

利率期限結構與貨幣政策：台灣的實證分析*

高崇瑋**、萬哲鈺***

摘要

本文以台灣商業本票次級市場利率及台北金融業定盤利率為對象，討論預期假說利率期限結構的成立與否。透過短期利率變動對長短期利率差的迴歸估計顯示，不論利率的到期期限為何，預期假說隱含之利率期限關係並無法成立。然 Mankiw and Miron (1986) 指出，預期假說隱含之長短期利率差預測短期利率變化的能力，與貨幣當局採行平滑化短期利率及反應長短期利率差的政策有關。根據 McCallum (1994, 2005) 與 Kugler (1997) 的分析架構，研究過程將貨幣政策利率反應函數與隨時間變化之自我迴歸期限貼水，納入預期假說利率期限結構模型，分析預期假說利率期限結構的關係，是否會受貨幣政策以及期限貼水的影響。實證分析指出，顯示貨幣政策內容及期限貼水變化之參數，的確會影響長短期利率差解釋利率變動的能力，預期假說利率期限結構隱含之關係無法成立，實與貨幣當局採行利率平滑化措施與期限貼水隨時間變化有關。文中也以 Weber and Wolters (2012) VECM 架構與門檻模型進行分析，估計結果依然可以支持由 McCallum

* 作者感謝編輯以及兩位匿名評審提供的寶貴意見與指正，若文中仍有疏失，悉由作者負責。

** 德明財經科技大學財政稅務系副教授。

*** 淡江大學經濟學系教授，本文聯繫作者。電話：(02)2621-5656 分機 2993，E-mail: wan@mail.tku.edu.tw。

(1994, 2005) 與 Kugler (1997) 模型獲得的結論，這顯示文中有關貨幣政策內容以及期限貼水變化的估計具有穩健性。

關鍵詞：利率期限結構、中央銀行、非線性

JEL 分類代號：E43, E52

利率期限結構與貨幣政策：台灣的實證分析

高崇瑋、萬哲鈺

壹、緒論

利率期限結構 (term structure of interest rates) 為說明長期利率以及短期利率互動的關係，而預期假說 (expectation hypothesis) 為最常見解釋利率期限結構之理論。預期假說的內容指出，長期利率為預期未來短期利率的簡單平均再加上期限貼水 (term premium)。相關利率期限文獻的實證顯示，以歐洲國家與美國而言，預期假說的推論較能為歐洲國家資料所支持 (Kugler, 1988; Hardouvelis, 1994; Engsted and Tanggaard, 1995; Gerlach and Smets, 1997, 1998; Jondeau and Ricart, 1999)，而美國的分析則較無法支持該假說 (Hardouvelis, 1994; Rudebusch, 1995; Campbell and Shiller, 1991; Campbell, 1995; Jondeau and Ricart, 1999)。不過 Hall et al. (1992) 與 Downing and Oliner (2007) 分別以美國國庫券利率與商業本票利率的實證結果，則支持預期假說的成立。

為解釋預期假說利率期限結構推論與實際資料變化間的歧異，相關文獻在分析內容所作的修正包括：(1) 捨棄預期假說採用的理性預期 (rational expectation) 設定，認為部分市場投資人存在如 Shiller (1989) 指出之非理性預期 (irrational expectation) 行為，或是會對預期短期利率變化作出過度反應 (overreaction)。Hardouvelis (1994) 對七大工業化國家的研究以及 Froot (1989) 以普查資料作的分析，皆支持此非理性預期或過度反應之觀點。(2) 修正期限貼水為固定不變的設定，改以期限貼水會隨時間變化進行分析。文獻上分別以超額報酬的波動 (volatility of excess returns) (Simon, 1989)，持有期間超額報酬

(excess holding period returns) (Tzavalis and Wickens, 1997) 與利率之一般化自我迴歸條件不齊一 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH) 變異數的對數值 (Gerlach, 2003; Liao and Yang, 2009) 等，作為期限貼水的替代變數。透過以上不同期限貼水的設定形式，對美國 (Simon, 1989; Tzavalis and Wickens, 1997) 以及香港 (Gerlach, 2003) 的實證可支持預期假說之推論，但對台灣的分析則無法支持預期假說 (Liao and Yang, 2009)。(3) 考慮貨幣政策內容對利率期限結構的影響。Mankiw and Miron (1986) 以及 Cook and Hahn (1990) 認為，中央銀行調整利率的方式會影響期限結構所隱含的訊息內容。Mankiw and Miron (1986) 指出平滑化短期利率 (interest rate smoothing) 變化與反應長短期利率差之貨幣政策措施，會影響預期假說隱含之長短期利率差預測短期利率變化的能力。Gerlach and Smets (1998) 也指出，以釘住匯率變動為貨幣政策中間目標之歐洲匯率機制 (European exchange rate mechanism, ERM)，為預期假說在歐洲地區比美國較能成立之原因。因為在 ERM 下，中央銀行透過調整利率以因應市場造成的匯率過度變化，此有系統之措施不但使短期利率的可預測性提高，也是預期假說在歐洲地區較能成立的原因¹。

考慮貨幣政策內容對利率期限結構的影響，McCallum (1994, 2005) 將聯邦準備銀行貨幣政策反應函數，以及隨時間變化之自我迴歸期限貼水型式，納入預期假說利率期限結構模型。McCallum (1994, 2005) 的分析顯示，貨幣當局之貨幣政策內容以及期限貼水變化型式，會影響長短期利率差解釋短期利率變動的能力。隨貨幣政策或政策利率 (policy rate) 的調整愈能反應長短期利率差的變化，以及期限貼水自我相關程度的提高，愈能支持預期假說隱含之關係。換句話說，預期假說無法為多數實證分析支持，應該與中央銀行貨幣政策措施以及期限貼水的變化等有關。以 McCallum (1994) 的模型為基礎，Hsu and Kugler (1997) 對歐洲美元利率的研究，以及 Kugler (1997) 對美國、日本、

¹ Jondeau and Ricart (1999) 也以同樣觀點解釋為何預期假說對法國成立，但對德國卻無法成立。

德國與瑞士等四國的研究也獲得相同的結論。此外考慮預期假說隱含長短期利率具共整的關係，以 McCallum (1994, 2005) 與 Kugler (1997) 為基礎，Weber and Wolters (2012) 進一步透過向量誤差修正模型 (vector error correction model, VECM)，討論美國利率期限結構與貨幣政策措施間的關係。Weber and Wolters (2012) 的分析顯示，貨幣政策反應長短期利率差的調整幅度與期限貼水的自我相關程度，兩者會隨到期期限加長分別出現降低與上升的變化。

除以線性架構討論利率期限結構外，文獻上也採用非線性模型討論短期利率變化以及利率期限結構。如 Hamilton (1988) 透過非線性 Markov 轉換 (Markov switching) 模型討論美國短期利率變化，分析顯示其配適度較線性的自我迴歸模型為佳。Granger (1993) 指出美國的短期利率與長短期利率差之間，具有非線性的互動關係。Kozicki (1994) 的分析發現利率會對正、負衝擊出現不一致的反應變化。Pfann et al. (1996) 則指出當短期利率具非線性動態特性時，表示長期利率與短期利率水準值關係的斜率係數 (slope coefficient)，將會因短期利率之水準高低不同而出現差異，長期利率因應短期利率變化衝擊的調整，也會隨短期利率所處高低區間不同而有異，長期利率與短期利率間存在多個或非線性的均衡關係。此外，考慮利率具非定態時間數列之性質，Enders and Granger (1998) 以 TAR (threshold autoregressive) 以及 M-TAR (momentum TAR) 等單根檢定，分析美國長短期利率差的統計性質，實證顯示長短期利率差為具不對稱調整行為的定態時間數列。Tsay (1998) 與 Enders and Siklos (2001)、Hansen and Seo (2002) 則分別利用門檻向量自我迴歸模型 (threshold vector autoregressive model) 以及門檻共整模型 (threshold cointegration)，討論美國的長期利率與短期利率關係。分析顯示，長期而言長期利率與短期利率間具有共整關係，但短期內長期利率變動以及短期利率變動反應長短期利率差的調整，則會因長短期利率差大小不同而有異。

為何利率期限結構會出現非線性變化的性質呢？文獻指出此與貨幣政策的內容有關 (Hamilton, 1988; Sola and Driffill, 1994; Pfann et al., 1996; Kuo and Enders, 2004)。這些包括貨幣政策措施的結構改變、政策施行具固定成本、政策執行需考慮信賴度 (credit) 問題，

以及面對正負不同衝擊時貨幣政策需有不同的反應等，使得利率與長短期利率差會因狀態差異，而出現不同的行為變化與調整反應。

有關台灣預期假說利率期限結構的研究，伏和靖 (1989) 以六個月與三個月商業本票次級市場利率為長期利率與短期利率，研究結果無法支持預期假說。黃蔚文 (1991) 以商業本票利率為對象的實證顯示，即使在台灣利率自由化後，預期假說的推論依然無法成立。進一步探究其原因，黃蔚文 (1991) 指出此與投資人對短期利率的過度反應無關，而是與隨時間改變的風險貼水變化有關。Shen (1998) 利用 Campbell and Shiller (1987) 向量自我迴歸模型的分析指出，以商業本票利率為對象，僅 180 天期利率對 10 天期利率之關係，符合預期假說的內容。莊武仁與段孝文 (1996) 透過變異數臨界檢定法的分析顯示，由於商業本票長天期利率的波動幅度並未超過預期假說隱含之變異上限，因此接受預期假說的觀點。Liau and Yang (2009) 同樣以不同天期商業本票利率為對象，並考慮期限貼水隨時間變化的性質，以 GMM 估計的分析顯示，預期假說隱含斜率係數等於 1 的虛擬假設無法被接受，預期假說利率期限結構關係無法成立。

歸納以預期假說討論台灣利率期限結構文獻之內容，結論方面無法一致地支持預期假說的推論，資料則以月資料之商業本票利率為對象，至於討論內容則均未考慮貨幣政策對利率期限結構關係的影響。因此本文將利用 McCallum (1994, 2005) 與 Kugler (1997) 的架構，分析預期假說利率期限結構之關係，是否與貨幣政策內容以及期限貼水變化有關。在資料選擇方面，除以融資性商業本票 (commercial paper, CP2) 次級市場利率為對象外，也同時以中華民國銀行公會公布之台北金融業拆款定盤利率 (Taipei Interbank Offered Rate, TAIBOR) 進行討論，而資料頻率則改以週資料進行分析²。此外，考慮貨幣

² 利率期限結構的實證分析，多以債券市場殖利率為對象，討論長期利率如十年期公債殖利率，與短期公債殖利率或國庫券利率間的關係。不過 Longstaff (2000) 與 Downing and Oliner (2007) 則分別以 90 天期以內之附買回協議利率與到期日在 270 天內之美國商業本票利率為對象。Downing and Oliner (2007) 的分析指出，在控制期限貼水於年終 (year-end) 會明顯上升變化的效果後，預期假說的推論可以為商業本票利率所支持。為

政策具非線性反應的內容，文中也將以非線性模型討論狀態變化與利率期限結構的關係，除分析狀態變化是否會影響利率期限結構的成立外，並藉此探討台灣貨幣政策的非線性反應性質³。

