

東海大學經濟學系

碩士論文

我國匯率、利率與外資買賣超在不同金融風暴下之關聯性—

2008 年至 2012 年為例

指導教授：陳文典 博士

研究生：洪梓堯 撰

中華民國一百零二年六月

謝辭

撰寫論文期間指導教授陳文典老師出國進修一年，使得與陳老師討論論文的時間會日夜顛倒，但老師還是以嚴謹的研究態度與專業的學術知識給與我最大的幫助，在此特別感謝陳老師的指導。論文口試期間，感謝口試委員廖培賢老師與陳依兌老師，對於文稿用字遣詞的嚴謹使得學生在寫作上有所幫助並提供許多寶貴的意見，使得學生論文更加完善。

兩年裡來研究所的生活，和革命夥伴之間相處的點滴都深深的烙印在我心中，首先要感謝經濟系的所有老師與助教，由於老師們的教導與助教們的從旁協助，使得我可以順利完成畢業；接著也要感謝革命夥伴，在這繁忙的研究生生活中找到樂趣，尤其是我的同門文碩，因為有他在生活中充滿驚奇；謝謝乙玲在我的求學過程中給予我課業上的幫助；謝謝凱倫、蓓馨、楨德與我分享生活點滴，讓我能抒發課業上壓力；謝謝峻展、文倩、正興有你們的陪伴讓我的生活更加多采多姿。

最後，感謝我摯愛的雙親，由於你們全力的幫助，讓我可以無後顧之憂的學習，並在我陷入瓶頸時，適時給予鼓勵與支持，使我順利的完成學業，在此感謝我的家人與曾經幫助過我的人。

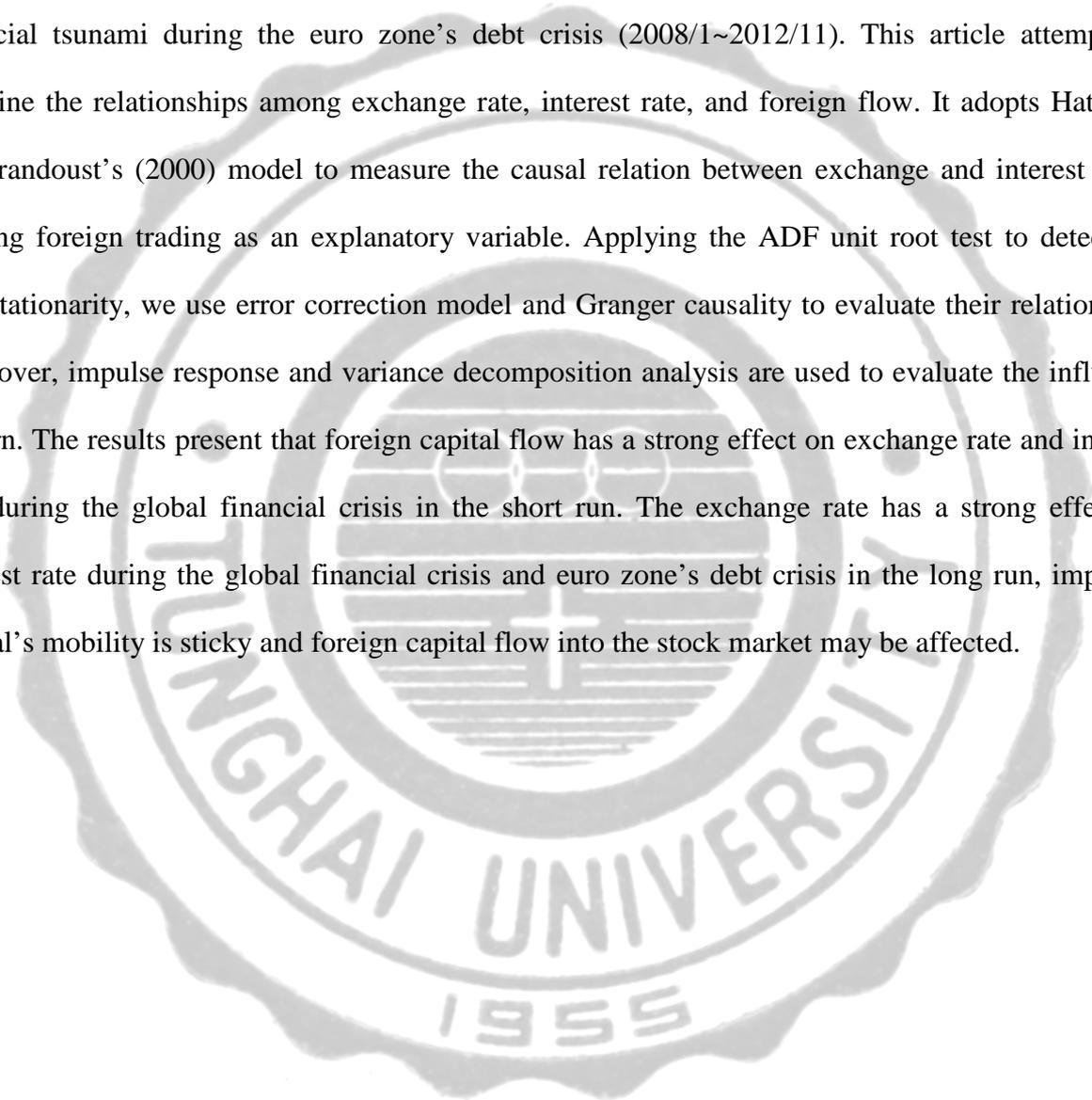
摘要

由於全球化和自由化的關係，資本移動和全球金融市場皆會受到影響，尤其是在外匯和資本市場。台灣屬於小型開放經濟體系，與全球經濟體系連結時，台灣股市受到世界的變化所影響，若發生金融風暴時，台灣亦不可能置身事外。因此本文分析匯率、利率與股票市場中外資買賣超在全球金融風暴與歐債危機期間相互影響之關係，利用 Hatemi-J and Irandoust (2000) 匯率與利率因果關係之模型做為實證理論模型，而外資買賣超視為解釋變量，以 2008 年 1 月 2 日至 2012 年 11 月 15 日之日資料做為研究時間。運用單根檢定來檢測變數是否為非定態、向量誤差修正模型和 Granger 因果關係則是評估變數間之關係、衝擊反應分析與變異數分解分析為變數間互動關係。研究結果發現，在短期，全球金融風暴期間外資買賣超會單向影響匯率與利率；長期而言，全球金融風暴與歐債危機存在匯率影響利率之關係，而資金進出是可以自由移動，但中央銀行可以利用外匯存底進場操作匯率，對於匯率進行干預的動作，使得資金自由移動的程度受到抵消。因此，藉由實證結果顯示，當發生金融風暴時，中央銀行可以採取調整匯率的方式來減少國外資金對於台灣金融體系的衝擊。

關鍵字：利率、匯率、外資買賣超、共整合檢定、Granger 因果檢定關係。

Abstract

Capital movement and national commerce has a widely impact on finance market due to globalization and liberalization, particularly at exchange and capital markets. Connecting to global economic system, Taiwan's stock market is deeply affected by world's change, including the financial tsunami during the euro zone's debt crisis (2008/1~2012/11). This article attempts to examine the relationships among exchange rate, interest rate, and foreign flow. It adopts Hatemi-J and Irandoust's (2000) model to measure the causal relation between exchange and interest rates, treating foreign trading as an explanatory variable. Applying the ADF unit root test to detect the non-stationarity, we use error correction model and Granger causality to evaluate their relationship. Moreover, impulse response and variance decomposition analysis are used to evaluate the influence pattern. The results present that foreign capital flow has a strong effect on exchange rate and interest rate during the global financial crisis in the short run. The exchange rate has a strong effect on interest rate during the global financial crisis and euro zone's debt crisis in the long run, implying capital's mobility is sticky and foreign capital flow into the stock market may be affected.



目 錄

摘要

Abstract

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的	1
-------------------	---

第二節 本文架構	2
----------------	---

第二章 文獻探討

第一節 國際收支平衡學說	4
--------------------	---

第二節 購買力平價理論	5
-------------------	---

第三節 利率平價理論	5
------------------	---

第四節 資產組合平衡法.....	6
------------------	---

第五節 我國外資開放由來.....	6
-------------------	---

第六節 文獻回顧.....	6
---------------	---

第三章 研究方法

第一節 理論模型	11
----------------	----

第二節 單根檢定	12
----------------	----

第三節 向量自我迴歸	13
------------------	----

第四節 共整合檢定與向量誤差修正模型	14
--------------------------	----

第五節 Granger 因果關係檢定.....	16
-------------------------	----

第六節 衝擊反應分析	17
------------------	----

第七節 變異數分解分析	18
-------------------	----

第四章 實證結果與分析

第一節 資料來源與處理	19
-------------------	----

第二節 單根檢定	20
----------------	----

第三節 最適落後期	22
-----------------	----

第四節 共整合檢定與誤差修正模型分析	23
--------------------------	----

第五節 向量自我迴歸	26
------------------	----

第六節 Granger 因果關係檢定.....	28
-------------------------	----

第七節 衝擊反應分析	30
------------------	----

第八節 變異數分解分析.....	33
------------------	----

第五章 結論.....	38
-------------	----

參考文獻	40
------------	----

附錄	43
----------	----

表目錄

表 4-2.1：針對匯率之單根檢定	21
表 4-2.2：針對利率之單根檢定	21
表 4-2.3：針對外資買賣超之單根檢定	21
表 4-3.1：第一期-全球金融風暴之最適落後期 (2008/01/02-2010/04/03)	22
表 4-3.2：第二期-歐債危機之最適落後期 (2010/05/03-2012/11/15)	22
表 4-4.1：全球金融風暴之共整合檢定	23
表 4-4.2：歐債危機之共整合檢定	24
表 4-5.1：第一期-全球金融風暴之向量自我迴歸	26
表 4-5.2：第二期-歐債危機之向量自我迴歸	27
表 4-5.3：向量自我迴歸之結果整理	27
表 4-6.1：第一期-利率和匯率之因果關係檢定	28
表 4-6.2：第一期-匯率和外資買賣超之因果關係檢定	28
表 4-6.3：第一期-利率和外資賣賣超之因果關係檢定	28
表 4-6.4：第二期-利率和匯率之因果檢定	29
表 4-6.5：第二期-匯率和外資買賣超之因果關係檢定	29
表 4-6.6：第二期-利率和外資賣賣超之因果關係檢定	29
表 4-8.1：全球金融風暴之匯率變異數分析	34
表 4-8.2：歐債危機之匯率變異數分析	34
表 4-8.3：全球金融風暴之利率變異數分析	35
表 4-8.4：歐債危機之利率變異數分析	35
表 4-8.5：全球金融風暴之外資買賣超變異數分析	36
表 4-8.6：歐債危機之外資買賣超變異數分析	36

圖目錄

圖 1-1.1：研究流程	3
圖 4-1.1：利率的檢定結果	19
圖 4-1.2：匯率的檢定結果	20
圖 4-1.3：外資買賣超的檢定結果	20
圖 4-6.1：長期因果關係結果.....	30
圖 4-7.1：全球金融風暴之匯率衝擊反應	31
圖 4-7.2：歐債危機之匯率衝擊反應	31
圖 4-7.3：全球金融風暴之利率衝擊反應	32
圖 4-7.4：歐債危機之利率衝擊反應	32
圖 4-7.5：全球金融風暴之外資買賣超衝擊反應	33
圖 4-7.6：歐債危機之外資買賣超衝擊反應	33

附錄

附表一：我國開放外資投資國內證券簡史.....	43
附表二：第一期-全球金融風暴向量誤差修正模型.....	47
附表三：第二期-歐債危機向量誤差修正模型.....	47
附圖：樣本期間匯率、利率與外資買賣超之數據.....	48

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

台灣為開發中的海島國家，由於地理環境的因素導致原物料需求須依賴進口，再以加工方式出口到全球各國家，因此台灣主要是屬於出口導向的國家，匯率與利率的波動會強烈影響到台灣經濟的發展。

1970 年代早期以前各國皆採行布列敦森林制度 (Bretton Woods System)，而因爆發多次的美元危機，使得各國紛紛將原本的固定匯率制度逐漸改成浮動匯率制度，而台灣在 1970 年代由於外匯存底快速增加，貨幣供給大幅提升，導致物價上漲，為求經濟穩定而放棄固定匯率制度改採用管理浮動匯率。隨著各國改採用浮動匯率制後，各國對於外國資金的管制也隨之放寬，國際間的資金會開始往有利可圖的市場移動，破壞市場原有的規範，而台灣也在 1980 年代開始逐步的開放外資進入台灣股票與外匯市場，使得台灣金融市場慢慢的受到外國資金影響。利率為國貨政策的重要中間標的 (intermediate target)，當預期景氣熱絡時，中央銀行為了不讓市場過熱則會調升重貼現率，反之景氣不佳時，則會調降重貼現率來刺激景氣的活絡。

