

國立政治大學金融學系

碩士學位論文

反向型 ETF 買賣超及指數期貨未平倉量淨變化
對次日現貨報酬與波動之影響—非對稱 GARCH
模型於臺灣加權股價指數之應用

The Impact of Net Buy/Sell of Inverse ETFs and Net Changes in
Index Futures Open Interest on the Next Day's Spot Returns and
Volatility—Application of Asymmetric GARCH in TAIEX

指導教授：張興華 博士

研究生：孫茂程

中華民國 110 年 6 月

摘要

本文以加入外生變數的 EGARCH 模型，分析臺灣加權股價指數 (TAIEX) 對於前一個交易日三大法人台股期貨未平倉量淨變化及元大台灣 50 反 1 ETF 買賣超的反應關係，主要貢獻是補足 2019 年至今國內期貨未平倉量的文獻缺口，以及首次將反向型 ETF 納入現貨模型進行分析。由 ARMA(2,2)–EGARCH(1,1) 模型的配適成果可知，在樣本期間內，外資指數期貨未平倉量的淨增加，自營商指數期貨未平倉量的淨減少，以及外資反向 ETF 買賣超的淨減少，對於次日大盤報酬具有正向影響；而外資指數期貨未平倉量的淨增加，投信指數期貨未平倉量的淨增加，以及外資反向 ETF 買賣超的淨減少，對於次日大盤波動具有反向影響，亦即能減緩次日盤勢的平均振幅。

GJR-GARCH 的穩健性測試，並未推翻主要模型的配適成果。此外，藉由前後兩個子樣本期間的對照，發現指數期貨未平倉量對大盤的解釋能力逐漸降低，於此同時，反向型 ETF 的解釋能力則顯著提升，顯示這兩種受到投資人青睞且功能部分相似的工具，隨著時間經過可能產生某種互補或替代關係。投資人利用指數期貨未平倉量和反向型 ETF 買賣超作為次日大盤預測的指標，應具有一定的參考價值，惟金融市場的結構隨時間不斷變化，在運用此量能指標進行投資決策時，仍須定期檢視其與大盤的反應關係是否維持。

關鍵詞：指數期貨、未平倉量、反向型 ETF、EGARCH

Abstract

This article uses the EGARCH model with exogenous variables to analyze the response of the TWSE Capitalization Weighted Stock Index (TAIEX) to institutional investors' net change in open interest of TX futures and net buy/sell of Yuanta Daily Taiwan 50 Bear -1X ETF (00632R.TW) in the previous trading day. The main contribution is to fill in the literature gap of the open interest of domestic index futures from 2019, and the first time the inverse ETF is included in the spot model.

According to the fitting results of the ARMA(2,2)–EGARCH(1,1) model, during the sample period, the net increase in foreign investors' open interest in index futures and the net decrease in dealers' open interest, and the foreign investors' net sell in inverse ETF have a positive effect on the next day's spot returns. The net increase in foreign investors open interest, the net increase in investment trusts' open interest, and the foreign investors' net sell in inverse ETF have a negative impact on the next day's spot volatility. That is, it can slow down the average amplitude of the next day's market.

The robustness test of GJR-GARCH did not reject the results of the main model. In addition, by comparing the two sub-sample periods, it is found that the explanatory power of the open interest of index futures on the spot market is gradually reduced. At the same time, the power of the inverse ETF has increased significantly, showing that these two tools with similar functions may have a complementary or substitute relationship. Investors use these indicators for the next day's forecast, which should have a certain degree of reference. However, the structure of the financial market continues to change over time. When using this quantitative indicator to make investment decisions, it is necessary to regularly review whether its relationship with the spot market is maintained.

Keywords: Index futures, Open interest, Inverse ETFs, EGARCH

目次

摘要.....	i
Abstract.....	ii
目次.....	iii
表目錄.....	v
圖目錄.....	vi
第壹章 緒論	1
第一節 研究背景.....	1
第二節 研究目的.....	4
第貳章 文獻探討	6
第一節 期貨未平倉量相關文獻.....	6
第二節 反向型 ETF 相關文獻.....	10
第三節 股價指數模型相關文獻.....	13
第參章 研究方法	14
第一節 研究標的選擇及比較.....	14
第二節 報酬率及資料處理.....	18
第三節 單根檢定.....	19
第四節 ARMA 模型及階數設定.....	21
第五節 自我迴歸條件異質變異檢定.....	24
第六節 GARCH 模型及非對稱 GARCH 模型.....	26
第七節 模型配適檢定及穩健性測試.....	29
第肆章 實證結果分析	31
第一節 資料來源及敘述統計.....	31

第二節 單根檢定結果.....	34
第三節 ARMA 定階及 ARCH 效應檢定	35
第四節 非對稱 GARCH 模型配適結果.....	38
第五節 模型配適檢定.....	45
第六節 子樣本期間分析及外生變數增減.....	49
第五章 結論.....	54
參考文獻.....	56



