

東海大學高階經營管理碩士在職專班(研究所)

碩士學位論文

台灣存託憑證與標的股間價格波動關連之研究

A Study of Correlations in Price Changes and Volatility Between
TDRs and Underlying Shares

指導教授：林灼榮 博士

研究生：黃俊勳 撰

中華民國 102 年 05 月

中文摘要

論文名稱：台灣存託憑證與標的股間價格波動關連之研究

校所名稱：東海大學高階經營管理碩士在職專班（研究所）

畢業時間：2013 年 05 月

研究生：黃俊勳

指導教授：林灼榮博士

論文摘要：

台灣存託憑證(Taiwan Depositary Receipt 簡稱 TDR)乃國外掛牌企業為了在台灣市場籌資，而在台灣市場發行表彰其普通股之有價權益證券，自政府開放海外企業來台掛牌政策後，TDR 已儼然成為投資大眾新的投資工具。本文旨在探討台灣存託憑證與其標的股(港股)間價格波動之關聯性，並評估星期效應、元月效應及誤差修正項等外生變數，對兩者股價報酬率之影響。實證結果發現：

1. 大部分 TDR 與標的股間大多存在共整合關係，代表兩者存在長期均衡。
2. 在多變量 GARCH 模型平均方程式中，發現元月效應及星期效應，對大部分的 TDR 與標的股報酬率並無顯著影響；在誤差修正項變數方面，大部分則顯著影響 TDR 與標的股報酬率。
3. 在 CCC-GARCH 模型之變異方程式中，發現大部分 TDR 及標的股當期報酬率顯著受到自身前一期非預期波動影響，及 TDR 與標的股報酬率的當期波動均會對彼此下一期報酬率波動產生顯著影響。
4. 在 DCC-GARCH 之變異方程式中，發現大部分 TDR 與標的股報酬率波動間，存在顯著連續性及波動傳染之蔓延性及叢聚效應。

關鍵詞:台灣存託憑證、共整合檢定、多變量 GARCH、CCC-GARCH 模型、DCC-GARCH 模型

Abstract

Title of Thesis : A Study of Correlations in Price Changes and Volatility Between TDRs
and Underlying Shares

Name of Institution : Tunghai University

Executive Master of Business Administration

Graduation Time : (05/2013)

Student Name : Chun-Hsun Huang

Advisor Name : Dr. Jwu-Rong Lin

Abstract

Taiwan depositary receipts(TDRs) are equity securities issued by listed companies outside Taiwan in order to obtain funds on the Island. As Taiwan's authorities have removed regulations on listing by non-Taiwanese firms, TDRs have become a popular investment vehicle. This study aims to examine the price volatility correlation between TDRs and the underlying shares in Hong Kong and to investigate the impact of the day-of-the-week effect, January effect, and error correction on returns for both assets. Major empirical findings are as follows:

1. Most TDRs are co-integrated with the underlying shares, implying a long-term equilibrium.
2. In the mean equation of the multivariate GARCH model, both January and day-of-the-week effects on returns are absent. In contrast, error correction significantly affects returns.
3. In the variance equation of the CCC-GARCH model, for both assets, contemporaneous returns are sensitive to unexpected volatility in the previous period whereas contemporaneous volatility changes volatility in the next period.
4. In the variance equation of DCC-GARCH model, significant volatility contagion and the cluster effect are found for both assets.

Keywords: Taiwan Depositary Receipt(TDR) ; Co-integration ; Multivariate GARCH ;
CCC-GARCH ; DCC-GARCH.

誌 謝

在工作多年後，能再進入學校求學，是種幸福，也是完成我的願望，很高興能在大肚山上風景優美的東海校園裡鑽研學問，回想起這段求學過程，真是充滿艱辛與試煉，但在辛苦中也夾雜著許多快樂的回憶。對於此篇論文得以完成，首要感謝我的指導教授—林灼榮教授，您的細心教導，讓後學的我能在求學過程滿載收穫，除了論文全程指導外，您對研究的堅持與認真教學的態度，亦成為我日後學習的標竿，在此致上深深的謝意。同時要感謝口試委員蕭欽篤教授、蕭堯仁教授及黃瓊如教授百忙中撥冗指導，提供許多寶貴的意見，讓本篇論文得以更臻完善，讓我感到非常幸運與感謝。在東海求學期間，承蒙管理學院 EMBA 所有授課教授們的悉心指導，讓本人能有機會一窺商學領域之堂奧及學海之浩瀚。

最後要感謝我的家人，由於您們在我背後支持與鼓勵，才得以讓我無後顧之憂的完成學業，在此致上本人深深的謝意，並將我人生第一本著作獻給我深愛的家人及在天國的父親。

目 次

第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究範圍與目的.....	3
第三節 研究架構.....	4
第二章 文獻回顧	5
第一節 台灣國內存託憑證相關文獻.....	5
第二節 台灣企業發行海外存託憑證相關文獻.....	7
第三章 研究方法	9
第一節 單根檢定.....	9
第二節 共整合檢定.....	12
第三節 ARCH 效果檢定.....	13
第四節 多變量 GARCH 模型.....	14
第四章 實證分析與結果	20
第一節 資料說明與處理.....	20
第二節 資料特性分析.....	22
第三節 單根檢定.....	27
第四節 共整合檢定.....	28
第五節 ARCH 效果檢定.....	30
第六節 多變量 GARCH 模型建構與實證結果.....	31
第五章 結論與建議	37
參考文獻	39

表 次

《表 1-1》 集中市場台灣存託憑證發行概況統計表	2
《表 4-1》 樣本名稱及樣本期間	20
《表 4-2》 原始變數與資料來源	21
《表 4-3》 個股日股價簡稱	23
《表 4-4》 各變數之敘述統計表	24
《表 4-4》 個股報酬率單根檢定表	23
《表 4-5》 個股日報酬率簡稱	26
《表 4-6》 個股股價單根檢定表	27
《表 4-7》 共整合檢定表	28
《表 4-8》 ARCH 效果檢定	30
《表 4-9》 CCC-GARCH 模型平均方程式估計結果	33
《表 4-10》 CCC-GARCH 模型實證結果	34
《表 4-11》 DCC-GARCH 模型實證結果	35
《表 4-12》 ARCH 係數 Wald Test 檢定	36
《表 4-12》 平均動態條件相關係數表	36

圖 次

《圖 1-1》 本文研究架構	4
《圖 4-1》 個股日股價序列走勢圖	23
《圖 4-2》 個股日報酬率序列走勢圖	26

第一章 緒論

本章一共有三節，第一節擬說明本文研究背景與動機，主要說明台灣存託憑證的發展背景以及發行情況，由於存託憑證乃表彰其標的股價值，因此希望藉由本文以瞭解兩者間價格波動之傳遞關係，以提供投資大眾更明確的投資決策；而第二節說明本文研究範圍與目的；最後在第三節說明本文的研究架構。

第一節 研究背景與動機

為因應資本市場國際化潮流，政府積極推動多國籍企業來台募資，自 1992 年起陸續開放多項募資政策，1992 年 6 月開放外國發行人來台發行 TDR(Taiwan depositary receipt)，1996 年 2 月開放外國企業來台發行公司債，另為推動台灣成為亞太金融中心，更於 1997 年 6 月開放外國績優企業來台發行股票，惟外國企業來台籌資情況未如預期。自 1998 年第一檔福雷電 TDR 上市後，外國企業來台發行 TDR 並不熱絡，遲至 2001 年 4 月後才陸續有東亞科、美德醫、萬宇科及泰金寶等四檔 TDR 掛牌上市，其中僅東亞科及泰金寶分別於 2003 年、2005 年及 2006 年辦理再次參與發行；除了初級發行市場冷清外，TDR 的次級交易市場表現亦不活絡，TDR 成交值占股市總成交值比重均低於 0.1%。

2008 年 6 月行政院陸續放寬多項兩岸金融業務，包括香港及新加坡交易所掛牌企業得來台第二上市、台港兩地 ETF(Exchange Traded Funds)相互掛牌、放寬海外企業來台上市(櫃)資格限制級籌資限制、取消外國發行人在台募資不得直接或間接赴大陸地區投資之限制暨持續簡化海外企業來台上市(櫃)相關程序等，加上我國之資本市場環境，不論是市場本益比或周轉率表現，均優於日本、香港及韓國等其他亞洲國家，且我國上市費用與香港、新加坡等國家相較亦較為合理，更大幅提高了海外企業來台掛牌意願。2010 年 3 月為增加 TDR 發行管道之多元化及彈性，開放第二上市(櫃)之股東得以持有已發行股份委託存託機構在國內發行 TDR(非參與型 TDR)，第二上市(櫃)公司得總括申報 TDR 並分次發行，另外強化第二上市(櫃)募資案件之管理，同時亦增訂多項監管措施以保障投資人權益。

表 1-1 顯示從 2002 年至 2012 年底外國企業來台發行 TDR 家數，由表中可以看出 2008 年之前來台掛牌 TDR 只有 4 家，2009 年掛牌家數共有 14 家，截至 2012 年底已有 31 家外國掛牌企業在台發行 TDR，促使 TDR 交易量持續攀升，其國外

掛牌標的股(Underlying Shares)與對應國內 TDR 間互動關係,對投資大眾而言就顯得非常重要。而在財務與經濟的領域中,波動性代表風險,當台灣存託憑證與標的股的股票市場波動性越大,代表投資大眾所需承擔之風險越高,而其中台灣存託憑證與其標的股之風險傳遞關係遂為本文所擬關注課題,因此本文將從 TDR 與其標的股之報酬率資訊中,探討兩者報酬率波動的傳遞關係。

表 1-1 集中市場台灣存託憑證發行概況統計表

年度	發行 憑證家數	發行單位數 (千單位)	市值 (NT 億元)	成交量 (千單位)	成交值 (NT 億元)	周轉率 (%)
2002	3	892,039	34.10	1,064,746	100.35	202.35
2003	5	957,343	79.74	1,672,641	143.89	293.00
2004	5	964,973	50.74	1,131,660	98.60	149.47
2005	5	1,409,553	73.30	2,977,891	192.28	313.52
2006	5	1,695,424	101.13	5,357,988	290.54	363.45
2007	5	1,777,432	126.72	11,052,523	919.26	673.90
2008	4	923,860	43.03	4,266,113	286.11	388.16
2009	14	2,591,509	441.99	9,526,961	1,284.89	833.32
2010	26	3,666,202	529.01	17,608,811	2,619.06	560.62
2011	34	3,612,970	262.96	11,082,101	1,421.82	323.08
2012	31	3,288,432	187.19	4,600,438	351.84	145.94

資料來源：金管會證期局

第二節 研究範圍與目的

有關存託憑證的研究議題，研究的大部分都為美國存託憑證(American Depositary Receipts，簡稱 ADR)相關議題的研究，研究方法多使用向量自我迴歸(Vector Auto Regression，簡稱 VAR)來建構模型，或多使用事件分析法(Event Study)研究發行前後對於公司報酬率之影響，目前國內研究台灣存託憑證，大部分研究在於當台灣法令限制解除放寬台灣存託憑證上市規定後，海外上市公司來台發行存託憑證的可能性分析，以及比較台灣證券市場相較於亞洲其他國家是否能夠吸引外商來台上市的動機與原因。

目前在探討存託憑證與標的股價格傳遞之研究方法上，主要目的來檢視股市間的價格變動關係以及市場風險，或是公司總風險傳遞的方向與影響程度為何，大部分學者利用 GARCH 模型研究市場間的波動外溢效果。因此本文主要採用由一般化自我迴歸條件異質檢定(Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity 簡稱 GARCH)模型所衍生之多變量 GARCH 固定相關條件(Constant Conditional Correlation，簡稱 CCC-MGARCH)及動態相關條件(Dynamic Conditional Correlation，簡稱 DCC-MGARCH)，來探討台灣存託憑證與標的股之報酬外溢與波動的效果，及兩者之間是否存在聯動性，並且納入元月效應、星期效應及共整合關係下，誤差修正項對個股報酬率影響。

