^2)$ 為 u_t 之變異數，其中 $S_T = \sum_{j=1}^T u_j$ 。由此我們可以發現該檢定量之大樣本分配受到了擾攘參數 (nuisance parameter) 的影響(Davies, 1987)。有鑑於此， Said and Dickey(1984) 透過參數化的方式，挑出干擾項中前後期相關的變數，加入被解釋變數中當作落後項，加入的落後項為 (Δy_{t-j+1}) ，並視其為模型的額外變數，以處理殘差序列相關的問題，修正後 DF 單根檢定模型便擴充為 ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定模型，此時 ADF 單根檢定模型依其是否有漂移項及趨勢項，可以分為(3-6)(3-7)(3-8)式三個模型：

(一)無漂移項(drift)且無趨勢項(trend)的隨機漫步模型(random walk)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

(二)有漂移項但無趨勢項的隨機漫步模型(random walk with drift)

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3-7)$$

(三)有漂移項與趨勢項的隨機漫步模型(random walk with drift and trend)

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \alpha_1 t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3-8)$$

其中 y_t, y_{t-1} 分別代表第 t 期之應變數與自變數， Δ 代表 y_t 之差項， ε_t 代表 i.i.d 的干擾項。方程式(3-6)、(3-7)及 (3-8)式欲檢定的虛無假設皆為 $H_0: \rho = 0$ 及對立假設 $H_1: \rho \neq 0$ 。檢定的結果若為拒絕虛無假設，表示無單根存在，亦即表示此數列為恒定的時間數列。反之，則為非恒定的時間序列。

假設實際的資料生成過程為恒定的 AR(1)模型，如(3-9)下所式

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2), \quad (3-9)$$

在非恆定的虛無假設下，當 $|\beta_1| = 0.5$ 左右時 ADF 檢定的檢定力極高，然而隨著 β_1 變大檢定力亦隨之下降，以致無法拒絕單根而將恆定數列誤判為非恆定數列，陳旭昇 (2007)。近單根時，數列雖為恆定數列，但其性質非常近似於單根數列，常會有低檢定力(low power)的問題，導致 ADF 檢定常無法拒絕單根的虛無假設。為改善低檢定力的問題，Elliot et al (1996)建議採用 GLS 去除趨勢項的方式，使單根係數的估計更具有效率，因而提高檢定力(Lee,2007)。

Phillips & Perron (1988)提出 Z 檢定量時，即已發現移動「平均模型」(MA)其根接近負一時，PP 檢定統計量會發生嚴重型一誤差扭曲。Schwert(1989)與 DeJong al.(1992)亦以模擬資料得到與 Phillips & Perron (1988)類似的結果。在單根的虛無假設下，若數列的干擾項具有負的「移動平均」(MA)根時，此時數列會被誤判成是序列不相關的過程，導致常用的訊息準則(如 AIC 或 BIC)會挑到比較短的階次，造成單根檢定量會過度拒絕虛無假設，此一問題稱為「過度拒絕」(over-size)。為解決此一問題，Ng and Perron (2001)提出 MAIC 來改善傳統訊息準則挑選過短階次的情形 (Lee,2007)。

二、 Ng and Perron (2001)單根檢定檢定統計量

Phillips and Perron (1988)的 Z_t 檢定統計量；Elliot et al. (1996)的點最適(point optimal test) P_T^{GLS} 檢定統計量與 ADF^{GLS} 檢定統計量都是熟悉的單根檢定統計量。Elliott et al. (1996)以一般最小平方法(GLS)去除 ADF 趨勢項，因而提升 ADF 的檢定力之後，Ng and Perron (2001) 同樣以 GLS 去除趨勢項的方法修正了 Z_t 及 P_T^{GLS} 統計量，修正後統計量並以 MZ_t 及 MP_T^{GLS} 標示，同時再結合修正訊息準則，以期在「移動平均模型」(MA)資料產生過程(DGP)其根接近負一的時候，有一個穩

