

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

外匯市場壓力與股債關聯性之研究

**The Research on the Study of the Exchange Market
Pressures, Stock Markets and Bond Markets**

指導教授:王凱立 博士

研究生:賀偉棋

中華民國 104 年 7 月

東海大學碩士學位論文 學位考試委員審定書

本校 財務金融研究所 碩士班 賀偉棋 君

所提之論文(中文)： 外匯市場壓力與股債關聯性之研究

(英文)： The Research on the Study of the Exchange
Market Pressures, Stock Markets and Bond
Markets

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人

楊茂元

考試委員

王崑之 (指導教授)

陳昭君

鄧一博

顏盟峰

系所主任

鄧一博

中華民國 104 年 6 月 30 日

東海大學財務金融學系

碩士論文學術倫理聲明書

本人 加貝樸 (學號: G02440031) 已完全了解學術倫理之定義。僅此聲明，本人呈交之碩士論文絕無抄襲或由他人代筆之情事。若被揭露具有違背學術倫理之事實或可能，本人願自行擔負所有之法律責任。對於碩士學位因違背學術倫理而被取消之後果，本人也願一併概括承受。

立證人： 加貝樸 (簽名)

中華民國 104 年 7 月 30 日

謝辭

首先誠摯的感謝指導教授王凱立博士，老師悉心的教導使我得以一窺外匯市場壓力領域的深奧，不時的討論並指點我正確的方向，使我在這些年中獲益匪淺。老師對學問的嚴謹更是我輩學習的典範。本論文的完成另外亦得感謝東海財金所的全體師生的協助。因為有你們的體諒及幫忙，使得本論文能夠更完整而嚴謹。

兩年里的日子，實驗室里共同的生活點滴，學術上的討論、言不及義的閒扯、讓人又愛又怕的宵夜、趕作業的革命情感，也感謝眾位學長姐、同學、學弟妹的相互幫忙，你/妳們的陪伴讓兩年的研究生活變得絢麗多彩。

感謝同學們的幫忙，恭喜我們順利走過這兩年。女友在背後的默默支持更是我前進的動力，如果沒有女友的體諒、包容，相信這兩年的生活將是很不一樣的光景。

最後，謹以此文獻給我摯愛的雙親。

摘要

隨著金融全球化的加深，金融市場之間關係更為密切，尤其是外匯市場、股票市場和債券市場關係為關注的重點。過去文獻研究重心多只探討外匯市場壓力與股市相互關係，鮮少探討外匯市場壓力與債市關係，把外匯市場壓力與股債市放在一起探討的文獻更付之闕如，因此本文擬探討韓國、台灣、新加坡及印度外匯市場壓力與股債市之關聯性，透過 VAR 模型及多變量 GARCH 模型分析彼此的相互關聯。

實證結論如下:就平均方程式而言(1)外匯市場壓力與股票市場兩者呈現雙向交互負向影響；(2)外匯市場壓力與債券市場之間多不顯著影響；(3)股票市場與債券市場兩者呈現雙向交互正向影響。就條件變異數部分而言:(1)外匯市場壓力及股債市三者間波動存在外溢效果；(2)就外匯市場壓力與股市波動不對稱傳導部分，全部國家皆呈現雙向跨市場波動不對稱傳導效果；外匯市場壓力與債市皆有跨市場不對稱傳導效果，但台灣及韓國皆為單向傳導；股市債市實證結果多呈現股市對債市有單向跨市場波動不對稱傳導效果。

關鍵詞:外匯市場壓力、外匯市場、股票市場、債券市場

Abstract

Focusing on the relationship between exchange market pressure (EMP) and stock market by most previous studies, few of such studies has focused on the relationship between EMP with bond market and above all, almost none of such studies has focused on the relationship among exchange market pressure, stock market and bond market. As a result, this thesis intends to research on the co-relationship among exchange market pressure, stock and bond markets in South Korea, Taiwan, Singapore and India, via the analysis of VAR Model and Multivariate GARCH Model.

Our results are as followings, first, in conditional mean equation: (1) There is a two-way negative reciprocal effect between EMP and stock market; (2) The reciprocal effect between EMP and bond market is mostly insignificant; (3) There is a two-way positive reciprocal effect between stock market and bond market. Second, in condition variance equations: (1) There exists a volatility spillover effect for the relationship among exchange market pressure, stock market and bond market; (2) For the four nations, there exists a two-way cross market effect for asymmetric volatility transmission across EMP and stock market. In addition, there exists a cross market effect for asymmetric volatility transmission across EMP and bond market. However, for Taiwan and South Korea, the effect is one-way. The empirical study also indicates that in most cases, stock market exhibits unidirectional cross market effect for asymmetric volatility transmission across bond market.

Key words: exchange market pressure, exchange market, stock market, bond market

目錄

壹、緒論.....	1
貳、文獻探討.....	5
第一節、外匯市場壓力.....	5
第二節、匯市及股市之關係.....	6
第三節、匯市與債市之關係.....	7
第四節、股市與債市之關係.....	7
第五節、GARCH 模型.....	8
參、研究方法.....	10
第一節、資料來源與描述.....	10
第二節、單根檢定.....	10
第三節、外匯市場壓力(EMP)模型.....	13
第四節、VAR 模型.....	14
肆、實證模型.....	16
第一節、條件平均數.....	16
第二節、條件變異數.....	17
第三節、不對稱動態共變異數設定.....	19
第四節、模型分佈設定.....	21
伍、實證結果.....	22
第一節、單根檢定.....	22
第二節、敘述統計量.....	23
第三節、全樣本趨勢圖.....	25
第四節、VAR 模型檢定.....	28
第五節、GARCH 模型條件平均數、條件變異數、共變異數.....	34
陸、結論.....	42
柒、參考文獻.....	44

表目錄

表 1、單根檢定	22
表 2、各國敘述統計	23
表 3、韓國 VAR 檢定結果	28
表 4、台灣 VAR 檢定結果	30
表 5、新加坡 VAR 檢定結果	31
表 6、印度 VAR 檢定結果	32
表 7、大盤指數與債券殖利率對外匯市場壓力(EMP)之條件平均數...	34
表 8、外匯市場壓力及債券對大盤指數之條件平均數	35
表 9、外匯市場壓力與大盤指數對債券殖利率之條件平均數	36
表 10、外匯市場壓力(EMP)條件變異數估計	37
表 11、大盤指數條件變異數估計	38
表 12、債券殖利率條件變異數估計	40
表 13、共變異數方程式參數估計計結果	41

圖目錄

圖 1、韓國、台灣、新加坡外匯市場壓力.....	25
圖 2、韓國、台灣、新加坡大盤指數.....	26
圖 3、韓國、台灣、新加坡十年期政府債券殖利率.....	27

壹、緒論

外匯市場壓力（Exchange Market Pressure，EMP）是 1970 年代以來學界研究的焦點，Girton and Roper(1977)首次提出外匯市場壓力概念，其採用國際收支平衡的簡單貨幣模型來構造貨幣超額需求指數，而這一起額需求須通過匯率變動或者外匯儲備變動來消除，以維持貨幣市場的平衡。EMP 度量的是，國際市場上對某一貨幣超額需求總額，其為沒有外匯市場干預的情況下，匯率需要相應的變動以消除。換言之，EMP 的大小為中央銀行放棄外匯市場或貨幣市場干預顯示的匯率變動程度。其次，Roper and Turnovsky(1980)對 Girton and Roper(1977)的模型進行了擴展，設定本國貨幣超額需求除了匯率變動與外匯儲備變動作為外資進入的建構方法。也將國內信貸之變動作為考據；此外 Weymark(1995、1997、1998)修改和擴展了 Girton and Roper(1977) and Roper and Turnovsky(1980)的模型，而其提供了分析外匯市場失衡和干預更一般化的分析方法，將權重納入外匯市場壓力的定義，提供更合適的建構方法。因此，EMP 定義為國際市場上對本國貨幣的超額需求，因其可廣泛應用於匯率的其它研究，作為衡量外匯市場變化的衡量。其次，定義 EMP 測度是在干預政策的情況下之預期產生的本國貨幣超額需求，EMP 並不等於自由活動匯率制度中的交易值。

相關外匯市場研究中，許多學者探討匯率與股價之相關，但實證上並無一致的定論。相關的理論架構包括「資產替代法則」(asset substitution) 說明匯率的變動與股票價格之相關，採取管理浮動匯率的國家，中央銀行透過公開市場的操作

來穩定匯率，當一個國家的貨幣面臨升值壓力的時候，央行會為了穩定匯率，透過外匯市場買進外匯並且釋出本國貨幣，此舉會造成國內貨幣供給增加；根據資產替代法則，會導致個人實際上握有的貨幣餘額比原先想持有的貨幣餘額還高，這會使個人將多餘的貨幣餘額來購買其他的金融商品（如股票），以維持原先想擁有的貨幣餘額水準。當短期商品供給不變的條件下，將會造成這些金融商品的價格上升；反之，當一個國家幣面臨貶值壓力時，其它的金融商品價格便會下降。實證上，Mok(1993) and Ajayi and Mougoue(1996)認為股價和匯率具雙向因果關係；而 Bahmani-Oskooee and Sohrabian (1992) and Nieh and Lee(2001)卻認為股價和匯率具短期雙向因果關係，不具長期因果關係。Soenen and Hennigar (1988) 研究了美國股價與匯率之間的關聯性，發現兩者呈現正向的關係；但是 Solnik (1987) 研究了八個工業國家的匯率波動與股價變化的情形發現，股票的季報酬與通貨的貶值呈現正向的關係，而月報酬則會成反向關係；而 Ma and Kao (1990) 則研究以出口為導向的國家，通貨貶值與股價呈現正向關係；反之則為反向關係。相對上述的實證結果為利用匯率價格來反映市場狀態，本文則嘗試外匯市場壓力指數作為評估匯率變化的替代變數，據以討論其與股市之關係，其為本文研究動機之一。

除上述匯率與股市的交互關係外，外匯市場與債券市場的關係亦為另一討論議題。具體言之，本國匯率上升，出口競爭力變弱，債券殖利率亦隨之上漲，此時呈現正向相關；但另一方面，當國內景氣樂觀時，本國貨幣升值，倘若企業看好未來景氣的情況下，因此增加債券的供給量亦可能導致債券殖利率下跌，而此時呈現反向相關。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，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；Andersen, Bollerslev, Diebold and Vega(2004)及 Chow, Lee and Solt (1997)實證發現匯率變動提供債市價格變化一定程度解釋力；Longstaff and Schwartz (1992)、Li (2002)及 Sarkar and Ariff (2002)証實利率直接影響債券價格，對於債券市場具指標效應；Baig and Goldfajn(2002)基於 VAR 方法研究了六個新興市場的匯率和利率的關係，發現匯率的大幅波動並不能夠由利率變化來解釋。由上述的文獻研究可知，債市與匯市的影響是不確定的。相對過去文獻皆以現貨市場匯率作為探討對象，本文嘗試較能反映市場真實狀態的外匯市場壓力做為指標，分析其與債券市場的關係，此為本文研究動機之二。

