

國立清華大學
碩士論文

以成交量預測股票波動率——以台灣股票市場為例
Using trading volume to forecast stock volatility –
take Taiwan stock market as an example

所別：科技管理學院

財務金融碩士在職專班 (MFB)

姓名：黃姿庭 (Tzu-Ting Huang)

學號：109079510

指導教授：蔡子皓博士 (Dr. Tzu-Hao Tsai)

中華民國一百一拾一年六月

摘要

本次研究目的旨在驗證在已知上期股票波動率會影響本期股票波動率此前提之下，增加上期股票成交量變動率並以 Fama-French 三因子模型中三個因子（市場風險溢酬、規模溢酬及淨值市價比溢酬）平方作為控制變數，檢測新增的自變數是否能夠解釋並使預測未來股票波動率較為準確。藉由迴歸分析可以發現，上期股票波動率對於本期股票波動率有正向影響力。而在上期成交量變動率方面，則為負顯著。最後，Fama-French 三因子平方方面，最多股票在上期規模溢酬平方正顯著、上期市場風險溢酬平方次之、上期淨值市價比溢酬平方最少，且後兩因子均各有三檔股票為負顯著。最後再以移動視窗法比較有無上期成交量變動率迴歸模型兩者之樣本外資料預測能力，發現不含該自變數之模型預測能力較好，但相距不大，故上期成交量變動率對於預測波動率無明顯助益。



關鍵字：波動率、Fama-French 三因子模型、成交量

Abstract

We aim to verify that the last period of stock volatility is known to affect the stock volatility of the current period, to increase the last period of volume change rate, and to use the square of the three factors in the Fama-French three-factor model(excess return on the market, the size of firms and book-to-market values)as the control variable, to detect whether the new independent variable can explain and predict future stock volatility better. Through regression analysis, it can be found that the last period of stock volatility has a significant positive effect on the stock volatility of the current period. For the last period of volume change rate, it was negatively significant. Finally, in terms of the square of the three factors of Fama-French, the most positive significant factor that stocks have is the last period of the size of firms, the second is the last period of excess return on the market, last period of book-to-market values is the least. And 3 stocks in the latter two factors are negative significant. Finally, we used the moving window method to verify whether the predictive model with the change rate of the previous stock volume has better predictive power. It is found that the prediction ability of the predictive model without the change rate of the previous stock volume is better, so the change rate of the previous stock volume does not help predict the volatility.

Keywords : stock volatility 、 Fama-French three-factor model 、 trading volume

誌謝辭

陳之藩先生曾於〈謝天〉一文中提到「得之於人者太多，出之於己者太少。因為需要感謝的人太多了，就感謝天罷。」在論文口試結束後，這句話不時的縈繞在腦中，對於這句話，似乎有了更深的體悟。在踏入社會的多年之後重回校園進修，這一路走來獲得了太多人的指導與幫助。

首先，感謝指導教授 蔡子皓教授這兩年來的指導，縱使身為在職專班學生的我，僅能於下班及假日向老師討教，老師仍盡心盡力的對於我的疑惑一一解答，給予論文明確的方向，並以循循善誘的方式激發我去思考，扎實得完成論文。口試期間，也謝謝口試委員 余士迪教授、謝佩芳教授以及 李彥賢教授的悉心指正，給予本論文許多寶貴的建議，使研究更趨於完善。

而在準備口試的期間，感謝一起實體口試的怡儒、宛妤、思穎以及淑芬，在大家的互相幫忙以及通力合作下，成功舉辦了 MFB22 的第一場實體口試；謝謝昀蓁以及庭歡身為率先口試的前輩，給予許多有用的意見，也謝謝在在職專班的修習期間中，互相砥礪以及幫助的同學們，和我一起克服各種不同的難關。

最後，感謝我的家人以及公司長官對於我的支持以及包容，讓我能夠無後顧之憂的順利完成碩士學業。僅將本篇論文獻給一路上支持以及幫助我的人們，感謝求學路上，有你們的相伴。

黃姿庭 謹誌於
國立清華大學科技管理學院
中華民國一十一年六月

目錄

第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景及動機.....	1
第二節 研究目的及結果.....	1
第三節 研究架構.....	3
第二章 文獻回顧.....	4
第一節 預測波動率之統計假設模型.....	4
第二節 預測波動率或波動率和成交量相關之文獻.....	5
第三章 研究方法.....	7
第一節 資料.....	7
第二節 模型介紹.....	9
第四章 實證結果分析.....	15
第一節 敘述統計量.....	15
第二節 變異數膨脹因子診斷.....	18
第三節 迴歸分析.....	19
第四節 樣本外預測結果.....	21
第五章 結論與建議.....	23

第一節 結論	23
第二節 未來研究建議	24
附錄.....	25
參考文獻.....	31



表目錄

表 1：具選擇權商品之證券.....	8
表 2：樣本資料加權指數「成交量」ADF 單根檢定	12
表 3：樣本資料加權指數「成交量」KPSS 單根檢定	12
表 4：樣本資料加權指數「差分後成交量」ADF 單根檢定	12
表 5：樣本資料加權指數「差分後成交量」KPSS 單根檢定	12
表 6：台泥自變數相關係數分析.....	13
表 7：台積電自變數相關係數分析.....	14
表 8：玉山金自變數相關係數分析.....	14
表 9：群創自變數相關係數分析.....	14
表 10：加權指數自變數相關係數分析.....	14
表 11：樣本波動率敘述統計量.....	15
表 12：樣本波動率敘述統計量 (續).....	16
表 13：樣本成交量變動率敘述統計量.....	16
表 14：樣本成交量變動率敘述統計量 (續).....	17
表 15：樣本之變異數膨脹因子.....	18
表 16：迴歸分析結果.....	20
表 17：預測結果之 RMSE	22
表 18：樣本之迴歸分析結果.....	25

表 18：樣本之迴歸分析結果 (續).....	26
表 18：樣本之迴歸分析結果 (續).....	27
表 18：樣本之迴歸分析結果 (續).....	28
表 18：樣本之迴歸分析結果 (續).....	29
表 18：樣本之迴歸分析結果 (續).....	30



第一章 緒論

第一節 研究背景及動機

波動率 (volatility) 時常被作為衡量金融商品的風險的指標，當波動率越大，價格低於預期報酬率的可能性也就越大。一般而言，歷史波動率是常見的波動率類型，為基於過去金融商品的價格變動數據統計分析而成，其中包含的市場資訊為過往資料，因而被視為落後指標。因此未來波動率預測與衡量，一直都是金融學術研究的時常討論的議題。若能估算未來波動率，對於積極操作投資策略的交易者來說，在衍生性金融商品的蓬勃發展下，便能以 Black-Scholes 選擇權定價模型估算選擇權價格並進一步在交易市場上找出被低估的選擇權，或是作為進行選擇權交易策略時的判斷依據，例如能在鎖定未來股票波動率的情況下，利用跨式 (Straddle) 或勒式 (Strangle) 交易策略獲取套利機會；而對於穩健操作的投資者來說，由於未來標的物的波動率是衡量風險的重要指標之一，故亦能作為投資時篩選金融商品的依據之一。故本次研究樣本選擇具有選擇權之股票，旨在驗證在已知上期股票波動率會影響本期股票波動率此前提之下，增加上期股票成交量變動率作為自變數，檢測新增的自變數是否能夠解釋並使預測未來股票波動率較為準確。

第二節 研究目的及結果

在過去的學術研究中，對於波動率也有諸多的探討，Mandelbrot (1963) 實證上觀察到股票的報酬率變異數常常具有「波動的群聚現象」。Engle, R. F. (1982) 提出了自我迴歸條件異質變異數模型 (Auto-Regression Conditional Heteroskedasticity Model，簡稱 ARCH)，解決了傳統時間序列假設條件變異數恆為常數此一問題。爾後，Bollerslev, T. (1986) 提出了一般化自我迴歸條件變異模