健型一誤差(size)與高的檢定力(power)性質的檢定統計量(Lee,2007)。

假設 y_t 數列是由(3-10)式模型產生

$$y_t = \varphi_0 + u_t, \quad u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3-10)$$

v_t 是線性模型均數復歸的干擾項， $\hat{\alpha}$ 為(3-10)式「移動平均模型」(MA)最小平方方法(OLS)估計式，並以 $H_0: \alpha = 1$ 及檢定其顯著與否，若無法拒絕虛無假設時，則數列為單根；若拒絕虛無假設時，數列則為恆定。 $\hat{\rho}$ 為下列(3-11)式迴歸模型 OLS 的估計式，也是 ADF 單根檢定的 t 統計量，並以 $\rho = 0 (= \alpha - 1)$ 的虛無假設來檢定數

列顯著與否。(3-11)式落後項 $\sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i}$ 旨在修正 y_t 數列干擾項序列相關的問題。

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \rho \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + e_{tp} \quad (3-11)$$

(3-12)式為 Z_t 檢定模型

$$y_t = \varphi_0(1 - \alpha) + \alpha \cdot y_{t-1} + v_t \quad (3-12)$$

Z_t 統計量如(3-13)式：

$$Z_t = \left(\frac{s_u}{s} \right) t_\alpha - 0.5(s^2 - s_u^2) (T \cdot \hat{\sigma}_\alpha / s^2) \quad (3-13)$$

t_α 是(3-12)式中 α 的 t 統計量， $\hat{\sigma}_\alpha$ 是 $\hat{\alpha}$ 的標準誤； $s_v^2 = (T - 2)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{v}_t^2$ 是 v_t 變異分配一致的估計式， \hat{v}_t 是(3-12)式中以最小平方方法(ordinary least squares OLS)估計的殘差的估計式。 s^2 是 y_t 數列長期變異的一致估計式。檢定帶寬(bandwidth)長度的選取，則依 Newey and West(1994)的科諾基礎(kernel based)進行研究估計。

由於「移動平均模型」(MA)其干擾項的根接近負一的時候， Z_t 檢定會產生嚴重的型一誤差扭曲。為解決此一問題，Ng and Perron (1996) 提出修正的 Z_t 檢定統計量，

並以自我迴歸(AR)方法來估計(3-14)式長期的變異數 s_{AR}^2 。 $\hat{\gamma}_i, i=1, \dots, p$ 是(3-11)式迴歸分析並以最小平方方法(OLS)估計其係數而來， $\hat{\sigma}_p^2 = (T-p)^{-1} \sum_{t=p+1}^T \hat{e}_{tp}^2$ 是殘差變異數的估計式，因此，長期變異數(s_{AR}^2)可寫成

$$s_{AR}^2 = \frac{\hat{\sigma}_p^2}{\left(1 - \sum_{i=1}^p \hat{\gamma}_i\right)^2} \quad (3-14)$$

Ng and Perron (1996)以自我迴歸估計長期變異數 s_{AR}^2 ，以取代 Z_t 的長期變異數 s^2 ，修正後的 Z_t 檢定統計量為 MZ_t ，其統計量表示如(16)式：

$$MZ_t^{OLS} = Z_t + \frac{1}{2} \left(\sum_{t=1}^T \frac{\tilde{y}_{t-1}^2}{s_{AR}^2} \right)^{1/2} (\hat{\alpha} - 1)^2 \quad (3-15)$$

(3-15)式中之 \tilde{y}_t 為以最小平方方法(OLS)去除趨勢後的資料。

Ng and Perron (2001)使用由 Elliott et al. (1996)所提出鄰近值一漸近理論，來決定一般化的最小平方方法(GLS)估計去除趨勢所需對立假設之 α 值，以改善 MZ_t^{OLS} 檢定的檢定力，其統計量以 MZ_t^{GLS} 表示，同時也顯示出一般化的最小平方方法(GLS)去除驅勢的檢定力遠超過最小平方方法(OLS)去除驅勢 MZ_t^{OLS} 的檢定。 y_t 數列一般化的最小平方方法(GLS)去除趨勢數列由下列(17)式來定義：