股票的價格與債券的殖利率間亦存在互相影響關係；一般而言，當景氣樂觀時，股票價格上揚，而投資人傾向追逐風險性資產如股票，因而賣出債券使債券殖利率上升，此時股價與債殖利率正向相關實證；Warren 等人(2010)研究指出，股票報酬率較高的時候會使避險者賣出手中持有的債券轉為持有股票，反之亦然；由此研究可知股票與債券的關係為替代關係。另一方面，股票價格與債券殖利率可能在投資人意見分歧情況下呈現不同走勢。諸如積極投資人買股票，而保守投資人投資則買債券，造成兩者呈現負向相關。實證研究 Ilmanen (2003) 在研究美國股票和債券的相關關係時發現，二者的相關係數在 20 世紀的大部分時間為正，但在 1930 年代早期和 1950 年代晚期為負。

過往文獻表明，金融市場的核心組成部分，匯市、股市、債市三者之間的關係錯綜複雜，因此不能分割性的指研究兩兩的關係，應該對三個市場進行綜合研究。本研究專注於此三市場之間相互關連性的探討，本文特點乃將外匯市場壓力

替代外匯市場，因為外匯市場壓力乃評估外匯市場所承受的總體壓力，其不只包含了匯率現貨市場，也包含了國內外利率差以及外匯儲備的考量，因此，外匯市場壓力也許更能精準的表示外匯市場的動態。其次，為過去文獻大多只單獨探討兩兩市場的相互關係，鮮少探討三市場的相互關係，本文對利用較一般化的多變量 GARCH 探討三者之相互關聯，此為研究動機之三。

貳、文獻探討

第一節、外匯市場壓力

Girton and Roper(1977)首次提出外匯市場壓力的概念，他們提出的定義是用於所有的匯率制度，他們採用國際收支平衡的簡單貨幣模型來建構貨幣超額需求的指數，而此超額需求必須通過匯率的變動或是外匯儲備的變動或兩者共同變動來消除，以維持貨幣市場的平衡。Roper and Turnovsky(1980)對Girton and Roper(1977)的模型進行了擴展。他們假設本國貨幣的超額需求可以被匯率的變動、外匯儲備的變動或國內信貸的變動所吸收。並且引入中央銀行的政策反應函數。

然而以上都未提出EMP關於中間匯率制度的定義，也未推導出與所用模型一致的方程式，所以，Weymark(1995、1997、1998)率先給出EMP的一般定義，並據此建構了EMP指數。修改和擴展了Girton and Roper(1977)和Roper and Turnovsky(1980)的模型，其提供了一個分析外匯市場失衡和干預更一般的分析方法，對外匯市場壓力做出了一個較為有系統性的定義，認為外匯市場壓力是在給定期貨幣當局不干預外匯市場的條件下，通過匯率變動消除的國際市場上對於本國貨幣的超額需求。後來關於外匯市場壓力的研究開始從單純計算到與其它經濟問題聯繫起來的轉變，例如外匯市場壓力與貨幣政策(Evan Tanner,2002;卜永祥,2008;朱孟楠等,2009)、外匯市場壓力與貨幣危機(Evan Tanner,2002; Horen et.al,2006)，通過計算事前和事後市場壓力來分析貨幣當局外匯市場干預的有效性(Siklos 和Weymark,2006;朱孟楠等,2009)等。Eichengreen 等(1995)和Sachs 等

(1996) 建構了EMP模型加權重的設計。由於權重 $1/\sigma_r$ 或 $1/\sigma_i$ 可能出現比較大的異常值，為了避免異常值的影響，Stavarek (2007) 又對Eichengreen等 (1995) 和 Sachs 等 (1996) 的模型進行了修正，將 $1/\sigma_r$ 、 $1/\sigma_i$ 和 $1/\sigma_S$ 相加作為權重的分母。

第二節、匯市及股市之關係

Soenen & Hennigar (1988) 研究了美國股價與匯率之間的關聯性，發現美國股票的市場具有效率性(Efficientmarket)，即當美元貶值（美元匯率上升）時，美國股價會隨之下跌，兩者呈現負向的關係。Ma & Kao (1990) 使用月資料，發現出口為導向的國家，通貨貶值與股價呈現正向關係；反之，進口導向的國家則為反向關係。Solnik (1987) 研究八個工業國家的匯率波動與股價變化的情形，研究發現股票的季報酬與通貨的貶值呈現正向的關係；若使用月報酬則會成反向關係。Jorion (1990) 針對於通貨貶值的跨國企業進行了股票報酬的分析，研究發現，企業在通貨貶值時股價是呈現上漲的情形。Jorion (1991) 又再進一步的研究匯率波動對股價的影響，考慮到企業融資時是否應該將通貨貶值的風險納入資金的成本中，結果顯示匯率的風險在企業多角化的經營下，其風險程度並不太高。

Branson and Henderson (1985) 提出「投資組合模型」(portfolio balance model)，認為短期其它的條件不變下，會使投資者持有較多的份額於報酬相對較高的金融資產，而持有較少的份額於報酬相對較低的金融資產上，所以，當本國貨幣貶值時，投資者會偏向減少持有本國資產(如股票)，而將資金轉往其他相對會升值國家的資產，在此種情況下匯率的變動會領先股票的變動。

第三節、匯市與債市之關係

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；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。Longstaff and Schwartz (1992)、Li (2002)及 Sarkar and Ariff (2002)証實利率直接影響債券價格，對於債券市場具指標效應；Baig and Goldfajn(2002)基於VAR方法研究了六個新興市場的匯率和利率的關係，發現匯率的大幅波動並不能夠由利率變化來解釋。Andersen, Bollerslev, Diebold and Vega (2004) 及 Chow, Lee and Solt (1997)實證發現匯率變動提供債市價格變化一定程度解釋力。

第四節、股市與債市之關係

在過去的文獻中，有許多文獻可以用來解釋股市與債市的相互關係；以資產替代來說，債券以及股票視為是能夠相互替代的資產。例如：對債券有利的信息流通在市場上，會使市場上的投資者賣出手中持有的股票，然後再轉換為債券，反之，若是有利於股票的信息流通在市場上，則會使市場上的投資者賣出手上持有的債券，然後再轉換為股票。因此，資產替代假說的條件是，當衝擊對一個市場的報酬率為正向的時候，將會造成另一個市場產生外溢效果。

Fang(2007)對 1998~2004 年之間美、英、日、德四國股市和債市所做的研究表明，四個國家自身均只存在從股票市場到債券市場的單向波動溢出，但美債與德

股間確存在雙向波動溢出。Chulia and Torro(2008)對歐洲的股票市場及債券市場研究指出，股市與債市存在雙向波動溢出，股市對債市的衝擊非對稱的，而債市對股市卻是對稱的。Warren 等人（2010）研究指出，股票報酬率較高的時候會使避險者賣出手中持有的債券轉為持有股票，反之，債券報酬率較高的時候會使避險者賣出手中持有的股票轉為持有債券。Solnik, Boucrelle, and Fur (1996)亦以國際股市與債市為研究標的進行相關性之分析,研究結果顯示歐亞 地區之股票市場、債券市場皆與美國股票市場、債券市場無顯著性之關聯性。Ilmanen（2003）在研究美國股票和債券的相關關係時發現，二者的相關係數在 20 世紀的大部分時間為正，但在 1930 年代早期和 1950 年代晚期為負。Li(2002)對 G7 股票及債券兩市場波動關係研究指出，各國股市與債市都表現出顯著的溢出效應，不僅有負向的，也有正向的。

第五節、GARCH 模型

針對條件變異數可能發生異質變異現象，Engle（1982）首先提出 ARCH（autoregressive conditional heteroskedasticity）模型來解釋上述現象。ARCH 模型中設定條件變異數（conditional variance）為過去殘差項平方之函數，並會隨時間變動（time-varying）而改變。故該模型具有非條件變異數為常數，而條件變異數則是隨某一特定型態的函數而改變之特性。繼而 Bollerslev（1986）將傳統 ARCH 模型進一步擴展而建構成 GARCH（generalized autoregressive conditional heteroskedasticity）模型，該模型乃擴充修正 ARCH 模型中條件變異數的部分，將落遲期的條件變異數資訊整合納入模型，其優點除了較 ARCH 模型在條件變異數的結構設定上更富彈性，並使得模型在參數估計時更加精簡，亦可藉由過去波動資

訊來預測未來變化情形。Engle et al. (1987) 再將ARCH模型加以擴充，將條件變異數加入條件平均數方程式中，以瞭解條件平均數受條件變異數影響程度而成為ARCH-M模型。之後，Chou (1988) 將條件異質變異數加入GARCH模型之條件平均數方程式中，進而發展成為GARCH模型。GARCH模型是一個可藉由過去未預期變動與波動之資訊來偵測未來條件變異數之波動預測模型，且由於該系列模型為一個固定參數化的隨機過程 (stochastic processes)，因此相對容易將模型加以擴充與改良，因而各種具有不同功能GARCH系列模型遂應運而生。Bollerslev et al. (1988) 旋即結合資本資產訂價模型 (CAPM)，而提出多變量GARCH模型來探討股票、貨幣與債券市場及其市場風險與報酬率之抵換 (trade-off) 關係，顯示條件變異數因時而異之特性對資產報酬率之影響有極大關係。相較於上述以預測誤差為中心點呈對稱分配的對稱型異質變異數模型，後繼學者發現負向未預期衝擊所產生之波動會大於正向未預期衝擊所產生之波動，進而推論出條件異質變異數的分配並非呈現對稱分配之型態，乃提出「不對稱性」 (asymmetry) 的理論加以驗證，例如：Glosten et al. (1993) 所提出之GJR GARCH模型，將波動不對稱性效果加入模型之中，藉以衡量正向或負向未預期衝擊對條件異質變異數所造成之影響程度。當投資的資產市場為二個以上的資產時，在不同市場間各種資訊的變化或波動變化，會對其它市場造成相互之影響，所以不同資產市場間的互動，對於資產組合之報酬會有相當的影響。多變量GARCH模型可運用於連繫不同市場變數，以捕捉那些時而相依的條件共變異數及條件變異數之動態過程，有效地計算不同資產報酬間的交互關連。

參、研究方法

第一節、資料來源與描述

本研究收取之樣本種類有:(1)韓國、台灣、新加坡及印度的本國兌1美元之匯率。(2)韓國、台灣、新加坡及印度的本國隔夜拆款利率。(3)韓國、台灣、新加坡及印度的本國外匯儲備。(4)美國隔夜拆款利率。(5)韓國、台灣、新加坡及印度的本國大盤指數。(6)韓國、台灣、新加坡及印度的本國政府十年期債券殖利率；全樣本資料為，韓國蒐集以上各種類資料期間為2000/10/25~2015/2/27；台灣為1999/4/16~2015/4/2；新加坡為2000/4/6~2015/4/6；印度為2005/4/28~2015/2/27。因各樣本期間皆要對齊，因此，每種種類分析樣本期間皆為2005/4/28~2015/2/27的日資料，樣本期間共2568日。上述資料種類(1)、(2)、(3)、(4)皆為外匯市場壓力模型之所需資料；(5)即為股票的替代資料；(6)為債券的替代資料。