本文的實證分析顯示，預期假說利率期限結構隱含之長短期利率差解釋利率變動的能力，的確與貨幣政策內容以及期限貼水變化有關。而長短期利率差為何無法解釋利率變動的現象，實受貨幣當局採行利率平滑化政策以及期限貼水參數所影響。文中也以 Weber and Wolters (2012) VECM 架構進行分析，實證結果可支持以 McCallum (1994, 2005) 與 Hsu and Kugler (1997) 模型分析獲得的結論。此外，考量貨幣政策與期限貼水變化會隨狀態不同而出現改變的性質，文中進一步以門檻模型，討論預期假說利率期限結構隨狀態不同而變化的內容。透過門檻模型的分析顯示，代表貨幣政策內容以及期限貼水自我相關性之參數，的確會因狀態不同而出現變化。與線性模型的結論一致，由不同狀態估計得之貨幣政策內容以及期限貼水自我相關之參數，亦無法支持預期假說利率期限結構隱含的關係，顯示文中之估計結果具穩健性。而門檻模型的估計內容也顯示，根據 Klose (2011) 的分析，台灣中央銀行貨幣政策措施是以促進經濟成長為主要目標

除緒論外，本文第二節為預期假說利率期限模型以及統計方法的介紹。第三節為資料的說明、實證結果的討論與經濟意義的解釋。最後則為結論。

與現有文獻分析結果進行比較，加上自 2005 年起公佈之 TAIBOR 具有一定之價格發現能力 (高崇瑋與萬哲鈺，2012)，因此文中以此兩利率資料為對象進行分析。

³ Kugler (1996) 以狀態轉換向量自我迴歸 (regime-switching VAR) 模型，討論預期假說無法成立是否與未考慮狀態差異有關。透過對美元利率以及瑞士法郎利率的實證顯示，對美元而言，狀態轉換 VAR 模型無法拒絕預期假說所隱含之限制式，而線性 VAR 模型則拒絕該限制，顯示未考慮狀態差異，可能是實證上無法支持預期假說的原因。

貳、模型與統計方法

預期假說為最常見解釋利率期限結構之理論。預期假說指出，長期利率為預期未來短期利率的平均再加上期限貼水，如 (1) 式：

$$R_t^n = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t[r_{t+i}] + \phi_t^n \quad (1)$$

其中 r_t 為第 t 期之到期日為一期之利率， R_t^n 為第 t 期之到期日為 n 期之利率， E_t 為在 t 期利用所有訊息所形成的預期， ϕ_t^n 為期限貼水。文獻上多將 (1) 式改寫成差分的形式，如 (2) 式：

$$R_t^n - r_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} E_t[r_{t+i} - r_t] + \phi_t^n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^i E_t \Delta r_{t+j} + \phi_t^n \quad (2)$$

其中 Δ 為差分運算元 (difference operator)。根據 (1) 式以及 (2) 式的關係可以得到：

$$\begin{aligned} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} (r_{t+i} - r_t) &= (R_t^n - r_t) - \phi_t^n + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-1} \varepsilon_{t+i} = \alpha + \beta (R_t^n - r_t) + v_t \\ \varepsilon_{t+i} &= r_{t+i} - E_t r_{t+i} \end{aligned} \quad (3)$$

若假設期限貼水為常數， ε_{t+i} 與 r_t 、 R_t^n 具有正交關係，理論上斜率係數 β 應該等於 1。若 β 的估計值顯著異於 1 的水準，隱含預期假說或上述任何一個假設無法成立。

此外，文獻指出利率為具 I(1) 性質之非定態時間數列，因此根據 (2) 式的關係，當等號右邊的利率差分項具定態性質，在期限貼水也為定態下，隱含著長期利率 R_t^n 與短期利率 r_t 具有共整關係，且共整向量為 (1, -1)。因此可以透過檢定長期利率與短期利率是

否具共整關係，以及共整向量是否為 (1, -1) 的方式，驗證預期假說利率期限結構的成立與否 (Engsted and Tanggaard, 1994; Koukouritakis and Michelis, 2008)。而 (2) 式也隱含長短期利率差為定態時間數列，所以文獻也利用單根檢定驗證長短期利率差的時間數列性質是否為定態，藉以認定預期假說利率期限結構的成立與否 (Holmes et al., 2011)。

至於利率期限結構與貨幣政策內容間的關係，Mankiw and Miron (1986) 的分析指出，在美國聯邦準備銀行成立後，長短期利率差逐漸喪失解釋或預測未來利率變動的能力，而此應與聯邦準備銀行採取利率平滑化政策有關。對於這樣的看法，McCallum (1994, 2005) 將貨幣政策反應函數以及隨時間變化之期限貼水設定，納入預期假說利率期限結構，並指出斜率係數的大小，與顯示貨幣政策內容以及期限貼水變化之參數有關。根據 McCallum (1994, 2005) 的分析，假設期限貼水為 (4) 式之一階自我相關的隨機過程，貨幣政策為 (5) 式之利率平滑化與反應長短期利率差變化的設定，並透過 (6) 式之兩期期限架構進行分析：

$$\phi_{t+1}^2 = \rho\phi_t^2 + u_t \quad (4)$$

$$r_t = r_{t-1} + \lambda(R_t^2 - r_t) + \zeta_t \quad (5)$$

$$R_t^2 = 0.5(r_t + E_t r_{t+1}) + \phi_t^2 \quad (6)$$

其中 u_t 為白噪音 (white noise)， ρ 為顯示期限貼水自我相關程度的參數，其大小介於正負 1 之間，而 $\lambda \geq 0$ 則為顯示貨幣政策緊縮或是寬鬆的參數⁴。將 (4) 式至 (6) 式合併，可計算 r_t 在理性預期架構下的解。根據 McCallum (1994, 2005) 的計算，預期假說隱含之期限結構關係為：

⁴ MaCallum (1994, 2005) 貨幣政策反應函數的內容為 $r_t = \sigma r_{t-1} + \lambda(R_t^2 - r_t) + \zeta_t$ ，其中 σ 為反應利率平滑化之參數。McCallum (1994, 2005) 指出 σ 通常相當接近於 1 的水準， λ 則小於 2 的水準，因此分析過程將 σ 設定為 1。

$$0.5(r_t - r_{t-1}) = \frac{\lambda\rho}{2}(R_{t-1}^2 - r_{t-1}) + \frac{\lambda/2}{1-\lambda\rho/2}u_t + 0.5\zeta_t \quad (7)$$

(7) 式之斜率係數等於 $\lambda\rho/2$ ，斜率係數的大小受參數 ρ 以及 λ 影響。根據 λ, ρ 的數值範圍，隱含斜率係數將小於 1，而這也與多數實證的結論相同 (Mankiw and Miron, 1986; Campbell and Shiller, 1991; Evans and Lewis, 1994)。

Kugler (1997) 將 McCallum (1994) 以到期日為兩期計算得的結果，一般化為到期日為 n 期之情況。根據 Kugler (1997) 的分析，在到期日為 n 期時，長短期利率差以及短期利率變動，分別與前一期長短期利率差具有以下的關係⁵：

$$R_t^n - r_t = \rho(R_{t-1}^n - r_{t-1}) + \frac{n}{n - \lambda \sum_{j=1}^{n-1} (n-j)\rho^j} u_t \quad (8)$$

$$r_t - r_{t-1} = \rho\lambda(R_{t-1}^n - r_{t-1}) + \frac{n}{n - \lambda \sum_{j=1}^{n-1} (n-j)\rho^j} u_t + \zeta_t \quad (9)$$

根據 (1) 式、(8) 式以及 (9) 式的內容，Kugler (1997) 指出在到期日為 n 期下，斜率係數將等於：

$$\frac{1}{n} \lambda \sum_{j=1}^{n-1} (n-j)\rho^j \quad (10)$$

由於 Kugler (1997) 是以一個月與三個月利率之週資料進行分析，因此在週資料的頻率下，(10) 式斜率係數的內容將為：

⁵ 請參見 Kugler (1997) 第 218-200 頁的計算內容。

$$\frac{1}{n} \lambda \sum_{j=1}^{n-1} (n-j) \sum_{k=4j-3}^{4j} \rho^k \quad (11)$$

(9) 式的內容顯示，長短期利率差預測未來利率變動的能力，受參數 ρ 與 λ 的大小影響。若參數 ρ 具有一定水準，然參數 λ 偏低或趨近於零，長短期利率差對未來短期利率變動將愈不具解釋能力，這一點以 (5) 式的貨幣政策內容而言，顯示貨幣政策的調整與長短期利率差愈不具關連，隱含短期利率具隨機漫步性質，也意味央行採取如 Mankiw and Miron (1986) 指出的利率平滑化措施。此外，即使 λ 不等於零，若 ρ 等於 0，則長短期利率差依然無法解釋未來短期利率的變動。因此總結而言，當貨幣政策的調整與長短期利率差愈具有關連時，長短期利率差對未來短期利率變動將愈具解釋能力，不過若 ρ 等於零，即使貨幣政策的調整與長短期利率差有關，也會讓長短期利率差喪失預測未來短期利率變動的能力。

Weber and Wolters (2012) 則依據 McCallum (1994, 2005) 與 Kugler (1997) 的模型，改以 VECM 討論貨幣政策反應利率差的係數以及期限貼水自我相關性，兩者隨到期限提高而改變的性質。根據 Weber and Wolters (2012) 的推導顯示，長期利率以及短期利率的變化，為前一期長短期利率差的函數，而且長短期利率差解釋長期利率以及短期利率變動的能力，受參數 ρ 以及 λ 影響，如 (12) 式⁶：

$$\begin{bmatrix} \Delta R_t^n \\ \Delta r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1+\lambda)\theta a \\ \lambda\theta a \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda\rho + \rho - 1 \\ \lambda\rho \end{bmatrix} (R_{t-1}^n - r_{t-1}) + \begin{bmatrix} 1 & (1+\lambda)\theta \\ 1 & \lambda\theta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (12)$$

依據 (12) 式的架構，在長期利率與短期利率具共整關係，且共整向量為 (1, -1) 下，長短期利率差即所謂誤差修正項。因此 Weber and Wolters (2012) 指出，討論利率期

⁶ (12) 式的 a 為期限貼水一階自我相關式的常數項， $\theta = n / (n - \lambda \sum_{j=1}^{n-1} (n-j)\rho^j)$ ，詳見

Weber and Wolters (2012)。

限結構關係的實證分析，可以如 (13) 式之 VECM 架構進行討論：

$$\begin{bmatrix} \Delta R_t^n \\ \Delta r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (R_{t-1}^n - \beta r_{t-1} - \alpha) + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \begin{bmatrix} \Delta R_{t-i}^n \\ \Delta r_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

其中 β 為顯示長期利率與短期利率共整關係的係數。在長短期利率具共整關係且 $\beta = 1$ 的虛擬假設成立下，可以透過 α_1, α_2 的估計值，推算出參數 λ 、 ρ 的水準，進而比較這些參數隨到期期限改變而出現變化的性質，分析貨幣政策因應長短期利率差的調整與期限貼水的自我相關程度，兩者隨到期期限提高而呈現的消長變化。

