

# 總體經濟因素與資訊傳遞效果於美國與台灣債券市場動態過程之研究

## Macroeconomic News and Information Transmission of Bond Markets between U.S. and Taiwan

王凱立<sup>1</sup> Kai-Li Wang      林卓民<sup>2</sup> Cho-Min Lin      王美智<sup>3</sup> Mei-Chih Wang  
東海大學財務金融學系      靜宜大學會計系      嶺東科技大學財務金融學系

<sup>1</sup>Department of Finance, Tunghai University, <sup>2</sup>Department of Accounting, Providence University and <sup>3</sup>Department of Finance, Ling Tung University

(Received November 16, 2007; Final Version March 23, 2009)

**摘要：**本文提出一般化 TCC MGARCH-MSKST 模型，針對美國與台灣債市價格發現與訊息傳遞機制，考量美、台債市跨市場報酬及波動傳導、自身市場及跨市場之波動不對稱傳導、總體經濟因素對於債市報酬與波動之解釋能力、自身市場與跨市場風險溢酬、不同型態貨幣政策宣告對於債市價格變動的不對稱反應及不同貨幣政策結構下對於報酬、波動、訊息流動與共變異結構影響等因素，據以提供美、台債市動態行為更深入的分析。實證結果顯示，美債不論報酬或波動對台債皆具領先效果，且美債對台債訊息傳遞主要經由不對稱波動傳導途徑進行。總體經濟變數部分，包括貨幣政策宣告、股市、利率及匯率，對於債市價格及波動過程存在一定程度解釋能力。其次，針對央行貨幣宣告事件，發現美國聯準會貨幣政策宣告造成之市場波動持續，比其他型態訊息衝擊短暫，以較快速度被市場吸納而弱化波動行程。本文發現美債相對台債快速消化市場干擾，以較短時程調整回復至穩定水準，因而降低市場波動的持續性。最後，檢驗美債和台債相關係數，發現美、台債市呈現顯著正相關，且美國聯準會重大貨幣政策宣告明顯增加跨國債市同期關聯，說明美、台債市同期連動存在隨時間門檻轉換性質。

---

本文之通訊作者為林卓民，e-mail: cmlin@pu.edu.tw。

作者群感謝國科會專任助理吳安琪小姐的協助。

**關鍵詞：**債券市場、GARCH 模型、波動、風險、訊息傳導、貨幣政策宣告

**Abstract :** This paper proposes a general TCC MGARCH-MSKST model to investigate the dynamic relationship between U.S. and Taiwan bond markets. We analyze the price discovery and information transmissions mechanism in two markets, bringing monetary announcement effects and macroeconomic factors into considerations. Our empirical evidences reveal there is return and volatility spillover effects from U.S. to Taiwan bond markets; moreover the information transmission primarily follow asymmetric volatility spillover path. Regarding the macroeconomic variables, we found monetary policy announcements, stock, interest rate and exchange rate offer some extent explanatory power for pricing and volatility in bond markets. We also discover Fed monetary announcement shock will absorb quickly by the market, leading to volatility persistence of brief duration in comparisons to other types of information shock. Finally, in our examination these two markets exhibit a significant positive correlation coefficient. Fed monetary announcements clearly increase the contemporaneous correlation in these two markets, implying the correlation in two markets exhibit time varying threshold properties.

**Key Words:** Bond Market, GARCH, Volatility, Risk, Information Transmission, Monetary Policy Announcements

## 1. 前言

全球資金快速流動下，以多元化投資組合，降低單一市場投資風險，為風險控管重要議題。其中，與股市呈現消長，且能提供穩定收益的債券商品，成為投資人進可攻退可守的替代選擇。台灣債券市場自 1997 年及 2000 年分別實施無實體公債及電子交易平台制度，市場效率大幅提昇，交易風險相對降低。近來主管當局更推出多項措施，致力改善債券市場管理機制、提昇市場透明度及建立避險管道，包括 2002 年 2 月 1 日取消公司債及金融債券千分之一交易稅、2003 年 8 月建立公司債暨金融債交易平台及 2004 年 1 月 2 日成立借券中心與債券利率期貨，可預見我國債券市場流動性日益提高，於資本市場重要性也將與日俱增。

資本市場長久以股票為主，文獻也多以跨國股市傳導為重心，然隨著全球債券市場蓬勃發展，近來研究轉向跨國債券市場傳導機制的探討。其中，Christiansen (2007) 分析美國與歐元區國家債市交互關聯，證實跨國債市之波動外溢傳導；Hunter and Simon (2005) 以雙變量 GARCH 模型探討美國、英國、德國及日本等國家債券市場交互動態關聯，發現美國對德國與日本債市

存在報酬與波動外溢效果；Kim *et al.* (2006) 則利用雙變量 EGARCH 模型，探討美國對歐盟與非歐盟國家間債券市場報酬及波動外溢關係<sup>1</sup>。既有相關文獻多侷限於歐、美等已開發國家，對於已開發與開發中國家之債市傳導研究相當有限。由於美國為全球最大資本市場，其貨幣政策緊密牽動全球金融走勢，直接影響債券商品價格變化；對於小型開放經濟體系之台債投資人而言，妥適掌握國際主導市場動向，將有助改善資產訂價品質及投資組合績效。本研究動機之一，擬針對美國與台灣債券市場資訊傳遞過程，除了探討不同貨幣政策下之跨國債市價格傳遞，並將跨國債市訊息傳導納入考量，分析美、台債自身市場波動特性<sup>2</sup>、美、台債市跨市場波動傳遞及影響美、台債市波動之可能因素，檢視美、台債市波動路徑來源，提供跨國債市動態途徑更深入的觀察。

除了跨國債市動態傳導的掌握外，本國經濟基本面的表現，亦為影響債券價格趨勢的重要因素。相對既有債市研究多忽略總體經濟因素的考量，本文實證特色之一，在於將股市、利率及匯率等重要經濟數據納入債市模型，捕捉影響債市變動的基本面因素，提供債市動態行為更深入的觀察。首先，對於股市而言，由於股債平衡佈局策略愈趨普遍，傳統替代及財富效果認為股市與債市具替代性的“Flight-to-Quality”特性，呈現反向走勢的蹺蹺板現象。另一方面，部分研究指出投資人對景氣多空看法存疑且避險心態未除情況下，股債未必存在排擠效果，Solnik *et al.* (1996) 等即認為股市與債市並無顯著相關性。上述股債相關研究差異，啟發本文探討股債動態的動機，期透過更完整的債市動態掌握，提供較可信賴的估計結果。其次，當股債市場呈現多空不明或不確定性增加之際，資本市場保守資金可能選擇貨幣市場停泊，顯示貨幣市場動向為債市投資決策不可或缺一環。Longstaff and Schwartz (1992)、Li (2002) 及 Sarkar and Ariff (2002) 證實利率直接影響債券價格，對於債券市場具指標效應。最後，對於小型開放經濟體而言，一旦匯率變動幅度過大，央行透過外匯市場干預及貨幣市場沖銷政策平穩匯率，可能造成其他金融市場均衡的改變。Branson (1977) 指出匯率變動造成有價證券組合重新分配，影響投資者持有不同國家債券意願。Chow *et al.* (1997) 及 Andersen *et al.* (2007) 等發現匯率變動提供債市價格變化一定程度解釋力，為債市決策重要一環。鑑於總體因素對於債市變動過程的重要性，實證模型分別將股市、利率及匯率等納入債市報酬與變異數方程式，探討總體經濟變數如何影響債市價格及波動行為，並比較已開發與開發中國家的差異，此為本文研究動機之二。

最後，經濟數據或政策宣告事件 (announcement effect) 往往造成金融市場短期劇烈波動，

<sup>1</sup> 其他相關文獻如 Cifarelli and Paladino (2006) 及 Skintzi and Refenes (2006) 等。

<sup>2</sup> 目前文獻關於債券市場波動特性研究，包括 Christiansen (2007) 及 Hunter and Simon (2005) 等證實債市波動叢聚特性；Kim *et al.* (2006) 及 Skintzi and Refenes (2006) 發現歐洲部分國家債市波動對於正、負消息衝擊呈現不對稱反應。相對大量文獻於股市及匯率等金融市場波動內涵的廣泛研究，債市波動特性的論述仍相對欠缺。

包括 Li (2002)、Fair (2003)、Kim *et al.* (2004)、Piazzesi (2005)、De Goeij and Marquering (2006) 與 Andritzky *et al.* (2007) 等發現如消費者物價指數 (CPI)、生產者物價指數 (PPI) 及失業率等宣告事件明顯衝擊金融市場。近來文獻熱門研究方向之一，Piazzesi (2005) 及 De Goeij and Marquering (2006) 等針對央行貨幣政策態度對於債券市場動向作探討，證實聯準會貨幣政策宣告對於債券市場動態調整的重要影響。本文相對上述文獻作進一步擴充，將貨幣政策宣告事件對於債市影響推廣至價格、變異數及共變異的同時探討，提供貨幣政策宣告事件衝擊更周延的分析：首先，針對債市價格部分，本文將升、降息宣告對於債市價格之不對稱性納入條件報酬方程式，分析不同型態貨幣政策宣告對於債市價格變動影響。其次，貨幣政策訊息宣告下條件變異數波動內涵的改變，為本文另一重心。實證模型將貨幣政策宣告事件納入條件變異數，除了捕捉重大事件下債市之異常波動行為<sup>3</sup>，並嘗試由資訊傳遞假說角度，探討央行貨幣政策宣告訊息是否較其他型態訊息引起市場更具持續性的干擾，藉以分析美、台債市資訊傳遞效率的差異。最後，跨國債券市場於事件衝擊下之共變異結構部分，Christiansen (2000) 針對債券市場研究發現，不同市場間之共變異程度可能隨總體經濟數據宣告而顯著提昇。本文參考 Longin and Solnik (1995) 提出之門檻轉換相關係數 (Threshold Correlation Coefficient, TCC) 模式，允許美、台債市相關係數隨央行貨幣政策調整，描述美、台債市同期相關可能存在因時而異特性。綜合上述貨幣政策宣告對於債市價格、波動、訊息流動及共變異動態的重要影響，實證模型的特色，在於將美國聯準會貨幣政策宣告事件納入美、台債市報酬平均方程式、條件變異數方程式及共變異方程式，以加強央行貨幣政策宣告與債市動態的瞭解，此為研究動機之三。

綜合上述，本文針對美國與台灣跨國債券動態關聯，分析美國與台灣債市價格發現與訊息傳遞機制，並完整地將總體經濟因素、央行政策宣告事件及央行貨幣政策因素納入考量，提供美、台債市特徵行為更深入的觀察。實證結果發現(1)美債不論報酬或波動對台債皆具領先功能，且不因貨幣政策結構不同而有所影響；兩地之跨國訊息傳導主要透過不對稱波動傳導途徑進行，隱含台債投資人於美債空頭時期可能面對更大市場波動風險，印證跨市場波動不對稱傳導特性對於模型設定考量的重要性。(2)其次，總體經濟變數對於債市價格或訊息傳遞扮演重要角色；貨幣政策宣告、股市與利率為影響美、台債市價格變動的顯著因子，且對於已開發國家－美債價格變動影響，明顯高於對開發中國家－台債的衝擊。(3)至於債市波動內涵部分，市場舊訊息之持續影響、新訊息衝擊、貨幣政策宣告、股市及利率等因素皆為影響美、台債市波動的共同來源；針對央行貨幣宣告事件對於債市波動之影響，發現美國聯準會貨幣政策宣告造成之市場波動持續性，比其他型態訊息衝擊短暫，以較快速度被市場吸納而弱化波動行程。本文重要發現美債相對台債快速消化市場干擾，以較短時程調整回復至穩定水準，因而降低市場波動

---

<sup>3</sup> Lamoureux and Lastrapes (1990) 指出非條件變異數結構性改變，可能導致偏高的持續性參數估計值，造成條件變異數參數估計偏差，影響波動預期值的推估。

