

南華大學

財務金融學系財務管理碩士班論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION
INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT
NAN HUA UNIVERSITY

匯率及利率對金融、電子指數期貨價差報酬影響與季效應之研究

A STUDY ON THE QUARTERLY EFFECTS OF FOREIGN EXCHANGE RATE
AND INTEREST RATE ON THE RETURN OF SPREAD OF FINANCIAL AND
ELECTRONIC SECTOR INDEX FUTURES

研究生：賴慶浚

GRADUATE STUDENT: CHING- CHUN LAI

指導教授：白宗民博士

ADVISOR: TZUMG-MIN PAI Ph.D.

中華民國 106 年 7 月

南 華 大 學
財務金融學系財務管理碩士班
碩 士 學 位 論 文

匯率及利率對金融、電子指數期貨價差報酬影響與季效應之研究

A STUDY ON THE QUARTERLY EFFECTS OF FOREIGN EXCHANGE RATE AND
INTEREST RATE ON THE RETURN OF SPREAD OF FINANCIAL AND
ELECTRONIC SECTOR INDEX FUTURES

研究生：賴慶浚

經考試合格特此證明

口試委員：鄭昆秀

白宗民

陳再鴻

指導教授：白宗民

系主任(所長)：廖永亞

口試日期：中華民國 106 年 6 月 1 日

謝 誌

服務警界 30 年跨領域學習是即定規劃，感謝台灣證券協會發起人張上財博士開啟財經投資學習之門，並在內子劉梅蘭鼓勵下報考南華大學財務管理研究所，邁向跨領域學習拓展財經知識的第一步。

首先感謝入學口試委員陳昇鴻老師、張瑞真老師，讓我充分表達報考理念及職場甘苦談，才得以進入校園展開學習之旅；在二年學涯中，感謝博學多聞師資群——賴丞波老師、吳依正老師、廖永熙老師、白宗民老師、趙永祥老師、陳昇鴻老師，傾囊相授專業知識與宏觀，得以提升投資研究視野；最懷念的莫過於同窗好友寶琳、淑麗、英得、三培及智凱，在相聚時光中分享學習心得、人生哲學與開懷笑容，共築一段深烙心坎美妙回憶。

特別銘謝恩師白宗民博士這一年來在論文撰寫中辛勤指導與教誨，從中吸取寶貴專業投資技能，讓我在股票實務投資學會虛心與客觀；並由衷感謝論文口試委員鄭婉秀老師、陳昇鴻老師、提供許多寶貴意見，讓學生論文更加完臻；感謝嘉義市政府警察局第一分局長官同仁，在本人公職期間給於最大的行政支助，尤其警備隊各勤務伙伴，均能體恤本人在學程中無法公私兩全，更積極積執勤彌補本人投入公務不足之力；再度感謝家人愛妻梅蘭、小女盈仔、泂辰的鼎力支持，讓我無後顧之憂全力學習達成此一人生重要目標。

最後感謝南華大學各師長、同學，為就業者提供此一公私兩便學習平台，讓有志之士能藉此平台學習更廣知識領域，以更優質思維服務大眾。

賴慶浚 謹誌于

南華大學財務管理研究所

中華民國一〇六年七月

南華大學財務管理碩士班一〇五學年度碩士論文摘要

論文題目：匯率及利率對金融、電子指數期貨價差報酬影響與季效應之研究

研究生：賴慶浚

指導教授：白宗民 博士

論文摘要內容：

本研究係探討美元兌新臺幣匯率與利率對金融指數期貨、電子指數期貨價差報酬之影響與有否季效應關係。資料取自台灣經濟新報資料庫中之美元兌新臺幣、臺灣十年期公債殖利率、金融指數期貨、電子指數期貨每日收盤價；研究期間為 2006 年 1 月 1 日至 2016 年 12 月 31 日；研究模型採多元迴歸(OLS)方法。

實證結果顯示，影響價差報酬因子有—1 天利率均差、1 天匯率均差，且 1 天利率均差不分季節對價差報酬呈現正相關影響，但在第二季因季效應存在影響程度較小；而匯率對價差報酬之影響，只有在第一季時有季效應存在且呈現正相關影響。

關鍵詞：期貨、利率、匯率、季效應、價差、相關係數矩陣、多元迴歸、共線性、顯著性

Title of Thesis : A Study on the Quarterly Effects of Foreign Exchange

Rate and Interest Rate on the Return of Spread of Financial
and Electronic Sector Index Futures

Name of Institute: Institute of Financial Management, Nan Hua University

Graduate date: July 2017

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: CHING- CHUN LAI

Advisor: Ph.D. TZUMG-MIN PAI

Abstract

This study use explores the seasonal effect of the influences of the foreign exchange rate for US dollar against New Taiwan Dollar and the interest rate on the return of the spread of financial index futures and the electronic index futures. The daily data is taken from TEJ, and includes the foreign exchange rate for US dollar against New Taiwan Dollar, Taiwan's ten-year bond yields, financial index futures and electronic index futures closed price; the data period is from January 1, 2006 to December 31, 2016. The methods we used are multiple regression (OLS) method.

The empirical results show that there are positive effect of 1-day differences of interest rate and exchange rate on the return of the spread. 1 day interest rate difference regardless of the season to pay a positive impact on the return, but the impact in the second quarter due to seasonal effects should be poor. And the effect of exchange rate difference on the return of the spread, only exist in the first quarter and has a positive effect.

Keywords : futures, interest rate, exchange rate, seasonal effect, spread, correlation coefficient matrix, multiple regression, collinearity, significance

目 錄

謝誌	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	vi
圖目錄	vii
第一章緒論	1
第一節 研究動機	1
第二節 研究目的	6
第二章 文獻回顧與探討	7
第一節 利率、匯率變動與股價相關文獻	7
第二節 利率、匯率變動與金融股價相關文獻	10
第三節 利率、匯率變動與電子股價相關文獻	11
第四節 套利與價差相關文獻	12
第五節 季節性效應相關文獻	13
第三章 研究方法	15
第一節 價格定義	15
第二節 相關係數	18
第三節 單根檢定	19
第四節 多元迴歸 (OLS)	21
第五節 共線性檢定	23
第四章 實證結果分析	25
第一節 研究方法彙整	25

第二節 資料處理	27
第三節 原始相關係數矩陣與單根檢定	28
第四節 變數相關係數矩陣與單根檢定	30
第五節 初步迴歸模型之建立	31
第六節 共線性檢定之實證分析	33
第七節 顯著性檢定之實證分析	36
第八節 最後修正之多元迴歸模型	38
第五章 結論與建議	43
第一節 研究結論	43
第二節 後續研究延伸方向建議	44
參考文獻	46



表目錄

表 4-1 研究方法彙整表	25
表 4-2 研究代號名詞對照表	27
表 4-3 SPR-log、FX、RS 相關係數矩陣	28
表 4-4 SPR-log、FX、RS ADF 檢定表	29
表 4-5 SPR-log、FX、RS 一差分 OLS 分析表	29
表 4-6 ROI、DA1FX、DA1RS、DA10FX、DA10RS、DA60FX、DA60RS 相關係數矩陣	30
表 4-7 ROI、DA1FX、DA1RS、DA10FX、DA10RS、DA60FX、DA60RS 差分	31
表 4-8 初步迴歸模型	32
表 4-9 自變數 X 共線性檢定表	34
表 4-10 共線性之鳥巢檢定表	35
表 4-11 顯著性之鳥巢檢定表	36
表 4-12 檢定顯著性後之多元迴歸模型	37
表 4-13 最後修正之迴歸模型	38
表 4-14 金融與電子期貨指數價差報酬率 (ROI) 多元迴歸修正前後比較	39
表 4-15 預期符號與實際變數符號	40

圖目錄

圖 1-1 美元兌新臺幣匯與加權指數對照表	2
圖 1-2 臺灣十年期公債殖利率走勢圖	3
圖 1-3 美元兌新臺幣走勢圖	4
圖 1-4 金融股指數走勢圖	4
圖 1-5 電子股指數走勢圖	5
圖 1-6 台灣股票市場 8 大類股成交量與大盤比重	6
圖 3-1 電子期貨一天內的價格走勢	16
圖 3-2 電子期貨價格收益率	16
圖 3-3 金融期貨一天內的價格走勢	17
圖 3-4 金融期貨價格收益率	17



第一章 緒論

第一節 研究動機

台灣期貨交易所(TAIFEX)於1998年成立，並於同年推出台灣加權股價指數為標的之股價指數期貨契約，為台灣第一個期貨商品。之後更推出電子類股指數期貨以及金融保險類股指數期貨兩種新的期貨商品契約，提供投資者更多選擇；在衍生性金融商品（包含指數期貨、股票期貨、指數選擇權、股票選擇權、股票權證、ETF連結商品等）以極快的速度發展下，帶動程式交易的盛行與避險交易策略運用，其共同特性即具備一般期貨的優點，如進行投機、套利、價格發現和避險之工具等。在期貨與現貨市場中，常運用不同商品特性透過市場買低賣高交易機制形成商品間價差利潤；亦在兩期貨之間具有高度的關連性時，可進行價差交易策略；一但發現期貨市場實際價格相對高估或低估時，採取買進相對低估、賣出相對高估的商品，來鎖定利潤，然而在實際操作時，仍會產生交易成本、流動性、匯率、利率變動等問題所影響。

劉昱廷（2015）分析台灣地區股票市場與匯率市場之關聯性，引用央行總裁彭淮南（2013）曾指出，國際熱錢除了會影響匯率的消長變動，連帶對股票市場也相對會產生影響，好的時候具有推波助瀾的效果，反之則會造成經濟蕭條，股價指數為景氣訊號中的領先指標，透過股市的興衰可以洞察出景氣之榮枯進而防範未然，因此股價走勢往往也被用以觀測未來經濟景氣動態之消長，可見股票市場與匯率波動有著相互消長關係，亦提升本研究的價值性；查臺灣證券市場過去曾經有過數次繁榮與衰落的歷史經驗，依過去較重要的股市興衰泡沫過程與匯率消長變動（如圖1-1）綜合敘述如下：

美元兌新臺幣匯率的歷年趨勢進行說明：1980時期，台股萬點泡沫與新臺幣升值為同步進行，當時股價指數由1986年的1,000點，上漲至1990年的12,682點，漲幅約1200%；新臺幣匯率則由1986年的35~40元區間，大幅升值至1989年的25.6元兌1美元，漲幅近40%。但隔年台股因出現泡沫化，

大幅下跌超過 50%，自此台股指數與新臺幣匯率價格再也從未超過此一時期的紀錄，並且在往後的數年至 1997 亞洲金融風暴之後，新臺幣則是貶值至 30~31 元區間。直至今日，中間又經歷了科技網路泡沫化與全球金融海嘯，舉凡台股產生泡沫崩盤時期，新臺幣匯率價格也都在當年度出現相對低點。對此也反映出若是匯率的不確定性增加，相對之下對於股市及整體金融市場的影響也將加劇。



圖1-1美元兌新臺幣匯與加權指數對照表（1980-2012年）

國內外學者亦相繼提出利率與匯率影響股市漲跌因子論述略述如下：Tabak(2006)、Vygodina & Anna(2006)、Ratanapakorn & Sharma (2007)、Alam and Uddin (2009)、陳家華 (2009)、Ahmad et al. (2010)、陳仕偉與陳姿君 (2011)、羅碧霞 (2012) 等，均認為利率、匯率變動與股價有關連性（詳如第二章文獻回顧）

利率與匯率市場機能，當利率上升時，增加公司的融資成本，降低獲利能力，進而縮小生產規模，直接影響企業的盈餘，股價自然會回落。反之，若利率下跌，公司的借貸成本則下降，盈餘獲利可望上調，企業利息負擔減輕，增加獲利能力便吸引投資人投資，帶動各行各業的盈餘上升，股票隨之上漲；而匯率影響股價可以分為透過貨幣供給量與進出口來影響股價。

- (1) 當貨幣面臨升值的壓力時，中央銀行為使匯率穩定，透過外匯市場機制，釋出本國貨幣，提升國內貨幣供給額，讓資金轉移到股票市場及其他報酬率較高的金融市場，帶動股價上漲。
- (2) 當匯率上升時，本國貨幣貶值，增加進口產業成本，降低企業利潤，股價自然下跌；反之，匯率下跌貨幣升值，降低進口成本，有利於進口產業，但對出口產業則因有匯損壓力增加成本而降低競爭優勢，壓縮企業利潤，造成股價下跌。

如前述利率、匯率變動對外銷產業與內需企業，獲利盈虧各自不同，因此以外銷為主電子產業及與國內資產息息相關之金融業，對雙率漲跌所衍生之報酬率多空之間即有不同波動，且觀察臺灣十年期公債殖利率、美元兌新臺幣匯率、台股金融、電子指數走勢（圖1-2至1-5）發現雙率波動與金融、電子指數高低有迥異之處（如2008年9月因雷曼兄弟引發之金融風暴因，電子指數於2008年12月即落底，但金融指數則到2009年3月才落底）因此激發研究分析雙率對金融、電子產業報酬間之影響相異之處，做為訂定避險投資策略之依據。再則金融、電子產業，受月份營收淡旺季與國際貨幣政策固定變動時程，是否因季節不同而存有季節性效應，亦為研究重心。