除以線性模型進行分析外，若考慮貨幣政策具非線性的反應關係 (Taylor and Davradakis, 2006)，加上期限貼水變化也可能因狀態改變而出現非線性的變化，則 (4) 式期限貼水以及 (5) 式貨幣政策反應函數可改寫成：

$$\begin{aligned} \phi_{t+1}^n &= \begin{cases} \rho_1 \phi_t^n + u_t & \text{if } z_{t-d} > \tau \\ \rho_2 \phi_t^n + u_t & \text{if } z_{t-d} \leq \tau \end{cases} \\ \Delta r_t = r_t - r_{t-1} &= \begin{cases} \lambda_1 (R_t^n - r_t) + \zeta_t & \text{if } z_{t-d} > \tau \\ \lambda_2 (R_t^n - r_t) + \zeta_t & \text{if } z_{t-d} \leq \tau \end{cases} \end{aligned} \quad (14)$$

其中 z_{t-d} 為門檻變數 (threshold variable)， τ 為門檻值。(14) 式顯示期限貼水以及貨幣政策會因狀態不同，而有不同的反應參數。當期限貼水自我相關性與貨幣反應函數會因狀態改變而不同時，則 (8) 式與 (9) 式將改寫成如 (15) 式與 (16) 式之非線性的反應形式：

$$R_t^n - r_t = \begin{cases} \rho_1(R_{t-1}^n - r_{t-1}) + \frac{n}{n - \lambda_1 \sum_{j=1}^{n-1} (n-j)\rho_1^j} u_t & \text{if } z_{t-d} > \tau \\ \rho_2(R_{t-1}^n - r_{t-1}) + \frac{n}{n - \lambda_2 \sum_{j=1}^{n-1} (n-j)\rho_2^j} u_t & \text{if } z_{t-d} \leq \tau \end{cases} \quad (15)$$

$$r_t - r_{t-1} = \begin{cases} \rho_1 \lambda_1 (R_{t-1}^n - r_{t-1}) + \frac{n}{n - \lambda_1 \sum_{j=1}^{n-1} (n-j)\rho_1^j} u_t + \zeta_t & \text{if } z_{t-d} > \tau \\ \rho_2 \lambda_2 (R_{t-1}^n - r_{t-1}) + \frac{n}{n - \lambda_2 \sum_{j=1}^{n-1} (n-j)\rho_2^j} u_t + \zeta_t & \text{if } z_{t-d} \leq \tau \end{cases} \quad (16)$$

因此文中除以 Kugler (1997) 之線性模型進行分析外，研究過程也以 (15) 式與 (16) 式進行檢定以及估計，透過不同狀態之 λ_i 與 ρ_i 的估計值，討論貨幣政策以及期限貼水在不同狀態之反應變化差異，並與線性模型的結果進行比較，驗證估計內容的穩健性。

該如何認定 (15) 式以及 (16) 式的非線性反應關係是否成立呢？由於擾攘參數 (nuisance parameter) τ 的存在，影響傳統 F 檢定的漸近分配性質，導致無法以 F 或卡方分配作為上述假設檢定的漸近分配。對於這一點研究過程將利用 Hansen (1996) 檢定虛擬假設為線性而對立假設門檻模型的方法，以拔靴 (bootstrapping) 方式計算上述 F 檢定的 p 值 (p -values)，藉以認定 (15) 式與 (16) 式之非線性關式的成立與否。

最後，有關長期利率與短期利率兩者水準值關係的討論，Pfann et al. (1996) 指出顯示長期利率以及短期利率水準值關係的斜率係數，會因短期利率高低不同而出現差異，隱含長期利率與短期利率之長期均衡或共整關係，會因狀態不同而出現多個均衡關係。因此有異於現有文獻 (Balke and Fomby, 1997; Tsay, 1998; Enders and Siklos, 2001; Hansen and Seo, 2002) 之「門檻」指的是變數反應誤差修正項變化具不對稱關係之門檻誤差修正 (threshold error correction) 模式 (Doan, 2011)，但變數之間的共整關係並不會隨狀態差異

而不同，研究過程將考慮長期利率與短期利率具有兩個均衡關係的可能，並利用 Gonzalo and Pitarakis (2006) 共整關係具有門檻非線性的設定與檢定方式進行分析，如 (17) 式：

$$y_t = \beta'x_t + \eta'x_t I(z_{t-d} > \tau) + u_t \quad (17)$$

其中 $x_t = x_{t-1} + v_t$ ， u_t 以及 v_t 為定態隨機干擾項，兩者分別為純量 (scalar) 以及維度等於 p 之向量。以文本的內容而言， p 等於 1。 z_{t-d} 為門檻變數， $I(z_{t-d} > \tau)$ 為指標函數 (indicator function)，視門檻變數大於門檻值 τ 與否，其大小分別等於 1 或 0。當 y_t 與 x_t 皆為 I(1) 的非定態時間數列，在虛擬假設 $\eta = 0$ 可以被拒絕下，顯示 y_t 與 x_t 會依狀態不同，出現 $(1, -\beta')$ 或 $(1, -(\beta + \eta)')$ 不同的共整關係。該如何檢定 $\eta = 0$ 的虛擬假設是否成立呢？Gonzalo and Pitarakis (2006) 提出如 (18) 式 sup LM 統計量檢定此虛擬假設：

$$\begin{aligned} \sup LM &= \sup_{\tau \in \Gamma} LM_T(\tau) \\ LM_T(\tau) &= \frac{1}{\sigma_0^2} u' M X_\tau (X_\tau' M X_\tau)^{-1} X_\tau' M u \end{aligned} \quad (18)$$

其中 $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ ， X, X_τ 分別為所有解釋變數所堆疊 (stacking) 之矩陣。 σ_0^2 為 (17) 式的殘差變異數。Gonzalo and Pitarakis (2006) 指出，(18) 式之 sup LM 統計量的漸近分配臨界值可參考 Gonzalo and Pitarakis (2006) 或 Hansen (1997) 的內容，而文中則以 Hansen (1996) 拔靴方式計算 (18) 式檢定統計量的 p 值。

參、實證分析

本文以 TAIBOR 與 CP2 利率為對象進行分析。TAIBOR 資料自中華民國銀行公會網站 TAIBOR 專區取得，CP2 利率則取自情報贏家資料庫。兩者的資料頻率皆為日資料，而分析過程將日資料轉換成週資料進行討論。TAIBOR 的到期日包括一個月、兩個月、

三個月、六個月、九個月與一年，而 CP2 利率的到期日則為 30 天、60 天、90 天、120 天、150 天、180 天與 360 天⁷。至於樣本期間的範圍，依資料來源不同，TAIBOR 的樣本期間為 2005 年 10 月至 2012 年 12 月，CP2 利率的樣本期間，除 60 天以及 120 天利率為 1991 年 4 月至 2012 年 12 月，150 天利率為 1997 年 1 月至 2012 年 12 月外，其餘天期利率的樣本期間為 1990 年 1 月至 2012 年 12 月⁸。

分析過程，首先透過 ADF (Augmented Dickey-Fuller)、DFGLS (GLS-detrended Dickey-Fuller)、Phillips-Perron、Ng-Perron 以及 KPSS (Kwiatkowski et al., 1992) 等單根檢定，分析各利率資料的時間數列性質。根據各資料的走勢變化，進行單根檢定時，採有常數項的方式進行。表 1 與表 2 分別為 CP2 利率以及 TAIBOR 各天期利率單根檢定內容。以 CP2 利率而言，在原始值方面，不論是虛擬假設為非定態數列的 ADF、DFGLS、Phillips-Perron、Ng-Perron 檢定，或虛擬假設為定態數列的 KPSS 檢定，一致地指出各天期利率為非定態時間數列。對 CP2 利率進行一階差分後的單根檢定顯示，除 30 天期利率在 DFGLS 與 Ng-Perron 檢定無法接受其為定態時間數列的對立假設外，其餘結果指出各天期 CP2 利率為定態時間數列。至於 TAIBOR 的單根檢定，在原始值方面，除 6 個月以及 9 個月利率的 Ng-Perron 檢定無法接受虛擬假設外，其餘結果指出各天期利率為非定態時間數列。而 TAIBOR 經一階差分後的單根檢定則顯示，各天期利率均為定態時間數列。整體而言，不論是虛擬假設為非定態時間數列之 ADF、DFGLS、Phillips-Perron 與 Ng-Perron 檢定，或是虛擬假設為定態時間數列之 KPSS 檢定，一致地指出不同天期利率資料為非定態時間數列。各期別利率經一階差分後之單根檢定則顯示，差分後之利率資料為定態時間數列，因此這代表文中所使用的各期別利率具 $I(1)$ 的性質。

⁷ 分析過程，TAIBOR 一個月、兩個月、三個月、六個月、九個月以及一年期等利率，分別以 m1、m2、m3、m6、m9 以及 m12 表示。而 CP2 之 30 天、60 天、90 天、120 天、150 天、180 天以及 360 天等利率則分別以 d30、d60、d90、d120、d150、d180 以及 d360 表示。

⁸ TAIBOR 的資料自 2005 年 10 月開始編制並公佈。

表1 CP2 利率各天期利率單根檢定

變數	ADF 檢定	DFGLS 檢定	Phillips-Perron 檢定	Ng-Perron 檢定		KPSS 檢定
				MZ_{α}	MZ_t	
d30	-2.144	-0.981	-2.043	-2.606	-0.963	4.046***
d60	-1.295	-0.443	-1.075	-0.837	-0.443	3.346***
d90	-2.548	-0.221	-1.948	-0.090	-0.061	4.056***
d120	-1.096	0.126	-1.052	0.183	0.148	2.590***
d150	-1.471	-0.943	-1.266	-0.950	-0.507	3.329***
d180	-2.235	0.088	-1.551	0.284	0.237	4.098***
d360	-2.177	0.310	-1.464	0.446	0.428	4.144***
Δ d30	-31.61***	-1.195	-32.77***	-3.439	-1.232	0.019
Δ d60	-27.62***	-8.438***	-27.77***	-300.9***	-12.26***	0.074
Δ d90	-13.47***	-4.221***	-28.93***	-29.80***	-3.842***	0.027
Δ d120	-22.86***	-2.234**	-22.73***	-40.57***	-4.503***	0.102
Δ d150	-22.35***	-22.30***	-21.90***	-9.853**	-2.135**	0.246
Δ d180	-16.07***	-2.962***	-35.56***	-16.12***	-2.809***	0.051
Δ d360	-16.20***	-3.830***	-43.77***	-21.59***	-3.266***	0.091

註：1. 變數前具 Δ 符號者，代表經一次差分後的資料。

2. ADF、DFGLS 與 Ng-Perron 單根檢定係以 Schwarz Information Criterion (SIC)，在落後期最長為 6 的範圍內，選取最適落後項期數。
3. 根據 MacKinnon (1996) 有常數項 ADF 檢定與 DFGLS 檢定 1%、5%、10% 的臨界值分別為 -3.438、-2.865 與 -2.569。
4. 根據 MacKinnon (1996) 有常數項 Phillips-Perron 檢定 1%、5%、10% 的臨界值分別為 -3.493、-2.889 與 -2.581
5. Ng-Perron 檢定 MZ_{α} 與 MZ_t 統計量 1%、5%、10% 的臨界值分別為 -13.800、-8.100、-5.700 與 -2.580、-1.980、-1.620。
6. 根據 Kwiatkowski et al. (1992) 有常數項 KPSS 檢定 1%、5%、10% 的臨界值分別為 0.739、0.463 與 0.347。
7. *表示在 10% 的顯著水準具統計顯著性，**表示在 5% 的顯著水準具統計顯著性，***表示在 1% 的顯著水準具統計顯著性。