$$\tilde{y}_t = y_t - \hat{\phi}_0 \quad (3-16)$$

其中 $\hat{\phi}_0$ 為 $y_t^{\bar{\alpha}}$ 及 $z_t^{\bar{\alpha}}$ 迴歸分析的估計式，兩個數列 $(y_0^{\bar{\alpha}}, y_t^{\bar{\alpha}}) = (y_0, y_t - \bar{\alpha} \cdot y_{t-1})$ ， $t=1, \dots, T$ 以及 $(z_0^{\bar{\alpha}}, z_t^{\bar{\alpha}}) = (1, 1 - \bar{\alpha})$ 模型裡的 $\bar{\alpha}$ 常數由 $\bar{\alpha} = 1 + \bar{c}/T$ 轉換而來，其中 \bar{c} Elliott et al. (1996)建議為 $\bar{c} = -7$ 。並以方程式中一般化最小平方方法(GLS)去除趨勢的資料用來計算(3-14)式長期變異數及(3-15)式 MZ_t^{OLS} 統計量)。

可行的點最適檢定 (feasible point optimal test) (Elliott et al., 1996)

$P_T^{GLS} = \left[\frac{S(\bar{\alpha}) - \bar{\alpha}S(1)}{S_{AR}^2} \right]$ 也是重要的檢定統計量，其中 $S(\alpha) = \sum_{t=1}^T (y_t^{\bar{\alpha}} - \hat{\phi}_0 z_t^{\bar{\alpha}})^2$ 是對

應於 $\alpha = \bar{\alpha}, 1$ 時其平方誤的總和。Ng and Perron (2001) 建議 P_T^{GLS} 的修正版本，並由

(3-17)式 MP_T^{GLS} 來表示：

$$MP_T^{GLS} = \frac{\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 - \bar{c} T^{-1} \tilde{y}_T^2}{S_{AR}^2} \quad (3-17)$$

MZ_i^{GLS} 及 MP_T^{GLS} 的檢定統計量裡，長期變異的估計式 S_{AR}^2 是由(3-14)式中以 $\hat{\beta}_i$ 替代 $\hat{\gamma}_i$ 計算而來， $\hat{\beta}_i$ 是(3-18)式 ADF 迴歸模型以 GLS 去除趨勢資料估計而來：

$$\Delta \tilde{y}_{t_i}^2 = \rho \cdot \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_{tp} \quad (3-18)$$

$\hat{\rho}$ 估計式是(3-18)式 ADF^{GLS} 迴歸模型的 t 檢定統計量。

在有限樣本下，以上所討論的檢定，為了得到好的 size，最適落後階次的選擇是很重要的。一般的訊息準則 Akaike information criterion (AIC)及 Bayesian information criterion (BIC)都會選擇比較短的落後(lag)階次，但是當 MA 模型之隨機干擾項其根接近負一的時候，單根檢定量會因誤判成是序列不相關，挑到比較短的落後階次，而過度拒絕虛無假設衍生「過度拒絕」(over-size)的問題。

因此 Ng and Perron (2001)提出修正 AIC 訊息準則 MAIC，以提供前述單根檢定最適的落後階次的選擇。在 MA 根接近負一的時候，為避免型一誤差扭曲，MAIC 選擇相對於 AIC 比較長的落後階次；然而，MA 根不在負一附近的時候，則選擇比較短的落後階次。MAIC 選擇落後階次，由(3-19)式 $p_{MAIC} = \arg \min_{p \in [0, p_{max}]} MAIC(p)$ 來決定其值。

$$MAIC(p) = \ln(\hat{\sigma}_p^2) + \frac{2(\tau_T(p) + p)}{T - p_{max}} \quad (3-19)$$

$$\tau_T(p) = \hat{\sigma}_p^2 \hat{\rho}^2 \sum_{t=p_{\max}+1}^T \tilde{y}_{t-1} \quad \text{及} \quad \hat{\sigma}_p^2 = (T - p_{\max})^{-1} \sum_{t=p_{\max}+1}^T \hat{e}_{tp}^2$$

