

東海大學管理學院財務金融研究所
碩士論文

國際投資組合和匯率關聯性之研究：
以美國市場為例

Research on The Relationship of International Portfolios
and Exchange Rates: Evidence from U.S. Market

指導教授：郭一棟 博士

王凱立 博士

研究生：許麗欣

中華民國 107 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 許麗欣 君

所提之論文(中文)： 國際投資組合和匯率關聯性之研究：以美國
市場為例

(英文)： Research on the Relationship of International
Portfolios and Exchange Rates:Evidence from
U.S. Market

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

林豐智

考試委員

鄧一博

(指導教授)

王鼎之

顏盟奉

系所主任

陳春偉

中華民國 107 年 7 月 26 日

東海大學財務金融學系

碩士論文學術倫理聲明書

本人 許麗欣 (學號: G06440006) 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： 許麗欣 (簽名)

中華民國 107 年 08 月 09 日

致謝

首先，我要感謝我的指導教授，王凱立老師，老師非常細心且耐心的指導我，讓我能夠順利的完成此篇論文，當我感到疲倦無力的時候，老師會給予我鼓勵和力量，使我重新燃起希望及熱情，繼續完成這項大工程!在研究所的這兩年，老師不僅在學業上提攜我們，還同時教導我們很多人生的道理，如何有效率的處理事情、待人處事以及應對進退等等，真的讓我學到了很多，這些時間下來，不僅使我的專業知識增加，還使我在處理事情上面更加的成熟及懂事，真的是受益無窮。

老師也給予我們許多接觸不同事物與活動的機會，讓我們培養出很多的實務能力與寶貴的經驗，所以我真的很開心選擇王凱立老師當我的指導教授，因為有老師的教導和陪伴，使我研究生的生涯非常的快樂和充實。其次，也要感謝研究所時光陪伴我們的所有老師和同學，特別是我的夥伴們，珊瑩、小榆和秉真，因為有你們的陪伴與相互的幫助扶持，不管有多少的困難，我們都一一突破，關關難過關關過，因為你們讓我感受到團隊合作的精神與可貴，也因為有你們，讓我在這兩年的研究所生活多采多姿，充滿歡笑。

同時也要感謝在我們背後默默付出的財金系系辦助教，怡真助教、麗夙助教、以及珮滢助教，從兩年前入學到現在，您們總是不厭其煩的幫我們處理學校內的大小事，在系辦打工或是當課堂助教時，每一次您們都是耐心的帶著我學習，使我可以快速的成長，真的十分感謝。最後，要感謝我最親愛的家人，讓我有機會念研究所，學習更專業的知識，因為有你們的陪伴和鼓勵，才讓我能一路走到現在，並順利完成我的碩士學位，謝謝您們，我愛您們。

許麗欣 謹誌於
東海大學財務金融所
2018 年 7 月

摘要

本文以日本、中國以及美國三個國家為研究對象，探討淨股票購買、淨債券購買、淨投資組合與匯率之關係，本文分別採用三變量 GARCH 和雙變量 GARCH 模型作探討，實證發現(1)當美國投資人對於中國股票購買增加時，也會提高對於中國債券的購買意願；此外，全球投資人對於美國淨股票購買增加時期亦將提高淨債券購買。相對而言，當美國投資人對於日本淨債券購買增加時期，對於股票購買也會隨之增加。(2)有別於匯率變動對於各國淨購買股票之不顯著結果，發現日圓和人民幣的升值，將會提高對於淨債券的購買意願；而美元的升值，亦將提高全球投資人對於美國淨債券的購買。(3)當採購經理人指數上升時，相對於對日本淨股票購買的增加，投資人對於中國和美國的淨債券購買減少，顯示對未來景氣樂觀，因此減少債券的購買。(4)此外，在全球恐慌時期，發現日圓在避險貨幣特性下，反而呈現升值上揚的走勢。(5)針對匯率與淨投資組合之關聯，發現有別於日圓貶值時期，投資人對日本資產購買增加；而人民幣與美元在升值時期，投資人對兩國之淨購買增加。(6)恐慌時期對於中國之淨投資組合購買減少；而對美國淨投資組合購買則增加，可能是由於投資人對美國國債避險需求增加所致。

關鍵詞: 淨股票購買、淨債券購買、淨投資組合、匯率、DCC-GARCH 模型

Abstract

This paper takes Japan, China and the United States as the example to research the relationship between net stock purchasing, net bond purchasing, net investment portfolio purchasing and exchange rate by using three-variable GARCH and bivariate GARCH models. The paper found that (1) When the U.S. investors increase their purchasing of Chinese stocks, they will also increase their willingness to buy Chinese bonds; in addition, global investors will also increase net bond purchasing during the period of increasing in net US stock purchasing. Relatively, when the U.S. investors increase their purchasing of Japanese net bonds, they will also increase their purchasing in stocks. (2) Different from the insignificant result of exchange rate for the net purchasing of stocks by countries, it is found that the appreciation of the yen and the RMB will increase the willingness to purchase net bonds; and the appreciation of the US dollar will also increase the global investors' net bonds to the U.S. purchasing. (3) When the purchasing managers' index rises, compared with the increase in Japanese net stock purchasing, investors' net bond purchasing in China and the United States decreasing, indicating optimism about the future, thus reducing bond purchases. (4) In addition, during the global fluctuation period, it was found that under the characteristics of safe-haven currencies, the yen showed a trend of appreciation. (5) In view of the correlation between the exchange rate and the net investment portfolio, it was found that investors were more likely to purchase Japanese assets during the period of the yen's depreciation; while the RMB and US dollars were in the period of appreciation, the net purchasing of investors increased. (6) During the fluctuation period, the purchasing of net investment portfolios in China decreased; while the purchasing of net investment portfolios in the United States increased, probably due to the increased demand for safe haven for US Treasury bonds.

Key words: net stock purchasing, net bond purchasing, net investment portfolio purchasing, exchange rate, DCC-GARCH model

目錄

壹、前言.....	1
第一節、研究背景與動機.....	1
第二節、研究目的.....	6
貳、文獻探討.....	7
第一節、國際投資組合之相關文獻.....	7
第二節、匯率波動之相關文獻.....	10
第三節、國際投資組合與匯率波動之相關文獻.....	13
參、研究方法.....	16
第一節、穩定性檢定.....	16
第二節、GARCH 相關模型.....	19
第三節、模型設計.....	26
肆、實證研究.....	31
第一節、資料選取.....	31
第二節、單根檢定與敘述統計量.....	32
第三節、結果分析.....	39
伍、結論.....	52
陸、參考文獻.....	54
附錄.....	62

表目錄

表 1 淨股票購買、淨債券購買、淨投資組合購買與匯率之單根檢定.....	32
表 2 淨股票購買、淨債券購買、淨投資組合與匯率之敘述性統計估計結果...	37
表 3 淨股票購買(E)、淨債券購買(B)與匯率(RX)之參數估計結果	41
表 4 採購經理人指數(PMI)對淨股票購買(E)、淨債券購買(B)與匯率(RX) 之參數估計結果.....	43
表 5 恐慌指數(VIX)對淨股票購買(E)、淨債券購買(B)與匯率(RX) 之參數估計結果.....	45
表 6 淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計結果.....	46
表 7 採購經理人指數(PMI)對淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計結果...	47
表 8 恐慌指數(VIX)對淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計結果.....	48
表 9 日本、中國以及美國之三變量 GARCH & ARCH 效果之參數估計結果....	49
表 10 日本、中國以及美國之雙變量 GARCH & ARCH 效果之參數估計結果....	50
表 11 日本、中國以及美國的動態相關係數之參數估計結果.....	51
附錄表 1-1 日本、中國、美國之三變量 GARCH 模型參數估計結果.....	62
附錄表 1-2 日本、中國、美國之雙變量 GARCH 模型參數估計結果.....	65

圖目錄

圖 1 各國之淨股票購買(E)、淨債券購買(B)、淨投資組合(N)與匯率(RX)之趨勢 圖	34
--	----

壹、前言

第一節、研究背景與動機

投資的存在已越來越普遍，且重要性日益增加。相較於投機而言，投資的時間比較長，更趨向在未來一定時段內獲得某種比較持續穩定的現金流收益。投資主要是通過購買國內外股票和債券來實現。簡而言之，可以把投資定義為經濟主體為獲得經濟效益而墊付貨幣或其他資源用於某項事業的經濟活動。在我國，投資概念既包括直接間接的股票、債券投資，也指購置和建造固定資產、購買和儲備流動資產的經濟活動，有時也用來指購置和建造固定資產、購買和儲備流動資產（包括有價證券）的經濟活動，必須運用資金，而運用上述資金的過程是一種經濟活動。

徐忠蘭、許永龍和趙亮(2004)提到股票價格不僅會受到上市公司內部財務狀況影響，還會與整個股票市場狀況密切相關，且與整體經濟運行狀況亦息息相關。王一鳴和李劍峰(2005)發現除了宏觀經濟因素會對債券收益率曲線有影響外，還有其他因素會有影響，如各債券本身的一些因素等等，且股票的上揚會引起債券收益率的整體下降。在投資時，如同時持有股票、債券等資產，即為投資組合，其所重視的是資產，例如股票、債券、外幣、期權、貴金屬、金融衍生工具、房地產、土地、古董、上市公司地位、藝術品、及至紅酒等。一個投資組合是一個投資者手上持有的資產性投資組合的成分，其中可分類為進取型、保守型等。而本文之投資組合即為股票與債券之總和。

金融市場的放鬆管制和跨境資本流動的增加，普遍被認為是最近觀察到一些主要貨幣過度波動的一個重要因素。例如，美元在 1970 年相對穩定，但自 1980 年代早期以來變得高度波動。1975 年時，跨境資產組合（股票和債券）的總流量僅佔 GDP 的 4%，但到 1990 年代初期時，這個比例上升到 100%，2000 年達到 245% (Hau and Rey, 2006)。相比之下，全球資本流動從 1975 年的全球 GDP 的約 2% 上升到 2007 年的 20% 以上。然而，在雷曼兄弟在 2008 年 9 月倒閉的時候，大幅下滑，之後在 2009 年又開始回升 (Milesi-Ferretti and Tille, 2011)。於是探討國際投資組合之影響因素即為本文的第一個研

究目的。

現在有大量證據表明，股票和債券投資組合會隨著外匯市場的不確定性而變化，舉例來說:Fidora et al. (2007)發現匯率波動是導致一些工業化國家和新興經濟體出現雙邊投資組合的本土偏好。Bayoumi (1990)認為黃金標準時期(1880-1913 年) 淨資本流動佔 GDP 的百分比遠高於浮動匯率時期(1965-1986 年)。Bacchetta and Wincoop (2000)指出在兩期一般均衡模型的背景下(two-period general equilibrium model)，匯率不確定性抑制了淨國際資本流動。Caporale et al. (2015)對不同國家的研究提供了廣泛的經驗證據。Baek (2006)記載證券投資流向亞洲是由投資者的風險偏好驅動的；在 1994 年的墨西哥比索危機和 1997 - 1998 年的亞洲金融危機之後，資本流入變成流出。

而唐彬文(2007)分析影響人民幣匯率之因素，發現經濟發展狀況、國際收支、利率、通貨膨脹率等均是影響人民幣匯率的因素。吳靖東(2012)探討總體經濟因素對兩岸匯率的影響，得出貨幣供給額、物價指數及利率為解釋兩岸匯率變動的主要因素。莊瑞珠、陳秀淋和陳能靜(2012)進行影響匯率反轉因素之分析，研究顯示美國聯準會或歐洲央行的訊息對於解釋匯率的反轉影響都非常重要，其它指標如美國的銷售及國際收支情形，以及歐元區通膨、製造業及銷售狀況或有影響力，但其重要性均遠不如央行指標。

隨著經濟全球化的深入發展，全球生產要素依靠匯率變動緊密連結在一起，1971 年 8 月 15 日，美國總統尼克松宣布美元貶值和美元停兌黃金，布雷頓森林體系開始崩潰，世界主要貨幣進入了浮動匯率制時代。各國貨幣不再固定地釘住一個國家貨幣保持一個固定的比價和維持統一定的波動幅度，而是可以根據外匯市場對外匯需求的情況，實際比價的自由浮動。各國匯率變動頻繁，增加了雙邊貿易及投資之風險，但也為跨國公司創造一個通過組合投資優化跨國公司全球生產網絡的機會。匯率波動包含了水平變化(貨幣貶值或升值)以及變動之幅度(波動的劇烈程度)，所以在進行跨國投資時，匯率佔舉足輕重的角色，於是引出本文的第二個研究目的，探討匯率對淨股票購買以及淨債券購買之影響。

王輝、陳立文和楊艷芳(2004)提出投資組合是降低投資風險的有效方法之一，闡明

風險可分為系統風險和非系統風險，後者可以通過投資組合分散化。而投資組合決策受投資人的消費者行為模式、風險認知與從眾行為影響(傅澤偉、林曼莉，2008)。由此可知，投資者越來越多地在國際範圍分散投資，以改善投資組合的回報率，且國際投資可以使風險更加分散，因為國際投資的預期報酬通常會高於國內投資組合，就如吳立廣(2010)提出國際分散化有效組合的收益率高於國內組合、陸樺蕾(2010)闡述國際資產配置能夠顯著提高組合的收益,降低組合的風險，且除此之外，投資所面臨最主要的為市場風險中的匯率風險，若能做到全球配置,不僅能得到較好的投資回報,同時還可以起到分散風險的作用，因此投資組合亦會使匯率之風險下降。在進行投資時，有許多因素需要考量，因為這些因素會影響投資組合的結果及效益，因此瞭解和管理投資組合之影響因素即變得空前重要。

而影響匯率波動的主要因素包含經濟因素以及非經濟因素，通貨膨脹程度、利率水平、經濟增長率差異等等屬於經濟因素；而市場信息、心理預期因素、市場投機等則屬於非經濟因素。簡單來說，除了購買力之外，國際收支、外匯市場參與者、央行的干預均為影響匯率的因素，國際資本流向則為決定短期匯率趨勢的最重要的因素之一。在跨國公司進行全球投融資、生產、採購、銷售等等中，都將會面臨匯率波動所產生的不確定性，而匯率變動影響著全球跨國公司的投資決策。

實證上，許多研究發現了投資組合與匯率之間的關係，Froot,Connell and Seasholes(2001)發現淨投資組合流入、美元資產和貨幣收益之間存在同期協整關係;他們將共同變動歸因於流量的信息內容。解釋名目匯率的變動是國際宏觀經濟學中最引人入勝的主題之一，Siourounis(2004)研究了資本流動與名目匯率之間的實證關係。這種關係經常被強調為重要的 - 例如:Dornbush(1976)指出，“匯率的瞬間調整以清理資產市場”，但是關於這種聯繫的可用實證證據是缺少的，於是在統一的實證架構下，對淨資本流動和名目匯率進行研究，其中推動匯率的因素也影響到國家的跨境資產持有，並且認為通過考察資本市場可以了解到外匯市場的大量信息，並發現證據表明，德國、瑞士、英國和美國的匯率變動很大的部分可以通過淨跨境資產流動來解釋。