表目錄

表 3-1 台股期貨與元大台灣 50 反 1 對照表	14
表 3-2 期貨買賣雙方倉位型態在量能指標的表現	16
表 3-3 不同資料生成模型的 ACF 和 PACF 型態	22
表 4-1 主要變數敘述統計	31
表 4-2 外生變數間相關係數及相關性檢定結果	33
表 4-3 主要變數單根檢定	34
表 4-4 ARMA 階數資訊準則比較	36
表 4-5 模型配適前後 ARCH 效應檢定	38
表 4-6 各 GARCH 模型與誤差項機率分配組合之配適結果	39
表 4-7 模型估計結果	41
表 4-8 E-GARCH 與 GJR-GARCH 估計結果之對照	44
表 4-9 EGARCH(1,1) 模型配適後殘差及殘差平方之序列相關檢定	46
表 4-10 殘差項 Pearson 適合度檢定結果	48
表 4-11 子樣本期間之模型估計結果	50
表 4-12 有無外生變數之模型估計結果	53

圖目錄

圖 1-1 臺灣集中市場與台股期貨日均成交量變化	2
圖 1-2 元大台灣 50 反 1 ETF 成交值占大盤比重	3
圖 4-1 樣本期間加權指數日報酬率	32
圖 4-2 加權指數報酬率次數分配與常態分配比較	33
圖 4-3 加權指數報酬率 ACF 和 PACF	35
圖 4-4 配適 ARMA(2, 2)模型後之殘差及殘差平方 ACF	37
圖 4-5 EGARCH(1, 1)模型配適後之殘差及殘差平方 ACF	45
圖 4-6 加權指數報酬率及 2 倍條件標準差區間	47
圖 4-7 配適模型之訊息衝擊曲線	47
圖 4-8 偏斜 Student-t 分配之 Q-Q 圖	48

第壹章 緒論

第一節 研究動機

隨著臺灣資本市場日益成熟，金融工具趨於多元，新式商品逐漸被投資人熟悉與使用，為求更有效地運用各式工具，做出正確的投資決策，投資人對於各種工具與市場行情的反應關係，有深入探討與定期重新檢視的必要。指數期貨在國內是相當成熟且被廣泛運用的工具，相關研究亦相當豐富，而近年來躍上檯面的反向型 ETF，與之相關的研究則相對有限，且焦點多侷限於追蹤誤差或避險績效的討論，其與現貨反應關係仍尚待填補。有鑑於此，本文試圖探討兩種金融工具與股票指數之間的連結和影響，作為未來相關研究之參考。

1848 年芝加哥期貨交易所 (CBOT) 成立，標準化契約、統一結算、公開競價等運作方式逐漸成熟，是近代期貨市場的濫觴。1982 年 4 月芝加哥商品交易所 (CME) 發行 S&P 500 指數期貨，世界第一檔以股價指數為標的之期貨於焉誕生。臺灣期貨交易所亦於 1998 年 7 月發行首檔指數期貨「臺股期貨 (TX)」，以臺灣證券交易所發行量加權股價指數 (TAIEX) 為交易標的，市場上習慣稱之為台指期或大台，2001 年 12 月再進一步推出保證金較低，契約乘數僅為臺股期貨四分之一的「小型臺指期貨 (MTX)」，市場上則習慣稱之為小台。

臺指期貨作為臺灣最主要交易的指數期貨，其交易量自 2000 年的每日平均 4,944 口，成長至 2020 年的每日平均 189,078 口，全體股價指數期貨每日平均成交契約價值金額，自 2003 年的 356 億 2,859 萬 (與同年臺股日均量 816 億 5,959 萬相比約 43.6%)，成長至 2020 年的 6,035 億 2,088 萬 (與同年臺股日均量 1,863 億 4,405 萬相比約 323.9%)，如圖 1-1 所示。顯示臺指期貨的交易規模與影響力持續提升，交易資訊動見觀瞻，成為股票市場投資人關注的指標。