第三節 研究架構

本文一共分為五大章節，研究架構分別為第一章、緒論：敘述本文之研究動機和目的。第二章、文獻回顧：簡述台灣國內存託憑證與台灣企業發行海外存託憑證之相關實證文獻。第三章、研究方法：介紹本文所應用之實證研究方法，其中包括單根檢定、Granger 二階段共整合檢定、ARCH 效果檢定及多變量 GARCH 模型。第四章、實證分析與結果：說明所使用資料的特性，且進行實證研究分析，並對實證研究結果加以彙整。第五章、結論與建議：提出本文之結論與研究相關之建議。茲以圖 1-1 表示本文研究架構流程：

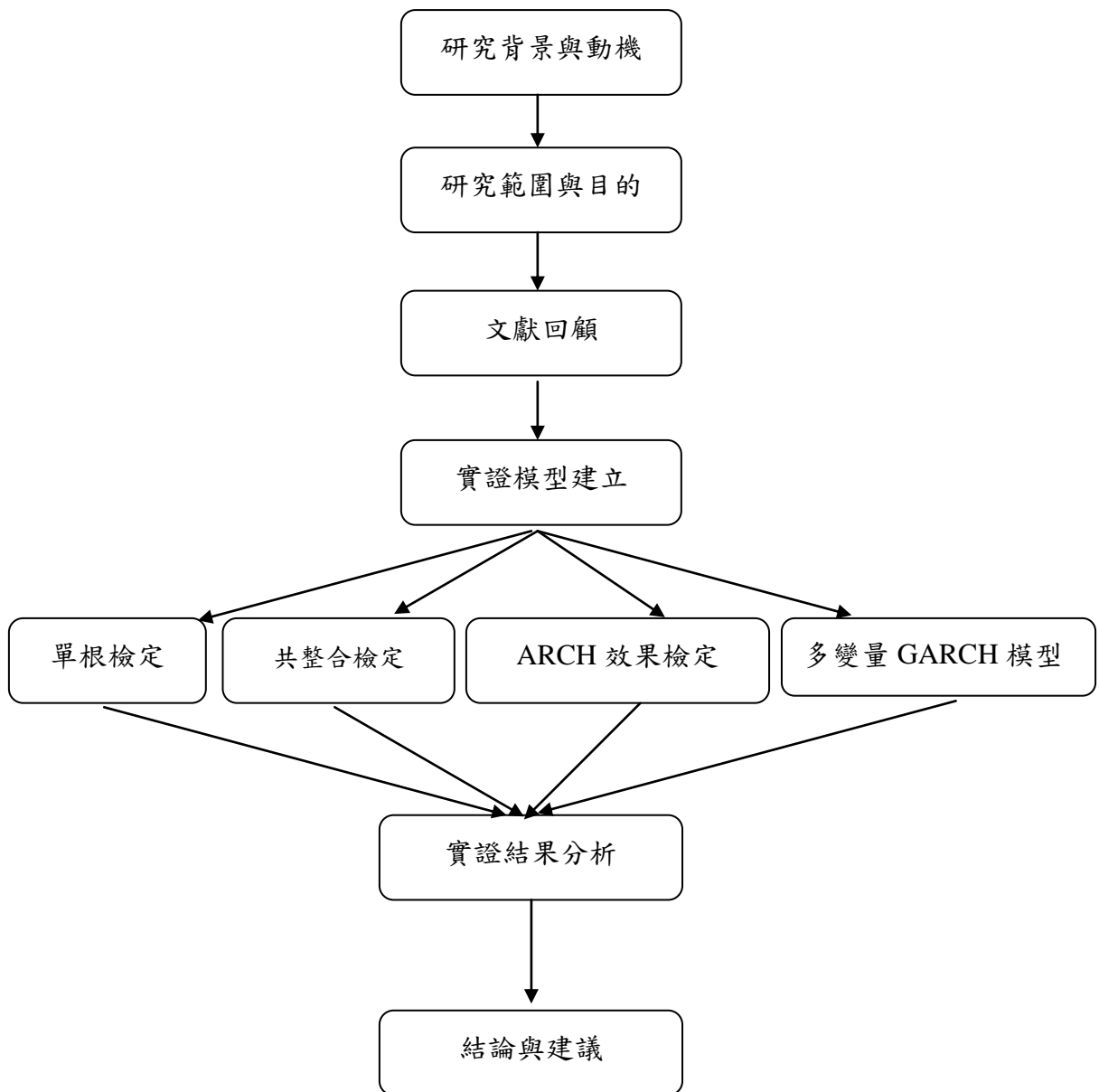


圖 1-1 本文研究架構

第二章 文獻回顧

股票為資本市場中企業籌措資金及投資人進行理財活動之重要工具之一，然而企業若想在海外市場募集資金，由於各國市場規範與制度差異之限制，就必須以存託憑證之形式為之。而有關存託憑證之研究議題，主要在於國際資本市場間的研究，例如研究各資本市場間的相關性、訊息傳遞效果，或是市場效率性，但將存託憑證單獨定位研究，可使相關議題的研究標的縮小為個別存託憑證與其標的股間相關性研究，因為存託憑證乃表彰外國證券但於他國交易的有價證券，透過存託憑證與標的股之間的互動行為，以了解彼此間對於報酬的影響。本章第一節針對台灣存託憑證的相關文獻進行探討；第二節針對台灣企業發行海外存託憑證相關文獻進行探討，希望透過相關文獻了解兩者間股票之價格波動傳遞效果。

第一節 台灣國內存託憑證相關文獻

郭乙萱(2010)探討台灣股市與亞太地區主要市場之間是否存在長期均衡以及因果關係，並且進一步檢視國外公司來台發行存託憑證是否對標的股的股價造成異常報酬，結果發現 TDR 股價與原標的股股價之間大多存在共整合關係(Cointegration)，兩市場間存在長期均衡，且大多數標的股股價對 TDR 股價具有影響，投資人可利用原上市市場的股價及相關訊息來做為投資 TDR 的重要參考依據，惟必須注意兩邊市場間重大訊息發佈時間的不一致所造成的資訊不對稱風險。其次利用事件研究法來探討外國企業發行台灣存託憑證是否產生異常報酬，結果顯示原上市市場的投資人對於企業來台發行存託憑證多持正面看法。

邱建智(2010)針對台灣市場吸引外資來台的誘因做研究分析，並與鄰近國家香港與新加坡做比較，同時探討 TDR 與標的股間股價波動傳遞效果。樣本時間從 2005 年到 2010 年 4 月，以東亞科、美德醫及泰金寶為研究對象，實證結果發現(1)KPSS 檢定法可避免 ADF 及 PP 檢定能使檢定結果更加嚴謹。(2)標的股與 TDR 市場若都是好消息或都是壞消息，條件相關係數會再提高，具有正向關係。(3)股價波動傳遞效果對於不同的公司及不同上市市場有不同的傳遞過程，新加坡上市的東亞科及美德醫的 TDR 受到標的股的影響較大，於泰國上市的泰金寶則相反，其標的股受到 TDR 的影響較大。

黃麗娟(2010)透過事件研究法檢定原股異常報酬，再以市場模型進行迴歸分析，比較 TDR 與標的股之風險程度，運用因果關係瞭解原股股價是否會影響台灣存託憑證的股價，再利用共整合的特性，擬定 TDR 交易策略進行套利，實證結果為原股受到初次發行 TDR 事件影響，宣告效果較上市掛牌時效果顯著，亦即產生異常報酬之比例較高。

王啟信(2011)選取 2009 年 5 月 14 日至 2010 年 12 月 31 日之日資料，運用共整合檢定、誤差修正模型及 Granger 因果關係等檢定方法探討 TDR 與標的股之間的關聯性。實證結果發現，所有 TDR 與標的股間皆存在一組共整合向量，即彼此間皆存在著長期均衡關係。研究中並探討可融資券前後期間，對 TDR 與標的股之間所造成的影響，從誤差修正係數與因果關係結果亦顯示，融資券效果確實會對兩者間價格互動關係造成影響。

蔡倍榕(2011)探討台灣加權股價指數報酬率與 TDR 間的關係，以探討台灣股市是否對 TDR 具有影響力，另也探討標的股掛牌市場、標的股股價與匯率對於 TDR 的影響。實證結果顯示不論是哪一個國家所發行的 TDR 皆會受到台灣加權股價指數的影響，但標的股掛牌市場及匯率對於 TDR 的影響皆不顯著，而標的股對 TDR 的影響則不一致。

蔡怡君(2011)針對台灣市場吸引外資來台上市有何特性，並同時探討 TDR 與標的股間關係傳遞效果。樣本時間從 2010 年 3 月到 2010 年 10 月，以標的股掛牌地為香港的 TDR 作為研究對象。實證結果發現，由向量自我迴歸模型，可得知 TDR 與其標的股彼此之影響分為單向影響及雙向影響，單向影響之落後期數較短，雙向影響之落後期數較長，對於標的股影響 TDR 之單向影響在溢價率上並不顯著，但對 TDR 影響標的股之單向影響在溢價率上卻明顯顯著。

吳信緯(2012)以 2008 年 4 月 28 日至 2011 年 12 月 30 日之日資料，採用 BEKK-GARCH(1,1)模型並加入不對稱門檻項探討台灣存託憑證與原標的股股價報酬中關於獨特風險傳遞的情形。實證結果顯示有一半的 TDR 會受到前一期獨特波動率所影響，且標的股受前一波動率的影響小於 TDR；大部分 TDR 的前一期非預期的干擾會提高下一期獨特波動率，標的股則否。在不對稱部分不管是正報酬率或是負報酬率對於 TDR 與標的股之間獨特風險的傳遞只有部分顯著。在交叉外溢部分，TDR 或標的股的非預期干擾項會對彼此的下一期獨特波動率產生影響且大部分會提高獨特波動率。

第二節 台灣企業發行海外存託憑證相關文獻

在研究方法上，學者主要利用相關係數、Granger 因果關係檢定(Granger causality test)、VAR 與 VECM 模型來檢視股市或個股間的價格變動是否具有領先、落後或者同期相關，或是利用一般化自我迴歸條件異質變異數模型(GARCH)與 GARCH 家族模型來研究市場間的訊息流動效果。訊息流動效果主要可分為兩種形式，即價格傳遞與波動外溢。價格傳遞效果可定義為某一有價證券的訂價行為對另一有價證券的訂價產生影響，亦即價格傳遞的產生可視為市場價格的改變沒有快速、有效地反應相關訊息；波動外溢則是某一有價證券的所發佈的消息會影響另一有價證券的波動過程，或是投資者對波動外溢等級的預期不同所導致。

施能哲(1996)針對國內企業至海外證券市場發行之 GDR(Global Depositary Receipts)作深入探討。實證結果發現，台灣公司之普通股及 GDR 亦同樣存在著價格連動關係，且亦為普通股價格資訊較為領先。而國內之 GDR 與普通股間通常存在著溢價價差，而該價差可能受市場結構與組成份子之不同、時差、國內股市整體表現、GDR 投票權限制、流動性及國內對海外投資人投資設限之影響。

李昭瑩(1996)以共整合檢定、Granger 因果關係檢定、誤差修正模型-Wald 檢定與 GARCH 模型，來研究台灣發行之海外存託憑證與其所表彰普通股價格傳遞關係，期能更進一步檢定 GDR 與其所表彰普通股間價格差異之因果關係。研究結果發現，報酬及波動之外溢效果在 GDR 與普通股之間，並沒有一定的結論。在波動外溢效果的不對稱性上不顯著，意謂不同的訊息衝擊對波動的影響並沒有差異性。