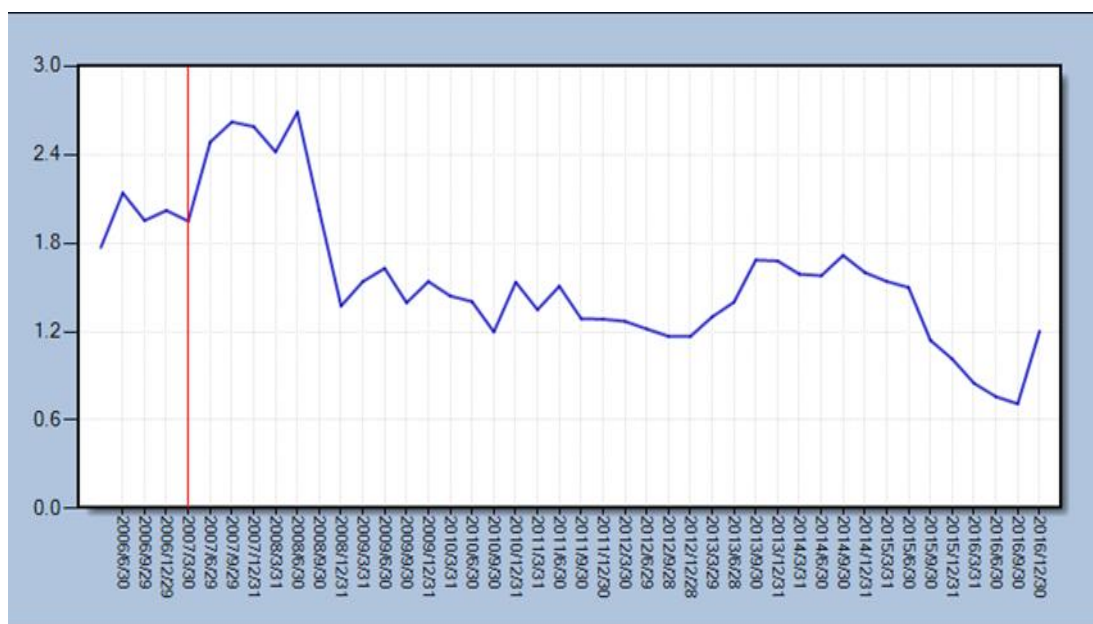


圖1-2臺灣十年期公債殖利率走勢圖（2006-2016季資料）

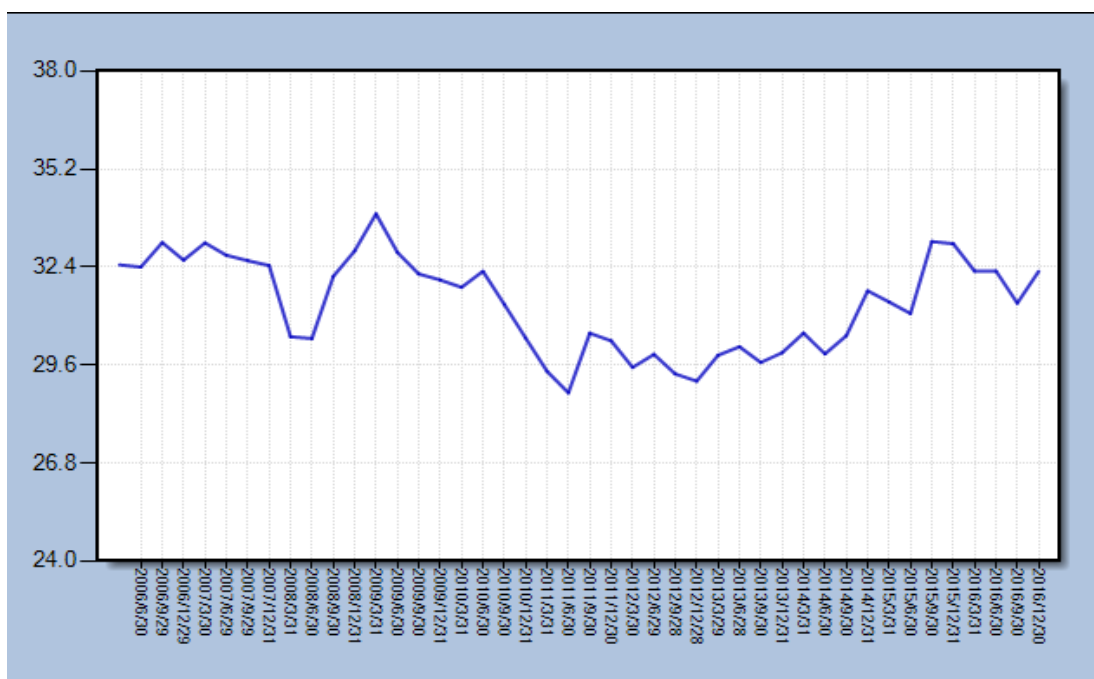


圖1-3美元兌新臺幣走勢圖（2006-2016季資料）

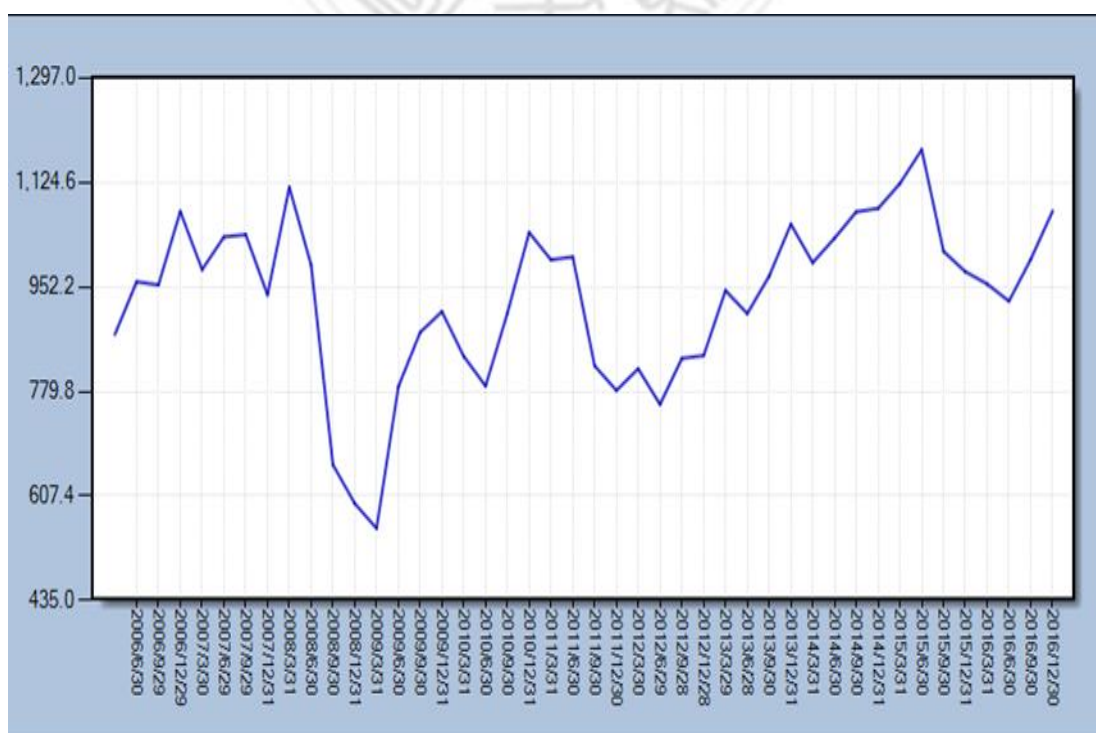


圖1-4金融股指數走勢圖（2006-2016季資料）

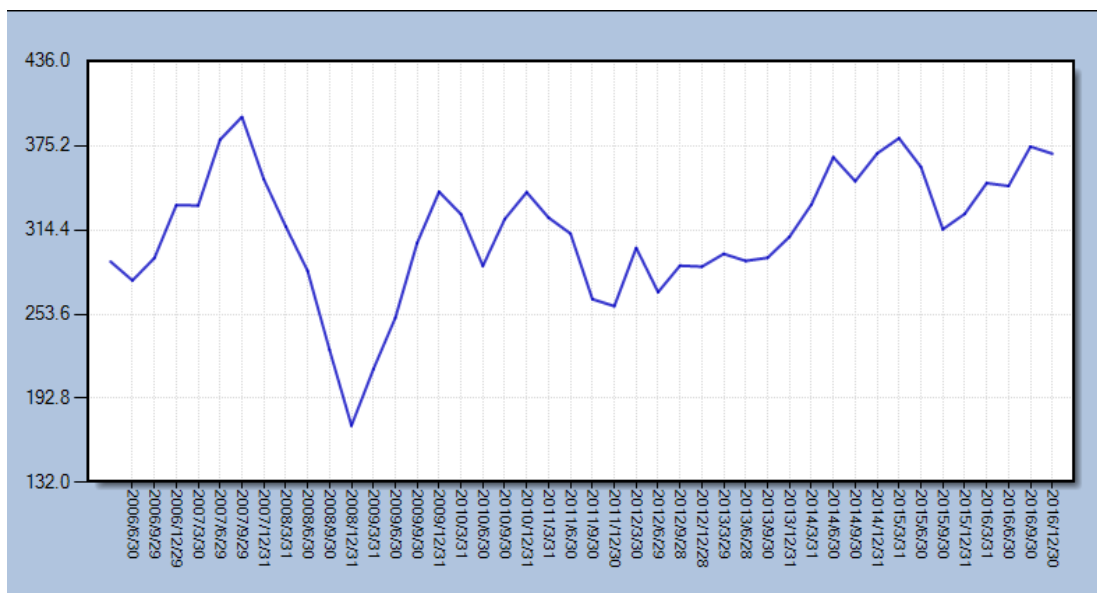


圖1-5電子股指數走勢圖（2006-2016季資料）

因長期專注於股票、期貨市場投資，深切了解匯率與利率對投資市場影響甚鉅，而指數期貨商品具有避險與高槓桿等特性，為現今廣受投資者選用之衍生性金融商品；分析台灣股票市場各大類股交易量（如圖1-6）以電子類股交易量約占大盤63%，其次為金融保險類股約占0.83%，本研究即以影響股市漲跌因子中之美元兌新臺幣匯率與代表浮動利率臺灣十年期公債殖利率為解釋變數，以台股金融指數期貨對電子指數期貨相對價差報酬率為被解釋變數，探討美元兌新臺幣匯率（下稱匯率）與臺灣十年期公債殖利率（下稱利率）對金融指數期貨對電子指數期貨相對價差報酬之影響及有無季節性效應，藉以掌握更精準投資策略方向，以達避險與獲利雙重效果，為激發本研究另一思考動機。

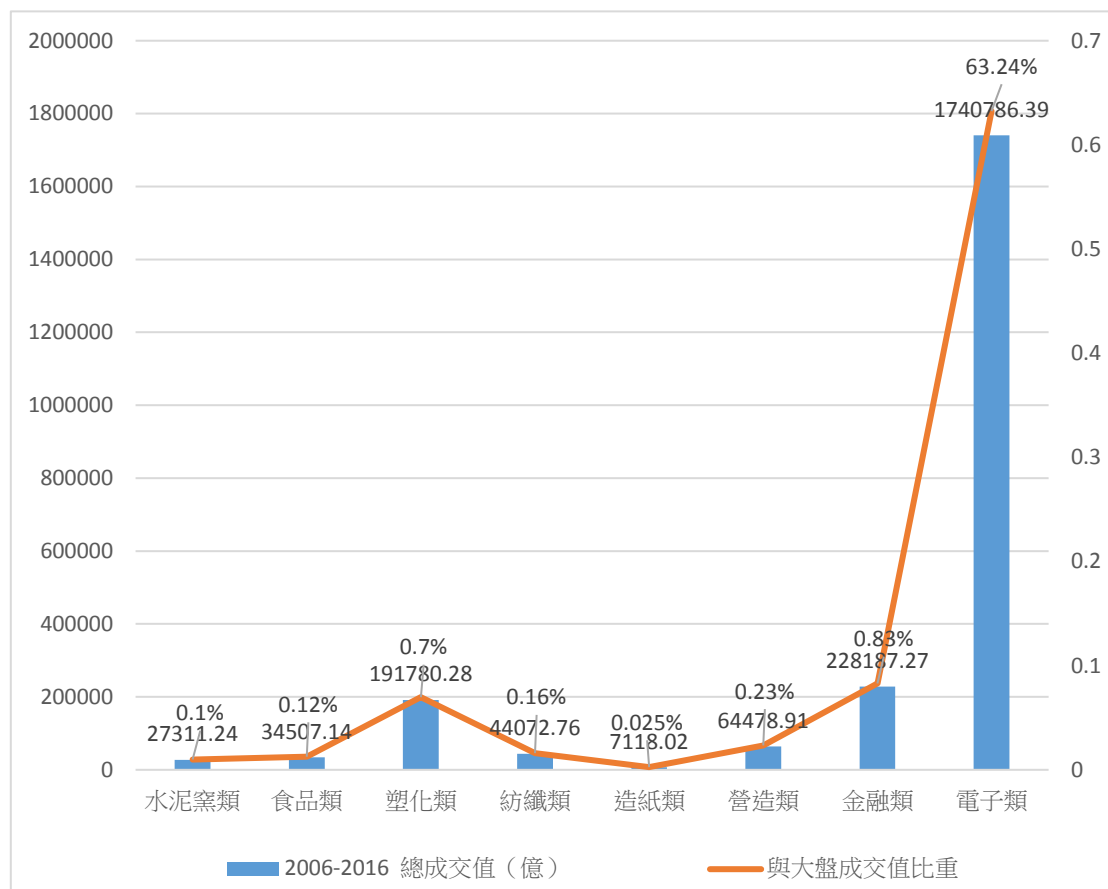


圖1-6台灣股票市場8大類股成交量與大盤比重（2006年1月至2016年12月）

第二節 研究目的

綜觀前述，本研究之目的歸納如下：

- 一、以匯率、利率為解釋變數，金融期貨與電子期貨價差報酬率為被解釋變數，運用迴歸與其他檢定法分析，以了解相互影響關係？
- 二、匯率與利率不同季節間的變動，對金融指數期貨與電子指數期貨相對價差報酬是否存在季節性效應？
- 三、針對各變數相互影響關係，提供投資者為低風險高報酬之投資策略。