型 (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity 簡稱 GARCH) 模型，可視為一般化的 ARCH 模型，捕捉了上期波動率可以預測本期波動率此一特性。在 GARCH 模型的基礎下，日後也衍生出了不同的模型，如 Morgan, J. (1995) 提出的指數加權移動平均 (Exponentially Weighted Moving Average 簡稱 EWMA) 模型、指數的一般自我迴歸條件變異模型 (Exponential GARCH model 簡稱 EGARCH) 及單門檻一般自我迴歸條件異質變異模型 (Threshold GARCH model 簡稱 TGARCH) 等模型。此外，近年也有許多預測波動率或和波動率及成交量相關的學術研究。Karpoff, J. M. (1987) 發現不論是正向或是負向股票價格走勢變化大時都會伴隨著大量的成交量同時發生，Admati, A. R. and P. Pfleiderer (1988) 也觀察到類似的情形。Xing, Y., et al. (2010) 發現波動率微笑 (volatility smirks) 對於預測未來股價有重要的實質意義，也就是波動率微笑曲線最陡峭之公司在未來將有最糟糕的非預期營收 (earnings surprises)。

從前述可知，股票的波動率會和上期波動率相關，股票價格變化大時常會伴隨大量交易發生，因此本研究將上期波動率及上期股票成交量作為自變數。此外，由於股票的波動率計算方式為股票報酬率的平方，而 Fama and French (1993) 提出的 Fama-French 三因子模型 (簡稱 FF 三因子模型) 則能解釋股票的超額報酬率，故也將其三個因子平方後納入作為控制變數。本研究樣本期間為 2017 年 03 月 09 日至 2022 年 03 月 09 日，資料期間五年，股票日報酬率、股票成交量、市場風險溢酬、規模溢酬及淨值市價比溢酬，渠等樣本採用 TEJ 經濟資料庫中提供之資料，另股票報酬率的平方即為股票報酬變異數，可視為股票報酬波動率。而經由單根檢定後發現股票成交量為非定態之序列，故將股票成交量此一自變數差分後轉化股票成交量變動率，且加權指數此一樣本的自變數上期股票波動率及上期市場風險

溢酬平方具有高度相關性，故移除上期市場風險溢酬平方此一自變數，以避免發生共線性。

本文的實證結果發現上期股票波動率對於本期股票波動率有一定的預測能力，對於本期股票波動率為正顯著。而在上期股票成交量變動率方面，該自變數顯著之股票均為負顯著。最後，FF 三因子平方方面，最多股票在於上期規模溢酬平方正顯著、上期市場風險溢酬平方次之、上期淨值市價比溢酬平方最少，且上期市場風險溢酬平方及上期淨值市價比溢酬平方該兩因子均各有三檔股票為負顯著，若參照附錄表 16 即可發現除玉山金之上期市場風險溢酬平方為 1% 水準下顯著外，餘僅為 10% 水準下顯著。最後再以移動視窗法預測樣本外股票波動率，比較有無上期成交量波動率之預測模型準確度，發現加入上期成交量波動率此自變數，對於波動率預測無明顯的幫助。



第二節 研究架構

本研究架構共分為五個章節，各章節概述如下：

- 壹、第一章：說明本文研究背景及動機，並敘述本次研究目的及結果。
- 貳、第二章：為本研究之相關文獻探討，主要闡述與股票波動率相關之統計假設模型以及相關研究。
- 參、第三章：介紹本研究之使用資料來源及變數，以及提出假設模型。
- 肆、第四章：根據前一章所提出的假設模型驗證以及對於結果提出探討。
- 伍、第五章：對於本次研究結果做出結論並提出建議。

第二章 文獻回顧

對於股票波動率預測與衡量，一直都是金融學術研究的時常討論的議題，若將探討股票波動率的文獻作為分類，大致可以分為兩種。第一種為以統計假設模型來捕捉波動率，並主要自 GARCH 模型下再改良以及衍生，第二種則為探討波動率以及成交量的相關性或是預測波動率之相關研究。本章將以兩大類型文獻作為分節介紹。

第一節 預測波動率之統計假設模型

傳統的計量經濟學對於時間序列變數分析若用自我回歸模型 (Autoregressive model 簡稱 AR 模型) 模型去構建，均會假設時間序列的條件變異數不隨時點 t 的變化而改變。然而在於實務上，股票的報酬率序列其變異數不為恆為常數，並且 Mandelbrot (1963) 也在實證上觀察到股票的報酬率變異數常常具有「波動的群聚現象」，意即大小波動具有聚集的現象，大波動通常伴隨著大波動，反之亦然。為了使模型能夠捕捉波動率的群聚現象，Engle, R. F. (1982) 提出了 ARCH 模型，令當期波動率和過去波動正相關，且距離時間越久的賦予權重越低，解決了時間序列假設條件變異數恆為常數此一問題。在此基礎上，Bollerslev, T. (1986) 提出了 GARCH 模型，可視為一般化的 ARCH 模型，該模型為目前金融市場能作為對於隨機波動度造成厚尾 (fat tail) 現象解釋之一，其中 GARCH(1,1) 公式如下：

$$\sigma_n^2 = \gamma V_L + \alpha u_{n-1}^2 + \beta \sigma_{n-1}^2, \gamma + \alpha + \beta = 1 \quad (1)$$

其中 V_L 為長期平均波動率， γ 、 α 、 β 為分別賦予 V_L 、 u_{n-1}^2 及 σ_{n-1}^2 不同的權重， u 為報酬率。“(1,1)” 在 GRACH(1,1) 中係指 σ_n^2 和最近一期的報酬率平方及前一期估計波動率相關。而 Morgan, J. (1995)

提出的 EWMA 模型，即為 GARCH 模型的特定情況，其公式如下：

$$\sigma_n^2 = \lambda u_{n-1}^2 + (1 - \lambda)\sigma_{n-1}^2 \quad (2)$$

當 GARCH 模型 $\gamma=0$ 的情況下，長期平均波動率不影響當期波動率時，本期波動率僅受上期波動率及上期報酬率影響時便為 EWMA 模型。此外在 GARCH 模型提出後的 2、30 年來，也陸續基於該模型概念下做出的不同衍生的模型，例如 EGARCH 及 TGARCH 等模型。由於 GARCH 模型未考慮價格變動正負向的影響，故無法捕捉當股票報酬率低於預期時波動率將上升，而股票報酬率優於預期時波動率將下降，也就是股票報酬率和股票波動率呈現負相關此一現象。故 Nelson, D. B. (1991) 提出了 EGARCH 模型，且為保證不會產生負數之波動率，該模型將條件變異數取自然對數。而 Rabemananjara, R. and J.-M. Zakoian (1993) 則提出了 TGARCH 模型，和 EGARCH 相同，同樣考慮了當股票報酬率方向不同時，對於波動度的影響力道不同。

第二節 預測波動率或波動率和成交量相關之文獻

除了上述以統計模型來捕捉或預測波動率外，近年也有許多預測波動率或和波動率及成交量相關的學術研究。Clark, P. K. (1973) 提出了混合分配假說 (mixture distributions hypothesis)，觀察到棉花期貨價格的時間序列包含了同一在相同時間間隔內，不同的價格變化率。而個別的影響數量加在一起，使得一天的價格變化是可變動而且隨機的，也造成價格的變化分布不符合中央極限定理。Clark 認為在棉花期貨市場投資的交易者對於棉花合約均有預期價格，當新資訊流入市場時棉花合約的價格和交易者預期的價格都會改變，如果交易者對於新資訊的看法不一致（即一些交易者認為新資訊能使價格提高，一些