由於全球化影響，使得各國間經濟貿易往來頻繁，相互間關係也更加緊密，因此發生重大的金融危機時皆會受到牽連與波及，台灣也無法在這些衝擊下倖免於難。2007 年美國發生次級房貸危機，而在 2008 年引發全球性的金融風暴導致全球經濟受到重創；2009 年底全球還處在全球金融風暴的陰影下尚未復甦，而歐洲的幾個國家西班牙、葡萄牙、希臘與愛爾蘭的赤字與負債不斷升高，這幾個國家產生破產的危機，全球經濟在 2010 年時，再次受到歐債危機的影響而陷入經濟衰退的窘境。

台灣金融市場與國際金融市場由於全球化的關係連動性很高，當國際資金因金融危機產生轉移時，台灣金融市場會受到很大的衝擊，而台灣股票市場也會受到相當程度的影響。2008 年全球金融風暴與 2010 年歐債危機時，台灣處在利率變動相當大的情況下，股票市場中的外資是否會賣出台股並在外匯市場買進美元匯出呢？因此，本文擬利用各種時間序列的模型來研

究近五年台灣匯率、利率與外資買賣超受到金融風暴時的長短期關係。

本文利用 Hatemi-J and Irandoust (2000) 的匯率與利率之因果模型為理論模型，進行研究匯率、利率與股票市場之外資買賣超間相互關係，並將外資買賣超視為國際資金移動。單根檢定 (augmented Dickey-Fuller; ADF) 結果匯率與利率為非定態 (non-stationary)，而外資買賣超為定態 (stationary) 的情形，本研究先將匯率與利率經共整合 (co-integration) 與向量誤差修正模型 (vector error correction model ; VECM) 進行檢定，而檢定結果之向量誤差修正模型的殘差值則為定態，再與外資買賣超進行向量自我迴歸模型 (vector autoregression ; VAR)，之後利用 Granger 因果關係觀察三個變數間長、短期的相關性，而衝擊反應 (impulse response function ; IRF) 則是分析受到不同金融風暴衝擊下，三個變數受到本身與其他變數之長短期影響，最後在用變異數分解分析 (variance decomposition) 瞭解三個變數相互影響程度。

第二節 本文架構

本文之章節安排如下，第一章為緒論，說明本文之研究動機與目的、實證方法與步驟以及論文基本架構與流程。第二章為文獻回顧，介紹相關匯率與利率理論、台灣外資開放由來與相關之實證研究。第三章為理論模型與計量方法，說明本文理論模型以及計量方法有單根檢定、向量自我迴歸模型、共整合檢定、向量誤差修正模型、Granger 因果關係、衝擊反應函數與變異數分解。第四章為實證結果與分析，將實證結果進行分析並說明其檢定結果。第五章則為結論與後續研究之建議。



圖1-1.1：研究流程

第二章 文獻探討

1971 年布列敦森林制度 (Bretton Woods System) 崩潰後，世界各國從原本緊釘美元的固定匯率制度轉變成管理浮動或浮動匯率制度。1979 年 2 月，台灣從固定匯率制度改變成為管理浮動匯率制度，起因是台灣長期緊釘美元，而美元在 1970 年代貶值幅度加大，導致台灣貿易順差更大、外匯存底快速增加、台灣國內貨幣供給大增，使得通貨膨脹的壓力急遽上升，因此放棄固定匯率制度改為管理浮動匯率制度。之後到了 1990 年 12 月，匯率由市場供需決定，外匯交易完全自由化，但台灣匯率還是處於管理浮動匯率制度之下。各國採用管理浮動或浮動匯率制度之後，匯率的波動比以往在固定匯率制度下變動得更加劇烈與複雜。以下介紹四種匯率決定理論，對於長、短期匯率都有不同的解釋能力，而國際收支平衡學說 (international balance of payment)、購買力平價說 (theory of purchasing power parity) 較適合解釋長期匯率的趨勢，利率平價理論 (interest rate parity theory)、資產組合平衡法 (portfolio balance approach) 適用於探討短期匯率波動的變化。

第一節 國際收支平衡學說

該理論認為匯率是由外匯市場的供給與需求所決定，而國際收支帳中的貸方與借方分別為供給與需求，一國的國際收支餘額 (balance of payments, BOP) 也反應一國外匯市場的超額供給。¹當國際間商品勞務交易頻繁，資金也會跟隨著快速移動，使得匯率的供給與需求也會有變動，導致幣值升值或貶值，因此外匯的供給等於需求時，國際收支才會達到平衡，匯率呈現穩定狀態。

¹ 見賴景昌(2007, 頁 13)、賴景昌(2011, 頁 198)

第二節 購買力平價理論

Gustav (1922) 出版的《1914年以後的貨幣與外匯》一書當中闡述其理論，認為兩國發行的貨幣都具備商品的購買力，而購買力比率的變化等同於匯率的波動。該理論的假設前提在於國際間自由貿易沒有貿易障礙、沒有運輸成本、物價是唯一影響匯率的因素，再將該理論分為絕對購買力平價 (absolute purchasing power parity theory) 或強式購買力平價 (strong form purchasing power parity theory) 和相對購買力平價 (relative form purchasing power parity theory) 或弱式購買力平價理論 (weak form purchasing power parity theory)。絕對購買力平價是指本國與外國之間的均衡匯率等於本國物價水準與外國物價水準之比，也就是說： $P_a = P_b * E_0$ ， P_a 是本國物價水準， P_b 是外國物價水準， E_0 是均衡匯率（一外國貨幣兌換本國貨幣），說明匯率完全取決於物價水準。相對購買力平價是指本國與外國物價水準之間的變化會牽動著本國與外國之匯率變動，也就是說： $E_0 = E_1 (P_{a1}/P_{a0}) / (P_{b1}/P_{b0})$ ， E_0 為期初匯率， E_1 是第一期均衡匯率， P_{a0} 是本國期初物價水準， P_{a1} 是本國第一期物價水準， P_{b0} 是外國期初物價水準， P_{b1} 是外國第一期物價水準。該理論未考慮資本移動、政府政策干預的影響導致該理論無法成立，但是對於長期匯率變動的原因具有解釋能力。

第三節 利率平價理論

國際資金可以自由移動，國際資金會在全世界找尋可以套利的機會，然而各國的匯率、利率及各種風險都是會影響到資產報酬率，使得資產報酬率會有所差別，因此每個國家的報酬率高低會導致國際資金移動的方向。該理論有可分為未拋補利率平價 (uncovered Interest Rate Parity, UIRP) 和拋補利率平價 (covered Interest Rate Parity, CIRP) 此兩者的分別在於投資者風險偏好的程度。未拋補利率平價是指資金可以自由移動的情況下，有相同性質的金融資產卻是用不同的貨幣計價，兩者的預期報酬率將會相同，是指： $R_a = R_b + (E_e - E)/E$ ，其中 R_a 是本國利率， R_b 是外國利率， E_e 是預期匯率。拋補利率平價是指投資者考慮風險時，可以利用遠期外匯來規避風險，是指： $R_a = R_b + (F - E)/E$ ，其中 F 是遠期外匯的名目匯率。由以上理論得知，本國利率等於國外利率加上本國貨幣的遠期折價率或溢價率，如果不相等將會

有套利的情況，透過資金移動再度使拋補利率平價理論成立。

第四節 資產組合平衡法

該理論主要述說兩國之間貨幣與證券的供給、需求會決定其匯率，假定國內外金融資產呈現不完全替代，認為一旦持有國外金融資產有匯率風險時，其投資組合將會有所變動；換言之，只要本國國民對外國金融資產需求增加時，對於外國貨幣需求也會相對增加，經由外匯市場供需調整勢必帶動外國幣值升值。

第五節 我國外資開放由來

台灣開放外資進入資本市場是採取循序漸進的方式，依據 1982 年行政院核定的「引進僑外資投資證券計畫」，引進僑外資投資證券分成三階段：首先，第一階段於 1983 年 5 月 26 日開放四家證券投資信託公司，在國外發行信託受益憑證募集國外資金，投資國內證券市場。第二階段，1991 年開放經證券主管機關核准之外國專業投資機構可以直接投資國內證券市場，投資總額上限為 25 億美金，其後逐步放寬上限金額達到 75 億美金，1995 年時取消投資總額上限，使得國外資金流動更加便捷。由於開放外資投資證券市場對於台灣推動金融市場自由化、國際化有很大的助益，於是行政院在 1996 年 3 月 1 日修正「華僑及外國人投資證券及其結匯辦法」，全面開放僑外資直接投資國內證券市場，此為第三階段。其後，放寬投資持股比例、額度與其他金融商品，達到活絡台灣金融市場並與世界各國金融市場接軌的目的。²

第六節 文獻回顧

Feldstein and Horioka (1980) 與 Hatemi-J. and Hacker (2007) 致力於探討資本移動的問題，並加入儲蓄率與投資率等變數來觀察資本移動的情況。Feldstein and Horioka (1980) 利用 OECD (The Organization for Economic Cooperation and Development) 16 國家的儲蓄率與投資率來檢定 OECD 這些已開發國家的資本移動程度，其假設這些 OECD 的 16 個已開發國家之儲

² 詳見附錄：我國開放外資投資國內證券簡史。

蓄率與投資率間只要具有低（高）度相關性，則可推論這些國家的資本移動程度是比較自由（不自由）的；反之亦然。將 21 個國家的儲蓄率與投資率做迴歸分析，實證結果迴歸係數趨近於 1，表示多數國家的儲蓄與投資具有高度相關性，也代表這些 OECD 的 16 個以開國家得著當時國際資金移動並非自由移動。但問題是，這些已開發國家對資金的跨國移動並未設限，並不可能是資本移動程度很弱的國家，準此，經濟文獻將 Feldsteia and Horika (1980) 的實證結果稱為「Feldstein and Horioka 之謎」(the puzzle of Feldstein and Horioka)。

Hatemi-J. and Hacker (2007) 分析瑞典資本移動情形，研究方法為時變參數模型 (time varying parameter model) 估計的卡爾曼濾波器 (the Kalman filter)，資料期間由 1993 年至 2004 年，採用季資料。實證結果表示，1993 至 1994 年，兩年內資本移動呈現增加態勢，直到 1995 年加入歐盟後，資本移動沒有顯著的增加，而儲蓄與投資占國內生產毛額的比重在 0.25~0.35 的區間內，這表示有大量的資本在移動，但是在資料期間每個時期的係數不為零，統計結果顯示資本呈現不完全移動。

王泓仁 (2005)、邱哲修、張清模、蕭政行 (2005) 與王裕仁 (2009) 等學者則討論匯率、利率及各項金融活動變數之間的關係。王泓仁 (2005) 探討匯率與台灣經濟、金融活動之影響，採用結構式向量自我迴歸 (structural vector autoregression; SVAR) 模型來估計匯率與主要經濟金融變數間的短期關係，並且預估變數間的衝擊反應函數。資料期間橫跨 1989 年 5 月至 2003 年 12 月，以月、季資料來進行實證研究，其研究方法為迴歸分析方法。實證結果顯示：(一) 短期匯率變動，主要受到中央銀行所持有的國外資產淨額變動所影響；長期匯率變動，則是受到產出波動的影響；而匯率的變動，則顯著的牽動國內隔夜拆款利率的變化，更可以發現匯率與隔夜拆款利率有著相互影響的關係。(二) 匯率的上升，明顯使得國人對於國外證券投資減少與外國資本對我國直接投資增加。

邱哲修、張清模、蕭政行 (2005) 則是探討我國匯率與利率之間的關聯性，研究方法是共整合和 Toda and Yamamoto (1995) 所提出的因果關係檢定法。美元換兌新台幣匯率為一解釋外變數，另以 30 天期次級商業本票利率、90 天期次級商業本票利率、180 天期次級商業本票

利率，分別充當長、短期利率的替代變數。樣本期間也橫跨 1991 年 1 月至 2002 年 12 月，採用月資料。實證結果顯示，若考慮共整合再檢定因果關係，則會出現利率、匯率雙向的因果關係，證實了 Hatemi-J and Irandoust (2000) 推論一國將外匯管制開放會使資金在國際間自由移動，將會出現利率、匯率雙向的因果關係；但若未考慮共整合而直接以向量自我迴歸模型來檢定因果關係，則利率領先匯率的關係將完全消失，而只留下匯率領先利率的關係。

王裕仁 (2009) 則企圖探討匯率、油價、金價、利率彼此間之關聯性，研究方法為共整合檢定、向量誤差修正模型 (VECM)、Granger 因果關係檢定。樣本期間橫跨 1998 年至 2007 年，採用月資料。實證結果發現：我國匯率、油價、金價、利率之間存在共整合關係，由 VECM 模型觀察得到匯率受到本身前期與利率前期影響，此代表利率上升則幣值會升值，而在 Granger 因果關係檢定方面，利率與匯率存在雙向回饋關係。