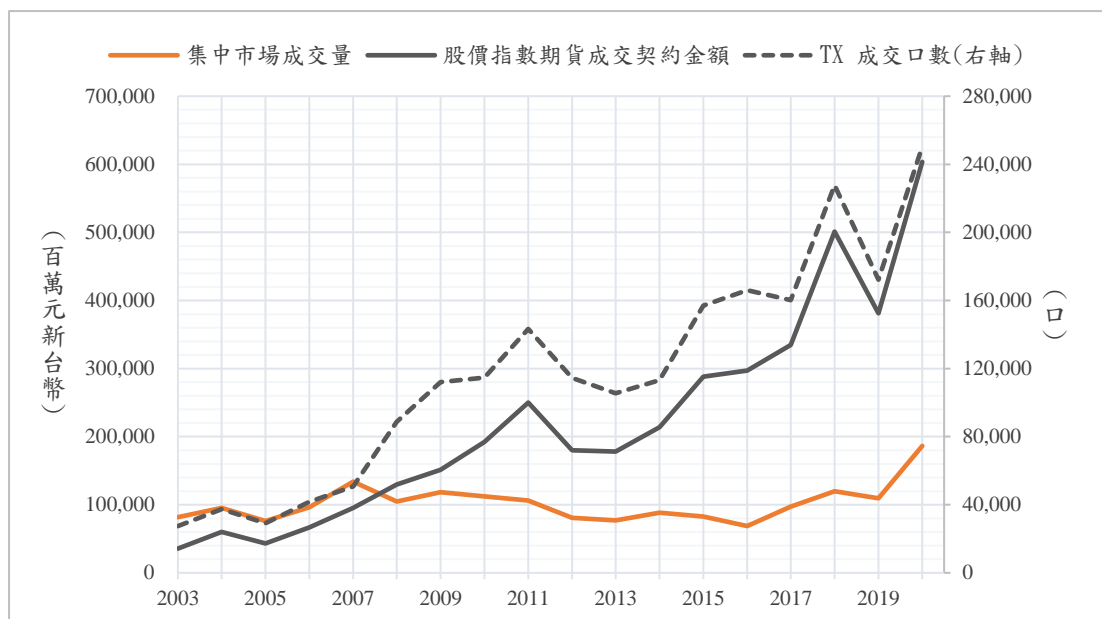


圖 1-1 臺灣集中市場與台股期貨日均成交量變化

反向型 ETF (Inverse Exchange Traded Fund) 則是相對新穎的投資工具，基金公司或證券投資信託公司募集資金，依循事先制定的策略與規範，對特定標的進行追蹤、績效模擬，以達成設定的投資目標。其中，運用期貨等衍生性工具，追蹤股價指數正反向績效倍數的槓桿與反向型 ETF，已成為近年來備受市場歡迎的寵兒。比起期貨交易需要較高的財務知識門檻，市場投資人僅需透過原有的證券帳戶，滿足基本信用交易條件，即可輕而易舉的買賣各種 ETF，將資金投入各式各樣的海內外股、債、匯、商品期貨等標的，使投資策略變得更加彈性。由於 ETF 具有門檻低、變化大等優點，甫經推出不久，就受市場投資人喜愛，成交量與基金淨值皆快速成長，在某些市場甚至能超過傳統型證券 ETF 的規模。

2006 年 6 月，美國 ProShares 基金公司推出全球第一批共 6 檔以 NASDAQ 或 S&P 500 指數為標的之槓桿型和反向型 ETF，揭開槓反 ETF 在全球各地廣為發行的序幕，其原理乃是透過衍生性商品之操作，達成追蹤標的正向倍數或反向倍數的單日績效。我國則是於 2014 年 7 月，由元大投信率先推出「元大 ETF 傘型證券投資信託基金之台灣 50 單日反向 1 倍證券投資信託基金」（以下簡稱為元大台灣 50 反 1），上市不久交易已十分熱絡，甚至在 2020 年下旬，一度創下淨

值排名全球反向型 ETF 第 1 大的紀錄，至今仍然是國內成交量與流動性最佳的反向型 ETF。

截至 2021 年 4 月為止，國內已發行 33 檔槓桿型或反向型證券 ETF，其中以國內指數為追蹤標的者，包括元大台灣 50 正 2 (00631L)、元大台灣 50 反 1 (00632R)、國泰臺灣加權正 2 (00663L)、國泰臺灣加權反 1 (00664R)、富邦臺灣加權正 2 (00675L)、富邦臺灣加權反 1 (00676R)、群益臺灣加權正 2 (00685L)、群益臺灣加權反 1 (00686R) 共 8 檔，占 2020 年國內全體 ETF 成交值之 16.6%，或集中市場全體證券成交值之 0.96%。

若進一步觀察，槓桿型與反向型 ETF 成交值占大盤成交值比重的變化，具有逆循環的特徵，亦即在大盤修正或空頭時，槓反型 ETF 占大盤比重將大幅提升。以 2020 年 3 月為例，僅「元大台灣 50 反 1」一檔 ETF 成交值占大盤比重即高達 1.88%，而在大盤穩步走升時，以 2021 年 4 月為例，該比重則降低至 0.18%，如圖 1-2 所示。此外，在股市波動度較大的期間，反向型 ETF 經常在三大法人買賣超或當日成交量排行榜名列前茅，顯見投資人運用此類 ETF 進行投機或避險的情形相當普遍，已成為市場上不容忽視的力量。



圖 1-2 元大台灣 50 反 1 ETF 成交值占大盤比重

第二節 研究目的

歷年來，產學界對於期貨市場的研究相當豐富，關於價格趨勢的相關議題已有廣泛的探討，各種衍生交易策略的文獻亦不勝枚舉，然而引起本研究注意的是，關於期貨未平倉量的相關研究成果。國內外的文獻皆指出，期貨未平倉量隱含價格所未能反映的實用訊息，除了未平倉量總額的增減突顯期貨交易熱絡的程度，由機構法人未平倉量淨額的變化，亦能推估法人對於後市的觀點，然而不同的機構法人，在面對同樣的市況下，可能呈現出截然不同的行為，例如過往的研究指出，投信在多頭時經常持有淨空單部位，外資則傾向隨著市況好壞進行多空布局，顯示投信因避險需求而操作指數期貨的比重可能較高，外資則更普遍慣於順勢操作。

單憑特定法人的未平倉量變化，我們無法斷定其究竟是以避險需求，亦或是投機需求為主，基於這個籌碼面指標進行投資策略的擬定，並非總是有效且可靠。過去的研究亦指出，透過追蹤法人期貨未平倉量變化所建構的投資策略，最主要且難以克服的風險，就是一旦市場結構或動能發生改變，使原有交易策略不再有效的系統失靈。因此，每隔一段時間，重新檢視期貨量能指標的財務意涵，具有實務上的重要性。