第二節、單根檢定

時間序列資料通常可分成兩種類型：非定態（Non-Stationary）以及定態（Stationary）序列。非定態時間序列資料對於外來的衝擊是會逐漸累積的，並帶來持續且長期性的影響，使資料在時間變動中逐漸偏離平均值；而定態的時間序列資料對於外來衝擊只會留下短暫性的影響，在經過干擾後，仍然會回到其平均值。在此我們作為定態定義的是指弱市定態(weakly stationary)，根據Tsay(2005)，假設 $\{r_t\}$ 為一時間序列資料，則符合以下兩個條件即為弱市定態：

(a) $E(r_t)=\mu$ ， μ 為一固定常數。

(b) $\text{Cov}(r_t, r_{t-1}) = \gamma_l$ ，不同其的相關係數只根落後期數 l 相關。

而一般的時間序列模型接需要此定態的假設下才得以進行，也因此我們並需先針對資料做定態的檢定。Granger and Newbold(1974)指出，如果直接進行非定態變數的迴歸分析會造成所謂的虛假迴歸 (Spurious Regression)：兩獨立且不相關的變數，只因為具有單根 (unit root)，就會讓我們估計出一個不存在的相關性。

單根以及隨機趨勢 (Stochastic trend) 通常被視為相同的概念，單根也是時間序列資料之所以呈現非定態的原因。假設時間序列 y_t 具有單根，那麼一般我們會說 y_t 具有隨機趨勢。我們在這邊所稱的隨機趨勢，意思通常指的就是時間序列資料持續而長期性的隨機移動，而以總體經濟學來解釋的話，也就是指經濟體系中的外生衝擊對於總體經濟變數的影響是恆久的，任何一次的隨機衝擊都會造成時間序列資料持續而長期性的改變。過去研究總體經濟的學者處理時間序列資料時，都只考慮固定趨勢，認為去除固定趨勢，時間序列資料就可成為定態，但就具有單根的時間序列資料來說，僅僅去掉時間序列的固定趨勢是不夠的。Nelson and Plosser(1982)指出，大部分經濟變數之時間序列皆具有隨機趨勢。不解決單根的問題，就會造成我們前面所提到的虛假迴歸問題，而無法利用時間序列模型繼續進行分析。因此，在我們進行分析之前，必須先利用單根檢定，檢查資料屬性是否為非定態，才能繼續後續的研究。

在本文所檢定單根的方法選定為ADF單根檢定。檢定單根的方法最早由Dickey與Fuller(1979)在其文章中提出，其中假設殘差符合白噪音(white noise)，但因為DF檢定之殘差項通常存在明顯的序列相關(autocorrelation)，因此 Said &

Dickey (1984) 發展出Augmented Dickey-Fully Test (ADF 檢定)，加入額外差分落後期調整,解決以上殘差項序列相關的缺失。ADF檢定另外修正為以AR(p)的形式進行單根檢定，稱為「修正後 DF 檢定」，此檢定的虛無假設為時間序列資料具有單根，對立假設則是時間序列資料為定態資料，因此，在檢定過程中，我們必須得到足以拒絕虛無假設的證據才能套用後續的時間序列模型。

模型如下所示，若 Y_t 為一時間序列資料， β 為自我迴歸係數， b_t 為時間趨勢項， P 則為最適落後期數， e_t 表示干擾項：

模式1：無截距項且無時間趨勢項之模型：

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_j \Delta Y_{t-1} + e_t$$

模式2：包含截距項之模型：

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_j \Delta Y_{t-1} + e_t$$

模式3：包含截距項及時間趨勢項之模型：

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p c_j \Delta Y_{t-1} + b_t + e_t$$

ADF 檢定允許同質的殘差和白噪音的性質。

如果時間序列資料不如我們所預期的為定態，則必須要採取差分(differencing)的動作，再重複的進行單根檢定，直到我們的資料呈現定態為止。而在本文因為數字考量，因此差分後會乘以100取報酬率來替代。

第三節、外匯市場壓力(EMP)模型

Eichengreen 等 (1995) 最早提出了比較簡單的、不依賴於模型的EMP指數。Eichengreen 等 (1995) 認為，模型依賴性並不必然地帶來EMP和中央銀行干預指數的合意性。他們從中央銀行化解和吸收外匯市場壓力的手段和方法著手，提出了非模型依賴的外匯市場壓力指數。該指數是利率差異、雙邊匯率百分比變化以及外匯儲備百分比變化的一個線性組合。和 Weymark (1997) 的模型依賴指數不同，他們所構建的指數中，權重是通過指數三個構成元素的樣本標準差來計算的。由於 Eichengreen 等 (1995) 和 Sachs 等 (1996) 所構建的 EMP 指數的構成及其權重的設計都不是由結構模型推導出來的，因此，他們所設計的指數被稱為是非模型依賴的 (model-independent)。由於兩種方法各有利弊，本文利用這兩種基本方法測度外匯市場壓力和中央銀行的干預程度，這在一定程度上為銀行的外匯市場操作提供了參考。Eichengreen et al. (1995) 最初給出的 EMP 指數定義如下：

$$EMP_t = \frac{\Delta S_t}{S_t} - \frac{1}{\sigma_r} \left(\frac{\Delta R_t}{B_t} - \frac{\Delta R_t^*}{B_t^*} \right) + \frac{1}{\sigma_i} (\Delta i_t - \Delta i_t^*)$$

其中， σ_r 表示國內外國際儲備百分比變化之差的標準差； σ_i 表示國內外利率差異的標準差。由於權重 $1/\sigma_r$ 或 $1/\sigma_i$ 可能出現比較大的異常值，為了避免異常值的影響，Stavarek (2007) 在吸收 Sachs 等 (1996) 思想的基礎上，提出了一個改進的 EMP 指數，定義如下：

$$EMP_{k,t} = \left(\frac{\frac{1}{\sigma_s}}{\frac{1}{\sigma_s} + \frac{1}{\sigma_r} + \frac{1}{\sigma_i}} \right) \frac{\Delta S_t}{S_t} - \left(\frac{\frac{1}{\sigma_r}}{\frac{1}{\sigma_s} + \frac{1}{\sigma_r} + \frac{1}{\sigma_i}} \right) \frac{\Delta R_{t-1}}{B_{t-1}} + \left(\frac{\frac{1}{\sigma_i}}{\frac{1}{\sigma_s} + \frac{1}{\sigma_r} + \frac{1}{\sigma_i}} \right) \Delta(i_t - i_t^*)$$

其中， σ_s 表示匯率百分比變化的標準差； S_t 為本國貨幣兌換美元的匯率； i_t 為本國隔夜拆款利率； ΔR_{t-1} 為本國外匯儲備變動量； i_t^* 為美國隔夜拆款利率。

第四節、VAR 模型

向量自我迴歸模型（英語：Vector Autoregression model，簡稱 VAR 模型）是一種常用的計量經濟模型，由經濟學家克里斯多福·西姆斯（英語：Christopher Sims）提出。它擴充了只能使用一個變量的 AR 模型，使容納大於 1 個變量，因此經常用在多變量時間序列模型的分析上。向量自我迴歸模型，考慮變數為自身落後項以及其他變數落後項的函數。多變數 VAR 與單變數 AR 模型最大的不同處在於，VAR 模型考慮了體系內變數的動態交互行為。VAR 模型描述在同一樣本期間內的 n 個變量（內生變量）可以作為它們過去值的線性函數。一個 VAR(p)模型可以寫成為：

$$y_t = c + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中： c 是 $n \times 1$ 常數向量， A_i 是 $n \times n$ 矩陣。 e_t 是 $n \times 1$ 誤差向量，滿足：

1. $E(e_t) = 0$ 誤差項的均值為 0。
2. $E(e_t e_t') = \Omega$ 誤差項的共變異數矩陣為 Ω （一個 $n \times n$ 正定矩陣）。
3. $E(e_t e_{t-k}') = 0$ 對於所有不為 0 的 k 都滿足）誤差項不存在自相關。

在本文中，因為探討到 EMP、股市、債市所以在本文中 VAR(p)的模型為下：

$$X_t = c_1 + \beta_{11} X_{t-p} + \beta_{12} Y_{t-p} + \beta_{13} Z_{t-p} + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_t = c_2 + \beta_{21} X_{t-p} + \beta_{22} Y_{t-p} + \beta_{23} Z_{t-p} + \varepsilon_{2t}$$

$$Z_t = c_3 + \beta_{31} X_{t-p} + \beta_{32} Y_{t-p} + \beta_{33} Z_{t-p} + \varepsilon_{3t}$$

其中 X_t 為外匯市場壓力; Y_t 為債券殖利率報酬率; Z_t 為大盤指數報酬率; β_{11} 、 β_{21} 、 β_{31} 為外匯市場壓力的延期之參數; β_{12} 、 β_{22} 、 β_{32} 為債券殖利率報酬率的延期之參數; β_{13} 、 β_{23} 、 β_{33} 為大盤指數的延期之參數; X_{t-p} 為外匯市場壓力在 t 時遞延 p 期之值; Y_{t-p} 為債券殖利率報酬率在 t 時遞延 p 期之值; Z_{t-p} 為大盤指數報酬率在 t 時遞延 p 期之值。

肆、實證模型

多變量 GARCH 模型

由於財務的時間序列資料之波動會受到不同程度的外在衝擊所影響，資料的變異數因此有隨時間而波動的現象，Engle(1982)和Bollerslev(1986)分別提出自我相關條件異質變異模型(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity，簡稱ARCH模型)與一般化自我回歸條件異質變異數模型(Generalized ARCH model，簡稱GARCH模型)，本文採用GARCH模型進行資料分析，其模型如下：

第一節、條件平均數

$$EMP_{k,t} = \alpha^E + \sum_{i=1}^{n_1^E} \lambda_i^{S-E} R_{k,t-i}^S + \sum_{i=1}^{n_2^E} \lambda_i^{B-E} R_{k,t-i}^B + \sum_{i=1}^{n_3^E} \lambda_i^E EMP_{k,t-i} + \varepsilon_t^E \quad (1)$$

$$R_{k,t}^S = \alpha^S + \sum_{i=1}^{n_1^S} \lambda_i^{E-S} EMP_{k,t-i} + \sum_{i=1}^{n_2^S} \lambda_i^{B-S} R_{k,t-i}^B + \sum_{i=1}^{n_3^S} \lambda_i^S R_{k,t-i}^S + \varepsilon_t^S \quad (2)$$

$$R_{k,t}^B = \alpha^B + \sum_{i=1}^{n_1^B} \lambda_i^{E-B} EMP_{k,t-i} + \sum_{i=1}^{n_2^B} \lambda_i^{S-B} R_{k,t-i}^S + \sum_{i=1}^{n_3^B} \lambda_i^B R_{k,t-i}^B + \varepsilon_t^B \quad (3)$$