交易者持反面看法認為價格將下跌) 或是僅有部分內部交易者獲得資訊時，那巨大價格的變動率將和高成交量呈現正向關係。另一方面，在所有的交易者認為價格的走勢看法相同時也可能使價格發生巨大的變化。像是在棉花期貨市場，當將有大量的蟲害將發生的訊息流入時，交易者均會往同一方向修正他們的預期價格，這種時候的成交量則會相對較少。爾後 Karpoff, J. M. (1987) 及 Admati, A. R. and P. Pfleiderer (1988) 也觀察到類似的情形 前者發現不論是正向或是負向股票價格變化大時都會伴隨著大量的交易量同時發生；後者則認為若以擇時方式作為交易策略之投資者，會在市場成交量大時做交易。因此，成交和價格變動在時間上是集中的，成交量對價格變動的影響取決於最近的成交量等級 (Admati and Pfleiderer, 假設 3)。Bessembinder, H. and P. J. Seguin (1993) 則觀察八種期貨市場，該市場分別為德國馬克、日本日圓、黃金、銀、棉花、小麥、美國短期國庫券 (Treasury bill) 以及美國長期政府公債 (Treasury bond)，發現成交量對波動率的影響取決於成交量是否會導致未平倉合約發生變化。Xing, Y., et al. (2010) 發現波動率微笑 (volatility smirks) 對於預測未來股價有重要的實質意義，也就是波動率微笑曲線最陡峭之公司在未來將有最糟糕的非預期營收 (earnings surprises)。Shaikh, I. and P. Padhi (2015) 則是發現 India VIX 不僅為投資人恐懼指標，也能預測未來股市波動率。

第三章 研究方法

第一節 資料

壹、 研究資料選取及資料期間

本文以股票日交易資料檢視股票市場中的上期成交量和股票波動率之關係，係因日資料始能準確捕捉當日或前日新資訊流入交易市場後對於成交量的影響，進而對股票波動率造成變化。另因探討該預測模型是否能夠作為選擇權交易策略的工具，故研究個股僅挑選市面上已推出做為選擇權標之股票（表 1），其中日月光投資控股股份有限公司（3711）及富采投資控股股份有限公司（3714）始於 2018 年 04 月 30 日及 2021 年 01 月 06 日上市，本研究樣本期間為 2017 年 03 月 09 日至 2022 年 03 月 09 日，資料期間五年，該兩股票上市時間不足五年故不予挑選；指數股票型基金（Exchange Traded Fund 簡稱 ETF）即元大台灣 50ETF、元大寶滬深 ETF、國泰中國 A50ETF、富邦深 100ETF、群益深証中小 ETF、富邦上証 ETF、元大上証 50ETF 及 FH 滬深 ETF 等八檔 ETF，雖於證券交易所上市交易，但因其價格特性為追蹤、模擬或複製標的指數之績效表現，致其價格變動與該 ETF 成交量並無相關，故本研究不列為觀察對象。另因台指選擇權（TXO）為臺灣最大交易量之選擇權商品，故加權指數亦列為觀察樣本。

表 1：具選擇權商品之證券

證券代碼	證券簡稱	證券代碼	證券簡稱	證券代碼	證券簡稱
0050	元大台灣 50ETF	2330	台積電	2885	元大金
0061	元大寶滬深 ETF	2353	宏碁	2886	兆豐金
00636	國泰中國 A50 ETF	2357	華碩	2887	台新金
00639	富邦深 100ETF	2377	微星	2890	永豐金
00643	群益深証中小 ETF	2382	廣達	2891	中信金
1101	台泥	2409	友達	2892	第一金
1216	統一	2412	中華電	2915	潤泰金
1301	台塑	2454	聯發科	3008	大立光
1303	南亞	2474	可成	3231	緯創
1326	台化	2498	宏達電	3481	群創
1402	遠東新	2603	長榮	3711	日月光投控
1605	華新	2801	彰銀	3714	富采
2002	中鋼	2880	華南金	5880	合庫金
2303	聯電	2881	富邦金	006205	富邦上証 ETF
2317	鴻海	2882	國泰金	006206	元大上證 50ETF
2324	仁寶	2884	玉山金	006207	FH 滬深 ETF

貳、 股票報酬波動率及其餘資料

股票日報酬率、股票成交量、市場風險溢酬、規模溢酬及淨值市價比溢酬，渠等樣本採用 TEJ 台灣經濟資料庫中提供之資料，惟股票報酬波動率的資料無法直接藉由資料庫獲得，需藉由其他方式計算取得。股票報酬波動率亦即股票報酬率的變異數，故可從變異數的公式 $\text{var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$ 來推算，其中 X 為股票報酬率，而在一般假設下股票日報酬率期望值為零，故該式可改寫為 $\text{var}(X) = E(X^2)$ ，可得知股票報酬率的平方可以視為股票報酬變異數，即為股票報酬波動率。

第二節 模型介紹

壹、三因子模型

傳統資本資產定價模型 (capital asset pricing model, 以下簡稱 CAPM) 僅部分解釋了股票的超額報酬, 為解決 CAPM 除了市場溢酬外無法解釋的股票超額報酬, Fama and French 於 1993 年提出了 Fama-French 三因子模型 (Fama-French three-factor model, 以下簡稱 FF 三因子模型) 來解釋股票的超額報酬, 公式如下:

$$r - r_f = \beta_1(r_m - r_f) + \beta_2(SMB) + \beta_3(HML) + \varepsilon \quad (3)$$

其中 r 為股票報酬率、 r_f 為無風險利率、 r_m 為市場報酬率、 SMB (規模溢酬) 及 HML (淨值市價比溢酬) 為分別以公司規模的大小及公司淨值市價比的高低將股票市場上所有公司分成 10 個等值的投資組合後, 計算出小公司投資組合績效與大公司投資組合績效相減後的規模溢酬及高淨值市價比的公司投資組合績效及低淨值市價比的公司投資組合績效相減後淨值市價比溢酬, 而這三個因子在歷史資料和股票報酬率為呈現正向關係。另由上節推導可以得知, 股票報酬率的平方即為股票報酬波動率, 故本研究亦將此三因子平方計算後放入研究模型內, 作為控制變數; 此外, 由於交叉項的部分不顯著, 故不納入迴歸模型中。

貳、單根檢定

在分析時間序列的資料前, 需先辨別時間序列的資料是哪種型態的序列, 其中分為定態 (stationary) 及非定態 (non-stationary) 兩種型態。傳統計量方法均認為時間序列變數為定態, 然而 Nelson, C. R. and C. R. Plosser (1982) 發現, 大部分的時間序列資料均為非定態, 具有

隨機趨勢。外來衝擊對於具隨機趨勢的時間序列資料會產生持續及恆久性的改變，因此若未將隨機趨勢去除，進行自我迴歸模型分析時，所得到的迴歸係數會有小樣本向下偏誤 (small-sample downward bias)，隨著樣本越小，偏誤越大，且該迴歸係數的 t 統計量 (t-statistic) 的極限分配不為標準常態分配。若是依一般最小平方法 (general least squares method) 或是普通最小平方法 (ordinary least square method) 進行迴歸分析時，便可能會產生 Granger, C. W. and P. Newbold (1974) 提出之虛假迴歸 (spurious regression) 的問題，將會造成兩個無關的變數，僅因具有隨機趨勢，在迴歸分析下估計出一個不存在的相關性，也因此造成所推論之變數關係並無實質意義，因此必須先利用單根檢定 (unit root test)，檢查資料屬性是否為定態，以避免發生上述問題。本研究將依 Said, S. E. and D. A. Dickey (1984) 提出 Augmented Dickey-Fuller Test(以下簡稱 ADF 檢定) 進行檢定，其迴歸式如下：

$$\Delta Y_t = \gamma + \lambda Y_{t-1} + \sum_{q=1}^p c_q \Delta Y_{t-q} + bt + e_t \quad (4)$$

其中 Y_t 是時間序列資料， λ 為自我迴歸係數， t 為時間趨勢項， p 表示為最適落後期數， e_t 則為干擾項。該檢定的虛無假設 H_0 為時間序列資料 Y_t 具有單根，對立假設 H_1 則為時間序列 Y_t 資料不具有單根，為以去除隨機趨勢後定態資料，若 $\lambda=0$ 即為檢定結果無法拒絕單根虛無假設，則 Y_t 為非定態數列。雖然 ADF 檢定是常用的單根檢定，然而其 ADF-t 檢定為一左尾檢定，當 ADF-t 統計量越小，越能拒絕「具有單根」的虛無假設。這也意味著若假設 AR(1) 模型： $y_t = \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ ，隨著 β_1 變大，ADF 的檢定力隨之下降，犯型 II 錯誤機率也隨之上升（數列為定態之時間序列，惟無法拒絕該數列具單根的虛無假設）。故如 Yin-Wong, C. and M. D. Chinn (1996) 等人便