第二章 文獻回顧與探討

第一節 利率、匯率變動與股價相關文獻

魏宏泰(2003) 發現利率及貨幣供給額(M1B)具領先股價關係，股價主要被貨幣供給額(M1B)及利率兩項變數所解釋，而利率對股價之影響較貨幣供給額(M1B)快速；此外，股價與利率為雙向影響關係，但股價對利率的影響較為短暫，其中對短期利率是正向影響，對長期利率則是負向影響；而股價對匯率的影響較持久且多為負向。

Christopher et al. (2006) 則以紐西蘭市場為例，主要探討利率、股價與總體經濟指標之間的關係，分析長(短)期的利率與紐西蘭交易所股價指數(NZSE 40)，以及通貨膨脹率(CPI)、實質國內生產總值(GDP)、匯率指數(EX)、貨幣供給量(M1)及石油零售價等總體經濟數據彼此間的關係。結果發現長期利率對股價指數具有負向的影響，GDP對股價指數則具有正向的影響。另外，也發現短期的匯率對股價報酬是存在負向的影響。

Alam and Uddin(2009); Ahmad et al. (2010)，研究證實的利率與股價報酬之間會存在顯著的負向關係，基於的論點是認為當市場利率上升時，會使得企業的融資成本增加，假設在其他條件不變下，企業的營運成本也會上升進而使公司的盈餘下降，將不利公司股價表現。另外，就投資人的角度來看，由於融資成本增加，將不利於融資交易而使股市短期或融資交易的投資人降低買賣股票的意願，同時也會增加融資買入股票者至市場中賣出股票的意願，因此導致市場股票的籌碼面增加，股價下殺的情況勢必增加。

Yutaka (2006) 探討日本採貨幣寬鬆政策時，利率、日本股價和總體經濟數據，包含：匯率(日圓兌美元)、失業率、通貨膨脹率等)之間的衝擊反應函數分析。結果是支持利率變動與股價漲跌無關。

林建宇(2004)探討股價指數與台幣兌美元匯率間的因果關係，將匯率及股價指數依其上升或下跌之情況加以區分，進一步分析股價指數與匯率是否存在不對稱因果關係。發現股票市場大幅度上漲與下跌會使得台幣匯率產生升值與貶值，而匯率市場大幅度升值也會使得股價指數上漲，經由上列的發現顯示了台灣股票市場與匯率市場的關聯性相當顯著。

Phylaktis & Ravazzolo(2005)利用共整合方法和多變項 Granger 因果關係測驗來探討股價和匯率長期和短期的動態關係，分析幾個太平洋國家從 1980 年到 1998 年的資料

，結果顯示股價和國外匯市是正相關，而美國股市在這些聯結上扮演一個 conduit 的角色，且這些關聯性並非由國外匯市限制所決定。最後研究結果顯示金融危機在這些市場長期的共變上有短期的效應。

Tabak(2006)研究巴西股價和匯率之間的動態關係，利用近來發展的單根和共整合測驗來檢測這兩個變項之間長期性的關係，結果發現股價對匯率沒有長期的關係，但有線性的 Granger 因果關係，即股價與匯率為負相關。此外，匯率對股價有非線性的 Granger 因果關係，與傳統研究方法結果一致：匯率會引導股價。這些研究結果對國際投資客及匯率政策的制定有實際的應用。

張貴欣(2006)以向量自我回歸模型、共整合檢定、誤差修正模型、Granger 因果關係檢定、變異數分解以及衝擊反應，個別分析美國與加拿大、墨西哥、中國、日本、德國、英國、韓國及台灣之股價、匯率及利率的互動關係，研究結果發現：由共整合檢定得知，美國—加拿大、美國—日本、美國—德國、美國—韓國、美國—台灣等五國模型，美國與各國至少存在有一個共整合向量，即美國與這些國家的

經濟變數至少存在一長期趨勢關係。由 Granger 因果關係檢定及變異數分解之結果顯示，美國與加拿大、墨西哥、日本、德國、韓國及台灣之股價、匯率及利率的關聯性較高而美國與中國、英國之股價、匯率及利率的關聯性則較低。美國股價會單向影響到美國利率，美國利率政策似乎受美國股市所影響。

Ratanapakorn & Sharma (2007) 以 S&P 股價指數與貨幣供給額 M1、工業生產指數、通貨膨脹率、日圓對美元匯率、國庫券利率與政府公債利率實證，發現長期下美國利率會影響股價，利率與股價為負相關；美國股價短期內影響國庫券利率與政府公債利率；利率與股價為正相關。

Chen(2007)採用 Markov-switching 模式調查貨幣政策對於股票報酬是否有不對稱的效果，來自 S&P500 物價指數的實徵性資料顯示出貨幣政策在繁榮的股票市場對股票報酬有較大的效果。

林政隆 (2008)研究 128 家上市公司探討匯率變動率和股票報酬率之間的因果關係。實證結果顯示匯率變動率領先股票報酬率的顯著度皆大於股票報酬率領先匯率變動率的顯著程度。隱含匯率的升貶值，造成公司營業額增加或減少，進而導致該公司股價漲跌的效果較強烈。

陳家華 (2009) 探討臺灣股價指數、匯率與利率互動關係之研究，主要發現股價指數、匯率與利率間的互動關係摘要為下列五點：

1. 由向量誤差修正模型發現，三者若面臨外生衝擊導致偏離均衡時，只有利率具有拉回調整的特質。
2. 由 Granger 因果關係中發現，股價指數會影響利率，利率亦會影響股價指數，兩者互為雙向因果關係。
3. 由向量自我迴歸模型發現，利率受前 2 期利率與前 2 期股價指數正向影響。股價指數受前 1 期股價指數與前 1 期利率正向影響，也受前 2 期利率負向影響。匯率僅受前 1 期匯率正向影響。

4. 由衝擊反應函數發現，任一變數面臨外生衝擊時，對其他變數衝擊影響 均會在 1 年內達成收斂現象。

5. 由預測誤差變異數分解發現，三者間並不存在絕對內生性情形，且無論是哪個預測區間，每一變數的波動大部份都是來自變數自身的衝擊。

楊佳蓉(2009)以二因子理論來探討公司價值受匯率變動之影響。外匯曝險在股票市場的多空頭有不同曝險方向稱為「轉向現象」。對進口型企業而言，股市空頭時企業所承受的外匯曝險比較大，反之大部分 75% 的出口型企業，股票市場多頭時所承擔之外匯風險就比較大。因此國際熱錢流入時使得股票報酬上漲，企業容易受外在環境影響因而外匯曝險增加。

陳仕偉與陳姿君(2011)對 1974 年至 2007 年 G7 市場月資料分析，發現以線性因果關係檢定時，美加德義英國家股價會影響匯率，為單向因關係，日法股價與匯率無因果關係。而以非線性因果關係檢定時，美加日義法英國家，股價會影響匯率，為雙向因果關係，德國則僅為匯率對股價具有單向因果關係。

羅碧霞(2012)探討美元指數與新台幣匯率對台灣股價互動關係。發現美元指數及新台幣匯率，均會對於股票市場產生影響，完全的證實了傳統理論觀點；匯率會影響股價的變動並且影響經濟成長，其中並以美元指數較新台幣匯率的關係更為明顯，而且具有領先股市的關係。

第二節 利率、匯率變動與金融股價相關文獻

陳韻如(2003)以國內 20 家上市櫃金融業之股票報酬率做為研究對象，運用 GARCH 模型與 ARCH 模型探討從 1996 年 1 月至 2004 年 2 月在這段時間內之上市櫃金融業之股票報酬率是否有受到公債殖利率之利率變動影響，其研究結果發現，公債殖利率的利率波動性對於老銀行、新銀行、企銀相關類股、保險業、以及

票券業之股票報酬率不具影響力，但對證券業之股票報酬率有顯著影響，並具有負相關。

單秀文(2006)以1985年至2005年之資料探討利率風險與匯率風險對銀行業股價報酬之影響。實證結果發現：

1. 針對股票市場報酬對銀行業股價報酬的影響，呈顯著的正相關，即市場報酬越高，則顯著增加銀行業股價報酬。
2. 利率風險對銀行業股價報酬的影響，不管是在那一時期，皆呈負向影響，表示在利率變動上升則銀行業股價報酬會下降。利率風險對銀行業股價報酬呈顯著的負相關。
3. 匯率風險對銀行業股價報酬的影響，匯率自由化前，呈不顯著的負相關，在匯率自由化後呈顯著的負相關，表示當匯率是貶值時，則銀行業股價報酬會下降，匯率風險對銀行業股價報酬在5%顯著水準下呈正相關。

林玉珠(2006)亦以利率與金融類個股之關係為研究主題，並擴大研究範圍，以26家上市櫃金融公司為研究對象，並採用GARCH模型分析利率變動在1997年3月至2006年3月之上市櫃金融類股股票報酬之影響，其實證結果顯示，利率變動對上市櫃金融類股股票報酬具有影響力，以及利率變動與金融類股股票報酬影響的程度為：利率變化對於銀行金控的影響大於保險金控，而保險金控受利率變動之影響幅度大於票券金控。

第三節 利率、匯率變動與電子股價相關文獻

王雪華(2012)認為電子業產品大多以美元報價，如果美元升值，美元收入兌新台幣數值會增加，對我國電子業有利，實證結果：美金/新台幣的匯率曝險係數與電子業股票報酬率成正比。

蘇錦淑(2010)研究在網路泡沫化後，電子類股如何被總經指標影響，研究期間從 2004 年到 2009 年，藉由 VAR 向量誤差模型與 Granger 因果檢定探討兩者之關係，該作者之總經變數採用：台幣兌美元匯率、國際原油價格及領先指標綜合指數，研究結果顯示，投資人首先可留意美元兌新台幣匯率與國際原油價格的變化，以便進一步掌握台灣電子股股價指數的變化，透過研究方法得到，在長期均衡的情況下，兩者間之關係的確存在正向關係，因此，該作者認為投資人能透過領先指標綜合指數來預測電子類股的可能走向。

詹庚祐(2011)則探討在次級房貸風暴所導致之全球金融風暴下，匯率與電子類股股價之間的因果關係是否會有所改變，並針對電子類股在該環境下的投資報酬率進行分析，其研究結果顯示，由於央行為振興經濟而採用匯率貶值的手段，造成匯率的大幅度波動，因此，在金融風暴之後由匯率波動帶動電子類股指數，該研究亦進一步證實，電子類股在短天期且觀察頻率高之情況下為顯著獲利。

宋妍儒(2013)探討利率變動對股票市場的影響，研究實證利率變動對八大類股指數報酬皆無顯著的影響。

第四節 套利與價差相關文獻

李正斌(2000)以 1999 年 8 月 19 日至 2000 年 2 月 16 日止，共六個月的台股、電子與金融之近月期貨為對象，利用持有成本模型分別計算三期貨的理論價格，並建立兩期貨和三期貨間的價差交易組合，當價差超過無價差交易區間，即進場套利。結果發現除金融期貨對台股、電子期貨交易機會較低，其餘組合皆有超過 60%之進場機會存在。且以提前平倉之風險溢酬而言，兩期貨的價差交易組合以電子期貨對金融期貨的 96.72%為最高，三期貨間的價差交易組合以台股期貨對電子、金融期貨的 134.11%最佳。

王順弘(2012)以利用台指、電子、金融三種期貨為研究對象，利用強弱勢配對交易搭配技術指標做為交易策略，以研究區間 2008 年 10 月 21 日至 2011 年 12 月 31 日止，將期間區分 2008 年 10 月 21 日至 2010 年 5 月 26 日及 2010 年 5 月 27 日至 2011 年 12 月 30 日前後兩期，並使用相對強弱指標(RSI)、隨機指標(KD)、移動平均線(MA)及指數平滑異同移動平均線(MACD)套利，發現相對強弱指標 (RSI)無論在前後期不同的配對組合中，皆能獲得穩定且較高的報酬；以夏普指標而言，前期以電子與金融期貨組合較佳達 67%；後期則以台股與電子期貨組合較佳達 126%。

第五節 季節性效應相關文獻

自 1942 年美國學者 Wachtel 研究指出，股市具有顯著的季節性異常現象後，相繼有學者開始著手研究股市報酬率的異常現象，實證發現，股價具有與時間攸關之異常現象，即於日曆交易點 (calendar turning point) 之交易日，年初、月末、周末 等時間點，平均報酬率顯著高於其他交易日。此類季節性異常現象之種類眾多，包括日內效應、星期效應、月份效應、元月效應、節慶效應及季效應等等，故本研究將探討每季雙率變動對金融、電子指數期貨價差報酬季效應是否存在。