吳禮祥(2000)以 1999 年底止，國內 22 家發行 GDR 之公司，對其所發行 GDR 折溢價狀況，GDR 與標的股價格變動之相關性，及 GDR 折溢價幅度變化與外資買賣超標的股數量變化之相關性進行研究。實證結果發現就特定公司而言，其所發行 GDR 折溢價狀況，與外資買賣超之變動存在正相關。而 GDR 之價格變動與標的股價格變動呈現正相關，且標的股價格走勢通常領先 GDR 之價格走勢。

李雯華(2000)更是針對至 2000 年 12 月 31 日止，我國於美國發行 ADR 之公司進行研究，其中包括福雷電、日月光、旺宏、台積電及聯電等五家公司，以這五家公司所發行之 ADR 為樣本，進行單根檢定、共整合檢定及向量自我迴歸分析。

實證結果發現美國股市雖領先台灣股市，但兩市場間並無法相互解釋彼此之變動，其變動狀況仍需靠個別國家之政經狀況來解釋。就個股而言，短期內標的股之報酬率會領先 ADR 之報酬率，甚至出現雙向之因果關係；就長期而言，ADR 與標的股之價格未必存在著共整合之長期均衡關係。

王玉婷(2002)針對 15 家發行 GDR 的大陸企業，分析標的股、存託憑證、股價指數、利率與匯率間的因果關係，並以 GARCH 模型檢定價格傳遞效果。因果關係檢定發現，利率變動對 GDR 與標的股價格影響不大，而 GDR 價格與標的股、股價指數、匯率間存在因果關係。實證結果同樣支持 GDR 價格受標的股影響，反之同樣未必成立。若以標的股上市地區而論，香港上市的標的股與 GDR 報酬間具有顯著單向或雙向影響，但在上海或深圳上市的標的股，價格報酬較不易受 GDR 所影響。

李俊明(2002)以台灣電子業為例，探討 ADR 與標的股間互動關係的研究。作者以台積電、聯電、旺宏、日月光與矽品 5 間公司為研究對象，發現標的股扮演價格發現的領導角色，而 ADR 只是反應標的股價格資訊的追隨者；而在風險傳遞關係上，標的股對 ADR 的影響也大過於 ADR 對標的股的影響。另外，作者亦研究兩證券的價差行為，發現兩證券間的報酬傳遞效果並未因價差的擴大而更加密切。

楊聲勇&董澍琦&王澤世&張德立(2005) 利用亞洲四小龍發行 ADR 企業為研究對象，並研究亞洲金融風暴與美國 911 恐怖攻擊事件對 ADR 與標的股的影響。實證結果顯示 ADR 與標的股具雙向報酬外溢效果，且標的股影響 ADR 的程度較大；而在報酬傳遞部份，大多具有至少單方向波動外溢效果，也就是標的股顯著影響 ADR，顯示標的股市場為支配市場，美國市場為跟隨市場。

Hsiao & Liu (2002)採用 Lin et al. (1994)的兩階段總合衝擊模型、雙變量 EGARCH 模型來推斷台積電、旺宏及其 ADR 之間的訊息流動究竟符合 home-bias 假說或是 international center 假說。Home-bias 假說主要陳述訊息來自標的股本土市場，因為企業的財務宣告、營收資訊乃至股利政策必定先宣佈於本土市場，訊息的流通方向因此而由標的股市場傳往 ADR 市場；International center 假說則是認為金融中心總是扮演散佈各式消息至其他市場的優勢角色，倘若訊息流動方向是從 ADR 至標的股市場，國際金融中心的假說成立。結果顯示，不論從報酬外溢抑或波動外溢來衡量訊息傳遞方向，均支持訊息主要由台灣傳遞至美國。

第三章 研究方法

本章擬在各小節說明本文之研究方法，第一節介紹單根檢定；第二節說明 Granger 二階段共整合檢定；第三節及第四節，則分別介紹 ARCH 效果檢定及多變量 GARCH 模型。

第一節 單根檢定

由於時間序列資料為一隨機過程(stochastic process)，若某一序列資料隨機過程的一階動差與二階動差不隨著時間改變而改變，則稱此序列資料為定態(stationarity)。定態的序列資料對於任何外來的衝擊僅存在暫時性偏離長期均衡值的現象，隨著時間的經過，此外來的衝擊會逐漸消失，最終仍會回歸至長期均衡。反之，非定態性的時間序列資料，若在某一時點受到外生變數衝擊時，外來變數的衝擊對該序列資料的影響則是永久的。

Nelson and Plosser(1982)指出總體經濟變數大多存在單根現象，故時間序列資料的定態性便成為實證研究的必要確認步驟，傳統的迴歸分析必需確認資料呈定態，並假設殘差項為白噪音(white noise)，若以非定態性的資料直接進行傳統迴歸分析，可能會導致虛假迴歸的結果，即是指模型有很高的解釋能力(R^2)，且 t 統計量顯著，但其分析的結果卻不具任何經濟意義。因此為避免虛假迴歸的情形發生，必須先確認時間序列資料是否為定態，而定態的檢定在於確認時間序列的資料是否具有單根現象，若具有單根現象則時間序列資料為非定態，反之則為定態序列。

常用的單根檢定有 Dickey-Fuller(DF)檢定、Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定、Phillips&Perron(PP)檢定、Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS)檢定、Elliott-Rothenberg-Stock Point-Optimal 檢定及 Ng-Perron 檢定；本文使用 ADF、PP 及 KPSS 等三種檢定方法，且使用不具漂浮項(drift)及不具時間趨勢項(trend)之單根檢定法。分別介紹如下：

一、ADF 單根檢定

ADF檢定是由Dickey-Fuller檢定改變而來，由於DF單根檢定法假設殘差項為，忽略實際上迴歸殘差項可能出現高度自我相關的現象無法滿足誤差項為白噪音的要求，此一相關將會影響其檢定效力。因此Dickey and Fuller另提出修正後的ADF單根檢定法擴大其適用性，其方法是在模型迴歸式右邊加入被解釋變數的落後項L (lag term)，以解決殘差項序列相關所產生的問題。ADF檢定之不具漂浮項及不具時間趨勢項其模式為：

均無截距項及時間趨勢項：

$$\Delta Y_t = \rho_0 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^L \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

上述式子中的 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ，而 ε 為殘差項是白噪音，L是落後期數。若 Y_t 為非定態，則 $\rho=0$ ；若 Y_t 為定態，則 $\rho \neq 0$ 。因此假設檢定的虛無假設為：

$H_0: \rho=0$ 時間序列有單根呈非定態

$H_1: \rho \neq 0$ 時間序列無單根呈定態

如果檢定式皆拒絕 H_0 ，則表示該數列不存在單根，資料為定態。反之，檢定的結果若不能拒絕虛無假設，表示數列存在單根，資料為非定態，因此需進一步進行差分，直至資料呈現定態為止。

二、PP 單根檢定

由於在ADF檢定法中，雖然已將殘差項具有序列相關的可能性考慮進去，但仍可能存在異質性 (heteroscedasticity) 的問題，因此Phillips-Perron (1989) 提出PP檢定法來改進。此檢定法是利用函數化的中央極限定理之非參數法，來修正殘差項可能有序列相關與異質性的問題。其假設時間序列資料為AR(1)，利用估計出之殘差項修正DF檢定之t統計量。PP檢定之不具漂浮項及不具時間趨勢項模式為：

$$\Delta Y_t = \rho_0 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-2)$$

檢定模型的檢定假說為：

$H_0: \rho=0$ 時間序列有單根呈非定態

$H_1: \rho \neq 0$ 時間序列無單根呈定態

同ADF檢定當無法拒絕 $H_0: \rho=0$ 時，接受虛無假設，代表該時間序列具有單根。

三、KPSS 單根檢定

由於ADF單根檢定及PP單根檢定均是利用對解釋變數 ΔY_t 本身的落遲期數的選取，來修正殘差序列相關所造成的統計偏誤的問題，因此不當的落遲期數將會導致錯誤的檢定結果。另一方面，ADF單根檢定與PP單根檢定所設定之虛無假設均為數列為非恆定，但如檢定小樣本數列時，會發生檢定力過低而產生誤認恆定數列為非恆定數列，或非恆定數列誤認為恆定數列的情形，因此Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin(1992)根據Phillips and Perron的方法提出修正的LM檢定統計量，此KPSS單根檢定有別於其他單根檢定，其虛無假設為數列為恆定數列，且KPSS單根檢定的統計量是利用一般最小平方法(Ordinary Least Square，簡稱OLS)計算以 X_t 為外生變數的 Y_t 迴歸模型中殘差項的值，迴歸模型如下：

$$Y_t = X_t' \delta + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

其中LM統計量定義為：

$$LM = \sum_t S(t)^2 / (T^2 f_0) \quad (3-4)$$

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{\varepsilon}_r \quad (3-5)$$

且殘差表示如下：

$$\hat{\varepsilon} = Y_t - X_t' \delta(0) \quad (3-6)$$

KPSS單根檢定的虛無假設為數列為恆定，對立假設為數列為非恆定，因此當拒絕虛無假設時，表示此數列為非恆定數列。當LM統計量夠大時，將拒絕虛無假設，則數列為非定態具有單根。

第二節 共整合檢定

根據Engle and Granger (1987) 論述，共整合的定義就是一組非定態且都具有相同的單根的時間序列變數，且其線性組合為定態的，則稱這些變數序列具有共整合的現象，即具有長期均衡關係。之後Granger (1987) 又提出兩個或多個整合級次相同的非定態數列，可能存在一個或多個長期共同趨勢，使變數間的線性組合能成為一定態數列。

整合級次定義為，一時間序列 Y_t 經過 d 次差分後為定態的型式，此時 Y_t 稱為 d 階整合，以 $Y_t \sim I(d)$ 表示。若假定變數 X_t 和 Y_t 為非恆定數列，具單根性質，此時若存在一向量使其線性組合之殘差項成為 $I(d_{t-1})$ 時，意謂兩數列即有長期均衡關係，則稱 Y_t 和 X_t 具有共整合的關係。Granger and Newbold (1986) 認為當兩經濟變數間存有長期關係時，二者會以相同方式變動。雖然短期間會受到一些因素的影響而有偏離的現象，但長時間而言終會趨於均衡。

Engle and Granger (1987) 證明當二個變數有共整合關係時，此二變數的關係可以用誤差修正模型來表示。在誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM) 下，同時包含了差分項 (difference term) 和水準項 (level term)，亦即長期均衡關係，也可以避免傳統方法未能解決假性迴歸所產生的問題，才不致導致統計上的誤差。

共整合檢定最常用的計量方法主要有Engle and Granger兩階段估計法 (Two-step estimation) 和Johansen and Juselius (1990) 發展的軌跡計量 (trace statistic, λ_{trace}) 及最大特性根統計量 (maximum eigenvalue statistic, λ_{max})。本文係採取兩階段估計法，說明如下：

Engle & Granger (1987) 提出的兩階段模型係以檢定殘差項的定態性為基礎，亦即檢定變數間線性組合的誤差項是否為平均數等於零的定態數列，首先假設 X_t 和 Y_t 兩變數均為 $I(1)$ 的隨機過程，且存在共整合關係，其檢定的步驟如下：

階段一：利用最小平方法 (OLS) 求得和的迴歸式：

$$Y_t = C_0 + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (3-7)$$

其中 β 為 X_t 的係數， ε_t 為此迴歸式的殘差。求得殘差項 ε_t 後，再利用ADF模型檢定是否為恆定的時間序列，亦即以式(3-8) (3-9)進行單根檢定：

$$\Delta\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + V_t \quad (3-8)$$

$$\Delta\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta\varepsilon_{t-1} + V_t \quad (3-9)$$

其中虛無假設為： $H_0 : \rho = 0$ 或為無共整合關係存在，倘若拒絕虛無假設表示 ε_t 為恆定數列，也就是 X_t 和 Y_t 間有共整合關係，隱含序列間長期均衡關係存在，所適用的臨界值亦可參考J.Hamilton (1994) 的模擬值，其臨界值如下：

Regression model	1%	5%	10%
$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \varepsilon_t$	-3.96	-3.37	-3.07