其次，近年來廣受交易者喜愛的反向型 ETF，由於其用途與期貨具有某種程度的替代性或互補性，其出現是否削弱原有期貨的投機和避險功能；又或是因其較低的門檻，使原本無法參與大盤指數漲跌操作的投資人，亦加入指數漲跌投資的行列；對於不諳衍生性商品操作的散戶投資人而言，藉由反向型 ETF 參與大盤漲跌，而不必擔心期貨契約被追繳保證金或甚至斷頭的風險；對於部分投資限制較多投資人，例如境外主權基金或政府機構等，則提供了一個良好的避險工具，在市況不明時可買入反向型 ETF 鎖住獲利，或搭配其他投資工具進行彈性操作，兼具交易成本低（低於一般證券，但仍略高於指數期貨）且不受投資限制的優點。

這個新商品所帶來的潛在變化，可能對原本期貨市場籌碼指標的有效性造成影響，或可能在投資人固有的參考指標外，提供額外具參考價值的資訊，例如反向型 ETF 的買賣超等。若能結合兩種商品的籌碼資訊，瞭解其對於大盤行情的影響方式，進而佐助整體投資決策，或許能有效提升獲利，惟此策略的可行性有必要詳加釐清。有鑑於此，本研究期望進一步探討：

- 一、指數期貨的三大法人未平倉量淨變化，是否對於次日大盤報酬率具有顯著影響？以及是否對於次日大盤波動度具有顯著影響？
- 二、反向型 ETF 的三大法人買賣超，是否對於次日大盤報酬率具有顯著影響？以及是否對於次日大盤波動度具有顯著影響？
- 三、期貨未平倉量淨變化及反向 ETF 買賣超等法人籌碼資訊與大盤行情的反應關係，是否在不同的樣本期間具有顯著的差異？
- 四、本研究結果，對於實務中的投資決策具有哪些參考價值？

本研究架構劃分為五個章節，第一章為緒論，扼要說明研究背景及研究目的；第二章為文獻回顧，爬梳並整理與主題相關的過去研究成果，作為向上擴展的基石；第三章為研究方法，詳細說明本研究採用的計量模型及各式檢定；第四章為實證資料分析，深入探討樣本資料的分析結果；最後，第五章為結論，統整全文成果並提出本研究主要觀點。

第貳章 文獻探討

第一節 期貨未平倉量相關文獻

期貨 (Futures) 的起源甚早，在傳統時代即以避險用途為人們廣泛使用，17 世紀江戶時期的日本，熱絡的稻米交易促成初期的遠期契約市場，糧商藉由多單契約規避收購價格之上檔風險，農戶則藉由空單契約規避出售價格之下檔風險。17 世紀的荷蘭，在鬱金香狂熱時期，投資人透過期貨追捧不斷飆漲的遠期鬱金香球莖價格，而僅僅需要支付小部分的保證金，說明投機亦成為期貨的主要功能。除此之外，敏銳的投資人可透過期貨，鎖定市場上偶然出現的套利機會，消彌不合理的折價或溢價，亦或是觀察不同月份期貨契約的正逆價差，作為未來現貨價格變化趨勢的參考。由此可知，期貨的避險、投機、套利、價格發現等功能，皆有助於滿足市場參與者的投資需求，並提升市場效率。

1980 年代美國開始出現以匯率、股價指數為標的的金融商品期貨，此後全球主要市場爭相推出符合各地需求的期貨，相對應的研究也大幅增加。早期研究多針對期貨的價格進行分析，衍生出各式均線、指標、包絡曲線等技術工具。然而，晚近學者發現，期貨交易的量能指標所蘊含的資訊，並不亞於價格本身，甚至包含諸多價格無法揭露的資訊，因此以成交量、未平倉量為研究主軸的文獻，遂逐漸出現。

Bessembinder and Seguin (1993) 針對 8 種金融與非金融期貨進行分析，除了驗證過去文獻對於期貨成交量的研究成果，另外亦指出期貨未平倉量的重要性。其研究將成交量、未平倉量這兩種期貨交易的量能指標，再進一步區分為已預期 (expected) 和未預期 (unexpected) 兩個部分，分別表示可透過財務模型解釋與無法解釋的誤差部分，其認為已預期未平倉量是市場深度的良好代理變數，並在 8 種期貨皆觀察到已預期未平倉量與波動度呈負相關。此外，其指出能使未平倉量

造成變化的交易，比無法造成未平倉量變化的交易，對價格的影響更為顯著。其認為，散戶或短線投機者的操作僅影響成交量，對於未平倉量的影響則相對輕微，而避險者的操作則更能反映在未平倉量的變化上。因此，若能區分不同類型投資者的期貨交易，對於標的價格的分析，將有所助益。

Chen, Cuny and Haugen (1995) 以 1986 年至 1990 年資料期間的 S&P 500 期貨進行分析，指出當市場波動度提升時，基差將會縮小，但未平倉量卻會隨之提升，合理的財務意涵乃是，當股市波動加劇時，持有大量現貨部位的投資人會售出部份股票或是放空期貨，而原本沒有部位的投資人，則可能逢低進場，此結果導致較高的未平倉量和較小的基差。由其研究可知，期貨未平倉量與現貨報酬之間存在一定程度的相互影響。