楊踐為 (1997) 探討台灣股市特別股的一月效應，利用 Scheffe 方法探討特別股的月報酬率變化，研究期間自 1976 至 1996 年止，研究結果顯示，特別股市場並不存在一月效應，與 Vetter (1995) 所發現的結果並不相同。

郭軒岷(1998)此研究針對國內的股票市場、外匯市場與貨幣市場等金融市場為範圍，探討各市場的季節性現象。研究期間自民國 56 年到民國 86 年，分成全期、前期、後期、早期、中期、近期、個人投資期和法人投資期等八期；發現股票市場各子期間最高報酬月份皆出現在十二月、一月或二月這三個月份之中。在各子

期間，一月份都不是報酬最高的月份，但在全期檢定中，一月份卻是報酬最高的月份。最後，作者也指出台灣股票市場並無長期一致的季節型態，亦無持續最高報酬的月份，這似乎可以推論股票市場符合弱式效率市場假說。莊智有(2000)此研究以 Fama 和 French(1992、1993)之二、三因子橫斷面及時間序列迴歸 模式為基礎，加上 Jegadeesh 和 Titman(1993)提出的動能因素和 Brennan、Chordia 和 Surbrahmanyam(1996)的交易量，成為五因子的資產定價模式。研究期間自民國 71 年 7 月至民國 88 年 12 月，其中又分成三個子期(71.07~76.12、77.01~82.12 和 83.01~88.12)，研究對象為上市普通股月報酬。研究結果顯示，透過一月及二月份報酬率與其他月份進行一因子變異數分析比較，得知在一月及二月之報酬顯著異於其他月份。

樓雍儀、董燕婷(2002)探討台灣股市可轉換特別股之一月效應，以 1989 年 3 月至 1999 年 2 月之 23 家可轉換特別股為研究對象。研究結果發現，在 t 檢定下，具有一月效應的現象，但為負的異常報酬，與 Vetter (1995) 及楊踐為 (1997) 之研究結果不同。

He, Ng and Wang (2004) 探討不同類型的投資機構，其管理者於各季底，是否會出現窗飾效應，以 1986 年 3 月至 1998 年 9 月為樣本期間，實證結果發現，代為管理資金的機構，如銀行、共同基金等，其管理者容易出現窗飾效應，且第四季的窗飾現象相較其他三季明顯；而管理自己公司資產的機構，如退休基金、大學基金，則較少出現窗飾效應的現象。

Cooper, McConnell and Ovtchinnikov (2006)發現可藉由元月報酬作為一個偵測指標，若元月報酬為正時，其後續 11 個月累積報酬(2 月至 12 月)扣掉元月報酬為負時，其後續 11 個月累積報酬(2 月至 12 月)的價差(spread)為正值且顯著時，稱為「元月份預測」效果(Other January Effect)，同時研究發現 1825 年至 2003 年美國股票市場亦存在此現象。

黃益松、朱曉萍和張旭玲(2007)以 GARCH (1,1)模型檢測臺灣 1995 年元月至 2003 年 12 月的股票市場，發現上櫃市場 存在元月效應，但並不存在於上市市場。

李宛靜 (2013)探討投資人情 緒對於台灣股票市場的異常現象，樣本期間為 2001 至 2012 年，實證結果發現台灣股市有顯著的元月效應存在。

林建宏、張建鴻(2013)則以衍生性商品為研究重點，實證結果發現 1967 年到 2010 年的台灣加權存在元月效應。

第三章 研究方法

第一節 價格定義

對電子期貨(TE)和金融期貨(TF)價格波動做一個定義，我們將使用電子期貨(TE)和金融期貨(TF)一天內每分鐘的價格去做比較，期貨的每分鐘報酬(Return)公式如下：

$$R_i(t) = \log \frac{(P_i(t+1))}{(P_i(t))} \quad t=1, 2, \dots, N-1$$

其中 $P(t)$ 為二個期貨每分鐘的價格， i 為金融期貨(TF)或電子期貨 (TE)，每分鐘期貨價格與價格波動如圖(3-1)~(3-4)所示。

圖(3-1)、(3-3)分別為 2012 年 2 月 29 日金融期貨(TF)與電子期貨(TE)的價格走勢，其中橫坐標 1 為一天當中早上八點四十五的開盤價，坐標 300 為下午一點四十五分的收盤價，圖(3-2)、(3-4)為期貨的收益率(Return)，圖中的 R 為每分鐘的收益，時間(t)單位為分鐘。

價格的波動是最能直接反應期貨商品的表現，且期貨的穩定度也能從 價格波動中看出，我們為了能進一步了解價格的波動，將採用自相關函 數、互相關函數、相關函數與同向性分析、期貨的隨機遊走與赫斯特分析來討論。

電子期貨(TE)價格走勢圖

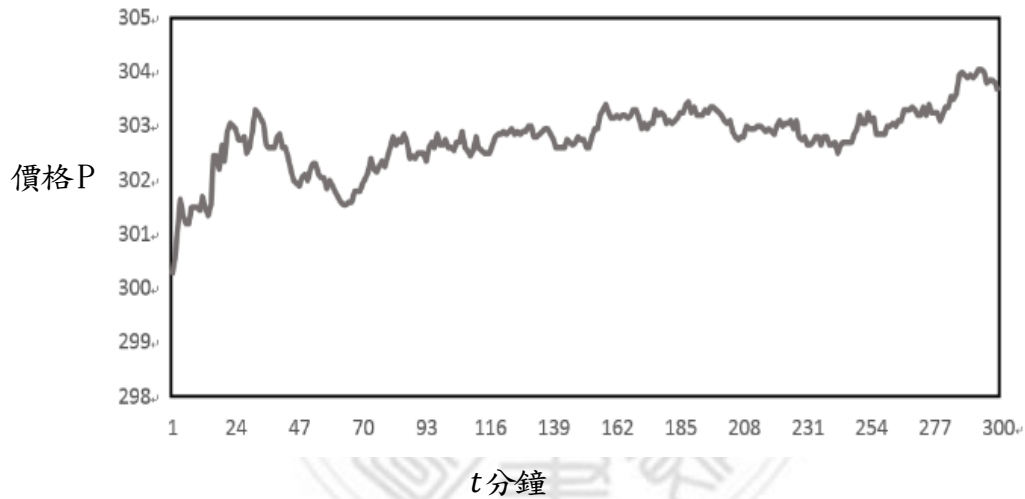


圖 3-1 電子期貨一天內的價格走勢

電子期貨(TE)收益

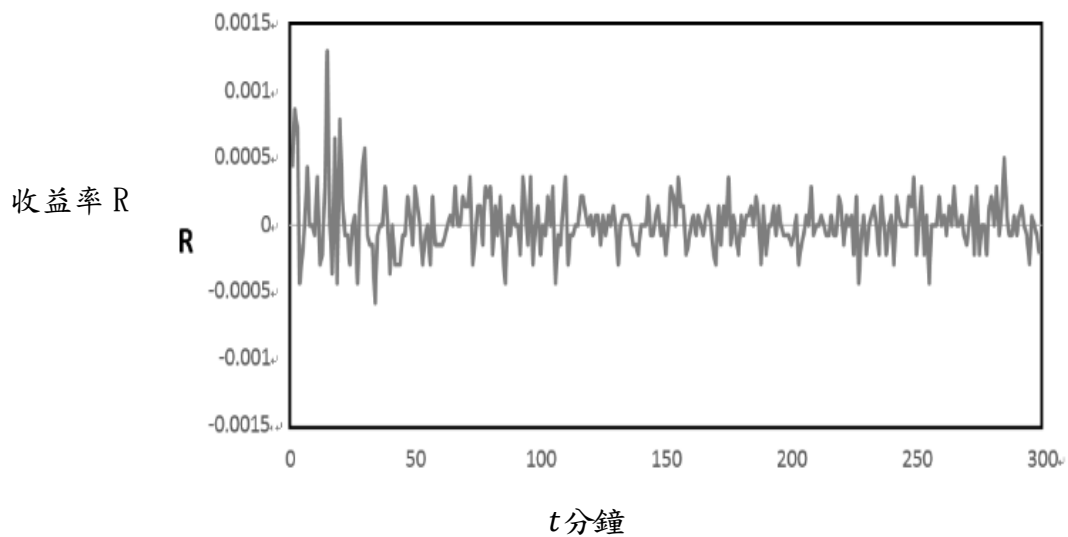


圖 3-2 電子期貨價格收益率

金融期貨(TF)價格走勢圖

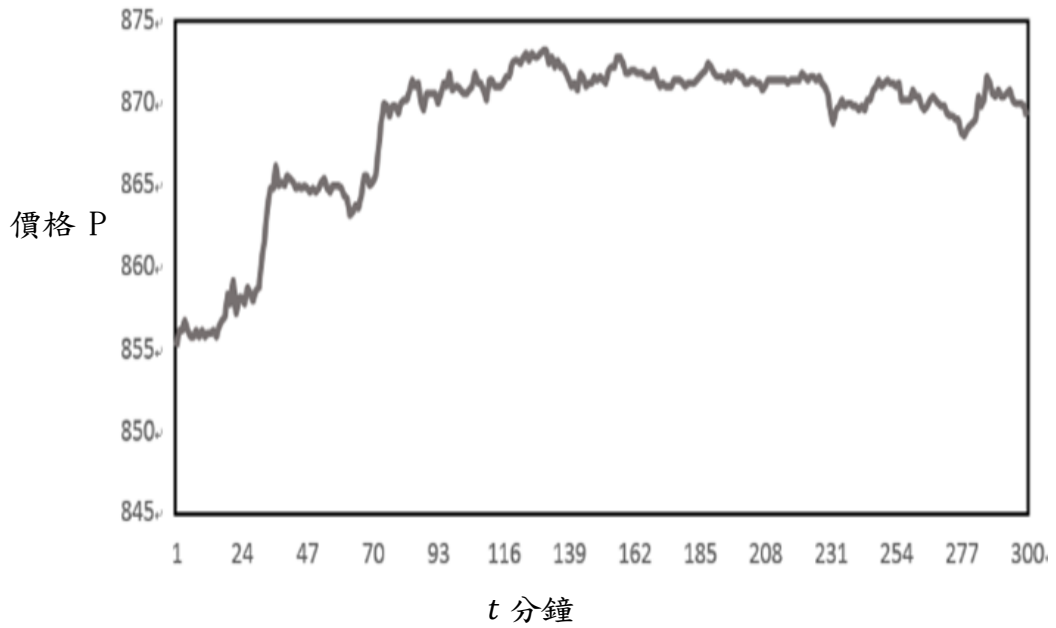


圖 3-3 金融期貨一天內的價格走勢

金融期貨(TF)收益

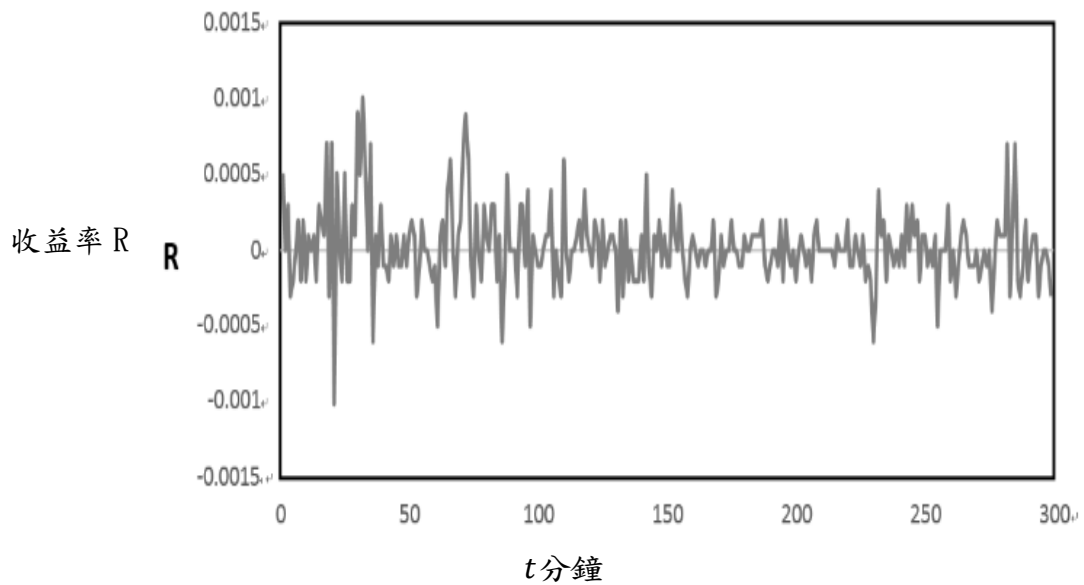


圖 3-4 金融期貨價格收益率

第二節 相關係數

相關係數是用以反映變數之間相關關係密切程度的統計指標，對不同變異數按積差方法計算，同樣以兩變數與各自平均值的離差為基礎，通過兩個離差相乘來反映兩變數之間相關程度；著重研究線性的單相關係數。

依據相關現象之間的不同特征，其統計指標的名稱有所不同。如將反映兩變數間線性相關關係的統計指標稱為相關係數（相關係數的平方稱為判定係數）；將反映兩變數間曲線相關關係的統計指標稱為非線性相關係數、非線性判定係數；將反映多元線性相關關係的統計指標稱為複相關係數、複判定係數等。