自從 1971 年布雷頓森林體系(Bretton Woods system)崩潰以及 1973 年 3 月採用浮動匯率以來，匯率不確定性對總體經濟的影響，在貿易中下受到了相當大的關注，不管是在理論還是實證文獻都可以發現(McKenzie,1999)。相比之下，對融資活動的影響，特別是對股票和債券投資組合的影響，尚未經過徹底審查。Eun and Resnick (1988)表明匯率風險是不可分散的，並且對國際的投資組合表現有不利影響；Fratzscher (2012)認為匯率波動會增加國際金融交易的成本，並通過收購債券和股票等外國證券的風險更大，從而減少國際多元化帶來的潛在收益，進而影響跨境投資組合。

而 Lovcha and Laborda (2013)表明股票和債券投資組合會隨著外匯市場的不確定性而變化，舉例來說，Bacchetta and Wincoop (2000)指出匯率不確定性抑制了淨國際資本流動；Caporale, Ali, Spagnolo and Spagnolo (2017)考察了匯率不確定性對不同淨投資組合的影響，即淨權益(net equity)和淨債券(net bond flows)流動及其動態聯繫，證據表明資本流動性增加對匯率變動的影響，且許多國家之投資組合流動與匯率波動的關係為雙向的。

舉匯率為例子，Fidora et al. (2007) ,Borensztein and Loungani (2011)) 通過考慮廣泛的發達國家和新興市場經濟體，發現匯率波動是雙邊股票和債券投資組合國內偏差的重要因素。Jongwanich (2010) 發現，證券投資和其他金融資產投資（包括銀行貸款）的實際匯率升值速度都高於外國直接投資流入。

投資組合與匯率波動息息相關、環環相扣，而且存在著相互的影響關係。實證上，許多研究發現了投資組合與匯率之間的關係，例如:Froot,Connell and Seasholes (2001)發現淨投資組合流入、美元資產和貨幣收益之間存在同期協整關係。而本文的第三個研究目的即為探討匯率波動對國際投資組合之影響因素。

由上述得知，投資與匯率之間的關係不僅為單向的，而是雙向的，因為不僅匯率波動會影響投資決策之結果，進行投資後的成果亦會影響匯率之變動，於是本文欲探討投資組合如何影響匯率，以及匯率如何影響投資組合，而投資組合與匯率之間是如何互相影響的?此為本文擬探討之議題，本研究旨在通過考察美國對日本和中國市場的股票和

債券淨購買以及與匯率之關係，因華爾街日報提出，日本及中國與美國之市場交易頻繁，於是此為本文選取探討對象之原因。

第二節、研究目的

投資的存在已越來越普遍，且重要性日益增加，如何在投資中獲利即顯得格外重要，於是我們必須先了解影響投資之種種因素，才能更準確的掌握適合的投資機會與渠道。徐忠蘭、許永龍和趙亮(2004)提出股票價格不僅會受到上市公司內部財務狀況影響，還會與整個股票市場狀況密切相關，且與整體經濟運行狀況亦息息相關；而債券之收益率曲線不僅受宏觀經濟因素影響，還會受其他因素影響，如各債券本身的一些因素等等，且股票的上揚會引起債券收益率的整體下降(王一鳴和李劍峰，2005)。

在投資時，如同時持有股票、債券等資產，即為投資組合，其所重視的是資產，而投資組合也包含個別的投資組合以及國際的投資組合。股票和債券投資組合會隨著外匯市場的不確定性而變化，Fidora et al. (2007) 發現匯率波動是導致一些工業化國家和新興經濟體出現雙邊投資組合的本土偏好。Bacchetta and Wincoop (2000)指出匯率不確定性抑制了淨國際資本流動。

事實上，跨境資本流動與多重因素亦有關，例如外匯市場上的“噪音交易”，即使宏觀經濟基本面相似，浮動匯率制度的國家之間的匯率波動也可能不同(Jeanne and Rose,2002)；再者，利率的變動也與匯率之波動息息相關，利率上升將使匯率具高波動率(Chen ,2006)；而不同的市場狀態及環境亦會影響投資者的決策(Lovcha and Laborda ,2013)。

因此，針對本研究動機，本文研究目的如下：

1. 探討國際投資組合之可能影響因素；
2. 探討匯率對不同國家投資組合之影響；
3. 探討匯率對國際投資組合淨值之影響。

貳、文獻探討

第一節、國際投資組合之相關文獻

Lintner (1975)討論風險厭惡型投資者選擇最優證券組合的問題，關注風險規避者所持有之投資組合中的風險資產情形。Barber,Lehavy,McNichols and Trueman(2001)說明不太頻繁的投資組合或反應延遲會降低投資回報，而 Statman(2009)發現隨機選擇的股票組合豐富多樣，必須包括至少 30 個借款投資者的股票和 40 個貸款投資者的股票。

而 French and Poterba(1991)表明儘管國際多樣化帶來許多好處，但大多數投資者仍幾乎把所有的財富都用於國內資產，這種投資組合模式意味著每個國家的投資者預期其國內股票市場的回報高於其他市場，此缺乏多樣化的決策來自投資者的選擇結果。Coval and Moskowitz(1999)表明國內投資的偏好適用於國內股票投資組合，且本地投資者與非本地投資者之間的信息不對稱可能會推動對地理位置相近的投資的偏好，Core and Wayne Guay(2002)則說明偏好程度會隨著期權組合特徵而變化。

Glen and Jorion (1993)考察國際債券和股票投資組合中貨幣避險的好處，且得出策略的使用可以顯著改善全球投資組合的風險收益權衡。王輝、陳立文和楊艷芳(2004)提出投資組合是降低投資風險的有效方法之一，闡明風險可分為系統風險和非系統風險，後者可以通過投資組合分散化。Abanomey and Mathur(2001)研究結果顯示，擁有國際股票，債券和大宗商品組合的投資者可通過避險外匯風險，提高其投資組合的效率。但 Coeurdacier,Kollmann and Martin(2009)認為交易成本阻礙國際多元化，因此投資人沒有動力持有多元化投資組合。Coeurdacier,Kollmann and Martin(2007)研究得出三點:投資組合偏向地方股權的持有；國際資產組合為購買外幣資產，賣出國內貨幣資產；一國的匯率貶值與淨外部資本收益相關，即與世界其他地區的積極財富轉移相關聯。

然而傅澤偉、林曼莉(2008)提出投資組合決策受投資人的消費者行為模式、風險認知與從眾行為影響:在投資決策構面有「資訊從眾」、「學習與理性」、「過去經驗」、「長期獲利」等四個投資決策因素構面；而在風險認知構面有「風險愛好」、「風險管理」及「風

險規避」等三項因素。以投資決策因素及風險認知因素將投資人依集群分析分為三群，分別為「理性控險群」、「避險從眾群」及「短線冒進群」；且有將近 1/3 的投資人對於投資有從眾的現象，且各群在性別、年齡及所得等人口統計變數上以及投資組合的選擇上有顯著差異。

Eun and Resnick(1994)分析日本和美國投資組合在國際多樣化方面的收益，發現包括：首先，在不是純粹的國內投資下，美國投資者的國際潛在收益遠遠高於日本投資者；對於美國投資者而言，收益的增加並不代表風險較低，而是收益較高；日本投資者則相反。其次，利用旨在控制參數不確定性的各種“事前”國際投資策略，美國投資者可以從樣本外期間的國際多樣化中獲得實質性收益。然而，日本投資者的收益相對較少。第三，在美國允許匯率風險之避險，而日本則無，日本的投資者大多從國際多元化中獲益。對於美國投資者而言，國際債券多元化與匯率風險避險相比，國際股票多元化提供了優越的風險收益平衡，無論是否進行避險。

詹翎哲(2011)以上海證券交易所中上證材料，上證能源，上證工業，上證可選（可選消費），上證消費，上證金融，上證醫藥，上證資訊，上證電信，上證公用十個行業的資料為樣本，利用馬科維茨證券組合選擇理論，通過均值一方差模型、以期望收益最大值、最小值，方差最小值確定投資組合的有效邊界，根據有效邊界選擇投資組合。Díaz,Rebollar and Aguilar(2014)方差的計算被定義為一個客觀的和增加的函數，這個定義允許建立假設從函數的主導來計算多樣化的投資組合。為了應用這些假設，對數學多目標線性模型進行了修改。從墨西哥證券交易所價格和報價指數的股票中選擇多元化投資組合。通過使用變異係數進行的統計檢驗顯示，所選投資組合在較低風險下獲得較高利潤。

於是 Kazimoto(2016)提出投資組合選擇的決策基於現代投資組合和資本資產定價模型的財務理論，已經形成了學者和從業人員分析投資業績的方式。大多數投資者採取合理行事，並在決策過程中考慮所有可用信息，以便高效反映安全價格的所有可用信息。

調查結果顯示，投資者有很大的機會從他們的投資中賺取收入，市場股權投資非常足以保證投資收益，此與市場均衡投資環境與多元化投資組合選擇決策存在顯著的相關關係。

李沃牆、曾智業和彭敏瑜(2013)運用修正後的歷史模擬法(FHS)、GARCH-EVT 模型和以 Copula 為基礎的 FHS 模型，以這三種方法評估國際投資組合之風險值；並進一步應用 Kupiec(1995)的概似比檢定 (Likelihood Ratio Test, LR Test) 和均方誤差法 (Root Mean Squared Error, RMSE) 評估風險值模型的績效。由實證結果可知次貸危機發生後，各國股價指數之間的關聯性結構具有顯著的變動，使得國際投資組合不再具有風險分散效果。另由概似比檢定可知，無論是在金融危機前後，FHS 模型有較佳的績效。另一方面，相較於傳統的線性結構，非線性關聯結構的 Copula 函數可以相對準確地預測風險值。

第二節、匯率變動之相關文獻

Obstfeld and Rogoff(1995)討論在全球資本市場不斷擴大的情況下維持固定匯率的深遠困難。與一般的看法相反，工業化國家的貨幣當局幾乎比起私人投機性者較容易有資源捍衛交換平價。但是，如果他們對使用這些資源的承諾缺乏對市場的信心，則更廣泛的經濟維護匯率掛鈎的成本可能非常高。1992年瑞典和英國危機以及1994-1995年墨西哥崩潰說明了信譽與承諾之間的動態相互作用。Frankel and Rose(1995)介紹了一項關於近期匯率研究的重要調查和解釋。它側重於主要工業化國家之間匯率的實證結果。得出未來匯率變化的預期是資產需求的關鍵決定因素，因此也是當前匯率的一個關鍵決定因素。

常規貨幣模型中的期望變量相對簡單；在理論上，它是由理性預期假設決定的，而在經驗方面，它通常用遠期折價或利率差來衡量。理性預期方法的標準經驗實施推斷了事後對匯率變化的預期。貨幣政策意想不到的變化經常導致匯率在粘性價格貨幣模型假設的方向上發生變化。還介紹了浮動匯率制度中匯率決定工作的調查。它考慮匯率制度的證據並考察投機泡沫問題，而且回顧了匯率研究方面一些相對較新的方向，重點關注外匯市場的微觀結構。

Hooper and Kohlhagen(1978)分析匯率風險對均衡價格和數量的影響，發現匯率不確定性對價格有重大影響，但對貿易量沒有顯著影響。Eun and Resnick(1988)研究表明事前有效的投資組合選擇策略是為了在浮動匯率下實現國際多元化帶來的潛在收益，這說明匯率不確定性是一個基本上不可分散的因素，對國際投資組合的表現產生不利影響，因此有效控制匯率波動非常重要。Hooper and Morton(1982)說明實際匯率變動與經常賬戶的變動有關。Robert et al. (1989)提出匯率衝擊可能對貿易流量和均衡匯率本身產生持續影響。Obstfeld and Rogoff(1998)證明匯率水平的風險溢價可能相當大。

Clarida and Gali(1994)通過實證調查並試圖找出自布雷頓森林體系崩潰以來實際匯率波動的來源,發現需求衝擊解釋了實際匯率波動的大部分變化,而供給衝擊解釋很少。Choi and Prasad(1995)表明匯率波動會影響企業之價值,Just (1981)用小麥、玉米和大豆市場來檢驗匯率波動對美國商品市場的動態影響,發現出口和農產品價格對匯率變動很敏感,而國內因素則不那麼敏感。Wei (2008)表明美元匯率對國際原油市場的長期影響非常顯著,然而,其短期和即時影響相當有限。高海霞、陳建超和何魯冰(2007)提到外匯市場與證券市場是國際金融市場的兩個重要組成部分,國外學者的研究表明匯率變動與證券市場價格變動之間存在著單向或雙向的因果關係,兩變數間存在明顯的回饋機制,而在中國兩個市場的聯繫則似乎很鬆散。

Bodnar and Gentry (1993)考察了加拿大,日本和美國的產業級匯率風險,提出匯率對於解釋整個經濟層面的產業回報率都很重要,Liu and Mei(1998)發現多元化收益主要是由匯率風險變化部分推動的意外收益所驅動。Dornbusch(1976)提及隨著貨幣擴張導致匯率貶值,顯示匯率初始的過度反應是由市場的不同調整速度產生的,而如果在短期內對貨幣擴張做出反應,會對匯率貶值產生抑製作用,實際上可能導致利率上升。Zhang, Fan, Tsai and Yi(2010)研究表明匯率變動的支出轉換效應在中國並不顯著,用人民幣升值來抑制通貨膨脹,效果有限;擴大人民幣匯率波動區間有利於抑制通貨膨脹。Riccardo and Croce(2011)提供了證據表明常見的長期增長觀點與匯率變動之間的聯繫。

Giovanni (1999)分析匯率波動對雙邊貿易流動的影響,發現匯率不確定性對國際貿易有負面影響;對匯率不確定性的具體措施而言,結果是穩健的;對貨幣當局內生性產生的因果關係問題予以特別關注,而在控制同時性偏差之後,交易量與雙邊波動率之間的負相關關係仍然顯著。Rodolfo (2006)考察了1992 - 2001年期間菲律賓股票市場匯率風險。特別是在亞洲金融危機發生之前和之後。通過使用雙因素套利定價理論模型,本文提供的證據表明,股票收益率對危機前的匯率波動沒有顯著反應。然而,在危機爆發後,菲律賓公司開始對匯率變動的反應表現出截然不同的差異。此外,在危機後的時期,投資者開始預期投資風險溢價會增加他們面臨匯率風險的風險。從更大的宏觀經濟意

