

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

外匯市場壓力、股票市場與貨幣市場傳導之研究

- 以中國市場為例

The Study of the Dynamics among Exchange Market Pressure,
Stock Market and Money Market: The Case of Chinese
Market

指導教授：王凱立 博士

郭一棟 博士

研究生：劉芷君

中華民國 105 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 劉芷君 君

所提之論文(中文)： 外匯市場壓力、股票市場與貨幣市場傳導之
研究 - 以中國市場為例

(英文)： The Study of the Dynamics among Exchange
Market Pressure, Stock Market and Money
Market: The Case of Chinese 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

林耕智

考試委員

王凱云 (指導教授)

鄧一博

顏盟峰

葉宇穎

系所主任

鄧一博

中華民國

105 年 7 月 28 日

東海大學財務金融學系
碩士論文學術倫理聲明書

本人 劉芷君 (學號: 904440002) 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： 劉芷君 (簽名)

中華民國 105 年 7 月 28 日

謝辭

本論文得以順利完成首先要感謝指導教授王凱立老師及郭一棟老師。面臨困難時，老師不厭其煩的諄諄教誨總指引我正確方向，對於做人處事道理以及人生態度的金玉良言都深深地影響著我，在我遭遇挫折時總微笑為我加油打氣，讓我學習許多平常課程無法獲取之知識。對父母以及家人的感謝更不在話下，謝謝爸爸媽媽總是給予我最強大的後盾，還有大姊、二姊在旁鼓勵，沒有他們的支持與幫助，我沒有辦法順利且無憂無慮完成。最後要謝謝的就是同學朋友及夥伴們，伴隨他們幫忙與照顧、互相加油打氣，這篇論文才得以完成。在短暫日子裡付出最大的努力與衝勁，面對每個課堂報告與考試都全力以赴，與朋友交互相長，相互陪伴熬夜的日子都深深烙印在我腦海裡，一起跌倒爬起來再獲得成長，一步一步雖然辛苦卻都成為一頁頁美好的回憶。謝謝在我身邊每一個人，都成為我向前動力。

摘要

本文以中國之金融市場作為研究對象，使用 DCC-GARCH 模型探討外匯市場、股票市場及貨幣市場間是否存在跨市場報酬及波動外溢動態傳導現象。相較於傳統文獻衡量金融市場使用外匯現貨、上海證券交易所綜合股價指數及上海銀行隔夜同業拆款利率，為更深入了解市場動態，本文嘗試採用外匯市場壓力及餘額寶收益率分別作為外匯市場及貨幣市場之代理變數，期提供金融市場及跨市場傳導更好之衡量方式。研究結果發現，外匯市場壓力作為外匯市場代理變數，對於貨幣市場變數具有顯著跨市場報酬及波動不對稱傳導功能；對於股票市場，外匯市場壓力對其具有跨市場報酬並存在雙向波動傳導及波動不對稱傳導機制。此外，作為貨幣市場代理變數，餘額寶利率對於外匯市場壓力具報酬及波動傳導；對於股票市場，餘額寶與其具有雙向報酬及波動傳導。本文研究結果顯示，相較於傳統之外匯現貨與隔夜拆款利率，本文採用之外匯市場壓力與餘額寶利率更能夠妥適描述市場狀態，與其他金融市場存在更明顯的傳導機制，本文結果提供政策與投資人掌握市場動態更敏銳的觀察。

關鍵字：餘額寶、外匯市場壓力、動態傳導、DCC-GARCH 模型

Abstract

This paper takes financial market in China as its study object. By adopting DCC-GARCH Model, we analyse the foreign exchange market, stock market and money market to observe if dynamics of inter-market return and volatility transmission mechanism exist. Compared to traditional studies evaluating Foreign Exchange Spot, SSE Composite Index and Shanghai Interbank Offered Rate (SHIBOR) in financial market, this study takes exchange market pressure (EMP) and Earning Rate of Yuebao as the proxy variables of both foreign exchange market and money market. It provides financial market and inter-market volatility transmission a better way to evaluate even deeply market dynamics. The result shows, when EMP is considered as the proxy variables of foreign exchange markets, there is an asymmetric volatility spillover and an inter-market return for money market variables. In a stock market, EMP possesses an inter-market return, and the bilateral volatility spillover and an asymmetric volatility spillover system occur. Additionally, for proxy variables in money market, the Interest Rate of Yuebao has a return and volatility transmission effect on EMP. In stock market, however, Yuebao has both bilateral return and volatility transmission. According to the result of this study, EMP and Interest Rate of Yuebao are more suitable to better represent the market status compared to the traditional spot foreign exchange and interbank offered rate. An obvious transmission system thus exists in other financial markets. To conclude, this research provides policies and a keen observation for investors regarding the market dynamics information.

Key Words: Yuebao, Exchange Market Pressure, volatility transmission, DCC-GARCH Model

目錄

壹、	緒論.....	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、	外匯市場壓力.....	7
第二節、	跨市場傳導性.....	9
第三節、	金融科技.....	12
參、	研究方法.....	14
第一節、	穩定性檢定.....	14
第二節、	GARCH 相關模型.....	15
第三節、	模型設計.....	20
肆、	實證結果.....	26
第一節、	資料選取.....	26
第二節、	單根檢定.....	27
第三節、	敘述性統計量.....	29
第四節、	跨市場報酬傳導估計.....	30
第五節、	跨市場波動外溢傳導估計.....	39
第六節、	條件共變異數估計.....	48
伍、	結論.....	49
陸、	參考文獻.....	51

表目錄

表 1 各變數之 ADF 單根檢定結果表.....	27
表 2 敘述統計量.....	29
表 3-A 模型 A 之條件平均式參數估計.....	31
表 3-B 模型 B 之條件平均式參數估計.....	33
表 3-C 模型 C 之條件平均式參數估計.....	35
表 3-D 模型 D 之條件平均式參數估計.....	37
表 3-E 條件平均式參數之顯著性.....	38
表 4-A 模型 A 之條件變異式參數估計.....	40
表 4-B 模型 B 之條件變異式參數估計.....	42
表 4-C 模型 C 之條件變異式參數估計.....	44
表 4-D 模型 D 之條件變異式參數估計.....	46
表 4-E 條件變異式參數之顯著性.....	47
表 5 模型條件共變異式參數估計.....	48

圖目錄

圖 1 中國外匯市場、股票市場、貨幣市場指數走勢圖.....	28
圖 2 中國外匯市場、股票市場、貨幣市場變動率走勢圖.....	28

壹、緒論

第一節、 研究背景與動機

進入 21 世紀以來，經濟全球化的腳步便不曾停歇。隨著不同金融市場開放，不僅帶動服務及貨物貿易量逐年上升，跨境資本移動也更加快速，各國經濟體已無法獨善其身。自 2008 年美國次級房貸危機所肇致之全球金融風暴以來，為穩定金融機構所面臨之衝擊，美國率先祭出量化寬鬆（Quantity Easing）政策，日本與歐洲等成熟經濟體漸次加入，國際間資金流動規模也逐漸擴大，鉅額資金頻繁進出各國市場，導致市場波動增加。Fischer（2003）也指出經濟全球化導致資金四處流竄所產生的影響及風險不侷限於單一國家及地區，而是會對全球市場產生一定衝擊。

中國經濟蓬勃發展，非但擁有全球最大量外匯存底，國際貿易額與國內生產毛額（GDP）增長快速，在國際市場已有舉足輕重的地位。在過去文獻中也有許多研究認為人民幣已經成為國際具主要影響力的貨幣（Shu, 2007; Ito, 2010）。Chey（2013）認為人民幣在短期內雖仍無法取代美金，但在亞洲地區已具有相當影響力。Fernald and Rogers（2002）也指出中國發展穩定，對於全球經濟影響日益顯現，學術界對於其影響之研究愈顯興趣。國際貨幣基金會（International Monetary Fund, IMF）於 2015 年末決定將人民幣納入特別提款權（SDR）中，宣告人民幣即將成為具法定地位之全球性貨幣，人民幣的國際地位等同登龍門，聲價十倍。

金融科技（FinTech）浪潮興起，許多傳統思維被新觀念推翻。Brett King 在 2012 年出版《Bank 3.0》一書提及此變革中，銀行與客戶行為皆會有所改變，也動搖傳統金融市場地位。電子商務結合傳統商務與現代數據處理，透過網路技術將過往當面交易的買賣方式數據科技化。伴隨著大數據時代來臨，科技日新月異，海量資訊處理技術更加便捷，使得基於國際互聯網之電子商務產業快速滲透至全球。其中，中國互聯網產業急速擴張，根據中國互聯網信息中心（China Internet Network Information Center, CNNIC）發表第 37 次《中國互聯網路發展狀況統計報告》指出，在 2015 年年底中國網民規模達到 6.88 億，普及率突破 50%，為全球網民最多的國家。然而中國也致力將其與傳統產業結合，舉凡教育、交通、農業及醫學等，皆透過互聯網技術，與雲計算及大數據結合，推翻過去人們習以為常的生活習慣，傳統思維下之經濟發展模式也跟著轉型。

中國阿里巴巴集團旗下螞蟻金服在 2004 年推出以「互聯網+金融業」的第三方支付系統支付寶，截至目前為止使用人數已超過 4 億，且不單只限於中國，日本、韓國及歐洲等地區皆可適用。支付寶的出現不僅改變大眾消費習慣，在 2013 年更進一步發展出餘額寶，讓客戶利用手邊零錢進行投資規劃，實時轉出提供等同貨幣強大流動性，顛覆傳統理財觀念。身為唯一銷售機構，天弘基金 2016 年宣布餘額寶規模突破 8000 億人民幣，用戶數已達 2.95 億戶，但擁有全球最多用戶，且為中國唯一破萬億基金公司。餘額寶投資於同業存款高達 73%，可以代表貨幣市場供需情形，加上支付寶已涵蓋部分銀行業務，並具有交易媒介及價值儲藏之功能，成為一種可對應實際價值的虛擬貨幣。

根據過去文獻，Berger and Gleisner (2009) 分析網路借貸平台是否具有傳統市場中介機構之功能，使用超過 14,000 筆平台貸款之數據，結果指出藉由市場參與者充當金融中介顯著改善借款人信用狀況之訊息不對稱，並認為未來網路借貸平台可以取代銀行業務，顯示互聯網金融提供市場狀態較好的描述。針對虛擬貨幣，Yermack (2013) 指出比特幣平均每日交易遠低於一次，且寥寥無幾之交易額表明其不含有傳統貨幣職能，僅為貨幣之投機性投資。相較於比特幣，餘額寶基於其實時轉出之概念，每日擁有超過百億人民幣交易額，符合傳統貨幣之定義。莫易嫻與吳炳 (2013) 認為餘額寶為衝擊傳統金融業的領頭羊，並且會打破商業銀行的壟斷地位。何建敏與白洁 (2015) 透過 EEMD 及 VAR 模型針對餘額寶收益率進行研究，結果表明餘額寶收益率與銀行間同業拆款利率及貨幣供給量有顯著關聯，並指出國內市場資金面及貨幣政策與餘額寶收益率息息相關，具有顯著影響能力。朱振與蔣文璐 (2015) 使用餘額寶情緒指數作為投資者投資情緒之代理變數，透過向量自我迴歸 VAR 模型，探討餘額寶情緒指數及股票市場收益間動態關聯性。結果發現餘額寶情緒指數與股票市場指數存在相互影響關聯，而股票市場收益率對餘額寶情緒指數有更顯著影響。因此本研究嘗試將餘額寶收益率做為貨幣市場之代理變數，探討其能否較傳統貨幣變數有更好之解釋力，此為研究目的之一。

根據國際金融學三難困境原則，在單一國家中「國際基金的自由移動」與「貨幣政策自主性」以及「匯率的穩定性」，三者時常難以兼顧。意即當政府擁有貨幣政策自主性且允許國際資金的自由移動時，匯率之波動是在所難免的。Goldfajn and Valdes (1995)

發現當銀行發生危機時，投資者會傾向撤出其存款換成外幣而轉向國際市場尋求資金供給，而金融機構也會減少在其他國外市場投資來因應投資者擠兌之流動性需求，此舉便將會動搖匯率之穩定及各國外匯金融市場。外匯市場是所有金融市場中最具規模者，根據國際清算銀行（Bank for International Settlements, BIS）2013 年的報告顯示，全球外匯市場每日交易量可上看至 5 億美元，茲事體大，對於國際經濟與金融市場影響深遠，因此探討外匯市場面對壓力時的影響則多數研究之核心。

伴隨國際間金融市場逐步開放，匯率的地位與日俱增，不僅牽動著國家經濟政策，對於貿易發展與經濟均衡也佔有一席之地。鑑於新興國家外匯市場經常在央行介入下，造成匯率無法妥適反應市場真實情況，基於此，若採用匯率現貨作為分析依據，可能會產生誤導現象。本文特色之一，希望能針對外匯市場的壓力做完整描述，期能計算出衡量外匯市場整體壓力的指標，作為分析市場狀態的依據。Girton and Roper（1977）首次提出外匯市場壓力（Exchange Market Pressure, EMP）的概念，將其定義為國際市場對於貨幣之超額需求，指出倘若欲維持貨幣市場均衡，需透過匯率及外匯儲備之變動來削減貨幣市場中超額需求。外匯市場壓力則普遍被視為測量市場對於貨幣過度需求之指標，亦可為中央銀行在調節貨幣市場壓力時方法之一。Roper and Turnovsky（1980）延伸有關外匯市場壓力的模型，認為超額貨幣需求不僅可透過匯率及外匯儲備變動率減緩，還可藉由調整國內信貸獲得改善。有關構造外匯市場壓力時權重之計算方式，Girton and Roper（1977）早先僅採平均權重計算方法，而 Weymark（1995）修正其模型，將權重改為外匯儲備匯率變動之加權平均，並再次定義外匯市場壓力。Eichengreen *et al.*（1996）則指出利率差也會影響外匯市場壓力波動，並在其模型加入外匯名義匯率、國際儲備及利率三者，衡量相對變化，並針對權重之計算，將其各個組成除以自身標準差，去除不穩定部分，成為爾後研究最常使用之衡量方式。

外匯市場壓力近年來成為學者研究之焦點，但較少文獻探討其跨市場傳導關聯。Girton and Roper（1977）和 Connolly and da Silveira（1979）研究外匯市場壓力與貨幣政策之間關聯性，樣本分別為加拿大及巴西，結果發現國內信貸增長率與貨幣升值壓力呈現負向相關。Tanner（2002）使用向量自我迴歸研究 32 個新興國家，探討貨幣政策與外匯市場壓力之間關係，研究發現緊縮性貨幣政策有助於降低外匯市場貶值壓力。Khawaja（2007）也用相同的方式探討巴基斯坦貨幣市場與外匯市場壓力間關聯，結果表明貨幣緊縮政策會減緩外匯市場貶值壓力。外匯市場壓力與金融市場間關聯之相關研究，在國

內外仍屬少數，且多專注於與貨幣政策間影響。本研究欲探討金融市場間動態傳導，並將外匯市場壓力作為代表外匯市場之變數，與貨幣市場及股票市場做全面性衡量，此為研究目的之二。