由於各國對於國際資金的限制逐步放寬，使得國際資金移動更加自由，Pi-Anguita (1998)、Hatemi-J and Irandoust (2000)、馬千惠 (2001) 與陳翊鐸 (2001) 等學者致力於匯率、利率與資本移動之間的關係。Pi-Anguita (1998) 以 Feldstein (1983) 的模型為基礎，建構一個類似的模型，分析法國匯率、利率與資本移動，並利用共整合檢定與 Granger 因果關係檢定，根據匯率與利率之間的因果關係來判斷資本移動的情形。資料期間為 1969 年 1 月至 1995 年 3 月，以 1987 年 3 月為分界點，分成 1969 年 1 月至 1987 年 2 月，1987 年 3 月至 1995 年 3 月兩階段來進行實證分析。實證結果表示，前期為低資本移動階段，存在匯率影響利率單向的因果關係；反之，後期為高資本移動階段，則存在利率影響匯率的因果關係。

Hatemi-J and Irandoust (2000) 則依據 Feldstein (1983) 和 Pi-Anguita (1998) 的理論模型，該模型假設購買力平價、未拋補利率平價成立且物價僵固，並利用共整合和 Toda and Yamamoto (1995) 所發展的 Granger non-causality test 來探討匯率與利率之間的因果關係，來分析瑞典國際資金移動的情形。資料期間由 1980 年 1 月至 1998 年 12 月，將資料以 1992 年 11 月為切割點，分成兩個期間：一為固定匯率制度 (1980 年 1 月至 1992 年 10 月)，二為浮動匯率制度 (1992 年 11 月至 1998 年 12 月)。此檢定結果發現，在固定匯率制度時，存在匯

率單向影響利率之因果關係；浮動匯率制度時，呈現利率單向影響匯率之因果關係，說明由固定匯率制度轉變成浮動匯率制度後，資本移動呈現明顯增加的趨勢。

馬千惠 (2001) 探討我國資本管制開放對我國匯率、利率、GDP、外國利率的影響和資本管制係數對我國資本移動的影響，以 1990 年 1 月至 1999 年 9 月的台灣資本移動月資料來做分析。研究方法則利用向量自我迴歸、共整合及 Granger 因果關係等計量方法來說明各變數之間的關係。實證結果發現：(一) 資本管制開放後，台灣對外直接投資、外資來台灣直接投資有顯著影響。(二) 新台幣貶值使得台灣對外直接投資減少，而外國對我國證券投資也減少。(三) 台灣利率上升導致台灣對外直接投資增加，而外國對台灣證券投資減少、存放款增加。新台幣貶值、台灣利率上升均會讓金融帳呈現淨流出情形。

陳翊鏞 (2001) 以 Hatemi-J and Irandoust (2000) 之研究為藍本，假設國際收支平衡，並以匯率、利率的因果關係來判斷資本流動的程度，藉此判定一國解除資本管制使得資本可以在國際間移動情況下，匯率與利率將會呈現雙向因果關係；反之，若資本受到管制，匯率將會呈現單向影響利率之因果關係。研究方法為共整合和 Granger 因果關係，來判斷匯率與利率之因果方向。樣本期間橫跨 1982 年 1 月至 2001 年 12 月，將樣本分為四期，分別採用日、月資料進行分析。實證結果發現，隨著資本制度逐漸開放，由期初的匯率單向影響利率之因果關係逐漸轉變成匯率與利率之雙向因果關係。

其中，許佳琦 (2009) 與林佳樺 (2007) 致力於探討匯率、股市與外資買賣超之間的關係，許佳琦 (2009) 以 2007 年美國次級房貸金融風暴前、後期間的資料，來檢定我國匯率、台股股價與外資買賣超之間的關聯性。樣本期間也橫跨 2005 年 7 月 20 日至 2009 年 7 月 17 日，採用日資料，並把樣本分為三期，分界點是 2007 年 7 月 19 日，第一期為全樣本，第二期是 2005 年 7 月 20 日至 2007 年 7 月 18 日，第三期是 2007 年 7 月 19 日至 2009 年 7 月 17 日。研究方法為建構向量自我迴歸 (VAR) 模型、衝擊反應分析，實證結果顯示：前一期的外資買賣超與當期的匯率變動率呈現負相關，並與當期的外資淨買超呈現正相關；而在衝擊反應方面皆顯示其為短期效果。

林佳樺 (2007) 針對外資買賣超對台灣股、匯市所造成的影響進行討論，研究方法採用多變量自我迴歸模型與 Hiemstra and Jones (1994) 提出的線性 Granger 因果關係檢定，觀察每日股、匯市量價的線性關係。樣本期間為 2004 年至 2006 年，採日資料統計。實證結果指出：外資買賣超對於加權股價指數成交量有顯著正的影響，對於匯率卻有顯著負的影響，這表示當外資在股市買超時，會使股價上漲且幫助台幣升值，當外資對股市賣超時，會使股價下跌且帶動台幣貶值。

過往實證文獻中，多以匯率與利率探討一國資本移動的情況，而在外資買賣超的研究文獻上，則採用股市指數與匯率等變數來研究各變數彼此間的關聯性，因此，在本研究中，將探討資本移動的範圍縮小著重於股票市場中外資的資金移動，利用匯率與利率來觀察在金融風暴與歐債危機之衝擊下利率、匯率及外資買賣超彼此關聯性，並加以探討。由於，採用的時間點、變數上的選擇及研究方法等不同，因此本文得到的結果與過往文獻不盡相同，本篇之實證結果將於第四章詳述，下一章將詳細描述本研究的理論模型基礎與實證之計量方法。

第三章 研究方法

第一節 理論模型

本文採用的理論模型係以 Hatemi-J and Irandoust (2000) 依據 Feldstein (1983) 儲蓄-投資模型與 Pi-Anguita (1998) 探討國際收支帳平衡的情況下所建構的匯率與利率模型為基礎，我們可以下列三式來加以表示此一理論模型：

$$C = C(E) + \varepsilon_C \quad (3.1)$$

$$F = F(R_a - \alpha - R_b) + \varepsilon_F \quad (3.2)$$

$$C + F = 0 \quad (3.3)$$

其中， C 表示經常帳餘額（出口-進口）， F 表示金融帳餘額（資本流入-資本流出）， E 表示即期匯率（一外國貨幣兌換本國貨幣）， R_a 表示為本國利率， R_b 表示為外國利率， ε_C 表示為經常帳之隨機項， ε_F 表示為金融帳之隨機項， α 表示為實際通貨貶值率。在上述模型中，(3.1) 式顯示經常帳會受到即期匯率的波動影響而導致盈餘或赤字，(3.2) 式顯示金融帳會受到本國利率與外國利率之利差影響，使得金融帳呈現淨資本流入或淨資本流出，而 (3.3) 式顯示國際收支帳達到平衡時，經常帳餘額與金融帳餘額加總為零。

將 (3.1) 及 (3.2) 式帶入 (3.3) 式中可得：

$$C(E) + \varepsilon_C + F(R_a - \alpha - R_b) + \varepsilon_F = 0 \quad (3.4)$$

將 (3.4) 式全微分，可得 (3.5) 式：

$$C'dE + d\varepsilon_C + F'dR_a - F'd\alpha - F'dR_b + d\varepsilon_F = 0 \quad (3.5)$$

同時做下列設定：

$$\gamma = d\varepsilon_C - F'd\alpha - F'dR_b + d\varepsilon_F, \quad (3.6)$$

並將 (3.6) 式帶入 (3.5) 式，整理後可得 (3.7) 式：

$$C'dE + F'R_a + \gamma = 0 \quad (3.7)$$

一旦我們假設 α 、 R_b 為固定且 $d\varepsilon_C$ 、 $d\varepsilon_F$ 值極小情況下，則 γ 為零，將可改寫 (3.7) 式得到 (3.8) 式：

$$\frac{dE}{dR_a} = -\frac{C'}{F'} \text{ 或 } \frac{dR_a}{dE} = -\frac{F'}{C'} \quad (3.8)$$

由 (3.8) 式可觀察到，假定一國政府在外匯制度上沒有限制的情況下，即 $F' \rightarrow \infty$ ，則利率會影響匯率；若一國政府嚴格管制匯率進出，表示資本移動程度受到限制，即 $F' \rightarrow 0$ ，則匯率會影響利率。

央行在 1979 年匯率採行管理浮動匯率制度以及 1989 年為了落實利率自由化，使得存、放款利率交由銀行各自決定，而在 2003 年時解除合格境外投資機構之額度限制，但郭秋榮 (2011) 提到央行為了避免資本移動干預台灣總體經濟，故在外匯市場上對外資進出有所限制與緊盯國外資金在台灣之流向。³因此在這些背景與因素下，本文擬以台灣股票市場中之外資買賣超作為資本移動的變數，進行台灣匯率、利率以及股票市場中外資買賣超之實證研究。

第二節 單根檢定

時間序列資料可分成定態或非定態兩種，若時間序列資料受到外在因素衝擊，只產生短暫的影響，衝擊效果隨著時間經過而消失，使時間序列回復到原來的平均水準，此序列成為定態時間序列。反之，時間序列資料受到外在因素衝擊的影響，不會隨著時間經過消失反而持續的存在，表示此時間序列具有長久時間記憶特性，稱此時間序列為非定態時間序列。一般的財務、經濟的時間序列大多都屬於非定態時間序列。

實證研究中，發現總體時間序列資料大部分屬於非定態的特性；因此，單根檢定是檢定時間序列是否為單根，藉此了解此時間序列是否為定態。我們可利用時間序列之特性方程式 (characteristic equation) 是否存在單根，作為判斷是否為定態的依據。若特性方程式的解等於 1

³ 華僑及外國人申請投資國內證券說明資料(1997.11)、華僑及外國人投資證券管理辦法 (2006.03)

時，則此序列具有單根，為一非定態時間序列；反之，序列不具有單根，則為定態時間序列。

Said and Dickey (1984) 提出 ADF 檢定，在 DF 模型中加入差分落後項作為修正，使得殘差項退化成白噪音，即 ADF 檢定，模型表示如下：

模型 1：無截距項、時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

模型 2：有截距項、無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

模型 3：有截距項、有時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

在 (3.9) 至 (3.11) 式中， α_0 為截距項， T 為時間趨勢項， P 為使殘差項趨於白噪音之最適落後期數，而 ADF 檢定與 DF 檢定之虛無假設和統計量皆為相同。

第三節 向量自我迴歸

傳統計量模型，一般根據先驗理論基礎來架構一個結構模型 (structural model)，再透過迴歸分析的方式來判斷結果。然而，無法有效的區分各變數是為內生或外生變數，故有其問題存在。Sim (1980) 提出向量自我迴歸模型，認為經濟活動的特性會隨著時間的變化完全反應在資料上，因此利用資料本身進行分析便可了解經濟活動之本質。其中主要概念在於將模型中所有變數皆視為內生變數，一組迴歸方程式來解釋各變數彼此的互動關係，且每一條迴歸方程式中皆以變數的落後項作為解釋變數，可將向量自我迴歸模型表示如下：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^n A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma) \quad (3.12)$$

其中， Y_t 為 $(n \times 1)$ 之內生變數向量， A_0 為 $(n \times 1)$ 之常數向量， A_i 為 $(n \times n)$ 之係數向量， Y_{t-i} 為維度 $(n \times 1)$ 之向量，表示為落後期之內生變數， n 為模型中之內生變數數目， i 為時間落後期數參數， ε_t 維度 $(n \times 1)$ 之向量，表示為預測誤差向量 (隨機衝擊項)。

如果要探討變數之間的關聯性，可利用向量自我迴歸的模型來做檢視，還可以透過

Granger 因果關係、衝擊反應函數及誤差變異數分析來了解變數之間的因果關係、變數受到衝擊時對模型所有變數的影響以及變數受到衝擊時誤差變異數之間的變動關係。在建構 VAR 模型時，會有最適落後期數選擇的問題，一般常用之判斷準則有 AIC (Akaike's Information Criterion) 和 SC (Schwartz Criterion)，其表示如下：

$$AIC = -\frac{2L}{T} + \frac{2k}{T} \quad (3.13)$$

$$SC = -\frac{2L}{T} + \frac{k \ln T}{T} \quad (3.14)$$

其中， L 為模型中估計出來所得到的對數概似值 (log likelihood value)， K 為待估參數， T 為研究樣本數。在最適落後期的選擇上，AIC 常用於小樣本數中，較能選出適當的模型，另外 SC 用於樣本數較大的模型較為適合。落後期數的選取是相當重要，假設落後期數選取過短，會使得參數變少而容易在估計上產生偏誤的問題；反之，落後期數選取過長，則會有過度參數化的現象，因此選擇落後期數是很重要的。