表2 TAIBOR 各天期利率單根檢定

變數	ADF 檢定	DFGLS 檢定	Phillips-Perron 檢定	Ng-Perron 檢定		KPSS 檢定
				MZ_{α}	MZ_t	
m1	-1.022	-0.885	-1.131	-1.574	-0.796	1.361***
m2	-1.214	-1.038	-1.069	-3.934	-0.1341	1.333***
m3	-1.266	-1.085	-1.075	-4.826	-1.498	1.322***
m6	-1.304	-1.154	-1.101	-5.724*	-1.647*	1.283***
m9	-1.402	-1.330	-1.145	-8.160**	-1.990**	1.197***
m12	-1.230	-1.209	-1.198	-5.091	-1.573	1.077***
$\Delta m1$	-14.04***	-13.95***	-14.63***	-1049***	-22.910***	0.129
$\Delta m2$	-2.788*	-2.783***	-14.31***	-17.46***	-2.954***	0.143
$\Delta m3$	-4.197***	-4.140***	-14.99***	-25.93***	-3.601***	0.142
$\Delta m6$	-3.959***	-3.880***	-15.46***	-22.85***	-3.380***	0.141
$\Delta m9$	-3.505***	-3.401***	-14.80***	-21.01***	-3.241***	0.141
$\Delta m12$	-4.943***	-4.828***	-14.48***	-38.95***	-4.413***	0.141

註：相關說明請參見表 1 內容。

一、預期假說利率期限結構與 Kugler (1997) 模型的估計

分析過程以 CP2 之 30 天期利率以及 TAIBOR 一個月期利率為短期利率，對其他各天期利率，進行 (3) 式的估計，討論斜率係數 β 之估計值等於 1 的虛擬假設是否可以被接受，藉以驗證預期假說利率期限結構關係的成立與否，相關結果如表 3 與表 4 的第二欄所列⁹。以 CP2 的估計結果而言，所有天期之 β 估計值均在 1% 的顯著水準具統計顯著性，且 β 的估計值顯著低於 1 甚至 0.5 的水準。TAIBOR 的估計內容顯示， β 的估計值

⁹ 文中分別以 CP2 之 30 天期利率以及 TAIBOR 一個月期利率代表 (3) 式之 r_t ，其餘各天期利率代表 (3) 式之 R_t^n 。

也在 1% 的顯著水準具統計顯著性，且與 CP2 利率的結果相同，亦無法接受 β 的估計值等於 1 之虛擬假設，同時所有估計值均低於 0.5 的水準。整體而言，利用 CP2 利率與 TAIBOR 進行 (3) 式的估計顯示， β 等於 1 之虛擬假設無法被接受，且 β 的估計值明顯低於 1 之水準，顯示預期假說利率期限結構隱含斜率係數等於 1 的關係無法成立，此與 Liao and Yang (2009) 以台灣資料進行分析的結論相同。

為探討預期假說利率期限結構隱含之關係無法成立的可能原因，文中以 Kugler (1997) 與 McCallum (1994, 2005) 的架構，討論此是否與期限貼水隨時間變化以及央行採取利率平滑化之貨幣政策有關。文中利用 Kugler (1997) 將 McCallum (1994) 之分析一般化成到期日為 n 期的架構進行討論，亦即對 (8) 式與 (9) 式同時進行估計，計算參數 ρ 與 λ 的估計值，然後再將這兩個參數估計值代入 (11) 式，計算所隱含之斜率係數 β 。表 3 與表 4 的第 3 欄與第 4 欄，為各資料來源不同天期利率之 ρ 與 λ 的估計值，第 5 欄則為以 (11) 式計算出之斜率係數。

表 3 之 CP2 利率的估計內容顯示，30 天期利率對各長天期利率之參數 ρ 與 λ 的估計值，皆具有統計顯著性，將 ρ 與 λ 的估計值代入計算週資料斜率係數之 (11) 式，結果顯示斜率係數均低於 1 的水準。此外，將表 3 第五欄以 Kugler (1997) 模型計算之斜率係數，與第二欄以 (3) 式估計之結果相互比較，兩者不但均低於 1 的水準，且部分結果相當接近。

除以 CP2 之 30 天期利率對不同天期利率分別進行估計外，研究過程也將所有資料混合同時進行估計，亦即以所有資料為對象計算出參數 ρ 與 λ 的估計值。不過由於 60 天、120 天以及 150 天之 CP2 利率樣本期間，與其他天期利率不同，因此分析過程分別以模型 1、模型 2 與模型 3，三種涵蓋不同樣本期間的方式進行估計。其中，模型 1 為 30 天期利率同時對 90 天、180 天以及 360 天利率進行估計，模型 2 為額外加入 60 天以及 90 天期利率資料進行估計，而模型 3 則是再將 150 天期利率納入估計內容。根據表 3 的內容，將模型 1、2、3 之 ρ 、 λ 的估計值代入 (11) 式，計算得之斜率係數也低於 1 的水準，

這一點與利用個別利率資料計算之結論相同¹⁰。整體而言，透過 Kugler (1997) 將期限貼水隨時間變化與貨幣政策納入利率期限結構之分析架構，以 CP2 利率資料進行估計的結果顯示，斜率係數低於 1 的水準，無法支持預期假說利率期限結構隱含之關係。

表3 CP2 之 30 天期利率與各天期利率期限結構關係與 Kugler (1997) 模型估計內容

利率組合	(3) 式之 β 估計值	ρ	λ	β
d60 d30	0.148 ^{***} (0.018)	0.467 ^{**} (0.020)	0.341 ^{***} (0.046)	0.142
d90 d30	0.258 ^{***} (0.027)	0.748 ^{***} (0.028)	0.324 ^{***} (0.040)	0.509
d120 d30	0.257 ^{***} (0.021)	0.604 ^{***} (0.018)	0.218 ^{***} (0.030)	0.237
d150 d30	0.288 ^{***} (0.026)	0.717 ^{***} (0.028)	0.276 ^{***} (0.040)	0.509
d180 d30	0.324 ^{***} (0.028)	0.824 ^{***} (0.019)	0.137 ^{***} (0.024)	0.445
d360 d30	0.441 ^{***} (0.028)	0.865 ^{***} (0.016)	0.090 ^{***} (0.018)	0.467
模型 1		0.837 ^{***} (0.011)	0.130 ^{***} (0.013)	
模型 2		0.688 ^{***} (0.009)	0.220 ^{***} (0.013)	
模型 3		0.734 ^{***} (0.011)	0.228 ^{***} (0.01)	

註：1. 括號內為標準差。

2. *表示在 10% 的顯著水準具統計顯著性，**表示在 5% 的顯著水準具統計顯著性，***表示在 1% 的顯著水準具統計顯著性。

¹⁰ 為節省空間，文中未將此結果列出。

表4 TAIBOR 一個月期利率與各天期利率期限結構關係與 Kugler (1997) 模型估計內容

利率組合	(3) 式之 β 估計值	ρ	λ	β
m2 m1	0.087*** (0.027)	0.701*** (0.047)	0.247*** (0.069)	0.219
m3 m1	0.199*** (0.040)	0.735*** (0.043)	0.186*** (0.060)	0.279
m6 m1	0.458*** (0.055)	0.772*** (0.039)	0.140*** (0.051)	0.293
m9 m1	0.289*** (0.053)	0.832*** (0.032)	0.040 (0.040)	0.135
m12 m1	0.201*** (0.051)	0.877*** (0.027)	0.002 (0.030)	0.011
模型 1		0.814*** (0.016)	0.074*** (0.019)	

註：相關說明請參見表 3 內容。

表 4 則為 TAIBOR 以 Kugler (1997) 模型進行估計的內容，結果顯示除 1 個月利率對 9 個月以及 1 年期利率之 λ 估計值不具統計顯著性外，其餘內容之 ρ 與 λ 的估計值皆具有統計顯著性。表 4 第五欄為以 Kugler (1997) 模型計算得之斜率係數，與第 2 欄利用 (3) 式估計的內容相比較，兩者皆明顯低於 1 的大小。此外，討論過程也將所有不同天期利率混合同時進行估計，獲得之 ρ 與 λ 的估計值如表 4 模型 1 內容所列。模型 1 之 ρ 、 λ 的估計值，與 1 個月期利率對不同天期利率進行估計的結果類似，透過 (11) 式計算之斜率係數也均低於 1 的水準¹¹。因此對 TAIBOR 資料而言，不論以 1 個月利率對其他天期利率個別進行估計，或是將所有資料同時混合進行分析，以 Kugler (1997) 模型分析的結果顯示，斜率係數均低於 1 的水準，此推論與利用 CP2 利率分析之結果相同，均無法支持預期假說利率期限結構的推論。值得注意的是，表 3 與表 4 之 ρ 、 λ 估計值的大小，前者隨長短期利率期限差距提高而逐漸提高，後者則隨利率期限差距提高而逐漸降低。也

¹¹ 為節省空間，文中未將此結果列出。

就是說，隨利率期限差距加長，期限貼水自我相關程度愈高，而貨幣政策因應長短期利率差變化的調整則愈不明顯。尤其是 TAIBOR 資料，1 個月利率對 9 個月利率以及 1 年期利率之 λ 估計值，甚至不具統計顯著性。表 3 與表 4 的估計內容顯示，參數 ρ 與 λ 之估計值隨利率期限加長而出現的消長變化，不但使斜率係數偏低，也顯示貨幣政策反應長短期利率差的調整偏低或貨幣當局之利率平滑化措施，為讓長短期利率差無法解釋未來利率變動之原因¹²。

二、Weber and Wolters (2012) VECM 之估計

除以 Kugler (1997) 模型分析外，文中進一步利用 Weber and Wolters (2012) 如 (12) 式之 VECM 架構，估計不同期限下期限貼水與貨幣政策參數的估計值，對由 Kugler (1997) 模型獲得之結果作進一步驗證。有關短期利率與長期利率是否具共整關係的檢定，研究過程分別以動態最小平方法進行估計並透過 Engle and Granger (1987) 檢定估計殘差之時間數列性質、Hansen (2002) 檢定估計參數的穩定性，以及 Johansen and Juselius (1990) 共整檢定等三個方法，進行短期利率與長期利率共整關係的認定¹³。

¹² 相關研究台灣貨幣政策的文獻，如陳旭昇與吳聰敏 (2010)、吳致寧等 (2011)，在估計貨幣政策反應函數時，均將落後一期利率作為解釋變數，以掌握利率平滑化或貨幣政策慣性 (inertia) 的性質。根據陳旭昇與吳聰敏 (2010) 以及吳致寧等 (2011) 的估計內容，解釋變數落後一期利率的估計值絕大多數大於 0.9，甚至相當接近 1 的水準，顯示利率平滑化為台灣央行貨幣政策的內容之一。