提出，應同時考慮將虛無假設為「時間序列具有單根」及虛無假設為「時間序列為定態」之兩種單根檢定，當兩種不同檢定具有相同結果時，方能確認時間序列是否為定態此一結論。因此本研究除 ADF 檢定之外，另使用 Kwiatkowski, D., et al. 於 1992 年提出的 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 檢定（以下簡稱 KPSS 檢定）作為單根檢定，其虛無假設為「時間序列為定態」。以資料樣本中加權指數成交量為例，表 2 及表 3 分別為以 ADF 及 KPSS 對加權指數的「成交量」進行單根檢定的結果。從表中可以看出若是以 ADF 進行單根檢定，則其 p -value 為 0.08136 大於 0.05，代表無足夠資料拒絕 H_0 資料為非定態此一假設；而從 KPSS 進行單根檢定，其 p -value 為 0.01，則代表了拒絕 H_0 資料為定態此一假設。不論是以 ADF 檢定或是 KPSS 檢定來檢定股票成交量，結論均是股票成交量為一個非定態時間序列，故須將股票成交量做差分去除隨機趨勢後再重新檢定，檢視是否成為一定態時間序列。若差分後經過單根檢定觀察到仍為非定態之時間序列，便必須重複差分及單根檢定此一過程，直至消除掉隨機趨勢。

若將樣本資料中的成交量差分後再進行單根檢定，其結果則可自表 4 及表 5 可以看出，當以 ADF 進行單根檢定時，其 p -value 為 0.01 小於 0.05，代表拒絕 H_0 資料為非定態此一假設；而從 KPSS 進行單根檢定，其 p -value 則為 0.1 大於 0.05，則代表了無足夠資料拒絕 H_0 資料為定態此一假設。對於差分後的成交量資料，便可獲得於 ADF 檢定及 KPSS 檢定中，該資料時間序列為一定態序列此一一致性的結論。而其中成交量取自自然對數後相減，經過此一計算後獲得的數據即為成交量變動率。

表 2：樣本資料加權指數「成交量」ADF 單根檢定

	Dickey-Fuller	Lag order	<i>p</i> -value
成交量	-3.238	10	0.08136

表 3：樣本資料加權指數「成交量」KPSS 單根檢定

	KPSS Level	Truncation lag parameter	<i>p</i> -value
成交量	5.6432	7	0.01

表 4：樣本資料加權指數「差分後成交量」ADF 單根檢定

	Dickey-Fuller	Lag order	<i>p</i> -value
差分後成交量	-14.097	10	0.01

表 5：樣本資料加權指數「差分後成交量」KPSS 單根檢定

	KPSS Level	Truncation lag parameter	<i>p</i> -value
差分後成交量	0.012637	7	0.1

參、波動率預測模型

從 GARCH 模型可以得知，股票波動率和上期波動率呈現正相關，而在過去文獻中也可以得知，股票成交量對於股票波動率有其影響性。另 FF 三因子模型中提出的三個影響因子，對於股票的報酬率有一定的解釋力，故也納入模型中作為控制變數，並將此三因子平方後以符合波動率為報酬率平方此一特徵。故本研究便在上期股票波動率此一條件下再加上股票成交量變動率、風險溢酬平方、規模溢酬平方及淨值市價比溢酬平方等若干參數，探討是否能使股票波動率的預測能力增加，其預測模型如下：

$$r_t^2 = \alpha + \beta_1 r_{t-1}^2 + \beta_2 VOL_{t-1} + \beta_3 RP_{t-1}^2 + \beta_4 SMB_{t-1}^2 + \beta_5 HML_{t-1}^2 + \varepsilon_t \quad (5)$$

r_t 為股票在 t 時間點個股之股票報酬率，故其變異數 r_t^2 為股票在 t 時間點之波動率、 VOL_{t-1} 為 $t-1$ 期股票成交量變動率， RP_{t-1} 為 $t-1$ 期市場風險溢酬 (risk premium) 即是大盤日報酬及無風險利率之差、 SMB_{t-1} 為 $t-1$ 期規模溢酬及 HML_{t-1} 為 $t-1$ 期淨值市價比溢酬。

肆、 自變數共線性診斷

在進行股票波動率預測模型迴歸分析前，應先檢視自變數之間是否有共線性之情事。若自變數之間存在高度相關性 (>0.8)，則會發生共線性問題 (Multicollinearity)，將使迴歸係數的估計值膨脹而變得不精確，或是發生迴歸係數的正負號與假設期望相反的衝突現象，也使得自變數間彼此具有替代性造成解釋能力降低，故須對於預測模型進行調整。本研究共 39 檔股票樣本，因由於篇幅關係只臚列五檔股票自變數間的相關係數分析資料於表 6 至表 10。參照表 6 至表 10 可以看出，自變數間的相關係數在於股票波動率 (r_{t-1}^2) 及市場風險溢酬平方 (RP_{t-1}^2) 最高。但除了加權指數之外，其餘股票該兩自變數相關係數不超過 0.8，故僅調整加權指數之股票波動率預測模型為 $r_t^2 = \alpha + \beta_1 r_{t-1}^2 + \beta_2 VOL_{t-1} + \beta_3 SMB_{t-1}^2 + \beta_4 HML_{t-1}^2 + \varepsilon_t$ ，移除市場風險溢酬平方，以避免發生共線性使迴歸分析造成判讀誤差。

表 6：台泥自變數相關係數分析

台泥	r_{t-1}^2	VOL_{t-1}	RP_{t-1}^2	SMB_{t-1}^2	HML_{t-1}^2
r_{t-1}^2	1.000				
VOL_{t-1}	0.253	1.000			
RP_{t-1}^2	0.583	0.129	1.000		
SMB_{t-1}^2	0.093	0.060	0.217	1.000	
HML_{t-1}^2	0.133	0.034	0.127	0.276	1.000

表 7：台積電自變數相關係數分析

台積電	r^2_{t-1}	VOL_{t-1}	RP^2_{t-1}	SMB^2_{t-1}	HML^2_{t-1}
r^2_{t-1}	1.000				
VOL_{t-1}	0.235	1.000			
RP^2_{t-1}	0.629	0.178	1.000		
SMB^2_{t-1}	0.392	0.095	0.217	1.000	
HML^2_{t-1}	0.233	0.039	0.127	0.276	1.000

表 8：玉山金自變數相關係數分析

玉山金	r^2_{t-1}	VOL_{t-1}	RP^2_{t-1}	SMB^2_{t-1}	HML^2_{t-1}
r^2_{t-1}	1.000				
VOL_{t-1}	0.113	1.000			
RP^2_{t-1}	0.677	0.163	1.000		
SMB^2_{t-1}	0.133	0.088	0.217	1.000	
HML^2_{t-1}	0.041	0.070	0.127	0.276	1.000

表 9：群創自變數相關係數分析

群創	r^2_{t-1}	VOL_{t-1}	RP^2_{t-1}	SMB^2_{t-1}	HML^2_{t-1}
r^2_{t-1}	1.000				
VOL_{t-1}	0.334	1.000			
RP^2_{t-1}	0.406	0.080	1.000		
SMB^2_{t-1}	0.216	0.015	0.217	1.000	
HML^2_{t-1}	0.263	0.022	0.127	0.276	1.000

表 10：加權指數自變數相關係數分析

加權指數	r^2_{t-1}	VOL_{t-1}	RP^2_{t-1}	SMB^2_{t-1}	HML^2_{t-1}
r^2_{t-1}	1.000				
VOL_{t-1}	0.239	1.000			
RP^2_{t-1}	0.999	0.241	1.000		
SMB^2_{t-1}	0.216	0.078	0.217	1.000	
HML^2_{t-1}	0.125	0.062	0.127	0.276	1.000