義上講，這意味著外匯或股票市場或兩者兼有的市場效率低下以及當地公司對外匯風險的對沖不足。

張士傑和楊尚穎(2011)探討匯率可預測性對策略性投資人之最適資產組合與期末財富之影響，假設隨著時間改變，我們利用可預測之市場匯率動態資訊修正資產配置決策，即給定當期匯率及即期跨國利率過程可推估匯率過程，探討相對風險趨避(CRRA)之投資人於跨國投資時之最適決策。本研究將匯率學習效果納入 Lioui 與 Poncet(2003)於跨國投資所建構之財務模型，歸納學習效果影響匯率期望報酬，利用更新之利率資訊必須修正匯率過程之風險市場價值，因此投資人依照濾波器篩選財務訊息（利率對匯率之瞬時變化）時，必須依匯率預測效果動態調整資產持有部位。最後，本研究利用數值計算呈現學習效果可顯著增加期末財富，並分析於投資部位之影響。

第三節、國際投資組合與匯率變動之相關文獻

資本流動對匯率之影響的研究一直是熱門的研究主題，Edwards(1998)對拉丁美洲國家的季度數據進行的研究表明，在所研究的國家中幾乎不可否定資本流動影響實際匯率的假設；Rime (2001)亦發現每周流量有助於解釋匯率變動；而 Buffie, Adam, O'Connell, and Pattillo (2004)觀察到，初期的非洲資本流入給外匯市場帶來了急劇的短期壓力，極大地破壞了浮動匯率的情況。Siourounis (2004)之研究證明，將淨跨境股權納入標準線性實證匯率模型可以提高樣本中的表現，而淨跨境債券對匯率變動則無關緊要。國內股票報酬（相對於國外市場）的積極創新與短期本幣升值和股票流入有關，而國內利率（相對於外國）的衝擊導致長期貨幣變動與對未覆蓋利率平價（UIP）的長期解釋。

此外，根據 Meese and Rogoff (1983)的開創性貢獻發現，在許多情況下，實證模型在樣本外預測能力上勝過隨機漫步。並且表明，德國，瑞士，英國和美國的匯率變動很大的部分可以通過淨跨境資產流動來解釋。更具體地說，對於五個國家（美國，英國，日本，德國和瑞士），他們研究了美元對英鎊，日元，馬克和瑞士法郎的雙邊匯率，將雙邊淨跨境資本引進標準線性架構，使用無限制的 VAR 來研究淨跨境資本流動、股票報酬差異、匯率和利率差異在統一的架構下之間的相互動態作用。

首先，他們表明，對於德國和瑞士來說，淨購買美國股票似乎對本國貨幣的價值有穩定及一致的影響。淨購買美國債券或外國債券與匯率變動無關，可能是因為債券是針對匯率風險進行避險的。對於美元/英鎊，美元/瑞士法郎和美元大關，淨美國股票購買的一個標準偏差正面衝擊與美元升值約 10% 有關，此存在平均 13 個月的統計顯著。日本的證據與理論預測不一致，因為日本居民淨購買美國資產與日元強勢相關。其次，匯總數據顯示，美國股票報酬（相對於外國市場）的積極創新與短期美元升值和股票流入有關，而美國利率（相對於外國）的積極衝擊導致美元升值與長期解釋未覆蓋的利率平價（UIP）相一致，這在 18 個月後變得具有統計意義。

總體而言，實證結果表明近年來出現的資本流動性增加對匯率變動的影響。隨著跨

境股票淨購入量在總流量（包括外國直接投資，銀行流量等）中的份額的增加，其對名目匯率的影響變得越來越重要。如果貨幣政策制定者明確反應資產價格從穩定狀態或基本水平的偏離，作為追求通貨膨脹和產出缺口穩定的一部分，就應該特別注意股權流動作為匯率變動的決定因素。

Kim and Singal(2000)採用 1976–1996 年的二十個新興市場經濟體的數據，發現外國投資流動對匯率波動產生了穩定的影響；由此產生的較低的貨幣風險又鼓勵外國投資者以更低的要求回報率進行投資。Brooks, Edison, Kumar, and Sløk (2004) 發現流入美國股票市場和直接投資為經常賬戶赤字融資並使美元保持強勁。相反的，歐元的大規模和最初的意外流出使得美元大幅下跌和持續疲軟；Heimonen (2009) 提出的結果表明，歐元區股票收益率相對於美國股票收益率的增加導致股權資本從歐元區流出到美國；而此股權流動在外匯市場上產生了一個訂單流動，導致了美元的升值。

Caporale et al. (2015)利用美國對亞洲七個發展中和新興國家（印度，印尼，巴基斯坦，菲律賓，韓國，台灣和泰國）的 1993 年至 2015 每月雙邊數據，調查了股票和債券組合對匯率波動的影響。他們使用馬爾科夫轉換規範(Markov switching specifications)與 GARCH 模型，與基準線性模型比較。最後證據表明，除菲律賓以外，高(低)匯率波動與亞洲國家流向美國的股票(債券)有關。而且在大多數國家，淨股票和淨債券組合對匯率波動有顯著影響，而菲律賓除外，而韓國是反應最顯著的國家。淨權益的影響可以歸因於匯率對新興市場股票需求波動的反應。GARCH 估計的結果顯示權益流入增加匯率波動，而債券流入則減少波動。此外，馬爾可夫轉換結果表明，股票流入增加了高匯率波動的可能性，而債券流入增加低波動率的可能性。

上述均為資本流動對匯率之影響的研究，但不僅資本流動會對匯率波動產生影響，匯率變動也會影響資本之流動，且還會涉及本土偏好及外國偏好的議題，例如:Fidora et al. (2007) 發現匯率波動對債券本土偏好的影響比對股票本土偏好的影響更大；Rosanne and Lieven (2012) 亦表明匯率波動對債券國外偏好的影響大於對股權國外偏好的影響。而在一些學者近一步的研究之下，發現資本流動與匯率波動是具雙邊關係的，Edwards

(1998) 對拉丁美洲國家的季度數據進行的研究表明，在八個國家中的三個國家中，不可拒絕雙向因果關係假設；Froot, O'Connell and Seasholes (2001) 發現淨投資組合流入、美元資產和貨幣收益之間存在同期協整關係；他們將共同變動歸因於流量的信息內容。

Hau and Rey (2002) 發現，對於 17 個 OECD 國家的每日、每周和每月的數據，股票流量隨著時間的推移變得越來越重要，並且與匯率有很強的相關性；Pavlova and Rigobon (2003) 估計了 OLS 迴歸，表明股票報酬率增加和資本流入相關的需求衝擊與名目匯率有很強的相關性；Hau and Rey (2006) 指出外匯交易訂單流本身就與在不完全市場環境下的最適動態投資下出現的內生投資組合流動相聯繫；Ibarra (2011), Kodongo and Ojah (2012) 說明投資組合與匯率之間的動態關係是依賴於國家和時間變化的。

但學者也發現此雙向關係，也存在著差異性，例如：Brooks, Edison, Kumar and Slok (2001) 用三種主要貨幣的年度雙邊流量估計了 OLS 迴歸，表明股票流動與歐元/美元匯率的相關性較弱；而 Ndung'u and Ngugi (1999) 發現，肯尼亞資本流動波動的單位衝擊導致實際匯率首次下降，之後持續上升，然而資本的流動在實際匯率中只佔創新的一小部分，這意味著實際匯率變動對資本流動波動的反饋較弱。

參、研究方法

第一節、穩定性檢定

穩定性是指“測量儀器保持其計量特性隨時間恒定的能力”，通常穩定性是指測量儀器的計量特性隨時間不變化的能力，若穩定性不是對時間而言，而是對其他量而言，則應該明確說明。穩定性可以進行定量的表徵，主要是確定計量特性隨時間變化的關係，所有系統都有一個共同的特點才能夠正常地工作，也就是要滿足穩定性的要求。通常可以用以下兩種方式：用計量特性變化某個規定的量所需經過的時間，或用計量特性經過規定的時間所發生的變化量來進行定量表示。

其實穩定性可以這樣定義：當一個實際的系統處於一個平衡的狀態時，如果受到外來作用的影響時，系統經過一個過渡過程仍然能夠回到原來的平衡狀態，我們稱這個系統就是穩定的，否則稱系統不穩定。一個控制系統要想能夠實現所要求的控制功能就必須是穩定的，顯然穩定性非常的重要，於是控制學家們提出了很多系統穩定與否的判定定理。這些定理都是基於系統的數學模型，根據數學模型的形式，經過一定的計算就能夠得出穩定與否的結論，這些定理中比較有名的有：勞斯判據、赫爾維茨判據、李亞譜若夫三個定理。

這些穩定性的判別方法分別適合於不同的數學模型，前兩者主要是通過判斷系統的特徵值是否小於零來判定系統是否穩定，後者主要是通過考察系統能量是否衰減來判定穩定性。當然系統的穩定性只是對系統的一個基本要求，一個令人滿意的控制系統必須還要滿足許多別的指標，例如過渡時間、超調量、穩態誤差、調節時間等。一個好的系統往往是這些方面的綜合考慮的結果。

傳統計量模型皆是假設資料為穩定(stationary)狀態進行相關研究的，即是假定平均數及變異數，並不隨時間變化而改變。然而陸續有學者發現時間序列資料並非定態(nonstationary)，Soriano(2005)提出穩定性的改變，會導致結果不一致，並且如果時常出

現不一致情形時，會使得資料結構因此變成更加複雜的結構。Granger and Newbold (1974)發現在非定態變數間可能會出現假性迴歸(Spurious Regression)的現象，資料會隨著時間變動偏離平均值，表示資料有隨機漫步的趨勢，而此時最小平方法所得之估計值將不具一致性，殘差項的變異數會隨時間而趨向無限大。

因此進行時間序列研究必須先確定變數的狀態為定態還是非定態，以單根檢定(unit root test)進行檢驗，若為非定態資料則須對該變數進行調整使其變為定態。李瑞琳(2012)延續 Wu and Lee (2009) 採用非線性追蹤資料單根檢定，並驗證台灣指數選擇權在不同價性是否具有平穩狀態，此文發現過半數買、賣權隱含波動呈現非線性平穩序列，特別是賣權序列，此意謂隱含波動具有均數復歸特性，其以非線性方式做調整。此外，隨著到期期限接近，短期選擇權會傾向過度反應指數動態。此文章在短期選擇權隱含波動動態結果上，指出一個顯著的非線性穩定現象。

王淑良(2007)提及金融時間序列件模分析中，序列的平穩性檢驗是十分重要的 Dickey and Fuller (1973)提出基于 OLS 的單根檢定的理論和方法，在他們的開創性工作後，許多研究者提出了不同的單根檢定方法，如 ADF 檢定、PP 檢定，由於 ADF 檢定容易操作，所以成為最具影響力的檢定方法。王淑良在有限樣本情況下通過隨機類比討論了對具有 EGARCH-SGED 誤差項的 ADF 單位根檢定，分析了模型的滯後階的設定、樣本容量、參數變化對臨界值的影響。

ADF 檢定法其最早是由 Dickey and Fuller (1979, 1981) 所提出，假設殘差符合白噪音(White noise)，但由於 DF 檢定之殘差項有序列相關的問題，因此 Said and Dickey(1984) 發展出 ADF 檢定，加入被解釋變數的落後期，將其視為額外的解釋變數，藉由納入更多誤差項前期觀察值為解釋變數，來吸收誤差項之序列相關影響；單根檢定模型如下：

(一) 不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1-1)$$

(二) 含截距項：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1-2)$$

(二) 含截距項與時間趨勢：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1-3)$$

其中， Y_t 為序列資料； α_0 為截距項； γ 為自我迴歸係數； $\alpha_2 t$ 為時間趨勢項； ε_t 為干擾項； β_i 為最適落後期數，使得誤差項於白噪音(White noise)，即 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

第二節、GARCH 相關模型

之前許多實證研究發現在金融商品報酬波動性之估計上 GARCH 相關模型有不錯的估計效果，所以李命志、李彥賢和張智超(2009)利用拔靴法處理 GARCH 相關模型配適後之殘差項，以估計原油商品報酬波動性，計算風險值。以美國西德州原油現貨價格資料進行實證分析，發現透過拔靴法處理 GARCH 相關模型配適後之殘差項，確實能夠使風險值模型在資金使用效率上有明顯的改善；甚至當風險值估計期間資料發生結構性轉變時，拔靴法亦能使風險值模型在回溯測試上有較穩定的表現。

鄭振龍和楊偉(2012)發現金融資產收益率之間的相關性對投資者的多元化和資產配置決策具有重要影響，且股票和債券是投資者可以選擇投資的兩種主要金融資產，於是採用動態條件相關多元 GARCH 模型，估計中國股票市場收益與債券市場之間的相關性。結果表明，中國股票收益率與債券市場之間的相關性呈現出一定的動態和時變特徵，且相關性波動較大。此外，通過分析影響中國股票市場收益與債券市場相關性的主要因素，本文還揭示了通脹率和股票市場風險對中國股票市場和債券市場收益率之間的相關性有顯著影響。

然而時間序列模型實證分析時，通常會假定變異數為一固定值，但是這樣的假設卻與實際不相符合。雖然波動群聚作為表徵高頻投機價格的顯著經驗規律具有悠久的歷史，但許多金融資產的時間序列資料（如利率、匯率與股價等）的條件變異數具有隨時間而改變的情形，並不會像假設的一般固定不變，學者 Cassuto（1995）認為，金融性資產報酬的時間序列資料，具有波動群聚（volatility clustering）的現象，亦即當期資料有大波動產生時，下一期往往也會有較大的變化，反之若是當期波動較小，則下一期也會呈現小波動的現象。直到金融領域的應用研究人員才意識到明確建模時變二階矩的重要性，因此要衡量出資料波動變異的情形，以簡單的線性迴歸模型便無法完整的敘述，於是 Engle（1982）提出自我迴歸條件異質變異數模型（Autoregressive Conditional Heteroskedastic，ARCH），才解決了這個問題。

Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992) 概述 ARCH 模型的一些發展，以及對使用財務數據的眾多實證應用的調查，還討論了未來研究的若干建議，包括競爭資產定價理論的實施和測試，市場微觀結構模型，信息傳遞機制，動態對沖策略以及衍生資產的定價。

(一) ARCH 模型

此模型主要是用來探討時間序列資料的異質性(heteroscedasticity)，因而解決了上述所提出變異數為固定的假設與現實不符的問題，並允許條件變異數可在隨機過程中具有隨時間改變而隨之變動的特性；相關模型如下：

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t \quad (2-1)$$

$$Y_t | \Omega_{t-1} \sim N(X_t\beta, h_t) \quad (2-2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p\varepsilon_{t-p}^2 \quad (2-3)$$

$$\alpha_0 > 0 \quad , \quad \alpha_i > 0 \quad , \quad i=1,2,\dots,p \quad (2-4)$$