金融市場是指資金得以透過金融工具交易使其融通之場所，依照其市場職能可劃分成資本市場、貨幣市場、外匯市場及黃金市場等，而前三項則為其中最具規模者，其關聯性向來為理論研究上主要探討議題之一。理論方面，學者各占其詞，如商品市場理論認為是匯率波動帶動股價變動；投資組合理論則是覺得股價變化牽動著匯率改變，此議題在實務上更為人所重視，對於政府企業來說掌握市場連動可以有效制定政策、採取相關措施；就投資大眾而言，瞭解關聯性可以幫助其選擇有利的投資策略及預防其他風險。過去文獻中提到有關外匯市場及股票市場之研究，多著重在匯率與股價間關聯或預測其波動。Aggarwal (1981) 研究 1974 年至 1978 年美國實質匯率和股價指數，發現在不考慮長短期的因素之下，兩者存在顯著正相關係。Phylaktis and Ravazzolo (2005) 針對香港、馬來西亞、新加坡、泰國、菲律賓等地區匯率及股價指數做比較，認為要透過美國市場傳導，使兩者呈現正向關係，而 Ajayi and Mougoue (1996) 認為股價和匯率具雙向因果關係；Soenen and Hennigar (1988) 則發現美國股價與匯率間為顯著負向關係。Kanas (2000) 首次使用雙變量 EGARCH 模型指出股價報酬的波動會影響到匯率的變化，且股價與匯率變化為負向相關。長久下來研究多證明兩者確有相關，但其關聯性結果仍百家爭鳴。

隨著各國間貿易隔閡逐漸消除，跨國資金流動頻繁且快速。然而外國資金流動會影響著國內資本市場之價格，亦會改變貨幣之發行與供需。根據 Goschen (1861) 所提出國際收支平衡理論 (Theory of International Indebtedness)，外匯市場之供需平衡必須建構在國際收支平穩的情況下，而國際收支平衡由國際間商品勞務之交易所決定，也就是當外資購買國內商品時意味著本國貨幣需求的增加；相反地，購入外國商品時便代表著貨幣需求的減少，如此環環相扣表明外匯市場與貨幣市場連結之重要性。Yang and Lim (2004) 便提到外國資金流動，會影響貨幣市場之供給與需求，亦會改變政府貨幣發行準備。匯率不僅影響著國際貿易，當各國中央銀行欲干預外匯市場時，常藉由公開市場操作，將匯率控制在預期價位，但此舉也意味國內貨幣之供給需求遭受動搖。Caballero and Corbo (1989) 認為匯率的未來波動可受現在與過去之波動所影響，並發現干擾外匯變動的最佳工具為利率改變所造成之貨幣供需調整。Duasa (2009) 以向量誤差修正

(VECM) 模型，研究馬來西亞在 1999 年至 2006 年匯率波動對於貨品進出口造成的影響，結果指出匯率震盪會顯著造成進口價格波動，匯率變動與利率間有負向關係。過去文獻表明貨幣流動會連帶外匯之變動，反之亦然，兩市場連結具有高度關聯性。

在 1999 年美國聯準會前任主席艾倫·格林斯潘在懷俄明州所舉辦之貨幣政策會議上表示，由於在股票市場投資的美國人民數量與日俱增，且個人投資佔家庭財富中的比例也越來越高，美國政府在研討貨幣政策應多加考慮股票市場相關因素。此無非在表明股票市場與貨幣市場間緊密關係之程度，探討兩市場間關聯性顯得格外重要。自 Sprinkel (1964) 發表對於股票價格與貨幣供給關聯性研究以來，貨幣市場因素被許多學者認為對股價變異有著最大解釋能力。Homa and Jaffee (1971) 延伸 Sprinkel (1964) 研究，透過線性迴歸分析發現貨幣供給變動對於股票價格有顯著線性關係，也就是兩者具有正向影響。Friedman (1988) 研究 1961 年至 1986 年美國貨幣供應量與股市價格之波動，結果顯示貨幣供給對於股價波動具有較強的解釋能力，兩者之間呈現負向關係。Alam and Uddin (2009) 發現德國、日本、加拿大、牙買加、委內瑞拉等 15 個開發中與已開發國家，股價及利率間關係間呈現顯著負向關係，其中六個國家股價變動及利率變化也為顯著負向關連。由於貨幣市場與股票市場皆可透過政策來影響其波動，而成為政府對外匯市場控制之利器；貨幣市場更為股票市場及外匯市場間橋樑，因此若單探究股價與匯率的關係，容易扭曲其兩者間真實關係。

過去文獻針對外匯市場、股票市場及貨幣市場關聯性，多著重在兩市場間線性關係，及價格溢出之效應；並較少探究市場間波動溢出關係。然而在現實生活中，貨幣市場、股票市場及外匯市場身為金融市場最具規模三者，各個皆具有其在市場上重要的角色，彼此相互關聯，相輔相成，而非單獨觀察可充分瞭解。且由於中國人民幣長年實施釘住美元制度，有關匯率等金融市場間動態關聯研究為數不多，對其更少有計量分析。綜合上述，本研究主要探討中國外匯市場、股票市場及貨幣市場間跨市場動態傳導之現象，利用一般化多變量 GARCH 模型探討三者之波動溢出關係，將金融市場體系連結傳導做全方位探討，此為研究目的之三。

中國面臨金融市場改革之際，本文特色在於利用外匯市場壓力 (EMP) 為衡量外匯市場衝擊，並使用餘額寶基金利率替代上海銀行間同業拆款利率以表貨幣市場，探討其跨市場傳導之現象，期提供金融市場動態關聯更妥適之衡量，補充既有文獻上的不足，此為本研究相較文獻上的創新之處。

第二節、 研究目的

近年由互聯網所掀起之金融革命，非但逐步挑戰傳統金融機構業務，更推翻過往既有經濟概念。而金融市場間傳導性一直為研究者所重視之議題，面對過去對於各市場定義大多一成不變，本研究嘗試以不同方式定義外匯市場及貨幣市場，針對其關聯性進行研究。綜合以上，本文研究目的有三：

- (一) 以中國大陸為研究對象，探討外匯市場、股票市場及貨幣市場之跨市場傳導現象。
- (二) 相對傳統文獻以外匯現貨為對象，本文改採外匯市場壓力 (EMP) 作為外匯市場衝擊的衡量變數，探討其與股票市場及貨幣市場間之跨市場傳導現象；並分析是否較傳統外匯現貨提供跨市場傳導更好的衡量。
- (三) 本文擬利用餘額寶貨幣型基金利率作為貨幣市場的代理變數，探討其與外匯市場與股票市場之動態關聯。鑑於支付寶在中國為最多使用者的第三方支付工具，本文擬分析其餘額寶利率是否較銀行間拆款利率，提供貨幣市場更好的衡量工具。

以下，本研究將分為五個章節進行分析，第二章為文獻探討；第三章為研究方法，介紹本文之研究對象、期間、樣本選取和研究設計；第四、第五章說明實證結果和結論，最後列出本文參考文獻。

貳、文獻探討

第一節、外匯市場壓力

全球化時代來臨，國際間貿易頻繁，資本快速流動，匯率對於國家經濟占有舉足輕重之角色。就純粹浮動匯率制度而言，若匯率產生偏離市場水準之缺口，應僅存在短暫期間。然而，許多新興國家則存在管理匯率制度，面對匯率及市場均衡水準偏差，中央銀行可能會採取相關貨幣政策及市場操作導致缺口加劇，產生更強之外匯市場壓力。基於此，有效掌握外匯市場壓力，能更妥適分析市場狀態。外匯市場壓力首次由 Girton and Roper (1977) 提出，採用國際收支平衡之簡單貨幣模型建構指數，將外匯市場壓力定義為國際市場對於貨幣過度需求總量，並指出基於管理浮動匯率制度下，為維持貨幣市場平衡，需藉由匯率及外匯存底變動率削弱國際間超額需求。針對外匯市場壓力因子建構，Roper and Turnovsky (1980) 認為貨幣超額需求可藉由匯率及外匯儲備緩解，尚能透過國內信貸調整得以改善。Eichengreen *et al.* (1996) 修正 Girton and Roper (1977) 所提出之模型，認為利率差亦會造成外匯市場壓力，因此使用外匯名義匯率、國際儲備及利率，並衡量三者相對變化，重新建構外匯市場壓力模型。Wang and Moore (2014) 則針對捷克共和國、匈牙利、波蘭、斯洛伐克和斯洛維尼亞等新加入歐盟之成員國，將總體經濟因素及財務因素納入外匯市場壓力衡量因子，除考量外匯市場壓力自身前期影響外，亦包含貨幣供給、國內信貸及其變化率、總外債占 GDP 比率、對外直接投資、股票市場價格及原油價格作為出口額之替代變數，廣泛探討外匯市場壓力決定因素。

既有文獻多著重於外匯市場壓力定義及其衡量方式，權重之計算便為許多學者探討之對象。Girton and Roper (1977) 在構造外匯市場壓力時，權重採用平均權重計算方式。Weymark (1995) 研究加拿大中央銀之行外匯市場干預行為，再次定義外匯市場壓力，並修正其模型，使用外匯儲備匯率變動之加權平均計算，將外匯市場壓力以總體經濟結構重新估計。Eichengreen *et al.* (1996) 則對於權重計算提出相對精簡之衡量方式，將各組成部分除以自身標準差，萃取穩定部分，此為爾後學者研究最常使用之衡量法。然而根據近期研究，Klaassen and Jager (2011) 針對傳統衡量外匯市場壓力之方法提出有效性質疑，在研究歐洲貨幣體系和東亞危機相關應用中，採用迴歸模型估計權重大小。Hegerty (2013) 便分析過去傳統變異數法及主成分分析法之優劣，指出並無完美計算外

匯市場壓力之方法。因此本文採用單變量 GARCH 模型計算外匯市場壓力權重，以期獲得更妥適衡量外匯市場的方式。

外匯市場壓力近期為學者間炙手可熱之議題，但其應用文獻相對欠缺。Girton and Roper (1977) 和 Connolly and da Silveira (1979) 分別將加拿大與巴西作為樣本國家，研究外匯市場壓力與貨幣政策間相關性，結果說明國內信貸增長率與貨幣升值壓力呈現負向關聯。Pentecost *et al.* (2001) 使用 1980 至 1994 年歐元區國家作為樣本，發現外匯市場壓力可透過貨幣增長解釋，並指出 5 個使用歐盟匯率制度之國家，其外匯市場壓力波動與長期利率、資本帳及經常帳赤字有關。此外，Tanner (2002) 針對 32 個新興國家，透過向量自我迴歸模型，探討外匯市場壓力與貨幣政策之相關性，結果表明緊縮性貨幣政策有助於減緩外匯市場壓力。Khawaja (2007) 使用相同方法研究巴基斯坦外匯市場壓力與貨幣市場關聯性，結果證實貨幣緊縮政策能降低外匯市場壓力。

第二節、跨市場傳導性

(一) 外匯市場與股票市場

資本市場隨著政策漸次開放，國際化及自由化進程增快，使得資金得以在市場內恣意流竄，而市場間之關聯性則為學術研究上主要探討議題。首先探討股票市場與外匯市場間相關性，就理論而言，根據 Dornbusch and Fischer (1980) 所提出之商品市場理論 (goods market approaches)，匯率波動帶動股票市場變動。外匯作為有關國際貿易之主要變數，非但直接左右商品價格，更攸關其市場競爭力，造成資金流動的變化，影響企業產出及國家進出口額，導致股票有所變動。另一方面，Gavin (1989) 則分別基於股票價格導向之經濟模型與投資組合理論作分析，認為股票會透過資本流動對匯率產生影響，意即當股票市場具有相當影響力時，股票價格下跌，會連帶本國投資人財富會減損，導致對貨幣需求下降，進而改變擴張性貨幣政策對匯率原有影響，產生貨幣升值的結果。

實證上，Aggarwal (1981) 使用 1974 年至 1978 年美國實質匯率和股價指數做迴歸分析，在不考慮長短期因素下，發現匯率波動為股票價格之 Granger 因果關係，亦即兩者之間存在顯著正向關係，在短期間效果更加明顯。Solnik (1987) 使用多元迴歸模型，將股價報酬率作為國家實質經濟活動變動之變數，取代匯率模型中總體經濟數據，探討實質匯率與股票報酬率間相關性，而結果指出實質匯率與實質股票報酬率之間有負向關係。Smith (1992) 採用 Solnik (1987) 之模型，使用日資料分析英鎊、馬克及日圓等三種貨幣匯率與其股票價格間關係，發現股價對此三種匯率皆有顯著影響。Abdalla and Murinde (1997) 希望建立外匯市場與股票市場間價格領先之因果關係，針對逐漸走向浮動匯率制度之新興市場，如印度、韓國、巴基斯坦與菲律賓等國家，將其股票市場及外匯市場做因果關係分析，發現除了菲律賓外，其餘樣本國家股票對匯率皆有單向因果關係。Ajayi and Mougoue (1996) 利用時間序列誤差修正模型，分析美國、加拿大、英國、德國、法國、日本、義大利及荷蘭等八大國家股價與匯率間關聯性，研究發現兩市場間存在共整合關係，增加股票價格，在短期會對匯率有負面影響；但長期來看，股票價格上升會帶動外資進入對匯率帶來正向影響。Soenen and Hennigar (1988) 以美國 1980 年至 1986 年間股票市場與有效外匯指數為樣本使用迴歸分析，由於 1984 年前美元相對強勢，所以使用 1985 年做分隔點將研究時間分割為兩段，結果顯示不論美元強勢與否，

股票與匯率間呈現顯著負相關，也就是在美元貶值時，股票價格會隨之上揚。

(二) 外匯市場與貨幣市場

從古至今，學者致力於研究股票市場、外匯市場與貨幣市場三者間之傳導，然而貨幣市場與外匯市場也有著密不可分的關係。根據國際收支平衡理論 (Theory of International Indebtedness)，匯率的變動影響進出口商品價格連結到貨幣的供需上，而中央銀行也會透過改變貨幣之供給需求來達到預期匯率。Dornbusch (1976) 制定匯率變動下資本流動理論，並指出貨幣擴張導致匯率貶值，並且透過貨幣分析模型分析匯率過度反應的狀況，指出當貨幣擴張時會使得短期物價水準僵固，造成貨幣市場實質供給增加，進而影響即期匯率之波動。Caballero and Corbo (1989) 與 Rasband (1990) 將出口額設為外生變數，認為利率為干預外匯變動之最佳工具，更提出理論並無法說明實質外匯的不確定性與出口額之關聯性，因此以六個發展中國家之出口額為樣本，並使用簡單風險趨避模型估計；實證結果發現，匯率與出口額成反向關係，當外匯上漲 5% 時，出口額會在短期內減少 2 至 30%，而對長期的影響更劇。

當匯率偏離預期值時，各國央行會採取公開市場操作去影響外匯的變動，以達到所期望之外匯結果。Lastrapes (1989) 透過 ARCH 模型探討美國貨幣政策改變是否會對外會造成衝擊，結果發現美國貨幣政策轉變會造成多國匯率之變化，亦即美國金融制度會造成全球投資人面臨系統性風險。Brailsford, Penm & Lai (2006) 指出在亞洲金融風暴期間，亞洲各國貨幣價值急速下降，有關當局藉由拉抬利率去影響匯率波動，實證顯示韓國、菲律賓及泰國可以有效地透過利率之上揚支持匯率的穩定，而馬來西亞則因並未採取積極的高利率政策，並無發現顯著利率與匯率兩者間顯著因果關係。Hatemi-J and Irandoust (2000) 使用共整合分析及 Toda and Yamamoto (1995) 所提出之 Granger non-causality 檢定去探討瑞典利率及匯率間因果關係。由於在 1992 年瑞典因面臨強大貶值壓力便從固定匯率制度更改為浮動匯率制度，樣本期間自 1980 年至 1998 年，橫跨兩種匯率制度，希望藉由利率與匯率間之關聯性來衡量制度變化間國際資本流動之程度。結果表明，在固定匯率政策下，匯率單方面影響利率之變化，而在瑞典採浮動匯率之下，匯率與利率之因果關係則呈現相反結果，也就是匯率制度的改變會造成資本流動顯著地增加。