第四章 實證結果分析

第一節 敘述統計量

本研究樣本研究期間為 2017 年 03 月 09 日至 2022 年 03 月 09 日，資料期間五年，樣本頻率為日資料，並刪除未有成交量的交易日，故觀察值個數最大為 1222。表 11、表 12 分為個股之波動率及成交量變動率之敘述統計量。其中敘述統計量中包含了最大值、最小值、第一四分位距 (1st Qu.)、中位數、第三四分位距 (3rd Qu.) 以及平均值等六種資料。藉由敘述統計量，除了可以檢查資料中是否有異常數據需要剔除外，也可用以檢視資料的分佈狀態。自表 11 可以觀察出波動率較高的為宏達電、長榮等科技業或是有新聞題材議題之股票，不論是中位數或是平均值都相較其他股票來的高，波動率較低的則為中華電、合庫金等寡占或特許行業股票，其第三四分位距數值仍小於 10^{-4} ，也就是代表在樣本研究期間內，這些股票至少有 75% 的交易期間波動率是小於 10^{-4} ；而在表 12 則可以檢視到成交量變動率最高的為華碩及彰銀，成交量變動率較低者則為加權指數。

表 11：樣本波動率敘述統計量

單位： 10^{-4}

	Min.	1 st Qu.	Median	Mean	3 rd Qu.	Max.
台泥	0.000	0.059	0.329	1.658	1.147	99.405
統一	0.000	0.092	0.482	1.499	1.458	45.872
台塑	0.000	0.136	0.477	1.904	1.750	85.583
南亞	0.000	0.072	0.356	1.604	1.267	94.727
台化	0.000	0.070	0.344	1.757	1.439	95.664
遠東新	0.000	0.112	0.469	2.000	1.635	100.000
華新	0.000	0.175	1.177	5.179	4.049	99.118
中鋼	0.000	0.044	0.250	2.168	1.104	99.148
聯電	0.000	0.197	1.215	5.113	4.195	100.000
鴻海	0.000	0.173	0.750	2.795	2.121	99.351
仁寶	0.000	0.068	0.289	1.277	1.103	97.905
台積電	0.000	0.171	0.762	2.368	2.490	99.483

表 12：樣本波動率敘述統計量 (續) 單位：10⁻⁴

	Min.	1 st Qu.	Median	Mean	3 rd Qu.	Max.
宏碁	0	0.176	0.944	4.246	3.306	100
華碩	0	0.121	0.546	2.11	1.841	99.692
微星	0	0.247	1.444	5.166	5.043	97.297
廣達	0	0.117	0.518	1.956	1.664	93.739
友達	0	0.26	1.44	6.29	5.242	100
中華電	0	0	0.205	0.392	0.231	37.25
聯發科	0	0.323	1.552	5.475	5.202	99.249
可成	0	0.243	1.194	4.308	4.435	98.062
宏達電	0	0.29	1.529	7.498	5.289	100
長榮	0	0.212	1.571	9.6	6.489	100
彰銀	0	0.073	0.223	0.868	0.719	68.14
華南金	0	0.061	0.197	0.749	0.546	86.265
富邦金	0	0.053	0.351	1.628	1.311	78.172
國泰金	0	0.064	0.377	1.496	1.284	99.385
玉山金	0	0.039	0.205	1.024	0.616	100
兆豐金	0	0.035	0.174	0.749	0.68	34.471
台新金	0	0.109	0.149	1.061	0.61	93.105
永豐金	0	0.046	0.209	1.13	0.874	90.328
中信金	0	0.06	0.266	1.262	1.052	84.497
第一金	0	0.049	0.2	0.78	0.552	89.28
潤泰金	0	0.096	0.594	2.821	2.136	100
大立光	0	0.36	1.728	6.889	6.588	100
緯創	0	0.118	0.622	2.85	2.28	99.054
群創	0	0.292	1.38	6.585	5.088	99.688
合庫金	0	0.057	0.223	0.739	0.535	70.748
加權指數	0	0.048	0.231	0.965	0.806	40.54

表 13：樣本成交量變動率敘述統計量

	Min.	1 st Qu.	Median	Mean	3 rd Qu.	Max.
台泥	-2.060	-0.296	-0.034	0.000	0.265	2.200
統一	-2.614	-0.331	-0.010	0.000	0.315	2.740
台塑	-1.840	-0.305	-0.006	0.000	0.288	2.138
南亞	-2.399	-0.303	-0.009	0.000	0.286	2.023
台化	-2.205	-0.312	-0.012	-0.001	0.295	2.287
遠東新	-2.216	-0.300	-0.038	0.000	0.292	2.250
華新	-1.830	-0.385	-0.036	0.001	0.324	2.262

表 14：樣本成交量變動率敘述統計量 (續)

	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
聯電	-1.975	-0.347	-0.046	0.001	0.303	2.254
中鋼	-2.009	-0.315	-0.018	0.001	0.297	2.248
鴻海	-1.673	-0.309	-0.017	0	0.282	2.047
仁寶	-2.45	-0.327	-0.014	-0.001	0.301	1.826
台積電	-2.718	-0.271	-0.012	0.001	0.269	2.687
宏碁	-1.727	-0.362	-0.035	0.001	0.316	2.652
華碩	-2.618	-0.32	-0.018	0	0.313	2.953
微星	-1.868	-0.363	-0.056	0	0.32	2.486
廣達	-2.156	-0.315	-0.027	0.001	0.295	2.172
友達	-1.799	-0.365	-0.031	0.001	0.327	1.779
中華電	-1.832	-0.303	0.008	-0.001	0.303	1.708
聯發科	-1.742	-0.351	-0.033	0	0.264	1.946
可成	-2.51	-0.358	-0.04	0	0.327	2.527
宏達電	-1.601	-0.384	-0.051	0.002	0.309	2.818
長榮	-1.89	-0.352	-0.018	0.002	0.334	2.35
彰銀	-2.519	-0.338	-0.016	0	0.357	3.24
華南金	-2.133	-0.304	0.001	0.001	0.297	1.766
富邦金	-2.642	-0.315	-0.009	0	0.282	2.097
國泰金	-2.068	-0.327	-0.024	0	0.311	2.236
玉山金	-1.482	-0.279	0	0	0.27	1.608
元大金	-2.032	-0.33	-0.006	0	0.313	2.176
兆豐金	-1.768	-0.275	0.007	0	0.288	2.034
台新金	-2.322	-0.317	-0.005	0	0.309	1.953
永豐金	-1.697	-0.332	-0.004	0	0.308	1.785
中信金	-2.379	-0.28	-0.001	0	0.273	2.268
第一金	-1.829	-0.276	0.014	0	0.28	2.208
潤泰金	-2.657	-0.361	-0.034	0	0.315	2.321
大立光	-1.726	-0.33	-0.021	0	0.313	1.857
緯創	-2.228	-0.362	-0.036	0.001	0.31	2.249
群創	-1.802	-0.36	-0.036	0.001	0.311	2.197
合庫金	-2.301	-0.284	-0.001	0	0.284	1.872
加權指數	-0.697	-0.089	-0.001	0	0.085	0.873

第二節 變異數膨脹因子診斷

在進行波動率預測模型的迴歸分析前，因除了加權指數之外部分樣本自變數相關係數(股票波動率 (r^2_{t-1}) 及市場風險溢酬平方 (RP^2_{t-1}) 有中度正相關 (>0.5) 惟未超過 0.8，故未將市場風險溢酬平方此一自變數自預估模型中移除。為確保該些樣本及移除市場風險溢酬平方後之加權指數樣本自變數間無共線性情形，故再以變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor，簡稱 VIF) 來判斷，若迴歸結果之 $VIF > 10$ ，即代表自變數間有共線性之情事，需再將該自變數進行移除，重新進行 VIF 診斷，直至所有 VIF 均小於 10。其結果如表 15，可以觀察到所有 VIF 均小於 10，故可確定所有迴歸模型均未有共線性的情形。