其中， Y_t 為符合 ARCH 過程之時間序列資料； $X_t\beta$ 為遞延所產生的線性組合，由遞延的內生變數及外生變數所形成； Ω_{t-1} 為 1 至 t-1 期全部可利用資訊所形成之集合； h_t 為第 t 期的條件變異數； ε_{t-p} 為 t-p 期殘差項； α_p 表現出第 t 期的波動會受到 t-p 期誤差的影響。

(二) GARCH 模型

自從 Engle(1982)提出 ARCH 模型分析時間序列的異方差性以後，Bollerslev (1986) 提出了 GARCH 模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model；一般化自我迴歸異質條件變異數模型)，GARCH 模型是一個專門針對金融數據所量體訂做的回歸模型，除去和普通回歸模型相同的之處，GARCH 對誤差的方差進行了進一步的建模。特別適用於波動性的分析和預測，這樣的分析對投資者的決策能起到非常重要的指導性作用，其意義很多時候超過了對數值本身的分析和預測。主要是修正 ARCH 模型中的條件變異數方程式，此 GARCH 模型假設條件變異數不僅僅對前期的預測誤差項平方的影響，也會受到前一期條件變異數的影響；模型如下：

$$(2-5)$$

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t$$

$$Y_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2-6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2-7)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, i=1, 2, \dots, q, p \geq 0, q \geq 0, \beta_j, j=1, \dots, p \quad (2-8)$$

其中， Y_t 為符合 GARCH 過程之時間序列資料； $X_t\beta$ 為遞延所產生的線性組合，由遞延的內生變數及外生變數所形成； Ω_{t-1} 為 1 至 t-1 期全部可利用資訊所形成之集合； h_t 為第 t 期的條件變異數； ε_{t-i}^2 為第 t-i 期的殘差項； α_i 表示第 t 期的波動會受到 t-i 期誤差的短期衝擊； h_{t-j} 為第 t-j 期的條件變異數； β_j 表示第 t 期的波動會受到 t-j 期變異數相對長期的衝擊。

ARCH 模型主要是條件變異數會受到前幾期的殘差項平方的影響，而 Bollerslev 的 GARCH 模型則可以精簡模型參數個數，以及使條件變異數的結構更具一般化，使本期之條件變異數不僅能將過去更多期的資訊列入考慮，並且可以適用更富彈性的遞延結構。然而 GARCH 模型雖然考慮了條件變異數可在隨機過程中具有隨時間改變而隨之變動的特性，並且變異數會受到前期的預測誤差項平方的影響以及受到前一期條件變異數的影響，但仍未考慮到波動不對稱性的影響，故 Glosten、Jagannathan、Runkle (1989, 1993) 提出 GJR-GARCH 模型、Nelson (1991) 提出 E-GARCH 模型。模型分述如下：

(三) GJR-GARCH 模型

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t \quad (2-9)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2-10)$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2-11)$$

$$S_{t-1}^- = 1 = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2-12)$$

其中， Y_t 為符合 GARCH 過程之時間序列資料； $X_t\beta$ 為遞延所產生的線性組合，由遞延的內生變數及外生變數所形成； Ω_{t-1} 為 1 至 t-1 期全部可利用資訊所形成之集合；

h_t 為第 t 期的條件變異數； ε_{t-i}^2 為第 $t-i$ 期的殘差項； α_i 表示第 t 期的波動會受到 $t-i$ 期誤差的短期衝擊； h_{t-j} 為第 $t-j$ 期的條件變異數； β_j 表示第 t 期的波動會受到 $t-j$ 期變異數相對長期的衝擊。若 $\gamma_1 > 0$ 表示有槓桿效果的存在，具有波動不對稱情形產生； S_{t-1} 為負向衝擊的虛擬變數，若是模型中前一期的殘差項 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，此負向的預期報酬對於波動度的影響將會比 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 正的預期報酬對於波動度的影響還強。

(四) EGARCH 模型

EGARCH 模型(Exponential GARCH Model)，又稱為指數型 GARCH 模型。EGARCH 是從 GARCH 衍生出的模型，是為解釋“杠桿效應”。經驗性的分析表明，金融資產收益率的漲跌，這個定性結果對未來波動性的影響是不同的。這個現象 GARCH(ARCH)模型是不能解釋的。因為在 GARCH(ARCH)中，歷史資料是以平方的形式影響未來波動率的，所以漲或跌對未來波動率的影響是一樣的。為了可以解釋“杠桿效應”，必須捨棄平方這個對稱函數，歷史資料應該通過一個“非對稱函數”影響未來波動率，EGARCH 正是這樣處理歷史資料的。那麼新的問題來了，非對稱函數可能會打破 GARCH 模型的“合理性”，簡單地講，未來波動率可能出現“負值”。解決方法也簡單，用波動率的對數代替波動率，合理性就得到了保證。

此模型與先前 GJR-GARCH 模型不同的地方在於該模型將條件變異數設定成指數函數的型式，用以維持條件變異數不為負值的假設。其條件變異數以及落後項皆是取對數 $\ln(h_{t-j})$ ，且第 $t-i$ 期誤差項是取標準化誤差的絕對值，以其做為不對稱項的考量；模型如下：

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (2-13)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2-14)$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right| + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(h_{t-j}) \quad (2-15)$$

其中， Y_t 為符合 GARCH 過程之時間序列資料； $X_t \beta$ 為遞延所產生的線性組合，由遞延的內生變數及外生變數所形成； Ω_{t-1} 為 1 至 $t-1$ 期全部可利用資訊所形成之集合；

h_t 為第 t 期的條件變異數； ε_{t-i}^2 為第 $t-i$ 期的殘差項； α_i 表示第 t 期的波動會受到 $t-i$ 期誤差的短期衝擊； h_{t-j} 為第 $t-j$ 期的條件變異數； β_j 表示第 t 期的波動會受到 $t-j$ 期變異數相對長期的衝擊；當 $\gamma_i > 0$ 表示有槓桿效果的存在，具有波動不對稱情形產生。

(五) 多變量 GARCH 模型

多變量 GARCH 模型會因條件變異數或條件相關係數矩陣而延伸出不同的形式，如 Bollerslev et al. (1988) 之 VECM 模型，以及 Engle and Kroner (1995) 之 BEKK 模型。Bollerslev (1990) 提出的 CCC 模型假設條件相關係數為固定常數，以概似函數求取的最大概似估計值(Maximum Likelihood Estimator；MLE)，條件變異數為兩者相關係數乘以個別變數之條件變異數乘積平方根；模型如下：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, h_t) \quad (2-16)$$

$$H_t = D_t \times \gamma_t \times D_t \quad (2-17)$$

$$D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{kk,t}}\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11}} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sqrt{h_{kk,t}} \end{pmatrix} \quad (2-18)$$

$$\gamma_t = (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} \quad (2-19)$$

$$Q_t = (1-a-b)\bar{Q} + a \times Z_{t-1} Z_{t-1}' + b \times Q_{t-1} \quad (2-20)$$

$$Z_t^i = D_t^{-1} \varepsilon_t \quad (2-21)$$

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-a-b)q_{12} + a \times z_{1,t-1} \times z_{2,t-1} + b \times q_{12,t-1}}{\sqrt{[(1-a-b)q_{11} + a \times z_{1,t-1}^2 + b \times q_{11,t-1}][1-a-b)q_{22} + a \times z_{2,t-1}^2 + b \times q_{22,t-1}]}} \quad (2-22)$$

其中， D_t 為對角線矩陣； γ_t 是隨時間變化的條件相關係數矩陣； Q_t 為共變異數矩陣，且 $Z_t = (z_{1,t}, z_{2,t})$ ； a 為前期標準化殘差項的交乘項對下一期共變異數的影響程度； b 為衡量前期共變異數的資訊對於下一期共變異數影響的程度； $\rho_{12,t}$ 表示兩標的之間的相關係

數； q_{12} 為兩標的之間的共變異數； q_{11} 為標的 1 的自我共變異數； q_{22} 為標的 2 的自我共變異數； $z_{1,t-1}$ 表示標的 1 報酬殘差標準化； $z_{2,t-1}$ 表示標的 2 的報酬殘差標準化； a 以及 b 為非負數參數，限制在 $a+b < 1$ 。

(六) DCC-GARCH 模型

此後 Engle (2002) 修改了 Bollerslev (1990) 的常態條件相關模型(CCC model)，提出了動態條件相關模型(DCC model)作為 GARCH 模型新的衡量結構。一般在做波動關聯性時，通常會採用對數收益率時間序列，即價格的對數差分，CCC 模型中兩個序列的相關係數是一個常數，也就是說不隨時間變化而變化，顯然這不符合現實情況，因為大部分金融時間序列間的關聯不是恒久不變的。因此應該使用 DCC 模型，DCC 模型中兩個序列的相關係數設定為動態相關係數，也就是其相關性隨著時間的改變而改變。

DCC 模型用來捕捉一段期間內財務變數相關性的變化，且適用於大型共變異數矩陣的計算，提出隨時間改變的共變異數矩陣，允許條件相關係數可以在正負之間自由變換；以下是 DCC 模型：

$$r_t = c_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^n \phi_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2-23) \quad (2-26)$$

$$H_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (2-24)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2-25)$$

$$\alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, \alpha_0 > 0$$

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1, i=1,2,\dots,p, j=1,2,\dots,q \quad (2-27)$$

其中， β_i 為隨機干擾項； Ω_{t-1} 為 1 至 t-1 期全部可利用資訊所形成之集合； h_t 為條件變異數，受過去 q 期殘差平方以及 p 期條件變異數影響； α 及 β 為未知參數的向量， α 值顯示反應變動的速度，越高表示越具敏銳性(Spiky)； β 值顯示持續性(Persistence)，值越高則表示需要越長時間改變。

第三節、模型設計

(一) 建構方式

本文擬針對美國對日本及中國兩大國加之投資組合，包括淨股票購買及淨債券購買與匯率間之動態關聯作探討。為深入檢視本文議題，實證第一部份採用三變量 GARCH 模型探討(1)美國對日本之淨股票購買、淨債券購買與日圓間之關聯；(2) 美國對中國之淨股票購買、淨債券購買與人民幣間之關聯；(3)全球投資人(不含美國境內之投資者)對美國之淨股票購買、淨債券購買與美元指數間之關聯；此外，亦採用雙變量 GARCH 模型探討(1)美國對日本之淨投資組合與日圓間之關聯；(2)美國對中國之淨投資組合與人民幣間之關聯；(3)全球投資人(不含美國境內之投資者)對美國之淨投資組合與美元指數間之關聯。

本文採用上述多變量 GARCH 模型之目的，在於希望能妥適描述相關變數間可能存在的交互動態關聯，期能對於跨國投資組合與匯率關係提供更進一步的觀察。

(二) 三變量以及雙變量 GARCH 模型設計

1. 條件平均數設定：

本文模型之條件平均式設定方面，包含日本、中國以及美國，針對此三個國家建立三變量 GARCH 模型；其中，條件平均式描述如下：

(一)三變量 DCC- GARCH 模型:

$$E_t^i = c + \sum_{\mu=0}^{m_a} \theta_{\mu}^{B-E} B_{t-u}^i + \sum_{\mu=0}^{m_b} \phi_{\mu}^{rx-E} RX_{t-u}^i + \sum_{\mu=0}^{m_c} \gamma_{\mu}^E PMI_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_d} \lambda_{\mu}^E VIX_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_e} \eta_{\mu}^{E-E} E_{t-u}^i + \varepsilon_{E,t}^i \quad (3-1)$$

$$B_t^i = c + \sum_{\mu=0}^{m_a} \psi_{\mu}^{E-B} E_{t-u}^i + \sum_{\mu=0}^{m_b} \phi_{\mu}^{rx-B} RX_{t-u}^i + \sum_{\mu=0}^{m_c} \gamma_{\mu}^B PMI_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_d} \lambda_{\mu}^B VIX_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_e} \eta_{\mu}^{B-B} B_{t-u}^i + \varepsilon_{B,t}^i \quad (3-2)$$

$$RX_t^i = c + \sum_{\mu=0}^{m_a} \psi_{\mu}^{E-rx} E_{t-u}^i + \sum_{\mu=0}^{m_b} \theta_{\mu}^{B-rx} B_{t-u}^i + \sum_{\mu=0}^{m_c} \gamma_{\mu}^{rx} PMI_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_d} \lambda_{\mu}^{rx} VIX_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_e} \phi_{\mu}^{rx-rx} RX_{t-u}^i + \varepsilon_{RX,t}^i \quad (3-3)$$

其中， E_t^i 為美國投資人對 i 國之淨股票購買， B_t^i 為美國投資人對 i 國之淨債券購買， RX_t^i 為各國之匯率。c 為截距項， θ^{B-E} 為淨債券購買對淨股票購買的影響； ϕ^{rx-E} 為匯率對淨股票購買之影響； γ^E 為美國採購經理人指數對淨股票購買之影響； λ^E 為美國恐慌指數對淨股票購買之影響； η^{E-E} 為淨股票購買對自身之影響。再者， ψ^{E-B} 為淨股票購買對淨債券購買的影響； ϕ^{rx-B} 為匯率對淨債券購買的影響； γ^B 為美國採購經理人指數對淨債券購買的影響； λ^B 為美國恐慌指數對淨債券購買之影響； η^{B-B} 為淨債券購買對自身之影響。最後， ψ^{E-rx} 為淨股票購買對匯率之影響； θ^{B-rx} 為淨債券購買對匯率的影響； γ^{rx} 為美國採購經理人指數對匯率之影響； λ^{rx} 為美國恐慌指數對匯率之影響； ϕ^{rx-rx} 為匯率對自身之影響。

(二) 變量量 DCC- GARCH 模型:

$$N_t^i = c + \sum_{\mu=0}^{m_a^N} \theta_{\mu}^{rx-N} rx_{t-u}^i + \sum_{\mu=0}^{m_b^N} \gamma_{\mu}^N PMI_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_c^N} \lambda_{\mu}^N VIX_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_d^N} \phi_{\mu}^{N-N} N_{t-u}^i + \varepsilon_{N,t}^i \quad (3-4)$$

$$RX_t^i = c + \sum_{\mu=0}^{m_a^{rx}} \phi_{\mu}^{N-rx} N_{t-u}^i + \sum_{\mu=0}^{m_b^{rx}} \gamma_{\mu}^{rx} PMI_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_c^{rx}} \lambda_{\mu}^{rx} VIX_{t-u} + \sum_{\mu=0}^{m_d^{rx}} \eta_{\mu}^{rx-rx} RX_{t-u}^i + \varepsilon_{RX,t}^i \quad (3-5)$$