(三) 股票市場與貨幣市場

資本市場運行的過程中，貨幣市場變動會造成資產價格也有所波動，尤其以股價最為明顯。Sprinkel (1964) 透過圖表探究股票價格與貨幣供給量之間的關係，發現貨幣供給變化帶動股價改變，貨幣因素對於股票市場對有著最大解釋能力。許振明與蔡佳珍 (1993) 利用多變量時間序列分析及主成份分析來探討股票市場與總體經濟因素之關聯性，其研究發現利率及匯率等所組成之經濟成分指標，對於股價解釋能力高達 63.05%，並且。Dhakal *et al.* (1993) 為探討抑制股價波動政策所隱含之交互作用，檢視在 1973 年至 1991 年股票市場震盪情形下，美國股價與貨幣供應量的關聯性，結果顯示貨幣供給上升會擴大對資產的需求，進而導致資產價格上揚，亦即貨幣供給會透過資產替代效應對股價產生直接與間接影響。Honda and Kuroki (2006) 使用日本 1989 年至 2001 年間受到其貨幣政策影響的股價與利率做分析，發現貨幣政策之衝擊對長期及短期利率皆有顯著性影響，平均調降 1% 利率會增加 3%，此種估計與美國擁有類似結果。

Mcmillan (2005) 利用共整合分析探討股票市場與利率間是否存在共整合並衡量其時間變動之關聯性，結果顯示股票指數與利率呈現負相關，且隨時間會有所變動。Ratanapakorn and Sharma (2007) 針對 1975 年至 1999 年美國股市與六項總體經濟變數間長短期相關性做分析，實證結果發現股價與利率有長期負相關，但與貨幣供給、工業生產力、通貨膨脹、匯率及短期利率有正向關連。在 Granger 因果檢定結果下，則是認為每個經濟變數會對於股價具有長期影響，而非短期效果。Alam and Uddin (2009) 認為股票指數與利率為國家經濟增長之要素，研究其相關風險與影響對於政府及市場皆具有重要意義。因此使用德國、日本、加拿大、牙買加、委內瑞拉等 15 個開發中與已開發國家之 1988 年至 2003 年股票與利率月資料為樣本，對於股價與利率間關係及股價變動與利率變化之關聯性做時間序列及 panel data 的迴歸分析。研究發現在所有國家，股價與利率皆為顯著負向關連，而其中六個國家，股價變動與利率變化也有顯著負相關。

第三節、 金融科技

金融科技 (FinTech) 浪潮席捲全球，過去看似毫無關連之產業相互結合，在提供更加便捷經濟環境同時，為全球金融市場帶來破壞式創新。經濟學人雜誌 (The Economist) 在 2015 年探討全球金融科技特別報導中，引述莎士比亞劇中獨白「Slings and Arrows」為題，強調金融科技革命帶給傳統金融產業所加諸之磨難。金融科技的產生推翻許多傳統思維，並藉由大數據與雲計算等以互聯網為主之訊息技術，興起互聯網金融改革。隨著網路借貸 (P2P)、群眾募資、第三方支付等創新金融服務興起，過去金融市場遭受波及，導致金融相關發展模式跟著轉型。Wang *et al.* (2009) 認為網路借貸是透過電子商務概念從根本改變貸款結構，相較於過去提供更有效之信息傳遞，並且藉由社交網路創建個人與社會互動平台，創造更完善金融市場。Berger and Gleisner (2009) 則使用超過 14,000 筆網路借貸平台貸款之詳細數據，分析網路借貸平台是否具有傳統市場中介機構之功能。結果發現當市場參與者充當金融中介顯著改善借款人信用狀況之訊息不對稱，並認為未來網路借貸平台取代銀行業務也不足為奇，充分顯示現今互聯網金融重要性。

隨著中國互聯網金融發展，互聯網基金已吸收數十億活期存款。阿里巴巴集團於 2013 年以第三方支付系統支付寶為基礎所發展小額投資平台「餘額寶」，被視為互聯網金融一大創新改革。讓大眾手邊閒置資金進行投資，保有收益率同時，實時轉出機制提供等同貨幣強大流動性。支付寶還包含部分銀行業務，並具有交易媒介及價值儲藏之功能，成為一種可對應實際價值的虛擬貨幣。虛擬貨幣身為金融科技之一環，Yermack (2013) 指出傳統貨幣主要定義為具有含價值儲藏、記帳單位功能之交換媒介。而比特幣平均每日交易遠低於一次，且寥寥無幾之交易額表明其不含有傳統貨幣職能，僅為貨幣之投機性投資。相較於此，餘額寶不僅具有價值儲藏之功能，並能實時轉出執行交易，每日交易額已超過百億人民幣。就定義而言，餘額寶儼然即將成為實質貨幣之一。

既有文獻提即餘額寶多探究其風險及創新制度。莫易嫻與吳炳 (2013) 認為餘額寶為衝擊傳統金融業的領頭羊，並且將會打破商業銀行的壟斷地位。陳倩文 (2015) 將餘額寶取萬分收益作為樣本，使用 GARCH-VAR 模型對於其進行風險分析，結果表明目

前互聯網金融產品市場風險波動較小，仍屬於可控範圍內。朱振與蔣文璐（2015）使用餘額寶情緒指數作為投資者投資情緒之代理變數，透過向量自我迴歸 VAR 模型，探討餘額寶情緒指數及股票市場收益間動態關聯性。結果發現餘額寶情緒指數與股票市場指數存在相互影響關聯，而股票市場收益率對餘額寶情緒指數有更顯著影響。此外，何建敏與白洁（2015）透過 EEMD 及 VAR 模型針對餘額寶收益率進行研究，結果表明餘額寶收益率與銀行間同業拆款利率及貨幣供給量有顯著關聯，並指出國內市場資金面及貨幣政策與餘額寶收益率息息相關，具有顯著影響能力。

參、研究方法

第一節、 穩定性檢定

傳統計量分析模型是建立在資料數據為定態 (Stationary) 之假設，意即假定平均數與變異數不隨時間變化而變動進行研究。當變數為非穩定 (Nonstationary) 狀態時，最大問題是存在非定態變數間可能之假性迴歸 (Spurious Regression) 現象，即資料有隨機漫步之趨勢，會隨時間而偏離平均值，此時估計值會不具一致性，殘差項變異數會隨時間趨近無限大，可能進而導致假象結果。(Granger and Newbold, 1974) 因此研究常進行單根檢定 (Unit Root Test) 確認變數是否為定態。Dickey and Fuller (1979, 1981) 提出 DF 檢定法，假設殘差項符合白噪音 (White noise)，但其造成檢定殘差項具有序列相關問題。為此，Said and Dickey (1984) 發展出 ADF 檢定，加入額外差分落後期調整，解決了序列相關問題。具體而言就是將被解釋變數之落後期視為額外解釋變數，並藉由納入誤差項前期觀察值來消除誤差項相關序列影響。單根檢定基本回歸模型如下：

(一) 不含截距項與時間趨勢：

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

(二) 含截距項：

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

(三) 含截距項與時間趨勢：

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

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，而 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 表示誤差項於白噪音。

第二節、 GARCH 相關模型

近期經濟與財務相關研究經常使用 Engle (1982) 所提出自我迴歸條件異質變異數模型 (Autoregressive Conditional Heterocedasticity, ARCH)。這是由於早期學者進行時間序列研究分析時,常假設模型變異數唯一固定數值,但此假說卻違背現實生活之情形。尤以經濟市場相關(如:匯率、股價與利率等)隨時間變化之數據,若依照舊有假定,則會違背實際市場操作情形。Cassuto (1995) 指出,金融性資產報酬的時間序列資料,具有波動叢聚 (Volatility Clustering) 現象,意即波動之相關連續性,大波動伴隨著大波動,小波動則跟隨著小波動。在經濟理論愈來愈重視風險估計時,如何妥善衡量風險及不確定性則愈顯重要。在面對具有此些特性之金融性資產, Bollerslev *et al.* 便指出 ARCH 模型便妥適描述相關特性。

(一) ARCH 模型

ARCH 模型名字主要含義為「自我相關條件異質變異」或「自我相關條件變異數不齊一」。顧名思義,ARCH 模型是用來探討時間序列資料中異質性 (Heteroscedasticity) 之問題,解決過去文獻中所提出變異數為固定之假設產生與現實不符的問題,並允許在隨機過程中條件變異數具有隨時間改變而化之特性。ARCH 相關模型如下:

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$Y_t | \Omega_{t-1} \sim N(X_t \beta, h_t) \quad (5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (6)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, i = 1, 2, \dots, p$$

其中, Y_t 為符合 ARCH 過程之時間序列資料; $X_t \beta$ 為遞延內生變數及外生變數所形成之線性組合; 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

GARCH 模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model; 一般化自我迴歸異質條件變異數模型) 為 Bollerslev (1986) 所提出, 其與 ARCH 模型之差異主要是修正 ARCH 模型中條件變異數之估計方式。此模型之假設條件變異數非但造成前期預測誤差項平方的影響, 也會受到前期條件變異數影響。模型如下:

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$Y_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (8)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (9)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, i = 1, 2, \dots, q, p \geq 0, q \geq 0, \beta_j, j = 1, \dots, p$$

其中, Y_t 為符合 GARCH 過程之時間序列資料; $X_t \beta$ 為遞延內生變數及外生變數所形成之線性組合; Ω_{t-1} 為 1 至 t-1 期全部可利用資訊形成之集合; 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。

綜合上述, ARCH 模型主要為條件變異數會受到前幾期殘差項平方之影響, 而 Bollerslev 所提出 GARCH 模型特色則是在精簡模型參數數量之餘, 將條件變異數結構一般化, 導致本期條件變異數不僅能將過去更多期資訊列入考慮項目, 並可適用於更富彈性之遞延結構。然而 GARCH 模型仍有其不足之處, 雖然加以考慮在隨機過程中條件變異數具有隨時間變動之特性, 與變異數受到前期預測誤差項平方及條件變異數的影響, 但未考慮到波動不對稱性衝擊為其缺陷, 故後續有學者提出不同之改良模型, 如 Glosten and Jagannathan and Runkle (1993) 及 Nelson (1991) 分別提出 GJR-GARCH 模型及 E-GARCH 模型。其兩者模型分述如下:

(三) GJR-GARCH 模型

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (11)$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (12)$$

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

其中， Y_t 為符合 GARCH 過程之時間序列資料； $X_t \beta$ 為遞延內生變數及外生變數所形成之線性組合； 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 期條件變異數； ε_{t-i}^2 為第 t-i 期之殘差項； α_i 表示第 t 期波動會受到 t-i 期誤差的短期衝擊； h_{t-j} 為第 t-j 期之條件變異數； β_j 表示第 t 期的波動會受到 t-j 期變異數相對長期之衝擊。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，倘若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 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 正向預期報酬對於波動度之影響力還強。

(四) E-GARCH 模型

E-GARCH 模型 (Exponential GARCH Model) 其特色在於維持條件變異數不為負值之先決條件下，將條件變異數方程式設為指數函數之型式，又稱為指數型 GARCH 模型。其條件變異數及落後項皆是取對數 $\ln(h_{t-j})$ ，且第 t-i 期之誤差項是取標準化誤差絕對值做為不對稱項的考量。模型如下：

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

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

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

其中， Y_t 為符合 GARCH 過程之時間序列資料； $X_t \beta$ 為遞延內生變數及外生變數形成之線性組合； 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 期之殘差項； α_i 表示第 t 期波動會受到 t-i 期誤差短期衝擊； h_{t-j} 為第 t-j 期之條件變異數； β_j 表示第 t 期波動會受到 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 模型建立分為許多構面，受到條件變異數或條件相關係數矩陣所影響，因而延伸出不同的形式，如 Bollerslev *et al.* (1988) 之 VECH 模型等。而 Bollerslev (1990) 提出的 CCC 模型 (Constant Conditional Correlation Model) 與前述 VECH 模型不同之處在於模型表達方式之差異，CCC 模型將條件相關係數假設為固定常數，並概似函數求取最大概似估計值 (Maximum Likelihood Estimator; MLE)，條件變異數則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：

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

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

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

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

$$Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B - C' \bar{N} C) + A' Z_{t-1} Z_{t-1}' + B' \times Q_{t-1} B + C' \eta_{t-1} \eta_{t-1}' C \quad (20)$$

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

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

其中， D_t 為對角線矩陣； γ_t 是隨時間變化之條件相關係數矩陣； 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交乘項對下一期共變異數之影響程度； b 為衡量前期共變異數資訊對於下一期共變異數影響之程度； $\rho_{12,t}$ 表示兩標的之間相關係數； q_{12} 為兩標的之間共變異數； q_{11} 為標的 1 之自我共變異數； q_{22} 為標的 2 之自我共變異數； $z_{1,t-1}$ 表示標的 1 報酬殘差標準化； $z_{2,t-1}$ 表示標的 2 報酬殘差標準化； α 以及 β 為非負數

參數，限制在 $\alpha + \beta < 1$ 。

(六) DCC-GARCH 模型

Engle (2002) 使用 Bollerslev (1990) 常態條件相關模型 (CCC Model) 加以延伸修改，提出動態條件相關係數模型 (Dynamic Conditional Correlation Model; DCC Model) 作為 GARCH 模型新的衡量結構。DCC 模型主要是用來衡量一段期間內財務變數相關性變化，且適用於大型共變異數矩陣計算，並提出隨時間改變之共變異數矩陣。DCC 模型與 CCC 模型含有許多類似之處，其不同特點在於 DCC 模型允許相關係數可隨時間波動並在正負之間自由變換。DCC 模型如下：

$$H_t = D_t \times R_t \times D_t \quad (23)$$

$$D_t^2 = \text{diag}\{c\} + \text{diag}\{a\} \otimes \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \text{diag}\{\beta\} \otimes D_{t-1}^2 \quad (24)$$

$$h_{ii,t} = c_i + \alpha_{ii} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_{ii} h_{ii,t-1}, \quad \text{for } i=1, \dots, N \quad (26)$$

$$h_{ii,t} = \rho_{ii,t} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \quad (27)$$

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1} \quad (28)$$

$$Q_t = s(ii' - A - B) + A \otimes u_{t-1} u_{t-1}' + B \otimes Q_{t-1} \quad (29)$$

$$q_{ij,t} = \bar{\rho}_{ij} + a_{ij} (u_{i,t-1} u_{j,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) + b_{ij} (q_{ij,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) \quad (30)$$

其中， D_t 為對角線矩陣； R_t 是隨時間變化之條件相關係數矩陣； Q_t 為 t 時間之條件相關係數矩陣。 c 、 α 、 β 為多變量 GARCH 參數矩陣，取 dg 後只留下單變量 GARCH 係數。 s 為非條件相關係數矩陣； i 為緯度 N 之 1 向量； A 、 B 為條件相關係數方程式之 ARCH 項及 GARCH 項係數矩陣。 $q_{ij,t}$ 為 t 期第 i 個和第 j 個標準化殘差的條件相關係數； $\bar{\rho}_{ij}$ 為第 i 個對第 j 個標準化殘差之非條件相關係數。