表 15：樣本之變異數膨脹因子

證券名	r^2_{t-1}	KOL_{t-1}	RP^2_{t-1}	SMB^2_{t-1}	HML^2_{t-1}
台泥	1.611	1.071	1.582	1.130	1.097
台塑	1.855	1.075	1.826	1.128	1.096
南亞	2.274	1.032	2.276	1.126	1.095
台化	1.999	1.033	2.003	1.126	1.091
遠東新	1.477	1.049	1.418	1.130	1.106
鴻海	1.525	1.150	1.403	1.124	1.092
台積電	1.938	1.061	1.660	1.236	1.105
華南金	2.044	1.029	2.122	1.125	1.090
富邦金	1.861	1.090	1.574	1.129	1.235
國泰金	1.613	1.072	1.427	1.127	1.220
玉山金	1.853	1.032	1.941	1.126	1.094
元大金	2.792	1.027	2.688	1.128	1.120
兆豐金	2.312	1.023	2.291	1.132	1.089
台新金	1.723	1.036	1.731	1.130	1.089
永豐金	2.502	1.026	2.532	1.127	1.089
中信金	2.288	1.037	2.224	1.133	1.095
第一金	1.994	1.027	2.049	1.129	1.090
合庫金	2.495	1.038	2.578	1.129	1.090
加權指數	1.111	1.062	N/A	1.124	1.089

第三節 迴歸分析

表 16 為列出各自變數顯著之股票，並將股票以該自變數正顯著及負顯著作為分類。由表 16 可見，當股票上期波動率數值越高，在台泥、台塑、南亞及加權指數...等 33 檔股票，對於本期波動率也會是正向影響的，其結果與 Mandelbrot (1963) 提出的波動率群聚現象和 Bollerslev, T. (1986) 的 GARCH(1,1) 模型上期波動率將影響本期波動率一致。而在上期成交量變動率方面，在於玉山金、大立光、加權指數...等 11 檔股票均為負顯著，可推斷當股票成交量降低時，也意味著市場成交變少，大部分投資人對於市場走勢看法相同，若是看好未來股票走勢，便只有願意買入的投資者而無賣出者；反之若對於未來股票走勢悲觀，便只有想賣出的投資者而無買入者，致股票供給和需求不一致。便可能造成股票必須金額夠高或夠低才有願意成交者，以致股票波動率上升。最後，在 FF 三因子平方方面，可以看出在上期規模溢酬平方共有 31 檔股票是正顯著、上期市場風險溢酬平方及上期淨值市價比溢酬平方分別有 23 檔及 10 檔股票為正顯著，惟該兩因子均各有 3 檔股票為負顯著，若參照附錄表 16 即可發現除玉山金之上期市場風險溢酬平方為 1% 水準下顯著外，餘南亞、聯電之上期市場風險溢酬平方及統一、大立光、緯創之上期淨值市價比溢酬平方均僅為 10% 水準下顯著。其三因子為正顯著亦代表了股票的高報酬與波動率相關。

表 16：迴歸分析結果

解釋變數	正顯著之股票	負顯著之股票
上期波動率	台泥、台塑、南亞、台化、遠東新、華新、中鋼、聯電、鴻海、仁寶、宏碁、華碩、微星、廣達、友達、中華電、可成、宏達電、長榮、彰銀、華南金、富邦金、國泰金、玉山金、元大金、兆豐金、台新金、第一金、潤泰金、緯創、群創、合庫金、加權指數	N/A
上期成交量變動率	N/A	微星、宏達電、華南金、富邦金、玉山金、元大金、台新金、大立光、緯創、合庫金、加權指數
上期市場風險溢酬平方	台泥、統一、台塑、台化、遠東新、中鋼、仁寶、台積電、華碩、微星、廣達、友達、聯發科、可成、彰銀、富邦金、國泰金、兆豐金、永豐金、中信金、大立光、緯創、群創	南亞、聯電、玉山金
上期規模溢酬平方	台泥、統一、台塑、南亞、台化、遠東新、華新、中鋼、聯電、鴻海、仁寶、台積電、微星、廣達、友達、聯發科、宏達電、長榮、彰銀、華南金、富邦金、國泰金、玉山金、元大金、兆豐金、台新金、永豐金、第一金、緯創、合庫金、加權指數	N/A
上期淨值市價比溢酬平方	華新、聯電、鴻海、宏碁、華碩、微星、友達、聯發科、國泰金、群創	統一、大立光、緯創

第四節 樣本外預測結果

為檢視加入上期股票成交量變動率後之預測模型是否較為準確，本節將以兩種迴歸式做為預測模型，分別如下：

$$r_t^2 = \alpha + \beta_1 r_{t-1}^2 + \beta_2 RP_{t-1}^2 + \beta_3 SMB_{t-1}^2 + \beta_4 HML_{t-1}^2 + \varepsilon \quad (6)$$

$$r_t^2 = \alpha + \beta_1 r_{t-1}^2 + \beta_2 VOL_{t-1} + \beta_3 RP_{t-1}^2 + \beta_4 SMB_{t-1}^2 + \beta_5 HML_{t-1}^2 + \varepsilon \quad (7)$$

其中式 (6) 相較式 (7) 多增加上期成交量變動率作為自變數，以 2017 年 03 月 09 日至 2020 年 03 月 08 日資料建構迴歸估計式，並以移動視窗 (moving window) 法預測樣本外資料，即為預測 2020 年 3 月 9 日至 2022 年 3 月 9 日之股票波動率，且每過一交易日，便將該日資料納入樣本內資料重新進行迴歸分析更新估計式，再預測下一交易日之股票波動率，最後計算預測兩模型其均方根誤差 (root mean square error 簡稱 RMSE)：

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \times \sum_{i=1}^n (\hat{R}_i^2 - R_i^2)^2} \quad (8)$$

其中 \hat{R}_i^2 為估計值， R_i^2 為實際值。最後比較兩預測模型 RMSE 之大小，RMSE 較小者，預測能力較好。表 17 即為兩模型預測結果之 RMSE，其中 RMSE1 為以式 (6) 即為不包含上期股票成交量變化量之預測模型所計算出之 RMSE，RMSE2 則是以式 (7) 計算。自表 17 可以看出，加入上期股票成交量變動率後的預測模型 RMSE 數值相較未加入者差距不大，甚至大部分股票於未加入該自變數時的預測模型時，預測能力較為準確，也代表著增加該自變數對於預測能力並無明顯助益。

表 17：預測結果之 RMSE

證券名稱	RMSE1	RMSE2	證券名稱	RMSE1	RMSE2
台泥	6.413 *	6.439	宏達電	19.872	19.772 *
統一	3.354 *	3.359	長榮	30.207	30.189 *
台塑	5.900 *	5.905	彰銀	4.883 *	4.917
南亞	7.242 *	7.244	華南金	5.903 *	5.905
台化	5.877 *	5.884	富邦金	7.180	7.178 *
遠東新	6.798 *	6.804	國泰金	6.117 *	6.125
華新	15.052 *	15.058	玉山金	6.717 *	6.761
中鋼	11.268	11.223 *	元大金	7.177	7.149 *
聯電	16.101	16.077 *	兆豐金	2.564 *	2.569
鴻海	8.084 *	8.114	台新金	6.468 *	6.502
仁寶	5.402 *	5.408	永豐金	5.130 *	5.131
台積電	7.083	7.081 *	中信金	5.083 *	5.086
宏碁	11.698 *	11.735	第一金	4.931 *	4.934
華碩	7.090 *	7.093	潤泰金	9.267 *	9.276
微星	10.263 *	10.280	大立光	13.378 *	13.443
廣達	6.328 *	6.341	緯創	8.745	8.730 *
友達	20.648 *	20.658	群創	20.473 *	20.482
中華電	0.661 *	0.662	合庫金	4.507 *	4.518
聯發科	13.646 *	13.668	加權指數	3.366 *	3.424
可成	6.895 *	6.896			