第四節 共整合檢定與向量誤差修正模型

根據 Granger and Newbold (1974) 的研究提出時間序列為非定態時，直接對未處理的時間序列做迴歸分析，很可能會產生假性迴歸 (spurious regression)，得到判定係數 R^2 很高、 T 檢定顯著、Durbin-Watson 統計值很小，使得原本不具有因果關係的變數，卻產生假性因果關係，迴歸結果不具有經濟意義。然而為了解決假性迴歸的問題，將非定態的時間序列資料取差分 (difference)，使得此時間序列具備有定態。但取差分的過程中亦會破壞變數之間的長期均衡關係，導致檢定結果發生錯誤。Engle and Granger (1987) 提出共整合來解決此問題，其理論概念為：這些變數受到短期衝擊會偏離均衡值，但長期而言，變數與變數間會具備有穩定之均衡關係。本文再藉由 Johansen and Juselius (1990) 所提出的最大概似估計法 (Maximum Likelihood Test) 來進行共整合檢定，其模型如下，假設落後期為 k 的向量自我迴歸模型：

$$Y_t = \sum_{n=1}^k \pi_n Y_{t-n} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma) \quad (3.15)$$

其中， Y_t 為 n 個變數的內生變數向量， π_i 為 $n \times n$ 的常數向量， $i = 1, \dots, k$ ， D_t 為中

心化後總和為零的季節虛擬變數， μ 為常數項， k 為落後期數， ε_t 為殘差項。再將具有共整合關係之 $I(1)$ 之數列，轉換成向量誤差修正模型。向量誤差修正模型指在原來的向量自我迴歸模型中加入誤差修正項，可看出變數與變數之間長期均衡及短期資訊調整情形，向量誤差修正模型表示如下：

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

ΠY_{t-k} 表示誤差修正項，用來將各時間序列經一階差分後所喪失的長期關係，導引回均衡狀態。衝擊矩陣 (impact matrix) Π 為落後項係數的線性組合，用來檢定變數間是否存在長期關係。衝擊矩陣 Π 中的秩 (rank) 可以用來決定變數間共整合向量的個數，衝擊矩陣 Π 的秩 (rank) 分為以下三種情形：

- (1) $rank(\Pi) = n$ ，則 Π 為滿秩 (full rank) 矩陣， Y_t 向量中變數皆為恆定。
- (2) $rank(\Pi) = 0$ ，則表示變數間無長期關係。
- (3) $0 < rank(\Pi) = r < n$ ，說明 Y_t 向量存在 r 個共整合向量。

Johansen (1991) 提出軌跡測試 (trace test) 及最大特性根檢定法來決定共整合向量的數目，將其簡述如下：

軌跡測試 (trace test)：

虛無假設 H_0 ：變數間最多存在 r 個共整合向量

對立假設 H_1 ：變數間至少有 $r + 1$ 個共整合向量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.17)$$

最大特性根檢定法：

虛無假設 H_0 ：變數間最多存在 r 個共整合向量

對立假設 H_1 ：變數間至少有 $r + 1$ 個共整合向量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.18)$$

在式 (3.17) 與 (3.18) 中， T 為樣本個數， $\hat{\lambda}_1$ 為 Π 矩陣中的特性根，假設特性根絕對值越大，則兩種檢定統計量值也會越大。不拒絕 H_0 ，表示變數間有 r 個共整合向量，此外兩種檢定法皆符合卡方分配。

第五節 Granger 因果關係檢定

Granger (1969) 提出檢定因果關係的方法，可了解變數間領先與落後關係、回饋關係及因果關係的方向。Granger 因果關係有變數的預測能力，可用來探討變數間的因果關係，假設 X 、 Y 兩變數間有 Granger 因果關係，對 X 進行預測時，可以利用 X 過去的資訊以外，還可以使用 Y 的數值來進行預測，藉此降低預測的誤差，讓 X 的預測更加準確，即表示為 Y 是 X 的因 (Y cause X)。反之， X 與 Y 同時相互存在因果關係，則稱為回饋關係。Granger 因果關係檢定並不是真的要檢定變數誰為因、果，其最主要目的在於衡量變數間領先與落後的關係，其模型如下：

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3.19)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p d_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (3.20)$$

$$\text{虛無假設 } H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_p = 0$$

$$H_1 : b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq \dots \neq b_p \neq 0$$

$$\text{虛無假設 } H'_0 : d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_p = 0$$

$$H'_1 : d_1 \neq d_2 \neq d_3 \neq \dots \neq d_p \neq 0$$

當同時拒絕虛無假設 H_0 及 H'_0 ，則表示兩變數間存在有回饋因果關係，相互影響；若拒絕虛無假設 H_0 且不拒絕 H'_0 ，則表示 Y 變數對 X 變數存在單項因果關係；反之，拒絕虛無假設 H'_0 且不拒絕 H_0 ，則表示 X 變數對 Y 變數存在單項因果關係；若同時不拒絕虛無假設 H_0 及 H'_0 ，則表示兩變數為相互獨立關係。

第六節 衝擊反應函數分析

衝擊反應函數指當變數受到衝擊時，變數受到自身及其他變數間的外生衝擊 (exogenous shock) 影響。根據 Sim (1980) 提出的動態衝擊反應函數，經由 Wold 分解定理 (wold decomposition theorem) 轉換成移動平均 (moving average; MA) 之方式表現，其計算過程如下：

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^n A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

$$Y_t - \sum_{i=1}^n A_i Y_{t-i} = a + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

$$Y_t(I - A_1 L^1 - A_2 L^2 - \dots - A_n L^n) = a + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

$$Y_t = (I - A_1 L^1 - A_2 L^2 - \dots - A_n L^n)^{-1}(a + \varepsilon_t) \quad (3.24)$$

$$a' = (I - A_1 L^1 - A_2 L^2 - \dots - A_n L^n) a \text{ 及}$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i \varepsilon_{t-i} = (I - A_1 L^1 - A_2 L^2 - \dots - A_n L^n)^{-1} \varepsilon_t \quad (3.25)$$

$$Y_t = a' + \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.26)$$

其中， a' 為 $(n \times 1)$ 常數係數， Γ_i 為 $(n \times n)$ 係數矩陣且 $\Gamma_0 = I$ (單位矩陣)。

若誤差項可能存在有當期相關 (contemporaneously correlation)，即某變數變動可能會導致另一變數變動，因此採用 Choleski 分解法將三角矩陣 (Lower Triangular Matrix) V ($VV' = I$) 完成正交化，使得此矩陣變成對角化矩陣，去除當期相關，其過程如下：

$$Y_t = a' + \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_i VV' \varepsilon_{t-i} \quad (3.27)$$

$$Y_t = a' + \sum_{i=0}^{\infty} D_i H_{t-i} \quad (3.28)$$

其中， D_i 為對角化之共變異數矩陣， H_{t-i} 為序列無關且當期無關干擾項。

若某一變數受到外在衝擊時，透過衝擊反應函數可以看出模型中所有的內生變數當期與未來各期是否有存在跳動性或持續性的動態影響過程。

第七節 變異數分解分析

變異數分解是指某一變數的預測誤差變異數，有多少比例是受自身或其他變數變動所解釋的程度。透過正交化的隨機衝擊項 H_{t-i} 和 Y_t 的 k 階預測誤差表示如下：

$$\hat{E}_{t-k}(Y_t) = E(Y_t | Y_{t-k}, Y_{t-k-1}, Y_{t-k-2}, \dots) \quad (3.29)$$

$$Y_t - \hat{E}_{t-k}(Y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} D_i H_{t-i} - E_{t-k}(\sum_{i=0}^{\infty} D_i H_{t-i}) \quad (3.30)$$

$$(1 - E_{t-k})Y_t = (1 - E_{t-k})\sum_{i=0}^{\infty} D_i H_{t-i} \quad (3.31)$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} D_i H_{t-i} = D_0 H_0 + D_1 H_1 + \dots + D_{k-1} H_{t-k-1} \quad (3.32)$$

因此， k 階預測誤差得到共變異數矩陣：

$$\begin{aligned} E(Y_t - \hat{E}_{t-k}Y_t)(Y_t - \hat{E}_{t-k}Y_t)' &= \sum_{i=0}^{k-1} D_i \sum_{i=0}^{k-1} D_i' \\ &= D_0 E(H_t H_t') H_0' + D_1 E(H_t H_t') H_1' + \dots + D_{k-1} E(H_t H_t') D_{k-1}' \end{aligned} \quad (3.33)$$

上式為每一期對角線的值，而此值的大小由 D_i 來決定，因此，可以利用此值對各變數預測誤差變異數分解的百分比大小來判斷模型中各變數的關聯。

若 $U(i, k)$ 為第 i 個變數的第 k 階預測誤差變異數，其中第 j 個變數為 $U(i, k, j)$ ，其關係式：

$$U(i, k, j) = D_0^2(i, j) + D_1^2(i, j) + \dots + D_{n-1}^2(i, j) \quad (3.34)$$

$$U(i, k) = \sum_{j=1}^n U(i, k, j) \quad (3.35)$$

每一變數的變異數皆能表示所有變數的變異數加權總合，由上兩式可以求得預測誤差變異數分析百分比為 $U(i, k, j)/U(i, k)$ ，藉此可了解模型中內生變數來自本身或其他變數的比重，並判斷各變數的外、內生性強弱。

第四章 實證結果與分析

第一節 資料來源與處理

本文樣本採用匯率、利率與外資買賣超之日資料，匯率資料為美元兌新台幣之每日即期匯率收盤價格、利率資料為每日隔夜拆款利率與台灣股票市場之每日外資買賣超。資料來源方面，匯率、利率資料於中央銀行網站，而外資買賣超資料來自於台灣經濟新報資料庫 (Taiwan economic journal，簡稱 TEJ)。資料處理方式，將匯率的原始資料取對數，利率採用原始資料，而在外資買賣超部分是以外資買超減去賣超所得到的值來進行研究。

本文研究資料期間為 2008 年 1 月 2 日至 2012 年 11 月 15 日，共計 1215 筆資料。為了瞭解樣本期間是否有結構性調整，採用 Rats 統計軟體中的 Hamilton test⁴來觀察結構是否有調整，結果發現在利率 2010 年 5 月 3 日時結構有所變化，而匯率及外資買賣超無任何變化，故採用此時間做為切割點。期間分為第一期全球金融風暴期間 (2008 年 1 月 2 日至 2010 年 4 月 30 日)，第二期為歐債危機 (2010 年 5 月 3 日至 2012 年 11 月 15 日)。下列圖 4-1.1 至圖 4-1.3 為利率、匯率、外資買賣超的檢定結果。

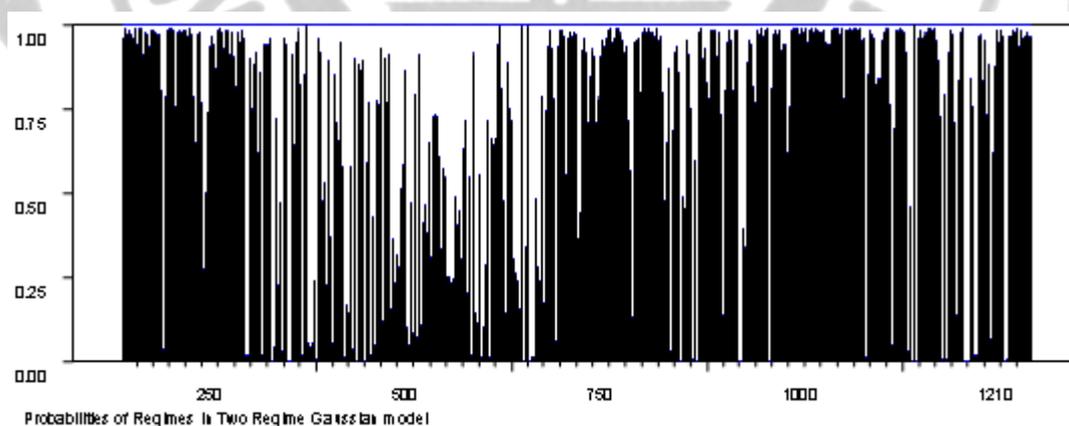


圖 4-1.1：利率的檢定結果

⁴見 Hamilton and Susmel (1994)