的持續性。(4)最後，檢驗美債和台債相關係數，發現美、台債市呈現顯著之正向低度共移性，且聯準會重大貨幣政策宣告事件，將導致相關係數呈現隨時間改變之門檻轉換特性。本文研究結論強化掌握貨幣政策動向對於商品定價、資產佈局及降低投資組合風險之重要性。

本文安排的次序，除第一部分動機及文獻回顧外，第二部分對資料特性、模型設定及估計方法做深入介紹；實證結果分析於第三部分；第四部分為綜合結論。

## 2. 資料描述與研究方法

### 2.1 資料描述

本文以雷曼兄弟政府公債價格指數 (Lehman Brother U.S. Government Bond Price Index) 及大華公債價格指數 (Grand Cathay Government Bond Price Index) 之收盤價為美債及台債市場分析對象。此外，實證模型並考量美國 S&P500 股價指數、台灣加權股價指數、美元指數 (Nominal Broad Dollar Index)、新台幣兌美元匯率及美國與台灣銀行間隔夜拆款利率等控制變數，據以探討股市、利率及匯率對於美、台債市之影響。本文美國及台灣債券價格指數分別取自 DataStream 及大華公債資料庫<sup>4</sup>。其他變數部分，除美國匯率資料來自 Bloomberg 資料庫外，其他相關變數均取自 DataStream 資料庫。樣本選取 2000 年 1 月 1 日至 2007 年 09 月 30 日期間，去除非交易日並取各市場之共同開盤日，共計 1919 筆日資料。

針對資料穩定性特性分析上，首先以 ADF 檢定 (Augmented Dickey-Fuller test) 與 P-P 檢定 (Phillips and Perron test) 兩種檢定方法對所有序列之水平資料 (level) 作單根檢測，並根據 AIC (Akaike's Information Criterion) 及 SC (Schwarz's Criterion) 法則選取最適落後期數。表 1 ADF 檢定值與 P-P 統計量結果顯示，美國及台灣債市、股市及利率每日收盤水準值序列資料皆無法拒絕單根檢定，呈現非定態特性；但經自然對數及一階差分轉換後 ( $R_t^i = 100 * \log (P_t^i / P_{t-1}^i)$ ;  $i = us, tai$ ;  $P_t^i$  為水準值資料)，所有變動率序列之 ADF 檢定值與 P-P 統計量皆呈現 1% 水準之顯著結果。資料對數差分轉換，除可滿足時間序列分析之定態要求外，亦可將資料轉換為投資人關心的報酬率型態，因此接續討論，包括債市、股市、利率與匯率等研究變數皆以報酬率為探討對象<sup>5</sup>。美國與台灣債券指數與報酬率走勢見圖 1 及圖 2。

本文研究期間為 2000/01 至 2007/09，樣本期間選擇含括美國聯準會連續降息期間 (2000/01-2003/12) 及連續升息期間 (2004/01-2007/09) 兩不同結構時間，因而提供本文檢視貨幣

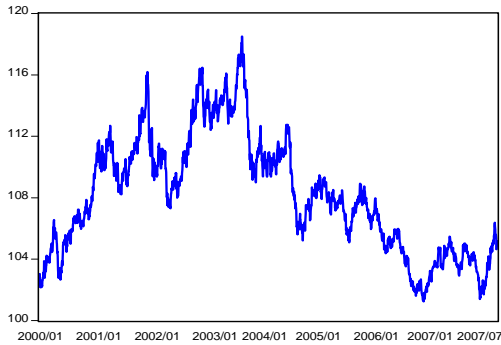
<sup>4</sup> 大華證券為國內公債市場前三大買賣斷券商，其所編製之公債價格指數為國內具公信力之參考指標，提供國內外投資人對台灣區公債的收益水準作參考。由於我國公債指數建立時間自 2005 年 1 月起，考量研究時間樣本數問題，因此以大華公債指數作為研究依據。

<sup>5</sup> 為簡化本文敘述，以下章節提到之債市、股市、利率及匯率資料等，皆以報酬率型態表示。

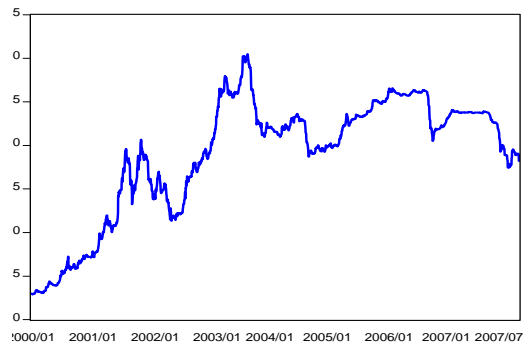
表 1 各變數之 ADF 單根檢定結果表

	債券市場價格		股票市場價格		外匯市場匯率		貨幣市場利率	
	美國	台灣	美國	台灣	美國	台灣	美國	台灣
水準值資料								
ADF[n]	-2.16 [4]	-2.37 [7]	-1.32 [3]	-1.74 [6]	-3.01 [0]	-2.32 [8]	-1.12 [8]	-2.10 [8]
PP[n]	-2.14 [4]	-2.33 [7]	-1.25 [3]	-1.63 [8]	-3.01 [0]	-12.41 [8]	-0.81 [8]	-2.60 [6]
報酬率資料								
ADF[n]	-22.47*** [3]	13.02*** [6]	-27.80*** [2]	21.99*** [3]	-43.70*** [0]	-13.73*** [1]	-17.85*** [5]	-14.66*** [9]
PP[n]	-43.84*** [3]	-40.72*** [6]	-46.74*** [2]	-43.25*** [3]	-43.81*** [0]	-79.42*** [7]	-40.22*** [5]	-42.95*** [9]

說明：ADF[n]與 PP[n]表變數原始 (Level) 資料之 ADF 與 P-P 檢定統計量；[ ]內為參照 AIC 準則選取之最適落後期數；\*\*\*代表 1%之顯著水準

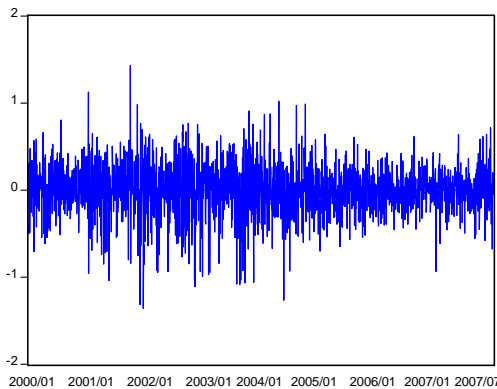


1-1.美國債券指數走勢圖

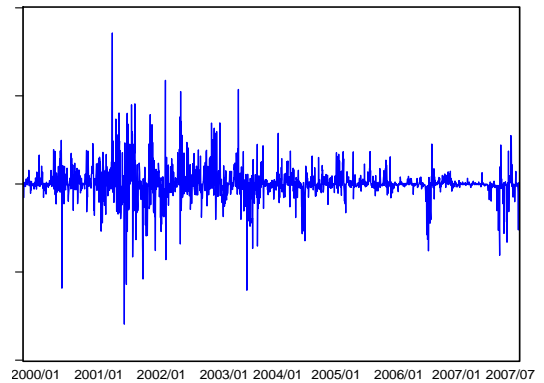


1-2.台灣債券指數走勢圖

圖 1 美國與台灣債市價格走勢圖



2-1.美國債券報酬率變化圖



2-2.台灣債券報酬率變化圖

圖 2 美國與台灣債市報酬率資料圖

政策結構變化是否導致跨國價格傳導機制改變的可行性<sup>6</sup>。

表 2 提供研究整體期間 (2000/01~2007/09)，降息期間 (2000/01~2003/12) 及升息期間 (2004/01~2007/09) 三個不同階段之報酬率敘述性統計量，包括平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 常態分配檢定 (JB) 及 Ljung-Box Q 等檢定統計量估計，以增加對本文資料特性的瞭解。平均數部分，美、台債市於聯準會降息期間，因債市價格上漲而呈現正向報酬；升息期間因債市價格下跌而顯示負向報酬，符合理論預期。標準差部分，不論整體期間、降息期間或升息期間，美債之變異程度皆高於台債相對應時期，說明美債波動幅度高於台債市場。此外，美債與台債偏態係數明顯異於 0，峰態係數亦顯著大於常態分佈峰態係數值(3)，代表美、台債券市場呈現顯著偏態及厚尾分佈現象。J-B 常態檢定顯示，兩國債券報酬於 1%水準下，明顯拒絕債券資料為常態分佈假設，因而提供本文採用一般化多變量分佈，描述資料非常態特性的研究動機。最後，針對債券報酬及其平方之 Ljung-Box Q 統計量顯示，美、台債市報酬序列於 1%水準呈現明顯一階及二階序列相關，說明美債與台債資料以條件變異數模型配置之必要性。

表 2 債券市場報酬率之基本統計量

	美國債券市場報酬			台灣債券市場報酬		
	整體時期	降息時期	升息時期	整體時期	降息時期	升息時期
研究期間	2000/01 2007/09	2000/01 2003/12	2004/01 2007/09	2000/01 2007/09	2000/01 2003/12	2004/01 2007/09
平均值	0.0009	0.0128	-0.0089	0.0071	0.0260	-0.0082
最大值	1.4302	1.4302	1.0216	1.7137	1.7137	0.5752
最小值	-1.3598	-1.3598	-1.2641	-1.5909	-1.5909	-1.2059
標準差	0.2989	0.3377	0.2628	0.1888	0.2419	0.1284
偏態係數	-0.3680 (0.0559)	-0.5053 (0.0834)	-0.1815 (0.0753)	-0.1448 (0.0559)	0.0589 (0.0834)	-2.0720 (0.0753)
峰態係數	4.7301 (0.1118)	4.2352 (0.1669)	5.0731 (0.1507)	17.1607 (0.1118)	12.1456 (0.1669)	19.3353 (0.1507)
J-B值	282.637 [0.000]	91.483 [0.000]	195.08 [0.000]	16040.4 [0.000]	3004.63 [0.000]	12508.5 [0.000]
Q(5)	14.872 [0.005]	14.872 [0.005]	10.840 [0.028]	117.31 [0.000]	37.454 [0.000]	146.84 [0.000]
Q(10)	30.614 [0.001]	30.614 [0.001]	17.440 [0.065]	147.73 [0.000]	46.428 [0.000]	173.55 [0.000]
Q <sup>2</sup> (5)	458.28 [0.000]	204.45 [0.000]	261.55 [0.000]	356.87 [0.000]	153.18 [0.000]	259.54 [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	463.95 [0.000]	209.76 [0.000]	262.77 [0.000]	358.82 [0.000]	155.50 [0.000]	260.91 [0.000]

說明：(1)偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為  $(6/T)^{0.5}$  及  $(24/T)^{0.5}$ ，T 為樣本數。

(2)J-B 代表為 Jarque-Bera 常態分佈檢定統計量；Q 及 Q<sup>2</sup> 分別表示變數及其平方之 Ljung-Box Q 統計量。

(3)[ ]代表估計參數之 P 值；( )內為估計參數之標準差。

<sup>6</sup> 由於聯準會 2004 年以來的連續升息政策於 2007 年 9 月告一段落，隨後啟動另一波的降息政策，考量本研究降息與升息期間結構的完整性，因此資料選取至 2007 年 9 月為止，以符合本文議題需要。

## 2.2 研究方法

本文模型建構採多變量模式，將美國與台灣債市以聯立方程式考量，允許跨市場條件共變異數隨時間改變，避免兩階段估計缺失。相較傳統文獻著重不同市場報酬外溢傳導，不同市場資訊傳遞效果為近來重要研究議題。市場資訊強弱與波動程度密切相關，忽略隨時間改變之波動過程，除了無法描述不同市場資訊傳遞效果外，亦可能得到不具效率的參數估計。Ross (1989) 指出二階動差波動性可視為資訊傳遞之速度與程度，對於跨市場動態結構的瞭解，較一階動差更具意涵。Cheung and Ng (1996) 認為波動性反應新資訊到達與市場如何評價與同化 (assimilate) 的過程，其指出考量波動性外溢 (spillover) 效果的重要性。由於不同市場間的波動傳導可視為訊息流動的方向與程度，妥適掌握任一市場衝擊對於其他市場波動影響，對於投資組合配置及風險控管有其重要性。Engle *et al.* (1990) 以熱浪 (heat wave) 及流星雨 (meteor shower) 效應說明自身及跨市場波動傳遞效果，認為跨市場價格波動外溢有助說明訊息傳遞造成的不確性。