¹³ 分析過程以 CP2 與 TAIBOR 之 30 天利率與 1 個月利率作為短期利率，其餘月天期利率為長期利率。考慮不同天期利率同為內生變數之內生性問題，文中以 Stock and Watson (1993) 動態最小平方法進行估計，再利用 Engle and Granger (1987) 以殘差為基礎之共整檢定，分析動態最小平方法估計殘差的時間數列性質。而 Hansen (2002) 則以檢定估計參數是具不穩定性之 L_c 統計量進行共整關係的判斷。

表 5 為 CP2 之 30 天期利率對其他天期利率的動態最小平方法估計殘差單根檢定，以及 Hansen (2002) 參數不穩定的檢定內容¹⁴。透過 ADF 單根檢定以及 Phillips-Ouliaris 單根檢定顯示，不論是 τ 統計量或 z 統計量，均可在 1% 的顯著水準拒絕虛擬假設，而 Hansen (2002) 參數不穩定檢定也一致地在 p 值大於 0.2 以上的水準接受虛擬假設，這顯示 CP2 之 30 天期利率與其他各天期利率具有共整關係。表 6 則為 TAIBOR 1 個月期利率對其他天期利率之動態最小平方法估計殘差單根檢定，以及 Hansen (2002) 參數不穩定檢定的結果。與表 5 之 CP2 檢定內容相同，不論是 τ 統計量或 z 統計量，均可在 1% 的顯著水準拒絕殘差具單根的虛擬假設，而 Hansen (2002) 參數不穩定檢定也可在 p 值大於 0.2 以上的水準接受虛擬假設，顯示 TAIBOR 1 個月期利率與其他各天期利率也具有共整關係。

表5 CP2 之 30 天期利率與各天期利率共整關係檢定

利率組合	殘差 ADF 單根檢定		殘差 Phillips-Ouliaris 單根檢定		參數不穩定性檢定
	τ 統計量	z 統計量	τ 統計量	z 統計量	
d60 d30	-37.21***	-838.7***	-34.24***	-1119***	> 0.2
d90 d30	-13.89***	-353.2***	-13.79***	-319.5***	> 0.2
d120 d30	-12.65***	-305.5***	-21.22***	-558.4***	> 0.2
d150 d30	-4.285***	-55.90***	-11.53***	-223.2***	> 0.2
d180 d30	-10.69***	-203.9***	-10.89***	-212.6***	> 0.2
d360 d30	-9.311***	-158.0***	-9.374***	-160.2***	> 0.2

註：*表示在 10% 的顯著水準具統計顯著性，**表示在 5% 的顯著水準具統計顯著性，***表示在 1% 的顯著水準具統計顯著性。

¹⁴ 動態最小平方法的估計過程，主要在長期利率對短期利率的迴歸方程內，額外加入短期利率一階差分的領先、落後項，以控制長期利率與短期利率相互影響之內生性問題。分析過程依據 SIC 原則選定最適的領先、落後項期數。

表6 TAIBOR 一個月利率與各天期利率共整關係檢定

利率組合	殘差 ADF 單根檢定		殘差 Phillips-Ouliaris 單根檢定		參數不穩定性檢定
	τ 統計量	z 統計量	τ 統計量	z 統計量	
m2 m1	-10.15***	-289.8***	-7.512***	-93.19***	> 0.2
m3 m1	-9.499***	-241.9***	-6.832***	-78.44***	> 0.2
m6 m1	-8.399***	-176.2***	-6.331***	-69.13***	> 0.2
m9 m1	-4.197***	-54.94***	-5.252***	-49.16***	> 0.2
m12 m1	-3.531**	-28.82***	-4.383***	-34.95***	> 0.2

註：相關說明請參見表 5 內容。

表 7 為 CP2 利率之 Johansen and Juselius (1990) 共整檢定，分析過程以資料與共整關係皆不具有趨勢的方式，進行共整關係的認定。實證顯示除 30 天與 90 天利率、30 天與 360 天利率之結果，分別在 10% 以及 5% 的顯著水準接受兩者皆為定態時數列或無共整關係外，其餘資料的結果則可在 10% 的顯著水準接受長短期利率具有共整關係的推論。表 8 則為 TAIBOR 之 Johansen and Juselius (1990) 共整檢定，估計內容顯示可在 10% 的顯著水準接受 1 個月與 2 個月、3 個月、6 個月利率具有共整關係的推論，但 1 個月與 12 個月利率的估計，則無法拒絕兩者無共整關係的虛擬假設。至於 1 個月與 9 個月利率的估計顯示，最大特性根檢定可在 10% 的顯著水準接受 1 個共整關係的虛擬假設，而跡檢定則無法在 5% 的顯著水準拒絕無共整關係的虛擬假設。

透過表 7 與表 8 三種共整關係檢定顯示，動態最小平方法之殘差檢定與 Hansen (2002) 參數不穩定檢定一致地指出長期利率與短期利率具共整關係，然 Johansen and Juselius (1990) 的檢定內容則有部分結果顯示短期利率與長期利率不具有共整關係，因此文中進一步以 Enders and Siklos (2001) 門檻共整檢定，討論 CP2 利率與 TAIBOR 長短期利率間是否存在長期均衡關係。

表7 CP2 之 30 天期利率與各天期利率 Johansen and Juselius 共整檢定

利率組合	$H_0 : r$	跡檢定	$H_0 : r$	最大特性根檢定
d60 d30	0	1021 ^{***}	0	1017 ^{***}
	1	4.232	1	4.232
d90 d30	0	116.6 ^{***}	0	108.6 ^{***}
	1	7.917 [*]	1	7.917 [*]
d120 d30	0	671.0 ^{***}	0	667.8 ^{***}
	1	3.335	1	3.335
d150 d30	0	46.31 ^{***}	0	42.22 ^{***}
	1	4.091	1	4.091
d180 d30	0	99.50 ^{***}	0	92.23 ^{***}
	1	7.276	1	7.276
d360 d30	0	76.93 ^{***}	0	67.16 ^{***}
	1	9.781 ^{**}	1	9.781 ^{**}

註：相關說明請參見表 5 內容。

表8 TAIBOR 1 個月期利率與各天期利率 Johansen and Juselius 共整檢定

利率組合	$H_0 : r$	跡檢定	$H_0 : r$	最大特性根檢定
m2 m1	0	42.66 ^{***}	0	40.09 ^{***}
	1	2.568	1	2.568
m3 m1	0	38.86 ^{***}	0	36.40 ^{***}
	1	2.462	1	2.462
m6 m1	0	24.46 ^{***}	0	20.96 ^{***}
	1	3.505	1	3.505
m9 m1	0	18.85 [*]	0	16.43 ^{**}
	1	2.422	1	2.422
m12 m1	0	11.18	0	8.783
	1	2.401	1	2.401

註：相關說明請參見表 5 內容。

表 9 與表 10 分別為 CP2 利率與 TAIBOR 門檻共整檢定內容。根據 F-joint 統計量，不論是 TAR 模型或 MTAR 模型，所有結果均可在 1% 的顯著水準拒絕殘差具非定態性質的虛擬假設，顯示文中的長短期利率的確具有共整關係。進一步以 F-equal 統計量分析長短期利率是否具有門檻共整關係，多數結果可在 1% 的顯著水準接受變數具門檻共整的對立假設。值得注意的是，原先在 Johansen and Juselius (1990) 共整檢定不具共整關係之結果，也均能通過 Enders and Siklos (2001) 門檻共整檢定，支持長短期率具門檻共整關係的推論。歸納以上四種不同驗證長短期利率是否具有共整或長期均衡關係的分析，不論以 CP2 利率或 TAIBOR 為對象，整體而言可接受長短期利率具有共整關係的推論。

表9 CP2 之 30 天期利率與各天期利率門檻共整檢定

利率組合	Ender-Siklos 門檻共整檢定			
	TAR 模型		MTAR 模型	
	F-joint	F-equal	F-joint	F-equal
d60 d30	89.49 ^{***}	3.138 [*]	31.42 ^{***}	27.83 ^{***}
d90 d30	57.47 ^{***}	27.49 ^{***}	78.59 ^{***}	66.74 ^{***}
d120 d30	13.50 ^{***}	1.828	18.03 ^{***}	10.70 ^{***}
d150 d30	29.45 ^{***}	15.44 ^{***}	24.31 ^{***}	5.694 ^{**}
d180 d30	46.99 ^{***}	21.57 ^{***}	44.17 ^{***}	16.29 ^{***}
d360 d30	46.70 ^{***}	38.86 ^{***}	66.06 ^{***}	75.84 ^{***}

註：1. TAR 模型以變數之水準值為門檻變數，MTAR 模型則是以變數之變動為門檻變數。

2. F-joint 統計量的虛擬假設為變數具非定態性質，對立假設為變數具定態性質。

3. F-equal 統計量虛擬假設為變數具線性共整關係，對立假設為變數具有門檻共整關係。

4. 臨界值水準係參考 Wane et al. (2004)。

確認長期利率與短期利率具共整關係後，可透過顯示兩者長期均衡關係的共整向量，檢定其是否符合 (3) 式之 (1, -1) 關係。表 11 為 CP2 利率以動態最小平方法與 Johansen and Juselius (1990) 估計之共整向量，與對共整向量是否等於 (1, -1) 的檢定¹⁵。以 5% 的顯著水準為依據，動態最小平方法的估計指出，30 天對 60 天、150 天、180 天以及 360 天利率之檢定無法接受虛擬假設，以 Johansen and Juselius (1990) 的估計而言，則為 30 天對 60 天利率以及 360 天利率之檢定無法接受虛擬假設。表 12 則為 TAIBOR 長短期利率共整向量的估計與檢定結果，在動態最小平方法部分，1 個月利率對 2 個月利率及 6 個月利率的結果無法接受共整向量為 (1, -1) 之虛擬假設，而 Johansen and Juselius (1990) 的估計則一致地顯示此虛擬假設可以被接受。整體而言，不論是 CP2 利率或 TAIBOR，Johansen and Juselius (1990) 的估計多數可以接受長短期利率之共整向量為 (1, -1) 的虛擬假設，然動態最小平方法則相對較無法支持該虛擬假設的成立。因此若以長期利率與短期利率之共整向量是否為(1, -1)，討論預期假說利率期限結構關係的成立與否，文中的分析並無法完全支持該關係。

表10 TAIBOR 1 個月期利率與各天期利率門檻共整檢定

利率組合	Ender-Siklos 門檻共整檢定			
	TAR 模型		MTAR 模型	
	F-joint	F-equal	F-joint	F-equal
m2 m1	25.44***	14.02***	19.63***	3.543*
m3 m1	24.84***	18.77***	17.11***	4.556**
m6 m1	16.72**	9.781**	16.48**	9.341***
m9 m1	18.84***	20.18***	25.36***	32.61***
m12 m1	18.21***	24.60***	21.54***	31.04***