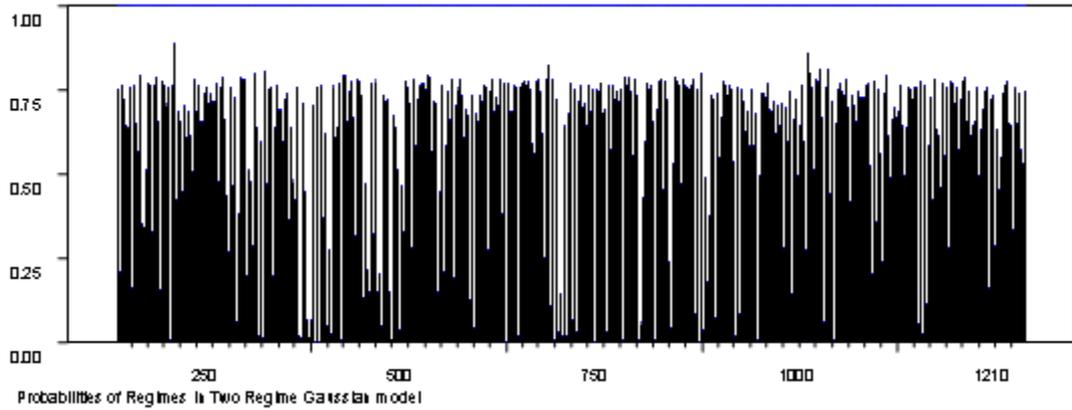


圖 4-1.2：匯率的檢定結果

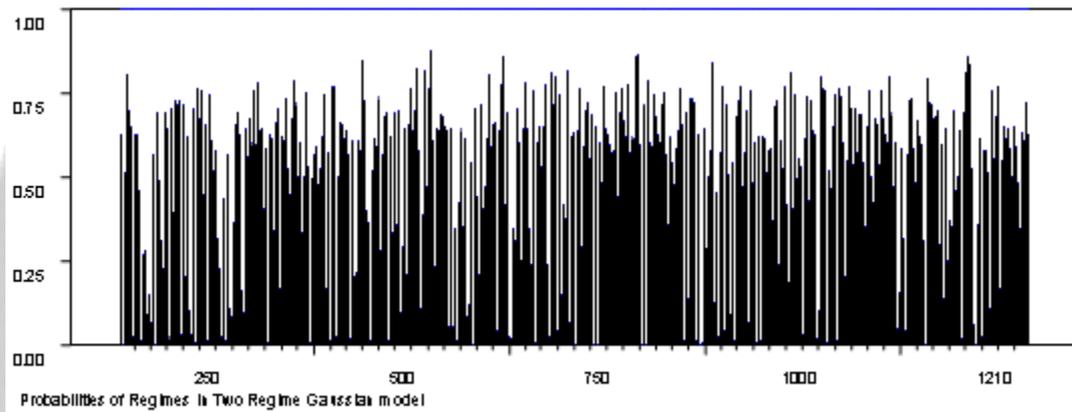


圖 4-1.3：外資買賣超的檢定結果

第二節 單根檢定

本節藉由 ADF 單根檢定，檢定變數是否存在定態。檢定的部分是針對有截距項及趨勢項之模型進行檢測，模型如下：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

其中， α_0 為截距項， T 為時間趨勢項， P 為使殘差向趨於白噪音之最適落後期數。

H_0 : $\lambda = 0$ (有單根，時間序列為非定態)

H_1 : $\lambda \neq 0$ (沒有單根，時間序列為定態)

表 4-2.1：針對匯率之單根檢定

分段期間	資料 (t 值)	Prob
第一期	-1.053551	0.9343
第二期	-1.176059	0.9136
分段期間	一階差分 (t 值)	Prob
第一期	-19.89051	0.0000***
第二期	-25.30505	0.0000***

註：*、**、***代表在 10%、5%、1% 顯著水準下拒絕虛無假設

表 4-2.2：針對利率的單根檢定

分段期間	資料(t 值)	Prob
第一期	-0.676058	0.9736
第二期	-1.101297	0.9268
分段期間	一階差分(t 值)	Prob
第一期	-5.869855	0.0000***
第二期	-10.29736	0.0000***

註：*、**、***代表在 10%、5%、1% 顯著水準下拒絕虛無假設

表 4-2.3：針對外資買賣超的單根檢定

分段期間	資料(t 值)	Prob
第一期	-14.42937	0.0000***
第二期	-15.18666	0.0000***

註：*、**、***代表在 10%、5%、1% 顯著水準下拒絕虛無假設

由表 4-2.1 至表 4-2.3 單根檢定的結果發現，匯率與利率之檢定統計量值 (t 值)，均無法拒絕虛無假設，表示匯率與利率為非定態，而後一階差分的結果均顯著拒絕虛無假設，顯示差分後的匯率與利率資料為 $I(1)$ 數列，而外資買賣超之統計量值檢定結果顯著拒絕虛無假設，故外資買賣超為定態。為了使資料一致性，將對匯率與利率進行共整合檢定與向量誤差修正模型分析，再取其向量誤差修正模型之殘差值與外資買賣超進行向量自我迴歸。

第三節 最適落後期

在檢定共整合、向量誤差修正模型、向量自我迴歸及 Granger 因果關係時，需要先找到最適落後期，而最適落後期的選擇則是採用 *AIC* 及 *SC* 相對最小值的對應的落後期為標準。本文樣本數量共 1215 筆資料，其中，第一期的樣本數為 577 筆資料，第二期有 638 筆資料，樣本皆為大樣本，因此採用 *SC* 來判定最適落後期。為了避免落後期選取過多或過少，導致可能會估計無效率或有偏差的問題產生，因此選擇用 *SC* 之最小值作為最適落後期。在 *SC* 的檢定結果下，可得知在全球金融風暴中匯率與利率之最適落後期為第 2 期，而匯率、利率與外資買賣超之最適落後期為第 1 期；而歐債危機中匯率與利率之最適落後期為第 1 期，而匯率、利率與外資買賣超之最適落後期為第 1 期。結果如表 4-3.1 與表 4-3.2 所示。

表 4-3.1：第一期-全球金融風暴之最適落後期 (2008/01/02-2010/04/30)

匯率與利率		匯率、利率與外資買賣超	
落後期數	<i>SC</i>	落後期數	<i>SC</i>
1	-13.6837	1	7.0060*
2	-13.6921*	2	7.0637
3	-13.6525	3	7.1553
4	-13.6823	4	7.1733
5	-13.6565	5	7.2406

表 4-3.2：第二期-歐債危機之最適落後期 (2010/05/03 - 2012/11/15)

匯率與利率		匯率、利率與外資買賣超	
落後期數	<i>SC</i>	落後期數	<i>SC</i>
1	-17.6549*	1	2.4359*
2	-17.6397	2	2.4890
3	-17.6448	3	2.5203
4	-17.6228	4	2.5906
5	-17.5953	5	2.6599

第四節 共整合檢定與誤差修正模型分析

共整合檢定

從單根檢定結果中得到匯率與利率皆為非定態，在 Engle and Granger (1987) 提出「共整合」方式可以解決取差分的過程中會破壞變數之間的長期均衡關係，導致檢定結果發生錯誤，因此本節利用 Johansen and Juselius (1990) 最大概似法進行共整合檢定，檢視匯率與利率在長期是否存在穩定關係。

第一期全球金融風暴表 4-4.1 中檢定結果可以發現，在共整合向量數為 0 的虛無假設下，5% 的顯著水準，拒絕虛無假設，而在共整合向量數為 1 的虛無假設下，無法拒絕虛無假設，故其存在一組共整合向量，匯率與利率在長期將可以達到均衡之關係。式 (4.2) 為標準化後之共整合向量，其顯示匯率與利率呈現負向關係，當中央銀行採取升息動作時，國幣幣值將會升值。第二期歐債危機表 4-4.2 中，檢定結果與第一期相同，都存在一組共整合向量，如式 (4.3)。共整合檢定結果兩個風暴期間匯率與利率皆呈現負向關係，顯示當中央銀行採取升息動作時，國幣幣值將會升值。

表 4-4.1：全球金融風暴之共整合檢定

No. of CE(s)	特性根	Trace 統計量值	5% 臨界值	p-value
None**	0.059181	35.01677	15.89210	0.0000
At most 1	0.001609	0.924409	9.164546	0.9607

註：** 表示在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設

$$R = 112.0001_{[-6.60605]}^{***} - 32.16685E_{[6.58612]}^{***} \quad (4.2)$$

註：1.[] 為 t 值

2.*, **, *** 表示係數在顯著水準 10%, 5%, 1% 下為顯著

表 4-4.2：歐債危機之共整合檢定

No. of CE(s)	特性根	Trace 統計量值	10% 臨界值	p-value
None*	0.022750	14.63630	13.9059	0.0779
At most 1	0.003378	2.152329	7.556722	0.7472

註：*表示在 10% 顯著水準下拒絕虛無假設

$$R = 7.705256^{***}_{[-3.06159]} - 2.147275E^{***}_{[2.90460]} \quad (4.3)$$

註：1.[]為 t 值

2.*, **, ***表示係數在顯著水準 10%, 5%, 1%下為顯著

向量誤差修正模型

依據共整合檢定結果可以了解匯率與利率間長期均衡狀態，而匯率與利率間長期均衡狀態下短期動態調整之關係可用向量誤差修正模型來瞭解。誤差修正項 $\widehat{ecm1}$ 、 $\widehat{ecm2}$ 以式 (4.4) 及 (4.5) 表示匯率與利率間長期均衡關係有偏離均衡值時，其修正到均衡值的一種調整方式，係數向量 $CointEq1$ 、 $CointEq2$ 以式 (4.6) 及 (4.7) 表示調整到均衡值的調整速度。

$$\text{誤差修正項：第一期 } \widehat{ecm1} = R - 112.0001 + 32.16685E \quad (4.4)$$

$$\text{第二期 } \widehat{ecm2} = R - 7.705256 + 2.147275E \quad (4.5)$$

$$\text{係數向量：第一期 } CointEq1 = [-0.005015 \quad -0.000053] \quad (4.6)$$

$$\text{第二期 } CointEq2 = [-0.005101 \quad 0.001329] \quad (4.7)$$

以下為向量誤差修正模型估計之結果：

第一期：全球金融風暴⁵

$$\Delta R_t = -0.005015^{***} \widehat{ecm1} + 0.108573^{***} \Delta R_{t-1} - 0.010947 \Delta R_{t-2} + 0.470385 \Delta E_{t-1} + 0.423001 \Delta E_{t-2} \quad (4.8)$$

⁵ 第一期向量誤差修正模型詳見附錄，附表二。

式 (4.8) 中， $\widehat{ecm1}$ 、 ΔR_{t-1} 之係數分別於 1% 顯著水準下異於零，可看出利率當期 (ΔR_t) 與利率本身前一期 (ΔR_{t-1}) 具有正向關係；在長期時，利率當期與誤差修正項 ($\widehat{ecm1}$) 之長期均衡呈現負向關係。

$$\Delta E_t = -0.000053\widehat{ecm1} + 0.001172\Delta R_{t-1} + 0.004246\Delta R_{t-2} + 0.179213^{***}\Delta E_{t-1} + 0.015430\Delta E_{t-2} \quad (4.9)$$

式 (4.9) 中只有 ΔE_{t-1} 之係數 1% 顯著水準下異於零，匯率當期 (ΔE_t) 與匯率前一期 (ΔE_{t-1}) 具有正向關係；在長期時，誤差修正項 ($\widehat{ecm1}$) 之長期均衡受到的影響不顯著，而調整至長期均衡過程也並不明顯。

第二期：歐債危機⁶

$$\Delta R_t = -0.005101^{***}\widehat{ecm2} + 0.156096^{***}\Delta R_{t-1} - 0.042215\Delta E_{t-1} \quad (4.10)$$

式 (4.10) 中， $\widehat{ecm2}$ 、 ΔR_{t-1} 之係數分別於 1% 顯著水準下異於零，利率當期與利率前一期存在正向關係；在長期時，匯率當期與誤差修正項 ($\widehat{ecm2}$) 之長期均衡呈現負向關係。

$$\Delta E_t = 0.001329\widehat{ecm2} - 0.013277\Delta R_{t-1} - 0.004630\Delta E_{t-1} \quad (4.11)$$

式 (4.11) 中所有變數之係數都不顯著，匯率當期與利率、匯率前一期之關係並不明顯。而在長期時，亦不受長期均衡之影響，故調整過程也不明顯。

向量誤差修正模型之分析可以瞭解匯率與利率之間在長期均衡時短期動態調整的關係。全球金融風暴期間利率與匯率皆對本身前一期有正向關係，而歐債危機期間利率會受到利率前一期影響，其主要原因可能為短期會有人為操作的空間，使得匯率與利率存在持續的升降。當期利率與誤差修正項間存在負向關係，顯示當期利率受到衝擊而有偏離時，會經由誤差修正項反向調整到長期均衡。另外，發現利率為應變數之模型在長期修正過程中較匯率做為應變數之模