公式(1)、(2)、(3)為外匯市場壓力與股票市場及債券市場條件平均數方程式，其中 $EMP_{k,t}$ 代表 k 國在時間 t 時的外匯壓力指數(k=韓國、台灣、新加坡、印度)， $R_{k,t}^S$ 代表 k 國在時間 t 時的股票報酬率(k=韓國、台灣、新加坡、印度)， $R_{k,t}^B$ 代表 k 國在時間 t 時的債券殖利率報酬率(k=韓國、台灣、新加坡、印度)， λ_i^{S-E} 表示股票市場對外匯市場壓力影響的估計參數， λ_i^{B-E} 表示債券市場對外匯市場壓力影響的估計參數； λ_i^{E-S} 表示外匯市場壓力對股票市場影響的估計參數， λ_i^{B-S} 表示債券市場對

股票市場影響的估計參數； λ_i^{E-B} 表示外匯市場壓力對債券市場影響的估計參數， λ_i^{S-B} 表示股票市場對債券市場影響的估計參數； i 為各國之最適落後期數，落後期數的顯著性以AIC(Akaike Information Criterion)準則檢視決定， λ_i^E 表示外匯市場壓力自我遞延期的估計參數， λ_i^S 表示股票市場壓力自我遞延期的估計參數， λ_i^B 表示債券市場自我遞延期的估計參數。

第二節、條件變異數

$$\begin{aligned}
 h_t^E = & \omega^E + \sum_{i=1}^{q^E} \beta_i^E h_{t-i}^E + \sum_{i=1}^{p_1^E} \alpha_i^E (\varepsilon_{t-i}^E)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^E} \alpha_2^E (\varepsilon_{k,t-i}^E)^2 D_{t-1}^E + \sum_{i=1}^{p_2^E} \delta_1^{B-E} (\varepsilon_{t-i}^B)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^E} \delta_1^{S-E} (\varepsilon_{t-i}^S)^2 \\
 & + \sum_{i=1}^{p_2^E} \delta_2^{B-E} (\varepsilon_{t-i}^B)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^E} \delta_2^{S-E} (\varepsilon_{t-i}^S)^2 \quad (4)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 h_t^S = & \omega^S + \sum_{i=1}^{q^S} \beta_i^S h_{t-i}^S + \sum_{i=1}^{p_1^S} \alpha_i^S (\varepsilon_{t-i}^S)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^S} \alpha_2^S (\varepsilon_{k,t-i}^S)^2 D_{t-1}^S + \sum_{i=1}^{p_2^S} \delta_1^{B-S} (\varepsilon_{t-i}^B)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^S} \delta_1^{E-S} (\varepsilon_{t-i}^E)^2 \\
 & + \sum_{i=1}^{p_2^S} \delta_2^{B-S} (\varepsilon_{t-i}^B)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^S} \delta_2^{E-S} (\varepsilon_{t-i}^E)^2 \quad (5)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 h_t^B = & \omega^B + \sum_{i=1}^{q^B} \beta_i^B h_{t-i}^B + \sum_{i=1}^{p_1^B} \alpha_i^B (\varepsilon_{t-i}^B)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^B} \alpha_2^B (\varepsilon_{k,t-i}^B)^2 D_{t-1}^B + \sum_{i=1}^{p_2^B} \delta_1^{S-B} (\varepsilon_{t-i}^S)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^B} \delta_1^{E-B} (\varepsilon_{t-i}^E)^2 \\
 & + \sum_{i=1}^{p_2^B} \delta_2^{S-B} (\varepsilon_{t-i}^S)^2 + \sum_{i=1}^{p_2^B} \delta_2^{E-B} (\varepsilon_{t-i}^E)^2 \quad (6)
 \end{aligned}$$

公式(4)、(5)、(6)代表外匯市場壓力與股票市場及債券市場的條件變異數方程式，均遵循GAR-GARCH模型之結構，可以捕捉對自身市場好、壞消息的波動不對稱反應及跨市場的波動不對稱傳導效果。 D_{t-1}^E 、 D_{t-1}^S 、 D_{t-1}^B 是外匯市場壓力與股票市場及債券市場壞消息衝擊的虛擬變數，若前一期是壞消息，

$\varepsilon_{k,t-i}^E$ 、 $\varepsilon_{k,t-i}^S$ 、 $\varepsilon_{k,t-i}^B$ (k國外匯市場壓力、股票市場及債券市場未預期波動)等於1；
 反之則為0。 δ_1^{B-E} 、 δ_1^{S-E} 、 δ_1^{B-S} 、 δ_1^{E-S} 、 δ_1^{S-B} 、 δ_1^{E-B} 所衡量的是跨市場波動傳導效果，
 若 δ_1^{B-E} 參數顯著異於0，代表債券市場的波動會造成外匯市場壓力的波動，若 δ_1^{S-E} 參
 數顯著異於0，代表股票市場的波動會造成外匯市場壓力的波動，若 δ_1^{B-S} 參數顯著
 異於0，代表債券市場的波動會造成股票市場的波動，若 δ_1^{E-S} 參數顯著異於0，代表
 外匯市場壓力的波動會造成股票市場的波動，若 δ_1^{S-B} 參數顯著異於0，代表股票市
 場的波動會造成債券市場壓力的波動，若 δ_1^{E-B} 參數顯著異於0，代表外匯市場壓力
 的波動會造成債券市場壓力的波動； δ_2^{B-E} 、 δ_2^{S-E} 、 δ_2^{B-S} 、 δ_2^{E-S} 、 δ_2^{S-B} 、 δ_2^{E-B} 捕捉的是
 跨市場波動不對稱性，若 δ_2^{B-E} 參數顯著異於0，代表當債券市場發生未預期的負向
 波動時，債券市場對外匯市場壓力的跨市場波動之外溢效果，若 δ_2^{S-E} 參數顯著異於
 0，代表當股票市場發生未預期的負向波動時，股票市場對外匯市場壓力的跨市場
 波動之外溢效果；若 δ_2^{B-S} 參數顯著異於0，代表當債券市場發生未預期的負向波動
 時，債券市場對股票市場的跨市場波動之外溢效果，若 δ_2^{E-S} 參數顯著異於0，代表
 當外匯市場壓力發生未預期的負向波動時，外匯市場壓力對股票市場的跨市場波
 動之外溢效果；若 δ_2^{S-B} 參數顯著異於0，代表當股票市場發生未預期的負向波動時，
 股票市場對債券市場的跨市場波動之外溢效果，若 δ_2^{E-B} 參數顯著異於0，代表當外
 匯市場壓力發生未預期的負向波動時，外匯市場壓力對債券市場的跨市場波動之
 外溢效果。

第三節、不對稱動態共變異數設定

既有文獻研究針對條件變異數特性已存在相當的討論，然而有關條件共變異的研究則相對有限。掌握不同資產同期相關特性，對於資產定價、風險管理及動態資產配置有其重要性，為近來研究的重要議題。這部分的掌握，對於投資決策具重要影響。相關研究重要課題之一，在於妥適捕捉市場共變異改變過程，正確估計市場間隨時間改變之條件相關係數。文獻對於相關係數估計，在多變量 GARCH 模型架構下，普遍以 VECH 模型 (Bollerslev, Engle and Wooldridge, 1988)、常數相關係數(CCORR) (Bollerslev, 1990)，Factor ARCH (FARCH) (Engle, Ng and Rothschild, 1990)及 BEKK (Engle and Kroner, 1995)模型等為主。然針對財務金融市場普遍觀察到的波動不對稱現象，Kroner and Ng (1998)、Cappiello, Engle and Sheppard (2006)與 De Goeij and Marquering (2004)等指出，正負訊息對於條件共變異數存在異質性的不對稱影響：當兩市場皆受到未預期負面訊息衝擊，可能導致兩市場共變異程度明顯提昇。Kroner and Ng (1998)因而提出不對稱動態共變異數 (Asymmetric Dynamic Covariance ; ADC)模型，允許共變異數呈現未預期負向衝擊時的不對稱反應。

文獻研究針對市場間共變異特性的變化，部分研究以隨時間改變之條件共變異數為對象，描述市場間共移特性。另一方面，部分文獻則直接針對市場間之相關係數作配置。其中，Bollerslev (1990)提出之常數相關係數(Constant Correlation Coefficient, CCC) GARCH 模型，由於較少參數限制，估計過程相對容易，因此廣被文獻採用。然由於其限制條件相關係數為一固定常數，因此在實務應用上容易

受到質疑，認為在市場波動劇烈時間可能造成高估或低估相關係數的情況；包括 Tse (2000)及 Bera and Kim (2002)即拒絕常數相關係數假設，並證實相關係數存在隨時間變化特性。Engle (2002)及 Tse and Tsui (2002)提出相當具彈性(flexible)之動態條件相關係數 GARCH 模型(Dynamic Conditional Correlation, DCC)，其最大特色乃允許相關係數隨外在資訊變化而改變。DCC 模型為相當一般化之模型設定，可包含常見之條件共變異數型態，且由於參數使用精簡，因此估計成本相對為低，為近來條件共變異數模型的重要擴充。針對本文探討遠期溢價對於區域內不同國家匯率之關係，允許區域內國家匯價存在相關係數隨時間改變的特性有其必要性，特別是新興國家在出口競爭力考量下，不同國家匯率可能受市場結構影響而隨時間改變，說明允許依時變化相關係數(time-varying correlation)的重要性。本計劃擬針對匯率相關係數動態過程，依據傳統 Engle (2002)提出之 DCC 模型(Dynamic Conditional Correlation model)架構，並進一步捕捉不對稱相關係數(asymmetric correlation)特性，本文之 ADCC(Asymmetric Dynamic Conditional Correlation)模型之設定如下：

$$H_t = D_t W_t D_t$$

$$D_t = Q_t^{n-1} Q_t Q_t^{n-1}$$

$$Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B - C' \bar{N} C) + A' Z_{t-1} Z_{t-1}' + B' Q_{t-1} B + C' \eta_{t-1} \eta_{t-1}' C$$

其中， D_t 為 2×2 之 H_t 的對角化矩陣，即 $D_t = \text{diag}\{H_t\}$ 。 R_t 是相關係數矩陣，由於 Q_t 是在時間 t 的條件相關係數矩陣，因此將(7)式設成服從GARCH形式的函數，其中 S 為非條件相關係數矩陣， i 是維度為2的1向量， A 、 B 分別是條件相關係數方程式的ARCH項和GARCH項之係數矩陣， u 是均數方程式的標準化殘差矩陣，即 $u_t = D^{-1} \varepsilon_t$ 。

第四節、模型分佈設定

本文多變量動態相關係數模型之多變量分佈模型如下：

一般文獻多設定模型服從多元常態分佈假設， Θ 表示 $\hat{\varepsilon}_t$ 及 H_t 中所有未知的參數，

T表示觀察值個數，K表變量個數。最大概似估計法估計聯立模型體系之對數概似

函數如下：

$$L(\Theta) = \frac{-TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t + \hat{\varepsilon}_t' H_t^{-1} \hat{\varepsilon}_t|)$$