相關係數的公式如下：

$$r = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y}$$

$$\sigma_{xy} = \sigma^2_{xy} = \frac{\sum(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{n}$$

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum(x - \bar{x})^2}{n}}$$

$$\sigma_y = \sqrt{\frac{\sum(y - \bar{y})^2}{n}}$$

相關係數的值介於 -1 與 +1 之間，即 $-1 \leq r \leq +1$ 。其性質如下：

當 $r > 0$ 時，表示兩變數正相關， $r < 0$ 時，兩變數為負相關。

當 $|r| = 1$ 時，表示兩變數為完全線性相關，即為函數關係。

當 $r = 0$ 時，表示兩變數間無線性相關關係。

當 $0 < |r| < 1$ 時，表示兩變數存在一定程度的線性相關。且 $|r|$ 越接近 1，兩變數間線性關係越密切； $|r|$ 越接近於 0，表示兩變數的線性相關越弱。

一般可按三級劃分： $|r| < 0.4$ 為低度線性相關； $0.4 \leq |r| < 0.7$ 為顯著性相關； $0.7 \leq |r| < 1$ 為高度線性相關。

第三節 單根檢定

基於非定態時間序列對於外在衝擊具有累積的效果(permanent effect)，不若定態(stationary)時間序列僅具暫時性的影響，在對於非定態時間序列進行迴歸分析時，將發生 Granger and Newbold(1974)所提出之「假性迴歸」(spurious regression)現象。「假性迴歸」會使得原本不應顯著的迴歸係數呈現顯著的現象，造成吾人對於研究結果的嚴重誤判；又因為多數實證研究均呈現時間序列資料具非定態特性，故在進行各項實證分析之前，應先對於變數之恆定性作檢定，以確認各該時間序列是否為定態性質；若屬非

定態時間序列，則對於該變數進行差分(difference-stationary process)，使得變數成為不具單根之定態時間序列。

關於單根檢定方法，一般而言有 DF 檢定(Dickey - Fuller GLS Test)、ADF 檢定(Augmented Dickey - Fuller Test)、PP 檢定(Phillips - Perron Test)、KPSS 檢定(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin)、ERS 檢定(Elliott - Rothenberg - Stock Point - Optimal)以及 NP 檢定(Ng - Perron)等；惟在檢定力(Power of the test)方面，一直以來似乎都存在著評價不一的現象。

ADF 和 PP 的缺點在於如果某定態時間序列，真正的 DGP 是 AR(1)且係數接近 1，這種情況 ADF 和 PP 都無法區分，很容易就接受 I(1)的虛無假設，檢定力弱的情況表露無遺。(何宗武，2012)

根據類似的電腦模擬分析顯示，PP 檢定與 ADF 檢定一樣，都有「低檢定力」之問題。一般的單根檢定都是將「序列具有單根」放在虛無假設，而對立

假設則是「序列為定態」，KPSS 檢定正好相反，其虛無假設是「序列為定態」。因此，有些學者如 Cheung and Chinn (1996) 主張，應該同時考慮將「序列具有單根」放在虛無假設與將「序列為定態」放在虛無假設的檢定，以做為一種「確認分析」(Confirmatory Analysis)。

也就是說，唯有兩種不同檢定具有一致結果，才能「確認」序列是否為單根之結論。

然而，Maddala and Kim (1998) 卻有不同之看法。他們認為給定 KPSS 檢定與 ADF/PP 檢定一樣，檢定力也不高，這種確認分析並沒有太大意義。他們援引文獻上的電腦模擬分析以支持此論點。除了「低檢定力」的問題之外，ADF/PP 等傳統檢定還存在著「高型 I 誤差的扭曲」(large size distortion)。

DF-GLS, ERS, 以及 NP 檢定為最近提出來的一些新檢定，意圖解決傳統 ADF/PP 單根檢定之問題。然而，一如 Maddala and Kim(1998) 所指出，大多數的新檢定或許彌補了 ADF/PP 檢定的原有缺點，卻也存在若干新的缺失。簡單地說，目前為止似乎還沒有一個簡單好用且能夠解決所有問題的優質檢定。(陳旭昇 2013)

儘管如此，本研究仍選擇採用與多數實證研究文獻相同之 ADF 檢定。參考楊奕農(2011)ADF 單根檢定法共有三種形式，分述如下：

一、無截距項亦無時間趨勢

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

二、具截距項但無時間趨勢

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

三、具截距項及時間趨勢

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

其中， Δ 係差分運算因子

Y_t 係各項變數之時間序列

α_0 係截距項(intercept)

r 係自我迴歸係數

t 係時間趨勢項(time trend)

ε_t 係符合白噪音(white noise)之殘差項。

其檢定假設如下：

虛無假設(H_0)： $\gamma=0$ 存在單根現象

對立假設(H_1)： $\gamma \neq 0$ 不存在單根現象 故，若檢定結果係拒絕虛

無假設時，即表序列不具單根，是為定態序列；反之，則須將該序列進行差分(difference)，直到拒絕虛無假設為止。

至於上述三種形式該如何選取？圖形不失為輔助判斷的指標之一；然而，三種形式若都能執行一遍，對於檢定力之提升應該會是很正面的。

第四節 多元迴歸 (OLS)

當尋求變數之間的關係時，若僅探討變數間相關程度的大小與方向，是為相關分析法。若要能依據某變數來預測另一變數，則是為迴歸分析法。迴歸分析是指利用一組已知且經常是可控制的獨立變數 X_i 來預測依變數 Y_i 的值。此處 X_i 是用來預測的變數，稱為自變數、預測變數或解釋變數； Y_i 是被預測的變數，稱為應變數、準則變數或被解釋變數。一般迴歸模型的方程式可寫成：

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_i X_{it} + \mu_t$$

若預測變數 X_i 只有一個，則稱為簡單迴歸分析，若預測變數有二個以上，則稱為多元迴歸分析或複迴歸分析。

多元迴歸模型需滿足下列七個基本假設：

一、多元迴歸方程式之正確模型如下。

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_i X_{it} + \mu_t \dots\dots\dots(\text{式4-1})$$

其中 Y = 被解釋變數

X_2, X_3, \dots, X_i = 解釋變數

μ = 誤差項

t = 第 t 個觀察值

β_1 = 截距項

$\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_i$ = 參數或稱迴歸係數

二、 X_2, X_3, \dots, X_i 與誤差項 μ 無關。

三、誤差項 μ 之平均值為 0，即 $E(\mu_i) = 0$ 。

四、變異數齊一，即 $\text{var}(\mu_2) = \sigma^2$

五、誤差項間無自我相關的存在，即 $\text{cov}(\mu_i, \mu_j) = 0$

六、解釋變數之間無完全的線性相關。

七、誤差項 μ 須服從於平均值為 0，變異數為 σ^2 之常態分配。即 $\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

所有基本假設將被用來推測母體迴歸係數的估計值及性質，其中母體迴歸方程式 (PRF)：

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_i X_{it} + \mu_t \dots\dots(\text{式4-1})$$

本迴歸方程式 (SRF)： $y_t = b_1 + b_2 X_{2t} + b_3 X_{3t} + \dots + b_i X_{it} + e_t$

其中， e 為殘差項， $e = \hat{\mu}_t$

b_i 為 β_i 估計值， $b_i = \hat{\beta}_i$

估計母體迴歸模型中的參數，可視同估計被解釋變數 Y 的機率分配參數，本研究採用一般最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)為之。OLS

可求出使誤差項的平方和為最小的參數值，即用 OLS 所估計出的 $\hat{\beta}_i$ 最佳

線性不偏估計式 (Best Linear Unbiased Estimators, BLUE)，其具有三個特

性：1. 它是 樣本觀察值的線性組合(Linear) 2. 具有不偏性(Unbiased) 3. 它

的變異數比其他 線性不偏估計式的變異數小(Best)。

第五節 共線性檢定

共線性指的是迴歸方程式中，解釋變數彼此之間有完全或高度線性相關時，此兩變數提供的訊息相似，因此無法判斷個別變數對 Y 的貢獻度。且各變數的參數估計值的標準差變大，進行 t 檢定時，接受虛無假設的機會大增。共線性分析可檢查變數間是否存在共線性並評估是否會影響參數的建立。

共線性的解決方案：

一、刪除有共線性可能之變數，重新作迴歸分析。

二、就整體模式，將迴歸模型直接作為預測依變數之用，而不去解釋個別變數之迴歸係數。

三、直接探討每個解釋變數與被解釋變數之間的相關係數，而不做整體模式之

解釋。 $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_i X_{it} + \dots + \beta_k X_{kt} + \mu_2$

本研究採用 *Klein's Method* 來找出具有共線性的變數，其程序如下：

一、由原始式的迴歸分析中得到判定係數 R_Y^2

二、將單一解釋變數 X_i 當作依變數，其餘的解釋變數當作自變數來進行迴歸分析，得到判定係數 R_i^2 。

三、即 R_Y^2 來自 $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_i X_{it} + \dots + \beta_k X_{kt} + \mu_2$

四、若 $R_i^2 > R_Y^2$ ，則表 X_i 與其他的變數間有高度的共線性，可考慮刪除之。更

嚴謹的作法是利用鳥巢檢定(Nested Hypothesis)測試將此變數刪除是否適當。

五、顯著性檢定

在建立初步迴歸模型時，為避免忽略相關變數，一般皆把各種可能的變數列入模型中。本研究是將自變數之 t 值不顯著之變數，再次以鳥巢檢定(Nested Hypothesis)來決定變數是否刪除。其程序如下：

(一)設立一未限制之迴歸模型(Unrestricted Model)，如

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \mu$$

可得到 RSS(Residual Sum of Squares)，令其為 URSS

(二)另設立一限制之迴歸模型(Restricted Model)，如

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \mu$$

可得到 RSS，令其為 RRSS

(三) $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$

$H_1: 有一不為 0$

(四)計算 $F = \frac{(RRSS - URSS)/q}{URSS/(n-k)} \sim F(q, n-k)$

q 為限制式的數目； k 為被估計的參數數目

$$q = \{\beta_3, \beta_4\} = 2; k = \{\alpha, X_1, X_2, X_3, X_4\} = 5$$

(五)若計算出之 F 值大於其臨界值，則拒絕 $H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0$ ，即 X_3 與 X_4 兩變數不能刪除。反之，則可刪除此兩變數。

第四章 實證結果分析

第一節 研究方法彙整

表 4-1 研究方法彙整表

研究方法	說明	判定準則	解決方法
Log 相對 值	$R_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$	R =報酬率 P =價差 t =時間	求自變數 Y 金融對 電子期貨 指數相對 報酬率
相關 係數	$\rho_{xy} = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y}$	1=完全連動 0=完全不連動	若 ρ_{xy} 小 於 0 再做 ADF 檢定

單根檢定	<p>具截距項但無時間趨勢</p> $\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$ <p>具截距項及時間趨勢</p> $\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	<p>虛無假設 (H_0)</p> <p>$\gamma=0$ 存在單根現象</p> <p>對立假設 (H_1)</p> <p>$\gamma \neq 0$ 不存在單根現象</p>	<p>故，若檢定結果係拒絕虛無假設時，即表序列不具單根，是為定態序列；反之，則須將該序列進行差分 (difference)，直到拒絕須無假設為止。</p>
多元迴歸 (OLS)	$\Delta Y_t = [\alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_5 X_5 + \alpha_6 X_6]$ $+ D_1 [\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6]$ $+ D_2 [\gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \gamma_3 X_3 + \gamma_4 X_4 + \gamma_5 X_5 + \gamma_6 X_6]$ $+ D_3 [\delta_0 + \delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + \delta_3 X_3 + \delta_4 X_4 + \delta_5 X_5 + \delta_6 X_6]$	<p>***、**、* 分別代表 1%、5%、10% 的顯著水準。</p>	<p>對 $P < 10\%$ 者，以消除法再次做 OLS</p>
共線性檢定	<p>解釋變數間彼此有完全或高度線性相關時，則變數所提供的訊息相似，無法判斷個別變數對 Y 的貢獻度。且會使參數估計值的標準差變大，則進行 t 檢定時，接受 H_0 的機會大增。</p>	<p>若 $R_i^2 > R_Y^2$，則表 X_i 與其他的變數間有高度的共線性，可考慮刪除之</p>	<p>以<u>鳥巢</u>檢定作為是否刪除的標準。</p>
顯著性檢定	<p>在建立初步迴歸模型時，一般皆把各種可能的解釋變數納入，但亦需考慮效率問題，因此針對 t 值不顯著的變數考慮是否剔除。</p>	<p>$H_0: \beta_i = 0$ $H_1: \beta_i \neq 0$</p> <p>有一不為 0</p> <p>t 值對應之 P 值 $> 5\%$ 則不拒絕 H_0，考慮刪除此變數。</p>	<p>以<u>鳥巢</u>檢定作為是否刪除的標準。</p>

第二節 資料處理

本研究從台灣經濟新報資料庫取得 2006 年 1 月 2 日至 2016 年 12 月 31 日共 2726 筆日資料，項目包括台指金融指數期貨、電子指數期貨、美元兌新臺幣匯率、十年期指標殖利率每日收盤價格為資料處理標的。