第三節 ARCH 效果檢定

使用ARCH模型前須要先判斷該時間序列是否存在ARCH之效果，其主要在檢驗誤差項之條件變異數是否會隨時間之變動而改變，而且其變動是否會受到前其誤差項之影響，在本文研究以LM(Lagrange Multiplier)來測試時間序列相關是否具有ARCH之效果。

1.以最小平方法(OLS)或是ARMA模型估計最適合時間序列模型

$$Y_t = \psi_0 + \varepsilon_t \quad (3-10)$$

2.估計下列輔助迴歸式， $\hat{\varepsilon}_t$ ，為上第一步驟迴歸之殘差項

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \mu_t \quad (3-11)$$

3.LM(Lagrange Multiplier)檢定統計量

$$LM = N R^2 \quad (3-12)$$

LM服從 $\chi^2(q)$ 分配， R^2 為判定係數虛無假設為

$$H_0 : \alpha_1 = 0 \quad (3-13)$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq 0 \quad (3-14)$$

當檢定結果拒絕虛無假設，表示為此檢驗之時間序列資料存在ARCH現象。

第四節 多變量 GARCH 模型

當投資的資產市場不止一個時，在不同市場間各種資訊的變化或波動變化，會對其它市場造成相互之影響，所以不同資產市場間的互動，對於資產組合之報酬會有相當的影響。多變量GARCH模型(Multivariate GARCH，簡稱MGARCH)可運用於連繫不同市場變數，以捕捉那些時而相依的條件共變異數及條件變異數之動態過程，有效地計算不同資產報酬間的交互關連。

在實證研究時，如果我們同時考慮多項金融資產資料的條件變異數會隨時間而改變的特性時，即可建立MGARCH模型來進行分析。經由單變量GARCH模型擴展至MGARCH模型，須允許 ε_t 的條件共變異矩陣受資訊集合元素的影響，且MGARCH模型因參數化設定不同，而有多種形式。不同的MGARCH模型差異，主要在於參數化條件共變異數矩陣及條件相關係數矩陣的方式不同。本文分別利用固定條件相關係數模型(Constant Conditional Correlation，簡稱CCC)及動態條件相關係數模型(Dynamic Conditional Correlation，簡稱DCC)來建構一個同時以TDR和標的股報酬率為應變數之MGARCH模型。

一、固定條件相關係數模型(CCC-GARCH model)

CCC模型以共變數矩陣 H_t 標準化之形式表達：

$$H_t = D_t R D_t \quad (3-15)$$

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}}) \quad (3-16)$$

為數 $N \times N$ 之 (H_T) 對角化矩陣，對角元素為 σ_{it}

$$h_{it} = \omega_i \sigma_{it}^2 \quad (3-17)$$

此處 ω_i 不隨時間變動之純量，矩陣中對角元素為1，非對角元素之相關係數：

$$\rho_{ij} = \sqrt{\omega_i} \sqrt{\omega_j} \quad (3-18)$$

ρ_{ij} 為固定常數。

$$h_{ii,t} = c_i + \sum_{p=1}^{p_{ip}} \alpha_{ip} \varepsilon_{i,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{q_{ip}} \beta_{iq} h_{i,t-q} \quad (3-19)$$

此常相關多元GARCH模型可以減少參數個數，利於使參數方便估計經濟使用

上，但是因為其假設任何兩個或多個資產間之相關性為固定不變，會形成限制模型之解釋及適當範圍因為實際之經濟現行狀態下各式各樣時間序列之相關關係應該是隨時間產生不斷變化，所以CCC-GARCH模型上是無法捕捉到序列動態相關之特性情況，但在估計上係比較容易。

二、動態條件相關係數模型(DCC-GARCH model)

Engle(2002)提出(Dynamic Conditional Correlation model)動態條件相關係數模型DCC模型，DCC模型中放寬相關係數假設允許 $\rho_{ij,t}$ 隨時間變動，以GARCH模型為其函數形式：

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3-20)$$

$$D_t^2 = \text{diag} \langle c \rangle + \text{diag} \langle \alpha \rangle \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \text{diag} \langle \beta \rangle D_{t-1}^2 \quad (3-21)$$

$\text{diag} \langle \dots \rangle$ 為取對角後，意義為只留下單變量(GARCH)之係數。

$$h_{ii,t} = c_i + \sum_{p=1}^p \alpha_{ip} \varepsilon_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^q \beta_{iq} h_{it-q}, \text{ for } i=1 \dots N \quad (3-22)$$

$$h_{ij,t} = \rho_{ij,t} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \quad (3-23)$$

DCC模型先估算相關係數 $\rho_{ij,t}$ 再來計算出 $h_{ij,t}$ ，DCC模型之相關係數矩陣 R_t 模型化：

$$R_t = \text{diag} \langle Q_t \rangle^{-1} Q_t \text{diag} \langle Q_t \rangle^{-1} \quad (3-24)$$

Q_t 是在t時間之條件相關係數矩陣， Q_t 服從GARCH形式之函數

$$Q_t = s(iI - A - B) + A u_{t-1} u_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad (3-25)$$

其中S是非條件相關係數矩陣， i 是N維度之1向量，A,B為條件相關係數方程式中ARCH項與GARCH項之係數矩陣， u 是均數方程式之標準化殘差矩陣，即為 $u_t = D^{-1} \varepsilon_t$ ，重要是 Q_t 也是 $N \times N$ 之對稱矩陣， $q_{ij,t}$ 為元素中第i和第j個標準化殘差之條件相關係數，如令 $\bar{\rho}_{ij}$ 代表元素中第i和第j個標準化殘差之非條件相關係數：

$$q_{ij,t} = \bar{\rho}_{ij} + \alpha_{ij} (u_{i,t-1} u_{j,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) + b_{ij} (q_{ij,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) \quad (3-26)$$

$$q_{ij,t} = \bar{\rho}_{ij} (1 - \alpha_{ij} - b_{ij}) + \alpha_{ij} u_{i,t-1} u_{j,t-1} + b_{ij} q_{ij,t-1}, (i,j=1, \dots, N) \quad (3-27)$$

Engle稱此形式為mean-reverting model，且Engle提出 $q_{ij,t}$ 之平均數應該近似於非條件相關係數：

$$(1/T)\sum q_{ij,t} \cong \bar{\rho}_{ij} \quad (3-28)$$

$\rho_{ij,t}$ 之估計式：

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} \quad (3-29)$$

當 $i=j$ 時 $\rho_{ij,t} = 1$ ； $\alpha_{ij} + b_{ij} < 1$ ，此狀況下方程式符合定態。

Engle(2002)提出並證明DCC模型可以分兩步驟來估計(two-step approach)，即step1：先估計個別變數之GARCH模型，step2：再利用step1之殘差標準化後，估計相關係數GARCH模型。

三、DCC-GARCH模型之估計特色

- 1.採取二階段之估計方式，在第一個階段先行估計個別單變量GARCH之模型參數，再由第二階段估計動態相關係數。
- 2.多變量之間相關係數為動態關係，不是固定不變可以用來反應金融性資產間之相關係數之實際狀況，也可以找到與時間同時變化之共變異數矩陣，可以用來作為金融資產之投資組合及風險之參考與依據。
- 3.DCC-GARCH模型在處理多個變量之間，能夠避免多且複雜之相關運算，同時也不會減除過度之一般性可以比CCC-GARCH模型提出較有彈性之共變異數矩陣。
- 4.DCC-GARCH模型下是保證條件共變異數矩陣為正定。

根據以上作業令 $\gamma_t \sim N(0, D_t R_t D_t)$ 以 $r_{i,t}$ 為平均數為0之序列資料，以T代表TDR報酬率，C代表標的股報酬率，則條件相關係數表達為：

$$\rho_{TC,t} = \frac{E_{t-1}(r_{T,t} r_{C,t})}{\sqrt{E_{t-1}(r_{T,t}^2) E_{t-1}(r_{C,t}^2)}} \quad (3-30)$$

也令 $h_{i,t} = E_{t-1}(r_{i,t})^2$ ，則 $r_{i,t} = \varepsilon_{i,t} \sqrt{h_{i,t}}$ ，所以TDR報酬率與標的股報酬率相關係數可以表達成下列式：

$$\rho_{TC,t} = \frac{E_{t-1}(\varepsilon_{T,t} \varepsilon_{C,t})}{\sqrt{E_{t-1}(\varepsilon_{T,t}^2) E_{t-1}(\varepsilon_{C,t}^2)}} = E_{t-1}(\varepsilon_{T,t} \varepsilon_{C,t}) \quad (3-31)$$

Engle(2002)建議DCC-GARCH之共變異($q_{TC,t}$)為：

$$q_{TC,t} = \overline{\rho_{CT}} + \alpha(\varepsilon_{T,t-1}\varepsilon_{C,t-1} - \overline{\rho_{TC}}) + \beta(q_{TC,t-1} - \overline{\rho_{TC}}) \quad (3-32)$$

如此整理設定DCC-GARCH模型下統計為下列公式：

1. $\gamma_t / \Phi_{t-1} \sim N(0, H_t)$
2. $H_t = D_t R_t D_t$
3. $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{TT,t}}, \sqrt{h_{CC,t}})$
4. $\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$
5. $R_t = \text{diag} \langle Q_t \rangle^{-1} Q_t \text{diag} \langle Q_t \rangle^{-1}$
6. $\text{diag} Q_t = \text{diag}(\sqrt{q_{TT,t}}, \sqrt{q_{CC,t}})$
7. $Q_t = (1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n) + \sum_{m=1}^M \alpha_m (\varepsilon_{t-m} \varepsilon'_{t-m}) + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n}$

假設TDR報酬率與標的股報酬率為常態分配期望值為0其條件共變異數矩陣為 H_t ，則由 Φ_{t-1} 為在時間 t 之資訊集合相關係數， γ_t 為動態條件相關矩陣， $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{TT,t}}, \sqrt{h_{CC,t}})$ 為單變量GARCH模型計算出之動態標準差構成之對角線矩陣，由下面兩階段可得到共變異數矩陣 H_t ：

第一階段估計 由兩資產求出各別資產之單變量GARCH之參數：

$$h_{ii,t} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} \gamma_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{it-p} \quad (3-33)$$

其中 α_{ip} 、 β_{iq} 分別為單變量GARCH模型中前期報酬平方係數與前期條件變異數之係數，且各迴歸係數需符合GARCH模型之定態條件，如下滿足：

$$(\omega_i, \alpha_{ip}, \beta_{iq}) \geq 0, \text{ 及 } \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} \gamma_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{it-p} < 1 \quad (3-34)$$

第二階段估計

1. 先計算出兩資產之非條件共變異數矩陣 \bar{Q} ：

因為由第一階段估計出之各單變量GARCH標準化殘差，求得兩個資產之非條件共變異數矩陣 \bar{Q} ，其中維度是 2×2 。

2. 接著計算兩個資產之動態相關係數結構 Q_t ：

$$Q_t = \bar{Q}(1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n) + \sum_{m=1}^M \alpha_m (\varepsilon_{t-m} \varepsilon'_{t-m}) + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n} \quad (3-35)$$

且符合 $\alpha_m, \beta_n \geq 0, \sum_{m=1}^M \alpha_m + \sum_{n=1}^N \beta_n < 1$

公式中 ε_t 為精標準化後之殘差數據，而其中 \bar{Q} 為第一階段估計出來之標準化後之殘差得到之非條件共變異數 α_m, β_n ，DCC-GARCH模型之參數，分別為多變量GARCH模型中前期報酬率平方係數與前期條件變異數之係數，且具有一致性(Consistency)與漸近常態(Asymptotic Normality)之性質。

3.最後可以估計動態相關係數矩陣(R_t)出來，又以 $\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$ 為向量標準化之殘差，則得到：

$$R_t = (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1} \quad (3-36)$$

$$\text{其中 } (Q_t^*)^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{q_{TT}}} & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sqrt{q_{CC}}} \end{bmatrix} \quad (3-37)$$