第三節、 模型設計

(一) 外匯市場壓力指標建構

為建構外匯市場壓力指標，本文研究將其分為組成與權重之兩構面說明。針對衡量外匯市場壓力三變量中，原先作為利差之部分進行改良，在固有架構下將利差轉為利差報酬率，以及獲得更具敏感性之模型。其次，相較於過去使用固定權重法及移動平均權重法，本文使用 GARCH 模型計算其權重，並冀望藉由考量時間變化之計算方式能更貼近外匯市場實際操作情形。

1. 利率的組成方式

衡量外匯市場壓力，本文採用 Eichengreen *et al.* (1996) 所提出之組成因子，將匯率變動率、信貸變化以及儲備金變動作為權衡變量之組合，作為代表外匯市場代理變數。其中，信貸變化則選擇將傳統文獻設計之信貸變化加以改良，變為利差報酬率進行外匯市場壓力組成。

$$\Delta i_t^{\#} = \Delta i_t / \Delta i_{t-1} \quad (31)$$

根據傳統文獻設計，外匯市場壓力是透過名目匯率變化率加上外匯儲備變化率以及名目利率之變化率所組成，其中名目利率變化程度則為本國利率(i)與美國利率(i^*)差。本文將名目利率變化率改為本國利率及美國利率差，並將利率差之本期扣除前期再除以前期，以計算報酬率。藉由將利差轉為報酬率之行為使得其與剩餘兩變數具有較相同衡量單位，能夠明顯看出外匯市場壓力變動下，三變量之交互關聯性。

2. 權重的建構方式

針對外匯市場壓力之組成變數之權重，相較於過去文獻所採用之權重衡量方法，本文考量波動會隨時間改變之特性，選用單變量 GARCH 模型估計其權重。對於外匯市場壓力之組成因子，估計單變量 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 模型，假定匯率、外匯儲備及利率變動之條件平均數均遵循自我遞延其，並於設定 AR (1) 過程，系統性產生之隨時間改變條件標準差序列，做為本研究外

匯市場壓力中權重之設定依據。調整權重的公式如下：

$$EMP_t^k = \left[\frac{1/\hat{\sigma}_e^k}{1/\hat{\sigma}_e^k + 1/\hat{\sigma}_r^k + 1/\hat{\sigma}_i^k} \right] \frac{\Delta e_t^k}{e_t^k} - \left[\frac{1/\hat{\sigma}_r^k}{1/\hat{\sigma}_e^k + 1/\hat{\sigma}_r^k + 1/\hat{\sigma}_i^k} \right] \frac{\Delta r_t^k}{r_t^k} + \left[\frac{1/\hat{\sigma}_i^k}{1/\hat{\sigma}_e^k + 1/\hat{\sigma}_r^k + 1/\hat{\sigma}_i^k} \right] \Delta i_t^k \quad (32)$$

其中， EMP_t^k 為 k 國家外匯市場壓力； $\Delta e_{kt}/e_{kt}$ 為 k 國家美式報價之名目匯率變化程度； $\Delta r_{kt}/r_{kt}$ 為 k 國外匯儲備變化程度； Δi_{kt} 為 k 國家隔夜拆款利率之名目利率變化程度； $\hat{\sigma}_{kt}^e$ 為 k 國家名目匯率變化程度，並採單變量 GARCH 估計所得之標準差； $\hat{\sigma}_{kt}^r$ 為 k 國外匯儲備變化程度，採單變量 GARCH 估計得之標準差； $\hat{\sigma}_{kt}^i$ 為 k 國名目利率變化程度採單變量 GARCH 估計得之標準差。

(二) 三變量 DCC-GARCH 模型設計

本文採用 Gauss 及其應用軟體 CML (Constraint Maximum Likelihood)，以 FIML (Full Information Maximum Likelihood；完全資訊最大概似估計法) 估計聯立方程式體系。透過前述之外匯市場壓力的建構後，為完整描述變數間相關性，本文欲嘗試使用外匯市場、股票市場及貨幣市場衡量變數，將模型區分為模型 A、B、C、D，如以下方程式 (33) 所表示。並採用之模型為 DCC-GARCH 模型分析外匯市場、股票市場、貨幣市場是否存在跨市場傳導效應模型顯示如下：

$$\begin{bmatrix} \text{模型A} \\ \text{模型B} \\ \text{模型C} \\ \text{模型D} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} R^E & R^S & i_S \\ R^{EMP} & R^S & i_S \\ R^E & R^S & i_Y \\ R^{EMP} & R^S & i_Y \end{bmatrix} \quad (33)$$

其中，外匯市場由 R^E 、 R^{EMP} 之代理變數所表示，分別為匯率變化率及外匯市場壓力； R^S 則為股票市場之代理變數；貨幣市場則由 i_S 及 i_Y 作為代理變數，分別表示上海銀行間隔夜拆款利率及餘額寶收益率作為代理變數。

1. 條件平均式

$$R_t^E = c^E + \sum_{u1=1}^{n^{E-x}} \phi_{u1}^{S-E} R_{t-u1}^S + \sum_{u2=1}^{n^{E-y}} \theta_{u2}^{M-E} R_{t-u2}^M + \sum_{u3=1}^{n^{E-z}} \psi_{u3}^{E-E} R_{t-u3}^E + \sum_{u4=1}^{n^{E-a}} \rho_{u4}^{G-E} R_{t-u4}^{Gold} + \sum_{u5=1}^{n^{E-b}} \eta_{u5}^{o-E} R_{t-u5}^{oil} + \varepsilon_t^E \quad (34)$$

$$R_t^S = c^S + \sum_{u1=1}^{n^{S-x}} \phi_{u1}^{E-S} R_{t-u1}^E + \sum_{u2=1}^{n^{S-y}} \theta_{u2}^{M-S} R_{t-u2}^M + \sum_{u3=1}^{n^{S-z}} \psi_{u3}^{S-S} R_{t-u3}^S + \sum_{u4=1}^{n^{S-a}} \rho_{u4}^{G-S} R_{t-u4}^{Gold} + \sum_{u5=1}^{n^{S-b}} \eta_{u5}^{o-S} R_{t-u5}^{oil} + \varepsilon_t^S \quad (35)$$

$$R_t^M = c^M + \sum_{u1=1}^{n^{M-x}} \phi_{u1}^{E-M} R_{t-u1}^E + \sum_{u2=1}^{n^{M-y}} \theta_{u2}^{S-M} R_{t-u2}^S + \sum_{u3=1}^{n^{M-z}} \psi_{u3}^{M-M} R_{t-u3}^M + \sum_{u4=1}^{n^{M-a}} \rho_{u4}^{G-M} R_{t-u4}^{Gold} + \sum_{u5=1}^{n^{M-b}} \eta_{u5}^{o-M} R_{t-u5}^{oil} + \varepsilon_t^M \quad (36)$$

其中， R_t^E 、 R_t^S 、 R_t^M 分別代表外匯市場、股票市場、貨幣市場在 t 期之變化率； c^E 、 c^S 、 c^M 則為次此條件平均式之截距項。根據方程式 (34)， ϕ_{u1}^{S-E} 表示股票市場對於外匯市場之變化，由於股市上漲多視為是良好訊號，因此帶動貨幣升值，因此預期符號為負； θ_{u2}^{M-E} 則為貨幣市場對於外匯市場之變化，一般認為貨幣政策寬鬆或緊縮對外匯市場變動具有強大影響。方程式 (35) 中 ϕ_{u1}^{E-S} 代表外匯市場對於股票市場之影響程度，若一國匯率貶值，顯示市場預期不佳，股價隨之下跌，預期符號為負； θ_{u2}^{M-S} 則為貨幣市場對於股票市場之影響程度，貨幣政策不僅帶有市場資金多寡之訊息，也隱含景氣榮枯之訊號，因此認為貨幣市場對於股票市場佔有一定影響力。針對方程式 (36)， ϕ_{u1}^{E-M} 表示外匯市場對於貨幣市場之影響能力，當匯率貶值時，市場上流動資金多，中央銀行會採取引導利率上行之政策回收過度流通資金，因此預期符號為負； θ_{u2}^{S-M} 為股票市場對於貨幣市場之影響，當股市交易熱絡，股價指數走高時，中央銀行則會上調利率，吸收資金，預期兩相關符號為正。 ψ_{u3}^{E-E} 、 ψ_{u3}^{S-S} 、 ψ_{u3}^{M-M} 各為代表外匯市場、股票市場、貨幣市場自身市場影響自我之相關參數。 ρ_{u4}^{G-E} 、 ρ_{u4}^{G-S} 、 ρ_{u4}^{G-M} 分別代表黃金價格變化率對於外匯市場、股票市場、貨幣市場之影響，黃金作為投資人含有價值儲藏功能之避險工具使用對於外匯市場、股票市場及貨幣市場會產生一定影響力； η_{u4}^{o-E} 、 η_{u4}^{o-S} 、 η_{u4}^{o-M} 分別代

表國際原油價格變化率對於外匯市場、股票市場、貨幣市場變化率之影響，國際原油價格影響著原物料價格並含有景氣榮枯之訊息，因此認為對於外匯市場、股票市場及貨幣市場會產生相當關連性。

2. 條件變異式：

$$h_t^E = \omega^E + \sum_{v1=1}^{p^{E-x}} \beta_{v1}^E h_{t-v1}^E + \sum_{v2=1}^{p^{E-y}} \alpha_{1,v2}^E (\varepsilon_{t-v2}^E)^2 + \alpha_2^E D_{t-1}^E (\varepsilon_{t-1}^E)^2 + \lambda_1^{S-E} (\varepsilon_{t-1}^S)^2 + \lambda_2^{S-E} D_{t-1}^S (\varepsilon_{t-1}^S)^2 + \lambda_1^{M-E} (\varepsilon_{t-1}^M)^2 + \lambda_2^{M-E} D_{t-1}^M (\varepsilon_{t-1}^M)^2 \quad (37)$$

$$h_t^S = \omega^S + \sum_{v1=1}^{p^{S-x}} \beta_{v1}^S h_{t-v1}^S + \sum_{v2=1}^{p^{S-y}} \alpha_{1,v2}^S (\varepsilon_{t-v2}^S)^2 + \alpha_2^S D_{t-1}^S (\varepsilon_{t-1}^S)^2 + \lambda_1^{E-S} (\varepsilon_{t-1}^E)^2 + \lambda_2^{E-S} D_{t-1}^E (\varepsilon_{t-1}^E)^2 + \lambda_1^{M-S} (\varepsilon_{t-1}^M)^2 + \lambda_2^{M-S} D_{t-1}^M (\varepsilon_{t-1}^M)^2 \quad (38)$$

$$h_t^M = \omega^M + \sum_{v1=1}^{p^{M-x}} \beta_{v1}^M h_{t-v1}^M + \sum_{v2=1}^{p^{M-y}} \alpha_{1,v2}^M (\varepsilon_{t-v2}^M)^2 + \alpha_2^M D_{t-1}^M (\varepsilon_{t-1}^M)^2 + \lambda_1^{E-M} (\varepsilon_{t-1}^E)^2 + \lambda_2^{E-M} D_{t-1}^E (\varepsilon_{t-1}^E)^2 + \lambda_1^{S-M} (\varepsilon_{t-1}^S)^2 + \lambda_2^{S-M} D_{t-1}^S (\varepsilon_{t-1}^S)^2 \quad (39)$$

$$D_{t-1}^E = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^E > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}; \quad D_{t-1}^S = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^S < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}; \quad D_{t-1}^k = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^M > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

方程式 (37)、(38)、(39) 為代表外匯市場、股票市場、貨幣市場的條件平均式，並遵循 GJR-GARCH 模型結構，除捕捉自身市場對於好、壞消息之波動不對稱反應及波動不對稱的情形外，尚可衡量跨市場的波動及波動不對稱傳導現象。其中 h_t^E 、 h_t^S 、 h_t^M 為第 t 期之條件變異數； ω^E 、 ω^S 、 ω^M 為透過 GARCH 模型配適後所得變異數方程式之截距項； β_{v1}^E 、 β_{v1}^S 、 β_{v1}^M 為表示 GARCH 效果參數，代表前期波動衝擊對於本期波動的影響。 D_{t-1}^E 、 D_{t-1}^S 、 D_{t-1}^M 為表示各市場前期為負向衝擊的替代變數，對於外匯市場及貨幣市場而言，前期越高表示對於本期為壞消息；而對於股票市場而言，則為前期越低表示對於本期為壞消息，而參數表示出現壞消息能夠比出現好消息造成更大的波動，因此若前期波動大於 0 表示有波動不對稱的現象，則此替代變數為 1，反之則為 0。 $\alpha_{1,v2}^E$ 、 $\alpha_{1,v2}^S$ 、 $\alpha_{1,v2}^M$ 為捕捉 ARCH 效果、波動叢聚特性之參數，代表自身前期市場波動對於本期波動的衝擊； α_2^E 、 α_2^S 、 α_2^M 為捕捉波動不對稱性之參數，代表相較前期好消息，前期壞消息會帶給本期造成更大波動。 λ_1^{S-E} 、 λ_1^{M-E} 、 λ_1^{E-S} 、 λ_1^{M-S} 、 λ_1^{E-M} 、 λ_1^{S-M} 為捕捉外匯市

場、股票市場、貨幣市場間跨市場波動傳導的參數，若顯著異於 0，表示當外匯市場、股票市場及貨幣市場產生波動，會造成外匯市場、股票市場及貨幣市場市波動； λ_2^{S-E} 、 λ_2^{M-E} 、 λ_2^{E-S} 、 λ_2^{M-S} 、 λ_2^{E-M} 、 λ_2^{S-M} 則為捕捉跨市場波動不對稱傳導參數，若顯著異於 0，說明當外匯市場、股票市場及貨幣市場發生未預期之負向衝擊時，會對 E、S、M 市場產生跨市場波動外溢效果。