Gulen and Mayhew (2000) 使用各種非對稱 GARCH 模型，分析 25 個世界主要股市於指數期貨發行前後的變化，研究結果顯示，除了美國和日本以外的所有樣本市場，股價指數期貨的發行皆有助於降低條件變異數，且未平倉量較高的市場，波動度亦相對較低。其亦指出，影響股市波動的關鍵在於投資人型態的比重，發展成熟的市場有較多的投機者、避險者及雜訊交易者，因此隨著指數期貨的導入，則相對較易於加劇股市波動度。

Hong and Yogo (2012) 以美國期貨市場為例，分別對於商品期貨、貨幣期貨、債券期貨、股價指數期貨進行分析，資料期間自 1965 年 1 月至 2008 年 12 月。其發現，商品期貨未平倉量對於商品期貨報酬、公債報酬、市場短期利率走勢具有顯著預測能力，其中未平倉量與期貨報酬呈顯著正相關，作者認為合理原因乃是，經濟展望較佳的時期，商品市場多空兩方的避險需求皆會提升，且量能指標包含某些價格並未充分揭露的資訊，更能敏銳反映經濟展望和通膨預期。股票指數期貨的研究成果，亦顯示相似的現象，即未平倉量與期貨報酬呈正相關，惟其顯著程度較商品期貨略低。

葉祐齊 (2013) 利用臺股期貨未平倉量的每日淨額變化，建構一貼近實務操作的投資策略，資料期間為 2007 年 2 月至 2012 年 3 月。其研究結果顯示，以三大法人未平倉量淨額作為參考之投資策略，能有效創造獲利，並具有良好的最大回檔控制，加入換倉成本、停損濾網等實務限制考量後，仍能維持優秀績效。由其研究可知，以指數期貨未平倉量作為投資策略參考因子，在臺灣市場應具有實用性。

何建緯 (2017) 探討外資在臺股期貨的契約口數淨變化量，對臺股期貨報酬率之不對稱影響，資料期間自 2007 年 7 月至 2016 年 9 月。研究結果顯示，外資在臺股期貨口數的淨變化量幅度，對於次日臺股期貨報酬並無顯著影響，然而，外資在臺股期貨口數的淨變化方向，對於次日臺股期貨報酬則具有參考價值，且外資在臺股期貨口數淨變化方向為負時，對次日臺股期貨報酬的影響，明顯大於淨變化方向為正時。由此研究可知，外資在臺股期貨淨未平倉量的變化，對次日臺股期貨報酬存在非對稱影響。

方裕翔 (2017) 運用 GARCH 模型和 Bessembinder and Seguin (1993) 的條件模型，分析臺股期貨交易量與未平倉量對臺灣加權股價指數 (TAIEX) 報酬的影響，資料期間自 2007 年 7 月至 2016 年 12 月。研究結果顯示，臺股期貨未平倉量的變化以及機構投資人未平倉量的變化對於當期 TAIEX 報酬具正向影響，個體投資人則是臺股期貨的輸家，多空倉位變化與現貨指數呈負相關；此外，在 GARCH 模型下，未平倉量的變化對於現貨波動度不具影響力，Bessembinder and Seguin 條件模型則反之。

呂宗達 (2018) 以三大法人在現貨買賣超淨額、臺股期貨多空未平倉量口數及金額、臺指選擇權買賣雙方多空未平倉量及金額，分別對次日的臺灣加權股價指數 (TAIEX) 報酬進行分析，資料期間自 2010 年 7 月至 2015 年 6 月。研究結果發現，外資在臺股期貨淨未平倉量、未平倉量契約淨額，以及自營商在臺股期

貨未平倉量契約淨額，對於次日 TAIEX 報酬率皆呈顯著正相關，顯示外資和自營商在臺股期貨的淨未平倉量，能夠為次日大盤走勢提供參考資訊。

黃翊綾 (2019) 以臺灣股票與期貨選擇權市場為對象，利用因果關係檢定、衝擊反應分析和預測誤差變異數分解等方法，分析各種量能指標對於現貨與期貨之影響，資料期間為 2009 年 1 月至 2018 年 12 月。其研究發現，外資期貨未平倉量、三大法人期貨未平倉量與臺灣加權股價指數 (TAIEX) 報酬率和臺股期貨 (TX) 報酬率皆呈雙向因果關係，外資期貨未平倉量對於 TAIEX 與 TX 報酬率皆有落後 2 期正向影響。由其研究可知，臺灣期貨市場中，指數期貨的法人未平倉量，能對大盤和指數期貨報酬率提供相當的參考價值。

透過以上與未平倉量相關之文獻，可以歸納出幾項重點。首先，期貨未平倉量的變化可以反映市場深度的消長，而未預期的變化對於現貨波動的影響較明顯，此外，不同投資人類型的比重會影響現貨波動的增減幅度，但大抵而言，未平倉量與現貨報酬呈一定程度的正向相關，且機構或大額投資人未平倉量的變化，對於現貨報酬的影響具不對稱性。國內的研究成果則顯示，藉由外資及自營商的未平倉量淨變化，能建構績效不俗的投資策略，整體又以外資的動向最具參考價值，惟相關研究的樣本期間大多僅延伸至 2019 年為止，此後至今的資料分析尚待填補。