在 R_t 動態相關係數矩陣中之各元素 $\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$ 且為正定下之情況， Q_t^* 為 Q_t 之對角線上值開方後形成對角線矩陣，在各參數都符合GARCH之模型下之定態條件時， $H_t = D_t R_t D_t$ ，矩陣為正定，所以可知DCC-GARCH模型在第一階段估計各單變量GARCH參數 α_{ip}, β_{ip} ，求出各單變量之變異數 $D_t, h_{ii,t}$ 然後在第二階段估計 α_m, β_n 求出各變量間之動態相關係數矩陣 Q_t, R_t ，再經由 D_t, R_t 得到共變異數矩陣 H_t ，因 $H_t = D_t R_t D_t$ ，因此DCC-GARCH模型來處理多變量就可以避免過多繁複之運算，且同時不會犧牲過度之一般性，DCC-GARCH估計將參數 θ 分為兩組，令 $\theta = (\phi, \psi)$ ，而 $\phi_i = (\omega_i, \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{pi}, \beta_{1i}, \dots, \beta_{qi})$ ，第一階段估計各單變量GARCH參數： $\psi = (\alpha_m, \beta_n)$ 為第二階段估計之動態相關係數，其估計式之對數概似函數為：

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2 \log(2\pi) + \log(|H_t|) + \dot{\gamma}_t H_t^{-1} \gamma_t) \quad (3-38)$$

$$= -\frac{1}{2} \sum (2 \log(2\pi) + \log(|D_t R_t D_t|) + \dot{r}_t D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} \gamma_t) \quad (3-39)$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2 \log(2\pi) + 2 \log|D_t| + \log(|R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t)) \quad (3-40)$$

我們可以上式之準概似法函數(Quasi Likelihood Function)來估計第一階段估計出來之參數將 I_2 代進 R_t ，則所以得到下列：

$$\begin{aligned}
QL_1(\phi|\gamma_t) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\log(2\pi) + \log(|I_2|) + 2\log(|D_t|) + \gamma_t' D_t^{-1} I_t D_t^{-1} \gamma_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + \gamma_t' D_t^{-2} \gamma_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[2\log(2\pi) + \sum_{n=1}^2 \left[\log(h_{it}) + \frac{\gamma_{it}^2}{h_{it}} \right] \right] \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[T\log(2\pi) + \sum_{n=1}^2 \left[\log(h_{it}) + \frac{\gamma_{it}^2}{h_{it}} \right] \right] \tag{3-41}
\end{aligned}$$

第一階段估計出來後之參數再估計第二階段參數 α_m, β_n ，因為 D_t 為對角矩陣

所以分解後得到下列：

$$\begin{aligned}
QL_2(\psi|\hat{\phi}, Y_t) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\log(2\pi) + \log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \gamma_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} \gamma_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2\log(2\pi) + 2\log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \epsilon_t' R_t^{-1} \epsilon_t) \tag{3-42}
\end{aligned}$$

上式由於DCC參數之估計過程中後者兩項對其發生影響可簡化成為：

$$= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log(|R_t|) + \epsilon_t' R_t^{-1} \epsilon_t) \tag{3-43}$$

第四章 實證分析與結果

本文主要探討台灣存託憑證與標的股間價格波動關聯性，在第一節及第二節分別為資料說明與處理及資料特性分析；接著第三節至第五節為時間序列變數特性檢定，分別為單根檢定、共整合檢定及 ARCH 效果檢定；第六節為多變量 GARCH 模型之 CCC-GARCH 及 DCC-GARCH 模型的建構與實證結果，以瞭解台灣存託憑證與標的股間價格之關聯及波動傳遞效果，並且嘗試分析元月效應、星期效應及具共整合關係下，誤差修正項等三個外生變數對於二個內生變數的影響。

第一節 資料說明與處理

一、研究區間

本文從在台灣證券交易所交易掛牌之台灣存託憑證(TDR)中選取六檔於香港交易所掛牌股票之為樣本，取材樣本範圍為該檔存託憑證在台灣掛牌開始日至 2012 年 12 月 31 日止之日收盤股價，計算其日報酬率作為研究之數據樣本，又因為台灣與香港股票市場之交易時間發生股市不開盤情況之日期，將不重疊之交易日剔除，處理實證數據。

二、抽取之樣本及其採樣區間

以標的股掛牌地為香港之 TDR 為抽樣對象，所抽取研究樣本之股票代號、名稱及樣本時間彙整如表 4-1：

表 4-1 樣本名稱及樣本期間

股票代號	TDR 名稱	TDR 表彰股數	TDR 發行日期	樣本時間
9106	新焦點	1	2009/10/12	2009/10/12~2012/12/31
9151	中國旺旺	1	2009/04/28	2009/04/28~2012/12/31
911868	真明麗	1	2009/12/22	2009/12/22~2012/12/31
910482	聖馬丁	1	2009/12/18	2009/12/18~2012/12/31
910322	康師傅	1	2009/12/16	2009/12/16~2012/12/31
910708	新傳媒	1	2011/07/19	2011/07/19~2012/12/31

資料來源：本研究整理製表

三、研究變數

本文研究的內生變數為台灣存託憑證報酬率、香港交易所港股報酬率；外生變數則包含了元月效應、週一效應、週五效應及誤差修正變數等時間數列資料，分別說明如下：

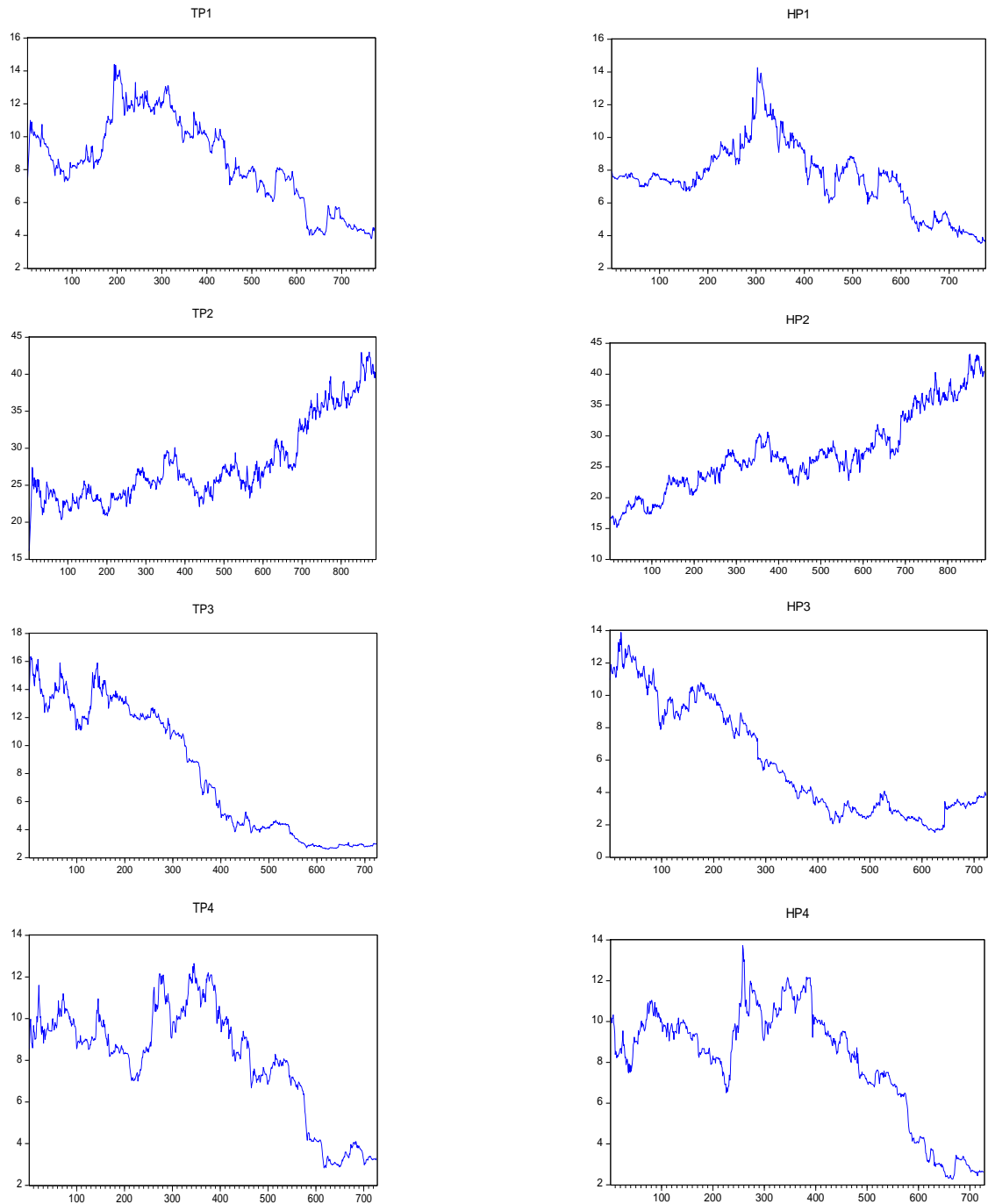
1. 台灣存託憑證股價(TP)：台灣證券交易所每日公佈的該個股收盤價取對數後價格。
2. 台灣存託憑證報酬率(TR)：台灣證券交易所每日公佈的該個股收盤價(P_t)，計算成報酬率。
3. 標的股港股股價(HP)：香港證券交易所每日公佈的該個股日收盤價(P_h)，再以台灣證券交易日之新台幣兌換港幣之匯率，換算成台幣價格除以每 TDR 表彰股後，再取對數後價格。
4. 標的股港股報酬率(HR)：香港證券交易所每日公佈的該個股日收盤價，以台灣證券交易日之新台幣兌換港幣之匯率，換算成台幣價格後再除以每 TDR 表彰股後，再計算成報酬率。
5. 報酬率 $TR = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100$ ，為股票報酬率計算方式。
6. 元月效應(JAN)：遇到是元月份的交易日設定為 1，其餘為 0。
7. 週一效應(WK1)及週五效應(WK5)：每週證券交易之週一與週五日。遇當天交易日為週一設為 1，其餘當週交易日設為 0；週五效應與週一效應設定相同。

表 4-2 原始變數與資料來源

變數名稱	資料來源
台灣存託憑證股價	台灣經濟新報
港股股價	台灣經濟新報
新台幣匯率	中央銀行網站
週一及週五效應	台灣經濟新報
元月效應	台灣經濟新報

第二節 資料特性分析

由樣本數據之統計資料列出各股日股價時間序列圖，觀察其圖形可以了解個股股價隨時間變化之趨勢。其中個股日股價代號簡稱如〈表4-3〉



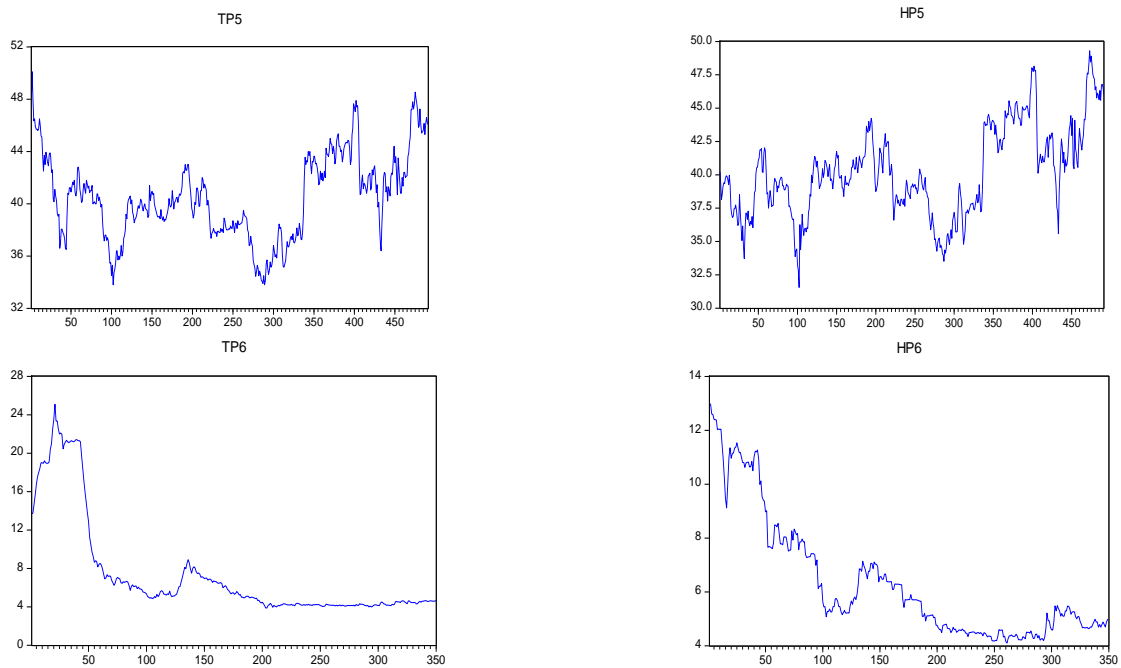


圖 4-1 個股日股價序列走勢圖

由〈圖4-1〉之個股日股價走勢圖顯示有線性趨勢之方向，若以傳統方式迴歸估計結果，可能為假性現象(Spurious Regression)，所以須要確定其變數為定態，需要對樣本變數資料先作單根檢定以確定是否為定態。