針對波動過程存在隨時間改變之叢聚現象，Engle (1982) 及 Bollerslev (1986) 相繼提出自我迴歸條件異質變異數模型 (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model, 簡稱 ARCH 模型)，和一般化自我迴歸條件異質變異數模型 (Generalized ARCH model, 簡稱 GARCH 模型)，其被大量應用在財務相關應用研究。此外，對於財務金融市場波動過程，文獻普遍指出金融商品價格波動對於正、負訊息衝擊存在不對稱現象，即負面消息較正面消息對於市場波動造成更大影響。Kanas (1998) 提出多變量 EGARCH 模型，其可描述體系內金融資產存在的自身波動不對稱及跨市場波動不對稱傳導。王凱立和陳美玲 (民 91) 提出多變量 GJR GARCH-M 模型為跨市場交互動態關聯的另一選擇，實證結果顯示多變量 GJR GARCH 模型之配適效能雖與多變量 EGARCH 模型互有優劣，但估計時間成本及收斂過程困難度顯著降低。本文實證模型設計即以多變量 GJR GARCH 模型為基礎<sup>7</sup>，除允許債市條件變異數對於自身市場好、壞消息存在波動不對稱反應外，並將美債對台債跨市場波動的不對稱傳導納入考量，分析美債對於台債之跨國市場訊息傳導過程。其次，為提供債市動態過程更妥適的描述，實證模型將利率宣告、股市、利率及匯率等總體經濟變數納入美、台債市價格及波動方程式，並於共變異數方程式採門檻轉換相關係數模式 (Threshold Conditional Correlation, TCC)，檢視跨國債市同期相關是否因美國聯準會貨幣政策宣告而產生結構性改變。最後，由於本文債券報酬資料呈現顯著厚尾及偏態特性，實證模型允許多變量模式架構在相當具彈性之多變量 skewed student-t 分佈假設 (MSKST, multivariate skewed student-t, Bauwens and Laurent, 2005)，其包含型態參數—自由度及偏態參數，可彈性描述債券資料呈現之非常態特性，以得到有效的估計結果。總言之，針對本文議題及資

<sup>7</sup> 本文實證模型所設定 TCC MGARCH-MSKST 模型之條件變異數方程式，主要以 GJR GARCH 架構為基礎，然為精簡模型名稱，因此以“MGARCH”作為多變量 GJR GARCH 模型之代稱。



料特性需要，本文提出 TCC MGARCH-MSKST 模型，以完全資訊最大概似法 (Full Information Method Likelihood, FIML) 推估美債與台債聯立方程式，透過嚴謹計量模式妥適描述資料特性，期得到可信賴的估計結果。模型架構詳敘如下<sup>8</sup>：

(1)條件平均式方程式設定

美債市場

$$\begin{aligned}
 RB_t^{us} = & c^{us} + \varphi_a^{us} D_{a,t}^{fed} + \sum_{m=1}^{m^{us}} \phi_m^{us} RB_{t-m}^{us} + \sum_{n=1}^{n^{us}} \theta_n^{us} (\varepsilon_{t-n}^{us}) + \gamma^{us} h_t^{us} + \varepsilon_t^{us} \\
 & + (\zeta_b^{us} D_{b,t}^{fed} + \zeta_a^{us} D_{a,t}^{fed}) I_{A-1,t}^{us} + \left( \sum_{u1=1}^{u1^{us}} \mu_{b,u1}^{us} D_{b,t-u1}^{fed} + \sum_{u1=1}^{u1^{us}} \mu_{a,u1}^{us} D_{a,t-u1}^{fed} \right) RS_{t-u1}^{us} \\
 & + \left( \sum_{u2=1}^{u2^{us}} \delta_{b,u2}^{us} D_{b,t-u2}^{fed} + \sum_{u2=1}^{u2^{us}} \delta_{a,u2}^{us} D_{a,t-u2}^{fed} \right) RI_{t-u2}^{us} + \left( \sum_{u3=1}^{u3^{us}} \psi_{b,u3}^{us} D_{b,t-u3}^{fed} + \sum_{u3=1}^{u3^{us}} \psi_{a,u3}^{us} D_{a,t-u3}^{fed} \right) RX_{t-u3}^{us}
 \end{aligned} \quad (1)$$

台債市場

$$\begin{aligned}
 RB_t^{tai} = & c^{tai} + \varphi_a^{tai} D_{a,t}^{fed} + \sum_{m=1}^{m^{tai}} \phi_m^{tai} RB_{t-m}^{tai} + \sum_{n=1}^{n^{tai}} \theta_n^{tai} (\varepsilon_{t-n}^{tai}) + \gamma^{tai} h_t^{tai} + \gamma^{us-tai} h_t^{us} + \varepsilon_t^{tai} \\
 & + \left( \sum_{k=1}^{k^{tai}} \eta_{b,k}^{us-tai} D_{b,t-k}^{fed} + \sum_{k=1}^{k^{tai}} \eta_{a,k}^{us-tai} D_{a,t-k}^{fed} \right) RB_{t-k}^{us} + (\zeta_b^{tai} D_{b,t}^{fed} + \zeta_a^{tai} D_{a,t}^{fed}) I_{A,t}^{tai} \\
 & + \left( \sum_{u1=1}^{u1^{tai}} \mu_{b,u1}^{tai} D_{b,t-u1}^{fed} + \sum_{u1=1}^{u1^{tai}} \mu_{a,u1}^{tai} D_{a,t-u1}^{fed} \right) RS_{t-u1}^{tai} + \left( \sum_{u2=1}^{u2^{tai}} \delta_{b,u2}^{tai} D_{b,t-u2}^{fed} + \sum_{u2=1}^{u2^{tai}} \delta_{a,u2}^{tai} D_{a,t-u2}^{fed} \right) RI_{t-u2}^{tai} \\
 & + \left( \sum_{u3=1}^{u3^{tai}} \psi_{b,u3}^{tai} D_{b,t-u3}^{fed} + \sum_{u3=1}^{u3^{tai}} \psi_{a,u3}^{tai} D_{a,t-u3}^{fed} \right) RX_{t-u3}^{tai}
 \end{aligned} \quad (2)$$

其中  $RB_t^i$  代表  $i$  國債市報酬率 ( $i = us, tai$ )。

$RS_t^i$ 、 $RI_t^i$ 、 $RX_t^i$  分別代表股市、利率及匯率報酬率資料 ( $i = us, tai$ )。

$D_{b,t}^{fed}$  及  $D_{a,t}^{fed}$  代表聯準會貨幣政策虛擬變數。2000/01 至 2003/12 連續降息期間， $D_{b,t}^{fed}$  設定為 1，其餘期間為 0；2004/01 至 2007/09 連續升息期間， $D_{a,t}^{fed}$  設定為 1，其餘期間為 0。

$I_{A-1,t}^i$  及  $I_{A,t}^i = 1$  為貨幣政策宣告事件虛擬變數。A 為  $i$  國央行利率調整宣告日所成之集合，

<sup>8</sup> 債市報酬及波動方程式之最適落後期數，主要依 AIC 與 SC 值統計量為選擇依據，各變數之落後期數顯示於實證表格部分。

若第  $t$  期為央行利率調整宣告之前 1 期，則定義虛擬變數  $I_{A-1,t}^i$  為 1；否則為 0；若第  $t$  期恰為央行利率調整宣告日，則定義虛擬變數  $I_{A,t}^i$  為 1；否則為 0 ( $i = us, tai$ )。

方程式(1)及(2)分別為美債與台債報酬方程式。其中， $RB_t^i$  代表債券市場報酬率資料 ( $i = us, tai$ )； $\varepsilon_t^i$  為報酬率方程式之誤差項； $\phi$  及  $\theta$  表示由 ARMA 模型決定之 AR 及 MA 參數； $RS_t^i$ 、 $RI_t^i$ 、 $RX_t^i$  分別為股市、利率及匯率報酬率資料。考量研究期間美國聯準會升、降息事件對於債市價格的結構性影響，本文以 2004 年為時點，分別以虛擬變數  $D_{b,t}^{fed}$  代表 2004 年前期之美國聯準會寬鬆貨幣政策期間 (2000/01~2003/12)，及虛擬變數  $D_{a,t}^{fed}$  代表 2004 年以後連續升息政策期間 (2004/01~2007/09)。具體言之，本文資料 2000/01 至 2003/12 連續降息期間， $D_{b,t}^{fed}$  設定為 1，其餘期間為 0；2004/01 至 2007/09 連續升息期間， $D_{a,t}^{fed}$  設定為 1，其餘期間為 0。針對債市報酬方程式相關變數說明如下：首先，美債對台債之跨國債市報酬傳導機制，主要透過方程式(2)參數  $\eta_b^{us-tai}$  與  $\eta_a^{us-tai}$  之顯著性，評估美債於降息期間 ( $\eta_b^{us-tai}$ ) 與升息期間 ( $\eta_a^{us-tai}$ ) 對台債之跨國債市報酬傳導。其次，考量股市、利率及匯率等總體經濟因素對於債券價格的動態影響：(1) 於股市報酬 ( $RS_t^i$ ) 方面，傳統看法認為股市表現影響保守性資金留在債市意願及流向，兩者呈現互為替代的蹺蹊板現象，因此預期升、降息期間股市影響參數 ( $\mu_b^i$  及  $\mu_a^i$ ) 應為負號估計。(2) 利率變動 ( $RI_t^i$ ) 方面，由於債市面臨高度利率變動風險，貨幣市場利率走低，加重債券持有人對於殖利率下跌的預期，債券交易更形熱絡，進而帶動債券價格上揚，因此預期參數估計 ( $\delta_b^i$  及  $\delta_a^i$ ) 顯著為負。(3) 匯率價格變動 ( $RX_t^i$ ) 方面，對於開放型經濟體系而言，匯率變化緊密牽動資金供需，直接影響金融市場價格。一般而言，當計價幣別走強，吸引國際法人資金進駐，債券價格上漲；反之，計價幣別流動性轉差、波動幅度增大或存在貶值壓力等，在資金匯出壓力下，可能導致債券價格下跌。由於匯率對於債市影響並無一致定論，實證研究仍相當欠缺，本文擬透過參數估計 ( $\psi_b^i$  及  $\psi_a^i$ ) 之顯著性，分析外匯市場對於債市是否存在顯著影響。

此外，政策宣告事件對於金融市場影響為近來熱門研究議題，實證模型將央行貨幣政策宣告事件以虛擬變數型態納入報酬方程式，透過升息及降息宣告參數 ( $\xi_b^i$  與  $\xi_a^i$ ) 顯著性，描述不同型態貨幣政策宣告對於債市價格影響。為妥適掌握央行貨幣政策調整宣告對於債市影響之動態時程，針對利率調整宣告前一日、調整宣告當日及調整宣告後一日之債市變動，分別於美、台債市之報酬及波動方程式納入  $I_{A-1,t}^i$ 、 $I_{A,t}^i$  及  $I_{A+1,t}^i$  虛擬變數，檢測貨幣調整宣告事件對於債市價格及波動行為之解釋力。其中， $I_{A-1,t}^i$  為虛擬變數，A 代表  $i$  國央行利率調整宣告日所成之集合，當時點  $t$  為央行利率調整宣告前一日，則定義此虛擬變數為 1；否則為 0。若時點  $t$  為央行利率調整宣告當日，則定義虛擬變數  $I_{A,t}^i=1$ ，否則為 0。當時點  $t$  為央行利率調整宣告後一日，則定義虛擬變數  $I_{A+1,t}^i=1$ ，否則為 0。事前檢測結果顯示，美債部分僅聯準會利率調整宣告前一日