總結以上，本研究將三大法人的期貨未平倉量淨變化作為外生變數，加入現貨報酬與波動模型中，並延伸樣本期間至 2021 年，提供較近期的分析結果作為參考，應為合理的設定。

第二節 反向型 ETF 相關文獻

反向型 ETF 是相對新穎的工具，產學界對其研究多聚焦在追蹤誤差以及避險績效等方面，然而反向型 ETF 與其所追蹤的股價指數間，具有某種程度的交互影響，相關研究結果摘要如下。

Ben-Davis, Franzoni and Moussawi (2014) 以美國市場發行的權益類 ETF 為研究對象，發現 ETF 持有的成分標的，波動度將會提升，其原因可能來自 ETF 套利行為，亦即當 ETF 淨值與標的價格產生偏離時，價差的存在會吸引套利者湧入，進而導致 ETF 本身以及標的商品產生非基本面波動。由此可知，ETF 與標的商品之間，具有一定程度的波動傳遞關係。

Lee and Kim (2018)以韓國股市發行的槓桿型和反向型 ETF 為例，說明該類 ETF 的交易資訊對於次日現貨的開盤價具有明顯影響，意謂此種 ETF 具有一定的隔日價格發現功能，然而其研究亦指出，價格發現的效果，僅存在於次日開盤後的數小時內，顯示槓桿型和反向型 ETF 與標的現貨市場之間的反應關係非常迅速，且對於次日現貨報酬的預測具參考價值。

Chovancová, Dorocáková and Linnertová (2019) 以美國市場發行的 ETF 為標的，在 2011 年至 2017 年的資料期間內，分析兩種空頭 ETF 策略的優劣，第一種策略是放空 (Short selling) 一般權益型 ETF，例如 S&P 500 ETF，另一種則是買入反向型 ETF，例如 S&P 500 反向 1 倍。其指出，反向型 ETF 的主要優點是操作簡易、彈性、虧損上限，然而亦有管理成本高、流動性較差等缺點；放空一般型 ETF 則是由於保證金交易的特性，在降低交易成本的前提下有可能產生更高的報酬率，然而亦須留意損失無上限、借券成本、強制回補等潛在缺點。研究結果發現在空頭市場，放空一般型 ETF 長期下來能達成更高的績效，然而藉由正確的市場擇時 (market timing)，反向型 ETF 能在短期創造較佳的報酬。

蔡欣庭 (2015) 以美國市場為例，自 Dow Jones、S&P 500、Nasdaq 三大指數中挑選 360 檔股票，建構市場投資組合，並分別就「僅加入槓桿型 ETF」、「僅加入反向型 ETF」、「僅加入槓桿反向型 ETF」或「三類型一併加入」四種策略進行比較，以 2006 年 7 月至 2014 年 12 月為資料期間，發現在具有放空限制的環境下，四種情況皆能擴張效率前緣。以切點投資組合為例，四種策略在空頭市況、高波動市況下，皆有效提高投組報酬，在多頭市況下則有效降低風險。由其研究成果可知，反向型 ETF 或槓桿反向型 ETF 的發行，能促進市場效率。

李佩珊 (2016) 以台灣 50 ETF 作為避險對象，分別以台灣 50 反一 ETF 與台指期貨作為避險工具建構投資組合，並採用 DCC-GARCH 模型，自 2014 年 10 月底反向型 ETF 首次發行，至 2016 年 1 月底為資料期間，比較兩種避險投組的績效表現。發現無論是 5 天或 20 天的避險期間，在報酬率及標準差兩方面，台灣 50 反一避險投組的績效皆優於台指期貨避險投組。進一步分析兩種避險工具在不同天期的表現，台指期貨在長天期的避險表現優於短天期，而台灣 50 反一 ETF 則是在短天期的避險表現優於長天期。由其研究可知，反向型 ETF 之發行，確實為投資人提供另一種優秀的避險工具。

林展源 (2017) 以美國最具代表性的 SPDR S&P 500 ETF Trust (SPY) 為市場投組，分別以 ProShares Short S&P500 (SH) 和 ProShares Trust VIX Short-Term (VIXY) 作為反向型 ETF 和波動型 ETF 代表，以 4 種邊際機率分配組成動態 Copula-GJR-GARCH 避險模型，逐一計算最適的避險比率後，與傳統 OLS 避險模型進行避險績效比較，研究期間自 2013 年 1 月至 2019 年 5 月。其研究結果發現，利用反向型 ETF 進行避險的確有優秀的避險效率；然而，若將其他階動差風險納入考量，則波動型 ETF 整體而言更優於反向型 ETF，並且具有更低的動態避險比率，亦即能以更低的成本取得更好的避險效果。基於其研究，可知若欲以 ETF 對市場投組進行避險，除了反向型 ETF 之外，波動型 ETF，也不失為另一種優秀的避險工具。

綜合以上，可知反向型 ETF 與指數期貨相比，具有一定程度的競爭力，對於特定屬性的投資人而言，是相當優秀的投資工具。然而，受限於該類型商品上市的時間相對較短，與之相關的議題仍有諸多可以探討的空間，例如反向型 ETF 與加權指數的反應關係尚無相關文獻，因此本研究加入反向型 ETF 籌碼指標至現貨模型進行分析，或可作為該類商品研究領域的一塊敲門磚。