N_t^i 為美國投資人對 i 國之淨投資組合購買， $N_t^i = E_t^i + B_t^i$ ，也就是淨投資組合購買為淨股票購買與淨債券購買之總和， θ^{rx-N} 為各國匯率對淨投資組合購買之影響； γ^N 為美國採購經理人指數對淨投資組合購買之影響； λ^N 為美國恐慌指數對淨投資組合購買之影響； ϕ^{N-N} 為淨投資組合購買對自身之影響。再者， ϕ^{N-rx} 為淨投資組合購買對匯率之影響； γ^{rx} 為美國採購經理人指數對匯率之影響； λ^{rx} 為美國恐慌指數對匯率之影響； η^{rx-rx} 為匯率對自身的影響。

2. 條件變異數方程式：

Bollerslev (1986) 提出了 GARCH 模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model；一般化自我迴歸異質條件變異數模型)，其修正 ARCH 模型的條件變異數方程式，並加入遞延期的效果，換言之，GARCH 模型不僅會受到前一期預測誤差項平方的影響，更會受到前期的變化影響。本文採用模型如下：

(一)三變量 GARCH 模型之條件變異數

$$h_t^e = g^i + \sum_{v1=1}^{n_a^i} \beta_{v1}^i h_{t-v1}^i + \sum_{v2=1}^{n_b^i} \alpha_{1,v2}^i (\varepsilon_{t-v2}^i)^2 \quad (3-6)$$

$$h_t^j = g^j + \sum_{v1=1}^{n_a^j} \beta_{v1}^j h_{t-v1}^j + \sum_{v2=1}^{n_b^j} \alpha_{1,v2}^j (\varepsilon_{t-v2}^j)^2 \quad (3-7)$$

$$h_t^{rx} = g^k + \sum_{v1=1}^{n_a^k} \beta_{v1}^k h_{t-v1}^k + \sum_{v2=1}^{n_b^k} \alpha_{1,v2}^k (\varepsilon_{t-v2}^k)^2 \quad (3-8)$$

$$D_{t-1}^i = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^i < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} ; \quad D_{t-1}^j = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^j < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} ; \quad D_{t-1}^k = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^k < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3-9)$$

(二)雙變量 GARCH 模型之條件變異數

$$h_t^N = g^i + \sum_{v1=1}^{n_a^i} \beta_{v1}^i h_{t-v1}^i + \sum_{v2=1}^{n_b^i} \alpha_{1,v2}^i (\varepsilon_{t-v2}^i)^2 \quad (3-10)$$

$$h_t^{rx} = g^j + \sum_{v1=1}^{n_a^j} \beta_{v1}^j h_{t-v1}^j + \sum_{v2=1}^{n_b^j} \alpha_{1,v2}^j (\varepsilon_{t-v2}^j)^2 \quad (3-11)$$

$$D_{t-1}^i = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^i < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} ; \quad D_{t-1}^j = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^j < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} ; \quad D_{t-1}^k = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^k < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3-12)$$

3. 條件共變異式：

在時間序列的研究上，從單變量模型走向多變量模型，或是從一階動差模型發展至二階動差模型，增加其變數估計上的困難，因此，Bollerslev (1990) 建構 CCC(Constant Conditional Correlation；固定條件相關)模型，以共變異數矩陣的方式呈現。但因 CCC 模型假設變數之相關係數為固定常數，不隨著時間而變動，因此，Engle (2002) 延伸其模型設計，提出 DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correction GARCH)；動態條件相關模型，允許條件相關係數可以在正負之間自由變換，共變異數亦可隨時間改變，模型設計如下：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, h_t) \quad (3-13)$$

$$H_t = D_t \times \gamma_t \times D_t \quad (3-14)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_t^{i-i} & h_t^{j-i} & h_t^{k-i} \\ h_t^{i-j} & h_t^{j-j} & h_t^{k-j} \\ h_t^{i-k} & h_t^{j-k} & h_t^{k-k} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{i,t}^i & \rho_t^{ij} \sqrt{h_t^j} \sqrt{h_t^i} & \rho_t^{ik} \sqrt{h_t^i} \sqrt{h_t^k} \\ \rho_t^{ij} \sqrt{h_t^j} \sqrt{h_t^i} & h_{i,t}^j & \rho_t^{jk} \sqrt{h_t^j} \sqrt{h_t^k} \\ \rho_t^{ik} \sqrt{h_t^k} \sqrt{h_t^i} & \rho_t^{jk} \sqrt{h_t^k} \sqrt{h_t^j} & h_{i,t}^k \end{bmatrix} \quad (3-15)$$

$$-1 \leq \rho_t^{ij} \leq 1 ; -1 \leq \rho_t^{ik} \leq 1 ; -1 \leq \rho_t^{jk} \leq 1$$

$$D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{kk,t}}\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11}} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sqrt{h_{kk,t}} \end{pmatrix} \quad (3-16)$$

$$\gamma_t = (\text{diag}(Q_t))^{1/2} \times Q_t \times (\text{diag}(Q_t))^{1/2} \quad (3-17)$$

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

$$Z_t = D_t^{-1} \varepsilon_t \quad (3-18)$$

其中， H_t 為第 t 期的三國的條件共變異數矩陣； $h_{i,t}^{j-i}$ 為第 t 期 j 國與 i 國的條件共變

異數； ρ_t^{ij} 為第 t 期 j 國與 i 國的相關係數； q_t^i 為第 t 期 i 國的離差平方和， q_t^{ij} 為第 t 期 j 國與 i 國的離差和相乘。 D_t 為 $t \times t$ 的對角線矩陣，為 GARCH 中之動態標準誤構成對角線矩陣 ($\text{diag}(\sqrt{h_t^i}, \sqrt{h_t^j})$)； R_t 為各標的平均數的條件相關係數矩陣； Q_t 為運用標準化殘

差項量 Z_t 所得的動態相關共變異數矩陣。估計參數 a 及 b 必須為正，使 Q_t 呈現正向並且滿足均數回復的要求，其中參數 A 為觀察前期標準化殘差之交乘項對下一期共變異程度之影響，若顯著則表示數列間之動態條件相關係數會受到上一期標準化殘差的影響； B 為前期共變異數交乘影響之參數，若估計呈現顯著之結果，表示數列間的動態條件相關係數存在有跨期的持續性； C 為共變異數波動不對稱影響程度之參數。

肆、實證研究

第一節、資料選取

本文以日本、中國以及美國市場為研究對象，分別探討淨股票購買、淨債券購買、淨投資組合與各國匯率之關係，因此選擇三個主要國家進行研究，探討美國對日本、美國對中國以及全球投資人對美國之間相互影響因素；而選取日本和中國為美國之對照研究樣本的考量因素在於日本和中國為美國股票、債券和投資組合交易較頻繁之國家。本文資料選取自美國國際資本流動報告(TIC)之資料，以月資料進行分析，刪除缺漏值之後，樣本資料的研究期間為 1995 年 1 月至 2018 年 3 月期間之數據，共約 23 年。

註:全球投資人不包含美國境內之投資者；採購經理人指數為美國之採購經理人指數；恐慌指數為美國標準 500 之恐慌指數

第二節、單根檢定與敘述統計量

本文採用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)對實證序列的水平資料進行單根檢定，單根檢定之虛無假設為資料具有單根，對立假設為時間序列資料為定態資料，結果顯示於表 1，實證發現各國之匯率、股票、債券和投資組合的超額報酬普遍可拒絕虛無假設，表示資料本身拒絕單根，為穩定序列型態。

表 1 淨股票購買(E)、淨債券購買(B)、淨投資組合購買(N)與匯率(RX)之單根檢定

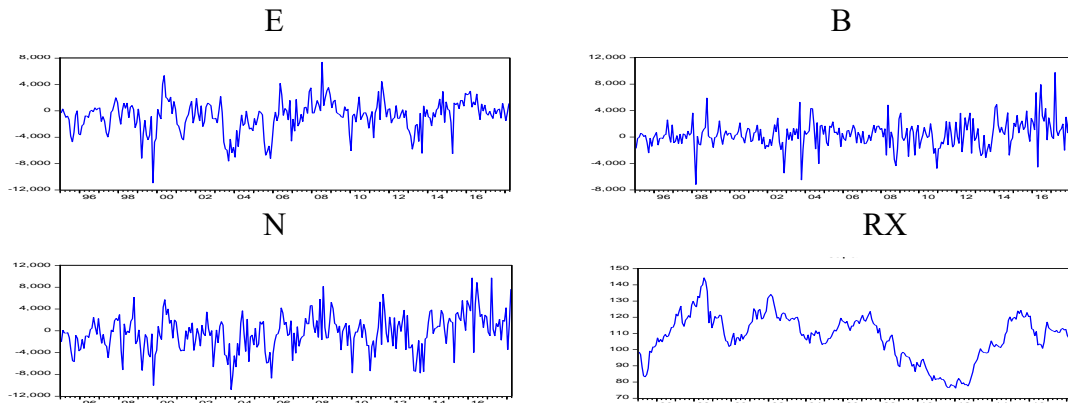
Panel A		日本			
	E	B	N	RX	
ADF	-6.23***	-14.54***	-5.51***	-2.69*	
{ n }	{ 1 }	{ 1 }	{ 2 }	{ 3 }	
Panel B		中國			
	E	B	N	RX	
ADF	-15.10***	-6.51***	-6.92***	-2.26**	
{ n }	{ 1 }	{ 1 }	{ 1 }	{ 1 }	
Panel C		美國			
	E	B	N	RX	
ADF	-4.92***	-2.94**	-4.26***	-2.28	
{ n }	{ 2 }	{ 4 }	{ 3 }	{ 5 }	

註: { } 內之值為遞延落後期數，***為在1%的顯著水準之下，**為在5%的顯著水準之下，*為在10%的顯著水準之下

圖 1 為美國投資人對於日本和中國之淨股票購買(E)、淨債券購買(B)、淨投資組合(N)和匯率(RX)之趨勢圖。Panel A 為美國投資人對於日本之淨股票購買(E)、淨債券購買(B)、淨投資組合(N)和日圓匯率(RX)之趨勢圖；Panel B 為美國投資人對於中國之淨股票購買(E)、淨債券購買(B)、淨投資組合(N)和人民幣匯率(RX)之趨勢圖；Panel C 為外國投資人對於美國之淨股票購買(E)、淨債券購買(B)、淨投資組合(N)和美元指數(RX)之趨勢圖。結果顯示淨股票購買(E)、淨債券購買(B)、淨投資組合(N)均呈現大波動跟著大波動，小波動跟著小波動之波動叢聚特性，提供本文採用 GARCH 模型作為實證分析的基礎。

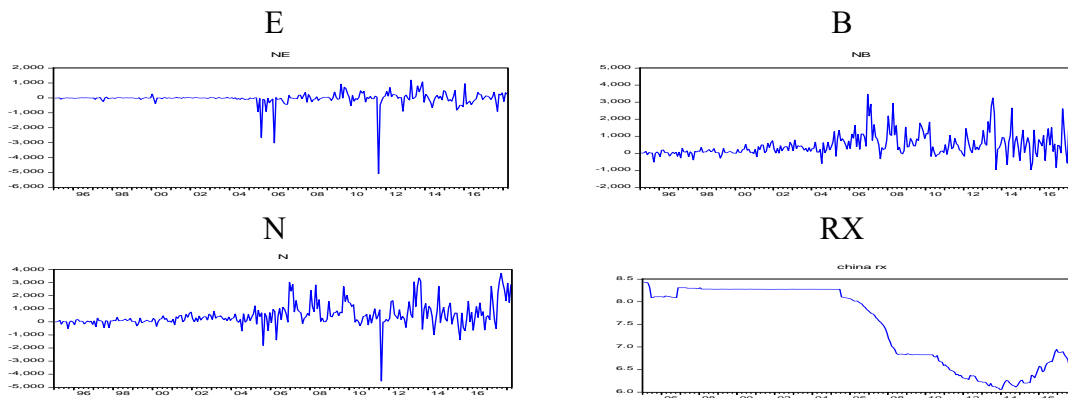
Panel A

日本



Panel B

中國



Panel C

美國

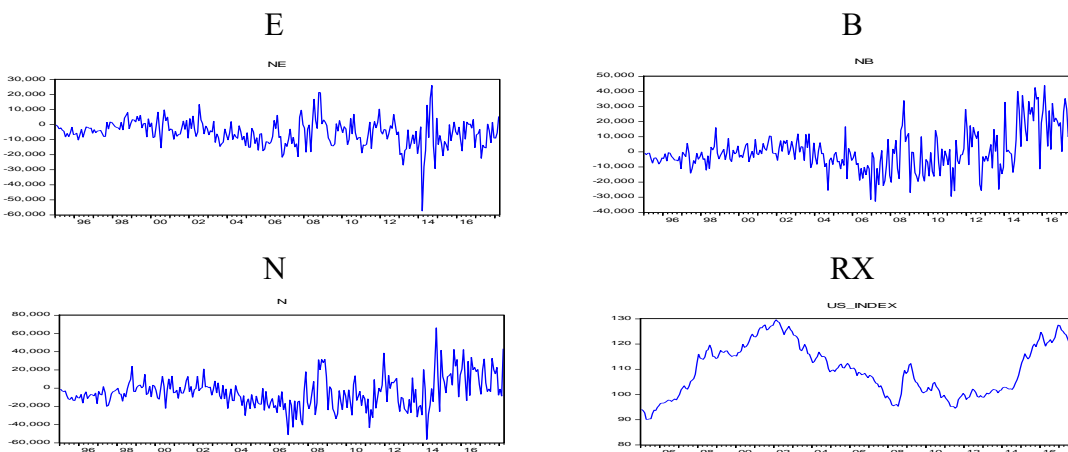


圖 1 各國之淨股票購買(E)、淨債券購買(B)、淨投資組合(N)與匯率(RX)之趨勢圖

表 2 為淨股票購買、淨債券購買、淨投資組合與匯率之敘述性統計結果 Panel A 為淨股票購買之敘述性統計結果，就不同國家平均數而言，日本、中國以及美國均呈現負向超額報酬；其次，針對標準差部分，發現投資人對於美國之淨股票變異程度最大，說明三國相比之下，外國人對於美國淨股票購買變異較大。就偏態而言，發現日本、中國和美國均呈現負向偏態的特性，說明發生大幅度負向的機率相對高於正向；根據峰態而言，代表大幅度變化的可能性，顯示日本、中國以及美國之峰態均大於 3，說明淨股票購買經常出現大幅度變動的厚尾屬性。就 J-B 常態檢定而言，日本、中國以及美國皆呈現報酬非常態的特性，說明淨股票購買之生成過程(Data Generating Process)來自非常態的機制。