是由(3-11)式以最小平方

法(OLS)去除趨勢資料估計出來。我們使用最小平方方法(OLS)而不使用一般化的最小平方方法(GLS)建構 MAIC 的主要原因是基於 Perron 和 Qu (2007)提出的論點，Ng and Perron's 檢定在 local alternatives 會有一個穩建型一誤差(size)與良好的檢定力(power)；non-local alternatives 的時候，使用一般平化的最小平方方法(GLS)去除趨勢方法的檢定力反而降低。基於這些理由 Perron and Qu (2007)建議綜合兩種方法來一起來使用，以 MAIC 選擇落後階次時，以最小平方方法(OLS)去除區趨勢資料來建構；其他的估計式仍以一般平方法(GLS)去區趨勢資料來建構。

本文以 NP(2001)單根檢定再檢定 ODCE 多國家實質利率，檢定結果若拒絕單根虛無假設，資料恆定費雪假說成立；不拒絕虛無假設，資料非恆定費雪假說不成立。



肆、資料來源與說明

本文以經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Co-operation and Development; OECD) 中的二十七個國家，其國家分別為奧地利、比利時、加拿大、丹麥、法國、愛爾蘭、義大利、荷蘭、紐西蘭、挪威、瑞典、瑞士、英國、美國、奧地利、德國、日本、西班牙、芬蘭、希臘、匈牙利、韓國、盧森堡、波蘭、葡萄牙、斯洛伐克和土耳其為研究主體。資料來源取自於國際貨幣基金會 (IMF) 之國際金融統計線上資料庫，資料的頻率為季資料，各個國家實質利率變數資料期間彙整於表 4-1。

伍、費雪假說檢定結果

MZt 與 MPT 檢定統計量大樣本分配不是 t 分配，其極限分配也不是標準常態 $N(0,1)$ ，而是非常態的特殊分配，其臨界值如表一說明所示；MZt 與 MPT 檢定統計量是左尾檢定，即統計值越小，越能提供證據拒絕單根的虛無假設。陳旭昇 (2007)

MZt 與 MPT 檢定統計量檢定 OECD 27 國實質利率，以 1% 臨界值檢定瑞士實質利率，統計水準顯著；以 5% 臨界值檢定澳大利亞、英國、日本、盧森堡、土耳其五國，其統計水準顯著；以 10% 臨界值檢定比利時、丹麥、愛爾蘭、挪威四國，統計水準亦為顯著，因此，10% 顯著水準之下有十個國家的統計水準顯著，亦即 OECD 27 個國家之中有十個國家的實質利率拒絕單根的虛無假設，也就是說費雪假說在這十個國家成立，如表一。

MZt 與 MPT 檢定統計量檢定加拿大、法國、義大利、荷蘭、紐西蘭、瑞典、美國、奧地利、德國、西班牙、芬蘭、希臘、匈牙利、韓國、波蘭、葡萄牙、斯洛伐克有十七個國家實質利率數列統計水準不顯著，亦即這些國家實質利率數列其結果為無法拒絕單根的虛無假設，亦即費雪假說在這些國家不成立，如表 5-1。

表 4-1 OECD 27 國 資料期間彙整表(季資料)

國家	資料起始	資料結束
澳大利亞(Australia)	1958:Q1	2008:Q2
比利時(Belgium)	1958:Q1	2008:Q2
加拿大(CANADA)	1958:Q1	2008:Q2
丹麥(DENMARK)	1958:Q1	2008:Q2
法國(FRANCE)	1958:Q1	2008:Q2
愛爾蘭(IRELAND)	1958:Q1	2008:Q2
義大利(ITALY)	1958:Q1	2008:Q2
荷蘭(NETHERLANDS)	1958:Q1	2008:Q2
紐西蘭(NEWZEALAND)	1958:Q1	2008:Q2
挪威(NORWAY)	1958:Q1	2008:Q2
瑞典(SWEDEN)	1958:Q1	2008:Q2
瑞士(SWITZERLAND)	1958:Q1	2008:Q2
英國(UK)	1958:Q1	2008:Q2
美國(US)	1958:Q1	2008:Q2
奧地利(AUSTRIA)	1971:Q1	2008:Q2
德國(Germany)	1991:Q4	2008:Q2
日本(JAPAN)	1967:Q4	2008:Q2
西班牙(SPAIN)	1979:Q2	2008:Q2
芬蘭(FINLAND)	1988:Q4	2008:Q2
希臘(GREECE)	1992:Q4	2008:Q2
匈牙利(HUNGARY)	2001:Q1	2008:Q2
韓國(KOREA)	1973:Q3	2008:Q2
盧森堡(Luxembourg)	1970:Q1	2008:Q2
波蘭(POLAND)	2001:Q1	2008:Q2
葡萄牙(Portugal)	1976:Q1	2008:Q2
斯洛伐克(Slovak Republic)	2000:Q3	2008:Q2
土耳其(Turkey)	1978:Q4	2008:Q2