表 4-3 個股日股價簡稱

TP1	HP1	TP2	HP2	TP3	HP3
新焦點 TDR	新焦點 標的股	中國旺旺 TDR	中國旺旺 標的股	真明麗 TDR	真明麗 標的股
TP4	HP4	TP5	HP5	TP6	HP6
聖馬丁 TDR	聖馬丁 標的股	康師傅 TDR	康師傅 標的股	新傳媒 TDR	新傳媒 標的股

觀察各股票日股價序列之敘述統計，經由〈表4-4〉顯示出各股之各研究變數的敘述統計資料，以各TDR報酬率其最大值與最小值差距均小於標的股報酬率，表示台股受限於每日有漲跌幅限制的影響；偏態係數除聖馬丁之TDR及新傳媒TDR及標的股為負值(左偏)外，其他變數均為正值(右偏)；就峰態係數而言，所有變數均呈現大於常態峰之高狹峰；J-B值為常態分配檢定統計量，結果顯示所有J-B值均拒絕常態分配的假設，表示各變數為非常態分配且為偏態分配。

表 4-4 各變數之敘述統計表

時間序列	新焦點		中國旺旺		真明麗	
	TDR 報酬率 (TR)	標的股報酬率 (HR)	TDR 報酬率 (TR)	標的股報酬率 (HR)	TDR 報酬率 (TR)	標的股報酬率 (HR)
均數	-0.074	-0.102	0.102	0.099	-0.208	-0.146
中位數	-0.010	-0.056	0.000	0.032	0.000	-0.374
最大值	14.277	19.877	6.754	10.377	12.726	60.626
最小值	-8.743	-11.714	-7.257	-12.821	-7.761	-19.414
標準差	2.644	3.038	2.246	2.232	2.480	4.260
偏度	0.410	0.849	0.339	0.030	0.138	4.074
峰度	5.335	9.006	4.329	5.297	5.529	61.381
J-B 統計量	197.517***	1,256.255***	82.35***	195.4***	195.286***	104,821.4***
樣本數	774	774	888	888	724	724
時間序列	聖馬丁		康師傅		新傳媒	
	TDR 報酬率 (TR)	標的股報酬率 (HR)	TDR 報酬率 (TR)	標的股報酬率 (HR)	TDR 報酬率 (TR)	標的股報酬率 (HR)
均數	-0.127	-0.186	-0.009	0.027	-0.31	-0.275
中位數	-0.102	-0.054	0.000	-0.007	-0.238	-0.267
最大值	6.761	15.156	6.753	13.934	7.841	11.544
最小值	-9.601	-13.529	-7.210	-8.956	-14.131	-16.273
標準差	2.744	2.908	1.824	2.139	3.240	3.246
偏度	-0.083	0.144	0.182	0.569	-0.156	-0.463
峰度	3.964	7.298	4.801	8.072	4.099	7.480
J-B 統計量	28.974***	561.979***	69.395***	551.74***	18.97***	304.316***
樣本數	727	727	490	490	349	349

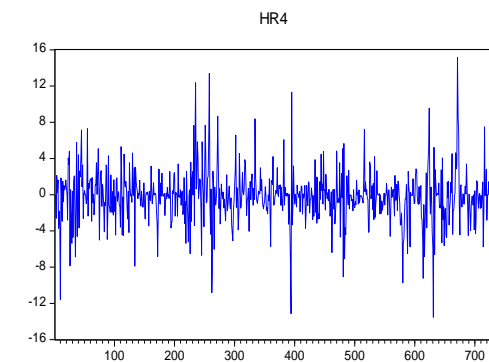
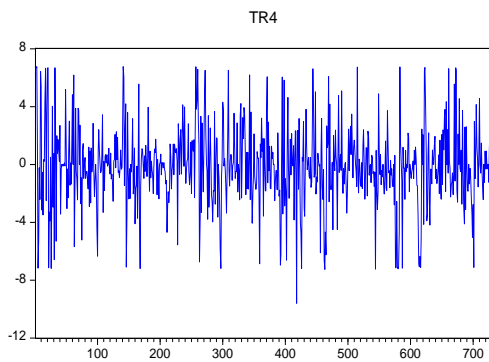
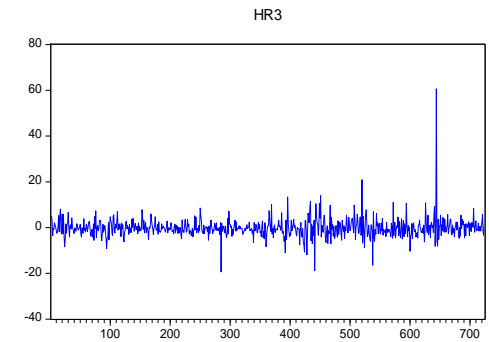
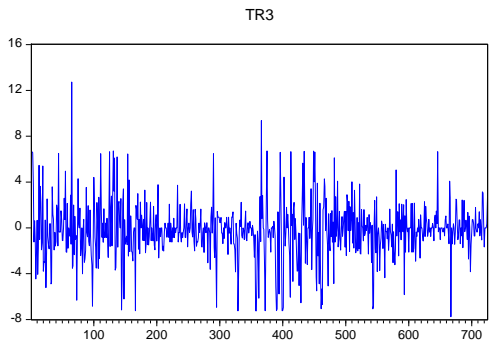
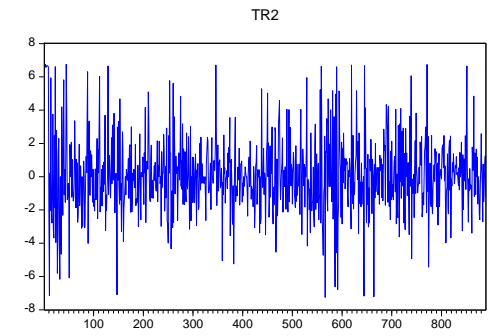
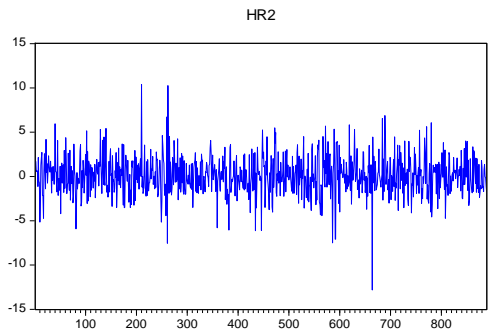
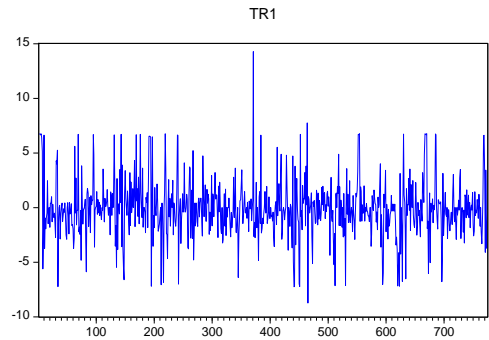
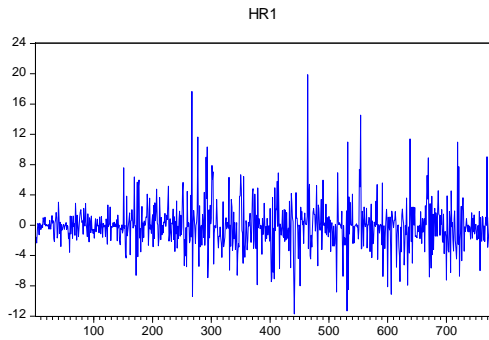
註：1.偏態之數值大於0表序列分配為右偏，小於0表序列分配為左偏。

2.峰態之數值大於3時，表序列分配為高狹峰；小於3時，表序列分配為低闊峰。

3.J-B 統計量為檢驗數列是否來自常態分配，若 J-B 值小於臨界值，即數列為常態分配；反之則非為常態分配。

個股日報酬率經由程式計算，依序排列出走勢圖，其中個股日報酬率代號簡

稱如下〈表4-5〉



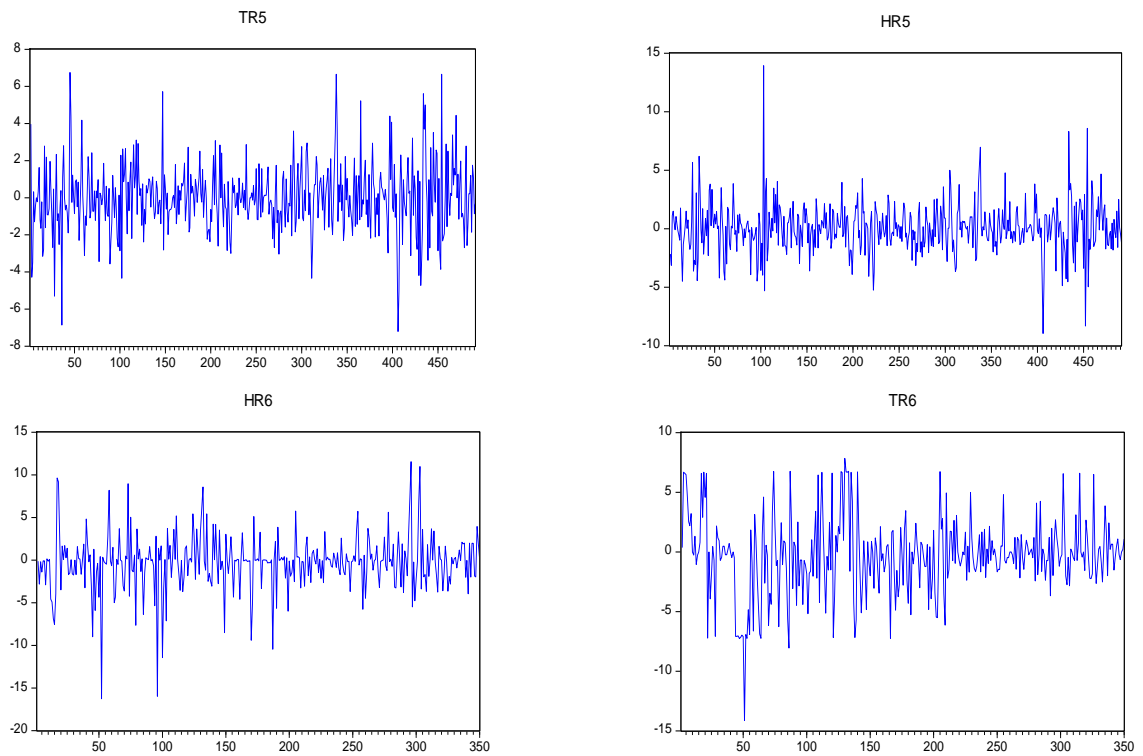


圖 4-2 個股日報酬率序列走勢圖

經由〈圖4-2〉個股日報酬率序列一階差分走勢圖，研判走勢為定態之時間序列。

表 4-5 個股日報酬率簡稱

TR1	HR1	TR2	HR2	TR3	HR3
新焦點 TDR	新焦點 標的股	中國旺旺 TDR	中國旺旺 標的股	真明麗 TDR	真明麗 標的股
TR4	HR4	TR5	HR5	TR6	HR6
聖馬丁 TDR	聖馬丁 標的股	康師傅 TDR	康師傅 標的股	新傳媒 TDR	新傳媒 標的股