伍、實證結果

第一節、單根檢定

表 1、單根檢定

		韓國	台灣	新加坡	印度
Panel A:原始資料單根檢定					
EMP	t-statistic	-6.99480***	-9.02997***	-18.07438***	-5.56825***
	(n)	(18)	(9)	(8)	(1)
大盤指數	t-statistic	-1.38103	-1.70812	-0.91734	-0.81423
	(n)	(0)	(1)	(0)	(0)
債券殖利率	t-statistic	-2.16581	-2.16638	-2.38274	-2.51102
	(n)	(1)	(2)	(9)	(3)
Panel B:報酬率單根檢定結果					
R_k^S	t-statistic	-60.22187***	-62.15546***	-61.14904***	-31.74162***
	(n)	(0)	(0)	(0)	(0)
R_k^B	t-statistic	-57.95507***	-50.76215***	-65.09699***	-48.14656**
	(n)	(0)	(0)	(1)	(2)

註:1. ***代表其數值具有1%的顯著性;括號內為在 AIC 準則下選取之最適落後期數; R_k^S 為k國大盤指數報酬率; R_k^B 為k國債券殖利率報酬率。

對資料進行分析時,必須確定資料是否為定態,本文採用ADF檢定(Augmented Dickey-Fuller test)對所有變數之時間序列資料進行單根檢定,並依據 AIC(Akaike's Information Criterion)選取最適落後期數。在表1 Panel A 可以看到,無論是大盤指數或是債券殖利率的資料,皆無法拒絕有單根的假設,表示資料為非定態;如Panel B所示,在經過報酬率轉換後,序列在1%的顯著水準下,皆拒絕有單根的假設,表示序列資料已成定態,以下將以變動率資料當作樣本,進行後續分析。

第二節、敘述統計量

表 2、各國敘述統計

Panel A: 韓國			
	EMP	R_k^S	R_k^B
平均	-0.052538	0.045686	-0.027612
中位數	-0.028306	0.022936	0.000000
最大值	2.104625	11.94567	8.543689
最小值	-1.021265	-12.01879	-9.302326
標準差	0.198575	1.481108	1.120947
偏態	2.088575	-0.312202	0.197768
峰態	23.46840	8.951774	10.26356
J-B 檢定	68060.86	5585.412	8252.645
Panel B: 台灣			
	EMP	R_k^S	R_k^B
平均	-0.060465	0.016098	-0.016400
中位數	-0.022276	0.000000	0.000000
最大值	0.648808	6.742179	17.33333
最小值	-1.923269	-9.458343	-12.12121
標準差	0.152514	1.417752	1.709576
偏態	-2.239946	-0.122217	0.391755
峰態	20.86268	6.189071	13.42936
J-B 檢定	58855.74	1775.318	18982.92
Panel C: 新加坡			
	EMP	R_k^S	R_k^B
平均	-0.070584	0.017333	-0.011141
中位數	-0.059131	0.002324	0.000000
最大值	5.513522	7.821326	31.39919
最小值	-11.20435	-8.193609	-23.63932
標準差	0.388832	1.146823	2.159728
偏態	-4.932564	-0.150945	2.061388
峰態	224.0555	7.727029	45.68927
J-B 檢定	7185297.	3292.474	269927.7
Panel D: 印度			
	EMP	R_k^S	R_k^B
平均	2.063362	0.071651	0.006126
中位數	1.641695	0.035212	0.000000
最大值	9.489151	17.33933	13.01719
最小值	-2.809917	-10.95644	-5.780148
標準差	1.961005	1.536488	0.840395
偏態	0.869440	0.353416	1.483857
峰態	3.410153	12.99141	35.15961
J-B 檢定	341.4031	10730.91	111562.6

以平均而言EMP、大盤指數變動率、債券殖利率變動率皆為印度最大；2013年因受到美國聯準會逐步縮減量化寬鬆政策之影響，導致2013年間多個新興市場外資流出加劇，貨幣趨貶，印度盧比兌美元價位亦由2012年底54.8貶至2013年底61.9：1；印度自2010年起已出現外債總額高於外匯存底金額的轉變，而在2013、2014年底因受經常帳赤字減少與外資流入增加影響，使過去一直處於較低的外匯存底呈現增加的狀態；而印度利率比起其他三國也最高的，因此造成EMP平均最高。而大盤指數變動率、債券殖利率變動率皆因為印度為新興市場，成長空間較大，因此平均的變動量也較大。

以標準差來說EMP、大盤指數變動率為印度最大，而債券殖利率的變動率以新加坡最大；標準差代表變動的度，因此可以說印度的EMP及大盤指數變動率的變動程度最大，而新加坡的債券殖利率變動率最大；印度如前面所言，使得不同時期的EMP及大盤指數變動率的差異都較大；早期的新加坡是個眾多跨國公司在東南亞投資的首選地。但是隨著人力成本的提高，以及東南亞其他國家的工商發展，新加坡的這些優勢逐漸喪失，許多工業、製造業紛紛外遷且受限於自身環境，易受全球經濟蕭條影響，迫使政府開始考慮其他的發展政策，因此國家債券殖利率變動力的變動程度也會最大。

第三節、全樣本趨勢圖

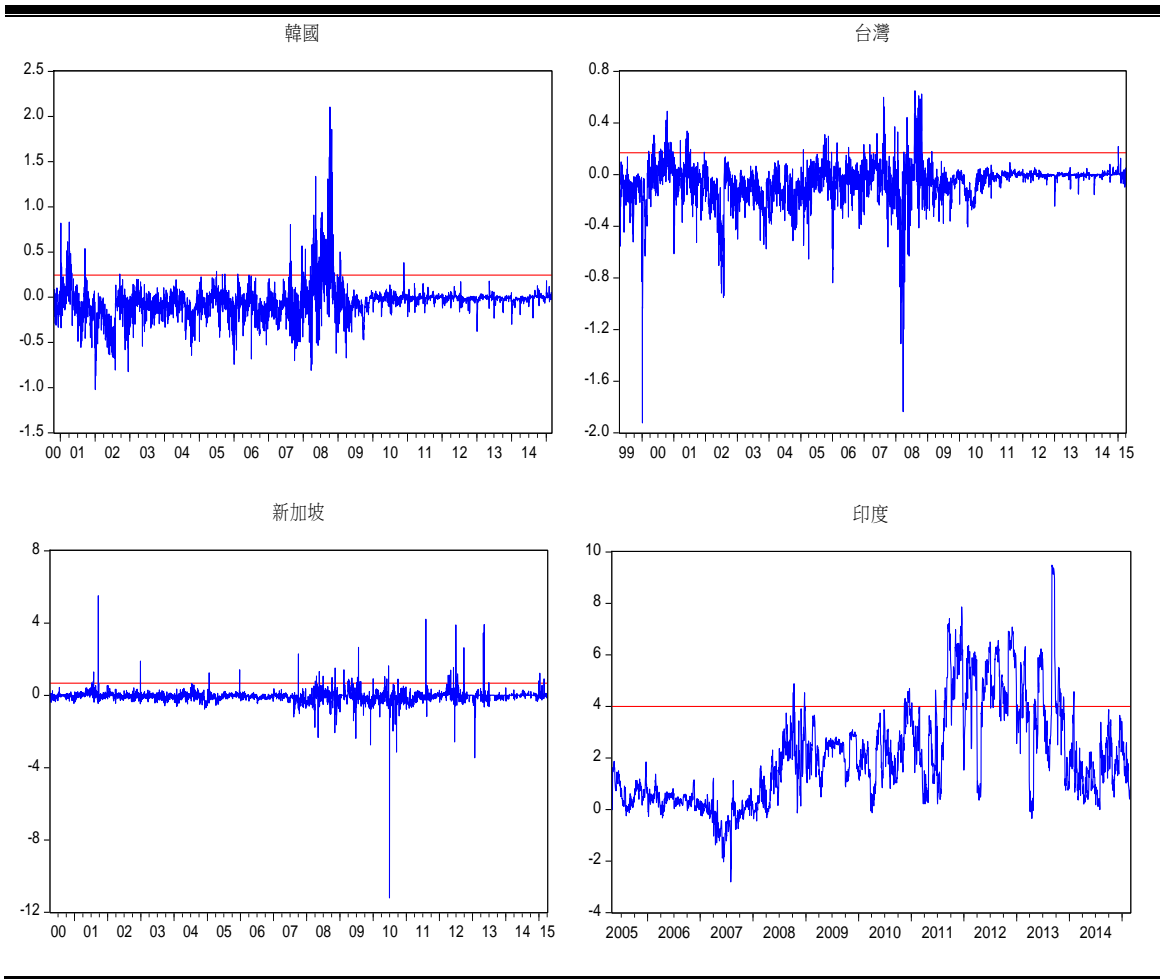


圖 1、韓國、台灣、新加坡外匯市場壓力

紅色線條為根據 Eichengreen et al. (1996)、Frankel and Rose (1996)及 Sachs et al. (1996)等設定的門檻值；為 EMP 平均數加 1.5 倍標準差，超過其值即為該國面臨危機。