Panel B 為淨債券之敘述性統計結果，就不同國家平均數而言，日本、中國以及美國均呈現正向結果；其次，針對標準差部分，發現投資人對於美國之淨債券購買變異程度最大。就偏態而言，發現三國均呈現正向偏態的特性，說明發生大幅度正向偏態機率相對高於負向；根據峰態而言，代表資料大幅度變化的可能性，顯示日本、中國以及美國之峰態均大於 3，上述結果證實此三國淨債券購買呈現厚尾特性。就 J-B 常態檢定而言，日本、中國以及美國皆呈現非常態的特性，說明該資料之生成過程(Data Generating Process)來自非常態的機制。

Panel C 為淨投資組合之敘述性統計，就不同國家平均數而言，日本和美國均呈現負向結果，中國則為正向結果；其次，針對標準差部分，發現仍是以外國人對美國之淨投資組合的變異程度最大。就偏態而言，發現中國和美國均呈現正向偏態，說明發生大幅度正向變動機率相對高於負向；而日本則為負向偏態的特性，說明發生大幅度負向變動機率相對高於正向；根據峰態而言，代表報酬大幅度變化的可能性，顯示日本、中國以及美國之峰態均大於 3，上述結果證實此三國均呈現厚尾特性。就 J-B 常態檢定而言，日本、中國以及美國皆呈現非常態的特性，說明淨投資組合之生成過程(Data Generating Process)來自非常態的機制。

Panel D 為匯率之敘述性結果，就不同國家平均數而言，日本、中國以及美國均呈現正向超額報酬；其次，針對標準差部分，發現日本的變異程度最大，說明三國相比之下，日本之匯率變異較大，顯示日本外匯市場存在較大的波動風險。就偏態而言，發現日本和中國呈現負向偏態的特性，說明發生大幅度負向機率相對高於正向，顯示存在大幅升值的特性。而美元指數則為正向偏態的特性，說明發生大幅度正向機率相對高於負向，顯示研究期間，美元亦存在大幅升值之特性；根據峰態而言，代表報酬大幅度變化的可能性，顯示日本、中國以及美國之峰態均小於 3，上述結果證實此三國沒有呈現厚尾特性。就 J-B 常態檢定而言，日本、中國以及美國皆呈現非常態的特性，說明遠匯超額報酬之生成過程(Data Generating Process)來自非常態的機制。

表 2 淨股票購買、淨債券購買、淨投資組合與匯率之敘述性統計估計結果

Panel A 淨股票購買估計結果	日本	中國	美國
平均數	-830.0896	-39.2115	-5288.1610
中位數	-542.0000	-5.0000	-4746.0000
最大值	7380.0000	1203.0000	25988.0000
最小值	-10944.0000	-5087.0000	-57410.0000
標準差	2407.9740	468.2579	8593.7880
偏態	-0.62215	-5.9280	-0.5515
峰態	4.4822	59.1416	8.1631
J-B 值	43.5396*** (0.0000)	38274.6200*** (0.0000)	324.0335 (0.0000)
Panel B 淨債券購買估計結果	日本	中國	美國
平均數	415.9570	522.1971	922.5448
中位數	348.0000	288.0000	-946.0000
最大值	9758.0000	4626.0000	43881.0000
最小值	-7169.0000	-966.0000	-32714.0000
標準差	2052.6730	774.8811	13735.8100
偏態	0.3714	1.8953	0.7253
峰態	5.9881	7.9132	3.8785
J-B 值	110.2120*** (0.0000)	447.6517*** (0.0000)	33.4308*** (0.0000)
Panel C 淨投資組合估計結果	日本	中國	美國
平均數	-414.1326	482.9857	-4365.6160
中位數	-343.0000	273.0000	-5411.0000
最大值	9703.0000	3724.0000	66134.0000
最小值	-10779.0000	-4527.0000	-56205.0000
標準差	3351.1710	883.3240	17015.3600
偏態	-0.0619	0.6075	0.5344
峰態	3.5783	8.4316	4.3140
J-B 值	4.0658 (0.1310)	360.1221*** (0.0000)	33.3505*** (0.0000)

Panel D 匯率估計結果	日本	中國	美國
平均數	107.8915	7.4491	109.8881
中位數	109.5600	7.9527	109.7344
最大值	144.3500	8.4400	129.6290
最小值	76.2500	6.0557	90.1369
標準差	14.2742	0.8608	10.2115
偏態	-0.4037	-0.3018	0.0918
峰態	2.7584	1.3338	1.8382
J-B 值	8.2568 ** (0.0161)	36.5076*** (0.0000)	16.0839*** (0.0003)

註: ()內之值為參數估計值之 p-value, ***為在1%的顯著水準之下, **為在5%的顯著水準之下

第三節、結果分析

本文實證分別以三變量 GARCH 模型和雙變量 GARCH 模型針對本文議題作探討，茲分別敘述如下：

(一) 日本、中國和美國的淨股票購買、淨債券購買與匯率之三變量 GARCH 模型參數估計

表 3 為各國淨股票購買(E)、淨債券購買(B)與匯率(RX)之參數估計結果。首先，Panel A 針對 E 對 B 估計部分，有別於日本部份得到不顯著估計，實證顯示中國呈現正向顯著估計結果，說明當美國投資人對於中國股票購買增加時，也會提高對於中國債券的購買意願。此外，結果顯示全球投資人對於美國淨股票購買增加，對於淨債券之購買亦得到 5%顯著估計，說明投資人對於美國之股票和債券淨購買亦呈現同向影響之關係。另一方面，關於淨債券購買(B)對淨股票購買(E)部份，實證發現僅有日本得到正向顯著估計結果，說明美國投資人對於日本債券購買增加時期，對於股票購買也會隨之增加。探究其原因，或許與日本長期寬鬆貨幣政策有關，當日本執行寬鬆貨幣政策時期，將同時左右債券市場與股票市場，因此導致兩者呈現正向關係。

其次，Panel B 針對淨股票購買(E)對匯率(RX)部分，實證發現日本、中國與美國均得到不顯著的估計結果，上述結果顯示，匯率與淨股票購買間未呈現顯著之關聯；另一方面，RX 對 E 之估計結果，亦得到三國均不顯著之估計。再者，Panel C 為關於淨債券購買(B)對匯率(RX)部份，僅有日本得到 10%正向顯著估計，代表美國人淨購買日本債券增加，造成日本匯率的貶值。探究其原因，在貨幣寬鬆情況下，可能是由於投資人對未來景氣保守看待，因此增加債券購買，而對未來景氣持較悲觀看法，通常導致本國匯率的貶值；另一方面，匯率對淨債券購買部分，實證顯示日本與中國都得到負向顯著估計結果，說明當兩國貨幣升值時，美國投資人傾向增加對這兩個國家的債券購買，因此造成兩者負向之關係。此外，美元升值時期，亦將提升全球投資人對於美國之淨債券購買。本文重要發現有別於匯率對於各國淨股票購買之不顯著估計，美國投資人在日元和

人民幣升值時期，傾向增加對於中國和日本債券的持有；而美元升值時期，亦將提升全球投資人對於美國淨債券購買意願。

表 3 淨股票購買(E)、淨債券購買(B)與匯率(RX)之參數估計結果

Panel A 淨股票購買(E)與淨債券購買(B)估計結果			
參數	日本	中國	美國
ψ_0^{e-b}	0.743 (0.506)	1.178 ** (0.583)	1.584 ** (0.636)
θ_0^{b-e}	1.218 ** (0.523)	0.112 (0.246)	
θ_1^{b-e}			-0.546 (0.557)
Panel B 淨股票購買(E)與匯率(RX)估計結果			
ψ_0^{e-rx}		-0.081 (0.070)	
ψ_2^{e-rx}	-0.041 (0.088)		
ψ_6^{e-rx}			-0.173 (0.140)
ϕ_1^{rx-e}			244.176 (339.224)
ϕ_6^{rx-e}	25.184 (57.335)	-50.548 (81.423)	
Panel C 淨債券購買(B)與匯率(RX)估計結果			
θ_0^{b-rx}	0.190 * (0.113)	0.052 (0.077)	0.181 (0.116)
ϕ_1^{rx-b}	-36.774* (20.900)		
ϕ_2^{rx-b}		-976.550*** (0.001)	
ϕ_5^{rx-b}			1220.992*** (0.001)

註: ()內之值為標準差，***為在1%的顯著水準之下，**為在5%的顯著水準之下，*為在10%的顯著水準之下

表 4 為採購經理人指數(PMI)對淨股票購買(E)、淨債券購買(B)與匯率(RX)之參數估計,PMI 是國際上通行的宏觀經濟監測指標之一,對國家經濟活動的預測具有重要作用,衡量製造業在生產、新訂單、商品價格、存貨、雇員、訂單交貨、新出口訂單和進口等狀況,是經濟先行指標中一項非常重要的指標,為採購經理人對未來景氣的判讀。

Panel A 針對採購經理人指數(PMI)對淨股票購買(E)估計部份,實證發現日本得到正向顯著估計結果,說明當指數上升時,景氣轉佳,增加美國人對於日本股票的購買意願,因此呈現正向估計結果。本文結果發現 PMI 對日本淨股票購買有關;而可能在於美國 PMI 上揚帶來通脹疑慮,促使美國聯準會(Fed)採用緊縮貨幣政策,因而股市不確定看法增加,造成投資人較保守在股市投資意願。

其次,Panel B 為採購經理人指數(PMI)對淨債券購買(B)之參數估計,結果顯示,中國和美國得到顯著結果,代表全球景氣看法的 PMI 指數增加時期,將會減少美國投資人到中國以及全球投資人到美國購買債券的意願。另一方面,Panel C 是採購經理人指數對匯率之參數估計,結果顯示,僅有中國得到顯著負向估計,全球景氣上揚時期,中國人民幣呈現升值走勢,說明 PMI 為人民幣之顯著影響因素。

表 4 採購經理人指數(PMI)對淨股票購買(E)、淨債券購買(B)與匯率(RX)之參數估計結果

Panel A 採購經理人指數(PMI)對淨股票購買(E)估計結果			
參數	日本	中國	美國
γ_2^e	441.491 *** (135.698)		
γ_3^e			53.565 (659.552)
γ_6^e		-56.224 (113.467)	563.088 (568.154)
Panel B 採購經理人指數(PMI)對淨債券購買(B)估計結果			
γ_0^b		-12.389* (7.190)	
γ_3^b	225.114 (154.280)		
γ_5^b			-398.044*** (0.001)
Panel C 採購經理人指數(PMI)對匯率(RX)估計結果			
γ_0^{rx}			87.377 (199.781)
γ_1^{rx}	-66.256 (45.566)		
γ_6^{rx}		-0.808*** (0.001)	

註: ()內之值為標準差, ***為在1%的顯著水準之下, **為在5%的顯著水準之下, *為在10%的顯著水準之下

表 5 為恐慌指數(VIX)對各國淨股票購買之參數估計，Panel A 恐慌指數(VIX)對淨股票購買(E)估計結果為，僅有日本得到正向顯著結果，探究其原因，或許是因為日圓本身具有避險貨幣的特性，因而在全球恐慌性提高的時期，避險資金湧向日本，部份資金可能投資股票市場，因而造成淨股票購買增加。

Panel B 為恐慌指數(VIX)對淨債券購買(B)之參數估計結果。實證顯示，恐慌指數對於各國淨債券購買均呈現不顯著估計。另外，Panel C 為恐慌指數(VIX)對各國匯率(RX)之參數估計結果。實證顯示，僅有日本呈現顯著負向估計，說明恐慌指數增加時期，在日圓避險貨幣的特性下，日圓匯率反而呈現升值走勢。

表 5 恐慌指數(VIX)對淨股票購買(E)、淨債券購買(B)與匯率(RX)之參數估計結果

Panel A 恐慌指數(VIX)對淨股票購買(E)估計結果			
參數	日本	中國	美國
λ_0^e	577.860 *** (55.435)		
λ_4^e		25.852 (11.054)	
λ_6^e			563.088 (568.154)
Panel B 恐慌指數(VIX)對淨債券購買(B)估計結果			
λ_0^b	-347.675 (473.251)	-75.436 (290.170)	
λ_4^b			-820.019 (885.659)
Panel C 恐慌指數(VIX)對匯率(RX)估計結果			
λ_0^{rx}	-20.563* (12.031)		
λ_2^{rx}		-0.885 (2.543)	
λ_5^{rx}			-79.238 (174.085)

註: ()內之值為標準差, ***為在1%的顯著水準之下, **為在5%的顯著水準之下, *為在10%的顯著水準之下

(二) 日本、中國和美國的淨投資組合與匯率之雙變量 GARCH 模型參數估計

表 6 為各國淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計，實證顯示，匯率對於淨投資組合的部分，當日元對淨投資組合呈現顯著正向估計，說明日圓貶值時期，美國投資人對日本淨投資組合購買增加；此外，人民幣對淨投資組合則呈現顯著負向估計，說明人民幣升值將導致美國投資人對中國之淨投資組合增加；另外，美元指數對淨投資組合部分，呈現正向顯著估計，說明當美元升值時期，將導致全球投資人對美元資產購買增加。另一方面，關於淨投資組合對於匯率的影響部份，日本呈現顯著正向估計，說明淨投資組合增加，造成日圓呈現貶值變動。

表 6 淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計結果

參數	日本	中國	美國
θ_0^{rx-N}		-1900.870*** (51.876)	2503.552*** (0.001)
θ_1^{rx-N}	1.699 *** (0.518)		
θ_5^{rx-N}	1.651 *** (0.425)		
ϕ_0^{N-rx}			-0.010 (0.023)
ϕ_1^{N-rx}	0.358*** (0.001)		
ϕ_2^{N-rx}	0.616*** (0.001)	-0.003 (0.006)	
ϕ_3^{N-rx}	2.430*** (0.001)		

註: ()內之值為標準差，***為在1%的顯著水準之下，**為在5%的顯著水準之下，*為在10%的顯著水準之下

表 7 為採購經理人指數(PMI)對淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計結果，Panel A 為採購經理人指數(PMI)對淨投資組合(N)之估計，實證顯示，PMI 對於美國之淨投資組合為顯著正向估計結果，說明對未來景氣樂觀將會增加對美國之淨投資組合。另一方面，PMI 對中國淨投資組合則呈現顯著負向估計，或許與中國資產管制有關。此外，Panel B 為採購經理人指數(PMI)對匯率(RX)之參數估計，顯示 PMI 上升時期，對於日圓呈現顯著正向估計，代表全球景氣良好情況，對於風險恐慌降低，日圓傾向貶值走勢。

表 7 採購經理人指數(PMI)對淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計結果

Panel A 採購經理人指數(PMI)對淨投資組合(N)估計結果			
參數	日本	中國	美國
γ_3^N	0.851 (0.535)		2096.842*** (0.001)
γ_6^N		-201.913*** (2.073)	
Panel B 採購經理人指數(PMI)對匯率(RX)估計結果			
γ_0^{rx}	2.802*** (0.484)		
γ_3^{rx}			-111.861* (67.404)
γ_6^{rx}		-0.066 (0.115)	