3. 條件共變異式：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, h_t) \quad (40)$$

$$H_t = D_t \times \gamma_t \times D_t \quad (41)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{i,t}^{E-E} & h_{i,t}^{S-E} & h_{i,t}^{M-E} \\ h_{i,t}^{E-S} & h_{i,t}^{S-S} & h_{i,t}^{M-S} \\ h_{i,t}^{E-M} & h_{i,t}^{S-M} & h_{i,t}^{M-M} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{i,t}^E & \rho_t^{ES} \sqrt{h_{i,t}^S} \sqrt{h_{i,t}^E} & \rho_t^{EM} \sqrt{h_{i,t}^E} \sqrt{h_{i,t}^M} \\ \rho_t^{ES} \sqrt{h_{i,t}^S} \sqrt{h_{i,t}^E} & h_{i,t}^S & \rho_t^{SM} \sqrt{h_{i,t}^S} \sqrt{h_{i,t}^M} \\ \rho_t^{EM} \sqrt{h_{i,t}^M} \sqrt{h_{i,t}^E} & \rho_t^{SM} \sqrt{h_{i,t}^M} \sqrt{h_{i,t}^S} & h_{i,t}^M \end{bmatrix} \quad (42)$$

$$-1 < \rho_t^{ES} < 1 ; \quad -1 < \rho_t^{SM} < 1 ; \quad -1 < \rho_t^{ME} < 1$$

$$D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{MM,t}}\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11}} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sqrt{h_{MM,t}} \end{pmatrix} \quad (43)$$

$$\gamma_t = (\text{diag}(Q_t))^{\frac{1}{2}} \times Q_t \times (\text{diag}(Q_t))^{\frac{1}{2}} \quad (44)$$

$$Q_t = (1-a-b)\bar{Q} + a \times Z_{t-1} Z_{t-1}' + b \times Q_{t-1} \quad (45)$$

$$Z_t^i = D_t^{-1} \varepsilon_t \quad (46)$$

其中， H_t 為第 t 期的外匯市場、股票市場及貨幣市場之條件共變異數矩陣； $h_{i,t}^{S-E}$ 為第 t 期股票市場與外匯市場的條件共變異數； ρ_t^{ES} 為第 t 期外匯市場與股票市場的相關係數； q_t^E 為第 t 期股票市場的離差平方和， q_t^{ES} 為第 t 期外匯市場與 S 市場的離差和相乘。 D_t 為 $t \times t$ 的對角線矩陣，為 GARCH 中之動態標準誤所構成之對角線矩陣 ($\text{diag}(\sqrt{h_t^i}, \sqrt{h_t^j})$)； 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 表示標準差之交乘項估計，表示兩兩市場間彼此存在相互影響之程度； b 為前期共變異數遞延期估計，說明市場間是否存在共變異持續性； c 為負向衝擊下，共變異參數估計，代表前期市場為負向衝擊時，兩市場共變異程度提升。

肆、實證結果

第一節、資料選取

中國經濟近年來迅速崛起，在國際間已佔有一席之地。本研究以中國為研究對象欲探究外匯市場、股票市場與貨幣市場間動態傳導效果。為更深入了解中國市場動態，除了傳統匯率現貨與上海銀行間隔夜同業拆款利率（SHIBOR）以外，針對外匯市場及貨幣市場，本文分別嘗試考慮可衡量整體外匯市場壓力之 EMP 及代表市場資金狀態之中國餘額寶收益率，以對跨市場傳導做更深入觀察。具體言之，外匯市場分別使用為人民幣外匯現貨、外匯市場壓力；股票市場則僅使用上海證券交易所股價指數；貨幣市場則採上海銀行間同業拆款利率（SHIBOR）及餘額寶收益率作為代理變數。其中，為將股票市場定義於中國境內，上證指數取用 A 股之指數來做分析；而餘額寶收益率則使用萬分收益率來做衡量。

除上述變數外，本文並採用國際黃金價格與國際原油價格作為控制變數，黃金作為避險工具，並含有價值儲藏之功能，對於外匯市場、股票市場及貨幣市場具備影響；原油價格顯示景氣的榮枯訊號，與金融市場動向具關聯性。

本文資料中除餘額寶收益率來自台灣經濟新報資料庫（TEJ）外，其餘變數均取自 DataStream 資料庫。為配合餘額寶於 2013 年 6 月 13 日正式上線，研究期間為 2013 年 6 月 1 日至 2016 年 5 月 31 日，共三年期間取日資料共 732 筆進行分析。

第二節、單根檢定

鑒於時間序列模型皆須建立在資料為穩定狀態序列為基礎，本文使用 ADF 檢定法 (Augmented Dickey-Fuller test) 向實證研究中所有樣本序列之水平資料 (level) 做單根檢定，並根據 AIC (Akaike's Information Criterion) 值選擇最適落後期。表 1 為 ADF 單根檢定統計值。

表 1 各變數之 ADF 單根檢定結果表

	外匯市場 R^E		股票市場 R^S	貨幣市場 R^M		控制變數 R^G, R^O	
	匯率	EMP	股票指數	SHIBOR	餘額寶	黃金	原油
水準值資料							
ADF	0.1475	-3.4800***	-1.4204	-4.8882***	-1.2893	-2.6933*	-0.6251
報酬率資料							
ADF	-23.7663***		-24.7890***		-18.9168***	-28.0070***	-28.2300***

註：(1) 單根檢定之虛無假設為資料存在單根，表中數字為 t 值。

(2) *、**、***分別代表在 90%、95%、99% 信心水準下顯著，拒絕虛無假設代表資料穩定。

根據表 1 結果顯示，外匯市場壓力 (EMP) 與上海銀行隔夜拆款利率 (SHIBOR) 直接拒絕資料存在單根之虛無假設，意即資料本身就為穩定型態，不須處理便可進行分析。而人民幣匯率、股價指數、餘額寶利率、黃金價格與原油價格值則皆無法拒絕單根檢定，呈現非定態特性；但經資料採自然對數及一階差分轉換成報酬率後，則有 99% 信心水準下滿足資料定態之要求。圖 1、2 為三市場各變數值及報酬率走勢圖。

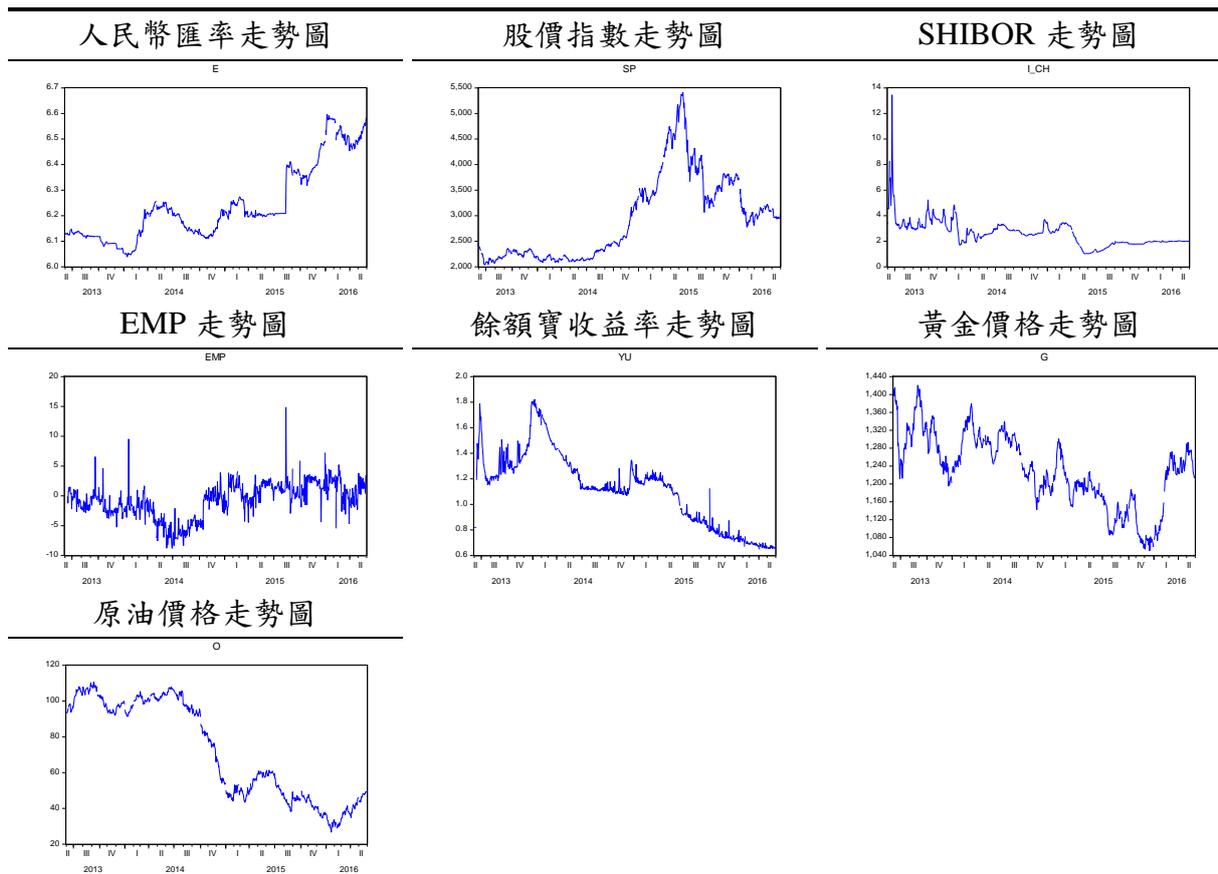


圖 1 中國外匯市場、股票市場、貨幣市場指數走勢圖

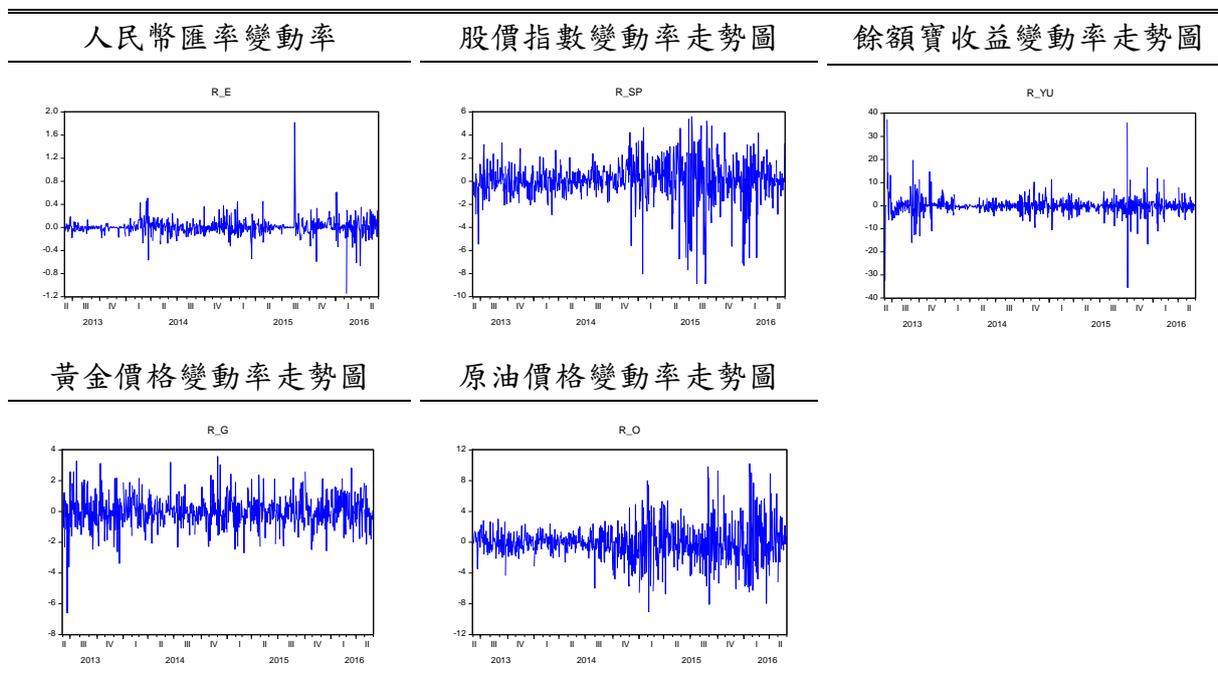


圖 2 中國外匯市場、股票市場、貨幣市場變動率走勢圖

第三節、敘述性統計量

表 2 依照衡量各市場所需樣本，蒐集其資料之敘述統計量，包含平均數、標準差、偏態係數、峰態係數及 Jarque-Bera 常態分配檢定，以了解本文所需資料特性。由平均數可發現受到取變動值影響，黃金價格、原油價格、餘額寶收益率為負，表示在樣本期間整體為負數。標準差部分，整體而言，新衡量方式之中國市場標準差較大，其中又以餘額寶收益率之標準差最高，變異程度高可能源自於中國市場近年之動盪，影響收益率之穩定。Dumas (1998) 認為普遍金融市場報酬分配會呈現左偏形式，從表中偏態係數部分發現約半數有左偏之趨勢。而根據 J-B 常態檢定顯示，數據皆為 0 於 1% 顯著水準下，因此拒絕資料為常態分配之虛無假設。J-B 值越大表越偏離常態分配，根據數據結果，所有數值皆嚴重偏離常態分配，其中又以匯率變動為最。

表 2 敘述統計量

	外匯市場		股票市場	貨幣市場	
	匯率現貨 (E)	外匯市場 壓力 (EMP)	股價指數 變動 (S)	上海銀行間 隔夜拆款利率 (i_S)	餘額寶收益 變動 (i_Y)
平均數	0.0097	-0.7271	0.0314	2.6095	-0.0815
中位數	0.0031	-0.4176	0.0992	2.5540	-0.1253
最大值	1.8178	14.8368	5.5989	13.4440	36.0172
最小值	-1.1473	-8.7799	-8.8695	1.027	-35.5216
標準差	0.1543	2.955	1.8208	1.0304	3.8503
偏態	1.9712	-0.2189	-1.1232	2.7227	0.2861
峰態	36.5031	3.7988	7.6160	22.8808	26.1244
J-B 值	34661.68	25.0671	802.6883	12941.67	16163.42
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

註：[]內之值為參數估計值之 p-value.

第四節、跨市場報酬傳導估計

(一) 模型 A

模型 A 探討外匯現貨、上證指數及上海銀行間隔夜拆款利率，針對跨市場之動態關聯分析，表 3-A 為模型 A 之條件平均式參數估計。首先，針對外匯市場現貨參數估計部分，相對於股票市場(ϕ_{u1}^{S-E})對其不顯著之估計，本文發現貨幣市場隔夜拆款利率(θ_{u2}^{M-E})得到 10% 水準之負向估計，說明人行引導降息時，會促使市場貨幣供給增加，因而導致人民幣匯率現貨貶值。其次，關於股票市場參數估計部分，外匯市場及貨幣市場對其存在傳導機制：匯率現貨(ϕ_{u1}^{E-S})在 1% 水準下得到負向顯著估計，表示貨幣升值時期，國外資金湧入，股價因而上漲。貨幣市場對股票市場參數估計(θ_{u2}^{M-S})則得到 1% 水準之正向估計，表示人行調升利率隱含景氣上行，此時股票市場與景氣高度關聯，帶動股價上揚。最後，針對貨幣市場方程式估計參數部分，外匯市場對於銀行隔夜拆款利率(ϕ_{u1}^{E-M})得到 1% 顯著水準負向參數估計，意即外匯現貨升值，資金匯入，國內貨幣供給增加，為避免貨幣過度膨脹，人行會引導利率調升，吸收市場資金。

再者，關於控制變數部分，黃金價格(ρ_{u4}^G)與原油價格(η_{u5}^o)皆對股票市場與貨幣市場有 1% 顯著估計結果，顯示黃金與原油為影響股票及利率動向之重要變數，兩者皆呈現顯著負向關聯。針對股票市場部分，黃金價格上揚，投資人避險情緒走高，股票市場等風險性投資意願減少，股票價格下跌；而貨幣市場部分，當黃金價格上漲，投資人會轉而追求安全性資產，此時資金回流銀行體系，利率隨之下跌。另一方面，原油價格隱含市場景氣榮枯訊號，原油價格與股票市場為高度正相關，意即原油價格上漲，帶有景氣良好訊息，影響股市上漲；而油價上揚可能帶來通膨訊息，因此央行調高利率，減少流通貨幣量，來維持市場均衡，因此利率上揚。