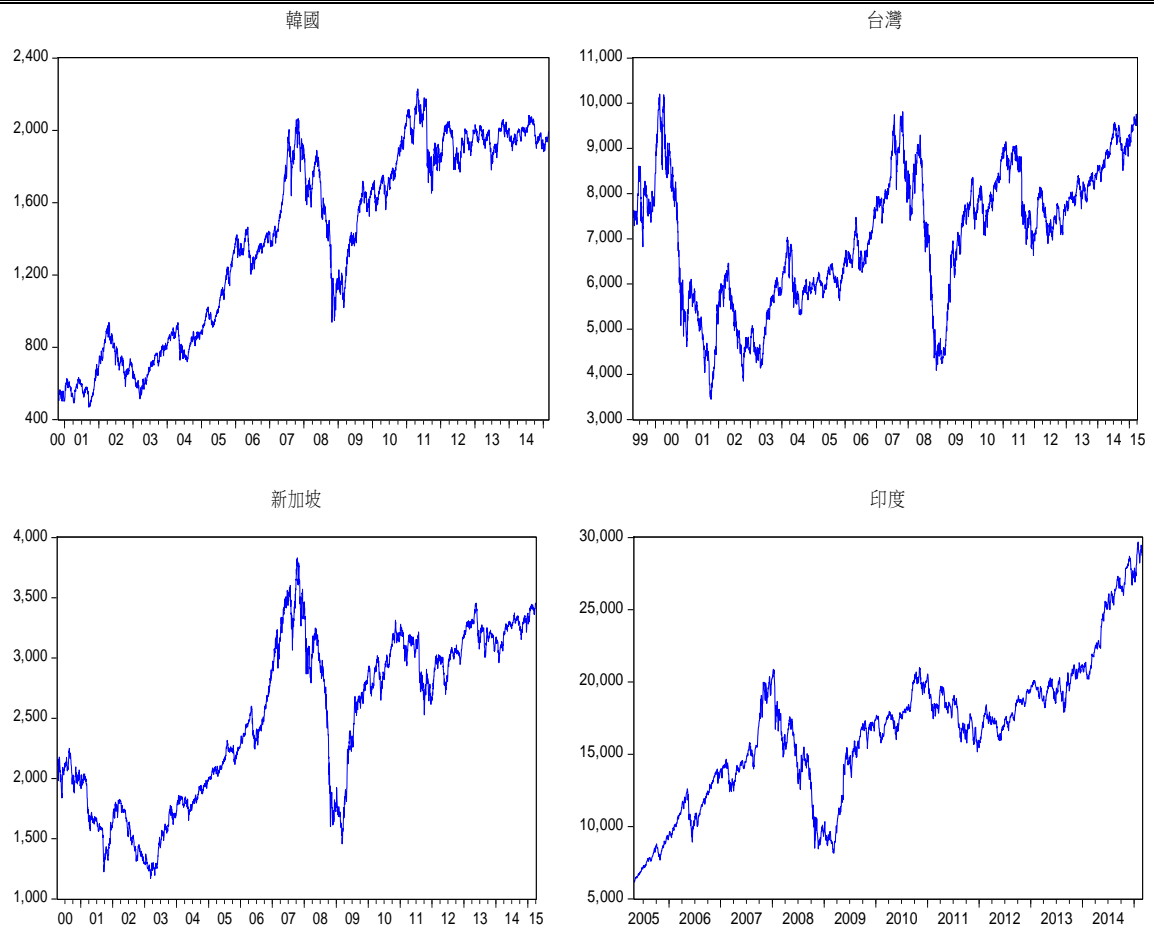


圖 2、韓國、台灣、新加坡大盤指數

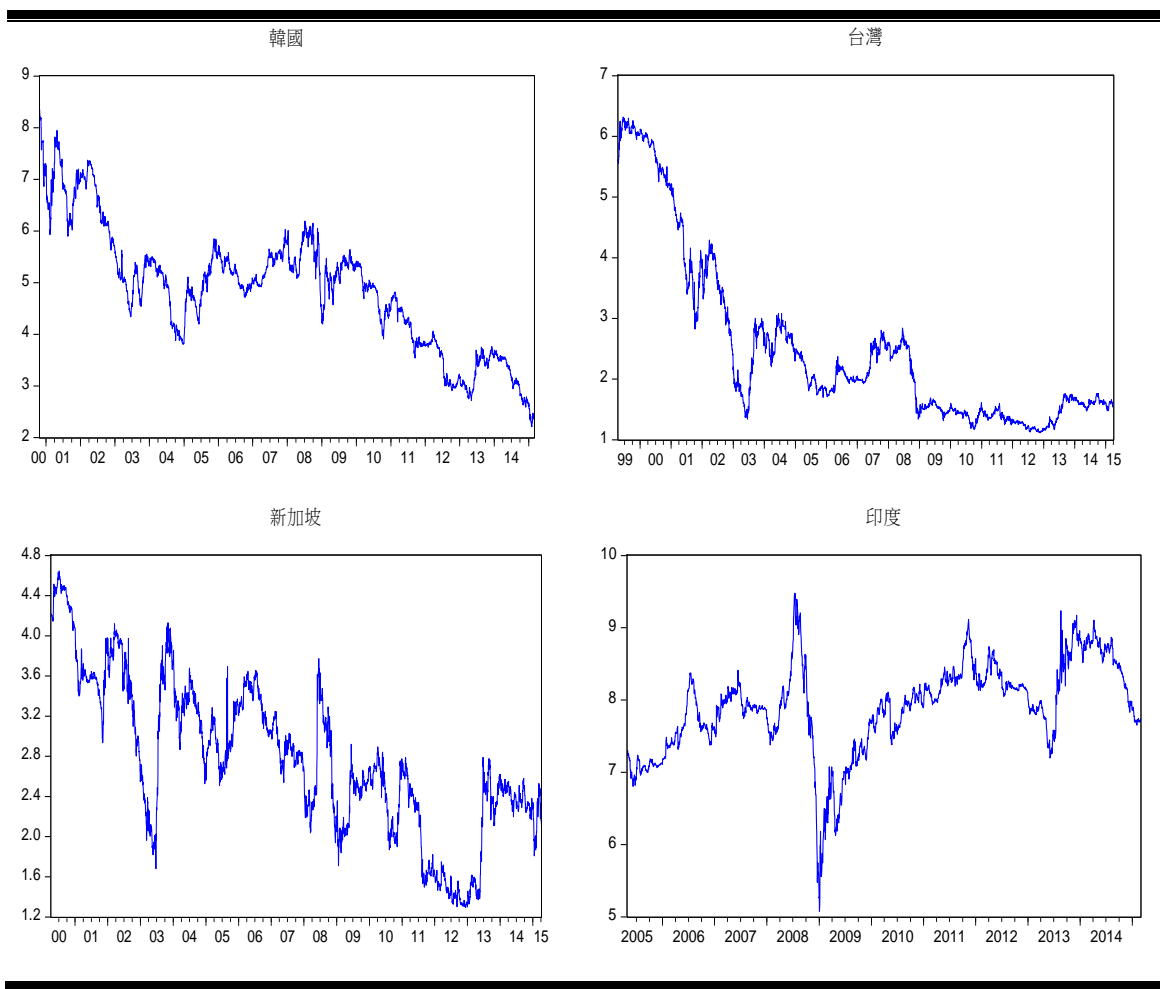


圖 3、韓國、台灣、新加坡十年期政府債券殖利率

第四節、VAR 模型檢定

表 3、韓國 VAR 檢定結果

	EMP	R_k^B	R_k^S
$EMP_{k,t-1}$	0.287094*** (60.01669) [17.1989]	-0.113407 (0.12751) [-0.88938]	-0.189406 (0.16939) [-1.11819]
$EMP_{k,t-2}$	0.217827*** (0.01713) [12.7186]	-0.030239 (0.13083) [-0.23113]	0.087136 (0.17379) [0.50139]
$EMP_{k,t-3}$	0.172458*** (0.01708) [10.0948]	0.197617 (0.13050) [1.51428]	-0.345053 (0.17336) [-1.99041]
$EMP_{k,t-4}$	0.127666*** (0.01649) [7.74266]	0.079320 (0.12595) [0.62975]	-0.326006* (0.16732) [-1.94843]
$R_{k,t-1}^B$	0.004828 (0.00221) [2.18532]	0.054519*** (0.01688) [3.23040]	0.016820 (0.02242) [0.75024]
$R_{k,t-2}^B$	-0.002292 (0.00221) [-1.03678]	0.008835 (0.01689) [0.52309]	-0.020166 (0.02244) [-0.89885]
$R_{k,t-3}^B$	0.002205 (0.00222) [0.99433]	0.013609 (0.01694) [0.80335]	0.058308*** (0.02250) [2.59110]
$R_{k,t-4}^B$	-0.004960** (0.00222) [-2.23323]	-0.011875 (0.01697) [-0.69997]	0.044135* (0.02254) [-1.95832]
$R_{k,t-1}^S$	-0.016903*** (0.00166) [-10.1568]	0.006270 (0.01271) [0.49325]	0.011527 (0.01689) [0.68258]

$R_{k,t-2}^S$	-0.005145*** (0.00169) [-3.04934]	0.022244* (0.01289) [1.72576]	-0.016295 (0.01712) [-0.95171]
$R_{k,t-3}^S$	-0.002608 (0.00169) [-1.54729]	0.006270 (0.01271) [0.49325]	0.017614 (0.01710) [1.02985]
$R_{k,t-4}^S$	0.002618 (0.00168) [1.55897]	0.022244* (0.01289) [1.72576]	-0.044557*** (0.01704) [-2.61459]
C	-0.009552 (0.00259) [-3.68545]	-0.012525 (0.01980) [-0.63260]	0.042933 (0.02630) [1.63237]

註:()為標準差；[]為 t 檢定數值;***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 3 可以看出韓國 EMP 遞延期對 EMP 呈現正向顯著相關，而大盤指數的遞延期對 EMP 則呈現負向的顯著相關，債券殖利的遞延期對 EMP 也呈現負向的顯著相關；債券殖利率自我遞延期及大盤指數的遞延期對債券殖利率皆呈現正向的顯著相關；大盤指數自我遞延期對大盤指數呈現負向的顯著相關，債券殖利率的遞延期對大盤指數則呈現正向的顯著相關。

表 4、台灣 VAR 檢定結果

	EMP	R_k^B	R_k^S
$EMP_{k,t-1}$	0.313656*** (0.01989) [15.7714]	0.200895 (0.31419) [0.63940]	0.198972 (0.31411) [0.63344]
$EMP_{k,t-2}$	0.158932*** (0.02074) [7.66197]	-0.468108 (0.32771) [-1.42843]	-0.464333 (0.32762) [-1.41728]
$EMP_{k,t-3}$	0.203123*** (0.01962) [10.3525]	0.355052 (0.30998) [1.14542]	0.353081 (0.30990) [1.13935]
$EMP_{k,t-4}$	0.116682*** (0.01943) [6.00374]	0.148847 (0.30704) [0.48478]	0.149638 (0.30696) [0.48748]
$R_{k,t-1}^B$	0.048252 (0.09976) [0.48367]	0.580527 (1.57609) [0.36833]	0.528670 (1.57569) [0.33552]
$R_{k,t-2}^B$	-0.254012*** (0.10015) [-2.53625]	0.761351 (1.58226) [0.48118]	0.760483 (1.58185) [0.48076]
$R_{k,t-3}^B$	-0.103095 (0.15287) [-0.67441]	0.823045 (2.41508) [0.34079]	0.823998 (2.41446) [0.34128]
$R_{k,t-4}^B$	-0.050012 (0.15230) [-0.32838]	-0.176758 (2.40614) [-0.07346]	-0.186462 (2.40552) [-0.07751]
$R_{k,t-1}^S$	-0.047407 (0.09979) [-0.47509]	-0.736731 (1.57646) [-0.46733]	-0.684828 (1.57605) [-0.43452]
$R_{k,t-2}^S$	-0.254674 (0.10018) [2.54225]	-0.807979 (1.58264) [-0.51053]	-0.807046 (1.58223) [-0.51007]

$R_{k,t-3}^S$	0.103057 (0.15288) [0.67411]	-0.847256 (2.41527) [-0.35079]	-0.848190 (2.41465) [-0.35127]
$R_{k,t-4}^S$	0.049153 (0.15231) [0.32271]	0.224805 (2.40632) [0.09342]	0.234552 (2.40570) [0.09750]
C	-0.011789 (0.00245) [-4.80334]	-0.025199 (0.03877) [-0.64989]	-0.025496 (0.03876) [-0.65771]

註:()為標準差;[]為 t 檢定數值;***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 4 可看出，台灣的 EMP 自我遞延期對 EMP 呈現正向的顯著相關，而債券殖利率的遞延期對 EMP 則呈現負向的顯著相關；債券殖利率自我遞延期對債券殖利率也呈現負向的顯著相關。

表 5、新加坡 VAR 檢定結果

	EMP	R_k^B	R_k^S
$EMP_{k,t-1}$	0.131108*** (0.01954) [6.71029]	-0.004306 (0.14890) [-0.02892]	0.005518 (0.03728) [0.14803]
$EMP_{k,t-2}$	0.073425*** (0.01969) [3.72813]	-0.263815* (0.15010) [-1.75764]	-0.096663*** (0.03758) [-2.57244]
$R_{k,t-1}^B$	-0.000424 (0.00258) [-0.16424]	-0.352273*** (0.01967) [-17.9070]	-0.000484 (0.00492) [-0.09821]
$R_{k,t-2}^B$	-0.002542 (0.00265) [-0.95868]	-0.082176*** (0.02020) [-4.06725]	0.002522 (0.00506) [0.49853]
$R_{k,t-1}^S$	-0.20002* (0.01037)	-0.024145 (0.07905)	0.000763 (0.01979)