( $I_{A-1,t}^{us}$ ) 呈現顯著估計，利率調整宣告當日( $I_{A,t}^{us}$ ) 及調整宣告後一日( $I_{A+1,t}^{us}$ ) 估計皆不顯著<sup>9</sup>。根據上述顯著性檢測，基於模型精簡度 (parsimony) 考量，美國利率調整宣告前一日( $I_{A-1,t}^{us}$ ) 及台灣利率調整宣告當日( $I_{A,t}^{tai}$ ) 虛擬變數，分別納入美國與台灣之報酬及條件變異數方程式，以妥適捕捉訊息宣告對於市場價格及波動的異常效果。

最後，鑑於資產定價模型 (CAPM) 風險溢酬現象，Engle *et al.* (1987) 提出 ARCH-M 架構，認為代表預期波動大小的條件變異數加大，必須增加風險溢酬 (risk premium)，才能提高投資人持有遞增風險資產意願。針對債市報酬/風險議題，Cappiello (2000) 及 Reilly *et al.* (2000) 等實證發現債券市場存在高風險伴隨高報酬的風險溢酬現象。本文實證模型因而於 GARCH-M 架構下，將美、台債市之條件變異數推估波動量( $h_t^i$ ) 納入報酬方程式，透過參數  $\gamma^i$  觀察美國與台灣債券市場是否存在風險溢酬效果。此外，對於台債投資者而言，美國債市波動幅度加大時期，透過美國市場連動可能造成本國投資環境不確定性增加，台債投資人於較大風險暴露情況下，可能重新配置資產組合 (rebalance portfolio)，提高台債期望報酬，彌補參與台債的可能損失。換言之，台債投資人不僅關心本國債市自身波動風險，國際重要市場波動亦可能對本國投資決策造成影響。目前文獻多僅考量自身市場波動與期望報酬相關，忽略跨市場波動風險的可能性，鑑於美國於全球金融市場的主導地位，本文首度嘗試將美債波動風險納入台債報酬方程，探討全球主要債券市場波動不確定風險增加，是否影響台債投資人之交易行為。上述考量下，方程式(2)將美債之波動預期( $h_t^{us}$ ) 納入台債方程式作考量，期透過參數估計( $\gamma^{us-tai}$ ) 顯著性，分析美債對於台債是否存在跨市場波動風險效果。

(2)條件變異數方程式設定：

美債條件變異數

$$h_t^{us} = g^{us} + \sum_{p=1}^p \beta_p^{us} h_{t-p}^{us} + \sum_{q=1}^q (\alpha_{1q}^{us} + \alpha_2^{us} S_{t-1}^{us} + \alpha_{3q}^{us} I_{A+q,t}^{us}) (\varepsilon_{t-q}^{us})^2 + \xi_v^{us} I_{A-1,t}^{us} \quad (3)$$

$$+ \sum_{\kappa 1=1}^{\kappa 1^{us}} \mu_{v,\kappa 1}^{us} (RS_{t-\kappa 1}^{us})^2 + \sum_{\kappa 2=1}^{\kappa 2^{us}} \delta_{v,\kappa 2}^{us} (RI_{t-\kappa 2}^{us})^2 + \sum_{\kappa 3=1}^{\kappa 3^{us}} \psi_{v,\kappa 3}^{us} (RX_{t-\kappa 3}^{us})^2$$

台債條件變異數

<sup>9</sup> 探討其可能原因，美國聯邦理事會每年固定日期召開理監會議，市場基於對聯準會政策動向預期，因此於理監會議前夕先行反應次日聯準會可能利率調整方案。至於台債部分，利率宣告調整當日( $I_{A,t}^{tai}$ )，不論在報酬及波動方程式都得到顯著估計，而利率調整宣告前一日( $I_{A-1,t}^{tai}$ )及宣告後一日( $I_{A+1,t}^{tai}$ )都不顯著。

$$\begin{aligned}
h_t^{tai} = & g^{tai} + \sum_{p=1}^{p^{tai}} \beta_p^{tai} h_{t-p}^{tai} + \sum_{q=1}^{q^{tai}} \left( \alpha_{1q}^{tai} + \alpha_2^{tai} S_{t-1}^{tai} + \alpha_{3q}^{tai} I_{A+q,t}^{tai} \right) (\varepsilon_{t-q}^{tai})^2 + \xi_v^{tai} I_{A,t}^{tai} \\
& + \sum_{\kappa 1=1}^{\kappa 1^{tai}} \mu_{v,\kappa 1}^{tai} (RS_{t-\kappa 1}^{tai})^2 + \sum_{\kappa 2=1}^{\kappa 2^{tai}} \delta_{v,\kappa 2}^{tai} (RI_{t-\kappa 2}^{tai})^2 + \sum_{\kappa 3=1}^{\kappa 3^{tai}} \psi_{v,\kappa 3}^{tai} (RX_{t-\kappa 3}^{tai})^2 \\
& + \lambda_1^{us-tai} (\varepsilon_{t-1}^{us})^2 + \lambda_2^{us-tai} S_{t-1}^{us} (\varepsilon_{t-1}^{us})^2
\end{aligned} \quad (4)$$

其中  $g^i > 0$ ,  $\beta_p^i \geq 0$ ,  $\alpha_{1q}^i \geq 0$ ,  $1 > \sum_{p=1}^{p^i} \beta_p^i + \sum_{q=1}^{q^i} (\alpha_{1q}^i + \alpha_2^i + \alpha_{3q}^i) \geq 0$  ;

$S_{t-1}^i = 1$  , 若  $\varepsilon_{t-1}^i < 0$  ; 否則  $\varepsilon_{t-1}^i \geq 0$  時,  $S_{t-1}^i = 0$  。 ( $i = us, tai$ )

$I_{A+q,t}^i = 1$  : 若第  $t$  期為央行利率調整宣告後第  $q$  期, 則定義虛擬變數為 1 ; 否則為 0 。

條件變異數方程式設定上, 方程式(3)及(4)分別代表美債與台債之條件變異數方程式, 其遵循 GJR GARCH 模型架構, 除考量前  $q^i$  期誤差平方項及遞延前  $p^i$  期條件變異數外, 同時允許前期未預期正、負向衝擊對於當期波動存在差別反應。其中,  $\beta_p^i$  為落後期條件變異數參數, 代表過去舊訊息 (old news) 之於未來波動的持續影響。 $\alpha_{1q}^i$  為落後期誤差平方項參數, 代表近期市場訊息 (news) 或噪音 (innovation) 對於條件變異數之衝擊。 $S_{t-1}^i$  為虛擬變數, 當前期末預期變動為負值 ( $\varepsilon_{t-1}^i < 0$ ), 則  $S_{t-1}^i = 1$ ; 若前期末預期變動為正值或 0, 則  $S_{t-1}^i = 0$ 。藉由參數  $\alpha_2^i$  估計, 分析前期負面訊息衝擊對當期波動量的影響, 檢視美債及台債是否存在自身市場波動不對稱效果。其次,  $I_{A+q,t}^i$  為虛擬變數, A 代表  $i$  國央行利率調整宣告日所成之集合, 當時點  $t$  為央行利率調整宣告日後第  $q$  期, 則定義此虛擬變數為 1 ; 反之為 0。本文擬透過虛擬變數  $I_{A+q,t}^i$  探討央行利率調整干擾對於訊息傳導過程, 是否造成結構性的狀態轉變。舉例言之, 當方程式(3)與(4)之  $q^i = 1$  情況下, 若不考慮波動不對稱 ( $\alpha_2^i * (\varepsilon_{t-1}^i)^2$ ) 對於條件變異  $h_t^i$  影響, 新訊息(市場干擾)對於未來波動性衝擊反應為 ( $\alpha_{11}^i (\varepsilon_{t-1}^i)^2 + \alpha_{31}^i * I_{A+1,t}^i * (\varepsilon_{t-1}^i)^2$ ), 倘若第  $t$  期恰為央行利率調整宣告後一期, 則  $I_{A+1,t}^i = 1$ , 代表央行訊息之衝擊效果為  $(\alpha_{11}^i + \alpha_{31}^i) (\varepsilon_{t-1}^i)^2$ ; 反之, 若虛擬變數  $I_{A+1,t}^i = 0$ , 則其他型態訊息衝擊效果為  $\alpha_{11}^i (\varepsilon_{t-1}^i)^2$ 。換言之, 參數  $\alpha_{31}^i$  代表央行貨幣政策宣告相對其他型態訊息的波動持續性差異: (1)若  $\alpha_{31}^i$  顯著小於 0, 表示央行貨幣政策訊息造成的波動性干擾, 相對其他型態訊息更迅速在市場傳遞, 有效率的將市場調整至一水準狀態, 因而降低未來波動的持續影響(周雨田等, 民 91)。(2)若  $\alpha_{31}^i$  顯著大於 0, 代表央行利率宣告調整期間, 市場波動持續性增加, 相較其他型態消息或干擾因素, 造成市場更明顯波動。(3)若  $\alpha_{31}^i$  呈現不顯著估計, 代表央行利率宣告相較其他型態訊息, 對於市場波動性的干擾, 並無明顯差異。

此外, 台債條件變異數設定, 除考量上述不同型態的市場波動傳導結構外, 亦納入前期美債衝擊 ( $(\varepsilon_{t-1}^{us})^2$ ) 對台債波動之外溢衝擊, 藉由跨市場波動傳導參數 ( $\lambda_1^{us-tai}$  和  $\lambda_2^{us-tai}$ ) 描述美債對台債之資訊傳遞過程。其中, 針對美債對台債跨市場波動傳導可能存在不對稱現象, 台債條件

變異數方程式以 GJR GARCH 模型架構，透過虛擬變數( $S_{t-1}^{us}$ ) 區別美債正、負訊息衝擊對於台債波動的差別影響<sup>10</sup>。最後，條件變異數並將影響債市價格變動的可能總體經濟因子納入考量，探討股市、利率、匯率及貨幣政策調整宣告對於債市之訊息傳導功能，藉由參數估計  $\mu_v^i$ 、 $\delta_v^i$ 、 $\psi_v^i$  及  $\xi_v^i$  顯著性，驗證是否提供債券市場波動之解釋功能。

(3)條件共變異數設定：門檻轉換條件共變異數模型

$$h_t^{us-tai} = h_t^{tai-us} = (\rho_1^{us-tai} + \rho_2^{us-tai} I_{A,t-1}^{us})(h_t^{us} * h_t^{tai})^{0.5}, \quad -1 < \rho_1^{us-tai} + \rho_2^{us-tai} < 1 \quad (5)$$

有關條件共變異數方程式設定，方程式(5)以 Bollerslev (1990) 及 Baillie and Bollerslev (1990) 提出之常數相關係數為依據 (Constant Correlation Coefficient, CCORR)，假設條件共變異數方程式為美國及台灣債市之條件變異數平方根乘以介於 1 和-1 之常數相關係數( $\rho_1^{us-tai}$ )。雖然 CCORR 型態設定顯著減少模型複雜度及計算成本，然考量跨國債市相關可能因貨幣政策調整而產生結構性改變，特別是全球最大金融主導國—美國貨幣政策宣告對於新興國家市場可能造成的衝擊，因此參考 Longin and Solnik (1995)之門檻轉換相關係數架構，於共變異數方程式納入美國聯準會利率宣告虛擬變數( $I_{A,t-1}^{us}$ )<sup>11</sup>，檢視美、台債市共變異結構是否存在門檻轉換特性。具體言之，美國利率宣告調整期間，美、台債市相關係數為  $\rho_1^{us-tai} + \rho_2^{us-tai}$ ；否則為  $\rho_1^{us-tai}$ <sup>12</sup>。本文特色之一，擬透過上述門檻轉換架構，將聯準會貨幣政策衝擊造成共變異結構改變的可能性納入考量，以妥適描述捕捉跨國市場共變異隨時間改變之特性。

(4)模型分佈設定

$$\hat{\epsilon}_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^{us} \\ \epsilon_t^{tai} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim \text{MSKST}(0, H_t, \hat{\zeta}, nu); \quad (6)$$