第三節 單根檢定

本文採用ADF檢定、PP檢定及KPSS檢定等三種方法進行單根檢定，對各股之股價資料進行單根檢定，檢定模型為無漂浮項及無趨勢項，數據如〈表4-6〉所示：

表 4-6 個股股價單根檢定表

個股名稱	數列	ADF	PP	KPSS
新焦點	ln(TP)水準項	-0.550	-0.540	2.305***
	ln(HP)水準項	-0.488	-0.256	1.744***
	ln(TP)差分項	-23.856***	-23.848***	0.260
	ln(HP)差分項	-30.281***	-30.364***	0.254
中國旺旺	ln(TP)水準項	-2.413	-2.410	3.021***
	ln(HP)水準項	-1.689	-1.476	3.207***
	ln(TP)差分項	-30.327***	-30.426***	0.058
	ln(HP)差分項	-31.296***	-32.270***	0.043
真明麗	ln(TP)水準項	-0.375	-0.363	3.129***
	ln(HP)水準項	-1.349	-1.327	2.891***
	ln(TP)差分項	-24.901***	-24.854***	0.157
	ln(HP)差分項	-27.475***	-27.505***	0.168
聖馬丁	ln(TP)水準項	-0.274	-0.099	2.061***
	ln(HP)水準項	0.2330	0.107	2.055***
	ln(TP)差分項	-22.447***	-22.395***	0.271
	ln(HP)差分項	-24.252***	-24.448***	0.258
康師傅	ln(TP)水準項	-2.783*	-2.909**	0.535*
	ln(HP)水準項	-2.656*	-2.741*	1.018***
	ln(TP)差分項	-20.567***	-20.521***	0.193
	ln(HP)差分項	-20.916***	-20.941***	0.052
新傳媒	ln(TP)水準項	-1.459	-1.498	1.550***
	ln(HP)水準項	-2.460	-2.495	1.837***
	ln(TP)差分項	-13.607***	-14.821***	0.161
	ln(HP)差分項	-18.190***	-18.194***	0.327

註：ADF及PP顯著而KPSS不顯著，代表數列不存在單根；***為1%下的顯著水準，**為5%下的顯著水準，*為10%下的顯著水準。

由〈表4-6〉單根檢驗值結果顯示，皆須經過一階差分後，才能使得變數資料成為定態，即為I(1)之時間序列資料，表示所有樣本之股價報酬率序列皆為定態之樣本，可據以探討TDR與標的股間報酬率波動傳遞效果。

第四節 共整合檢定

根據Engle and Granger兩階段共整合檢定，應先檢驗非定態之經濟變數間是否為相同之整合階段，經由〈表4-6〉可知各股之TDR股價及其標的股之變數間，具有相同之I(1)整合階段。接著利用最小平方法(OLS)將變數估計共整合迴歸程式，再將所得之殘差進行單根檢定。

表4-7共整合檢定表

個股名稱	水準項迴歸方程式	\hat{C}_0	$\hat{\beta}$	共整合檢定 ε_t 之 ADF 值
新焦點	$\ln(TP_t)=C_0+\beta*\ln(HP_t)+\varepsilon_t$	-0.045 (-1.292)	1.076*** (61.485)	-3.191**
	$\ln(HP_t)=C_0+\beta*\ln(TP_t)+\varepsilon_t$	0.370*** (13.990)	0.771*** (61.485)	-3.094**
中國旺旺	$\ln(TP_t)=C_0+\beta*\ln(HP_t)+\varepsilon_t$	0.944*** (27.989)	0.722*** (70.344)	-3.177**
	$\ln(HP_t)=C_0+\beta*\ln(TP_t)+\varepsilon_t$	-0.610*** (-11.028)	1.174*** (70.344)	-2.947**
真明麗	$\ln(TP_t)=C_0+\beta*\ln(HP_t)+\varepsilon_t$	0.346*** (14.590)	0.982*** (70.800)	-1.240
	$\ln(HP_t)=C_0+\beta*\ln(TP_t)+\varepsilon_t$	-0.106*** (-4.199)	0.900** (70.800)	-1.600
聖馬丁	$\ln(TP_t)=C_0+\beta*\ln(HP_t)+\varepsilon_t$	0.270*** (18.263)	0.872*** (120.622)	-4.834***
	$\ln(HP_t)=C_0+\beta*\ln(TP_t)+\varepsilon_t$	-0.200*** (-10.792)	1.092*** (120.622)	-4.784***
康師傅	$\ln(TP_t)=C_0+\beta*\ln(HP_t)+\varepsilon_t$	0.690*** (7.973)	0.815*** (34.793)	-4.783***
	$\ln(HP_t)=C_0+\beta*\ln(TP_t)+\varepsilon_t$	0.459*** (4.945)	0.874*** (34.793)	-5.834***

新傳媒	$\ln(TP_t) = C_0 + \beta \ln(HP_t) + \varepsilon_t$	-0.967*** (-18.325)	1.558*** (53.745)	-3.179***
	$\ln(HP_t) = C_0 + \beta \ln(TP_t) + \varepsilon_t$	-0.747*** (36.907)	0.573*** (53.745)	-3.640***

註：1.***為1%下的顯著水準，**為5%下的顯著水準，*為10%下的顯著水準。

2.()內為t值。

由〈表4-7〉可以得知，除真明麗TDR與標的股間未具有共整合外，其餘各股均顯著具有長期均衡之共整合關係，為反應誤差修正效果，在進行多變量GARCH分析時，擬將誤差修正變數(ε_{t-1})考量在平均數方程式中。

第五節 ARCH 效果檢定

判斷該時間序列是否存在ARCH之效果，其主要在檢驗誤差項之條件變異數是否會隨時間之變動而改變，而且其變動是否會受到前期誤差項之影響。由〈表4-8〉LM檢定統計量顯示，除真明麗之標的股報酬率外，其餘均顯著拒絕序列資料無ARCH效果之虛無假設；換言之，所有個股報酬率，除真明麗標的股外，其餘個股報酬率之條件變異均存在ARCH效果，因此適合利用ARCH模型。惟因僅真明麗之標的股報酬率未存在ARCH效果，為探討TDR與標的股間價格互動關係，仍將其納入多變量GARCH模型分析。

表4-8 ARCH效果檢定

個股名稱	數列	X ² 檢定值
新焦點	TR	47.318***
	HR	18.156***
中國旺旺	TR	98.755***
	HR	22.455***
真明麗	TR	13.600***
	HR	0.010
聖馬丁	TR	20.238***
	HR	52.553***
康師傅	TR	27.985***
	HR	5.989**
新傳媒	TR	32.618***
	HR	3.005*

註：***為1%下的顯著水準，**為5%下的顯著水準，*為10%下的顯著水準。

第六節 多變量 GARCH 模型建構與實證結果

本文估計各股報酬率之平均方程時，除納入外生變數元月效應(JAN)¹、星期一、五效應(WK1)、(WK5)及誤差修正變數(ε_{t-1})外，經考量雙邊落後影響期數，及為符合白噪音(White Noise)，經過多次修正後，所得到之均數方程式分別如下所示：

1.新焦點

$$TR_t = C + \beta_1 * TR_{t-1} + \beta_2 HR_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$HR_t = C + \beta_1 * TR_{t-1} + \varepsilon_t$$

2.中國旺旺

$$TR_t = C + \beta_1 * TR_{t-1} + \beta_2 * TR_{t-2} + \beta_3 * HR_{t-1} + \beta_4 * HR_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$HR_t = C + \varepsilon_t$$

3.真明麗

$$TR_t = C + \beta_1 * HR_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$HR_t = C + \varepsilon_t$$

4.聖馬丁

$$TR_t = C + \beta_1 * TR_{t-1} + \beta_2 * HR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$HR_t = C + \beta_1 * TR_{t-1} + \varepsilon_t$$

5.康師傅

$$TR_t = C + \beta_1 * TR_{t-1} + \beta_2 * HR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$HR_t = C + \beta_1 * HR_{t-1} + \varepsilon_t$$

6.新傳媒

$$TR_t = C + \beta_1 * HR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$HR_t = C + \beta_1 * TR_{t-1} + \varepsilon_t$$

¹ 為簡化均數方程式，JAN、WK1、WK5及 ε_{t-1} 等為省略列出之外生變數。

一、CCC-GARCH 模型條件平均方程式

茲將個股之平均方程式估計結果，列在〈表 4-9〉中，結果顯示：

1. 受元月效應顯著影響的僅有中國旺旺的TDR及其標的股，與康師傅的TDR，顯示大部分個股報酬率不受元月效應影響。
2. 星期效應中僅有新焦點及真明麗之標的股受週五效應顯著影響，及聖馬丁的TDR受週一效應影響，其餘個股報酬率並無顯著影響。
3. 在落後期數方面，不論是TDR或標的股報酬率，均顯著受另一方落後期數影響，表示個股之TDR及標的股報酬率間之上期報酬率，均會對另一方當期報酬率產生顯著影響。
4. 從誤差修正變數來看，對中國旺旺、聖馬丁及康師傅的TDR報酬率顯著造成影響且為負向影響；而新焦點、聖馬丁、康師傅及新傳媒之標的股報酬率亦顯著受影響且亦為負向影響，表示誤差修正變數短期間會對大部分個股報酬率產生負向波動影響。

表4-9 CCC-GARCH模型平均方程式估計結果

個股名稱	C	TR _{t-1}	TR _{t-2}	HR _{t-1}	HR _{t-2}	JAN	WK1	WK5	ε _{t-1}	
新焦點	TR	-0.092	0.093**		0.092***	-0.153	0.030	-0.065	-0.799	
		(-0.707)	(2.094)		(3.336)	(-0.492)	(0.146)	(-0.287)	(-1.207)	
新焦點	HR	-0.255	0.123***			0.132	-0.100	0.574**	-2.722***	
		(-1.801)	(3.494)			(0.231)	(-0.337)	(2.490)	(-3.004)	
中國旺旺	TR	0.069	-0.393***	-0.147***	0.237***	0.434***	-0.540*	0.135	-0.182	-1.926*
		(0.782)	(-12.223)	(-4.592)	(7.391)	(14.312)	(-1.883)	(0.841)	(-1.158)	(-1.740)
中國旺旺	HR	0.175*				-0.823***	-0.009	-0.137	-0.496	
		(1.824)				(-3.464)	(-0.052)	(-0.740)	(-0.894)	
真明麗	TR	0.007			0.098***	-0.056	-0.217	-0.296		
		(0.072)			(6.559)	(-0.185)	(-1.237)	(-1.592)		
真明麗	HR	0.070				-0.128	-0.467	-0.607*		
		(0.422)				(-0.242)	(-1.396)	(-2.027)		
聖馬丁	TR	-0.031	0.139***		0.055*	0.139***	0.319	-0.439*	0.154	-2.038*
		(-0.243)	(3.059)		(1.668)	(3.059)	(0.870)	(-1.721)	(0.729)	(-1.759)
聖馬丁	HR	-0.073	0.159***				-0.432	-0.224	-0.159	-1.838***
		(-0.759)	(5.488)				(-1.068)	(-1.103)	(-0.776)	(-2.689)
康師傅	TR	0.168	0.140**				-0.838**	0.154	0.076	-9.242***
		(1.638)	(2.523)				(-2.441)	(0.741)	(0.379)	(-4.762)
康師傅	HR	0.039	0.361***		-0.187***		-0.080	-0.007	0.048	-3.973**
		(0.415)	(10.772)		(-4.973)		(-0.301)	(-0.037)	(0.246)	(-2.508)
新傳媒	TR	-0.021			0.196***		-0.200	-0.389	-0.263	0.459
		(-0.114)			(4.328)		(-0.267)	(-0.997)	(-0.656)	(0.462)
新傳媒	HR	-0.417	0.136**				0.003	0.298	-0.172	-6.537***
		(-1.889)	(2.507)				(0.004)	(0.674)	(-0.391)	(-4.194)