表 3-A 模型 A 之條件平均式參數估計

條件平均數	變數	參數	外匯市場 (E)	股票市場 (S)	貨幣市場 (M)
常數項	c	c	0.0247* (0.0142)	-0.0896*** (0.0047)	0.0901*** (0.0112)
跨市場傳導	R_{t-u1}^S	ϕ_{u1}^{S-E}	0.0029 (0.0560)		
	R_{t-u2}^M	θ_{u2}^{M-E}	-0.0098* (0.0051)		
	R_{t-u1}^E	ϕ_{u1}^{E-S}		-0.3258*** (0.0059)	
	R_{t-u2}^M	θ_{u2}^{M-S}		0.0542*** (0.0016)	
	R_{t-u1}^E	ϕ_{u1}^{E-M}			-0.0711*** (0.0225)
	R_{t-u2}^S	θ_{u2}^{S-M}			-0.0033 (0.0302)
自我遞延項	R_{t-u3}^E	ψ_{u3}^{E-E}	-0.0735*** (0.0191)		
	R_{t-u3}^S	ψ_{u3}^{S-S}		0.1261*** (0.0013)	
	R_{t-u3}^M	ψ_{u3}^{M-M}			0.9520*** (0.0041)
黃金	R_{t-u4}^{Gold}	ρ_{u4}^G	-0.0003 (0.0041)	-0.0429*** (0.0013)	-0.0092*** (0.0019)
原油	R_{t-u5}^{oil}	η_{u5}^o	0.0017 (0.0016)	0.0559*** (0.0006)	0.0014*** (0.0005)

註：(1) E、S、M，分別對應外匯市場之外匯現貨變動率、股票市場之股票指數變動率、貨幣市場之上海銀行隔夜拆款利率。

(2) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(3) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準；. 代表觸及估計下限。

(二) 模型 B

模型 B 將外匯市場壓力取代外匯現貨，成為外匯市場之代理變數，分析外匯市場壓力、上證指數及上海銀行間隔夜拆款利率，三者間跨市場之動態關聯，表 3-B 則顯示其條件平均式參數估計。其中，針對外匯市場壓力參數估計，相較股票市場 (ϕ_{u1}^{S-E}) 得到不顯著估計，貨幣市場 (θ_{u2}^{M-E}) 對外匯市場壓力顯示 1% 水準顯著負向估計，表示人行引導利率上升，將可降低外匯市場壓力。其次，針對股票市場參數估計部分，外匯市場壓力 (ϕ_{u1}^{E-S}) 對其具有 1% 水準之負向估計，意即外匯市場壓力減少，有助股票上漲。貨幣市場銀行間拆款利率對股票市場 (θ_{u2}^{M-S}) 呈現 1% 水準顯著負向估計，代表人行調降利率時，導致市場貨幣寬鬆，將有助貨幣流向股市投資，股價因而上漲。此外，針對貨幣市場方程式估計參數部分，外匯市場壓力對於貨幣市場 (ϕ_{u1}^{E-M}) 參數估計值得到 1% 顯著水準負向關聯，說明外匯市場壓力上升時，人民幣遭受貶值壓力，進而使央行產生意圖干預市場，導致利率下降。相較於模型 A 使用外匯現貨衡作為外匯市場之代理變數，模型 B 外匯市場壓力對於股票市場以及貨幣市場擁有相同顯著之跨市場傳導。值得一提的是，貨幣市場對於外匯市場壓力之傳導顯著性高於外匯現貨傳導，進一步分析，利率對於外匯市場壓力傳導參數為 -0.2609，明顯高於利率對外匯現貨傳導參數 -0.0098。

關於控制變數部分，黃金價格 (ρ_{u4}^G) 與原油價格 (η_{u5}^o) 對於外匯市場壓力具顯著影響，得到 1% 顯著正向估計結果。黃金避險特質使其聯動外匯市場壓力，黃金價格上漲表示投資人避險情緒高，外匯市場壓力增加；原油價格增長隱含通貨膨脹訊息，外匯市場壓力隨之上揚。關於黃金與原油對股票與貨幣市場影響的說明，請見前述分析。

表 3-B 模型 B 之條件平均式參數估計

條件平均數	變數	參數	外匯市場 (E)	股票市場 (S)	貨幣市場 (M)
常數項	c	c	0.5170*** (0.0051)	0.0253*** (0.0040)	0.1252*** (0.0063)
跨市場傳導	R_{t-u1}^S	ϕ_{u1}^{S-E}	0.0105 (0.1386)		
	R_{t-u2}^M	θ_{u2}^{M-E}	-0.2609*** (0.0020)		
	R_{t-u1}^E	ϕ_{u1}^{E-S}		-0.0531*** (0.0004)	
	R_{t-u2}^M	θ_{u2}^{M-S}		-0.0044*** (0.0016)	
	R_{t-u1}^E	ϕ_{u1}^{E-M}			-0.0056*** (0.0006)
	R_{t-u2}^S	θ_{u2}^{S-M}			0.0008 (0.0011)
自我遞延項	R_{t-u3}^E	ψ_{u3}^{E-E}	0.7663*** (0.0005)		
	R_{t-u3}^S	ψ_{u3}^{S-S}		0.1275*** (0.0005)	
	R_{t-u3}^M	ψ_{u3}^{M-M}			0.9371*** (0.0023)
黃金	R_{t-u4}^{Gold}	ρ_{u4}^G	0.0139*** (0.0010)	-0.0533*** (0.0011)	-0.0047*** (0.0013)
原油	R_{t-u5}^{oil}	η_{u5}^o	0.0240*** (0.0006)	0.0595*** (0.0006)	0.0016*** (0.0006)

註：(1) E、S、M，分別對應外匯市場之外匯市場壓力、股票市場之股票指數變動率、貨幣市場之上海銀行隔夜拆款利率。

(2) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(3) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準；. 代表觸及估計下限。

(三) 模型 C

模型 C 是將貨幣市場變數改為餘額寶收益率做衡量依據，探討外匯現貨、上證指數及餘額寶收益，進行跨市場之動態關聯分析，而表 3-C 則為其條件平均式參數估計結果。首先，針對外匯市場參數估計，貨幣市場對於外匯現貨之傳導參數 (θ_{u2}^{M-E}) 呈現 1% 顯著水準正相關，由於餘額寶收益率升高代表銀行願意使用較高利率融資，間接隱含市場資金緊俏情勢，說明市場缺乏流動資金時，銀行會使用較高利率借款吸收民間資金；實證結果顯示，餘額收益率會提前反應貨幣貶值。其次，關於股票市場參數估計部分，貨幣市場對股票市場 (θ_{u2}^{M-S}) 為 1% 顯著負向傳導，根據前述，基於餘額寶收益率上漲帶有資金緊縮之訊號，景氣不好導致股票市場下跌，代表餘額收益率對股票市場具傳導之領先功能。再者，針對貨幣市場方程式參數估計，實證發現股票市場對貨幣市場 (θ_{u2}^{S-M}) 具有 1% 顯著正向估計，即股票報酬上漲時，會帶動餘額寶收益率增加。

此外，黃金價格 (ρ_{u4}^G) 與原油價格 (η_{u5}^o) 對貨幣市場呈現顯著負相關。探究其原因，餘額寶作為一種理財方式，與黃金避險特質具有替代效果，因此當金價下跌時，可能會導致投資人放棄持有黃金，轉向餘額寶投資；而國際原油價格增減隱含著大環境景氣榮衰，油價下跌時，帶有景氣不佳訊息，大眾會將資金移往餘額寶，尋求較穩定投資。

表 3-C 模型 C 之條件平均式參數估計

條件平均數	變數	參數	外匯市場 (E)	股票市場 (S)	貨幣市場 (M)
常數項	c	c	-0.0147*** (0.0025)	0.0368*** (0.0026)	-0.0684*** (0.0011)
跨市場傳導	R_{t-u1}^S	ϕ_{u1}^{S-E}	-0.0028 (0.0020)		
	R_{t-u2}^M	θ_{u2}^{M-E}	0.0015*** (0.0005)		
	R_{t-u1}^E	ϕ_{u1}^{E-S}		-0.2962*** (0.0117)	
	R_{t-u2}^M	θ_{u2}^{M-S}		-0.0104*** (0.0033)	
	R_{t-u1}^E	ϕ_{u1}^{E-M}			0.0109 (0.0083)
	R_{t-u2}^S	θ_{u2}^{S-M}			0.0231*** (0.0009)
自我遞延項	R_{t-u3}^E	ψ_{u3}^{E-E}	0.2450*** (0.0145)		
	R_{t-u3}^S	ψ_{u3}^{S-S}		0.1394*** (0.0130)	
	R_{t-u3}^M	ψ_{u3}^{M-M}			-0.2758*** (0.0007)
黃金	R_{t-u4}^{Gold}	ρ_{u4}^G	0.0004 (0.0019)	-0.0535*** (0.0026)	-0.2352*** (0.0009)
原油	R_{t-u5}^{oil}	η_{u5}^o	0.0032** (0.0016)	0.0570*** (0.0059)	-0.0114*** (0.0004)

註：(1) E、S、M，分別對應外匯市場之外匯現貨變動率、股票市場之股票指數變動率、貨幣市場餘額寶收益變動率。

(2) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(3) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準；. 代表觸及估計下限。

(四) 模型 D

模型 D 結合模型 B 與模型 C，將外匯市場及貨幣市場分別使用外匯市場壓力與餘額寶收益率做代理變數，分析外匯市場壓力、上證指數及餘額寶收益，三者間跨市場之動態關聯，表 3-D 則為條件平均式參數估計結果。針對外匯市場估計方程式，貨幣市場對外匯市場 (θ_{u2}^{M-E}) 呈現 1% 顯著水準正向參數估計，餘額寶利率上升隱含市場資金緊俏，銀行會用較高利率吸收資金，則帶動外匯市場壓力上升。另一方面，關於貨幣市場方程式之參數估計部分，外匯市場壓力對餘額寶收益率 (ϕ_{u1}^{E-M}) 具有 1% 水準顯著負向相關，即外匯市場壓力上升，政府會採貨幣政策干預市場，市場人民幣減少，因而餘額寶收益上升。針對股票市場對與貨幣市場，股價與餘額寶收益參數 (θ_{u2}^{S-M}) 有 1% 水準顯著正向估計，說明股票價格上漲帶有對未來經濟正向期望，投資人傾向使用更多資金投入股市，資金需求上升，銀行願意接受較高利率，進而影響餘額寶收益率增加。

值得一提的是，相較於前述模型 A、B、C，模型 D 將外匯市場與股票市場衡量方式更改後，兩市場對於貨幣市場的跨市場傳導皆存在 1% 顯著水準參數估計，為四模型中對貨幣市場最有解釋能力之模型，代表外匯市場及股票市場表現為皆為影響貨幣市場動向之重要變數。

表 3-D 模型 D 之條件平均式參數估計

條件平均數	變數	參數	外匯市場 (E)	股票市場 (S)	貨幣市場 (M)
常數項	c	c	-0.0982** (0.0488)	0.0469 (0.0454)	-0.1624*** (0.0340)
跨市場傳導	R_{t-u1}^S	ϕ_{u1}^{S-E}	0.0078 (0.0322)		
	R_{t-u2}^M	θ_{u2}^{M-E}	0.0718*** (0.0113)		
	R_{t-u1}^E	ϕ_{u1}^{E-S}		-0.0324*** (0.0106)	
	R_{t-u2}^M	θ_{u2}^{M-S}		-0.0268 (0.0227)	
	R_{t-u1}^E	ϕ_{u1}^{E-M}			-0.0461*** (0.0095)
	R_{t-u2}^S	θ_{u2}^{S-M}			0.1489*** (0.0299)
自我遞延項	R_{t-u3}^E	ψ_{u3}^{E-E}	0.8456*** (0.0130)		
	R_{t-u3}^S	ψ_{u3}^{S-S}		0.1886*** (0.0225)	
	R_{t-u3}^M	ψ_{u3}^{M-M}			-0.2210*** (0.0166)
黃金	R_{t-u4}^{Gold}	ρ_{u4}^G	0.2224*** (0.0421)	-0.0865*** (0.0193)	0.0687* (0.0372)
原油	R_{t-u5}^{oil}	η_{u5}^o	-0.0222** (0.0100)	0.0138 (0.0156)	0.0226 (0.0143)

註：(1) E、S、M，分別對應外匯市場之外匯市場壓力、股票市場之股票指數變動率、貨幣市場之餘額寶收益變動率。

(2) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(3) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準；. 代表觸及估計下限。

表 3-E 條件平均式參數之顯著性

Panel. A.	匯率現貨	股票指數	SHIBOR
匯率現貨	.	—***	—***
股票指數		.	
SHIBOR	—*	+***	.
黃金		—***	—***
原油		+***	+***
Panel. B.	EMP	股票指數	SHIBOR
EMP	.	—***	—***
股票指數		.	
SHIBOR	—***	—***	.
黃金	+***	—***	—***
原油	+***	+***	+***
Panel. C	匯率現貨	股票指數	餘額寶
匯率現貨	.	—***	
股票指數		.	+***
餘額寶	+***	—***	.
黃金		—***	—***
原油	+**	+***	—***
Panel. D	EMP	股票指數	餘額寶
EMP	.	—***	—***
股票指數		.	+***
餘額寶	+***		.
黃金	+***	—***	+*
原油	—***		

註：(1) Panel.A、B、C、D 分別對應至模型 A、B、C、D。

(2) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準。

第五節、跨市場波動外溢傳導估計

(一) 模型 A

針對外匯市場、股票市場和貨幣市場之跨市場波動傳導，模型 A 採用外匯現貨、上證指數及上海銀行間隔夜拆款利率為標的，表 4-A 為模型 A 之條件變異式參數估計。有關自身市場波動部分，外匯市場 (β_{v1}) 存在 1% 顯著水準 GARCH 及波動叢聚 ($\alpha_{1,v2}$) 效果；股票市場具 1% 水準之 GARCH 效果、波動叢聚 ($\alpha_{1,v2}$) 及自我波動不對稱 (α_2) 特性；貨幣市場則具 1% 估計水準之波動叢聚 ($\alpha_{1,v2}$) 及自我波動不對稱 (α_2) 特性。本文實證顯示外匯市場、股票市場和貨幣市場普遍存在大波動跟隨大波動，小波動跟隨小波動之聚集現象。

有關跨市場波動傳導機制部分，本文發現股票市場對外匯市場 (λ_1^{S-E}) 存在 1% 顯著估計之跨市場波動傳導，說明當股票市場波動增加時，外匯市場亦隨之波動上升；此外，外匯市場對股票市場 (λ_1^{E-S}) 也存在 1% 水準之跨市場波動傳導。而貨幣市場對於股票市場之跨市場波動傳導 (λ_1^{M-S}) 以及波動不對稱傳導 (λ_2^{M-S}) 參數皆在 1% 顯著水準得到正向估計結果，說明外匯市場及貨幣市場之波動皆會造成股票市場波動，且貨幣市場負面訊息會導致股票市場較大程度的波動。進一步比較兩市場對股票市場波動傳導程度，外匯市場影響參數為 0.2304 高於貨幣市場參數 0.1550，表示股票市場受到外匯市場影響較大。此外，對於貨幣市場，股票市場影響參數 (λ_2^{S-M}) 存在 1% 顯著波動不對稱傳導，意即股票下跌情況之波動傳導會造成貨幣市場更大波動。