表 5-1 OECD 27 國 實質利率單根檢定統計值(季資料)

檢定統計量 國家	MZt	MPT	ADF ^{OLS}	DF ^{GLS}
澳大利亞(Australia)	-2.04** (4)	2.93** (4)	-2.02 (4)	-2.00** (4)
比利時(Belgium)	-1.71* (8)	4.06* (8)	-1.82 (4)	-1.51* (4)
加拿大(CANADA)	-1.52 (4)	5.27 (4)	-1.92 (4)	-1.50 (4)
丹麥(DENMARK)	-1.63* (11)	4.39* (11)	-1.68 (11)	-1.58 (11)
法國(FRANCE)	0.12 (12)	120.44 (12)	-1.29 (12)	-0.35 (12)
愛爾蘭(IRELAND)	-1.77* (4)	3.90* (4)	-2.41 (4)	-1.80* (4)
義大利(ITALY)	-1.50 (4)	5.25 (4)	-1.82 (4)	-1.55 (4)
荷蘭(NETHERLANDS)	-1.43 (13)	5.86 (13)	-2.74* (13)	-1.64* (13)
紐西蘭(NEWZEALAND)	-1.21 (14)	8.28 (14)	-1.15 (14)	-1.14 (14)
挪威(NORWAY)	-1.94* (4)	3.23* (4)	-1.99 (4)	-2.01** (4)
瑞典(SWEDEN)	-1.50 (6)	5.42 (6)	-1.96 (8)	-1.55 (6)
瑞士(SWITZERLAND)	-2.69*** (4)	1.70*** (4)	-2.72* (4)	-2.73*** (4)
英國(UK)	-2.75** (8)	1.65** (8)	-2.57 (8)	-2.59*** (8)
美國(US)	-1.37 (14)	6.48 (14)	-1.89 (14)	-1.31 (14)
奧地利(AUSTRIA)	-0.80 (12)	9.88 (12)	-1.42 (12)	-1.39 (12)
德國(Germany)	-0.41 (7)	16.30 (7)	-0.42 (7)	-0.48 (7)
日本(JAPAN)	-2.20** (8)	2.54** (8)	-2.03 (8)	-2.04** (8)
西班牙(SPAIN)	-0.88 (7)	15.61 (7)	-0.82 (7)	-0.90 (7)
芬蘭(FINLAND)	0.11 (4)	20.96 (4)	-0.29 (4)	-0.04 (4)
希臘(GREECE)	-0.02 (0)	26.93 (0)	-1.45 (0)	-0.19 (0)
匈牙利(HUNGARY)	-0.48 (8)	35.62 (8)	-2.13 (8)	-0.28 (8)
韓國(KOREA)	-0.83 (5)	10.13 (5)	-3.23** (5)	-1.51 (5)
盧森堡(Luxembourg)	-2.37** (12)	2.26** (12)	-1.84 (12)	-1.79* (12)
波蘭(POLAND)	-1.24 (0)	6.25 (0)	-1.22 (0)	-1.32 (0)
葡萄牙(Portugal)	-0.59 (12)	18.53 (12)	-2.79* (12)	-0.48 (12)
斯洛伐克(Slovak Republic)	-1.58 (0)	4.87 (0)	-1.709 (0)	-1.71* (0)
土耳其(Turkey)	-2.09** (4)	2.88** (4)	-2.72* (4)	-2.16** (4)

說明：

NP 檢定統計量以 MZt 及 MPT 為參考依據，表中*表示在 10%信心水準下統計顯著，**表示在 5%信心水準下統計顯著，***表示在 1%信心水準下統計顯著。表中括弧內為檢定統計量計算出其值的落後階次。