一、將資料分為金融指數期貨、電子指數期貨、美元兌新臺幣匯率、十年期指標殖利率四大類每日收盤價作處理。

二、本研究標的金融指數期貨（以下稱 TF）與電子指數期貨（以下稱 TE）價差報酬率，採逐日 TF-TE 為價差（SPR）之對數值（log）報酬率（以下稱 ROI）為研究單位。

$$R_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad R=\text{報酬率} \quad P=\text{價差} \quad t=\text{時間}$$

三、為研究美元兌新臺幣匯率及十年期指標殖利率，對研究標的價差報酬率影響變數採多層次取樣（如表 4-2），以強化論證基礎。

表 4-2 研究代號名詞對照表

變數名稱	SPR-log	FX	RS	DA1	DA10	DA60	D1	D2	D3
說明	金融對電子期貨價差相對報酬	美元兌新臺幣匯率	十年期指標利率	1 天平均差	過去 10 天平均差	過去 60 天平均差	第一季效應	第二季效應	第三季效應

四、將 FX 與 RS 各別取 DA1、DA10、DA60 為自變數並加入 D1、D2、D3 各季是否有季效應影響。

五、以 ROI 為應變數，與上述各自變數，透過 gretl 量化系統運算，分析 FX 與 RS

對 ROI 影響關係。

第三節 原始相關係數矩陣與單根檢定

一、在擬定投資模型前，先就本研究主題樣本 SPR-log（金融與電子指數期貨對數價差）、FX（美元兌新臺幣匯率）、RS（十年期指殖標利率）、三者相關係數，以矩陣分析相互間連動性為何？作為本研究分析之基礎。

表 4-3 SPR-log、FX、RS 相關係數矩陣

變數 數 值	變數	SPR-log	FX	RS
SPR-log		1.0000	-0.2490	0.2727
FX			1.0000	0.1830
RS				1.0000

從圖 4-3 矩陣值分析可得，金融指數期貨與電子指數期貨價差 SPR-log 對台灣十年期指標殖利率（下稱 RS）呈現正相關，而對美元兌新臺幣匯率（下稱 FX）呈負相關。

二、為求 SPR-log、FX、RS 時間序列是否呈平穩狀態，再用 ADF 單根檢定法，分別就 SPR-log、FX、RS 原始數據資料檢測其是否為定態時間數列，若呈現非穩定狀態，則資料須予以差分，以判斷數列整合階次數列為何。

表 4-4 SPR-log、FX、RS ADF 檢定表

變數	ADF	
	常數項 P 值	常數及趨勢項 P 值
SPR-log	0.02205 **	0.06244 *
FX	0.3771	0.6613
RS	0.5412	0.6548

註：***、**、* 分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

由上表得，SPR-log、FX、RS 三者，僅 SPR-log 沒單根效應，FX、RS 均有單根效應，即時間數列呈現非穩定狀態，因此對三者必須予以差分，以期成為穩定序列並分析是否有自我相關及單根效應。

三、以 d SPR-log 為應變數、d FX、d RS 為自變數，利用 OLS 模型分析，經差分處理結果是否有自我相關及單根效應。

表 4-5 SPR-log、FX、RS 一差分 OLS 分析表

被解釋變數	變數符號	變數簡稱	Coefficient	Std. Error	t-值	Prob
Y d SPR-log	d FX	FX 一階差分	-0.969444	2.90601	-0.3336	0.7387
	d RS	RS 一階差分	72.9315	9.63971	7.566	5.28e-014 ***
	Uncentered R-squared =0.021181					
	Centered R-squared=0.021169					
	P-value(F)		4.38e-13			
	Durbin-Watson		2.002038			

註：***、**、* 分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

如表 4-5 所示，經差分迴歸結果顯示 SPR-log、FX、RS，已無自我相關及單根效應，呈現價差與利率成正相關。

有關 SPR-log (金融與電子指數期貨價差相對值) 因係數變動低, 為求研究結果更週延, 本章節後之分析變數以相對報酬率 (ROI) 為分析 Y 變數代號。

第四節、變數相關係數矩陣與單根檢定

表 4-6 ROI、DA1FX、DA1RS、DA10FX、DA10RS、DA60FX、DA60RS 相關係數矩陣

變數 變數 數值	ROI	DA1FX	DA1RS	DA10FX	DA10RS	DA60FX	DA60RS
ROI	1.0000	-0.0131	0.1589	-0.0172	0.1287	-0.0100	0.0753
DA1FX		1.0000	-0.0254	0.5271	-0.0399	0.2308	-0.0638
DA1 RS			1.0000	-0.0294	0.5121	-0.0503	0.2320
DA10FX				1.0000	-0.07	0.5977	-0.1578
DA10RS					1.0000	-0.1337	0.6081
DA60FX						1.0000	-0.3388
DA60RS							1.0000

從矩陣分析可得, ROI 與 DA1RS、DA10RS、DA60RS 呈現正相關與 DA1FX、DA10FX、DA60FX 呈負相關; 且 ROI 與 DA1RS 呈正相關最大值, 與 DA10FX 呈負相關最大值。

為求 ROI、DA1FX、DA1RS、DA10FX、DA10RS、DA60FX、DA60RS 時間序列是否呈平穩狀態, 本研究利用 ADF 單根檢定法, 分別就 ROI、DA1FX、DA1RS、DA10FX、DA10RS、DA60FX、DA60RS 原始數據資料檢測其是否為定態時間數列, 若呈現非穩定狀態, 則資料再予以差分 (本研究以取對數價差為報酬率 (ROI) 的表達方式), 以判斷數列整合階次數列為何; 經表 4-7 分析各變數 P 值均 < 0.01 定態時間數列呈穩定狀態, 無須再行差分。

表 4-7 ROI、DA1FX、DA1RS、DA10FX、DA10RS、DA60FX、DA60RS 差分

變數	ADF	
	常數項 P 值	常數及趨勢項 P 值
ROI	9.15e-016***	1.254e-015***
DA1FX	1.078e-020***	1.11e-021***
DA1RS	4.275e-036***	1.316e-044***
DA10FX	1.777e-021***	9.954e-023***
DA10RS	2.671e-023***	4.429e-025***
DA60FX	1.296e-007***	1.316e-006***
DA60RS	3.508e-008***	3.508e-008***

註：***、**、* 分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

第五節 初步迴歸模型之建立

將第四章第二節中所定義的 24 個解釋變數：DA1FX (1 天匯率均差)、DA1RS (1 天利率均差)、DA10FX (過去 10 天匯率均差)、DA10RS (過去 10 天利率均差)、DA60FX (過去 60 天匯率均差)、DA60RS (過去 60 天利率均差)、DA1FX D1 (1 天匯率均差第一季效應)、DA10FX D1 (過去 10 天匯率均差第一季效應)、DA60FX D1 (過去 60 天匯率均差值第一季效應)、DA1RS D1 (1 天利率均差第一季效應)、DA10RS D1 (過去 10 天利率均差第一季效應)、DA60RS D1 (過去 60 天利率均差第一季效應)、DA1FX D2 (1 天匯率均差第二季效應)、DA10FX D2 (過去 10 天匯率均差第二季效應)、DA60FX D2 (過去 60 天匯率均差第二季效應)、DA1RS2 D2 (1 天利率均差第二季效應)、DA10RS D2 (過去 10 天利率均差第二季效應)、DA60RS D2 (過去 60 天利率均差第二季效應)、DA1FX D3 (1 天匯率均差第三季效應)、DA10FX D3 (過去 10 天匯率均差值第三季效應)、DA60FX D3 (過去 60 天匯率均差第三季效應)、DA1RS2 D3 (1 天利率均差第三季效應)、DA10RS D3 (過去 10 天利率均差第三季效應)、DA60RS D3 (過去 60 天利率均差第三季效應)，以 OLS 對被解釋變數 Y (ROI 價差

報酬率) 進行迴歸分析，建立初步迴歸模型，模型期間為 2006/0101~2016/1231，如表 4-7 所示。

表 4-8 初步迴歸模型

被解釋變數 Y	變數符號	變數簡稱	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
ROI	DA1FX	1 天匯率均差	-0.000965025	0.000220192	-0.1553	0.8766
	DA1RS	1 天利率均差	0.145051	0.00621547	4.593	4.57e-06 ***
	DA10FX	過去 10 天匯率均差	0.00337214	0.0315794	1.631	0.1030
	DA10RS	過去 10 天利率均差	0.00756807	0.00206756	0.7584	0.4483
	DA60FX	過去 60 天匯率均差	-0.000131628	0.00997912	-0.1505	0.8804
	DA60RS	過去 60 天利率均差	-0.00122823	0.000874840	-0.3829	0.7019
	DA1FX D1	1 天匯率均差之第一季效應	0.0189424	0.00320812	1.963	0.0498 **
	DA10FX D1	過去 10 天匯率均差之第一季效應	-0.0100448	0.00965074	-3.140	0.0017 ***
	DA60FX D1	過去 60 天匯率均差之第一季效應	0.00188774	0.00319947	1.491	0.1360
	DA1RS D1	1 天利率均差之第一季效應	0.0284707	0.00126586	0.5373	0.5911
	DA10RS D1	過去 10 天利率均差之第一季效應	-0.0268381	0.0529866	-1.663	0.0964 *
	DA60RS D1	過去 60 天利率均差之第一季效應	0.0111965	0.00630700	1.775	0.0760 *
	DA1FX D2	1 天匯率均差之第二季效應	-0.000215744	0.0113341	-0.01903	0.9848
	DA10FX D2	過去 10 天匯率均差之第二季效應	-0.00648372	0.00340927	-1.902	0.0573 *
	DA60FX D2	過去 60 天匯率均差之第二季效應	0.000635721	0.00131547	0.4833	0.6289
	DA1RS D2	1 天利率均差之第二季效應	-0.164642	0.0469789	-3.505	0.0005 ***
	DA10RS D2	過去 10 天利率均差之第二季效應	0.00577612	0.0149383	0.3867	0.6990

DA6ORS D2	過去 60 天利率均差之第二效應	0.000688091	0.00537455	0.1280	0.8981
DA1FX D3	1 天匯率均差之第三季效應	-0.00120863	0.000729926	-1.656	0.0979 *
DA10FX D3	過去 10 天匯率均差之第三效應	6.40657e-05	3.97021e-05	1.614	0.1067
DA60FX D3	過去 60 天匯率均差之第三效應	-0.000684762	0.00137733	-0.4972	0.6191
DA1RS D3	1 天利率均差之第三季效應	-0.0388047	0.0440667	-0.8806	0.3786
DA1ORS D3	過去 10 天利率均差之第三效應	0.00914511	0.0130742	0.6995	0.4843
DA6ORS D3	過去 60 天利率均差之第三效應	0.00491513	0.00511433	0.9610	0.3366
Const=0.000149598					
Uncentered R-squared=0.045447					
Centered R-squared=0.036756					
P-value(F) = 2.70e-15					
Durbin-Watson statistic =1.984535					

註：***、**、* 分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

依表 4-8 初步迴歸分析結果顯示，DA1RS、DA1FX D1、DA10FX D1、DA1ORS D1、DA6ORS D1、DA10FX D2、DA1RS D2、DA1FX D3 等 8 應變數，對解釋變數 ROI 解釋能力較顯著，其中以 DA10FX D1 與 DA1RS D2 二變數 P 值 <0.001 ，解釋能力最顯著。

第六節 共線性檢定之實證分析

共線性是迴歸方程式中，各解釋變數彼此間有完全或高度線性相關時，則變數間提供的訊息相似，因此無法判斷個別變數對 Y 的貢獻度。

本研究採用 Klein' s Method 來找出具有共線性的變數，若變異數膨脹因子 (VIF) > 10.0 時，則表 X 與其他的變數間有高度的共線性(collinearity) 問題，可考慮刪除之。更嚴謹的作法是利用鳥巢檢定(Nested Hypothesis)測試將此變數刪除是

否適當。

實證結果發現，VIF 最小可能值=1，各變異數 X 與被解釋 Y 間無共線關係，對各變數無刪除必要。

實證結果發現 24 組自變數 X 僅有 DA1FXD3 (1 天匯率均差之第三季效應) 變數呈現高度的共線性，如表 4-9 所示。因此再利用鳥巢檢定(NestedHypothesis)測試，決定對此變數予以刪除是否適當(如表 4-10)。如表 4-9 所示 DA1FXD3 (1 天匯率均差之第三季效應) 雖具明高度共線性，惟 P 值 $0.0979 < 1$ ，拒絕虛無假設，應予保留。

表 4-9 自變數 X 共線性檢定表

被解釋 變數 Y ROI	變數符號	變數簡稱	檢定值	VIF 值	有否共線性 (VIF) > 10.0
	DA1FX	1 天匯率均差	2.021	1	否
	DA1RS	1 天利率均差	4.738	1	否
	DA10FX	過去 10 天匯率均差	4.266	1	否
	DA10RS	過去 10 天利率均差	8.251	1	否
	DA60FX	過去 60 天匯率均差	5.439	1	否
	DA60RS	過去 60 天利率均差	5.281	1	否
	DA1FXD1	1 天匯率均差之第一 季效應	1.048	1	否
	DA10FXD1	過去 10 天匯率均差之 第一效應	1.697	1	否
	DA60FXD1	過去 60 天匯率均差之 第一效應	1.651	1	否
	DA1RSD1	1 天利率均差之第一 季效應	1.340	1	否
	DA10RSD1	過去 10 天利率均差之 第一效應	1.668	1	否
	DA60RSD1	過去 60 天利率均差之 第一效應	1.323	1	否
	DA1FXD2	1 天匯率均差之第二 季效應	1.370	1	否
	DA10FXD2	過去 10 天匯率均差之 第二效應	1.977	1	否