註：符號*代表預測能力較好之 RMSE 另 RMSE1 為以式 (6) 所計算出來之 RMSE，RMSE 2

則是以式 (7) 所計算出來之 RMSE。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究係探討在已知上期股票波動率會影響本期股票波動率此前提之下，若是增加上期股票成交量此一自變數並以和股票報酬率相關之 FF 三因子模型中的三個因子（市場報酬溢酬、規模溢酬及淨值市價比溢酬），並將此三因子平方後以符合波動率為報酬率平方此一特徵作為控制變數，檢視新增之自變數是否可用以解釋並使預測模型較為準確。從迴歸分析中的結果可以發現，與 Mandelbrot(1963) 提出的波動率群聚現象和 Bollerslev, T. (1986) 的 GARCH(1,1) 模型結果一致，當上期波動率數值越高，對於本期波動率也會是正向影響的。而在上期成交量變動率方面，該自變數顯著之股票顯示均為負顯著，可推論在股票市場成交變少，投資人對於市場走勢看法大致相同，若是看好未來股票走勢，便只有願意買入的投資者而無賣出者；反之若對於未來股票走勢悲觀，便只有欲售出的投資者而無買入者，致股票供給和需求不一致，使得股票必須金額夠高或夠低才有願意成交者，造成股票波動率上升。最後，在 FF 三因子平方方面，因子正顯著之股票於上期規模溢酬平方最多、上期市場風險溢酬平方次之、上期淨值市價比溢酬平方最少，且上期市場風險溢酬平方及上期淨值市價比溢酬平方該兩因子均各有 3 檔股票為負顯著，若參照附錄表 12 即可發現除玉山金之上期市場風險溢酬平方為 1% 水準下顯著外，餘僅為 10% 水準下顯著。其三因子為正顯著亦代表了高報酬與高波動率相關。最後再以滾動迴歸法預測股票波動率，發現加入上期成交量波動率後的預測模型，對於波動率預測無明顯的幫助。

本研究結果在於將過去研究結果已知確定影響股票波動率因子上期波動率此一條件下，再納入新的自變數去檢視是否和股票波動率有相關性，並發現納入的新因子對於股票波動率有一定的解釋力，然

而對於預測股票波動率無太大的助益。另外在研究上也有一些限制，由於本研究採用最小平方法 (ordinary least squares) 來進行迴歸分析，部分自變數 (e.g. 上期股票成交量變動率) 係數呈現負數，造成在預測股票波動率時，可能發生部分預測結果為負數波動率不合理之情況。

第二節 未來研究建議

由上節可以得知，於採用最好平方法來進行迴歸分析的情況下，可能造成預測出不合理的股票波動率。因此在未來研究方面，也可以在此模型條件下，使用不同迴歸模型來分析及預測，可能避免預測出負數波動率此一情形，或許對於波動率的預測有較好的成果。並且除了可以再探討其他可能影響股票波動率之因子納入模型外 (e.g. 股票融資融券變動率、股票關鍵字網路查詢變動量...等)，另可將預測模型實際套用在選擇權市場上，檢視是否能夠達到較好的投資績效。



附錄

表 18：樣本之迴歸分析結果

波動率	解釋變數	估計值	t-stat		R Squared
台泥	上期波動率	0.106	3.050	***	0.082
	差分後上期成交量	-0.385	-1.157		
	上期市場風險溢酬平方	0.348	5.139	***	
	上期規模溢酬平方	0.908	3.414	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.007	0.040		
統一	上期波動率	0.050	1.536		0.052
	差分後上期成交量	-0.002	-0.009		
	上期市場風險溢酬平方	0.195	5.212	***	
	上期規模溢酬平方	0.468	2.943	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.169	-1.715	*	
台塑	上期波動率	0.143	3.784	***	0.069
	差分後上期成交量	0.124	0.411		
	上期市場風險溢酬平方	0.210	3.140	***	
	上期規模溢酬平方	0.555	2.267	**	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.044	0.286		
南亞	上期波動率	0.500	13.097	***	0.220
	差分後上期成交量	-0.650	-2.456	**	
	上期市場風險溢酬平方	-0.109	-1.668	*	
	上期規模溢酬平方	0.758	3.536	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.160	-1.202		
台化	上期波動率	0.074	2.002	**	0.175
	差分後上期成交量	-0.110	-0.420		
	上期市場風險溢酬平方	0.594	9.328	***	
	上期規模溢酬平方	0.635	2.858	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.111	-0.804		
遠東新	上期波動率	0.058	1.720	*	0.066
	差分後上期成交量	0.238	0.722		
	上期市場風險溢酬平方	0.343	5.106	***	
	上期規模溢酬平方	1.085	3.885	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.119	-0.682		

表 19：樣本之迴歸分析結果 (續)

波動率	解釋變數	估計值	t-stat		R Squared
華新	上期波動率	0.317	10.227 ***		0.171
	差分後上期成交量	-0.800	-1.378		
	上期市場風險溢酬平方	0.100	0.790		
	上期規模溢酬平方	1.048	1.855 *		
	上期淨值市價比溢酬平方	1.932	5.232 ***		
中鋼	上期波動率	0.455	13.236 ***		0.265
	差分後上期成交量	-1.457	-3.570 ***		
	上期市場風險溢酬平方	0.204	2.666 ***		
	上期規模溢酬平方	1.563	4.554 ***		
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.024	-0.089		
聯電	上期波動率	0.057	1.847 *		0.026
	差分後上期成交量	1.737	2.431 **		
	上期市場風險溢酬平方	-0.226	-1.723 *		
	上期規模溢酬平方	1.623	2.640 ***		
	上期淨值市價比溢酬平方	0.962	2.512 **		
鴻海	上期波動率	0.081	2.340 **		0.043
	差分後上期成交量	0.315	0.654		
	上期市場風險溢酬平方	0.143	1.621		
	上期規模溢酬平方	1.434	3.902 ***		
	上期淨值市價比溢酬平方	0.404	1.773 *		
仁寶	上期波動率	0.125	3.949 ***		0.055
	差分後上期成交量	-0.194	-0.864		
	上期市場風險溢酬平方	0.167	3.801 ***		
	上期規模溢酬平方	0.413	2.161 **		
	上期淨值市價比溢酬平方	0.144	1.215		
台積電	上期波動率	-0.052	-1.351		0.081
	差分後上期成交量	-0.522	-1.547		
	上期市場風險溢酬平方	0.515	7.588 ***		
	上期規模溢酬平方	1.176	4.317 ***		
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.105	-0.645		
宏碁	上期波動率	0.255	8.257 ***		0.071
	差分後上期成交量	-0.321	-0.499		
	上期市場風險溢酬平方	0.066	0.543		
	上期規模溢酬平方	0.406	0.719		
	上期淨值市價比溢酬平方	0.680	1.943 *		

表 20：樣本之迴歸分析結果 (續)

波動率	解釋變數	估計值	t-stat	R Squared
華碩	上期波動率	0.115	3.815 ***	0.034
	差分後上期成交量	-0.046	-0.145	
	上期市場風險溢酬平方	0.142	2.357 **	
	上期規模溢酬平方	0.094	0.335	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.511	2.944 ***	
微星	上期波動率	0.147	4.718 ***	0.054
	差分後上期成交量	-1.427	-2.499 **	
	上期市場風險溢酬平方	0.381	3.612 ***	
	上期規模溢酬平方	0.973	2.003 **	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.617	2.052 **	
廣達	上期波動率	0.116	3.604 ***	0.043
	差分後上期成交量	-0.395	-1.182	
	上期市場風險溢酬平方	0.221	3.616 ***	
	上期規模溢酬平方	0.643	2.390 **	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.157	-0.939	
友達	上期波動率	0.104	3.147 ***	0.064
	差分後上期成交量	0.601	0.728	
	上期市場風險溢酬平方	0.513	3.292 ***	
	上期規模溢酬平方	1.224	1.737 *	
	上期淨值市價比溢酬平方	1.699	3.817 ***	
中華電	上期波動率	0.423	16.185 ***	0.182
	差分後上期成交量	-0.017	-0.210	
	上期市場風險溢酬平方	0.020	1.485	
	上期規模溢酬平方	-0.055	-0.854	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.011	0.271	
聯發科	上期波動率	0.051	1.490	0.050
	差分後上期成交量	-0.106	-0.146	
	上期市場風險溢酬平方	0.325	2.418 **	
	上期規模溢酬平方	2.162	3.813 ***	
	上期淨值市價比溢酬平方	1.182	3.352 ***	
可成	上期波動率	0.124	3.764 ***	0.025
	差分後上期成交量	-0.268	-0.530	
	上期市場風險溢酬平方	0.195	1.961 *	
	上期規模溢酬平方	-0.179	-0.410	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.332	-1.225	