註：1.()內為z值。

2.***為1%下的顯著水準，**為5%下的顯著水準，*為10%下的顯著水準。

二、CCC-GARCH 模型的估計

依式(3-17)(3-18)及(3-19)，茲將 CCC-GARCH 模型之估計結果，列在〈表 4-10〉，結果顯示：

1. α 係數為上一期變異對本期變異之影響，亦即波動的持續性。估計結果顯示所有 TDR 及標的股的報酬率均顯著受到自身前一期波動的影響，投資人在投資 TDR 及標的股時容易受到自身前一期風險所影響，因此當前一期獨特性波動提高時，將會提高投資人所需承擔的投資風險。
2. β 係數代表二階交叉關係，亦即波動之交互影響程度。估計結果顯示，不論是 TDR 或標的股報酬率的波動均會對彼此下一期報酬率波動率產生顯著影響效果。
3. ρ 之值即為兩數列的共變異條件相關係數，代表的是一階相關。估計結果顯示，各 TDR 與標的股報酬率的條件相關係數 ρ 值皆在 0.2 以上且顯著，其中康師傅更高達 0.6 以上，表示 TDR 與標的股間波動呈同向變動且維持較久的時間。

表 4-10 CCC-GARCH 模型實證結果

股票別	α_{TR}	β_{TR}	α_{HR}	β_{HR}	ρ
新焦點	0.274*** (4.067)	0.255*** (2.652)	0.210*** (4.275)	0.458*** (4.067)	0.254*** (7.030)
中國旺旺	0.014*** (4.103)	0.966*** (420.662)	0.068*** (2.646)	0.490* (1.862)	0.659*** (39.426)
真明麗	0.171*** (6.602)	0.797*** (34.840)	0.334*** (10.478)	0.684*** (25.023)	0.216*** (4.889)
聖馬丁	0.170*** (3.620)	0.641*** (8.173)	0.443*** (8.517)	0.361*** (8.408)	0.279*** (8.305)
康師傅	0.299*** (6.480)	0.277*** (2.415)	0.107*** (3.118)	0.776*** (11.359)	0.662*** (28.850)
新傳媒	0.185*** (3.056)	0.695*** (8.674)	0.127*** (3.572)	0.726*** (9.389)	0.239*** (4.217)

註：1.()內為 z 值。

2.***為 1% 下的顯著水準，*為 10% 下的顯著水準。

三、DCC-GARCH 模型估計

運用 DCC 模型使用之變異方程式為 GARCH(1,1) 進行研討各 TDR 報酬率與標的股之動態相關係數，估計結果列在〈表 4-11〉，結果顯示：

1. 在描述兩數列之間的動態條件相關係數之跨期持續性的 β 係數方面，所有股票之 β 係數均為顯著，且皆在0.8以上，表示TDR股價報酬率與標的股報酬率兩數列之間，其動態條件相關具有高度的持續性，亦即兩數列間的動態條件相關係數受到其上一期係數的高度正向影響。
2. 在表示兩數列之間的動態條件相關係數受到其上一期標準化殘差影響的 α 係數方面，除了聖馬丁及新傳媒不顯著外，其餘各股之係數均為顯著，但 α 係數的值較 β 係數為小，各股之係數均小於0.05，表示兩數列之間的動態條件相關受到其上一期標準化殘差的影響較動態條件相關係數的跨期影響為小。而真明麗之 α 係數為負，表示兩數列之間的動態條件相關係數受前期殘差的影響為負向關係。

表4-11 DCC-GARCH模型實證結果

股票別	α	β
新焦點	0.002*** (2.380)	0.989*** (674.695)
中國旺旺	0.014*** (4.733)	0.978*** (207.403)
真明麗	-0.011*** (-11.507)	0.954*** (69.414)
聖馬丁	0.006 (1.053)	0.920*** (24.470)
康師傅	0.025*** (5.834)	0.963*** (122.324)
新傳媒	-0.011 (-0.919)	0.837*** (4.810)

註：1.()內為z值。

2.***為1%下的顯著水準， *為10%下的顯著水準。

〈表4-11〉聖馬丁及新傳媒之 α 係數不顯著，可能為不適用DCC-GARCH模型相關係數，因此需要對係數進行檢定是否為不適用DCC-GARCH模型，使用Wald Test檢定來判斷，因而對ARCH項不顯著係數項目進行Wald Test檢定。Wald Test檢定結果如〈表4-12〉：

表4-12 ARCH 係數Wald Test檢定

股票別	Test Statistic	卡方檢定值
聖馬丁	Chi-square	530.806***
新傳媒	Chi-square	25.075***

註：***為1%下的顯著水準。

經由Wald Test檢定係數均為顯著，因此拒絕ARCH項係數為0之虛無假設，可見亦適用DCC-GARCH之相關係數模型估計，相關係數為動態變動。

四、CCC 與 DCC 下 GARCH 模型之條件相關係數比較

對DCC-GARCH之估計結果，另列出各股TDR與其標的股之平均動態相關係數，如〈表4-13〉顯示，比較CCC與DCC下GARCH模型之條件相關係數，在所有樣本中，兩者皆以康師傅之TDR與其標的股的聯動條件相關係數為最高，均高達0.6以上，其餘個股之平均動態條件相關係數亦與CCC-GARCH模型下之固定條件相關係數差距不大，亦即TDR與標的股間的價格波動聯動性，在CCC與DCC-GARCH模型下皆呈現相同實證。

表4-13 平均動態條件相關係數表

股票別	新焦點	中國旺旺	真明麗	聖馬丁	康師傅	新傳媒
平均動態相關係數	0.155	0.594	0.198	0.262	0.633	0.223

第五章 結論與建議

本文主要運用多變量 GARCH 模型中之 CCC-GARCH 及 DCC-GARCH 等二模型，探討台灣存託憑證及香港標的股間價格波動之關聯性。因此擬以第一節說明本研究經過第四章實證分析後的結論，主要以各模型檢定後的變數反應結果進行探討。而第二節則說明本文之限制以及後續可進行的研究建議，以利提供給投資大眾更佳的投資建議。

第一節 研究結論

1. 透過共整合檢定，大部分 TDR 與標的股間大多存在共整合關係，代表兩市場間存在長期均衡。
2. 在多變量 GARCH 模型之平均方程式中，發現元月效應及星期效應，對大部分的 TDR 與標的股之股價報酬率並無顯著影響；在誤差修正變數方面，大部分則顯著影響 TDR 與標的股之股價報酬率。
3. 在 CCC-GARCH 模型之變異方程式中，發現大部分 TDR 及標的股當期報酬率顯著受到自身前一期非預期波動影響，及 TDR 與標的股報酬率的當期波動均會對彼此下一期價格波動產生顯著影響。
4. 在 DCC-GARCH 之變異方程式中，發現大部分 TDR 與標的股之報酬率波動間，存在顯著連續性及波動傳染之蔓延性及叢聚效應。

第二節 研究限制與建議

本文尚存在未來可再改善空間，舉其要如：(1)嘗試使用對角化向量條件變異數矩陣多變量 GARCH 模型(VECH-GARCH 模型)或正定對角形式多變量 GARCH 模型(BEKK-GARCH 模型)等 MGARCH 模型估計，並比較實證結果之差異。(2)因為大部分 TDR 在台灣發行時間尚未超過五年，導致樣本數過少，且本文並未納入所有 TDR，故可能造成以偏概全之推論。(3)本文所選取之樣本僅以在香港掛牌之標的

股為主，並未包含其他地區標的股，且來台發行TDR的企業所處產業分佈亦不盡相同，不同市場及產業之風險對價格影響也不同，另外個股交易量多寡亦應會影響股價波動；因此建議後續學者可針對不同地區標的股、產業特性及個股交易量納入不同的財務變數，採用不同模型探討兩者之間關係。

參考文獻

中文部分

- 1.王啟信(2011),「台灣存託憑證價格遞延之研究」,嶺東科技大學財務金融研究所碩士論文。
- 2.王玉婷(2002),「中國大陸與美國存託憑證間之報酬波動性與外溢效果研究」,中原大學企業管理學系研究所碩士論文。
- 3.李建強(2009),「TDR 搶購的風起雲湧,未來規範與市場機制之初探」,證交資料,第576期,4-7。
- 4.李昭瑩(1996),「海外存託憑證與普通股之間價格傳遞關係-台灣之實證研究」,政治大學財務金融研究所碩士論文。
- 5.李雯華(2001),「美國存託憑證與相關變數之互動研究與其套利策略」,淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 6.李俊明(2002),「美國存託憑證與普通股間之互動關係-以台灣電子業為例」,中國文化大學國際企業管理研究所碩士論文。
- 7.邱建智(2010),「台灣存託憑證與原標的股間波動效果之研究」,台北大學企業管理研究所碩士論文。
- 8.吳禮祥(2000),「美國存託憑證的套利交易與價差交易」,台灣大學財務金融研究所碩士論文。
- 9.吳信緯(2012),「台灣存託憑證與原股之獨特風險傳遞探討」,義守大學財務金融研究所碩士論文。
- 10.施能哲(1996),「海外存託憑證評價模型與套利實證」,中正大學財務金融研究所碩士論文。
- 11.郭乙萱(2010),「台灣存託憑證與原標的股股價關聯性與短期績效之研究」,政治大學財務管理研究所碩士論文。
- 12.馬君梅、柯柏成、吳敏娟(2001),「台灣上市(櫃)公司發行海外存託憑證資訊

內涵之探討」，2001年會計理論與實務研討會論文集。

- 13.黃麗娟(2010)，「台灣存託憑證市場之探討」，世新大學財務金融研究所碩士論文。
- 14.楊聲勇、董澍琦、王澤世及張德立(2005)，「美國存託憑證與其標的股之報酬與波動性的日內動態傳遞研究-以亞洲四小龍為例」，經濟與管理論叢。
- 15.楊奕農(2009)，《時間序列分析-經濟與財務上之應用》，第二版，台北市：雙葉書廊有限公司。
- 16.鐘韻琳(2010)，「淺談台灣存託憑證發展與承銷制度之演進」，證券公會季刊第二季，42-47。
- 17.蔡倍榕(2011)，「台灣存託憑證與台灣加權股價指數報酬率相關性之研究」，世新大學財務金融研究所碩士論文。
- 18.蔡怡君(2010)，「台灣存託憑證與其所表彰之普通股間關聯性之研究」，中原大學國際貿易研究所碩士論文。

英文部分

1. Dickey, D.A. and W.A. Fuller, (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, 49, 1057-1072.
2. Engle, R, and K. F. Kroner, (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, 50, 987-1007.
3. Engle, R. F. and K. F. Kroner, (1995), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH.” *Econometria*, 11, 122-150.
4. Engle, R. F. and K. F. Kroner, (2002), “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.
5. Granger, C., (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica*, 37, 422-438.
6. Hamao, Y., R.W. Masulis and V. Ng, (1990), “Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets,” *The Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
7. Hsiao, J-L, and H-H Liu (2002), “International Information Transmission of Stock Return and Volatility: The Case of ADRs and Their Underlying Stocks,” Working Paper.