DA60FXD2	過去 60 天匯率均差之第二效應	1.563	1	否
DA1RSD2	1 天利率均差之第二季效應	1.388	1	否
DA10RSD2	過去 10 天利率均差之第二效應	2.308	1	否
DA60RSD2	過去 60 天利率均差之第二效應	1.817	1	否
DA1FXD3	1 天匯率均差之第三季效應	10.102	10	是
DA10FXD3	過去 10 天匯率均差之第三效應	9.959	1	否
DA60FXD3	過去 60 天匯率均差之第三效應	1.536	1	否
DA1RSD3	1 天利率均差之第三季效應	1.381	1	否
DA10RSD3	過去 10 天利率均差之第三效應	2.170	1	否
DA60RSD3	過去 60 天利率均差之第三效應	2.419	1	否

註：計算公式： $VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ ，其中 $R(j)$ 是第 j 個變數和其它自變數之複相關係數

表 4-10 共線性之鳥巢檢定表

變數符號	變數簡稱	檢定結果		變數是否刪除	
		t 值	P 值		
DA1FXD3	1 天匯率均差之第三季效應	-1.656	0.0979	拒絕 H_0	保留

第七節 顯著性檢定之實證分析

在建立初步迴歸模型時，為避免忽略相關變數，一般皆把各種可能的變數列入模型中，本研究針對 t 值不顯著之變數，再次以鳥巢檢定(Nested Hypothesis)來決定變數是否刪除。經檢定各變異數 X 對 Y 無共線性關係，因此由表 5-2 初步迴歸模型中發現，DA1FX (1 天匯率均差) H_0 為 0.8766；DA10FX (過去 10 天匯率均差) H_0 為 0.1030；DA10RS (過去 10 天利率均差) H_0 為 0.4483；DA60FX (過去 60 天匯率均差) H_0 為 0.8804；DA60RS (過去 60 天利率均差) H_0 為 0.7019；DA60FX D1 (過去 60 天匯率均值第一季效應) H_0 為 0.1360；DA1RS D1 (1 天利率均差第一季效應) H_0 為 0.5911；DA1FX D2 (1 天匯率均值第二季效應) H_0 為 0.9848；DA60FX D2 (過去 60 天匯率均值第二季效應) H_0 為 0.6289；DA10RS D2 (過去 10 天利率均差第二季效應) H_0 為 0.6990；DA60RS D2 (過去 60 天利率均差第二季效應) H_0 為 0.8981；DA60FX D3 (過去 60 天匯率均值第三季效應) H_0 為 0.6191；DA1RS D3 (1 天利率均差第三季效應) H_0 為 0.3786；DA10RS D3 (過去 10 天利率均差第三季效應) H_0 為 0.4843；DA60RS D3 (過去 60 天利率均差第三季效應) H_0 為 0.3366，16 組變數均不顯著，因此本研究再針對此 16 組變數進行鳥巢檢定(Nested Hypothesis)，測試將此三變數刪除是否適當，實證結果如表 4-11 所示，16 組變數皆可刪除。再以 OLS 重跑迴歸式如表 4-12 檢定顯著性後之多元迴歸模型。

表 4-11 顯著性之鳥巢檢定表

變數符號	變數簡稱	檢定結果		變數是否刪除	
		t 值	P 值		
DA1FX	1 天匯率均差	-0.1553	0.8766	不拒絕 H_0	刪除
DA10FX	過去 10 天匯率均差	1.631	0.1030	不拒絕 H_0	刪除
DA10RS	過去 10 天利率均差	0.7584	0.4483	不拒絕 H_0	刪除

DA60FX	60 天匯率均差	-0.1505	0.8804	不拒絕 H_0	刪除
DA60RS	過去 60 天利率均差	-0.3829	0.7019	不拒絕 H_0	刪除
DA60FX D1	過去 60 天利率均差第一季效應	1.491	0.1360	不拒絕 H_0	刪除
DA1RS D1	過去 10 天利率均差第一季效應	0.5373	0.5911	不拒絕 H_0	刪除
DA1FX D2	1 天匯率均差之第二季效應	-0.01903	0.9848	不拒絕 H_0	刪除
DA60FX D2	過去 60 天匯率均差之第二季效應	0.4833	0.6289	不拒絕 H_0	刪除
DA10RS D2	過去 10 天利率均差之第二季效應	0.3867	0.6990	不拒絕 H_0	刪除
DA60RS D2	過去 60 天利率均差之第二季效	0.1280	0.8981	不拒絕 H_0	刪除
DA10FX D3	過去 10 天匯率均差之第三季效應	1.614	0.1067	不拒絕 H_0	刪除
DA60FX D3	過去 60 天匯率均差之第三季效應	-0.4972	0.6191	不拒絕 H_0	刪除
DA1RS D3	1 天利率均差第三季效應	-0.8806	0.3786	不拒絕 H_0	刪除
DA10RS D3	過去 10 天利率均差第三季效應	0.6995	0.4843	不拒絕 H_0	刪除
DA60RS D3	過去 60 天利率均差第三季效應	0.9610	0.3366	不拒絕 H_0	刪除

表 4-12 檢定顯著性後之多元迴歸模型

被解釋變數 Y	變數符號	變數簡稱	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
ROI	DAIRS	1 天利率均差	0.159217	0.0171633	9.277	3.52e-020 ***
	DA1FX D1	1 天匯率均差之第一季效應	0.0189987	0.00965633	1.967	0.0492 **
	DA10FX D1	過去 10 天匯率均差之第一季效應	-0.00373394	0.00205130	-1.820	0.0688 *
	DA10RS D1	過去 10 天利率均差之第一季效應	-0.0165295	0.0114204	-1.447	0.1479
	DA60RS D1	過去 60 天利率均差之第一季效應	0.00963620	0.00544323	1.770	0.0768 *
	DA10FX D2	過去 10 天匯率均差之第二季效應	-0.00301071	0.00193528	-1.556	0.1199
	DAIRS D2	1 天利率均差之第二季效應	-0.152835	0.0342638	-4.461	8.52e-06 ***
	DA1FX D3	1 天匯率均差之第三季效應	-0.000233283	0.00023149	-1.008	0.3137
	Const=0.000216478					
Uncentered R-squared=0.036796						
Centered R-squared=0.033891						
P-value(F) =5.31e-18						
Durbin-Watson statistic=1.969554						

註：***、**、* 分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

第八節 最後修正多元迴歸模型

一、承上節以 OLS 重跑迴歸式，得到最後修正之迴歸模型如表 4-13 所示。在影響金融與電子指數期貨價差報酬率 (ROI) 實證模型中，1 天利率均差 (DAIRS)、過去 10 天匯率均差 (DA10RS)、1 天利率均差之第二季效應 (DAIRS D2) 等三變數在 0.1% 的顯著水準下，對被解釋變數 Y (ROI) 有較佳顯著影響；過去 10 天匯率均差之第一季效應 (DA10FX D1) 在 1% 的顯著水準下，對被解釋變數 Y (ROI) 顯著影響力次之；而 1 天匯率均差之第一季效應 (DA1FX D1)、過去 10 天利率均差之第一季效應 (DA10RS D1) 在 5% 的顯著水準下對 Y (ROI) 有影響，較不顯著。

表 4-13 最後修正之迴歸模型

被解釋變數 Y	變數符號	變數簡稱	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
ROI	DAIRS	1 天利率均差	0.154648	0.0167508	9.232	5.26e-020 ***
	DA1FX D1	1 天匯率均差之第一季效應	0.0190274	0.00965970	1.970	0.0490 **
	DA10FX D1	過去 10 天匯率均差之第一季效應	-0.00390599	0.00204920	-1.906	0.0567 *
	DA10RS D1	過去 10 天利率均差之第一季效應	0.00556962	0.00479847	1.161	0.2459
	DAIRS D2	1 天利率均差之第二季效應	-0.144142	0.0340087	-4.238	2.33e-05 ***
	Const=0.000123520					
	Uncentered R-squared =0.034746					
	Centered R-squared=0.032929					
	P-value(F)= 9.95e-19					
	Durbin-Watson statistic =1.967660					

註：***、**、* 分別代表 1%、5%、10% 的顯著水準。

二、初步迴歸模型與最後迴歸修正迴歸模型比較

表 4-14 金融與電子期貨指數價差報酬率 (ROI) 多元迴歸修正前後比較

初步迴歸模型	const	0.000149598
	DA1FX	(-0.000965025)
	DA1RS	0.145051
	DA10FX	0.00337214
	DA10RS	0.00756807
	DA60FX	(-0.000131628)
	DA60RS	(-0.00122823)
	DA1FX D1	0.0189424
	DA10FX D1	(-0.0100448)
	DA60FX D1	0.00188774
	DA1RS D1	0.0284707
	DA10RS D1	(-0.0268381)
	DA60RS D1	0.0111965
	DA1FX D2	(-0.000215744)
	DA10FX D2	(-0.00648372)
	DA60FX D2	0.000635721
	DA1RS D2	(-0.164642)
	DA10RS D2	0.00577612
	DA60RS D2	0.000688091
	DA1FX D3	(-0.00120863)
	DA10FX D3	6.40657e-05
	DA60FX D3	(-0.000684762)
	DA1RS D3	-0.0388047
	DA10RS D3	0.00914511
DA60RS D3	0.00491513	
	const	0.000123520

最後修正模型	DA1RS	0.154648
	DA1FX D1	0.0190274
	DA10FX D1	(-0.00390599)
	DA60RS D1	0.00556962
	DA1RS D2	(-0.144142)
刪除變數	DA1FX	
	DA10FX	
	DA10RS	
	DA60FX	
	DA60RS	
	DA60FX D1	
	DA1RS D1	
	DA10RS D1	
	DA1FX D2	
	DA1FX D2	
	DA60FX D2	
	DA10RS D2	
	DA60RS D2	
	DA10FX D3	
	DA60FX D3	
	DA1RS D3	
DA10RS D3		
DA60RS D3		

三、預期符號與實際變數符號

表 4-15 預期符號與實際變數符號

Y 金融與電子期	變數符號	變數說明	預期符號	實際符號	是否符合
	DA1RS	1 天利率均差	+	+	是
	DA1FX D1	1 天匯率均差之第一季效應	?	+	否

貨價差報酬率 ROI	DA10FX D1	過去 10 天匯率均差之第一季效應	-	-	是
	DA10RS D1	過去 10 天利率均差之第一季效應	+	不顯著	是
	DA1RS D2	1 天利率均差之第二季效應	+	-	否

(一) 符號說明：

1. 預期符號係依文獻及客觀環境判斷利率、匯率波動金融股獲利高於電子股，故設定與價差報酬呈正向關係為+；反之利率波動電子獲利高於金融股，則設定與價差報酬呈負向關係為-；1 天短期匯率波動對電子股有匯損壓力、或因熱錢投資產生財富效應，對金融、電子產業獲利影響程度不明，故以？代替。
2. 實際符號則依最後修正迴歸模型 C 值正、負相關顯著結果。

(二) 預期與實際符合：

1. ROI 與 DA1RS 為正相關：代表一天短期利率高則金融對電子期貨指數對價差報酬率亦增加，在正常情況下利率上升能增加金融股收益而對其他行業（含電子股）反而因資金動能不足增加債務支出壓縮利潤，故提升價差報酬率。
2. ROI 與 DA10FX D1 在第一季為負向關係：代表十天匯率除第一季向上波動（新臺幣貶值），有使 ROI 報酬降低現象外，其他季節 10 天中期匯率變動並不顯著，探討原因係第一季可能因熱錢效應推升股市指數，使以電子股比重最高台股，電子指數漲幅因而高於金融指數，而縮小價差報酬。
3. ROI 與 DA10RS D1 為正相關，但研究結果不顯著，不具判別能力。

(三) 預期與實際不符合：

正常情況利率與 ROI 呈正向關係：利率調升金融股收益大於電子股，惟 DA1RS D2（一天利率差）在第二季時，研究結果雖與價差報酬為顯著負相關，但 C 值整體係數總和仍為正（ $0.1546-0.1441=0.0105$ ），表示第二季 1 天價差報酬仍呈現正向影響，但影響力下降。

(四) 1 天匯率均差影響價差報酬預期方向不明與研究結果分析：

研究結果呈現 DA1FX D1 (一天匯率差) 除了在第一季與 ROI 為正相關外，其他季節均不顯著，代表匯率只在短期 1 天匯率變動在第一季時對金融、電子價差報酬有正向影響，可能成因係新臺幣貶值使美元升值擴大金融業國外美元資產價值，造成支撐台股主流電子股指數跌幅大於金融指數，而使金融指數對電子指數期貨相對報酬增加。