註：相關說明請參見表 9 內容。

¹⁵ 表中之 α 、 β 的意義請參考 (13) 式。

表11 CP2 之 30 天期利率與各天期利率共整向量估計

利率組合	動態最小平方法			Johansen and Jeulius (1990)共整模型		
	α	β	$H_0 : \beta = 1$	α	β	$H_0 : \beta = 1$
d60 d30	0.057*** (0.015)	0.990*** (0.003)	0.004	0.055*** (0.014)	0.993*** (0.003)	0.023
d90 d30	0.105*** (0.026)	0.994*** (0.005)	0.209	0.098*** (0.033)	0.996*** (0.007)	0.565
d120 d30	0.113*** (0.027)	0.995*** (0.006)	0.419	0.117*** (0.022)	0.997 (0.005)	0.477
d150 d30	0.165*** (0.018)	0.973*** (0.005)	0.000	0.150*** (0.032)	0.981*** (0.009)	0.075
d180 d30	0.098*** (0.037)	1.017** (0.007)	0.021	0.113* (0.062)	1.012*** (0.013)	0.365
d360 d30	1.054*** (0.012)	0.119*** (0.059)	0.000	0.081 (0.107)	1.059*** (0.021)	0.008

註：相關說明請參見表 5 內容。虛擬假設 $H_0 : \beta = 1$ 該欄之數字為 p 值。

表12 TAIBOR 1 個月期利率與各天期利率共整向量估計

利率組合	動態最小平方法			Johansen and Jeulius (1990)共整模型		
	α	β	$H_0 : \beta = 1$	α	β	$H_0 : \beta = 1$
m2 m1	0.055*** (0.012)	0.978*** (0.009)	0.020	0.039*** (0.015)	0.992*** (0.011)	0.519
m3 m1	0.084*** (0.014)	0.981*** (0.011)	0.074	0.065*** (0.018)	0.998*** (0.013)	0.866
m6 m1	0.203*** (0.016)	0.967*** (0.012)	0.007	0.184*** (0.026)	0.982*** (0.020)	0.413
m9 m1	0.327*** (0.022)	0.972*** (0.017)	0.099	0.303*** (0.042)	0.994*** (0.031)	0.861
m12 m1	0.476*** (0.028)	0.941*** (0.021)	0.060	0.476*** (0.075)	0.930*** (0.056)	0.282

註：相關說明請參見表 11 內容。

最後，由於多數 Johansen and Juselius (1990) 的估計支持長短期利率之共整向量為 (1, -1) 的關係，因此文中進一步以 Weber and Wolters (2012) 之 (13) 式關係，估計誤差修正項係數，再根據 (12) 式的內容，計算出不同期限天期之期限貼水自我相關性與貨幣政策反應長短期利差變化參數。表 13 為 CP2 利率在表 11 接受共整向量為 (1, -1) 關係之結果，進一步以 (13) 式估計之誤差修正係數估計值，以及由誤差修正係數推估之期限貼水自我相關性與貨幣政策內容參數¹⁶。與表 3 以 Kugler (1997) 計算之結果相比較，除 30 天對 90 天利率的估計與表 3 之 Kugler (1997) 結果相近外，其餘天期利率的結果在期限貼水參數部分，高於以 Kugler (1997) 獲得的內容。不過兩者的分析皆顯示，期限貼水自我相關性與貨幣政策內容參數等，會隨利率期限提高而分別出現上升與下降的變化。表 14 則為 TAIBOR 以 Weber and Wolters (2012) 估計之誤差修正係數、期限貼水自我相關性與貨幣政策內容參數。與表 4 之 Kugler (1997) 估計內容相比較，在期限貼水自我相關性部分兩者相當接近，至於貨幣政策內容參數則是前者高於後者的水準。不過兩者的結果一致地顯示，期限貼水自我相關性與貨幣政策內容等參數，也會隨到期期限提高分別出現上升與下降變化，這一點與由 CP2 利率獲得之推論相同。

因此不論以 Kugler (1997) 或 Weber and Wolters (2012) 進行估計，參數 ρ 、 λ 之估計值均會隨到期期限加長出現類似的消長變化，且由 ρ 、 λ 估計值計算得之斜率係數也低於 1 的水準。尤其是貨幣政策反應長短期利率差的係數，會隨到期期限提高而降低的變化，顯示貨幣政策反應長短期利率差的調整偏低或當局之利率平滑化措施，為讓長短期利率差無法解釋未來利率變動之原因，此與 Mankiw and Miron (1986) 指出長短期利率差預測短期利率變化的能力，與貨幣政策反應長短期利率差有關之觀點一致。

¹⁶ VECM 模型的係數依據表 11 之 Johansen and Juselius (1990) 共整向量估計內容進行有關計算。

表13 CP2 之 30 天期利率與各天期利率誤差修正係數、期限貼水與貨幣政策參數估計值

利率組合	α_1	α_2	ρ	λ
d90 d30	0.063* (0.031)	0.346*** (0.090)	0.717	0.482
d120 d30	-0.301*** (0.015)	0.151*** (0.024)	0.850	0.178
d150 d30	-0.034** (0.017)	0.172*** (0.045)	1.138	0.151
d180 d30	-0.023 (0.016)	0.180*** (0.028)	1.157	0.156

註：相關說明請參見表 5 內容。

表14 TAIBOR 1 個月期利率與各天期利率誤差修正係數、期限貼水與貨幣政策參數估計值

利率組合	α_1	α_2	ρ	λ
m2 m1	0.064 (0.039)	0.437*** (0.080)	0.627	0.697
m3 m1	0.043 (0.035)	0.367*** (0.071)	0.676	0.542
m6 m1	-0.013 (0.032)	0.217*** (0.066)	0.770	0.282
m9 m1	-0.028 (0.021)	0.109** (0.047)	0.863	0.126
m12 m1	-0.039** (0.016)	0.007 (0.037)	0.954	0.0007

註：相關說明請參見表 5 內容。

三、門檻模型的檢定與估計

長期利率與短期利率的共整關係，以及 Kugler (1997) 模型之期限貼水自我相關性與貨幣政策內容等參數，是否會因狀態不同而出現非線性的反應性質呢？對於這一點，分析過程進一步以 (17) 式之 Gonzalo and Pitarakis (2006) 提出共整關係具有門檻效果之檢定，與 (15) 式、(16) 式之期限貼水自我相關性與貨幣政策反應函數會因狀態改變之架構分別進行討論¹⁷。由於這些模型因門檻值 τ 未知之擾攘參數問題，讓門檻效果存在與否之檢定無法以傳統 F 檢定進行，因此文中利用 Hansen (1996) 拔靴方式計算門檻檢定統計量的 p 值，以認定門檻效果的存在與否。

首先，討論長期利率與短期利率之共整關係是否具有門檻效果，分析過程以長短期利率差為門檻變數，門檻變數落後期設定為 1 進行門檻效果的檢定。表 15 與表 16 分別為 CP2 利率與 TAIBOR 長短期利率共整關係之門檻效果檢定。檢定內容顯示，不論是 sup LM、avg LM 或 exp LM 統計量，均可在 1% 的顯著水準拒絕不具門檻效果的虛擬假設，顯示長短期利率的共整關係具有門檻效果。

表15 CP2 之 30 天期利率與其他天期利率共整關係門檻效果檢定

利率組合	sup LM 統計量	avg LM 統計量	exp LM 統計量	門檻值
d60 d30	388.9 ^{***}	312.9 ^{***}	188.9 ^{***}	-0.025
d90 d30	651.3 ^{***}	528.3 ^{***}	320.0 ^{***}	0.242
d120 d30	651.9 ^{***}	557.7 ^{***}	309.3 ^{***}	0.242
d150 d30	382.8 ^{***}	317.6 ^{***}	187.3 ^{***}	0.125
d180 d30	970.0 ^{***}	723.6 ^{***}	478.6 ^{***}	0.392
d360 d30	1130 ^{***}	766.2 ^{***}	558.6 ^{***}	0.545

註：相關說明請參見表 5 內容。

¹⁷ 由於 Kugler (1996) 指出未考慮狀態差異，可能是實證上無法支持預期假說的原因，因此文中將 Kugler (1997) 的內容改以門檻模型進行討論，分析線性模型無法支持預期假說的推論，是否與未考慮狀態差異有關。

表16 TAIBOR 之 1 個月期利率與其他天期利率共整關係門檻效果檢定

利率組合	sup LM 統計量	avg LM 統計量	exp LM 統計量	門檻值
m2 m1	567.4***	134.4***	278.6***	-0.018
m3 m1	1201***	194.7***	595.5***	0.040
m6 m1	394.2***	128.2***	191.4***	0.139
m9 m1	1312***	557.4***	650.7***	0.269
m12 m1	909.9***	377.3***	449.2***	0.350

註：相關說明請參見表 5 內容。

確認長短期利率的共整關係具有門檻效果後，文中利用 sup LM 統計量選定之門檻值，對不同區間之共整關係進行估計，如表 17 與表 18 的內容，其中 α_1 、 β_1 與 α_2 、 β_2 分別為共整向量在門檻變數高於或小於等於門檻值之估計值。根據表 17 之 CP2 利率估計結果，檢定不同區間長短期利率共整向量為 $(1, -1)$ 之虛擬假設 H_0^4 與 H_0^5 指出，除 30 天對 120 天利率之 H_0^4 無法被拒絕外，其餘均可在 1% 的顯著水準拒絕虛擬假設 H_0^4 與 H_0^5 。這表示在考慮共整關係具門檻效果後，大多數的估計指出不同區間之長短期利率共整向量不等於 $(1, -1)$ 。表 18 為 TAIBOR 長短期利率共整關係之門檻效果檢定與估計內容，虛擬假設 H_0^2 的檢定一致指出不同區間短期利率影響長期利率之係數具顯著差異，而不同利率組合之虛擬假設 H_0^4 與 H_0^5 也至少有一個可以被拒絕，顯示長短期利率的共整關係不但會因區間不同而有異，長短期利率共整向量為 $(1, -1)$ 的關係，也會因長短期利率差大小不同而出現變化。整體而言，長短期利率共整關係存在門檻效果的檢定指出，長短期利率之共整向量的確會因狀態不同而出現改變，虛擬假設 H_0^4 與 H_0^5 的檢定則顯示共整向量有異於 $(1, -1)$ 的水準。因此若以長短期利率共整向量是否為 $(1, -1)$ ，認定預期假說利率期限結構的成立與否，不論是線性共整分析或是共整關係具門檻效果的內容，絕大多數的估計並無法支持此關係的成立。

表17 CP2 之 30 天期利率與其他天期利率共整關係門檻效果檢定與估計

利率組合	α_1	β_1	α_2	β_2
d60 d30	0.038*** (0.008)	1.008*** (0.002)	0.405*** (0.061)	0.919*** (0.008)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		35.75***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	16.03***
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		106.5***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	93.31***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		187.5***		
d90 d30	0.690*** (0.090)	0.959*** (0.015)	0.165*** (0.011)	0.963 (0.002)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		35.79***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	7.761***
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		0.086	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	237.8***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		297.5***		
d120 d30	0.615*** (0.091)	0.979*** (0.016)	0.191*** (0.013)	0.955*** (0.003)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		21.12***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	1.911
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		2.292	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	203.1***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		309.35***		
d150 d30	0.197*** (0.012)	1.013*** (0.004)	0.156*** (0.013)	0.953*** (0.003)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		5.410**	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	9.570***
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		119.8***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	189.5***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		186.9***		
d180 d30	1.649*** (0.148)	0.859*** (0.024)	0.277*** (0.017)	0.941*** (0.004)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		84.82***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	34.24***
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		11.33***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	271.0***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		468.3***		
d360 d30	2.602*** (0.172)	0.765*** (0.027)	0.366*** (0.022)	0.941*** (0.005)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		166.4***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	75.02***
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		40.61***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	151.8***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		548.8***		