註: ()內之值為標準差，***為在1%的顯著水準之下，**為在5%的顯著水準之下，*為在10%的顯著水準之下

表 8 為恐慌指數(VIX)對淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計結果，Panel A 為恐慌指數(VIX)對淨投資組合(N)之估計，實證顯示，恐慌指數對於中國淨投資組合為顯著負向估計，說明恐慌時期將會減少對中國淨投資組合購買。此外，恐慌指數對美國則呈現正向顯著估計，可能是由於對債券商品的購買增加，特別是恐慌時期，投資人傾向購買美國債券避險，因此可能導致淨投資組合增加。Panel B 為恐慌指數(VIX)對匯率(RX)之估計，恐慌指數僅對於日本呈現顯著正向估計結果，說明恐慌指數增加時期，日圓匯率傾向貶值反應。

表 8 恐慌指數(VIX)對淨投資組合(N)與匯率(RX)之參數估計結果

Panel A 恐慌指數(VIX)對淨投資組合(N)估計結果			
參數	日本	中國	美國
λ_0^N		-80.600*** (2.469)	2815.238*** (126.385)
λ_1^N	0.270 (0.859)		
Panel B 恐慌指數(VIX)對匯率(RX)估計結果			
λ_0^{rx}	1.843*** (0.498)	-0.193 (0.128)	
λ_3^{rx}			-37.780 (48.384)

註: ()內之值為標準差，***為在1%的顯著水準之下，**為在5%的顯著水準之下，*為在10%的顯著水準之下

表 9 為日本、中國以及美國之三變量 GARCH 效果之參數估計結果，首先觀察 GARCH 效果對各國之影響，實證顯示在 1%的水準下，日本、中國以及美國之淨股票購買和淨債券購買均存在顯著的 GARCH 效果，表示市場在過去發生的舊訊息對於日本、中國以及美國而言，都會造成有持續性的影響性。其次針對 ARCH 效果對各國之影響，三國均普遍存在顯著的 ARCH 效果，表示日本、中國以及美國之淨股票購買和淨債券購買具有大波動伴隨著大波動，而小波動伴隨小波動的波動叢聚特性。

表 9 日本、中國以及美國之三變量 GARCH & ARCH 效果之參數估計結果

Panel A 日本				
條件變異數	參數	E	B	RX
GARCH 效果	α_1	0.763*** (0.052)	0.727*** (-0.036)	0.000 (.)
ARCH 效果	α_2	0.135* (0.074)	0.173*** (0.011)	0.000 (.)
Panel B 中國				
GARCH 效果	α_1	0.576 *** (0.047)	0.700 *** (0.024)	0.000 (.)
ARCH 效果	α_2	0.204 *** (0.032)	0.200 *** (0.024)	0.000 (0.001)
Panel C 美國				
GARCH 效果	α_1	0.653 *** (0.057)	0.849 *** (0.025)	0.000 (.)
ARCH 效果	α_2	0.159 ** (0.072)	0.051 ** (0.025)	0.000 (.)

註: (.)內之值為標準差，***為在1%的顯著水準之下，**為在5%的顯著水準之下，*為在10%的顯著水準之下

表 10 為日本、中國以及美國之變雙量 GARCH 效果之參數估計結果，首先觀察 GARCH 效果對各國之影響，實證顯示在 1% 的水準下，日本、中國以及美國之淨投資組合購買普遍存在顯著的 GARCH 效果，表示市場在過去發生的舊訊息對於日本和中國而言，都會造成有持續性的影響性。其次針對 ARCH 效果對各國之影響，三國均普遍存在顯著的 ARCH 效果，表示日本、中國以及美國之淨投資組合購買具有大波動伴隨著大波動，小波動伴隨小波動的波動叢聚特性。

表 10 日本、中國以及美國之雙變量 GARCH & ARCH 效果之參數估計結果

Panel A 日本			
條件變異數	參數	N	RX
GARCH 效果	α_1	0.561 *** (0.066)	0.999 (.)
ARCH 效果	α_2	0 (.)	0 (.)
Panel B 中國			
GARCH 效果	α_1	0.850 ** (0.389)	0 (.)
ARCH 效果	α_2	0.128 (0.205)	0 (.)
Panel C 美國			
GARCH 效果	α_1	0.494 *** (0.026)	0 (.)
ARCH 效果	α_2	0.384 *** (0.042)	0.9909 (0)

註: (.) 內之值為標準差，*** 為在 1% 的顯著水準之下，** 為在 5% 的顯著水準之下，* 為在 10% 的顯著水準之下

表 11 為日本、中國以及美國動態相關係數之參數估計結果。其中，參數 a 為標準差之交乘項估計，針對不同國家的參數 a 進行分析，觀察到雙變量 GARCH 模型中之中國和美國呈現顯著估計，說明相關係數會受到前期之波動而增加相關性。動態相關係數中之參數 b 則是代表共變異數遞延期之估計，根據不同國家之參數 b 探討，發現日本以及中國的 b 估計值在 1% 水準下呈現正向顯著的共變異持續性，代表動態相關係數會受存在跨期性的持續效果。上述之參數估計結果，證實三國淨股票購買、淨債券購買、淨投資組合以及匯率之相關性，存在隨時間改變之特性，印證本文採用 DCC GARCH 模型之合理性。

表 11 日本、中國以及美國的動態相關係數之參數估計結果

Panel A 三變量 GARCH 模型				
條件共變異數		日本	中國	美國
動態相關係數	a	0.006 (0.018)	0.001 (.)	0.006 (0.015)
	b	0.804*** (0.106)	0.809*** (0.154)	0.876 (0.063)
Panel B 雙變量 GARCH 模型				
動態相關係數	a	0.001 (.)	0.335*** (0.110)	0.0362** (0.016)
	b	0.843*** (0.281)	0.630*** (0.098)	0.001 (.)

註：(.)內之值為標準差，***為在1%的顯著水準之下，**為在5%的顯著水準之下，*為在10%的顯著水準之下

伍、結論

投資之重要性日益增加，主要是透過進行股票、債券，甚至是投資組合進行投資交易，於是本文針對日本、中國以及美國市場的淨股票購買、淨債券購買和淨投資組合與匯率之關係進行探討，而因日本以及中國為美國的交易頻繁國，於是為本文探討之對象，透過 DCC GARCH 模型進行分析，探討三國之淨股票購買、淨債券購買和淨投資組合與匯率間的影響因素，以下為實證結論重點歸納：

(1)當美國投資人對於中國股票購買增加時，也會提高對於中國債券的購買意願。此外，全球投資人對於美國之淨股票購買增加，對於淨債券之購買亦增加，說明投資人對於美國之股票和債券淨購買亦呈現同向影響之關係。另一方面，美國投資人對於日本債券購買增加時期，對於股票購買也會隨之增加。探究其原因，或許與日本長期寬鬆貨幣政策有關，當日本執行寬鬆貨幣政策時期，將同時左右債券市場與股票市場，因此導致兩者呈現正向關係。

(2)美國人淨購買日本債券增加時期，造成日本匯率的貶值。探究其原因，在貨幣寬鬆情況下，由於投資人對未來景氣保守看待，因此增加債券購買，而對未來景氣持較悲觀看法，導致本國匯率的貶值；另一方面，當日本與中國貨幣升值時，美國投資人傾向增加對這兩個國家的債券購買，因此造成兩者負向之關係。此外，美元升值時期，亦將提升全球投資人對於美國之淨債券購買。本文重要發現有別於匯率對於各國淨股票購買之不顯著估計，美國投資人在日元和人民幣升值時期，傾向增加對於日本和中國債券的持有；而美元升值時期，亦將提升全球投資人對於美國淨債券購買意願。

(3)當採購經理人指數上升時期，景氣轉佳，增加美國人對於日本股票的購買意願。本文結果發現採購經理人指數對日本淨股票購買有關；而在於美國採購經理人指數上揚帶來通脹疑慮，促使美國聯準會(Fed)採用緊縮貨幣政策，因而股市不確定看法增加，造成投資人較保守在股市投資意願。其次，當採購經理人指數增加時，將會減少美國投資人到中國以及全球投資人到美國購買債券的意願。另一方面，全球景氣上揚時期，中國人民

幣呈現升值走勢，說明採購經理人指數為人民幣之顯著影響因素。

(4)恐慌指數對淨股票購買僅有日本得到正向顯著結果，探究其原因，或許是因為日圓本身具有避險貨幣的特性，因而在全球恐慌性提高的時期，避險資金湧向日本，部份資金可能投資股票市場，因而造成淨股票購買增加。另外當恐慌指數增加時期，在日圓為避險貨幣的特性下，日圓匯率反而呈現升值走勢。

(5)當日圓貶值時期，美國投資人對日本淨投資組合購買增加；人民幣升值將導致美國投資人對中國之淨投資組合購買增加；此外，當美元升值時期，將導致全球投資人對美元資產購買增加。

(6)當採購經理人指數上升時期，將會增加對美國之淨投資組合購買。另一方面，或許與中國資產管制有關，採購經理人指數對中國淨投資組合呈現顯著負向估計。此外採購經理人指數上升時期，對於日圓呈現顯著正向估計，代表全球景氣良好情況，對於風險恐慌降低，日圓傾向貶值走勢。

(7)恐慌指數對於中國淨投資組合為顯著負向估計，說明恐慌時期將會減少對中國淨投資組合購買。此外，恐慌指數對美國則呈現正向顯著估計，可能是由於對債券商品的購買增加，特別是恐慌時期，投資人傾向購買美國債券避險，因此可能導致淨投資組合增加；而恐慌指數增加時期，日圓匯率傾向貶值反應。

陸、參考文獻

1. 王一鳴, & 李劍峰. (2005). 我國債券市場收益率曲線影響因素的實證分析. 金融研究, (1), 111-124.
2. 王淑良. (2007). 具有 EGARCH-SGED 誤差項的時序的單位根檢驗. 山東理工大學學報 (自然科學版), 21(2), 56-59.
3. 王輝, 陳立文, & 楊豔芳. (2004). 投資組合風險的分散化研究. 數理統計與管理, 23(1), 53-57.
4. 吳立廣. (2010). 國際分散化證券投資的潛在利益及必 QDII 投資的啟示——基於 1994~2008 年世界主要股市歷史資料的實證研究. 國際金融研究, (5), 47-54.
5. 吳靖東. (2012). 總體經濟因素對兩岸匯率變動的影響. 東吳經濟商學學報, (76), 99-112.
6. 李沃牆, 曾智業, & 彭敏瑜. (2013). 應用 Copula-FHS 模型於國際投資組合風險值評估. 中原企管評論, 11(1), 81-110.
7. 李命志、李彥賢和張智超(2009) 原油價格風險值的估計-拔靴法的應用. 金融風險管理, 1, 2005, 57-74
8. 林維謙. (2016). 應用灰關聯分析與類神經網路於歐元漲跌預測模式建立之研究. 義守大學財務金融學系學位論文, 1-61.
9. 邱俐齊. (2016). 公司治理與資產配置策略對臺灣壽險業經營績效之影響. 淡江大學保險學系保險經營碩士班學位論文, 1-74.
10. 唐彬文. (2007). 影響人民幣匯率因素的相關性分析. 新金融, 2007(6), 27-30.
11. 徐忠蘭, 許永龍, & 趙亮. (2004). 股票價格影響因素研究. 天津師範大學學報 (自然科學版), 24(2), 61-63.
12. 高海霞, 陳建超, & 何魯冰. (2007). 匯率波動與證券市場價格波動的傳遞機制. 統計與決策, 2007(22), 108-109.

13. 陸樺蕾.(2010). 我國 QD II 境外投資風險管理研究 (Master's thesis, 西南財經大學).
14. 傅澤偉, & 林曼莉. (2008). 台灣投資人之投資組合選擇. 台灣金融財務季刊, 9(1), 27-56.
15. 黃超, 吳清烈, 武忠, & 朱揚勇. (2006). 基於方差波動多重分形特徵的金融時間序列聚類. 系統工程, 24(6), 100-103.
16. 詹翎哲. (2011). 證券組合選擇理論在股票投資中的應用 (英文). 四川理工學院學報 (自然科學版), 3, 035.
17. 鄭振龍, & 楊偉. (2012). 金融資產收益動態相關性: 基於 DCC 多元變數 GARCH 模型的實證研究. 當代財經, 7, 41-49.
18. Abanomey, W. S., & Mathur, I. (2001). International portfolios with commodity futures and currency forward contracts. *The Journal of Investing*, 10(3), 61-68.
19. Aquino, R. Q. (2005). Exchange rate risk and Philippine stock returns: before and after the Asian financial crisis. *Applied Financial Economics*, 15(11), 765-771.
20. Bacchetta, P., & Van Wincoop, E. (2000). Does exchange-rate stability increase trade and welfare?. *American Economic Review*, 90(5), 1093-1109.
21. Barber, B., Lehavy, R., McNichols, M., & Trueman, B. (2001). Can investors profit from the prophets? Security analyst recommendations and stock returns. *The Journal of Finance*, 56(2), 531-563.
22. Bayoumi, T. (1990). Saving-investment correlations: immobile capital, government policy, or endogenous behavior? *IMF Staff Papers*, 37(2), 360-387.
23. Bodnar, G. M., & Gentry, W. M. (1993). Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan, and the USA. *Journal of International Money and Finance*, 12(1), 29-45.
24. Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of econometrics*, 52(1-2), 5-59

25. Brooks, R., Edison, H., Kumar, M. S., & Sløk, T. (2004). Exchange rates and capital flows. *European Financial Management*, 10(3), 511-533.
26. Caporale, G. M., Ali, F. M., Spagnolo, F., & Spagnolo, N. (2017). International portfolio flows and exchange rate volatility in emerging Asian markets. *Journal of International Money and Finance*, 76, 1-15.
27. Chambers, R. G., & Just, R. E. (1981). Effects of exchange rate changes on US agriculture: a dynamic analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 63(1), 32-46.
28. Chang, S. C., Hwang, Y. W., & Hsuan, W. (2007). Revisit the Cross-Country Asset Allocation in Portfolio Choice. *中國統計學報*, 45(3), 254-282.
29. Choi, J. J., & Prasad, A. M. (1995). Exchange risk sensitivity and its determinants: a firm and industry analysis of US multinationals. *Financial Management*, 77-88.
30. Clarida, R., & Gali, J. (1994, December). Sources of real exchange-rate fluctuations: How important are nominal shocks?. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 41, pp. 1-56). North-Holland.
31. Coeurdacier, N., Kollmann, R., & Martin, P. (2010). International portfolios, capital accumulation and foreign assets dynamics. *Journal of International Economics*, 80(1), 100-112.
32. Colacito, R., & Croce, M. M. (2011). Risks for the long run and the real exchange rate. *Journal of Political economy*, 119(1), 153-181.
33. Core, J., & Guay, W. (2002). Estimating the value of employee stock option portfolios and their sensitivities to price and volatility. *Journal of Accounting research*, 40(3), 613-630.
34. Coval, J. D., & Moskowitz, T. J. (1999). Home bias at home: Local equity preference in domestic portfolios. *The Journal of Finance*, 54(6), 2045-2073.
35. De Luca, L., Leonardi, S., Cavallini, C., Lucci, D., Musumeci, G., Caporale, R., ... & Bovenzi, F. M. (2015). Contemporary antithrombotic strategies in patients with acute coronary syndrome admitted to cardiac care units in Italy: The EYESHOT Study. *European Heart Journal*:

Acute Cardiovascular Care, 4(5), 441-452.