	[1.92847]	[-0.30545]	[0.03857]
$R_{k,t-2}^S$	-0.005447	0.142261*	0.024449
	(0.01021)	(0.07782)	(0.01948)
	[-0.53341]	[1.82815]	[1.25500]
C	0.026726	0.146353	0.000900
	(0.01332)	(0.10149)	(0.02541)
	[2.00699]	[1.44208]	[0.03544]

註:()為標準差;[]為 t 檢定數值;***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 5 可看出，新加坡的 EMP 自我遞延期對 EMP 呈現顯著的正向相關，而大盤指數的遞延期對 EMP 則有顯著的負向相關；債券殖利率的自我遞延期及 EMP 的遞延期則對債券殖利率有顯著的負向相關；EMP 的遞延期對大盤指數有顯著的負向相關。

表 6、印度 VAR 檢定結果

	EMP	R_k^B	R_k^S
$EMP_{k,t-1}$	0.972011***	-0.001396	-0.016529***
	(0.00474)	(0.00842)	(0.01548)
	[20.4945]	[-0.16578]	[-1.96789]
$R_{k,t-1}^S$	0.010395	0.114232***	0.068288**
	(0.01110)	(0.01970)	(0.03622)
	[0.93666]	[5.79737]	[-1.88539]
$R_{k,t-1}^B$	-0.033540***	0.030612***	0.045285***
	(0.00608)	(0.01080)	(0.01985)
	[5.51466]	[2.83494]	[2.28153]
C	0.055693	0.006128	0.102998
	(0.01352)	(0.02400)	(0.04411)
	[4.12037]	[0.25536]	[2.33489]

註:()為標準差;[]為 t 檢定數值;***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 6 可看出，印度的 EMP 自我遞延其對 EMP 呈現顯著的正向相關，大盤指數的遞延期對 EMP 呈現顯著的負向相關；債券殖利率的自我遞延期及大盤指數的遞延期對大盤指數皆呈現顯著的正向相關；EMP 的遞延期大盤指數呈現顯著的負向相關，而大盤指數的自我遞延期對大盤指數則呈現顯著的正向相關。

根據 VAR 檢定的結果可看出，韓國、新加坡、印度的大盤指數對 EMP 說皆為顯著的負向相關，唯獨台灣沒有顯著；而韓國、台灣的債券殖利率對 EMP 來說也是顯著的負向相關；韓國、新加坡、印度的大盤指數對債券殖利率來說皆為顯著的正向相關，唯獨台灣沒有顯著；韓國、新加坡、印度的大盤指數對 EMP 來說也是呈現顯著的負向相關，唯獨台灣沒有顯著；韓國、印度的債券殖利率對大盤指數來說呈現顯著的正向相關。

因此，由 VAR 的檢定結果可以說，EMP 與大盤指數之間的關聯為顯著的負向相關，兩者皆會相互影響，如果 EMP 增加則大盤指數則會減少，而大盤指數增加 EMP 也會減少，而大盤指數與債券殖利率之間的關係則有點模糊，在此模型中只檢定出兩國會相互影響，而有一國只有單向影響，兩者之間也呈現顯著的正相關，大盤指數上升則債券殖利率會上升，債券殖利率上升則大盤指數也會上升，而在此檢定中，債券殖利率與 EMP 之間的關係稍嫌薄弱，只有台灣的債券殖利率對 EMP 呈現顯著的負向相關。

第五節、GARCH 模型條件平均數、條件變異數、共變異數

表 7、外匯市場壓力(EMP)之條件平均數方程式

	韓國	台灣	新加坡	印度
$R_{k,t-1}^S$	-0.0627*** [-8.2500]			-0.1437*** [4.7239]
$R_{k,t-2}^S$	-0.0106 [-1.4929]		-0.1198*** [-2.4499]	
$R_{k,t-3}^S$				
$R_{k,t-4}^S$		-0.2073* [1.7133]		
$R_{k,t-5}^S$				
$R_{k,t-1}^B$		-0.0013* [-1.8370]	-0.014 [-0.7179]	
$R_{k,t-2}^B$				-0.1320 [-1.4634]
$R_{k,t-3}^B$				
$R_{k,t-4}^B$	0.0018 [0.2117]		-0.0107 [-0.5000]	
$R_{k,t-5}^B$			-0.0295* [1.7664]	

註:[]為 t 檢定數值;***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 7 可知，韓國、台灣、新加坡、印度的大盤指數皆對 EMP 有顯著的負向相關的影響，而台灣及新加坡的債券殖利率皆對 EMP 有顯著的負向相關的影響。

表 8、指數報酬之條件平均數方程式

	韓國	台灣	新加坡	印度
$EMP_{k,t-1}$	-2.6018*	-0.8033***		-0.3296***
	[-1.7884]	[-4.1216]		[-3.2502]
$EMP_{k,t-2}$				
$EMP_{k,t-3}$				
$EMP_{k,t-4}$				
$EMP_{k,t-5}$			-0.4493*	
			[-1.9133]	
$R_{k,t-1}^B$	0.2670	0.0366***	-0.0320	0.6930*
	[1.5170]	[2.8153]	[-0.5925]	[1.7416]
$R_{k,t-2}^B$				
$R_{k,t-3}^B$				
$R_{k,t-4}^B$				
$R_{k,t-5}^B$			-0.0168	
			[-0.3971]	

註:[]為 t 檢定數值;***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 8 可知，上述四國的 EMP 皆對大盤指數有顯著的負向相關的影響，而台灣及印度的債券殖利率對大盤指數有顯著的正向相關的影響。

表 9、殖利率報酬之條件平均數方程式

	韓國	台灣	新加坡	印度
$EMP_{k,t-1}$			2.2088*** [3.3105]	0.0131 [0.2495]
$EMP_{k,t-2}$			2.8468 [0.2852]	
$EMP_{k,t-3}$			-2.3452*** [-2.5882]	
$EMP_{k,t-4}$	1.1195 [0.9581]			
$EMP_{k,t-5}$		0.024*** (3.6363)		
$R_{k,t-1}^S$		0.0489*** (4.4862)	0.9893*** [8.4267]	0.0434** [-2.2604]
$R_{k,t-2}^S$	0.1280 [0.7852]			
$R_{k,t-3}^S$			0.0301 [0.1837]	
$R_{k,t-4}^S$				
$R_{k,t-5}^S$			-1.459*** [-11.7566]	

註：[]為 t 檢定數值；***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 9 可知，EMP 對於債券殖利率有顯著的正向相關也有顯著的負向相關的影響，而台灣、新加坡、印度的大盤指數皆對債券殖利率有顯著的正向相關的影響，唯一比較特別的是新加坡在遞延第五期是產生顯著的負向相關的影響。

表 10、外匯市場壓力(EMP)條件變異數方程式

	韓國	台灣	新加坡	印度
ω^E	1.2878*** [5.5724]	3.0823*** [5.7323]	6.0372*** [23.6289]	1.8721*** [9.0439]
β_i^E	0.7539*** [45.6909]	0.8214*** [51.6603]	0.6611*** [60.1000]	0.7811*** [37.5528]
α_1^E	0.2451*** [14.8545]	0.0249*** [2.5670]	0.0884*** [9.3052]	0.1189*** [5.7163]
α_2^E	0.0714*** [12.6374]	0.0377*** [2.4012]	0.0999*** [5.4293]	
δ_1^{S-E}	-0.0015 [-0.8900]	0.0487*** [3.6893]	0.0224*** [20.3636]	0.0006*** [2.0402]
δ_2^{S-E}	-0.0020 [-0.9120]	0.0148** [1.6818]	0.026*** [-23.6364]	0.0005*** [2.5000]
δ_1^{B-E}	0.0001 [1.000]	0.0356*** [7.1200]	0.0001*** [2.5770]	0.0153*** [5.1000]
δ_2^{B-E}	-0.0001 [-1.000]	0.0161*** [2.2361]	0.0002** [2.000]	0.0144*** [3.1304]

註:[]為 t 檢定數值;***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。。

由表 10 的觀察，EMP 自身波動叢聚效果(α_1^E)，韓國、台灣、新加坡、印度皆在 1%的水準下呈現顯著正向估計，代表 EMP 自身市場之波動並非隨機獨立的，而是當有大波動發生時會伴隨著大波動發生，使得波動加劇；小波動產生時，亦伴隨小波動發生；而 EMP 在自身市場之波動不對稱效果(α_2^E)，韓國、台灣與新加坡的 EMP 自身市場都呈現顯著正向估計，說明其前期負向波動，將可能導致 EMP 未來更大之波動。

觀察跨市場波動外溢傳導參數(δ_1^{S-E} 、 δ_1^{B-E})，發現台灣、新加坡、印度皆呈現顯著的正向估計，代表前期大盤指數(δ_1^{S-E})及債券殖利率(δ_1^{B-E})波動的未預期變動

為 EMP 顯著且重要的影響因子，說明大盤指數及債券殖利率的波動程度加大時，EMP 的波動亦隨之增加；觀察跨市場波動不對稱傳導參數(δ_2^{S-E} 、 δ_2^{B-E})，發現台灣、新加坡、印度也皆呈現顯著的正向估計，說明這些國家大盤指數及債券殖利率的未預期下跌，可能導致 EMP 波動的明顯增加。

表 11、大盤指數條件變異數方程式

	韓國	台灣	新加坡	印度
ω^S	2.7941*** [4.8145]	2.8714*** [5.0041]	7.5956*** [9.6501]	13.7523*** [5.4592]
β_i^S	0.9069*** [78.1810]	0.7869*** [40.9843]	0.7650*** [52.7586]	0.7678*** [34.7420]
α_1^S	0.0245*** [3.0246]		0.1350*** [9.3103]	0.1266*** [3.3141]
α_2^S	0.0676*** [5.322835]	0.0407*** [3.2047]		0.0056 [0.1040]
δ_1^{E-S}	0.4789** [1.9897]	0.0804*** [5.0886]	0.1074*** [2.5632]	0.1174*** [3.6123]
δ_2^{E-S}	0.6536 [0.8368]	0.0568*** [-3.4424]	0.1287*** [3.0863]	0.102** [1.9691]
δ_1^{B-S}	0.0095*** [2.3750]	0.1027*** [7.7218]	0.0006*** [2.5899]	0.1028** [2.0000]
δ_2^{B-S}	0.0122** [1.9062]	0.0446*** [2.2525]	0.0001 [0.1250]	-0.0586 [-0.6475]

註：[]為 t 檢定數值；***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 11 的觀察，大盤指數自身波動叢聚效果(α_1^S)，韓國、新加坡、印度皆在 1%的水準下呈現顯著正向估計，代表 EMP 自身市場之波動並非隨機獨立的，而是當有大波動發生時會伴隨著大波動發生，使得波動加劇；小波動產生時，亦伴隨小波動發生；而大盤指數在自身市場之波動不對稱效果(α_2^S)，韓國、台灣與新加坡的