⁶第二期向量誤差修正模型詳見附錄，附表三。

型顯著。其意涵是全球經濟景氣從擴張轉為衰退階段，中央銀行為了刺激經濟成長而採用降息政策，使得貨幣供給增加，資金存在銀行中無利可圖，逕而轉向其他投資管道，亦會將資金流向其他國家導致國幣幣值貶值。

第五節 向量自我迴歸

由於變數皆須存在定態才能採用向量自我迴歸來瞭解變數間互動關係，根據前一節得到匯率與利率之間的關係，利用匯率與利率之向量誤差修正模型得到的殘差值 (ECM)，與外資買賣超進行向量自我迴歸檢定，瞭解匯率、利率與外資買賣超的互動關係。

全球金融風暴與歐債危機皆選取最適落後項為落後 1 期，建構向量自我迴歸模型來探討匯率、利率與外資買賣超之間的相互關係，全球金融風暴期間變數之間的關係如表 4-5.1，可以得知 ECM 和外資買賣超前一期有負向關係，外資買賣超會受到自身前一期之正向影響。歐債危機期間變數之間的關係如表 4-5.2，外資買賣超會受到自身前一期之正向影響。

表 4-5.1：第一期-全球金融風暴之向量自我迴歸

變數	ECM	M ⁷
ECM (-1)	-0.02846 [-0.63053]	-151735 [-1.20713]
M(-1)	-2.57E-08* [-1.80667]	0.462346*** [11.6662]
C	1.02E-05 [0.08411]	209.9548 [0.62212]

註：1.*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

2. []為T值

⁷ 外資買賣超

表 4-5.2：第二期-歐債危機之向量自我迴歸

變數	ECM	M
ECM (-1)	-0.02655 [-0.57229]	10263.69 [0.08176]
M(-1)	-1.76E-08 [-1.16528]	0.467434*** [11.4655]
C	-4.82E-05 [-0.49618]	-9.91769 [-0.03770]

註：1.*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

2. []為T值

向量自我迴歸主要看各時期 ECM 與外資買賣超之相互關係，研究結果發現全球金融風暴期間，當前期外資買賣超與 ECM 為負向關係，表示市場上匯率與利率的長期均衡有差距的部分和外資買賣超呈現負向關係。歐債危機期間變數間無顯著關係，ECM 受到前期外資買賣超之趨勢影響，而外資買賣超會受到本身前一期之正向影響。表 4-5.3 為整合表 4-5.1 與表 4-5.2 間的相關變數，當外資買賣超作為應變數時，前一期外資買賣超增加 1%，則全球金融風暴期間的外資買賣超當期將增加 0.462346%，而歐債危機期間的外資買賣超當期增加 0.467434%。

表 4-5.3：向量自我迴歸之結果整理

分段期間	變數	ECM	M
第一期	ECM (-1)	-0.02846	-151735
	M(-1)	-2.57E-08*	0.462346***
第二期	ECM (-1)	-0.02655	10263.69
	M(-1)	-1.76E-08	0.467434***

註：*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

第六節 Granger 因果關係檢定

Granger (1969) 研究出如何捕捉變數間的領先、落後關係與雙向變動關係，因此藉由 Granger 因果關係檢定來探討匯率、利率與外資買賣超間相互影響的關係。Granger 因果關係會受到不同落後期的因素，導致檢定結果有所偏差，所以利用 VAR 檢定來決定最適落後期數，另外 Granger 因果關係是用兩兩變數相互進行檢定，將把匯率、利率與外資買賣超兩兩變數進行檢定，瞭解變數間的因果關係。

第一期：全球金融風暴期間

全球金融風暴期間變數之關係，採用最適落後期為 1 期，其結果如表 4-6.1 至表 4-6.3 說明長期時之關係。表 4-6.1 利率與匯率檢定結果得知，在顯著水準 10% 下將拒絕匯率不影響利率的虛無假設，顯示匯率存在單向利率影響之因果關係；表 4-6.2 匯率與外資買賣超檢定結果得知，在顯著水準 10% 下皆拒絕虛無假設呈現雙向回饋關係，兩變數有相互影響關係；表 4-6.3 利率與外資買賣超的檢定結果得知，在顯著水準 10% 下將拒絕利率不影響外資買賣超的虛無假設，顯示利率存在單向影響外資買賣超之因果關係。

表 4-6.1：第一期-利率和匯率之因果關係檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
利率不影響匯率	0.05566	0.9459
匯率不影響利率	12.5079	0.0000***

註：*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

表 4-6.2：第一期-匯率和外資買賣超之因果關係檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
匯率不影響外資買賣超	3.74464	0.0535*
外資買賣超不影響匯率	11.9536	0.0006***

註：*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

表 4-6.3：第一期-利率和外資買賣超之因果關係檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
利率不影響外資買賣超	10.0012	0.0016***
外資買賣超不影響利率	0.000003	0.9985

註：*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

第二期：歐債危機期間

歐債危機期間匯率、利率與外資買賣超的先後關係，採用最適落後期為 1 期，其結果如表 4-6.4 至表 4-6.6。表 4-6.4 利率與匯率檢定結果得知，在顯著水準 10% 下將拒絕匯率不影響利率的虛無假設，顯示匯率單向影響利率之因果關係；表 4-6.5 匯率和外資買賣之檢定結果得知，在顯著水準 10% 下將拒絕匯率不影響外資買賣超的虛無假設，顯示匯率會單向影響外資買賣超；表 4-6.6 利率與外資買賣超檢定結果得知，在顯著水準 10% 下皆不拒絕虛無假設，顯示利率與外資買賣超的關係並不顯著。

表 4-6.4：第二期-利率和匯率之因果檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
利率不影響匯率	0.95659	0.3284
匯率不影響利率	8.42856	0.0038***

註：*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

表 4-6.5：第二期-匯率和外資買賣之因果檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
匯率不影響外資買賣超	3.50336	0.0617*
外資買賣超不影響匯率	1.00192	0.3172

註：*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

表 4-6.6：第二期-利率和外資買賣之因果檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
利率不影響外資買賣超	0.29357	0.8301
外資買賣超不影響利率	1.56341	0.1971

註：*，**，***表示係數在顯著水準 10%，5%，1%下為顯著

全球金融風暴期間，長期情況下，可得到匯率的升降會影響利率，利率的升降能有效的影響外資買賣超的增減，而匯率與外資買賣超呈現雙向之因果關係，以時空背景來看其意涵為全球經濟開始衰退，國幣幣值貶值，中央銀行採行降息政策來刺激經濟，帶動資金的流動，而外資進出與匯率的升降有著雙向關係。在歐債危機期間，長期下顯示匯率的升降會使得利率與外資買賣超受到影響。其意涵為中央銀行維持低利率政策，而匯率受到中央銀行干預，因此匯率存在影響利率與外資買賣超的情形。

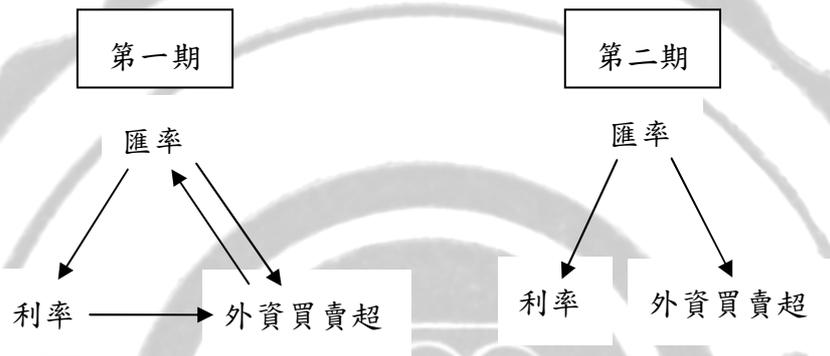


圖 4-6.1：長期因果關係結果

第七節 衝擊反應函數分析

因果關係檢定瞭解到匯率、利率與外資買賣超間領先落後之關係，然而我們並不瞭解當某一變數發生自發性干擾時，在同一時間本身與其他變數間之反應情形。因此，利用衝擊反應分析來觀察匯率、利率與外資買賣超發生自發性干擾時，對模型內所有的內生變數當期與未來期數的動態影響過程。以下分別說明全球金融風暴與歐債危機期間匯率、利率與外資買賣超的衝擊反應過程。

匯率、利率與外資買賣超之衝擊反應分析

匯率之衝擊反應分析

全球金融風暴期間對匯率之衝擊反應分析，圖 4-7.1 表示三個變數對於匯率之衝擊反應之結果，當匯率受到本身衝擊時，第 1 期為 0.094191 單位開始往下修正直到趨近於恆定狀態；

利率對於匯率之衝擊反應，第 1 期未立即反應，第 2 期為正值，而後第 6 期為負值逐漸趨近恆定狀態；外資買賣超對於匯率之衝擊反應，第 1 期時未立即反應，第 2 期為-0.006135 單位而後會趨近於恆定狀態。

歐債危機期間對匯率之衝擊反應分析，圖 4-7.2 表示三個變數對於匯率之衝擊反應之結果，當匯率受到本身衝擊時，第 1 期為 0.074320 單位，第 2 期為負值，第 3 期為正值而後往下修正直到趨近於恆定狀態；利率對於匯率之衝擊反應，第 1 期未立即反應，而後第 2 期為負值 0.001344 單位調整到趨近於恆定狀態；外資買賣超對於匯率之衝擊反應，第 1 期時未立即反應，第 2 期為負值 0.003182 單位，而後往上調整至恆定狀態。

在全球金融風暴與歐債危機兩期間內匯率受到一個自發性干擾時，對於外資買賣超的影響會大於對利率的影響，匯率對於利率與外資買賣超皆為負向關係，其意涵為國幣幣值持續升值，而外資會呈現持續買超，利率會持續上升。

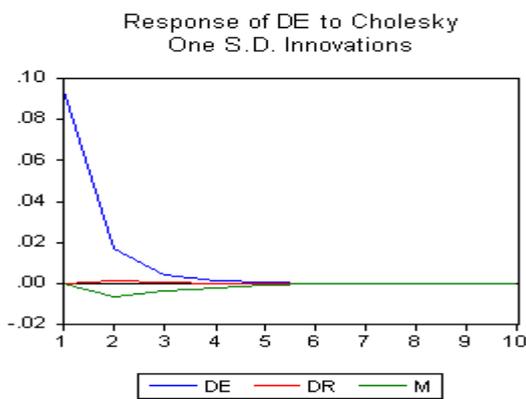


圖 4-7.1：全球金融風暴之匯率衝擊反應

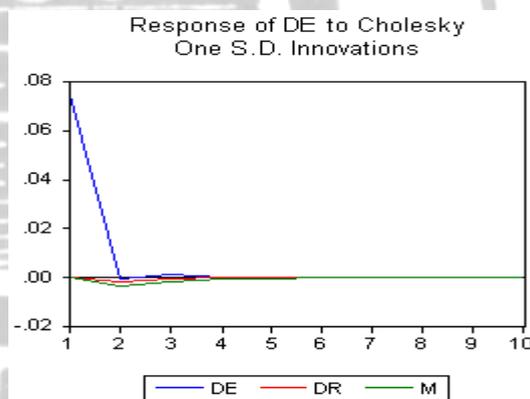


圖 4-7.2：歐債危機之匯率衝擊反應

利率之衝擊反應分析

全球金融風暴對利率衝擊反應分析，在圖 4-7.3 可以看出利率受到本身利率、匯率與外資買賣超之衝擊反應時的情況，當利率本身受到衝擊時，第 1 期為正值，至第 4 期逐漸趨近恆定狀態；匯率對利率之衝擊反應，第 1 期為負值，第 2 至 4 期為正值，第 5 期後皆為負值，逐漸調整趨向恆定狀態；外資買賣超對利率之衝擊反應，第 1 期時並未立即反應，第 2 期開始為正

值，而後逐漸趨近恆定狀態。

歐債危機對利率之衝擊反應分析，圖 4-7.4 顯示利率受到本身衝擊時，其反應在第 1 期為 0.003446 單位，而後往下修正趨向恆定；匯率對利率之衝擊反應，第 1 期時為正值，第 2 期後開始轉向負值其值越來越小，而後逐漸的調整趨近於恆定狀態；外資買賣超對於利率之衝擊反應，第 1 期時未立即反應，而後第 2 期開始緩慢的上升而後下降直到趨近於恆定狀態。

在全球金融風暴期間內利率受到一個自發性干擾時，對於匯率影響較外資買賣超來的大，多皆為正向關係，其意涵為當利率下降，會使國幣幣值升值，而外資會呈現賣超；而在歐債危機期間內利率受到一個自發性干擾時，對於匯率的影響為負向關係且影響程度較外資買賣超來的大，其意涵為當利率下降，會使國幣幣值貶值，而外資會呈現賣超。