四、實證迴歸模型於投資上之運用

- (一) DA1RS (1 天利率均差) 對 ROI (價差報酬率) 為正向關係且顯著；利率對金融商品有密不可分連動性，而股市每天波動率均比其他金融商品大，短期利率變動消息面會直接影響當日股市行情，故當預期 1 天利率往上波動時，建議買進 TF (金融指數期貨) 賣出 TE (電子指數期貨)，相對報酬較大。
- (二) DA1FX D1 (1 天匯率均差之第一季效應) 對 ROI 為正向關係且顯著；因匯率對外銷產業影響較內銷市場大，相對於電子產業影響較金融股為大，美元兌新臺幣匯率上升，代表美元強勢，有利以外銷為主電子產業產生匯差收益，而金融股以美元計價商品亦有匯差收益，因此在第一季短期匯率對兩商品均有利差收；故在第一季預期當天臺幣貶值，建議買進 TF (金融指數期貨) 賣出 TE (電子指數期貨)。
- (三) DA10FX D1 (過去 10 天匯率均差之第一季效應) 對 ROI 為負向關係且顯著；在第一季當美元有 10 天以上升值情況，對電子股有匯損問題，建議買進 TF (金融指數期貨) 賣出 TE (電子指數期貨)，有較佳獲利。
- (四) DA1RS D2 (天利率均差之第二季效應) 對 ROI 為負向關係且顯著，但與前項 DA1RS (1 天利率均差) 對 ROI (價差報酬率) 呈現反向結果，經綜觀兩者 C 值正負向值僅 0.01 微量差距，代表在的第二季 1 天利率對 ROI 雖呈負向關係，但效果有限影響投資方向不明，因此在第二季，建議不以利率為價差交

易判斷為依據，觀望為宜。

第五章 結論與建議

本章共分為三個部份，第一節為研究結論，包括研究結論，以及實證迴歸模型於投資上之運用。第二節為與相關文獻之比較。第三節為後續研究者延伸研究方向之建議。

第一節 研究結論

一、研究結論

- (一) 本研究被解釋變數 Y 係為台股金融指數期貨對電子指數期貨價差，並以 Log 相對值求得兩者價差報酬率為研究基準值，代號-ROI。
- (二) 選取美元兌新臺幣匯率（代號 FX）與台灣十年期公債殖利率（代號 RS）為可能影響 ROI 解釋變數 X。
- (三) 美元兌新臺幣匯率（FX）與台灣十年期公債殖利率（RS），因市場每日供需呈現非常態波動，為求短、中、長期變化，對金融與電子指數期貨價差相對報酬率（ROI）影響相異點，將 FX、RS 再各分別增列應變數 DA1（1 天平均差）、DA10（過去 10 天平均差）、DA60（過去 60 天平均差），與虛擬變數 D1（第一季）、D2（第二季）、D3（第三季）有否季效應存在。
- (四) 對 FX、RS 等 24 個組合應變數 Y 與 ROI 三者間，經相關係數矩陣分析、單根檢定、差分迴歸分析，建立初步 OLS 迴歸模型，再透過共線性檢定以鳥巢刪除法，確立最後迴歸模型結果（如表 4-13）。
- (五) 依最後迴歸模型結果分析所得本研究結論說明如下：
 1. DA1RS（1 天利率均差）對 ROI（價差報酬率）為正向關係且顯著。
 2. DA1FX D1（1 天匯率均差之第一季效應）對 ROI 為正向關係且顯著。

3. DAIRS D2 (天利率均差之第二季效應) 對 ROI 為負向關係且顯著可解釋短期利率變動在第二季對金融、電子指數期貨價差報酬影響與他季不同，但 C 值整體係數總和仍為正，表示 1 天利率均差對價差報酬之影響，在第二季因存在季效應有所縮減，但仍呈現正向影響。

(六) 綜合解釋：

1 天利率均差不分季節對價差報酬呈現正相關影響，但在第二季因季效應存在影響程度較小；而匯率對價差報酬之影響，只有在第一季時有季效應存在且呈現正相關影響。

(七) 投資操作建議：

1. 利率變動短期預期除第二季外均可做為金融、電子指數期貨價差正向交易參考；即利率升值可做多方交易（買金融、賣電子指數期貨）。
2. 匯率變動僅短期預期在第一季可做為金融、電子指數期貨正向價差交易參考；即美元升值可做多方交易（買金融、賣電子指數期貨）。

第二節 後續延伸研究方向建議

預測影響金融商品間價差因子模型的方法有很多種，考量其研究的限制，所需花費的時間、成本及效率性，本研究蒐集時間序列資料，以一般最小平方法 (OLS) 來建構以美元兌新台幣匯、臺灣十年期公債殖利率及季效應做為影響金融指數期貨對電子指數期貨價差報酬之因子的多元迴歸模型。建議後續研究者可延伸之努力 方向如下：

- (一) 近年金融市場衍生性金融商品蓬勃發展，任選 2 種以上商品均可做為價差交易組合（如摩台指數期貨與台灣指數期貨等）後續研究者，可選取其他不同商品價差組合，研究最有獲利潛能的分析模型。
- (二) 經濟環境訊息萬變，影響價差商品的因素不盡相同，後續研究者可持續導入

資料，並根據時勢修改迴歸變數，建立有效商品價差的預測模型。

- (三) 在本模型樣本期間 2006/01~2016/12 股匯市及利率，因有美國雷曼兄弟金融風暴及美元、歐元區實施長期 QE 寬鬆貨幣政策，造成利率、匯率波動率加大，才選取利率、匯率做為變動究因子。唯近期有美國總統川普新的財政政策，對世界金融商品產生兩極走勢，投資風險增加，因此有興趣之研究者可探討美國總統川普上任後，影響金融商品價差的因子變化。
- (四) 本研究單純考量利率、匯率均差時間變化導出有效之迴歸預測模型為主，有興趣之研究者可再探討時間序列資料之定態問題、最適落後期數、整合性與互動關係，及與前人研究結果之異同為何。

參考文獻

一、中文部份

1. 王雪華(民國 101)，「匯率曝險與市場競爭之關係-以台灣電子業為例」，國立中央大學 財務金融研究所。
2. 王順弘(民國 100)，「強弱勢配對交易策略之操作績效分析-以台灣股指期貨為例」，銘傳大學財務金融學系碩士論文。
3. 王冠霖(民國 104)，「經濟物理之價格動力學：台灣電子期貨與金融期貨之相關性分析」，國立高雄師範大學物理系碩士班碩士論文。
4. 代文卉(民國 98)，「制定跨期套利計畫」，中國科技信息，民國 98 年第 2 期，152-153 頁。
5. 李正斌(民國 89)，「TAIFEX 台股指數與類股指數期貨價差交易之研究」，國立臺灣大學財務金融學研究所碩士論文。
6. 李彥瑩(民國 102)，「台灣景氣指標與股價指數報酬關聯性之探討-以電子類股指數為例」(未出版之論文)。國立中正大學財務金融研究所。
7. 李宛靜(民國 102)，「投資人情緒對於台灣股市元月效應之影響」，國立彰化師範大學會計學系碩士論文，未出版，彰化縣。
8. 宋妍儒(民國 102)，利率變動對股票市場的影響，銘傳大學財務金融學系碩士班碩士論文。
9. 林于文(民國 92)，「股價、匯價與利率傳遞效果之分析」，逢甲大學 經濟研究所，碩士論文。
10. 林建宇(民國 93)，「匯率與股價不對稱因果關係之實證研究」：以台灣為例，碩士論文，國立東華大學國際經濟研究所。
11. 林玉珠(民國 95)，「利率變動對金融類股股票報酬影響之研究」，銘傳大國際企業學系碩士在職專班論文。

12. 林政隆，(民國 97)，「探討匯率變動率和股價報酬率之間的因果關係—以台灣產業為例」，國立中正大學國際經濟研究所碩士論文。
13. 林建宏(民國 102)，「衍生性金融商品的異常報酬」，靜宜大學財務與數學系碩士論文，未出版，台中市。
14. 洪瑞蓮(民國 93)，「股價、匯率與利率之價格行為」，朝陽科技大學財務金融系碩士班碩士論文。
15. 胡松、楊招軍 (民國 94)，「套利機會識別，懷化學院學報」，第 24 卷第 2_期，6-9 頁。
16. 郭軒岷 (民國 87)，「台灣金融市場季節性之研究—股票市場、外匯市場、貨幣市場之實證」，國立台灣大學國際企業學研究所碩士論文。
17. 莊智有 (民國 89)，「台灣股市元月效應成因之探討—綜合實証研究」，私立中原大學企業管理研究所碩士論文。
18. 陳仕偉、陳姿君 (民國 100)，「匯率引導股價或股價引導匯率? G-7 的實證研究」，經濟與管理論叢, 第 7 卷第 1 期，頁 101~133。
19. 陳家華 (民國 98)，「臺灣股價指數、匯率與利率互動關係之研究」，臺灣大學經濟學研究所，碩士論文。
20. 陳韻如 (民國 93)，「金融類股股價報酬率與利率波動性之相關研究」(未出版之論文)。實踐大學企業管理研究所。
21. 單秀文 (民國 93)，「利率風險與匯率風險對銀行業股價報酬之影響」，輔仁大學金融研究所，未出版碩士論文。
22. 張貴欣 (民國 95)，「以向量自我迴歸模型探討美國與主要貿易國家之 股價、利率及匯率的關聯性研究」，南華大學管理科學研究所，碩士論文。
23. 張涵穎(民國 99)，「台灣股市個股報酬率之外匯風險衡量」，銘傳大學國際企業學系 碩士班。

24. 黃柏松(民國 92),「台灣企業外匯風險暴露及其決定因子之研究」, 國立政治大學經營管理碩士學程。
25. 黃益松、朱曉萍、張旭玲(民國 96),「臺灣股票市場元月及春節效應探討」, 臺中教育大學學報數理科技類, 第 21 卷第 2 期, 7-19 頁。
26. 詹庚祐(民國 100),「次貸風暴下台韓匯率訊號對兩國電子類股指數的影響」(未出版之論文) 國立中正大學財務金融研究所。
27. 楊佳蓉(民國 98),「匯率變動對公司價值之影響-以分量迴歸分析」, 國立高雄第一科技大學財務管理系。
28. 楊踐為(民國 86),「台灣股市特別股的一月效應研究」, 產業金融季刊, 第 96 期, 第 73-83 頁。
29. 廖培賢(民國 101),「即期匯率目標區下的蜜月效果分析 — 即期匯率與股價雙預期變數的考量」, 經濟研究, 第 48 卷第 1 期, 頁 83~140, 1 月。
30. 樓雍儀與董燕婷(民國 91),「台灣股市可轉換特別股一月效應之研究」, 中華管理學報, 第 1 卷, 第 2 期, 第 77-91 頁。
31. 劉昱廷(民國 104),「台灣地區股票市場與匯率市場之關聯性研究」, 東吳大學會計學系碩士在職專班碩士論文。
32. 鄭婉秀、吳佩珊、陳君達及陳玉瓏(民國 94),「貨幣政策、匯率與股價關連性之探討」: GARCH-IRF 模型之應用, 朝陽商管評論, 第 4 卷第 2 期, 73-92。
33. 魏宏泰(民國 92),「股價與總體經濟變數關係之實證研究」, 朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
34. 蘇錦淑(民國 99),「電子類股價指數與總體經濟變數之互動關係」(未出版之論文), 東吳大學 EMBA 高階經營碩士在職專班。
35. 羅碧霞(民國 101),「比較美元指數與新台幣匯率對台灣股價之互動關係」, 淡江大學財務金融學系碩士在職專班論文。

二、西文部份

1. Ahmad, M. I., Rehman, R. U. and A. Raoof, (2010), "Do interest rate, exchange rate effect stock returns? A Pakistani perspective", *Journal of Finance and Economics*, vol. 50, pp. 146-150.
2. Alam, M. M. and M. G. S. Uddin, (2009), " Relationship between interest rate and stock price: Empirical evidence from developed and developing countries", *International Journal of business and Management*, vol.4(3), pp. 36-42.
3. Alper, O. & Atilla C. (2007), Time-scale Effects of International Risk Factors on Emerging Equity Markets: The Case of Turkey, *Bulletin of Statistics & Economics*, Vol. 1, pp.12-23.
4. Christopher, G., Minsoo, L., Hwa, A.Y. H. and Z. Jun, (2006), "Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence", *Investment Management and Financial Innovations*, vol. 4, pp.89-101.
5. Chen, S. S. (2007), Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns? *Journal of Money, Credit & Banking* (Blackwell), Vol. 39, Issue 3, pp667-688.
6. He, J., Ng, L., and Wang, Q., 2004,"Quarterly Trading Patterns of Financial Institutions", *Journal of Business*, Vol. 77 Issue 3, p493-509.
7. Lee, I., 1992,"Stock Market Seasonality: Some Evidence from the Pacific-Basin Countries", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 19 Issue 2,p199-210.
8. Tabak, B. M. (2006), The Dynamic Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates:Evidence for Brazil, *International Journal of Theoretical & Applied Finance*, Dec2006, Vol. 9, Issue 8, pp.1377-1396.
9. Vygodina, & Anna.V.(2006), Effects of size and international exposure of the US firms on the relationship between stock prices and exchange rates, *Global Finance Journal*, Dec2006, Vol. 17, Issue 2, pp.214-223.
10. Vetter, D. E., Wingender, J. R., 1995,"The January effect in preferred stock investments. ", *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 35 Issue 1,

p79-86.

11. Wachtel, S. B. (1942), Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices, The Journal of Business of the University of Chicago, Vol. 15 No. 2 pp. 184-193.
12. Yutaka K. (2006), "The relationship between exchange rate and stock prices during the quantitative easing policy in Japan", International Journal of Business, vol. 11(4), pp.376-386.