大盤指數自身市場都呈現顯著正向估計，說明其前期負向波動，將可能導致大盤指數未來更大之波動。觀察跨市場波動外溢傳導參數(δ_1^{E-S} 、 δ_1^{B-S})，發現韓國、台灣、新加坡、印度皆呈現顯著的正向估計，代表前期 EMP(δ_1^{E-S})及債券殖利率(δ_1^{B-S})波動的未預期變動為大盤指數顯著且重要的影響因子，說明 EMP 及債券殖利率的波動程度加大時，大盤指數的波動亦隨之增加。觀察跨市場波動不對稱傳導參數(δ_2^{E-S} 、 δ_2^{B-S})，發現台灣、新加坡及印度的 δ_2^{E-S} 皆現正向估計，說明台灣、新加坡及印度的 EMP 未預期下跌，可能導致大盤指數波動的明顯增加；韓國、台灣的 δ_2^{B-S} 呈現顯著的正向估計，說明韓國及台灣債券殖利率未預期下跌，可能導致大盤指數波動的明顯增加。

表 12、債券殖利率條件變異數方程式

	韓國	台灣	新加坡	印度
ω^B	1.5527*** [4.7709]	2.1243*** [3.2152]	0.0010 [0.0140]	2.0239*** [6.0632]
β_i^B	0.9364*** [93.6400]	0.8852*** [77.6491]	0.6402*** [51.6290]	0.7502*** [42.3841]
α_1^B	0.0486*** [5.8554]	0.0148 [1.2982]	0.2364*** [44.6037]	0.1498*** [8.4632]
α_2^B		0.0036 [0.3870]	0.0223*** [2.1862]	
δ_1^{E-B}	0.3844*** [4.0980]	0.0414*** [11.1891]	0.3518*** [7.4533]	0.0058** [1.9742]
δ_2^{E-B}	0.9816*** [5.5301]	-0.0268 [-0.1538]	0.2499*** [8.1934]	0.0226* [1.7519]
δ_1^{S-B}	-0.0019 [-0.6129]	0.0437*** [10.1627]	0.2374*** [15.4155]	0.0254*** [12.7000]
δ_2^{S-B}	0.0033 [0.7333]	0.0221*** [3.2028]	0.0740*** [3.5071]	0.0217*** [7.7500]

註:[]為 t 檢定數值;***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準。

由表 12 的觀察，債券殖利率自身波動叢聚效果(α_1^B)，韓國、新加坡、印度皆在 1%的水準下呈現顯著正向估計，代表債券殖利率自身市場之波動並非隨機獨立的，而是當有大波動發生時會伴隨著大波動發生，使得波動加劇；小波動產生時，亦伴隨小波動發生；而債券殖利率在自身市場之波動不對稱效果(α_2^B)，新加坡的債券殖利率自身市場都呈現顯著正向估計，說明其前期負向波動，將可能導致債券殖利率未來更大之波動。

觀察跨市場波動外溢傳導參數(δ_1^{E-B} 、 δ_1^{S-B})，發現韓國、台灣、新加坡及印度

的 δ_1^{E-B} 呈現顯著的正向估計，代表這些國家前期 EMP 波動的未預期變動為債券殖利率顯著且重要的影響因子，說明 EMP 波動程度增加時，債券殖利率的波動亦隨之增加；而台灣、新加坡及印度的 δ_1^{S-B} 呈現顯著的正向估計，說明大盤指數的波動程度增加時，債券殖利率的波動亦隨之加大。觀察跨市場波動不對稱傳導參數(δ_2^{E-B} 、 δ_2^{S-B})，發現韓國、新加坡及印度的 δ_2^{E-B} 皆呈現顯著的正向估計，說明這些國家 EMP 未預期下跌，可能導致債券殖利率波動的明顯增加；台灣、新加坡及印度的 δ_2^{S-B} 為顯著的正向估計，代表大盤指數未預期的下跌，可能導致債券殖利率波動的增加。

表 13、共變異數方程式參數估計結果

		韓國	台灣	新加坡	印度
動態 相關 係數	a	0.0120*** (0.0059)	0.3631** (0.2137)	-	0.0112 (0.0088)
	b	0.8950*** (0.3780)	0.5063 (0.4954)	0.9624*** (0.0063)	0.7337*** (0.1963)
	c	-	0.1206 (0.2397)	-	-

註：()內為標準差值；***、**、*表示 1%、5%、10%的顯著水準；-代表估計觸及下限

表 13 為相關係數參數估計結果，說明三者間存在隨時間改變相關係數之關係，大致上都呈現正向顯著估計，其中代表前期殘差項交乘影響之參數 a，韓國與台灣呈現正向顯著結果；而代表前期共變數交乘影響之參數 b 韓國、新加坡及印度亦一致呈現正向估計結果；代表在前期下跌情況下，對於共變異數之影響程度之參數 c，大部分因為參數估計達下限，因此無結果。

陸、結論

本文旨在探討外匯市場壓力、股票市場、債券市場三者之間的相互關係。針對本文議題及資料特性需要，本文利用 VAR 自我回歸模型及多變量 GARCH 模型作分析，VAR 模型為處理多個經濟指標的分析及預測最簡單的模型，因此本文先利用 VAR 模型描繪出大概的故事性。為了考量自身市場波動特性及跨市場之波動外溢、波動不對稱傳導，因此使用了多變量 GARCH 模型來做分析，使其結果近於真實。本文 VAR 實證結果歸納如下：(1)外匯市場壓力與大盤指數呈現相互的負向關係；當外匯市場壓力上升時，大盤指數便會下降；反之亦然。(2)外匯市場壓力與債券殖利率之間的關係稍嫌薄弱。(3)大盤指數與債券殖利率在韓國、新加坡及印度有相互影響的正相關。根據上述歸納結果，可推敲出，當外匯市場壓力上升即是面對著貶值，因此股價下跌，使投資者放棄股票轉而購買債券，債券殖利率則下降；當股價無預期上漲時，投資者會放棄債券轉而購買股票，債券殖利率則上升，此時外匯市場壓力則會下降。

在 GARCH 條件平均數的分析結果中，故事性與 VAR 不謀而合。而在條件變異數的部分，本文實證結果歸納如下：(1)觀察跨市場波動外溢傳導可以發現，大盤指數及債券殖利率的波動程度加大時，EMP 的波動亦隨之增加；EMP 及債券殖利率的波動程度加大時，大盤指數的波動亦隨之增加；EMP 及大盤指數的波動程度增加時，債券殖利率的波動亦隨之增加。而以上結果皆可得到一個結論，EMP、大盤指數以及債券殖利率三者之間的波動是存在外溢的效果，代表三者之間的波動皆會影響彼此。(2)觀察波動不對稱傳導效果可發現，台灣、新加坡、印度的大

盤指數及債券殖利率的未預期下跌，可能導致 EMP 波動的明顯增加；台灣、新加坡及印度的 EMP 未預期下跌，可能導致大盤指數波動的明顯增加；韓國、台灣債券殖利率未預期下跌，可能導致大盤指數波動的明顯增加；韓國、新加坡及印度的 EMP 未預期下跌，可能導致債券殖利率波動的明顯增加；台灣、新加坡及印度的大盤指數未預期的下跌，可能導致債券殖利率波動的增加。由上述歸納可知，台灣的除了債券殖利率對 EMP 有單向傳導效果，其它皆有雙向傳導關係；新加坡及印度除了大盤指數對債券殖利率有單向傳導效果，其它皆有雙向傳導關係；韓國除了債券殖利率對大盤指數、EMP 對債券殖利率有單向傳導效果，其它皆無傳導效果。EMP 及股債市三者間跨市場波動是存在外溢效果，在 EMP 與股市波動不對稱傳導部分，全部國家皆呈現雙向跨市場波動不對稱傳導效果；EMP 與債市皆有跨市場不對稱傳導效果，唯台灣及韓國為單向傳導；股市債市實證結果多呈現股市對債市有單向跨市場波動不對稱傳導效果。本文重點發現，EMP 與股市報酬皆存在價格傳導、波動溢出及波動不對稱的傳導，經過估值比較，證實 EMP 對股市之影響大於股市對 EMP 之影響。

柒、參考文獻

- 卜永祥(2008)「人民幣升值壓力與貨幣政策:基於貨幣模型的實證分析」,經濟研究第9期。
- 朱孟楠、劉林(2009)「外匯市場壓力、外匯市場干預與衝銷——中國外匯市場干預有效性的實證研究」,第二屆國際金融青年論文獲獎論文。
- 朱孟楠、劉林和倪玉娟(2009)「外匯市場壓力與貨幣政策——基於中國數據的實證研究」,山西財經大學學報,第4期。
- 李碧純(1998),亞洲各國股匯市波動性之傳遞效果-金融風暴前後之探討,中央大學財務金融研究所碩士論文。
- 沈中華、陳建福(2003),B股開放政策對中國大陸股票市場效率性有影響嗎?不對稱門檻共整合模型的應用,財務金融學刊,第11卷,第3期,頁89-119。
- 林景春、邱建良和李命志(2003),國際股市報酬關聯性與波動傳遞不對稱現象之研究,企業管理學報,56期,頁63-85。
- 簡春娟、黃光宇(2006)「總體經濟指標對台灣加權指數之聯動」,第十一屆灰色系統理論與應用研討會。
- Egorov, A. V., Li, H., & Ng, D. (2011). A tale of two yield curves: Modeling the joint term structure of dollar and euro interest rates. *Journal of Econometrics*, 162(1), 55-70.
- Girton, L., & Roper, D. (1977). A monetary model of EMP applied to the postwar Canadian experience. *The American Economic Review*, 537-548.

- Hegerty, S. W. (2009). Capital inflows, exchange market pressure, and credit growth in four transition economies with fixed exchange rates. *Economic systems*, 33(2), 155-167.
- Perlin, M. (2012). MS_Regress-the MATLAB package for Markov regime switching models. Available at SSRN 1714016.
- Roper, D. E., & Turnovsky, S. J. (1980). Optimal exchange market intervention in a simple stochastic macro model. *Canadian Journal of Economics*, 296-309.
- Tanner, E. (2002). Exchange market pressure, currency crises, and monetary policy: additional evidence from emerging markets.
- Tanner, E. (2002). Exchange market pressure, currency crises, and monetary policy: additional evidence from emerging markets.
- Van Horen, N., Jager, H., & Klaassen, F. (2006). Exchange market contagion in the Asian crisis: a regression-based approach. *Review of World Economics*, 142(2), 374-401.
- Chue, T. K. (2005). Conditional Market Comovements, Welfare, and Contagions: The Role of Time-Varying Risk Aversion*. *The Journal of Business*, 78(3), 949-968.
- Weymark, D. N. (1995). Estimating EMP and the degree of exchange market intervention for Canada. *Journal of International Economics*, 39(3), 273-295.
- Weymark, D. N. (1997). Measuring the degree of exchange market intervention in a small open economy. *Journal of International Money and Finance*, 16(1), 55-79.
- Weymark, D. N. (1998). A general approach to measuring exchange market pressure. *Oxford Economic Papers*, 50(1), 106-121.