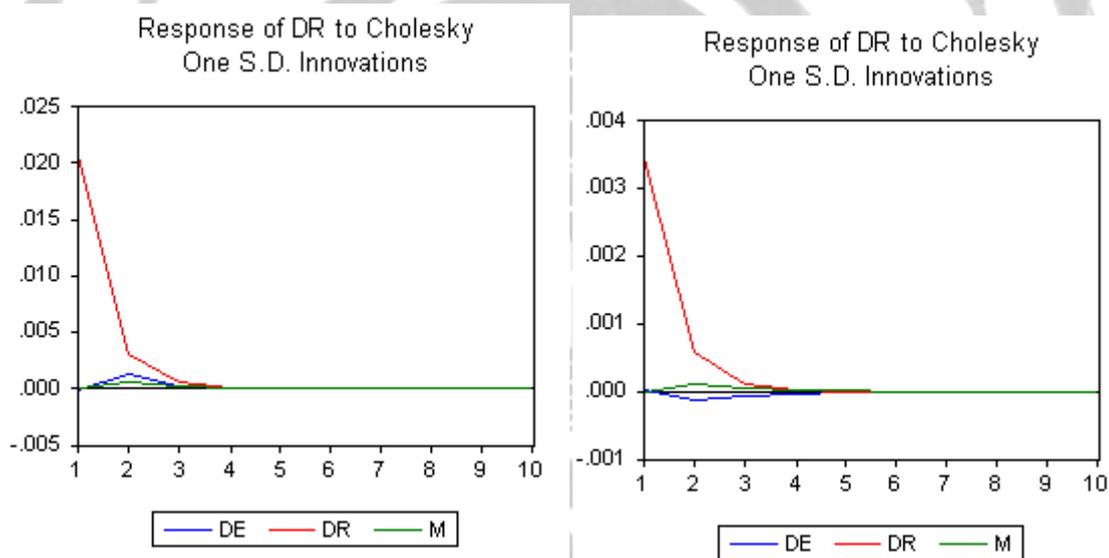


圖 4-7.3：全球金融風暴之利率衝擊反應

圖 4-7.4 歐債危機之利率衝擊反應

外資買賣超之衝擊反應分析

全球金融風暴期間對匯率之衝擊反應分析，圖 4-7.5 表示三個變數對於外資買賣超之衝擊反應結果，當外資買賣超受到本身衝擊時，第 1 期為 7435.510 單位緩慢下降趨近於恆定狀態；利率對於外資買賣超之衝擊反應，第 1 期為 111.2037 單位，而後趨近於恆定狀態；匯率對於

外資買賣超之衝擊反應，第 1 期為-3162.728 單位逐漸上升趨近於恆定狀態。

歐債危機期間對匯率之衝擊反應分析，圖 4-7.6 表示三個變數對於外資買賣超之衝擊反應結果，當外資買賣超受到本身衝擊時，第 1 期為 5508.053 單位快速下降，而後收斂趨近於恆定狀態；利率對於外資買賣超之衝擊反應，第 1 期為 136.4544 單位，第 2 期為最大值 359.7906 單位而後快速收斂趨近於恆定狀態；匯率對於外資買賣超之衝擊反應，第 1 期為負值 3785.492 單位，而後往上收斂至趨近於恆定狀態。

在全球金融風暴與歐債危機兩期間內外資買賣超受到一個自發性干擾時，對於匯率的影響為負向關係，且影響程度大於對利率的影響，其意涵為外資賣超增加，國幣幣值貶值，利率會持續下降。

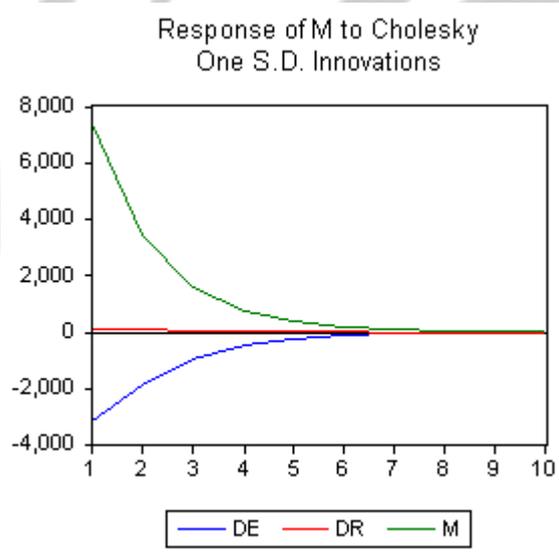


圖 4-7.5：全球金融風暴之外資買賣超衝擊反應

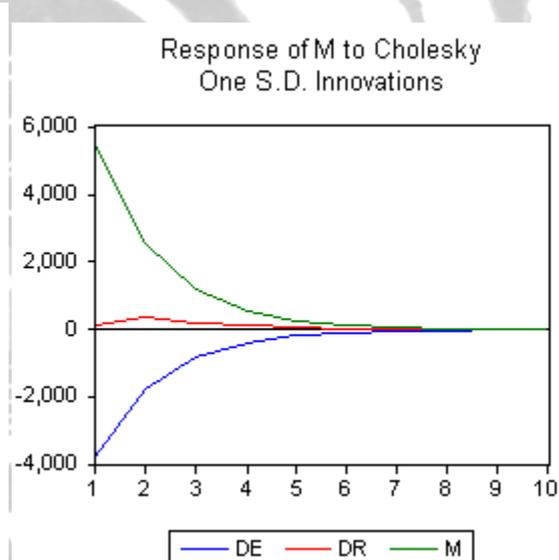


圖 4-7.6：歐債危機之外資買賣超衝擊反應

第八節 變異數分析

變異數分析主要在說明向量自我迴歸中變數之間的動態關係，指應變數在受到自身及其他變數隨機干擾時所受到的影響大小與解釋的程度。以下分別描述匯率、利率與外資買賣超的變異數分解結果。

匯率、利率與外資買賣超之變異數分解

匯率之變異數分解

全球金融風暴期間對匯率之變異數分解，在表 4-8.1 可觀察到匯率之預測誤差變異數對自身解釋的能力約 99.35949%，其次為外資買賣超約 0.603762%和利率約 0.036746%，顯示匯率之外生性很高不容易受其他變數影響。而歐債危機期間對匯率之變異數分解，可由表 4-8.2 觀察到匯率之預測誤差變異數對自身解釋的能力約 99.73268%，其次為外資買賣超約 0.228828%和利率約 0.038491%，顯示匯率之外生性很高不容易受其他變數影響。

表 4-8.1：全球金融風暴之匯率變異數分析

期間	S.E.	R	E	M
1	0.094191	0.009145	99.99085	0
2	0.095877	0.035082	99.55553	0.409388
3	0.096041	0.036737	99.40612	0.557144
4	0.09607	0.036751	99.36836	0.594894
5	0.096076	0.036746	99.35949	0.603762
6	0.096078	0.036746	99.35746	0.605794
7	0.096078	0.036746	99.357	0.606256
8	0.096078	0.036746	99.35689	0.606361
9	0.096078	0.036746	99.35687	0.606384
10	0.096078	0.036746	99.35686	0.60639

表 4-8.2：歐債危機之匯率變異數分析

期間	S.E.	R	E	M
1	0.07432	0.002915	99.99708	0
2	0.074401	0.035666	99.78137	0.182964
3	0.074423	0.038032	99.74315	0.218821
4	0.074428	0.038416	99.73459	0.226998
5	0.074429	0.038491	99.73268	0.228828
6	0.074429	0.038507	99.73226	0.229237
7	0.074429	0.03851	99.73216	0.229329
8	0.074429	0.038511	99.73214	0.229349
9	0.074429	0.038511	99.73214	0.229353

期間	S.E.	R	E	M
10	0.074429	0.038511	99.73213	0.229355

利率之變異數分解

表 4-8.3 表示全球金融風暴期間對利率之變異數分解的結果，從中可觀察到利率之預測誤差變異數對自身解釋的能力約 99.49861%，其次為匯率約 0.373936% 和外資買賣超約 0.127451%，顯示利率之外生性很高不容易受到其他變數影響。歐債危機期間對利率之變異數分解，可由表 4-8.4 得知利率之預測誤差變異數對自身解釋的能力約 99.68904%，其次為匯率約 0.192416% 和外資買賣超約 0.118544%，顯示利率之外生性很高不容易受到其他變數影響。

表 4-8.3：全球金融風暴之利率變異數分析

期間	S.E.	R	E	M
1	0.020664	100	0	0
2	0.020947	99.54429	0.354788	0.100923
3	0.020957	99.50357	0.373754	0.122672
4	0.020958	99.49944	0.373897	0.126663
5	0.020958	99.49861	0.373936	0.127451
6	0.020958	99.49841	0.373968	0.127618
7	0.020958	99.49837	0.373979	0.127655
8	0.020958	99.49836	0.373981	0.127663
9	0.020958	99.49835	0.373982	0.127665
10	0.020958	99.49835	0.373982	0.127665

表 4-8.4：歐債危機之利率變異數分析

期間	S.E.	R	E	M
1	0.003446	100	0	0
2	0.003497	99.76131	0.164123	0.074563
3	0.003499	99.7057	0.186711	0.107585
4	0.0035	99.69215	0.191404	0.116445
5	0.0035	99.68904	0.192416	0.118544
6	0.0035	99.68834	0.19264	0.119022
7	0.0035	99.68818	0.19269	0.11913

8	0.0035	99.68815	0.192701	0.119154
9	0.0035	99.68814	0.192703	0.119159
10	0.0035	99.68814	0.192704	0.119161

外資買賣超之變異數分解

全球金融風暴期間對外資買賣超之變異數分解結果如表 4-8.5 所示。從中得知，外資買賣超之預測誤差變異數對自身解釋的能力約 82.6737%，其次為匯率約 17.28018%和利率約 0.046123%，顯示外資買賣超之外生性甚高，但匯率對於外資買賣超還是具有一定程度的影響。歐債危機期間對外資買賣超之變異數分解結果如表 4-8.6 整理。由此可觀察到外資買賣超之預測誤差變異數對自身解釋能力約 67.88596%，其次為匯率約 31.77413%和利率約 0.34178%，顯示外資買賣超之外生性甚高，但匯率對於外資買賣超還是具有一定程度的影響。在兩期間，隨著期數的增加外資買賣超對自身解釋能力越來越低，而匯率則會緩慢上升，表示匯率可解釋外資買賣超部分增加，但還是外資買賣超對自身解釋能力較高。

表 4-8.5：全球金融風暴之外資買賣超變異數分析

期間	S.E.	R	E	M
1	8080.967	0.030637	15.30612	84.66324
2	8989.571	0.043499	16.81239	83.14411
3	9185.924	0.045662	17.17589	82.77844
4	9230.011	0.046047	17.26072	82.69324
5	9239.976	0.046123	17.28018	82.6737
6	9242.232	0.046139	17.28461	82.66925
7	9242.742	0.046143	17.28562	82.66824
8	9242.858	0.046144	17.28585	82.66801
9	9242.884	0.046144	17.2859	82.66796
10	9242.89	0.046144	17.28591	82.66795

表 4-8.6：歐債危機之外資買賣超變異數分析

期間	S.E.	R	E	M
1	6684.849	0.030118	32.07877	67.89111
2	7379	0.250284	31.82146	67.92825

期間	S.E.	R	E	M
3	7526.133	0.320077	31.78256	67.89736
4	7558.66	0.337673	31.77413	67.8882
5	7565.911	0.34178	31.77226	67.88596
6	7567.53	0.342712	31.77184	67.88544
7	7567.891	0.342922	31.77175	67.88533
8	7567.972	0.342969	31.77173	67.8853
9	7567.99	0.342979	31.77172	67.8853
10	7567.994	0.342981	31.77172	67.88529

變異數分解分析匯率、利率與外資買賣超之外生性強度為何。全球金融風暴與歐債危機期間結果顯示匯率與利率之外生性很高，不容易受到其他變數影響；外資買賣超之外生性甚高，但匯率對於外資買賣超具有相當程度影響。



第五章 結論

本文利用 Hatemi-J and Irandoust (2000) 匯率與利率因果關係之模型做為實證理論模型，理論上資本自由移動時會呈現利率單向影響匯率的情形，而資本受到限制時，會是匯率單向影響利率。本文資料是用美元兌換新台幣之即期匯率、隔夜拆款利率與外資買賣超為變數，資料期間為 2008 年 1 月 2 日至 2012 年 11 月 15 日之日資料，分析匯率、利率與外資買賣超在全球金融風暴與歐債危機期間相互影響之關係。