<sup>10</sup> 針對  $\lambda_1^{us-tai}$  及  $\lambda_2^{us-tai}$  參數估計的可能組合：(1) 當  $\lambda_1^{us-tai}$  和  $\lambda_2^{us-tai}$  皆呈現顯著估計，代表美債對台債除了跨市場波動傳導外，正、負訊息衝擊對於台債波動存在不對稱影響。(2)當  $\lambda_1^{us-tai}$  顯著但  $\lambda_2^{us-tai}$  不顯著，表示美債對台債之傳導效果存在，但正、負衝擊並無顯著區別。(3)當  $\lambda_1^{us-tai}$  及  $\lambda_2^{us-tai}$  都不顯著，表示美債對台債波動不具解釋能力。

<sup>11</sup> 事前檢測發現，台灣央行貨幣政策宣告期間，虛擬變數( $I_{A,t}^{tai}$ ) 對於美台債市共變異影響呈現不顯著估計，因而在參數精簡考量下，共變異方程式僅納入聯準會利率調整宣告事件為門檻轉換依據。

<sup>12</sup> 針對  $\rho_1^{us-tai}$  及  $\rho_2^{us-tai}$  之顯著性，依不同組合情況可分為下列三種情況：(1)  $\rho_1^{us-tai}$  與  $\rho_2^{us-tai}$  皆顯著情況下，代表美、台債市存在顯著關聯，且跨國債市關聯性因聯準會貨幣政策調整而產生結構性改變。(2)  $\rho_1^{us-tai}$  顯著但  $\rho_2^{us-tai}$  不顯著情況下，代表美、台債市存在顯著同期相關，但相關程度不受美國聯準會利率調整宣告而改變。(3)  $\rho_1^{us-tai}$  及  $\rho_2^{us-tai}$  皆不顯著情況下，代表美、台債市不呈現同期相關特性。

$$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} h_t^{us} & h_t^{us-tai} \\ h_t^{tai-us} & h_t^{tai} \end{bmatrix}; \quad (7)$$

$$L(\Theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [K \ln((nu-2)\pi) + \ln \Gamma(nu) - \ln \Gamma(nu+K)] \\ + \sum_{t=1}^T [K \ln(2) + \ln(\prod_{i=1}^T \frac{\zeta_i}{1+\zeta_i^2}) + \ln(\prod_{i=1}^T s_i)] \quad (8)$$

$$-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [\ln |\mathbf{H}_t| + (nu+K) \ln(1 + \frac{\hat{z}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \hat{z}_t}{nu-2})]; \\ m_i = \frac{\Gamma(\frac{nu-1}{2}) \sqrt{nu-2}}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{nu}{2})} (\zeta_i - \frac{1}{\zeta_i}); \quad (9)$$

$$s_i^2 = (\zeta_i^2 + \frac{1}{\zeta_i^2} - 1) - m_i^2; \quad (10)$$

$$I_t^i = \begin{cases} -1 & \text{if } z_t^i \geq -m_i / s_i \\ 1 & \text{if } z_t^i \leq -m_i / s_i \end{cases} \quad (11)$$

其中  $\hat{z}_t = (z_t^{us*}, z_t^{tai*})'$ ;  $\hat{\zeta} = (\zeta_{us}, \zeta_{tai})$ ;  $z_t^{i*} = (s_i z_t^i + m_i) \zeta_i^{I_t^i}$ ;  $z_t^i = \varepsilon_t^i / \sqrt{h_t^i}$ ;

$\hat{\varepsilon}_t$  和  $\mathbf{H}_t$  分別代表誤差項及變異數-共變異數矩陣型態;

$\Theta$  表示  $\hat{\varepsilon}_t$  及  $\mathbf{H}_t$  所有未知參數;

T 代表觀察值個數, K 表變量個數(K=2),  $\Gamma(\cdot)$  為 Gamma 函數。

針對高頻率財務金融市場資料之非常態厚尾分佈特性, Brooks (1997) 與 Mittnik and Paoletta (2000) 等分別證實厚尾分佈對於模型配適效能的顯著提昇。Ang and Chen (2002)、Ferreira and Lopez (2005) 和 Peiró (1999) 進一步指出考量偏態特性對於模型設定之重要性。由於本文債券變動資料呈現顯著非常態特性, 因此有必要將分佈特性納入實證模型設定, 避免估計偏誤。本文模型重要擴充之一, 在於修正傳統多變量常態及厚尾 Student-t 分佈假設, 允許多變量模式架構在較為一般化之多變量 Skew Student-t 分佈 (MSKST, Bauwens and Laurent, 2005), 以妥適描述債券市場變動之偏態及厚尾特性, 提昇資料特性描述能力, 避免估計效率性 (efficiency) 及一致性 (consistent) 的偏差 (Pagan and Sabau, 1987; Lee and Hansen, 1994; Deb, 1996)。MSKST 分佈為一相當靈活之一般化分佈, 其型態參數 (shape parameter) - 自由度估計值 ( $nu > 2$ ) 可視為資料分佈是否存在厚尾的指標。愈小的自由度參數估計值, 代表資料厚尾分佈特性愈明顯; 反之, 自由度參數估計值愈大, MSKST 分佈則趨近多變量常態分佈。此外, 針對本文債券資料之顯著偏態特性, MSKST 分佈之另一型態參數—偏態估計值 ( $\zeta_i; \zeta_i > 0$ ) 可提供債市不對稱分佈型態妥

適的描述。其中， $m_i$  及  $s_i^2$  為  $\zeta_i$  及  $nu$  估計值所組成，因此並未增加估計成本<sup>13</sup>。

### 3. 實證結果分析

本文債券報酬及波動方程式之相關變數最適落後期數選擇，AIC 及 SC 統計量顯示落後一期之股市( $RS_{t-1}^i$ )、利率( $RI_{t-1}^i$ )、匯率( $RX_{t-1}^i$ ) 及跨市場報酬傳導( $RB_{t-1}^i$ ) 呈現最為顯著之解釋力，因此實證模型估計分別以其為債市報酬及波動方程式之動態選擇依據，實證模型參數估計結果將於後續作詳細說明。

針對實證模型設定之妥適性，表 3 列出本文 TCC MGARCH-MSKST 模型架構下之診斷性檢測 (diagnostic checking) 結果，包括標準化殘差項( $z_t^i = \varepsilon_t^i / \sqrt{h_t^i}$ )之基本統計量；線性與非線性相依與標準化殘差項兩兩乘積序列相關檢定；Brock *et al.* (1996) 之 BDS 檢定；Engle and Ng (1993) 條件變異數之符號偏誤檢定 (sign bias test, SBT)、負向規模偏誤檢定(negative size bias test, NSBT)、正向規模偏誤檢定 (positive size bias test, PSBT) 及聯合檢定(joint size bias test)，以強化本文估計之有效性。實證結果顯示，標準化殘差項( $z_t^i$ )與標準化殘差項平方( $(z_t^i)^2$ )之自我相關特性，於 5%顯著水準下，皆無法拒絕無自我相關虛無假設，說明無線性及非線性相依存在。二市場標準化殘差項之兩兩乘積( $z_t^i \times z_t^j; i \neq j$ ) 亦不具序列相關，顯示本文多變量 GARCH 模式捕捉序列相關特性的妥適性良好。其次，進一步採 Brock *et al.* (1996)提出之 BDS 統計量驗證資料是否具非線性架構，針對二市場標準化殘差是否為相互獨立且均一分配 (i.i.d.) 之時間序列，實證顯示 5%顯著水準下，無法拒絕二市場來自 i.i.d.序列之虛無假設。此外，Engle and Ng (1993) 符號檢定顯示，符號偏誤檢定、負向規模偏誤檢定、正向規模偏誤檢定及聯合檢定統計量，大部分結果於 5%顯著水準下，接受不存在波動不對稱性之虛無假設。此外，就 MSKST 分佈型態參數的估計值而言，愈小的峰態參數( $nu$ )代表資料厚尾特性更明顯，表四結果發現峰態參數估計值達 2.4271，於 1%水準呈現高度顯著結果，印證債券市場價格變動之高峰厚尾 (leptokurtic) 特性；而偏態參數( $\ln(\zeta_{us}), \ln(\zeta_{tai})$ )亦一致呈現 5%水準以上的顯著估計，印證債券市場偏態性質的存在。綜合 MSKST 分佈厚尾及偏態參數之高度顯著估計，證實本文 MSKST 分佈設定的妥適性，因此接續討論以其為實證分析對象，模型參數估計詳見表 4。

<sup>13</sup> 本文模型應用 Gauss 軟體及其應用程式 Constraint Maximum Likelihood (CML) 為編寫工具，以充分資訊最大似估計法，針對聯立方程式體系作推估。考量模型參數估計的繁複性，研究審慎操作實證過程，力求全方位最適化 (global maximum) 估計的達成。容忍值 (tolerance value) 設定達小數點以下五位 (0.00001)，以提昇估計結果的準確性。各模型的實證過程，分別嘗試三組以上具差異性的起始值，檢測可否達一致的最佳化估計。

表 3 標準化殘差項診斷性檢定

Ljung-Box Q 序列相關檢定					
	Q(5)	Q(10)	Q <sup>2</sup> (5)	Q <sup>2</sup> (10)	
美債 Z <sub>t</sub> <sup>us</sup>	6.3959 [0.270]	12.513 [0.252]	3.4012 [0.638]	10.291 [0.415]	
台債 Z <sub>t</sub> <sup>tai</sup>	5.9480 [0.311]	13.961 [0.175]	4.3373 [0.502]	7.9369 [0.635]	
Z <sub>t</sub> <sup>us*</sup> Z <sub>t</sub> <sup>tai</sup>	8.6665 [0.193]	17.988 [0.207]	3.4427 [0.632]	13.335 [0.206]	
BDS 檢定(Brock, Dechert, Scheinkman and LeBaron, 1996)					
	m=1	m=2	m=3	m=4	m=5
美債 Z <sub>t</sub> <sup>us</sup>	—	0.0009 [0.6253]	0.0003 [0.9152]	-0.0001 [0.9613]	0.0001 [0.9712]
台債 Z <sub>t</sub> <sup>tai</sup>	—	0.0003 [0.8479]	-0.0006 [0.7987]	-0.0010 [0.6865]	-0.0005 [0.7788]
條件變異數符號檢定(Engle and Ng, 1993)					
美債 Z <sub>t</sub> <sup>us</sup>	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5
符號檢定 $\chi^2(1)$	0.2876 [0.5917]	2.9762 [0.2735]	0.0211 [0.8843]	1.3728 [0.2415]	1.3358 [0.2478]
負偏誤檢定 $\chi^2(1)$	0.4453 [0.5046]	0.0845 [0.1218]	0.0921 [0.7615]	1.6551 [0.1984]	2.0082 [0.1566]
正偏誤檢定 $\chi^2(1)$	0.0094 [0.9227]	0.0687 [0.7932]	0.0032 [0.9547]	1.0309 [0.3101]	0.0040 [0.9491]
聯合檢定 $\chi^2(3)$	0.5259 [0.6645]	1.7030 [0.1644]	0.0321 [0.9922]	0.6740 [0.5679]	0.9427 [0.4191]
台債 Z <sub>t</sub> <sup>tai</sup>	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5
符號檢定 $\chi^2(1)$	1.7669 [0.1839]	0.0688 [0.7930]	0.2891 [0.5908]	0.0021 [0.5867]	1.3570 [0.2442]
負偏誤檢定 $\chi^2(1)$	0.5587 [0.4549]	0.0160 [0.8991]	0.9483 [0.3303]	2.6634 [0.1028]	0.0198 [0.8879]
正偏誤檢定 $\chi^2(1)$	0.8063 [0.3693]	0.2210 [0.6383]	0.0353 [0.8508]	0.0711 [0.7897]	0.0876 [0.7673]
聯合檢定 $\chi^2(3)$	1.2375 [0.2945]	0.0753 [0.9733]	0.0729 [0.7871]	1.0514 [0.3687]	0.6008 [0.6145]