表 21：樣本之迴歸分析結果（續）

波動率	解釋變數	估計值	t-stat		R Squared
宏達電	上期波動率	0.275	9.040	***	0.069
	差分後上期成交量	-2.472	-2.746	***	
	上期市場風險溢酬平方	-0.216	-1.207		
	上期規模溢酬平方	1.705	2.045	**	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.424	0.821		
長榮	上期波動率	0.310	10.030	***	0.122
	差分後上期成交量	-1.788	-1.582		
	上期市場風險溢酬平方	0.011	0.055		
	上期規模溢酬平方	3.346	3.414	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.687	1.036		
彰銀	上期波動率	0.125	3.872	***	0.066
	差分後上期成交量	-0.187	-1.306		
	上期市場風險溢酬平方	0.165	4.900	***	
	上期規模溢酬平方	0.263	1.849	*	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.095	-1.079		
華南金	上期波動率	0.517	14.937	***	0.287
	差分後上期成交量	-0.336	-1.908	*	
	上期市場風險溢酬平方	0.017	0.415		
	上期規模溢酬平方	0.299	2.121	**	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.021	0.240		
富邦金	上期波動率	0.080	2.160	**	0.097
	差分後上期成交量	-0.687	-2.514	**	
	上期市場風險溢酬平方	0.267	4.537	***	
	上期規模溢酬平方	1.319	5.685	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.234	1.532		
國泰金	上期波動率	0.083	2.357	**	0.075
	差分後上期成交量	-0.252	-0.945		
	上期市場風險溢酬平方	0.123	2.317	**	
	上期規模溢酬平方	1.206	5.510	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.418	2.913	***	
玉山金	上期波動率	0.704	23.890	***	0.430
	差分後上期成交量	-0.633	-2.608	***	
	上期市場風險溢酬平方	-0.168	-3.217	***	
	上期規模溢酬平方	0.753	4.077	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.035	0.305		

表 22：樣本之迴歸分析結果（續）

波動率	解釋變數	估計值	t-stat		R Squared
元大金	上期波動率	0.514	12.374	***	0.249
	差分後上期成交量	-0.799	-3.138	***	
	上期市場風險溢酬平方	-0.075	-1.003		
	上期規模溢酬平方	0.877	3.888	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.233	-1.643		
兆豐金	上期波動率	0.336	8.458	***	0.169
	差分後上期成交量	-0.081	-0.701		
	上期市場風險溢酬平方	0.054	1.975	**	
	上期規模溢酬平方	0.196	2.204	**	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.049	-0.900		
台新金	上期波動率	0.372	10.852	***	0.169
	差分後上期成交量	-0.348	-1.647	*	
	上期市場風險溢酬平方	0.071	1.489		
	上期規模溢酬平方	0.307	1.704	*	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.112	-1.004		
永豐金	上期波動率	0.006	0.147		0.175
	差分後上期成交量	-0.213	-1.073		
	上期市場風險溢酬平方	0.512	9.295	***	
	上期規模溢酬平方	0.659	3.858	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.130	-1.228		
中信金	上期波動率	0.038	0.930		0.113
	差分後上期成交量	-0.155	-0.662		
	上期市場風險溢酬平方	0.420	7.596	***	
	上期規模溢酬平方	0.152	0.825		
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.073	-0.640		
第一金	上期波動率	0.548	15.853	***	0.271
	差分後上期成交量	-0.141	-0.715		
	上期市場風險溢酬平方	-0.073	-1.644		
	上期規模溢酬平方	0.350	2.290	**	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.063	-0.669		
潤泰金	上期波動率	0.121	3.879	***	0.021
	差分後上期成交量	0.277	0.635		
	上期市場風險溢酬平方	0.103	1.196		
	上期規模溢酬平方	0.232	0.594		
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.185	-0.765		

表 23：樣本之迴歸分析結果 (續)

波動率	解釋變數	估計值	t-stat		R Squared
大立光	上期波動率	0.039	1.166		0.032
	差分後上期成交量	-2.095	-2.315	**	
	上期市場風險溢酬平方	0.806	4.939	***	
	上期規模溢酬平方	0.386	0.540		
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.778	-1.753	*	
緯創	上期波動率	0.271	8.091	***	0.169
	差分後上期成交量	-1.056	-2.819	***	
	上期市場風險溢酬平方	0.484	5.543	***	
	上期規模溢酬平方	0.802	2.369	**	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.376	-1.786	*	
群創	上期波動率	0.140	4.242	***	0.087
	差分後上期成交量	-0.599	-0.706		
	上期市場風險溢酬平方	0.651	4.048	***	
	上期規模溢酬平方	0.630	0.876		
	上期淨值市價比溢酬平方	2.192	4.829	***	
合庫金	上期波動率	0.584	16.470	***	0.387
	差分後上期成交量	-0.340	-2.394	**	
	上期市場風險溢酬平方	0.023	0.600		
	上期規模溢酬平方	0.479	4.107	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	-0.065	-0.901		
加權指數	上期波動率	0.340	12.222	***	0.151
	差分後上期成交量	-2.127	-3.811	***	
	上期規模溢酬平方	0.634	4.811	***	
	上期淨值市價比溢酬平方	0.090	1.101		

註:符號 t-stat 為 t-統計量, 符號*與**與***分別表示在 10%、5%和 1%水準下顯著。

參考文獻

1. 陳旭昇 (2013). 時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用，臺灣東華。
2. Admati, A. R. and P. Pfleiderer (1988). "A theory of intraday patterns: Volume and price variability." *The review of financial studies* 1(1): 3-40.
3. Bessembinder, H. and P. J. Seguin (1993). "Price volatility, trading volume, and market depth: Evidence from futures markets." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28(1): 21-39.
4. Bollerslev, T. (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity." *Journal of econometrics* 31(3): 307-327.
5. Clark, P. K. (1973). "A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices." *Econometrica: Journal of the econometric society*: 135-155.
6. Engle, R. F. (1982). "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation." *Econometrica: Journal of the econometric society*: 987-1007.
7. Granger, C. W. and P. Newbold (1974). "Spurious regressions in econometrics." *Journal of econometrics* 2(2): 111-120.
8. Hull, J. C. (2003). *Options futures and other derivatives*, Pearson Education India.
9. Karpoff, J. M. (1987). "The relation between price changes and trading volume: A survey." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22(1): 109-126.
10. Kwiatkowski, D., et al. (1992). "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?" *Journal of econometrics* 54(1-

- 3): 159-178.
11. Morgan, J. (1995). "RiskMetrics Monitor." Fourth Quarter.
 12. Nelson, C. R. and C. R. Plosser (1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications." *Journal of monetary economics* 10(2): 139-162.
 13. Nelson, D. B. (1991). "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach." *Econometrica: Journal of the econometric society*: 347-370.
 14. Rabemananjara, R. and J.-M. Zakoian (1993). "Threshold ARCH models and asymmetries in volatility." *Journal of applied econometrics* 8(1): 31-49.
 15. Said, S. E. and D. A. Dickey (1984). "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order." *Biometrika* 71(3): 599-607.
 16. Shaikh, I. and P. Padhi (2015). "The implied volatility index: Is 'investor fear gauge' or 'forward-looking'?" *Borsa Istanbul Review* 15(1): 44-52.
 17. Xing, Y., et al. (2010). "What does the individual option volatility smirk tell us about future equity returns?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 45(3): 641-662.
 18. Yin-Wong, C. and M. D. Chinn (1996). "Deterministic, stochastic, and segmented trends in aggregate output: a cross-country analysis." *Oxford Economic Papers* 48(1): 134-162.