本文透過各種時間序列之模型瞭解到匯率、利率與外資買賣超在此期間內之關聯性，其經濟意涵如下：

第一期-全球金融風暴

利用共整合與向量誤差修正模型觀察匯率與利率之長、短期關係，在發生全球金融風暴時，匯率與利率之間的長期關係並不會被破壞，匯率與利率之間存在負向關係，而在向量自我迴歸部分瞭解到外資買賣超對於市場上匯率與利率的長期均衡有差距的部分存在負向關係。

瞭解到匯率、利率與外資買賣超之關係後，進行 Granger 因果關係及衝擊反應分析檢定，實際結果為外資賣超增加而資金流出台灣市場，國幣幣值貶值和利率下降，為了改善外資流出台灣的情形，因此中央銀行對於匯率進行調整使得國幣幣值升值，帶動利率上升，而國外資金再流回台灣，與實證結果吻合。

第二期-歐債危機

重複上述的檢定方法，觀察在歐債危機期間匯率與利率之長、短期關係，其結果發現，在長期下，匯率與利率為負向關係。實證結果為匯率會影響利率與外資買賣超，原因為此期間處在全球金融風暴的陰影尚未消除的情況下，中央銀行依舊維持低利率政策，使得匯率的波動幅度比利率來的劇烈，因此匯率會影響利率與外資買賣超。其實際結果為外資買超增加會帶動國幣幣值升值，利率開始緩步上升，與實證結果吻合。

全球金融風暴與歐債危機發生期間，匯率存在影響利率之關係，而我們知道資金是可以自由移動，但中央銀行可以利用外匯存底進場操作匯率，對於匯率進行干預的動作，使得資金自由移動的程度受到抵消。因此，藉由實證結果顯示，當發生金融風暴時，中央銀行可以採取調整匯率的方式來減少國外資金對於台灣金融體系的衝擊。



參考文獻

- 王裕仁 (2001)，「匯率、油價、金價、利率之關聯性探討與預測」，成功大學財務金融研究所在職專班碩士論文。
- 王泓仁 (2005)，「台幣匯率對我國經濟金融活動之影響」，中央銀行季刊，第 27 卷，第 1 期，頁 1。
- 林佳樺 (2007)，「外資動向對台灣股市與外匯市場之影響」，朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
- 邱哲修、張清模、蕭政行 (2005)，「匯率與利率共整合因果關係之探討」，貨幣市場雙月刊，第 9 卷，第 3 期，頁 1-15。
- 馬千惠 (2001)，「資本管制開放與資本移動關係的再探討」，中央銀行季刊，第 23 卷，第 1 期，頁 1。
- 陳翊鐸 (2001)，「台灣利率、匯率互動之實證研究」，東華大學國際經濟研究所碩士論文。
- 許佳琦 (2010)，「美國次貸風暴下台灣股匯市及外資變動之相關性研究」，世新大學財務金融學研究所 (含碩專班) 碩士論文。
- 郭秋榮 (2011)，「影響外資在台灣股票市場動態之分析」，經建會經濟研究，第 12 期，頁 1。
- 賴景昌 (2007)，「國際金融理論基礎篇」，華泰文化事業股份有限公司，頁 13。
- 賴景昌 (2011)，「總體經濟學」，雙葉書廊，頁 198。
- Dicky, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1978), "Cointegration and Error Correction : Representation,

Estimation, and Testing.” *Econometrica* , 55, 251–267.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica*, 55, 251–276.

Feldstein, M. and C. Horioka (1980), “Domestic Saving and International Capital Flows.” *The Economic Journal*, 90, 314–329.

Feldstein, M. (1983), “Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run.” *European Economic Review*, 21, 129–151.

Gente, K. and A. L. Miguel (2006), “Does the World Real Interest Rate Affect the Real Exchange Rate: The South East Asian Experience.” *The Journal of International Trade & Economics*, 15, 441–467.

Granger C. W. J. (1969) “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods.” *Econometrica*, 36, 424-438.

Granger C. W. J. and P. Newbold (1974), “Spurious Regressions in Econometrics.” *Journal of Econometrics*, 111–120.

Gustav, C. (1922), “Money and Foreign Exchange after 1914.” *New York : The Macmillan*.

Hamilton, J.D. and R. Susmel (1994), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime”, *Journal of Econometrics* , 64 , 307-333.

Hatemi-J. A. and M. Irandoust (2000), “Exchange Rates and Interest Rates : Can Their Causality Explain International Capital Mobility?” *International Trade Journal*, 4(3), 299–314.

Hatemi-J. A. and R. Hacker (2007), “Capital Mobility in Sweden : A Time-varying Parameter Approach.” *Applied Economics Letters*, 14(15), 1115–1118.

- Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994), "Testing for Linear and Non-linear Granger Causality in the Stock Price-volume Relation." *Journal of Finance*, 49, 1639-1664.
- Johansen (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models." *Economet-rica*, 59, 1551-1580.
- Johansen and 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.
- Pi-Anguita, J. V. (1998), "Real Exchange Rate, Interest Rate and Capital Movements : Evidence for France." *Applied Economics Letter*, 5, 305-307.
- Said, E. S. and A. D. Dickey (1984), "Testing for Unit Root Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. " *Biometrika*, 71, 599-607.
- Sim, C. (1980), "Macroeconomics and Reality. " *Econometrica*, 48, 1-48.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes." *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.

附 錄

附表一：我國開放外資投資國內證券簡史

期間	開放類別	總持股比例	個別持股比例	投資總額	個別投資額度
1983/05/26	SITF	未限制	10%	未限制	未限制
1991/01/02	(QFII)	10%	5%	25 億美元	0.05~0.5 億美元
1993/01/16	QFII				調為 1 億美元
1993/08/19	QFII			50 億美元	
1993/11/19	QFII				調為 2 億美元
1994/04/19	QFII			75 億美元	
1995/02/08	SITE 及 QFII			取消額度限 制	
1995/07/08	SITE 及 QFII	調為 12%	調為 6%		
1995/09/13	SITE 及 QFII	調為 15%	調為 7.5%		
1995/12/29	QFII				調為 4 億美元且符 合特殊情形標準者， 每年得申請追加額 度一次
1996/03/03	QFII				取消最低投資額度 限制
1996/03/03	一般外國人 (GFII)				1.境內外國人無限 制 2.境外外國人： 自然人 USD 五百萬 元 法人 USD 二千萬
1996/03/03	SITE、QFII 及一般外國 人	調為 20%			
1996/11/20	SITE、QFII 及一般外國 人	調為 25%	調為 10%		

期間	開放類別	總持股比例	個別持股比例	投資總額	個別投資額度
1996/12/19	QFII				額度調為 6 億美元
1997/06/02	一般外國人				境外法人 USD 五千萬元
1998/01/07	SITE、QFII 及一般外國人	調為 30%	調為 15%		
1999/03/30	SITE、QFII 及一般外國人	調為 50%	調為 50%		
1999/11/20	QFII				額度由六億美元調高為十二億美元
2000/03/08	全體僑外資	得投資國內發行公司發行之國內可轉換公司債			
2000/10/20	QFII				額度由十二億美元調高為十五億美元
2000/11/21					額度由十五億美元調高為二十億美元
2000/12/30		除特殊產業外，解除單一及全體外資投資國內上市(櫃)公司持股限制			
2001/11/13					額度由二十億美元調高為三十億美元
2002/9/11	全體僑外資	得以「特定人」身分參與認購上市櫃公司及興櫃股票公司現金增資發行而公司員工未承購與原有股東未認購之股份			
2002/10/1	全體僑外資	得投資國內上市櫃公司及興櫃股票公司私募之有價證券			
2002/12/12	全體僑外資	得投資受託機構公開招募受益證券、特殊目的公司公開招募資產基礎證券，暨依「金融資產證券化條例」規定私募之受益證券、資產基礎證券			
2002/12/20	全體僑外資	得受讓上市櫃公司及興櫃股票公司原有股東轉讓之新股認購權利			
2003/2/26	全體僑外資	得公開收購上市櫃公司及興櫃股票公司發行之有價證券			
2003/6/27	修正「華僑及外國人投資證券管理辦法」	1. 得投資國內發行公司在國外私募之有價證券。 2. 明定得投資之有價證券範圍： (1)上市櫃公司及興櫃股票公司發行或私募之股票、債券換股權利證書及台灣存託憑證。 (2)證券投資信託基金受益憑證。 (3)政府債券、金融債券、普通公司債、轉換公司債及附認股權			

期間	開放類別	總持股比例	個別持股比例	投資總額	個別投資額度
					公司債。 (4)受託機構公開招募或私募受益證券、特殊目的公司公開招募或私募資產基礎證券。 (5)認購(售)權證。 (6)其他經證券主管機構核定之有價證券。 3. 增訂禁止僑外投資行為之除外規定。
2003/6/27	QFII				得為策略性交易需求借入股票，並得出借其所持有之有價證券。
2003/7/9	QFII				取消投資國內證券之限額規定
2003/07/09	QFII			FINI 無額度限制 FIDI 500 萬美金	取消 QFII 制度，江 外資區分為 FINI 及 FIDI
2004/1/5	特定境外外國機構投資人				得參與我國債券借貸市場進行債券出借
2004/6/15	修正「華僑及外國人投資證券管理辦法」				1.放寬外資參與期貨市場，除空頭避險外，增加多頭避險 2.簡化外資投資國內證券市場程序，放寬境外外國機構投資人申請辦理登記，無須再取得中央銀行外匯局之同意 3.允許外資參與有價證券借貸市場借券賣出之價金可予匯出
2004/6/30	外國機構投資人				基於避險需要從事期貨交易應開立避險帳戶，並應符合多、空頭期貨避險額度規定。
2004/7/20	境外華僑及外國人				投資國內證券得指定國內代理人以保管機構受託保管專戶名義在國內金融機構開設外匯存款帳戶
2004/9/22	特定之境外外國機構投資人				ETF 得作為特定境外外國機構投資人策略性交易之借券標的
2004/12/21	特定之境外外國機構投資人				放寬特定之境外外國機構投資人參與我國有價證券借貸市場之策略性交易借券四種項目
2005/3/15	境外華僑及外國人				得投資「公開招募」或「私募」之不動產投資信託及資產信託受益證券
2005/5/13	境外華僑及外國人				放寬外資借券借款需符合策略性投資目的之要求
2005/7/22	境外華僑及外國人				開放外資得從事場外交易

期間	開放類別	總持股比例	個別持股比例	投資總額	個別投資額度
	外國人				
2005/7/29	境外華僑及外國人	開放的最終受益人相同之前提下，外資資產得在不同帳戶間移轉			
2006/2/24	境外華僑及外國人	境外華僑及外國人得投資初次上市前承銷之認購（售）權證			
2006/3/27	境外華僑及外國人	外國投資人可基於非避險性之需求，透過綜合帳戶從事期貨交易			
2007/8/16	境外華僑及外國人	外國投資人於交易所完成登記時，將同時取得扣繳單位核發之稅籍編號，並將透過電子郵件方式寄送給外資保管銀行。			
2008/3/6	境外華僑及外國人	開放境外華僑及外國人得與國內證券商及銀行從事股權衍生性商品交易			
2008/5/22		外國發行人募集與發行有價證券處理準則所規範之第一上市(櫃)公司、第二上市(櫃)公司及興櫃公司所發行之有價證券為境外華僑及外國人得投資之證券範圍			
2008/6/27	基金型態之外國機構投資人	基金型態之外國機構投資人免出具資金非來自大陸地區之聲明書。			
2008/10/20	境外華僑及外國人	取消境外華僑及外國自然人投資國內證券之限額規定			

1. SITE=證券投資信託事業

2.QFII=外國專業投資機構

3.GFII=一般外國人

4.FINI=外國機構投資人

5.FIDI=華僑及外國自然人

資料來源：金融監督管理委員會，證券期貨局(<http://www.sfb.gov.tw/ch/home.jsp?id=49&parentpath=0,4>)

附表二：第一期-全球金融風暴向量誤差修正模型

Error Correction	ΔR_t	ΔE_t
CointEq1	-0.00502 [-5.95846]	-5.30E-05 [-0.43802]
ΔR_{t-1}	0.108573 [2.60657]	0.001172 [0.19579]
ΔR_{t-2}	-0.01095 [-0.26383]	0.004246 [0.71210]
ΔE_{t-1}	0.470385 [1.61023]	0.179213 [4.26899]
ΔE_{t-2}	0.423001 [1.44122]	0.01543 [0.36582]

註：[]為 T 值

附表三：第二期-歐債危機向量誤差修正模型

Error Correction:	ΔR_t	ΔE_t
CointEq2	-0.0051 [-3.59912]	0.001329 [1.30575]
ΔR_{t-1}	0.156096 [4.00000]	-0.01328 [-0.47385]
ΔE_{t-1}	-0.04222 [-0.75947]	-0.00463 [-0.11601]

註：[]為 T 值

附圖：樣本期間匯率、利率與外資買賣超之數據