說明：(1)  $z_t^i$  表第 i 市場之標準化殘差項 ( $z_t^i = \varepsilon_t^i / \sqrt{h_t^i}$ )。  $z_t^i * z_t^j$  表 i 市場及 j 市場於第 t 期標準化殘差項之乘積 ( $i \neq j$ )。 [ ] 表估計參數之 P 值。

- (2) Q 及 Q<sup>2</sup> 分別表示標準化殘差項及其平方項之 Ljung-Box Q 統計量。Ljung-Box 統計量計算式為：  
 $Q(n) = T(T+2) \sum_{k=1}^n (\hat{\rho}_k^2 / T - n)$ ，其中  $\hat{\rho}_k$  表落後 n 期的樣本相關係數，T 表樣本數，n 為落後期之選擇期數。
- (3) BDS 非線性關係檢定值統計量為  $BDS_{m,T}(z) = T^{1/2} (C_{m,T}(z) - C_{1,T}(z)^K) / \sigma_{m,T}(z)$ 。其中，  
 $C_{m,T}(z) = 2 \sum_{t=1}^{T-m+1} \sum_{s=t+1}^T I_z(x_t^m, x_s^m) / (T_m(T_m - 1))$ ， $T_m = T - m + 1$ ，T 為樣本數， $I_z(x_t^m, x_s^m)$  為指標函數 (indicator function)， $\sigma_{m,T}(z)$  為對應特定 m 維下的樣本標準差。(Brock et al., 1996)
- (4) 條件變異數符號檢定，分別以方程式 (a)  $(z_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-k}^- + \varepsilon_t$  檢定符號檢定 (Sign bias test)；方程式 (b)  $(z_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-k}^- (z_{t-k}) + \varepsilon_t$  檢定負向符號檢定 (Negative size bias test)；方程式 (c)  $(z_t)^2 = b_0 + b_1 (1 - S_{t-k}^-) (z_{t-k}) + \varepsilon_t$  檢定正向符號檢定 (Positive size bias test)。其中，方程式中  $S_{t-k}^-$  為前 t-k 期殘差項 ( $z_{t-k}$ ) 受未預期的負向衝擊的虛擬變數，並以自由度 1 之卡方分配，分別判定方程式(a),(b)及(c)之虛無假設  $b_1 = 0$ 。最後，並以方程式(d)  $(z_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-k}^- + b_2 S_{t-k}^- (z_{t-k}) + b_3 (1 - S_{t-k}^-) (z_{t-k}) + \varepsilon_t$  作聯合檢定 (Joint Test)，根據自由度為 3 的卡方分配，在 5% 顯著水準判定是否拒絕虛無假設  $b_1 = b_2 = b_3 = 0$ 。



表 4 TCC MGARCH-MSKST 模型參數估計結果

	美國債券市場			台灣債券市場		
	變數	參數	估計值	變數	參數	估計值
<b>條件平均數</b>						
常數項		$c^{us}$	0.0245 (0.0209)		$c^{tai}$	0.0039 (0.0050)
結構性改變	$D_{a,t}^{fed}$	$\varphi_a^{us}$	-0.0315 (0.0146) **	$D_{a,t}^{fed}$	$\varphi_a^{tai}$	-0.0078 (0.0032) **
跨市場報酬傳導				$RB_{t-1}^{us} D_{b,t-1}^{fed}$	$\eta_{b,1}^{us\_tai}$	0.0795 (0.0126) ***
				$RB_{t-1}^{us} D_{a,t-1}^{fed}$	$\eta_{a,1}^{us\_tai}$	0.0716 (0.0076) ***
貨幣政策宣告	$I_{A-1,t}^{us} D_{b,t}^{fed}$	$\xi_b^{us}$	0.2473 (0.0459) ***	$I_{A,t}^{tai} D_{b,t}^{fed}$	$\xi_b^{tai}$	0.0158 (0.0072) **
	$I_{A-1,t}^{us} D_{a,t}^{fed}$	$\xi_a^{us}$	-0.0420 (0.0783)	$I_{A,t}^{tai} D_{a,t}^{fed}$	$\xi_a^{tai}$	0.0085 (0.0177)
股市報酬	$RS_{t-1}^{us} D_{b,t-1}^{fed}$	$\mu_{b,1}^{us}$	-0.0173 (0.0076) **	$RS_{t-1}^{tai} D_{b,t-1}^{fed}$	$\mu_{b,1}^{tai}$	-0.0047 (0.0020) **
	$RS_{t-1}^{us} D_{a,t-1}^{fed}$	$\mu_{a,1}^{us}$	-0.0235 (0.0105) **	$RS_{t-1}^{tai} D_{a,t-1}^{fed}$	$\mu_{a,1}^{tai}$	-0.0034 (0.0017) **
利率變動	$RI_{t-1}^{us} D_{b,t-1}^{fed}$	$\delta_{b,1}^{us}$	0.0064 (0.0083)	$RI_{t-1}^{tai} D_{b,t-1}^{fed}$	$\delta_{b,1}^{tai}$	-0.0066 (0.0040)
	$RI_{t-1}^{us} D_{a,t-1}^{fed}$	$\delta_{a,1}^{us}$	-0.0160 (0.0071) **	$RI_{t-1}^{tai} D_{a,t-1}^{fed}$	$\delta_{a,1}^{tai}$	-0.0035 (0.0005) ***
匯率變動	$RX_{t-1}^{us} D_{b,t-1}^{fed}$	$\psi_{b,1}^{us}$	0.2800 (0.0401) ***	$RX_{t-1}^{tai} D_{b,t-1}^{fed}$	$\psi_{b,1}^{tai}$	-0.0137 (0.0083)
	$RX_{t-1}^{us} D_{a,t-1}^{fed}$	$\psi_{a,1}^{us}$	0.2120 (0.0237) ***	$RX_{t-1}^{tai}$	$\psi_{a,1}^{tai}$	0.0053 (0.0064)
風險溢酬				$D_{a,t-1}^{fed}$		
跨市場波動風險溢酬	$h_t^{us}$	$\gamma^{us}$	-0.0090 (0.0212)	$h_t^{tai}$	$\gamma^{tai}$	-0.0200 (0.0174)
自我遞延項	$RB_{t-3}^{us}$	$\varphi_3^{us}$	-0.0638 (0.0234) ***	$h_t^{us}$	$\gamma^{us\_tai}$	0.0146 (0.0049) ***
				$RB_{t-1}^{tai}$	$\phi_1^{tai}$	0.1826 (0.0268) ***
				$RB_{t-4}^{tai}$	$\phi_4^{tai}$	0.0464 (0.0210) **
				$RB_{t-5}^{tai}$	$\phi_5^{tai}$	0.0627 (0.0262) **
<b>條件變異數</b>						
常數項(*100)	$g^{us}$	$g^{us}$	0.6434 (0.1758) ***	$g^{tai}$	$g^{tai}$	0.1373 (0.0608) **
GARCH 效果	$h_{t-1}^{us}$	$\beta_1^{us}$	0.8058 (0.0289) ***	$h_{t-1}^{tai}$	$\beta_1^{tai}$	0.8109 (0.0292) ***
ARCH 效果						
波動叢聚	$(\varepsilon_{t-1}^{us})^2$	$\alpha_{11}^{us}$	0.1246 (0.0421) ***	$(\varepsilon_{t-1}^{tai})^2$	$\alpha_{11}^{tai}$	0.1456 (0.0614) ***
波動不對稱	$S_{t-1}^{us} (\varepsilon_{t-1}^{us})^2$	$\alpha_2^{us}$	0.0185 (0.0048) ***	$S_{t-1}^{tai} (\varepsilon_{t-1}^{tai})^2$	$\alpha_2^{tai}$	0.0215 (0.0072) ***
貨幣政策宣告	$I_{A+1,t}^{us} (\varepsilon_{t-1}^{us})^2$	$\alpha_{31}^{us}$	-0.0213 (0.0087) ***	$I_{A+1,t}^{tai} (\varepsilon_{t-1}^{tai})^2$	$\alpha_{31}^{tai}$	0.0418 (0.0601)

表 4 TCC MGARCH-MSKST 模型參數估計結果 (續)

	美國債券市場			台灣債券市場		
	變數	參數	估計值	變數	參數	估計值
跨市場波動傳導				$(\varepsilon_{t-1}^{us})^2$	$\lambda_1^{us-tai}$	0.0010 (0.0007)
跨市場波動不對稱傳導				$S_{t-1}^{us} (\varepsilon_{t-1}^{us})^2$	$\lambda_2^{us-tai}$	0.0028 (0.0009) ***
貨幣政策宣告	$I_{A-1,t}^{us}$	$\xi_v^{us}$	0.0227 (0.0084) ***	$I_{A,t}^{tai}$	$\xi_v^{tai}$	0.0034 (0.0013) ***
股市波動	$(RS_{t-1}^{us})^2$	$\mu_{v,1}^{us}$	0.0025 (0.0012) **	$(RS_{t-1}^{tai})^2$	$\mu_{v,1}^{tai}$	0.0013 (0.0005) **
利率波動	$(RI_{t-1}^{us})^2$	$\delta_{v,1}^{us}$	0.0550 (0.0171) ***	$(RI_{t-1}^{tai})^2$	$\delta_{v,1}^{tai}$	0.0400 (0.0141) ***
匯率波動	$(RX_{t-1}^{us})^2$	$\psi_{v,1}^{us}$	0.0102 (0.0141)	$(RX_{t-1}^{tai})^2$	$\psi_{v,1}^{tai}$	0.0031 (0.0018)
<b>條件共變異數</b>						
常數相關係數		$\rho_1^{us-tai}$	0.0934 (0.0257) ***			
利率宣告相關係數	$I_{A-1,t}^{us}$	$\rho_2^{us-tai}$	0.0126 (0.0061) **			
<b>型態參數</b>						
偏態參數		$\ln(\zeta_{us})$	0.0814 (0.0369) ***		$\ln(\zeta_{tai})$	0.0265 (0.0115) **
自由度參數		$nu$	2.4271 (0.0318) ***			
<b>最大似估計值</b>	-1561.359					

說明：\*\*\*、\*\*分別代表 1%、5% 的水準下顯著；( ) 內為所估計參數之標準差。

首先，針對美債對台債之報酬與波動外溢傳導作觀察，研究發現美債對台債報酬參數，不論在利率降息( $\eta_{b,1}^{us-tai}$ ) 或升息( $\eta_{a,1}^{us-tai}$ ) 時期，皆於 1% 水準下呈現顯著正向估計，說明美債對台債之高度價格指標功能。進一步比較美債對台債於升、降息期間之跨國債市報酬傳導程度上的差異，針對  $H_1^0: \eta_{b,1}^{us-tai} = \eta_{a,1}^{us-tai}$  的虛無假設作檢視，實證結果顯示概似比檢定統計量呈現不顯著之估計結果 ( $LR^1=0.0168$   $((-1561.359-(-1561.36))^2)$ )，說明美債對於台債之跨市場報酬傳導並不因升、降息結構改變而有所不同。相對文獻重心集中在跨國股市動態關聯研究，本文觀察發現美債之於台債存在明顯價格發現功能，隱含前一交易日美債動態提供台債投資人進出決策參考。至於美債對於台債之波動傳導部分，相較美債對於台債波動傳導參數( $\lambda_1^{us-tai}$ ) 之不顯著估計，跨市場波動不對稱傳導參數( $\lambda_2^{us-tai}$ ) 於 1% 水準呈現顯著結果，說明美債負面訊息較正面消息容易引起台債市場較大幅度波動。本文實證結果重要發現，美債對台債訊息傳遞主要經由不對稱波動傳導途徑進行，顯示台債投資人於美債空頭時期可能面對更大市場波動風險。透過上述波動特性觀察，本文證實模型設定考量跨市場波動不對稱傳導的重要性；以本文實證為例，若僅考量跨市場波動傳導( $\lambda_1^{us-tai}$ )，而忽略正、負訊息衝擊對於跨市場波動傳導的不對稱反