第三節 股價指數模型相關文獻

欲選擇合適的模型，作為後續實證分析的基礎，本研究參考過去以股價報酬或波動為主題之相關文獻，並根據研究性質之異同，選定最終採用的模型。與股價指數相關的研究，多與 ARMA 或 GARCH 模型有關，前者乃是將報酬率（反應變數）的落後期或殘差項（用以估計誤差項）的落後期加入迴歸模型，後者則進一步討論條件變異數亦存在自我迴歸的情況，關於模型具體的設計，待下一個章節深入說明，本節則摘要過往文獻的重點如下。

Ahmed, Hassan and Nasir (2005) 以馬來西亞吉隆坡股票交易所為例，1990 年至 2000 年的樣本期間中，發現 GARCH(1,1) 模型能最有效捕捉變異數隨時間變化的情形，且考慮將成交量作為外生變數加入模型之中進行分析，在不同的子樣本期間，雖有不一的參數估計值，但皆能良好描述股價指數的波動特徵，且加入外生變數後，並未因此削弱 GARCH(1,1) 模型的解釋力。

Jiang (2012) 針對 NASDAQ、S&P 500、富時 100、日經、恆生等 5 個國際重要股價指數，分別以 3 種 GARCH 模型進行配適，並以各模型的平均誤差平方根 (RMSE) 作為優劣判斷依據。其研究指出，不同市場的最佳配適模型有所差異，但大致皆以非對稱模型如 GJR-GARCH 或 E-GARCH 為最佳設定，而理想階數則在 (1,1)、(2,1) 或 (2,2) 間，條件機率分配則以常態分配較 Student-t 分配為佳。

Olbrys (2013) 以單變量 EGARCH 模型為基礎，並採用偏斜 t 分配作為其條件機率分配，分析美國 S&P 500 指數以及波蘭、捷克、匈牙利 3 個東歐主要股市的波動不對稱現象，並就 2007 年 6 月至 2011 年 12 月的樣本期間，以及均分為前後半部分之後的子樣本期間進行比較，發現 4 個市場皆在空頭期間有更大的負向不對稱性，即負面衝擊對波動度的影響大於正面衝擊。

第參章 研究方法

第一節 研究標的選擇及比較

本研究欲探討反向型 ETF 推出以後，是否對指數期貨未平倉量的預測能力產生影響，因此先就後續將採用的分析標的進行比較。指數期貨部分，以國內交易量最大且具代表性，由臺灣期貨交易所推出的「臺灣證券交易所股價指數期貨契約」（以下簡稱臺股期貨）為代表，反向型 ETF 則以臺灣證券市場目前淨值最大且流動性最佳之「元大 ETF 傘型證券投資信託基金之台灣 50 單日反向 1 倍證券投資信託基金」（以下簡稱元大台灣 50 反 1）為代表，表 3-1 為兩項商品主要特性之比較。

表 3-1 臺股期貨與元大台灣 50 反 1 對照表

商品名稱	臺灣證券交易所股價指數期貨契約	元大 ETF 傘型證券投資信託基金之台灣 50 單日反向 1 倍證券投資信託基金
中文簡稱	臺股期貨	元大台灣 50 反 1
交易代碼	TX	00632R
商品類型	期貨	指數股票型基金(ETF)
交易標的／追蹤標的	臺灣證券交易所發行量加權股價指數	追蹤臺灣證券交易所與富時國際有限公司(FTSE)共同發行臺灣 50 指數之反向 1 倍績效
交易時間	同臺灣證券交易所交易日，一般交易時段為 8:45 至 13:45；到期月份契約最後交易日為 8:45 至 13:30。 盤後交易時段為 15:00 至次日 05:00；到期月份契約最後交易日無盤後交易時段。	同臺灣證券交易所交易日，撮合成交時間為 9:00 至 13:30，委託時間為 8:30 至 13:30。

交易方式	在期貨市場買進／賣出。	初級市場：向券商申購／買回，最低交易單位為 500,000 受益單位或其倍數。 次級市場：於集中市場買進／賣出。
交易成本	1. 期交稅：契約價值之 0.002% (買與賣皆收取) 2. 手續費：至少 28 元/口，行情約 50-60 元 (買與賣皆收取)	1. 證交稅：成交金額之 0.1% (僅賣方收取) 2. 手續費：不得超過成交金額之 0.1425%，行情為 6 折 (買與賣皆收取)
其他成本	1. 若遇契約結算，可能衍生轉倉成本。 2. 可能因逆價差 (backwardation) 導致轉倉損失	1. 經理費 1% 2. 保管費 0.04% 3. 指數授權費 0.04% (以上為內扣年費，逐日計算) 4. 期貨契約轉倉成本 5. 期貨逆價差轉倉損失
投入資金配置	期貨保證金 100%	1. 期貨保證金 21.85% 2. 現金及短期票券 78.24% (據 2021 年 4 月基金月報)
主要風險	保證金損失，若虧損比例過大，可能面臨保證金追繳，或強制平倉。	淨值損失，持有期間內扣費用持續發生。
投資限制	政府基金、公務基金、部分共同基金具不得操作期貨之規定。	較無限制，如同股票一樣可在集中市場買賣，操作門檻低。