比較雙向跨市場波動傳導方面，本文發現外匯市場與股票市場具雙向傳導機制，進一步比較兩者波動傳導程度，外匯市場對股票市場之波動傳導強度 0.2304，明顯高於股票市場對於外匯市場的影響參數 0.0034，表示外匯市場對股票市場之變動顯著高於股票市場對外匯市場之衝擊。此外，股票市場與貨幣市場兩者存在雙向跨市場波動不對稱傳導，即當股票市場受到貨幣市場波動傳遞非預期與負面訊息衝擊時，貨幣市場僅受股票市場之負向報酬影響，兩市場間呈現資訊不對等反應。深入分析其數據發現，比較兩市場雙向跨市場波動不對稱強度，貨幣市場對於股票市場影響參數為 0.1941，顯著大於股票市場對於貨幣市場之參數 0.0096，說明相較於股票市場對於貨幣市場之影響，貨幣市場對股票市場不僅存在較高波動不對稱強度，也存在波動傳導效果。

表 4-A 模型 A 之條件變異式參數估計

條件變異數	變數	參數	外匯市場 (E)	股票市場 (S)	貨幣市場 (M)
常數項	ω	ω	0.5143*** (0.0844)	0.0045 (0.0144)	0.7901*** (0.0698)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.4379*** (0.0575)	0.1997*** (0.0009)	0.0096 (0.0144)
自我波動叢聚	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	$\alpha_{1,v2}$	0.2924*** (0.0774)	0.2335*** (0.0020)	0.2118*** (0.0538)
自我波動不對稱	$D_{t-1}(\varepsilon_{t-1})^2$	α_2	0.0062 (0.0828)	0.0876*** (0.0042)	0.6786*** (0.0948)
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_1^{S-E}	0.0034*** (0.0002)		
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^S(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_2^{S-E}	-0.0036 .		
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_1^{M-E}	-0.0011 (0.0013)		
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^M(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_2^{M-E}	-0.0085 (0.0142)		
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_1^{E-S}		0.2304*** (0.0164)	
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^E(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_2^{E-S}		-0.0194 (0.0218)	
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_1^{M-S}		0.1550*** (0.0144)	
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^M(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_2^{M-S}		0.1941*** (0.0338)	
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_1^{E-M}			-0.0106 (0.0109)
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^E(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_2^{E-M}			0.0083 (0.0112)
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_1^{S-M}			-0.0002 (0.0006)
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^S(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_2^{S-M}			0.0096*** (0.0008)

註：(1) E、S、M，分別對應外匯市場之外匯現貨、股票市場之股票指數變動率、貨幣市場之上海銀行隔夜拆款利率。

(2) 為求分析之便，表中數值皆以 10 倍值呈現。

(3) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(4) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準；. 代表觸及估計下限。

(二) 模型 B

模型 B 使用外匯市場壓力做為衡量外匯市場之變數，研究外匯市場壓力、上證指數及上海銀行間隔夜拆款利率，探討跨市場之波動傳導分析。表 4-B 為其條件變異式參數估計，結果顯示外匯市場壓力、上證指數及上海銀行間隔夜拆款利率皆存在 1% 水準顯著估計的 GARCH 效果與波動叢聚 ($\alpha_{1,v2}$) 特性。此外，外匯市場壓力和上證指數並存在 1% 顯著的自我波動不對稱 (α_2) 特性。

關於跨市場波動之傳導，首先，本文發現股票市場對於外匯市場壓力存在 1% 顯著水準參數估計之波動傳導 (λ_1^{S-E}) 及波動不對稱 (λ_2^{S-E}) 傳導，說明股票波動會帶動外匯市場壓力波動，而股票市場負向衝擊會造成外匯市場壓力更大之波動。貨幣市場對外匯市場 (λ_1^{S-E}) 則呈現 1% 顯著參數估計之波動傳導，意即貨幣市場非預期波動產生，外匯市場會受到顯著衝擊影響。再者，外匯市場 (λ_1^{E-S} 、 λ_2^{E-S})，及貨幣市場 (λ_1^{M-S} 、 λ_2^{M-S}) 皆對股票市場呈現波動傳導及波動不對稱傳導的估計結果，代表外匯市場壓力及貨幣市場波動上升，導致股票市場波動增加；且外匯市場壓力及貨幣市場之負向訊息，會使得股票市場波動加劇。最後，有關兩市場間雙向傳導部分，外匯市場壓力與股票市場存在波動傳導及波動不對稱傳導之雙向傳導機制；股票市場與貨幣市場則具有波動不對稱雙向傳導功能。

針對外匯市場方程式參數估計，模型 B 相較於模型 A 存在較強波動傳導功能。詳言之，模型 A 之外匯現貨受到股價波動傳導，而模型 B 外匯市場壓力不僅受到股價波動傳導及波動不對稱傳導，貨幣市場對外匯市場之波動參數也呈現顯著估計。根據實證數據，模型 B 股票市場對外匯市場波動傳導影響參數為 0.1430，顯著高於模型 A 之參數 0.0034。此外，外匯市場壓力對股票市場相較於模型 A 僅存在波動傳導，模型 B 顯示具有波動傳導以及波動不對稱傳導，意即相較於外匯現貨，外匯市場壓力非但帶動股票市場之波動，其負向衝擊還會造成股票市場更大之波動。

表 4-B 模型 B 之條件變異式參數估計

條件變異數	變數	參數	外匯市場 (E)	股票市場 (S)	貨幣市場 (M)
常數項	ω	ω	0.0010 (0.0098)	0.0010 (0.0142)	0.2527*** (0.0228)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.0431*** (0.0004)	0.0466*** (0.0004)	0.1626*** (0.0245)
自我波動叢聚	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	$\alpha_{1,v2}$	0.0623*** (0.0006)	0.0590*** (0.0005)	0.6301*** (0.1377)
自我波動不對稱	$D_{t-1}(\varepsilon_{t-1})^2$	α_2	0.0996*** (0.0018)	0.1099*** (0.0015)	0.1073 (0.1435)
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_1^{S-E}	0.1430*** (0.0021)		
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^S(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_2^{S-E}	0.0886*** (0.0035)		
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_1^{M-E}	0.7031*** (0.0815)		
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^M(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_2^{M-E}	-0.2796 (4.8389)		
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_1^{E-S}		0.0988*** (0.0016)	
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^E(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_2^{E-S}		0.1377*** (0.0035)	
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_1^{M-S}		0.0381*** (0.0099)	
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^M(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_2^{M-S}		0.4331*** (0.0284)	
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_1^{E-M}			0.0000 .
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^E(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_2^{E-M}			-0.0001 .
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_1^{S-M}			-0.0001 (0.0002)
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^S(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_2^{S-M}			0.0010*** (0.0002)

註：(1) E、S、M，分別對應外匯市場之外匯市場壓力、股票市場之股票指數變動率、貨幣市場之上海銀行隔夜拆款利率。

(2) 為求分析之便，表中數值皆以 10 倍值呈現。

(3) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(4) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準；. 代表觸及估計下限。

(三) 模型 C

相較於前述模型，模型 C 使用餘額寶收益率作為貨幣市場之代理變數，分析結果顯示外匯市場壓力、上證指數及餘額寶皆存在 1% 水準顯著估計的 GARCH 效果與波動叢聚 ($\alpha_{1,v2}$) 特性。此外，上證指數和餘額寶收益率皆存在 1% 顯著的自我波動不對稱 (α_2) 特性。本文結果顯示餘額寶收益報酬存在波動聚集的現象。

模型 C 是將貨幣市場透過餘額寶收益率做為衡量依據，分析外匯現貨、上證指數及餘額寶收益率間跨市場之波動傳導。表 4-C 為條件變異式參數估計結果，結果顯示外匯市場壓力、上證指數及上海銀行間隔夜拆款利率皆存在 1% 水準顯著估計的 GARCH 效果與波動叢聚 ($\alpha_{1,v2}$) 特性。此外，上證指數和餘額寶收益率皆存在 1% 顯著的自我波動不對稱 (α_2) 特性。本文結果顯示餘額寶收益報酬存在波動聚集的現象。

其次，本研究針對跨市場傳導波動發現，貨幣市場對於股票市場波動傳導 (λ_1^{M-S}) 及波動不對稱傳導 (λ_2^{M-S}) 皆存在 1% 顯著水準結果，代表餘額寶收益率波動增加會造成股價波動上升，且餘額寶收益率負向衝擊會導致股價波動加劇。對於貨幣市場方程式參數估計，外匯市場對於貨幣市場具有 1% 顯著波動傳導 (λ_1^{E-S}) 及 10% 顯著波動不對稱 (λ_2^{E-S}) 參數估計；股票市場對於貨幣市場則存在 1% 估計水準波動傳導 (λ_1^{S-M}) 及波動不對稱傳導 (λ_2^{S-M})，說明外匯現貨波動及股票市場波動上升，會牽動餘額寶收益波動增加，並且外匯現貨及股價負面訊息會導致餘額寶收益波動更加劇烈。另一方面，貨幣市場與股票市場間顯著水準雙向跨市場波動及波動不對稱傳導，且皆在 1% 水準下有顯著參數估計。進一步分析，比較兩市場間傳導強度，發現不論是波動傳導，抑或是波動不對稱傳導，貨幣市場對於股票市場之傳遞能力皆高於股票市場對貨幣市場傳遞程度。股票市場及貨幣市場間之顯著資訊傳導結構，兩市場間呈現高度訊息交互影響。

相較於模型 A，貨幣市場對於股票市場具有相同顯著水準跨市場傳遞功能，而外匯市場與股票市場對於貨幣市場有較全面且顯著傳導效果。

表 4-C 模型 C 之條件變異式參數估計

條件變異數	變數	參數	外匯市場 (E)	股票市場 (S)	貨幣市場 (M)
常數項	ω	ω	0.3497*** (0.0255)	0.0010 (0.0353)	0.0269*** (0.0052)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.3362*** (0.0233)	0.0258*** (0.0008)	0.0493*** (0.0430)
自我波動叢聚	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	$\alpha_{1,v2}$	0.4888*** (0.0415)	0.0789*** (0.0016)	0.0536*** (0.0281)
自我波動不對稱	$D_{t-1}(\varepsilon_{t-1})^2$	α_2	0.0000 .	0.3291*** (0.0104)	0.1415*** (0.0011)
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_1^{S-E}	0.0034*** (0.0002)		
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^S(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_2^{S-E}	-0.0035 (0.0007)		
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_1^{M-E}	0.0002 (0.0004)		
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^M(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_2^{M-E}	-0.0002 (0.0004)		
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_1^{E-S}		3.3853*** (0.3702)	
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^E(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_2^{E-S}		-3.2518 (11.206)	
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_1^{M-S}		0.1461*** (0.0018)	
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^M(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_2^{M-S}		0.1625*** (0.0047)	
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_1^{E-M}			0.0995*** (0.0103)
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^E(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_2^{E-M}			0.0205* (0.0114)
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_1^{S-M}			0.1084*** (0.0005)
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^S(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_2^{S-M}			0.0924*** (0.0010)

註：(1) E、S、M，分別對應外匯市場之外匯現貨、股票市場之股票指數變動率、貨幣市場之餘額寶收益率。

(2) 為求分析之便，表中數值皆以 10 倍值呈現。

(3) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(4) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準；. 代表觸及估計下限。

(四) 模型 D

模型 D 結合模型 B 與模型 C 之特點，將外匯市場及貨幣市場分別採用外匯市場壓力與餘額寶收益率，分析外匯市場壓力、上證指數及餘額寶收益之動態波動關聯。表 4-D 為條件變異式參數估計結果。分析結果顯示，外匯市場壓力、股票市場及貨幣市場存在 1% 顯著水準估計之分析 GARCH 效果 (β_{v1}) 與波動叢聚 ($\alpha_{1,v2}$) 特性。此外，外匯市場壓力和上證指數皆存在 1% 顯著的自我波動不對稱 (α_2) 特性。

首先，關於跨市場波動傳導部分，就外匯市場而言，本文發現股票市場 (λ_1^{S-E}) 與貨幣市場 (λ_1^{M-E})，皆存在 1% 顯著水準估計之跨市場波動傳遞，表示股票價格及餘額寶收益波動增加皆會導致外匯市場波動更加劇烈。其次，針對股票市場方程式估計，外匯市場 (λ_2^{E-S}) 及貨幣市場 (λ_2^{M-S}) 對於股票市場皆具有 1% 水準 5 之波動不對稱傳導，說明外匯市場壓力與餘額寶收益之負向衝擊將會造成股票市場更大波動。再者，根據貨幣市場波動參數估計，外匯市場對於貨幣市場存在波動不對稱傳導 (λ_2^{E-M}) 1% 顯著估計，代表外匯市場壓力之負面消息會導致餘額寶收益波動加劇。股票市場對於貨幣市場則發現具有 1% 顯著估計之波動傳導 (λ_1^{S-M}) 及 5% 水準估計之波動不對稱傳導 (λ_2^{S-M})，意即股票價格之波動影響餘額寶收益波動；其中，面對股價之負面衝擊造成餘額寶收益波動增加。

針對模型 D 與模型 B 及模型 C 做比較，發現相同使用外匯市場壓力之外匯市場，不論是使用上海銀行隔夜拆款利率及餘額寶利率代表貨幣市場，皆存在 1% 顯著水準估計之跨市場波動傳遞。另一方面，外匯市場對於貨幣市場具有較高顯著波動不對稱傳導效果，說明外匯市場對貨幣市場之訊息傳遞主要藉由不對稱波動傳導途徑進行，意即相較於正面訊息，外匯市場之負向衝擊更會影響貨幣市場波動。

表 4-D 模型 D 之條件變異式參數估計

條件變異數	變數	參數	外匯市場	股票市場	貨幣市場
常數項	ω	ω	23.3807*** (5.6553)	24.0231*** (2.8649)	0.0019 (4.2371)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.4543*** (0.0389)	0.7054*** (0.0093)	0.2099*** (0.0060)
自我波動叢聚	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	$\alpha_{1,v2}$	0.2189*** (0.0630)	0.1408*** (0.0286)	0.6901*** (0.0060)
自我波動不對稱	$D_{t-1}(\varepsilon_{t-1})^2$	α_2	0.2268*** (0.0642)	0.0525*** (0.0014)	0.0000 .
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_1^{S-E}	0.3988*** (0.0560)		
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^S(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_2^{S-E}	-0.3833 (0.7340)		
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_1^{M-E}	0.1430*** (0.0232)		
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^M(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_2^{M-E}	-0.1407 (0.1476)		
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_1^{E-S}		-0.0582 (0.0000)	
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^E(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_2^{E-S}		0.1911*** (0.0253)	
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_1^{M-S}		-0.0141 .	
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^M(\varepsilon_{t-1}^M)^2$	λ_2^{M-S}		0.0432*** (0.0051)	
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_1^{E-M}			-0.0025 (0.0096)
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^E(\varepsilon_{t-1}^E)^2$	λ_2^{E-M}			0.8247*** (0.0603)
波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_1^{S-M}			0.6385*** (0.0925)
波動不對稱傳導	$D_{t-1}^S(\varepsilon_{t-1}^S)^2$	λ_2^{S-M}			0.2824** (0.1192)

註：(1) E、S、M，分別對應外匯市場之外匯市場壓力、股票市場之股票指數變動率、貨幣市場之餘額寶收益率。

(2) 為求分析之便，表中數值皆以 10 倍值呈現。

(3) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(4) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準；. 代表觸及估計下限。

表 4-E 條件變異式參數之顯著性

Panel. A.		匯率現貨	股票指數	SHIBOR
匯率現貨	VC	.	+***	
	VA	.		
股票指數	VC	+***	.	
	VA		.	+***
SHIBOR	VC		+***	.
	VA		+***	.
Panel. B.		EMP	股票指數	SHIBOR
EMP	VC	.	+***	
	VA	.	+***	
股票指數	VC	+***	.	
	VA	+***	.	+***
SHIBOR	VC	+***	+***	.
	VA		+***	.
Panel. C		匯率現貨	股票指數	餘額寶
匯率現貨	VC	.	+***	+***
	VA	.		+*
股票指數	VC	+***	.	+***
	VA		.	+***
餘額寶	VC		+***	.
	VA		+***	.
Panel. D		EMP	股票指數	餘額寶
EMP	VC	.		
	VA	.	+***	+***
股票指數	VC	+***	.	+***
	VA		.	+**
餘額寶	VC	+***		.
	VA		+***	.