應( $\lambda_2^{us-tai}$ )，則由不顯著 $\lambda_1^{us-tai}$  參數估計，可能得到美債對台債不具訊息傳遞機制之誤導推論。綜合上述美債對台債傳導過程，本文發現台灣與國際債市傳導機制的存在，發現美債不論報酬或波動對台債皆具領先功能，扮演台債風向球角色，說明掌握國際債市動態對於國內債市投資人提高績效及風險管理的重要性。

央行貨幣政策宣告變數方面，首先，代表美國聯準會連續升息期間之虛擬變數參數( $\varphi_a^i; i=us, tai$ )呈現負向顯著估計，說明 2004 年至 2007 年緊縮貨幣政策期間，美國與台灣債市價格呈現顯著下跌走勢，印證兩國債市報酬變動呈現結構變化的推論。其次，針對美國聯準會與台灣央行之貨幣政策調整宣告事件，聯準會連續調降利率時期之貨幣政策宣告參數( $\xi_{b,1}^{us}$  與  $\xi_{a,1}^{tai}$ )，不論對美債或台債之價格變動皆存在 5%水準顯著正向估計，說明央行連續調降利率造成債市價格之顯著影響，顯示升、降息宣告事件衝擊對於債市價格變動之不對稱反應。若進一步比較貨幣政策宣告對於美國( $\xi_{b,1}^{us}=0.2473$ )及台灣債市( $\xi_{b,1}^{tai}=0.0158$ )影響程度，概似比檢定法驗證兩者差異( $H_2^0: \xi_{b,1}^{us} = \xi_{b,1}^{tai}$ )是否達統計上的顯著性，發現概似比檢定統計量( $LR^2=8.289$  ((-1561.359-(-1569.648))\*2)，於 1 個自由度卡方分佈下呈現 1%顯著估計，顯示貨幣政策調整宣告對於美債影響程度明顯大於對台債的影響。至於股市之於債市部分，美債及台債參數( $\mu_{a,1}^i$  與  $\mu_{b,1}^i$ )不論於升、降息期間，皆呈現 5%水準顯著負向估計，印證過去相關文獻之研究結果 (Fleming *et al.*, 1998)。由股市變動對債市之負向影響，顯示股市狀態為影響債市資金動向的重要因素，當股市呈現空頭或多空不明時期，投資人避險考量下轉戰債市，兩者呈現互為替代的蹺蹺板現象，隱含股債組合對於投資組合風險分散的利益。進一步比較股市之於美、台債市影響差異，分析美國股債(| $\mu_{b,1}^{us} + \mu_{a,1}^{us}$ |=0.0408)與台灣股債(| $\mu_{b,1}^{tai} + \mu_{a,1}^{tai}$ |=0.0081)相關之差異程度，檢定虛無假設  $H_3^0: |\mu_{b,1}^{us} + \mu_{a,1}^{us}| = |\mu_{b,1}^{tai} + \mu_{a,1}^{tai}|$ ，其概似比檢定統計量( $LR^3=4.408$ (-1561.359-(-1563.563))\*2)，於 5%水準拒絕  $H_3^0$  之虛無假設，表示美國股債關聯程度高於台灣。此外，美債與台債於升息期間之利率參數( $\delta_{a,1}^{us}=-0.0016$  與  $\delta_{a,1}^{tai}=-0.0035$ )，亦於 1%水準呈現顯著負向估計，和 Longstaff and Schwartz (1992)、Li (2002) 及 Sarkar and Ariff (2002) 觀點一致，說明掌握利率變動對於債券投資的重要性，並顯示緊縮貨幣政策之升息期間，在資金緊縮與通膨影響下，利率對於債市更為敏感，扮演美台債市價格變動之領先指標功能。進一步以概似比檢定法驗證利率對美、台債市影響是否具統計上的不同，概似比檢定統計量 ( $LR^4=2.907$ (-1561.359- (-1562.813))\*2)，於 5%水準拒絕  $H_4^0: \delta_{a,1}^{us} = \delta_{a,1}^{tai}$  的虛無假設，證實利率變動對於美債影響明顯高於台債。最後，相對匯率之於台債( $\psi_{b,1}^{tai}$  與  $\psi_{a,1}^{tai}$ )的不顯著估計，匯率對美債( $\psi_{b,1}^{us}$  與  $\psi_{a,1}^{us}$ )呈現 5%顯著結果。探究可能原因，由於美元資產之安全性及流動性，美國債券被法人機構及各國央行長期持有，美元變動影響法人及各國央行配置美元資產決策，因此美債對於美元匯率相對呈現敏感變動。當美元升值(貶值)時，投資人持有(拋售)美國資產意願增加，債券價格上漲(下跌)，因而得到兩者正向結果。上述結果顯示金融主導國及新興國家債券市場對於匯率變動之差別反應，隱含掌握匯率

動態對於債市進出決策的重要性。綜合上述，本文發現貨幣政策宣告、股市與利率為影響美、台債市價格變動的顯著因子。比較總體經濟因素對於美、台債市影響程度的差異，發現總體經濟變數對美債價格變動之影響，明顯高於對台債的衝擊，顯示總體經濟因素掌握對於金融主導國－美國債市投資決策的重要性。

風險溢酬方面，美債與台債市場參數( $\gamma^i$ )皆呈現不顯著估計，顯示美、台債市並無波動風險提高而風險貼水伴隨增加的現象。然另一方面，美債之於台債跨市場風險溢酬參數( $\gamma^{us-tai}$ )，於 1%水準呈現正向估計，說明美債波動對於台債投資人決策行為之顯著影響。上述結果重要顯示，在全球資本市場高度整合下，台灣債市與國際市場接軌，美債波動程度加大時期，台債投資人面對不確定風險相對增加，因而提高台債市場風險貼水要求。綜合上述美債對台債傳導機制，本研究證實美債對台債不僅存在價格及波動解釋能力，且美債波動對於台債價格亦具影響力，再次印證本文美、台債市高度動態關聯推論。最後，自我遞延參數( $\phi^i$ )估計結果顯示，相對美債不存在自我相關特性，台債呈現達一、四及五期自我落後期影響，顯示台債相對美債對於訊息反應緩慢且欠缺效率。有別於美債市場快速消化市場訊息，台債自我相關參數一致呈現正向顯著估計，顯示台債市場對於訊息衝擊可能呈現反應不足 (under-reaction) 現象，需要較長時程調整評價錯誤，且衝擊程度隨時間而逐漸下降。

條件變異數部分，美債與台債遞延一期之自我條件變異數參數( $\beta_1^i$ )，均呈現 1%水準顯著估計，且估計值分別高達 0.8058 與 0.8109，代表造成美、台債市波動因素主要來自市場舊訊息的持續影響，與 Kim *et al.* (2006) 及 Skintzi and Refenes (2006) 等針對債券市場觀察一致。自身市場波動傳導方面，美債與台債誤差平方項參數( $\alpha_{11}^i$ )及自身市場波動不對稱參數( $\alpha_2^i$ )均呈現 1%顯著結果，說明債券市場之波動叢聚特性。值得一提的是，針對債市價格變動作觀察，本文發現美、台債市報酬波動亦如文獻佐證股市等金融市場資料一般，存在大波動跟隨大波動、小波動跟隨小波動的聚集現象，與 Capiello *et al.* (2006) 與 Kim *et al.* (2006) 針對已開發國家－美國、歐盟與澳洲等債券市場的結果類似。此外，呼應前述美債負面訊息衝擊造成台債更大程度波動( $\lambda_2^{us-tai}$ )的觀察，本文重要發現，美、台債市波動對於自身市場前期正、負消息衝擊( $\alpha_2^i$ )亦存在差別性反應，與 de Goeij and Marquering (2006) 針對美國債券市場之觀察結果類似。值得一提的是，相對前述已開發國家研究，本文嘗試對新興國家作探討，發現債券市場亦存在顯著波動叢聚及自身市場波動不對稱特性。最後，利率調整宣告對於債市訊息傳導影響部分，研究發現聯準會利率調整期間，自身市場訊息傳導( $I_{A+1,t}^{us} * (\epsilon_{t-1}^{us})^2$ )估計( $\alpha_{31}^{us}$ )呈現負向顯著估計，說明聯準會貨幣政策訊息造成市場波動性干擾的持續效果，較其他型態訊息短暫，顯示此類干擾因子以較快速度被市場吸納而弱化波動行程(周雨田等，民 91)，與 Jones *et al.* (1998)、Li and Engle (1998)、Christiansen (2000) 針對總體經濟數據宣告與債市訊息傳導得到類似觀察。相對而言，台灣央行利率調整期間，自身訊息傳導( $I_{A+1,t}^{tai} * (\epsilon_{t-1}^{tai})^2$ )參數( $\alpha_{31}^{tai}$ )呈現不顯著估計，顯示台債市

場對於利率調整宣告的反應，與其他型態消息衝擊並無顯著差異。事實上，若進一步分析訊息衝擊對於美、台債市波動持續影響程度，發現台債相關參數估計值普遍大於相對應美債參數估計值，包括  $\beta_1^{tai} = 0.8109 > \beta_1^{us} = 0.8058$ ； $\alpha_{11}^{tai} = 0.1456 > \alpha_{11}^{us} = 0.1246$ ； $\alpha_2^{tai} = 0.0215 > \alpha_2^{us} = 0.0185$ ，呼應貨幣政策宣告對於台債反應之持續程度，相對高於美債的觀察。本文研究重要發現，不論舊訊息( $\beta_1^i$ )、央行貨幣政策宣告( $\alpha_{31}^i$ )或其他型態訊息( $\alpha_{11}^i$ 及 $\alpha_2^i$ )對於債市之衝擊，美債相對台債快速消化市場干擾，以較短時程調整回復至穩定水準，因而降低市場波動的持續性。綜合前述結果，比較美、台債市價格及波動對於衝擊的反應，顯示台債除了於報酬方程式呈現價格緩慢調整現象外，條件變異數亦存在較高波動持續效果，隱含美債較台債滿足效率市場的推論。

針對美債與台債波動過程，進一步分析貨幣政策宣告、股市、利率及匯率衝擊之於債券市場波動影響。首先，聯準會貨幣政策宣告( $\xi_v^i$ )對於美債及台債皆呈現至少 1% 水準顯著估計，顯示貨幣政策宣告事件衝擊明顯造成市場的異常波動，隱含透過央行政策變數控制報酬變異結構改變的適切性，將有助條件變異數其他參數之正確推估 (Lamoureux and Lastrapes, 1990)。此外，股市與利率之於美、台債市條件變異數均呈現至少 5% 水準估計，證實股市及利率對於美債市場訊息傳導機制的存在。綜合上述影響債市波動因素，包括市場舊訊息持續影響( $\beta_1^i$ )、新訊息衝擊( $\alpha_{11}^i$ 及 $\alpha_2^i$ )、貨幣政策宣告( $\xi_{v,1}^i$ )、股市( $\mu_{v,1}^i$ )及利率( $\delta_{v,1}^i$ )等因素皆為影響美、台債市波動的共同來源。

最後，檢驗美債和台債相關係數，發現美、台債市常數相關係數( $\rho_1^{us-tai}$ )呈現顯著正相關，代表兩地債市同向共移現象。雖然相關係數呈現顯著估計，但其參數估計值大小僅為 0.0934，其與美、台債市 pearson 相關係數值 0.0960 相當接近，顯示兩地債市正向低度共移性。Solnik *et al.* (1996) 等均指出跨國債市對於分散投資風險的正面助益，本文發現美債與台債之正向低度同期相關特性，仍提供投資人以跨國債市投資組合作為分散風險的可能性。其次，門檻轉換相關係數架構下，發現美債與台債門檻轉換相關係數( $\rho_2^{us-tai}$ )呈現顯著正向估計，顯示聯準會貨幣政策宣告事件，明顯提昇跨國債市共移趨勢。此外，概似比檢定法驗證門檻轉換條件相關係數模型 (TCC) 相較常數相關係數模式 (CCC) 配適效能的差異，結果顯示本文 TCC 模式在 5% 顯著水準下，明顯優於傳統 CCC 模型的設計 (LR=5.987((-1561.359- (-1564.3526))\*2))，說明本文於共變異過程將貨幣政策宣告納入門檻轉換相關係數模型的妥適性，再次印證美、台債市共變異存在隨時間改變之門檻轉換特性。