註：相關說明請參見表 5 內容。各虛擬假設欄位之數字為 p 值。

表18 TAIBOR 1 個月期利率與其他天期利率共整關係門檻效果檢定與估計

利率組合	α_1	β_1	α_2	β_2
m2 m1	0.179*** (0.012)	0.788*** (0.010)	0.035*** (0.009)	1.002*** (0.007)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		114.2***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	486.7***
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		428.0***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	0.358
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		281.6***		
m3 m1	0.065*** (0.005)	1.006*** (0.004)	0.206*** (0.010)	0.736*** (0.008)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		161.8***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	2.565
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		796.6***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	884.8***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		525.7***		
m6 m1	0.178*** (0.007)	0.999*** (0.005)	0.422*** (0.023)	0.744*** (0.015)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		103.7***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	0.068
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		261.9***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	298.3***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		189.3***		
m9 m1	0.286*** (0.006)	1.044*** (0.005)	0.964*** (0.032)	0.519*** (0.019)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		433.2***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	84.45***
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		695.6***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	619.8***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		642.2***		
m12 m1	0.432*** (0.008)	1.026*** (0.006)	1.015*** (0.043)	0.527*** (0.026)
$H_0^1 : \alpha_1 = \alpha_2$		173.4***	$H_0^4 : \beta_1 = 1$	15.42***
$H_0^2 : \beta_1 = \beta_2$		339.7***	$H_0^5 : \beta_2 = 1$	324.5***
$H_0^3 : \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$		449.1***		

註：相關說明請參見表 17 內容。

表 19 與表 20 為 Kugler (1997) 模型之門檻效果的檢定內容，門檻變數為落後一期之長短期利率差。表 19 之 CP2 利率檢定內容指出，除 30 天期對 180 天期利率的結果外，其餘天期之三種不同 LM 計量均可在 1% 的顯著水準拒絕虛擬假設。TAIBOR 的檢定則顯示，除 1 個月對 2 個月利率的結果外，其餘天期 LM 統計量多數可在 1% 的顯著水準拒絕虛擬假設。

表19 CP2 之 Kugler (1997) 模型門檻檢定

利率組合	sup LM 統計量	avg LM 統計量	exp LM 統計量	門檻值
d60 d30	73.63 ^{***}	42.10 ^{***}	32.40 ^{***}	0.1000
d90 d30	20.15 ^{**}	14.05 ^{***}	7.582 ^{***}	-0.0050
d120 d30	66.10 ^{***}	42.78 ^{***}	28.49 ^{***}	-0.0083
d150 d30	44.04 ^{***}	29.17 ^{***}	19.12 ^{***}	0.1250
d180 d30	8.862	6.391	3.462	-0.0100
d360 d30	76.65 ^{***}	58.48 ^{***}	36.10 ^{***}	0.1000

註：相關說明請參見表 5 內容。

表20 TAIBOR 之 Kugler (1997) 模型門檻檢定

利率組合	sup LM 統計量	avg LM 統計量	exp LM 統計量	門檻值
m2 m1	13.06	4.553	3.701	0.0200
m3 m1	21.63 ^{***}	7.131 [*]	7.265 ^{***}	0.0403
m6 m1	20.33 ^{***}	13.15 ^{***}	7.735 ^{***}	0.1390
m9 m1	43.61 ^{***}	23.71 ^{***}	18.86 ^{***}	0.2050
m12 m1	83.35 ^{***}	39.10 ^{***}	38.68 ^{***}	0.2592

註：相關說明請參見表 5 內容。

最後，針對表 19 與表 20 三種不同檢定統計量至少有一個在 5% 顯著水準拒絕虛擬假設者進行門檻模型的估計，內容如表 21 與表 22 所列，其中區間 1 為門檻變數高於門檻值之狀態，區間 2 為門檻變數小於等於門檻值之狀態。表 21 之 CP2 利率估計內容顯示，除 30 天期利率對 60 天期利率之區間 1 的貨幣政策參數估計值水準偏高外，其餘天期的估計指出，貨幣政策參數普遍小於期限貼水參數且大小偏低，顯示貨幣政策對長短期利率差變化調整不明顯，為實證上無法支持預期假說推論的原因，這一點與線性模型之結論相同。表 22 為 TAIBOR 以門檻模型估計之內容，與 CP2 利率的結論類似，不論區間狀態為何，貨幣政策反應長短期利率差的參數偏低甚或不具統計顯著性。整體而言，貨幣政策反應長短期利率差之水準偏低，這一點不論是在線性模型或門檻模型均能成立，顯示文中有關貨幣政策反應函數的估計結果具穩健性。

表21 CP2 之 Kugler (1997) 模型門檻估計

利率組合	區間	ρ	λ
d60 d30	1	0.181** (0.090)	6.253** (3.153)
	2	0.462*** (0.021)	0.239*** (0.046)
d90 d30	1	0.760*** (0.041)	0.337*** (0.058)
	2	0.610*** (0.065)	0.563*** (0.123)
d120 d30	1	0.834*** (0.036)	0.162*** (0.044)
	2	0.444*** (0.024)	0.278*** (0.056)
d150 d30	1	0.584*** (0.089)	0.454*** (0.169)
	2	0.339*** (0.027)	0.438*** (0.087)
d360 d30	1	0.918*** (0.021)	0.068*** (0.022)
	2	0.701*** (0.038)	0.220*** (0.056)

註：1. 相關說明請參見表 5 內容。

表22 TAIBOR 之 Kugler (1997) 模型門檻估計

利率組合	區間	ρ	λ
m3 m1	1	0.967 ^{***} (0.0295)	-0.369 (0.325)
	2	0.689 ^{***} (0.047)	0.237 ^{***} (0.070)
m6 m1	1	0.986 ^{***} (0.140)	0.031 (0.141)
	2	0.699 ^{***} (0.045)	0.240 ^{***} (0.066)
m9 m1	1	0.997 ^{***} (0.070)	-0.065 (0.071)
	2	0.681 ^{***} (0.046)	0.196 ^{***} (0.068)
m12 m1	1	0.983 ^{***} (0.046)	-0.010 (0.047)
	2	0.656 ^{***} (0.046)	0.168 ^{***} (0.071)

註：相關說明請參見表 5 內容。

至於期限貼水參數的大小，表 21 與表 22 的結果顯示，不論在任何區間皆具有統計顯著性，且除 CP2 之 30 天期利率對 60 天期利率的結果外，區間 1 的水準高於區間 2 的大小，這隱含期限貼水在長期利率高於短期利率的區間，會有較高的自我相關性。有關貨幣政策參數的大小，除 CP2 之 30 天期利率對 60 天期利率的結果外，多數的結果指出，貨幣政策反應長短期利差之估計值，在區間 2 的大小高於區間 1 的水準，尤其是對 TAIBOR 的估計結果而言。這顯示在長期利率相對不高於甚至低於短期利率的區間，也就是殖利率線相對平坦或為負斜率的階段，當局貨幣政策反應長短期利率差的調整，會較其他狀況為明顯，貨幣政策具有非線性的反應內容。

而有關貨幣政策非線性反應內容的討論，Klose (2011) 認為若貨幣當局是以促進經濟成長為優先目標，其對經濟收縮的反應會較經濟擴張時明顯。然若貨幣當局是以維持低通貨膨脹為優先對象，由於經濟擴張會有擴大通貨膨脹之虞，反使當局會對經濟擴張作出較積極與明顯的反應。因此若以殖利率線之正斜率或負斜率，代表經濟景氣擴張或衰

退，文中的實證顯示，貨幣政策在衰退階段的調整，會較擴張階段的反應明顯，這隱含台灣中央銀行的貨幣政策是以促進經濟成長為主要目標。

肆、結論

利率期限結構為說明長短期利率互動的關係。透過對此關係的討論，除可分析短期利率是如何透過期限結構影響長期利率以及通貨膨脹，也可藉以認定利率期限結構的功能是擔任貨幣政策的傳遞機制，抑或是代表貨幣政策內容之貨幣條件指標 (monetary condition index)。當長短期利率具一定的穩定關係時，隱含利率期限結構可作為觀察未來通貨膨脹變化的領先指標，或者是擔任預測通貨膨脹的關係。不過實證研究顯示，預期假說利率期限結構隱含之關係，並無法完全為實證研究所支持。對於這一點，Mankiw and Miron (1986) 指出預期假說隱含之長短期利率差預測短期利率變化的能力，實與貨幣當局採行平滑化短期利率以及反應長短期利率差走勢的政策有關。而 McCallum (1994, 2005) 與 Kugler (1997) 將貨幣政策反應函數與隨時間變化之自我迴歸期限貼水，納入預期假說利率期限結構，指出代表貨幣政策內容與期限貼水變化之參數，會影響長短期利率差解釋短期利率變動的能力，藉此解釋為何實證研究無法支持預期假說利率期限結構隱含之關係。

本文利用 McCallum (1994, 2005) 與 Kugler (1997) 的架構，以台灣 CP2 利率以及 TAIBOR 為對象，分析貨幣政策內容以及期限貼水自我相關性，是否會影響長短期利率差解釋利率變動的能力，討論預期假說利率期限結構隱含之關係是否成立。研究過程也透過長短期利率是否存在共整關係，以及共整向量是否等於 $(1, -1)$ 的討論，驗證預期假說利率期限結構關係的成立。實證分析顯示，在未考慮貨幣政策以及期限貼水隨時間變化等因素，預期假說利率期限結構隱含斜率係數等於 1 的關係，並無法被接受。然考慮貨幣政策內容以及期限貼水隨時間變化對預期假說利率期限結構的影響後，便能解釋為

何實證上會出現斜率係數普遍低於 1 之理論值的現象。透過對台灣資料的分析顯示，預期假說利率期限結構隱含之長短期利率差解釋未來利率變動的能力，實受貨幣當局採行利率平滑化政策以及期限貼水自我相關程度所影響，這樣的結論與 Mankiw and Miron (1986) 的看法相符。分析過程也利用 Weber and Wolters (2012) 將 Kugler (1997) 以及 McCallum (1994) 改以 VECM 進行分析的架構，估計不同到期期限之貨幣政策內容與期限貼水自我相關性。利用 Weber and Wolters (2012) 的估計指出，貨幣政策內容以及期限貼水自我相關性等參數之估計值，與利用 Kugler (1997) 模型估計之結果具一致性，顯示文中的實證估計具有穩健性。而以長短期利率共整向量是否為 $(1, -1)$ 的檢定也顯示，以不同期限利率進行的估計與檢定並無法完全支持此關係的成立。