註：(1) Panel.A、B、C、D 分別對應至模型 A、B、C、D。

(2) 表中 VC 代表波動傳導、VA 代表波動不對稱傳導。

(3) *、**、*** 分別代表 10%、5%、1% 下的顯著水準。

第六節、條件共變異數估計

表 5 模型條件共變異式參數估計

參數	模型 A	模型 B	模型 C	模型 D	
動態 相關 係數	a	0.0100	0.2496***	0.2495***	0.0124
		.	(0.0055)	(0.0006)	(0.0224)
	b	0.9698***	0.2500***	0.2525***	0.0100
		(0.0013)	(0.0024)	(0.0007)	(1.8447)
	c	0.0100	0.4994***	0.4971***	0.0100
		.	(0.0032)	(0.0002)	.

註：(1) 為求分析之便，表中數值皆以 10 倍值呈現。

(2) 表中()內之值為參數估計值之標準誤。

(3) *、**、***分別代表 10%、5%、1%下的顯著水準。

(4) .代表觸及估計下限。

各模型之共變異參數估計結果如表 5 所示，參數估計大多呈現顯著正向結果，顯示三個市場間之關聯存在隨時間改變之特性，印證本文採用 DCC-GARCH 模型的合理性。其中，參數 a 為標準差之交乘項估計，模型 B 及模型 C 皆得到正向顯著估計，表示兩兩市場存在彼此交互影響。此外，參數 b 代表共變異數遞延期估計，模型 A、B、C 均呈現 1%之顯著正向估計，說明存在共變異的持續性。最後，參數 c 為負向衝擊下之共變異參數估計，本文發現模型 B 與 C 均得到 1%顯著估計，代表當前期市場負向衝擊時期，兩市場之共變異程度將明顯提升。

伍、結論

全球數位金融轉型風潮興起，伴隨國際金融市場漸次開放，透過以大數據、雲計算等互聯網為主之訊息科技，使得跨境資本流通便捷，加快金融市場間信息傳遞，相互連結更為緊密。2005年中國人民銀行宣布結束長達十年固定匯率，將開始實行有管理之浮動匯率制度，此變革帶給中國經濟碩大影響，也造成貨幣市場及股票市場相當衝擊。

本文採用中國市場作為研究對象，探討外匯市場、股票市場及貨幣市場主要三大金融市場之跨市場動態傳導現象。相較於傳統文獻，為符合現今金融改革並深入了解中國市場動態，研究變數之選取除傳統外匯現貨、上海證券交易所綜合A股價指數及上海銀行間隔夜同業拆款利率（SHIBOR）外，針對外匯市場及貨幣市場，本文研究嘗試使用外匯市場壓力及中國餘額寶收益率作為市場代理變數，分別代表整體外匯市場壓力及市場資金狀態之衡量。具體言之，本文依照市場選取之變數，建構模型A、B、C、D，進行中國金融體系跨市場動態分析研究。其中，針對外匯市場壓力之建構，不同於過去文獻，採用利差變動率作為利率組成，並利用單變量GARCH模型衡量其權重，計算出符合外匯市場壓力之變數。

針對研究議題，本文使用DCC-GARCH模型觀察外匯市場、股票市場及外匯市場，考量三市場間是否存在跨市場報酬傳導與跨市場波動外溢傳導現象，期透過此模型，得到妥適估計結果。針對本文研究結果可歸納如下：

首先，針對跨市場報酬傳導部分，本文發現（1）外匯現貨與上海隔夜拆款利率存在相互傳導之功能；外匯現貨與上海隔夜拆款利率對於股票市場皆具顯著跨市場報酬傳導。（2）上海隔夜拆款利率對於外匯市場壓力存在較大影響力；外匯市場壓力對於股票市場也存在明顯價格發現功能。（3）餘額寶收益率對於外匯市場現貨存在顯著報酬傳導效果，能夠提前反映外匯市場貶值情形。而餘額寶收益率與股價指數具有顯著雙向傳導。（4）外匯市場壓力相較於外匯現貨，對於餘額寶收益率報酬傳導具顯著之效果，且餘額寶收益率對於外匯市場壓力存在報酬傳導，雙方具相互傳導機制。

跨市場波動傳導效果估計部分，研究結果顯示中國市場的波動特性（1）外匯市場現貨、外匯市場壓力、股票市場、上海隔夜拆款利率與餘額寶收益率普遍存在波動叢聚及波動不對稱現象。（2）利率對於外匯市場壓力具有波動不對稱傳導效果；外匯市場壓力與股價指數均存在雙向波動與波動不對稱傳導功能；外匯現貨對餘額寶收益率存在顯

著波動與波動不對稱傳導影響；餘額寶收益率與股票指數存在相互顯著波動及波動不對稱傳導；餘額寶收益率與外匯市場壓力存在顯著雙向波動傳導。(3) 條件共變異數大多呈現顯著正向結果，說明外匯市場、股票市場與貨幣市場間之相關性存在隨時間改變之特性，印證本文採用 DCC-GARCH 模型的合理性。

綜合上述，結果證明採用外匯市場壓力及餘額寶利率分別替代傳統外匯市場現貨與隔夜拆款利率，不論在與其他金融市場之交互傳導或波動之訊息傳導，均較能妥適反映市場間之動態關聯性。本文研究結果證實外匯市場壓力可提供外匯市場及其他金融市場更好之觀察；且餘額寶利率對於其他市場具較佳之解釋功能，再次印證本文採用餘額寶利率作為貨幣市場代理變數的重要性。

陸、參考文獻

1. 朱振、蔣文璐(2016),「餘額寶情緒指數與中國股票市場間相互影響的實證分析」,中國物價,第五期,頁 36-39。
2. 何建敏、白潔(2015),「基於 EEMD-VAR 的餘額寶收益率影響因素研究」,現代財經:天津財經學院學報,第八期,頁 80-89。
3. 許振明、蔡佳珍(1993),「股價與經濟因素之關聯性分析與預測:MTV 及主成份迴歸分析」。
4. 莫易嫻、吳炳良(2014),「餘額寶的風險與規避」,國際金融,第六期,頁 72-76。
5. 陳倩文(2015),「基於 GRACH-VAR 模型的互聯網理財產品市場風險管理研究」價值工程,第三十四期,第二十卷,頁 178-180。
6. Abdalla, I. S., & Murinde, V. (1997), Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines, *Applied financial economics*, 7(1), 25-35.
7. Aggarwal, R. (1981), Exchange Rate and Stock Prices: A Study of the US Capital Markets under Floating Exchange Rates, *Akron Business and Economic Review*, 12, 7-12.
8. Ajayi, R. A., & Mougoué, M. (1996), On the dynamic relation between stock prices and exchange rates, *Journal of Financial Research*, 19(2), 193-207.
9. Alam, M. M., & Uddin, M. G. S. (2009), Relationship between interest rate and stock price: empirical evidence from developed and developing countries, *International journal of business and management*, 4(3), 43.
10. Bank for International Settlements (2013), Foreign exchange turnover in April 2013: preliminary global results2013. <<https://www.bis.org/publ/rpfx13fx.pdf>>
11. Berger, S. C., & Gleisner, F. (2009), Emergence of financial intermediaries in electronic markets: The case of online P2P lending, *BuR-Business Research*, 2(1), 39-65.
12. Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of econometrics*, Vol. 31, pp.307-327.
13. Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge (1988), A capital asset pricing model with time-varying covariances, *The Journal of Political Economy*, 116-131.

14. Bollerslev, T. (1990), Modelling The Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model, *The Review of Economics and Statistics* 72(3), 498-505.
15. Brailsford, T., Penm, J. H., & Lai, C. D. (2006), Effectiveness of high interest rate policy on exchange rates: a reexamination of the Asian financial crisis, *Advances in Decision Sciences*, 2006.
16. Caballero, R. J., & Corbo, V. (1989), The effect of real exchange rate uncertainty on exports: empirical evidence, *The World Bank Economic Review*, 3(2), 263-278.
17. Cassuto, A. E. (1995). Non-normal error patterns: How to handle them. *The Journal of Business Forecasting*, 14(2), 15.
18. Chey, H. K. (2013), Can the Renminbi Rise as a Global Currency?, *Asian Survey*, 53(2), 348-368.
19. China Internet Network Information Center (2016), The 37th survey report on the Internet development in China. <<http://www.cnnic.net.cn/en>>.
20. Connolly, M., & Da Silveira, J. D. (1979), Exchange market pressure in postwar Brazil: An application of the Girton-Roper monetary model, *The American Economic Review*, 69(3), 448-454.
21. Dhakal, D., Kandil, M., & Sharma, S. C. (1993). Causality between the money supply and share prices: a VAR investigation. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 52-74.
22. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), Distribution of the Estimators for Autogressive Time Series With a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
23. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
24. Dornbusch, R. (1976), Expectations and exchange rate dynamics, *The journal of political economy*, 1161-1176.
25. Dornbusch, R., and Fischer, S. (1980), Exchange rates and the current account, *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.
26. Dornbusch, R., I. Goldfajn, and R. Valdes, (1995), Currency Crises and Collapses, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 219-95.

27. Duasa, J. (2009), Asymmetric cointegration relationship between real exchange rate and trade variables: The case of Malaysia.
28. Dumas, B., Fleming, J., & Whaley, R. E. (1998), Implied volatility functions: Empirical tests, *The Journal of Finance*, 53(6), 2059-2106.
29. Eichengreen, B., A. K. Rose, and C. Wyplosz. (1996), Contagious Currency Crises: First Tests, *Scandinavian Journal of Economics*, 98:4, 463-484.
30. Engle, R. F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
31. Engle, R. (2002), Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
32. Fernald, J., & Rogers, J. H. (2002), Puzzles in the Chinese stock market, *Review of Economics and Statistics*, 84(3), 416-432.
33. Fischer, Stanley. (2003), Globalization and its challenges, *The American Economic Review*, 93(2), 1-30.
34. Friedman, M. (1988), Money and the stock market, *The Journal of Political Economy*, 221-245.
35. Gavin, M. (1989), The stock market and exchange rate dynamics. *Journal of international money and finance*, 8(2), 181-200.
36. Girton, L., Roper, D. (1977), A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience, *American Economic Review*, 537-548.
37. Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle (1993), On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
38. Goschen, G. (1861), Speculation and Interest Rate Parity without Forward Exchange in The Theory of Foreign Exchange, *Cahiers D'Economie Politique*, 29, 21-34.

39. Granger, C.W.J. and Newbold P. (1974), Spurious Regression in Econometric., *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp.1779-1801.
40. Hatemi-J, A., & Irandoust, M. (2000), Exchange rates and interest rates: Can their causality explain international capital mobility?, *The International Trade Journal*, 14(3), 299-314.
41. Hegerty, S.W. (2013), Principal Component Measures of Exchange Market Pressure: Comparisons with Variance-Weighted Measures, *Applied Financial Economics*, 23(18), 1483-1495.
42. Homa, K. E., & Jaffee, D. M. (1971), The supply of money and common stock prices, *The Journal of Finance*, 26(5), 1045-1066.
43. Honda, Y., & Kuroki, Y. (2006), Financial and capital markets' responses to changes in the central bank's target interest rate: the case of Japan, *The Economic Journal*, 116(513), 812-842.
44. Ito, T. (2010), China as number one: how about the renminbi? , *Asian Economic Policy Review*, 5(2), 249-276.
45. Kanas, A. (2000), Volatility spillovers between stock returns and exchange rate changes: International evidence, *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(3-4), 447-467.
46. Khawaja, M. I. (2007), Exchange market pressure and monetary policy: Evidence from Pakistan, *The Lahore Journal of Economics*, 12(2), 83-114.
47. Klaassen, F., and Jager, H. (2011), Definition-consistent measurement of exchange market pressure, *Journal of International Money and Finance*, 30(1), 74-95.
48. Lastrapes, W. D. (1989), Exchange rate volatility and US monetary policy: an ARCH application, *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(1), 66-77.
49. MCMILLAN, D. G. (2005), Time variation in the cointegrating relationship between stock prices and economic activity, *International Review of Applied Economics*, 19(3), 359-368.
50. Nelson, D.(1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol.59, No.2, pp.347-370.
51. Pentecost, E. J., Van Hooydonk, C., & Van Poeck, A. (2001), Measuring and estimating exchange market pressure in the EU, *Journal of International Money and Finance*, 20(3), 401-418.

52. Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005), Stock prices and exchange rate dynamics, *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1031-1053.
53. Rasband, S.N. (1990), *Chaotic Dynamics of Non-Linear Systems*. Wiley, New York.
54. Ratanapakorn, O., & Sharma, S. C. (2007), Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables, *Applied Financial Economics*, 17(5), 369-377.
55. Roper, D. E. and S. J. Turnovsky, (1980), Optimal Exchange Market Intervention in a Simple Stochastic Macro Model. *The Canadian Journal of Economics*, 13(2), 296-309.
56. Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
57. Shu, C. (2010), Impact of the renminbi exchange rate on Asian currencies, *Currency Internationalization: Global Experiences and Implications for the Renminbi*, Palgrave Macmillan UK, 221-235.
58. Smith, C. E. (1992), Stock markets and the exchange rate: a multi-country approach, *Journal of macroeconomics*, 14(4), 607-629.
59. Soenen, L. A., & Hennigar, E. S, (1988). An analysis of exchange-rates and stock-prices-the united-states experience between 1980 and 1986, *Akron Business and Economic Review*, 19(4), 7-16.
60. Solnik, B. (1987), Using financial prices to test exchange rate models: A note. *The journal of Finance*, 42(1), 141-149.
61. Sprinkel, B. W. (1964), *Money and stock prices*, Homewood, Ill: RD Irwin.
62. Tanner, E. (2002), Exchange market pressure, currency crises, and monetary policy: additional evidence from emerging markets, *SSRN Working Paper Series*.
63. Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995), Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of econometrics*, 66(1), 225-250.
64. Wang, H., Greiner, M., & Aronson, J. E. (2009). People-to-people lending: The emerging e-commerce transformation of a financial market, *Value creation in e-business management*, Springer Berlin Heidelberg. (pp. 182-195)
65. Wang, P., & Moore, T. (2014), The determinants of vulnerability to currency crises: country-specific factors versus regional factors, *Empirica*, 41(4), 619-640.
66. Weymark, D. N. (1995), Estimating exchange market pressure and the degree of

- exchange market intervention for Canada, *Journal of International Economics*, 39(3), 273-295.
67. Yang, T., & Lim, J. J. (2004), Crisis, contagion, and East Asian stock markets, *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 7(01), 119-151.
68. Yermack, D. (2013), Is Bitcoin a real currency? An economic appraisal (No. w19747), *National Bureau of Economic Research*.