#### 4. 結論

本文探討跨國債市動態關聯，並週延性的將總體經濟因素納入考量，分析美國與台灣債市價格發現及訊息傳導機制，據以比較已開發與開發中國家債市行為差異。針對本文議題及資料

特性需要，實證研究針對升、降息不同結構之債市價格調整行為，提出 TCC MGARCH-MSKST 模型推估美債與台債聯立方程式，考量美、台債市跨市場報酬及波動傳導、自身市場及跨市場之波動不對稱傳導、總體經濟因素對於債市報酬與波動之解釋能力、自身市場與跨市場風險溢酬、不同型態貨幣政策宣告對於債市價格變動的不對稱反應、貨幣政策衝擊下對於報酬、波動、訊息流動與共變異結構影響及資料非常態分佈特性等因素，期能透過審慎嚴謹的計量模式，得到妥適估計結果。

相對跨國市場研究多將重心集中在股市領先落後關係的探討，本文首度針對美國與台灣債市動態關聯作研究，發現美債提供台債明顯價格發現功能，印證兩地債市於全球金融整合下之高度連動性。此外，美債負面訊息較正面消息容易引起台債市場較大幅度波動，說明美債對台債訊息乃透過不對稱波動傳導途徑進行，隱含台債投資人於美債空頭時期可能面對更大市場波動風險。本文證實台灣與國際債市傳導機制存在，發現美債不論報酬或波動對台債皆具領先效果，且不因貨幣政策結構不同而有所影響，證實掌握金融主導國—美國債券市場動態對於國內債市投資決策的重要性。

總體經濟變數對於美、台債市價格影響部分，實證觀察歸納以下幾點：(1)貨幣政策宣告對於債市價格變動呈現不對稱反應，降息宣告事件對於美、台債市價格調整具影響性，且對於美債衝擊程度顯著大於其對於台債的影響。(2)股市狀態為影響債市資金動向的重要因素，不論在升、降息結構，兩者皆存在互為替代的蹺蹺板現象，且美國股、債關聯程度明顯高於台灣。(3)於緊縮貨幣政策之升息期間，在資金緊縮與通膨影響下，利率對於債市更為敏感，扮演美、台債市價格變動之領先指標功能；且美債對利率敏感程度大於台債對利率的反應。(4)相對匯率對於台債的不顯著影響，匯率之於美債呈現明顯價格發現功能，說明掌握匯率動態對於債市進出決策的重要性。綜合比較總體經濟因素對於美、台債市影響程度的差異，一致發現貨幣政策宣告、股市、利率及匯率變動對於美債的敏感程度，明顯高於其對於台債的影響，說明總體經濟因素掌握對於金融主導國—美國債市進出決策的重要性。

條件變異數方面，本文結論歸納以下幾點：(1)美債波動風險加大時期，相對提高台債投資人風險溢酬要求，證實跨市場波動風險的存在。(2)針對央行貨幣宣告事件造成債市訊息傳導機制干擾，發現美國聯準會貨幣政策宣告造成之市場波動持續性，比其他型態訊息衝擊短暫，以較快速度被市場吸納而弱化波動行程。相對而言，台灣央行利率調整期間，台債市場對於利率調整宣告的反應，與其他型態消息衝擊並無顯著差異。(3)關於美、台債市自身市場傳導的比較，發現美債消化市場干擾效率明顯高於台債，以較短時程調整回復至穩定水準。總結影響美、台債市波動顯著因素，包括舊訊息持續影響、新訊息衝擊、貨幣政策宣告、股市及利率等因素皆為影響美、台債市波動的共同來源。

最後，檢驗美債和台債相關係數，發現美、台債市呈現顯著正相關，然其正向低度共移特

性仍提供投資人以跨國債市作為投資組合分散風險的可能性。其次，不對稱門檻轉換相關係數架構下，聯準會重大貨幣政策宣告時期明顯增加跨國債市同期相關，說明美、台債市同期連動存在隨時間門檻轉換性質。本文首度針對貨幣政策宣告事件之於跨國債市價格、波動、訊息流動及共變異過程作探討，研究結論強化掌握貨幣政策動向對於商品定價、資產佈局及降低投資組合風險之重要性。

## 參考文獻

- 王凱立、陳美玲，「美國和台灣股票期貨市場之動態關聯：一般化多變量 GARCH 模型的應用」，經濟論文，第三十卷第四期，民國 91 年，363-408 頁。
- 周雨田、李志宏、巫春洲，「台灣期貨對現貨市場的資訊傳遞效果分析」，財務金融學刊，第十卷第二期，民國 91 年，1-22 頁。
- Andersen, T., Bollerslev, T., Diebold, F. X., and Vega, C., “Real-Time Price Discovery in Stock, Bond and Foreign Exchange Markets,” *Journal of International Economics*, Vol. 73, No. 2, 2007, pp. 251-277.
- Andritzky, J. R., Bannister, G. J., and Tamirisa, N. T., “The Impact of Macroeconomic Announcements on Emerging Market Bonds,” *Emerging Markets Review*, Vol. 8, No. 1, 2007, pp. 20-37.
- Ang, A. and Chen, J., “Asymmetric Correlation of Equity Portfolio,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 63, No. 3, 2002, pp. 443-494.
- Baillie, R. T. and Bollerslev, T., “A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modeling Risk Premia in Foreign Exchange Market,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, No. 3, 1990, pp. 309-324.
- Bauwens, L. and Laurent, S., “A New Class of Multivariate Skew Densities, with Application to GARCH Models” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 23, No. 3, 2005, pp. 346-354.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol. 31, No. 3, 1986, pp. 307-327.
- Branson, W. H., “Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination,” *Sozialwissenschaftliche Annalen*, Vol. 1, 1977, pp. 69-89.
- Brock, W., Dechert, W., Scheinkman, J., and LeBaron, B., “A Test for Independence Based on the Correlation Dimension,” *Econometric Reviews*, Vol. 15, No. 3, 1996, pp. 197-235.
- Brooks, C. “Linear and Non-Linear Forecastability of High-Frequency Exchange Rates,” *Journal of Forecasting*, Vol. 16, No. 2, 1997, pp. 125-145.

- Bollerslev, T., "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 3, 1990, pp. 498-505.
- Cappiello, L., "Do Fixed Income Securities Also Show Asymmetric Effects in Conditional Second Moments?" *FAME working paper, #12*, Geneva, Switzerland, 2000.
- Cappiello, L., Engle, R. F., and Sheppard, K., "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns," *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4, No. 4, 2006, pp. 537-572.
- Cheung, Y. W. and Ng, L. K., "A Causality-in-Variance Test and its Application to Financial Market Prices," *Journal of Econometrics*, Vol. 72, 1996, pp. 33-48.
- Christiansen, C., "Macroeconomic Announcement Effects on the Covariance Structure of Government Bond Returns," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 7, No. 5, 2000, pp. 479-507.
- Christiansen, C., "Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets," *European Financial Management*, Vol. 13, No. 5, 2007, pp. 923-948.
- Chow, E. H., Lee, W. Y., and Solt, M. E., "The Exchange-Rate Risk Exposure of Asset Returns," *Journal of Business*, Vol. 70, 1997, pp. 105-124.
- Cifarelli, G. and Paladino, G., "Volatility Co-Movements between Emerging Sovereign Bonds: Is there Segmentation between Geographical Areas?" *Global Finance Journal*, Vol. 16, No. 3, 2006, pp. 245-263.
- Deb, P., "Finite Sample Properties of Maximum Likelihood and Quasi-Maximum Likelihood Estimators of EGARCH Models," *Econometric Reviews*, Vol. 15, No. 1, 1996, pp. 51-68.
- de Goeij, P. and Marquering, W., "Macroeconomic Announcements and Asymmetric Volatility in Bond Return" *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, No. 10, 2006, pp. 2659-2680.
- Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 1982, pp. 987-1007.
- Engle, R. F., Lilien, D. M., and Robins, R. P., "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 391-407.
- Engle, R. F., Ito, T., and Lin, W. L., "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroscedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market," *Econometrica*, Vol. 58, No. 3, 1990, pp. 525-542.
- Engle, R. F. and Ng, V. K., "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, 1993, pp. 1749-1778.
- Fair, R., "Shock Effects on Stocks, Bonds, and Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 22, No. 3, 2003, pp. 307-341.
- Ferreira, M. A. and Lopez, J. A., "Evaluating Interest Rate Covariance Models within a Value-at-Risk



- Framework,” *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 3, No. 1, 2005, pp. 126-168.
- Fleming, J., Kirby, C., and Ostdiek, B. “Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, No. 1, 1998, pp. 111-137.
- Hunter, D. M. and Simon, D. P., “A Conditional Assessment of the Relationships between the Major World Bond Markets,” *European Financial Management*, Vol. 11, No. 4, 2005, pp. 463-482.
- Jones, C., Lamont, O., and Lumsdaine R., “Macroeconomic News and Bond Market Volatility,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 47, No. 3, 1998, pp. 315-338.
- Kanas, A., “Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence,” *Applied Financial Economics*, Vol. 8, No. 3, 1998, pp. 245-56.
- Kim, S. J., McKenzie, M. D., and Faff, R. W., “Macroeconomic News Announcements and the Role of Expectations: Evidence for US Bond, Stock and Foreign Exchange Markets,” *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 14, No. 4, 2004, pp. 217-232.
- Kim, S. J., Lucey, B. M., and Wu, E., “Dynamics of Bond Market Integration between Established and Accession European Union Countries,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. Vol. 6, No. 1, 2006, pp. 41-56.
- Lamoureux, C. and Lastrapes, W. “Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects,” *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 1, 1990, pp. 221-229.
- Lee, S. and Hansen, B., “Asymptotic Theory for the GARCH(1,1) Quasi-Maximum Likelihood Estimator,” *Econometric Theory* Vol. 10, No. 1, 1994, pp. 29-52.
- Li, L. and Engle, R. F. “Macroeconomics Announcement and Volatility of Treasury Futures,” UCSD Discussion Paper 98-27, University of California at San Diego, 1998.
- Li, L., “Correlation of Stock and Bond Return-Theory and Empirical Evidence,” Working paper, Yale University, 2002.
- Longin, F. and Solnik, B. “Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990?” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No. 1, 1995, pp.3-26.
- Longstaff, F. A. and Schwartz, E. S., “Interest Rate Volatility and the Term Structure: A Two-Factor General Equilibrium Model,” *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 4, 1992, pp. 1259-1283.
- Mittnik, S. and Paoletta, M. S., “Conditional Density and Value-at-Risk Prediction of Asian Currency Exchange Rates,” *Journal of Forecasting*, Vol. 19, No. 4, 2000, pp. 313-333.
- Pagan, A. R. and Sabau, H., “On the Inconsistence of the MLE in Certain Heteroskedasticity Regression Model,” unpublished manuscript, University of Rochester, 1987.
- Peiró, A., “Skewness in Financial Returns”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 23, No. 6, 1999, pp.

847-862.

Piazzesi, M., "Bond Yields and the Federal Reserve," *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 2, 2005, pp. 311-344.

Reilly, F. J. R., David, W. J., and Chan, K. C., "Bond Market Volatility Compared to Stock Market Volatility," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 27, No. 1, 2000, pp. 82-93.

Ross, S., "Information and Volatility: The Non-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 1, 1989, pp. 11-17.

Sarkar, S. and Ariff, M. "The Effect of Interest Rate Volatility on Treasury Yields," *Applied Financial Economics*, Vol. 12, No. 9, 2002, pp. 667-672.

Skintzi, V. and Refenes, A. N., "Volatility Spillovers and Dynamic Correlation in European Bond Markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 16, No. 1, 2006, pp. 23-40.

Solnik, B., Boucrelle C., and Fur, Y. L., "International Market Correlation and Volatility," *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 1, 1996, pp. 17-34.