此外，文中也以門檻模型討論 Kugler (1997) 之架構以及長短期利率的共整關係，是否會因狀態不同而出現門檻調整效果。研究過程以 Hansen (1996) 門檻檢定，計算檢定統計量的 p 值。實證估計顯示，長短期利率之共整關係的確存在門檻效果，且在考慮此門檻效果後，大多數的估計結果也無法支持長短期利率共整向量等於 $(1, -1)$ 的虛擬假設。而將 Kugler (1997) 模型改以門檻模型進行的檢定也指出，貨幣政策反應內容與期限貼水自我相關性，的確會因狀態不同而改變。由門檻模型獲得之貨幣政策內容與期限貼水自我相關性參數的估計值，也與線性模型之內容具一致性，顯示文中指出預期假說利率期限隱含之關係，受到貨幣政策內容與期限貼水自我相關性所影響之推論具穩健性。非線性模型估計的結果也顯示，期限貼水在長期利率高於短期利率的區間，會有較高的自我相關性。至於貨幣政策反應長短期利率差變化之幅度，則是在殖利率線相對平坦或為負斜率的階段，會較殖利率為正斜率時明顯，這顯示台灣中央銀行的貨幣政策措施不但具有非線性的反應性質，根據 Klose (2011) 的內容，也顯示台灣中央銀行是以促進經濟成長為主要目標。

(收件日期為民國 103 年 5 月 14 日，接受日期為民國 103 年 12 月 16 日)

參考文獻

一、中文部分

- 伏和靖，1989，「臺灣地區貨幣市場利率期限結構之實證研究」，中國經濟學會年會論文集，391-401，台北：中國經濟學會。
- 吳致寧、李慶男、張志揚、林依玲、陳佩玕與林雅淇，2011，「再論台灣非線性利率法則」，經濟論文，39：307-338。
- 高崇瑋與萬哲鈺，2012，「台灣短期利率指標之研究」，應用經濟論叢，92：23-58。
- 莊武仁與段孝文，1996，「臺灣貨幣市場預期模型與效率市場假說之實證研究-變異數臨界檢定」，淡江學報，35：207-221。
- 陳旭昇與吳聰敏，2010，「台灣貨幣政策法則之檢視」，經濟論文，38：33-59。
- 黃蔚文，1991，「貨幣市場利率期限結構-預期理論之實證研究」，淡江大學金融研究所碩士論文。

二、英文部分

- Balke, N. S. and T. B. Fomby, 1997, "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, 38: 627-645.
- Campbell, J. Y., 1995, "Some Lessons from the Yield Curve," *Journal of Economic Perspectives*, 9: 129-152.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1987, "Cointegration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy*, 95: 1062-1088.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, 1991, "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View," *Review of Economic Studies*, 58: 495-514.
- Cook, T. Q. and T. K. Hahn, 1990, "Interest Rate Expectations and the Slope of the Money

- Market Yield Curve,” *Federal Reserve Bank Richmond Economic Review*, 76: 3-26.
- Doan, T. A., 2011, *Rats Handbook for Switching Models and Structural Breaks*, Evanston: Estima Press.
- Downing, C. and S. Oliner, 2007, “The Term Structure of Commercial Paper Rates,” *Journal of Financial Economics*, 83: 59-86.
- Enders, W. and C. W. J. Granger, 1998, “Unit-root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 16: 304-311.
- Enders, W. and P. L. Siklos, 2001, “Cointegration and Threshold Adjustment,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 19: 166-176.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55: 251-276.
- Engsted, T. and C. Tanggaard, 1994, “Cointegration and the US Term Structure,” *Journal of Banking and Finance*, 18: 167-181.
- Engsted, T. and C. Tanggaard, 1995, “The Predictive Power of Yield Spreads for Future Interest Rates: Evidence from the Danish Term Structure,” *Scandinavian Journal of Economics*, 97: 145-159.
- Evans, M. D. D. and K. K. Lewis, 1994, “Do Stationary Risk Premia Explain It All: Evidence from Term Structure,” *The Journal of Monetary Economics*, 33: 285-318.
- Froot, K. A., 1989, “New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates,” *Journal of Finance*, 44: 283-305.
- Gerlach, S., 2003, “Interpreting the Term Structure of Interbank Rates in Hong Kong,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 11: 593-609.
- Gerlach, S. and F. Smets, 1997, “The Term Structure of Euro-rates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis,” *Journal of International Money and Finance*, 16: 305-321.
- Gerlach, S. and F. Smets, 1998, “Exchange Rate Regimes and the Expectations Hypothesis of the Term Structure,” in Angeloni, I. and R. Rovelli, ed., *Monetary Policy and Interest Rates*, 11-35, London: Macmillan and St Martin’s Press.

- Gonzalo, J. and J. Y. Pitarakis, 2006, "Threshold Effects in Cointegrating Relationships," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68: 813-833.
- Granger, C. W. J., 1993, "Modelling Non-linear Relationships between Long-memory Variables," *Economics Working Paper Series, University of California*.
- Hall, A. D., H. M. Anderson, and C. W. J. Granger, 1992, "A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields," *The Review of Economics and Statistics*, 74: 116-126.
- Hamilton, J. D., 1988, "Rational-expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 385-423.
- Hansen, B. E., 1996, "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis," *Econometrica*, 64: 413-430.
- Hansen, B. E., 1997, "Approximate Asymptotic P values for Structural Change Tests," *Journal of Business and Economic Statistics*, 15: 60-67.
- Hansen, B. E., 2002, "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20: 45-59.
- Hansen, B. E. and B. Seo, 2002, "Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error-correction Models," *Journal of Econometrics*, 110: 293-318.
- Hardouvelis, G. A., 1994, "The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short Rates in G-7 Countries: Is There a Puzzle?" *Journal of Monetary Economics*, 33: 255-283.
- Holmes, M. J., J. Otero, and T. Panagiotidis, 2011, "The Term Structure of Interest Rates, the Expectations Hypothesis and International Financial Integration: Evidence from Asian Economies," *International Review of Economics and Finance*, 20: 679-689.
- Hsu, C. and P. Kugler, 1997, "The Revival of the Expectations Hypothesis of the US Term Structure of Interest Rates," *Economics Letters*, 55: 115-120.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Jondeau, E. and R. Ricart, 1999, "The Expectation Hypothesis of the Term Structure: Tests on US, German, French, and UK Euro-rates," *Journal of International Money and Finance*, 18:

725-750.

- Klose, J., 2011, "Asymmetric Taylor Reaction Functions of the ECB: An Approach Depending on the State of the Economy," *The North American Journal of Economics and Finance*, 22: 149-163.
- Koukouritakis, M. and L. Michelis, 2008, "The Term Structure of Interest Rates in the 12 Newest EU Countries," *Applied Economics*, 40: 479-490.
- Kozicki, S., 1994, "A Nonlinear Model of the Term Structure," *Working Paper*, Federal Reserve Board, Washington D.C.
- Kugler, P., 1988, "An Empirical Note on Term Structure and Interest Rate Stabilization Policies," *The Quarterly Journal of Economics*, 103: 789-792.
- Kugler, P., 1996, "The Term Structure of Interest Rates and Regime Shifts: Some Empirical Results," *Economics Letters*, 50: 121-126.
- Kugler, P., 1997, "Central Bank Policy Reaction and the Expectations Hypothesis of the Term Structure," *International Journal of Finance and Economics*, 2: 217-224.
- Kuo, S. H. and W. Enders, 2004, "The Term Structure of Japanese Interest Rates: The Equilibrium Spread with Asymmetric Dynamics," *Journal of the Japanese and International Economies*, 18: 84-98.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, 1992, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- Longstaff, F. A., 2000, "The Term Structure of Very Short-term Rates: New Evidence for the Expectations Hypothesis," *Journal of Financial Economics*, 58: 397-415.
- Liau, Y. S. and J. J. W. Yang, 2009, "The Expectation Hypothesis of Term Structure of Interest Rates in Taiwan's Money Market," *International Research Journal of Finance and Economics*, 27: 180-191.
- Mankiw, N. G. and J. A. Miron, 1986, "The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 101: 211-228.
- McCallum, B. T., 1994, "Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates," *NBER Working Paper*, No. 4938.

- McCallum, B. T., 2005, "Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 91: 1-21.
- MacKinnon, J. G., 1996, "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11: 601-618.
- Pfann, G. A., P. C. Schotman, and R. Tschernig, 1996, "Nonlinear Interest Rate Dynamics and Implications for the Term Structure," *Journal of Econometrics*, 74: 149-176.
- Rudebusch, G. P., 1995, "Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectation, and the Term Structure," *Journal of Monetary Economics*, 35: 245-274.
- Shen, C. H., 1998, "The Term Structure of Taiwan Money Market Rates and Rational Expectations," *International Economic Journal*, 12: 105-119.
- Shiller, R. J., 1989, *Market Volatility*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Simon, D. P., 1989, "Expectations and Risk in the Treasury Bill Market: An Instrumental Variable Approach," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24: 357-365.
- Sola, M. and J. Driffill, 1994, "Testing the Term Structure of Interest Rates Using a Stationary Vector Autoregression with Regime Switching," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18: 601-628.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, 1993, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61: 783-820.
- Taylor, M. P. and E. Davradakis, 2006, "Interest Rate Setting and Inflation Targeting: Evidence of a Nonlinear Taylor Rule for the United Kingdom," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 10: 1359-1359.
- Tsay, R., 1998, "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models," *Journal of the American Statistical Association*, 93: 1188-1202.
- Tzavalis E. and M. R. Wickens, 1997, "Explaining the Failure of the Term Spread Models of the Rational Expectations Hypothesis of the Term Structure," *Journal of Money, Credit and Banking*, 29: 364-380.
- Wane, A., S. Gilbert, and S. Dibooglu, 2004, "Critical Values of the Empirical F-distribution for Threshold Autoregressive and Momentum Threshold Autoregressive Models," *Discussion Papers*, Southern Illinois University, No. 23.

Weber, E. and J. Wolters, 2012, "The US Term Structure and Central Bank Policy," *Applied Economics Letters*, 19: 41-45.

Term Structure of Interest Rates and Monetary Policy: Empirical Results for Taiwan*

Chung-Wei Kao** and Jer-Yuh Wan***

Abstract

This research applies the monetary policy reaction model developed by McCallum (1994, 2005) and Kugler (1997) to the term structure of interest rates. Employing the TAIBOR and CP2 interest rates of Taiwan, the magnitude of slope coefficients in the regressions of short rate changes on long-short spreads cannot support the expectation hypothesis of term structure of interest rates for different maturity of interest rates. Considering the effect of monetary policy on the results of tests of expectation hypothesis of term structure of interest rates emphasized by Mankiw and Miron (1986), this research employs the model of McCallum (1994, 2005) and Kugler (1997) to study the role of monetary policy on the term structure of interest rates. The analysis indicates the anomalous empirical findings can be rationalized with the expectation theory by recognition of an autoregressive term premium and the monetary policy with smoothing short rate changes. Furthermore, the premia persistence rises with longer rate

* The authors are grateful to the editor and two anonymous referees for helpful comments. Remaining errors are solely our own.

** Associate Professor, Department of Public Finance and Taxation, Takming University of Science and Technology.

*** Professor, Department of Economics, Tamkang University. Corresponding Author. Tel: +882-2-26215656 ext. 2993, Email: wan@mail.tku.edu.tw.

maturity, whereas the influence of the according spreads in the monetary policy reaction function diminishes. Employing the VECM model of McCallum (1994, 2005) and Kugler (1997) developed by Weber and Wolters (2012) and the regime dependent model of Kugler (1997) extended by this research, the inference of the empirical results can still hold.

Keywords: Term Structure of Interest Rates, Central Bank, Nonlinearity

JEL Classification: E43, E52