36. Dell'Ariccia, G. (1999). Exchange rate fluctuations and trade flows: Evidence from the European Union. *IMF Staff papers*, 46(3), 315-334.

37. Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of political Economy*, 84(6), 1161-1176.

38. Edwards, S. (1998). Openness, productivity and growth: what do we really know?. *The economic journal*, 108(447), 383-398.

39. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.

40. Fidora, M., Fratzscher, M., & Thimann, C. (2007). Home bias in global bond and equity markets: the role of real exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, 26(4), 631-655.

41. Fratzscher, M. (2012). Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis. *Journal of International Economics*, 88(2), 341-356.

42. French, K. R., & Poterba, J. M. (1991). Investor diversification and international equity markets (No. w3609). National Bureau of Economic Research.

43. Frenkel, J. A. (1976). A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *the scandinavian Journal of economics*, 200-224.

44. Froot, K. A., O'connell, P. G., & Seasholes, M. S. (2001). The portfolio flows of international investors. *Journal of Financial Economics*, 59(2), 151-193.

45. Glen, J., & Jorion, P. (1993). Currency hedging for international portfolios. *The Journal of Finance*, 48(5), 1865-1886.

46. Han Kim, E., & Singal, V. (2000). Stock market openings: Experience of emerging economies. *The Journal of Business*, 73(1), 25-66.

47. Heimonen, K. (2009). The euro–dollar exchange rate and equity flows. *Review of Financial Economics*, 18(4), 202-209.
48. Hooper, P., & Kohlhagen, S. W. (1978). The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade. *Journal of international Economics*, 8(4), 483-511.
49. Hooper, P., & Morton, J. (1982). Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination. *Journal of international money and finance*, 1, 39-56.
50. Jeanne, O., & Rose, A. K. (2002). Noise trading and exchange rate regimes. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 537-569.
51. Just, R. E., & Rausser, G. C. (1981). Commodity price forecasting with large-scale econometric models and the futures market. *American Journal of Agricultural Economics*, 63(2), 197-208.
52. Kazimoto, P., & Kazimoto, P. (2016). Investment Market Environment and Decision Making for Equity Portfolio Selection. *American Journal of Industrial and Business Management*, 6(04), 508.
53. Kodongo, O., & Ojah, K. (2012). The dynamic relation between foreign exchange rates and international portfolio flows: Evidence from Africa's capital markets. *International Review of Economics & Finance*, 24, 71-87.
54. Kupiec, J., Pedersen, J., & Chen, F. (1995, July). A trainable document summarizer. In *Proceedings of the 18th annual international ACM SIGIR conference on Research and development in information retrieval* (pp. 68-73). ACM.
55. Lee, C., Wei, X., Kysar, J. W., & Hone, J. (2008). Measurement of the elastic properties and intrinsic strength of monolayer graphene. *science*, 321(5887), 385-388.
56. Lee, N. R. L. (2012). Taiwan Index Options, Implied Volatility and Nonlinear Panel Unit Root Test. *台灣金融財務季刊*, 13(3), 93-111.
57. Li, Y., Chen, Y., & Podlubny, I. (2009). Mittag–Leffler stability of fractional order nonlinear

dynamic systems. *Automatica*, 45(8), 1965-1969.

58. Lintner, J. (1975). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. In *Stochastic Optimization Models in Finance* (pp. 131-155).

59. Liu, C. H., & Mei, J. (1998). The predictability of international real estate markets, exchange rate risks and diversification consequences. *Real Estate Economics*, 26(1), 3-39.

60. Liu, T., Yuan, Z., Sun, J., Wang, J., Zheng, N., Tang, X., & Shum, H. Y. (2011). Learning to detect a salient object. *IEEE Transactions on Pattern analysis and machine intelligence*, 33(2), 353-367.

61. Loungani, P., & Borensztein, E. (2011). *Asian Financial Integration: Trends and Interruptions*.

62. Lovcha, Y., & Perez-Laborda, A. (2013). Is exchange rate–customer order flow relationship linear? Evidence from the Hungarian FX market. *Journal of International Money and Finance*, 35, 20-35.

63. McKenzie, M. D. (1999). The impact of exchange rate volatility on international trade flows. *Journal of economic Surveys*, 13(1), 71-106.

64. Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of international economics*, 14(1-2), 3-24.

65. Milesi-Ferretti, G. M., & Tille, C. (2011). The great retrenchment: international capital flows during the global financial crisis. *Economic policy*, 26(66), 289-346.

66. Müller-Plantenberg, N. A. (2010). Balance of payments accounting and exchange rate dynamics. *International Review of Economics & Finance*, 19(1), 46-63.

67. Ndung'u, N. S., & Ngugi, R. W. (1999). Adjustment and liberalization in Kenya: the financial and foreign exchange markets. *Journal of international development*, 11(3), 465.

68. Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of political economy*, 103(3), 624-660.

69. Oca-Aguilar, A. C. M., Rebollar-Téllez, E. D. U. A. R. D. O., & Ibáñez-Bernal, S. E. R. G. I. O. (2014). Descriptions of the immature stages of *Dampfomyia* (*Coromyia*) *beltrani* (Vargas & Díaz-Nájera)(Diptera: Psychodidae), with notes on morphology and chaetotaxy nomenclature. *Zootaxa*, 3887(3), 251-297.
70. Pavlova, A., & Rigobon, R. (2007). Asset prices and exchange rates. *The Review of Financial Studies*, 20(4), 1139-1180.
71. Siourounis, G. (2004). Capital flows and exchange rates: An empirical analysis.
72. Soriano, J. M. (2005). Stable and unstable stationary trajectories. *Applied Mathematics and Mechanics*, 26(1), 52-57.
73. Statman, M. (2009). Regulating financial markets: Protecting us from ourselves and others. *Financial Analysts Journal*, 65(3), 22-31.
74. Studer, A., Zhao, Q., Ross-Ibarra, J., & Doebley, J. (2011). Identification of a functional transposon insertion in the maize domestication gene *tb1*. *Nature genetics*, 43(11), 1160.
75. Torres, J. L., De Blas, M., García, A., & De Francisco, A. (2010). Comparative study of various models in estimating hourly diffuse solar irradiance. *Renewable Energy*, 35(6), 1325-1332.
76. Tsai, F. J., Yang, C. F., Chen, C. C., Chuang, L. M., Lu, C. H., Chang, C. T., ... & Chang, C. C. (2010). A genome-wide association study identifies susceptibility variants for type 2 diabetes in Han Chinese. *PLoS genetics*, 6(2), e1000847.
77. Vanpée, R., & De Moor, L. (2013). Bond and equity home bias and foreign bias: An international study.
78. Zhao, T., Scholl, A., Zavaliche, F., Lee, K., Barry, M., Doran, A., ... & Das, R. R. (2006). Electrical control of antiferromagnetic domains in multiferroic BiFeO₃ films at room temperature. *Nature materials*, 5(10), 823.

附錄

附錄表 1-1 日本、中國、美國之三變量 GARCH 模型參數估計結果

	日本			中國			美國			
	E	B	RX	E	B	RX	E	B	RX	
條件平均數										
常數項	c	-40886.623	2739.502	6508.069 ***	27909.642 **	115617.042	13083.894	-65422.680	-98601.426	-11001.563
交互傳導		(5816.498)	(89179.619)	(26753.105)	(131384.706)	(0.000)	(0.000)	(14771.013)	(6973.654)	(168541.588)
	θ_0^{b-e}	1.218 **			0.112					
		(0.523)			(0.246)					
	θ_1^{b-e}							-0.546		
								(0.557)		
	ψ_μ^{e-b}	0.743			1.178 **			1.584 **		
		(0.506)			(0.583)			(0.636)		
	ϕ_1^{rx-e}							244.176		
								(339.224)		
	ϕ_6^{rx-e}	25.184			-50.548					
		(57.335)			(81.423)					
	ψ_0^{e-rx}							-0.081		
								(0.070)		
	ψ_2^{e-rx}				-0.041					
					(0.088)					
	ψ_6^{e-rx}									-0.173
										(0.140)
	ϕ_1^{rx-b}	-36.774								
		(20.900)								
	ϕ_2^{rx-b}									-976.550
										(0.000)
	ϕ_5^{rx-b}								1220.992	
									(0.000)	
	θ_μ^{b-rx}				0.190 *		0.052			0.181
					(0.113)		(0.077)			(0.116)

自我遞延期	η_1^{e-e}	4.734 *** (0.375)	0.389 (0.000)	4.671 *** (0.533)	
	η_2^{e-e}	1.221 *** (0.476)			
	η_1^{b-b}		2.385 (0.000)	3.092 *** (0.451)	
	η_2^{b-b}		3.097 (0.000)	1.772 *** (0.464)	
	η_3^{b-b}	1.543 *** (0.088)			
	ϕ_1^{rx-rx}	-16.484 (14.651)		1086.884 (1297.123)	516.446 (1045.685)
	ϕ_2^{rx-rx}			-1229.142 (1298.399)	-451.689 (843.541)
	ϕ_3^{rx-rx}				18.706 (0.000)
採購經理 人指數	γ_0		-12.389 (7.190)		87.377 (199.781)
	γ_1	-66.256 (45.566)			
	γ_2	441.491 *** (135.698)			
	γ_3	225.114 (154.280)		53.565 (659.552)	
	γ_5^b				-398.044 (0)
	γ_6		-60.549 (17.414)	-0.808 (0)	563.088 (568.154)

恐慌指數 λ_0	577.860 ***	-338.583	-20.563		-81.051				
	(55.435)	(25.825)	(12.031)		(0.000)				
λ_2						-0.885			
						(2.543)			
λ_3									-79.238
									(174.085)
λ_4				25.852					-820.019
				(11.054)					(885.659)
λ_6								563.088	
								(568.154)	

條件變異式									
常數項 $\bar{\omega}$	313398.033***	317716.397***	17.9785**	352260.476	513554.356	2228.433	2535.577	38452.900 ***	0.086
	(2847.213)	(3616.599)	(9.1199)	(0)	(0)	(0)	(0)	(14992.317)	(0)
GARCH 效果 α_1	0.763***	0.727***	0	0.576 ***	0.700 ***	0	0.653 ***	0.849 ***	0.000
	(0.052)	(-0.036)	(.)	(0.047)	(0.024)	(.)	(0.057)	(0.025)	(.)
ARCH 效果 α_2	0.135*	0.173***	0	0.204 ***	0.200 ***	(.)	0.159 **	0.051 **	0.000
	(0.074)	(0.011)	(.)	(0.032)	(0.024)	(0.001)	(0.072)	(0.025)	(.)
自我波動不對稱 λ_2	0.003	0.036	0	0.001	0.000	0.270	0.000	0.000	0.000
	(0.057)	(0)	(.)	(0.052)	(.)	(.)	(0.107)	(.)	(.)

條件共變異數 a		0.006		0.001				0.006	
		(0.018)		(.)				(0.015)	
b		0.804 ***		0.809 ***				0.876	
		(0.106)		(0.154)				(0.063)	
c		0.001		0.001				0.001	
		(.)		(.)				(.)	

註: (.)內之值為標準差, ***為在1%的顯著水準之下, **為在5%的顯著水準之下, *為在10%的顯著水準之下

附錄表 1-2 日本、中國、美國之雙變量 GARCH 模型參數估計結果

		日本		中國		美國	
		N	RX	N	RX	N	RX
條件平均數							
常數項	c	-4004.218	-16699.608	29264.217 ***	56.627	-4653500	23158.06
交互傳導		(12758.645)	(15044.464)	(4152.982)	(329.672)	2812.99	55925.04
	θ_0^{rx-N}			-1900.870		2503.552	
				(51.876)		(0.000)	
	θ_1^{rx-N}	1.699 ***					
		(0.518)					
	θ_3^{rx-N}	1.651 ***					
		(0.425)					
	ϕ_0^{N-rx}						-0.069
							(0.000)
	ϕ_1^{N-rx}		0.358				
			(0.000)				
	ϕ_2^{N-rx}		0.616		-0.003		
			(0.000)		(0.006)		
	ϕ_3^{N-rx}		2.430				
			(0.000)				
自我遞延期	ϕ_0^{N-N}	1.390 **				2815.238	
		(0.575)				126.385	
	ϕ_1^{N-N}			1.689 ***			
				(0.089)			
	ϕ_2^{N-N}			2.305 ***		3.318	
				(0.030)		0.057	
	η_1^{rx-rx}				54.814		
					(39.602)		
	η_2^{rx-rx}				-50.604		
					(41.674)		
	η_3^{rx-rx}		2.763 ***				
			(0.468)				

採購經理人指數	γ_0		2.802***				
			(0.484)				
	γ_3	0.851				2096.842	-111.861
		(0.535)				(0.000)	(67.4039)
	γ_6			-201.913	-0.066		
				(2.073)	(0.115)		
恐慌指數	λ_0		1.843***	-80.600	-0.193	2815.238	
			(0.498)	(2.469)	(0.128)	(126.385)	
	λ_1	0.270					
		(0.859)					
	λ_3						-37.7796
							(48.3835)
條件變異式							
常數項	ω	692026.857***	645392.247***	31551412.033***	271.925	18.376	0.001
		(2.040)	(26.280)	(0.133)	(1504.870)	(821.428)	(0.926)
GARCH 效果	α_1	0.561***	0.999	0.850 **	0.000	0.494	0.000
		(0.066)	(.)	(0.389)	(.)	(0.026)	(.)
ARCH 效果	α_2	0.000	0.000	0.128	0.000	0.384	0.9909
		(.)	(.)	(0.205)	(.)	(0.042)	(0.000)
自我波動不對稱	λ_2	0.000	0.000	0.000	0.280	0.122	0.000
		(.)	(.)	(0.272)	(0.299)	(0.031)	(.)
條件共變異數	a		0.001	0.3353***		0.0362**	
			(.)	(0.1097)		0.016	
	b		0.843***	0.6296***		0.001	
			(0.2806)	(0.098)		(.)	
	c		0.001	0.001		0.050	
			(.)	(.)		0.093	

註: (.)內之值為標準差, ***為在1%的顯著水準之下, **為在5%的顯著水準之下, *為在10%的顯著水準之下