MZt 與 MPT 檢定統計量 1% 臨界值分別為 -2.58 與 1.78。

MZt 與 MPT 檢定統計量 5% 臨界值分別為-1.98 與 3.17。

MZt 與 MPT 檢定統計量 10% 臨界值分別為 -1.62 與 4.45。

ADF^{OLS} 檢定統計量 1%、5% 與 10% 臨界值分別為 -2.87 與-2.57。

DF^{GLS} 檢定統計量 1%、5% 與 10% 臨界值分別為 -1.94 與-1.61。

陸、結論

Ng and Perron (2001)檢定 OECD 27 個國家實質利率，實證結果發現 17 個國家的實質利率數列統計水準不顯著，這些國家實質利率數列無法拒絕單根的虛無假設，費雪假說在這些國家不成立；另外 10 個國家的統計水準顯著，亦即 OECD 27 個國家之中有 10 個國家的實質利率拒絕單根的虛無假設，也就是說費雪假說在這十個國家成立。綜合實證結果 17 個國家費雪假說不成立；10 個國家費假說成立，因此，本文歸納 OECD 27 國存在弱費雪效果。

此結論其實是可以預期的，Fisher(1930)認為名目利率和預期通貨膨脹率的變動呈現一對一調整關係，實質利率僅受生產力與時間偏好等實質因素影響，與預期通貨膨脹率無關，而視為固定常數，此隱含政府無法透過貨幣政策工具來干預經濟活動，假設過於強烈且簡單，這在現實經濟活動中難以被接受。影響名目利率和預期通貨膨脹率實質利率因素眾多，不單純只是名目利率與通貨膨脹率兩變數相互作用。總體經濟領域例如稅收、風險及利率制度管制等重要經濟變數納入考量，也將是我們往後進行實證研究努力的方向。

參考文獻

1. 陳旭昇 (2007)。時間序列分析。臺北市：東華。
2. Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
3. Elliott, G., Rothenberg, T., Stock, J., 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica* 64, 813-836.
4. Fisher, I., (1930), *The Theory of Interest*, New York, Macmillan.
5. Phillips, P.C.B., Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335-346.
6. Granger, C.W.J. and Newbold, P., (1974), Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics* 2, pp. 111-120..
7. Lee, C. F. (2007), "Reexamining the long-run real interest parity hypothesis—Power evidence for the G-10 countries
8. Lai, K. S., 2004. On structural shifts and stationarity of the ex ante real interest rate. *International Review of Economics & Finance* 13 (2), 217-228.
9. Mark, N.C., 1985. A note on international real interest rate differentials. *The Review of Economics and Statistics* 67, pp. 681-684.
10. Mishkin, F.S., 1984. Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions. *The Journal of Finance* 39 (5), 1345-1357.
11. Nelson, Charles and Plosser (1982), "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics* ,10,139-162.
12. Newey, W., and K. West, 1994, "Automatic lag selection in covariance matrix estimation," *Review of Economic Studies*, 61, 631–653.
13. Ng, S., Perron, P., 2001. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica* 69, 1519-1554.
14. Perron, P., Ng, S., 1996. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies* 63, 435-463.
15. Perron, P., Qu, Z., 2007. A simple modification to improve the finite sample properties of Ng and Perron's unit root tests. *Economics Letters* 94, 12-19.
16. Phillips, P. and Perron P., (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika* 75, pp. 335-346.
17. Rose, A.K., 1988. Is the real interest rate stable? *Journal of Finance* 43 (5), 1095–1112.
18. Said, S.E. and Dickey, D.A. (1984). "Testing for unit roots in autoregressive-moving

average models of unknown order.”*Biometrika*, 71, 599-608.

19. Sekioua, S., Zakane, A., 2007. On the persistence of real interest rates: new evidence from long-horizon data. *Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences* Volume 1, Issue 1, 63-77.
20. White, J.S. (1958). The limiting distribution of the serial coefficient in the explosive case. *Ann. Math. Statist.*, 29, 1188-1197.