由上可知，雖然兩種商品皆可作為投機或避險工具，然而兩者之間具有諸多相異之處。台股期貨之交易時間較長，除一般交易時段自上午 8 時 45 分至下午 1 時 45 分，尚有盤後交易時段自下午 3 時至隔日上午 5 時，每交易日共 19 小時；而反向型 ETF 僅有一般交易時段自上午 9 時至下午 1 時 30 分，每交易日共 4.5 小時。顯然，台股期貨的時間覆蓋率較佳，能即時反應國際市場動向。

台股期貨的交易直接反應在成交口數和未平倉量的變化上，投資人若在期貨市場買進或賣出期貨契約，則依據買方或賣方是新倉或平倉，共有 4 種可能的情

形，即買賣雙方皆新倉、買賣雙方皆平倉、買方新倉賣方平倉、買方平倉賣方新倉，不同情形在量能指標上導致相異的表現，如表 3-2 所示。而反向型 ETF 的交易可分為初級市場或次級市場兩種，投資人若從初級市場向發行券商申購 ETF，則基金淨資產價值上升，一部分的資金會被投入期貨市場作為賣方保證金，以 2021 年 4 月 29 日元大台灣 50 反 1 持股成分為例，該日基金淨值為新臺幣 60,339,061,456 元，其中僅 21.9% 即新臺幣 13,185,421,189 元作為期貨保證金，分別持有近月台股期貨 (TX) 負 15,800 口和近月台灣 50 ETF 股票期貨 (NYF) 負 3,600 口，契約價值與基金淨額相近，剩餘資金則投資附買回票券賺取利息，或保留適當現金以應對期貨倉位調整所需。亦即，當市場上流通的反向型 ETF 單位數越多時，發行券商所持有的期貨空單部位即越多，反之亦然，因此投資人在初級市場申購或買回反向型 ETF，會造成投信法人期貨未平倉量之增減。而反向型 ETF 在次級市場的買賣流通，則不會直接導致期貨成交口數或未平倉量發生改變。

表 3-2 期貨買賣雙方倉位型態在量能指標的表現

成交倉位型態	成交口數	未平倉量
買賣雙方皆新倉 1 口	+1	+1
買賣雙方皆平倉 1 口	+1	-1
買方新倉賣方平倉 1 口	+1	不變
買方平倉賣方新倉 1 口	+1	不變

若就交易成本進行比較，操作 1 口台股期貨至少需要原始保證金新臺幣 167,000 元，契約價值為追蹤標的點數之 200 倍，以 2021 年 4 月 29 日為例，該日台股期貨指數收盤價為 17569 點，若以收盤價進行交易，則 1 口台股期貨契約的價值為新臺幣 3,513,800 元，所需交易成本為期交稅 70 元及手續費 60 元 (以

市場行情價計算)，假定在指數不變且未考慮轉倉的情況下平倉，則一買一賣共需支付 260 元。若同樣以新臺幣 167,000 元買進元大台灣 50 反 1 ETF，且立即以相同價格賣出，所需交易成本為證交稅 167 元及手續費 286 元（以市場行情價計算），則一買一賣共需支付 453 元。投資人若以固定金額操作這兩種商品，則反向型 ETF 之交易成本高於臺股期貨。

惟當持有期間較長時，以臺指期貨進行投機或避險，需要在近月契約結算前，將倉位轉至次月契約，因此衍生額外交易成本，此外尚須考量不同契約間的正價差 (Contango) 或逆價差 (Backwardation) 可能造成的轉倉獲利或損失；以元大台灣 50 反 1 ETF 進行投機或避險，則除了基金成分中期貨部位同樣面對轉倉成本和轉倉利損外，尚須負擔每年 1.08% 的內扣經理費、保管費和指數授權費。因此，長期而言，持有反向型 ETF 所負擔的各項成本，將顯著高於持有臺股期貨契約。

對於投資人而言，操作臺股期貨的風險是當誤判市場趨勢時，由於實際槓桿倍數普遍較高，可能遭遇保證金大幅損失，甚至面臨追繳或是強制平倉的窘境；而操作反向型 ETF 則毋須擔心本金以外的額外損失，亦即充其量僅須面對淨值虧損，對於不諳衍生性商品操作的投資人而言，是門檻相對較低的商品。除此之外，政府基金、公務基金、境外主權基金或部分共同基金對於操作期貨皆有不等的限制，對於大盤的避險操作而言，反向型 ETF 具有限制較少且買賣操作容易的優點。

總而言之，對於長期操作、風險承受度高且不受投資限制的投資人，臺股期貨兼具成本低廉、覆蓋時段廣、槓桿倍數高等優勢；而對於短期操作、投資限制較多或不諳衍生性商品的散戶投資人，則反向型 ETF 兼具門檻低、風險容易控制的優勢。

第二節 報酬率及資料處理

本研究模型所使用之變數，包括 R_t 、 OI_{t-1}^F 、 OI_{t-1}^{IT} 、 OI_{t-1}^D 、 $iETF_{t-1}^F$ 、 $iETF_{t-1}^{IT}$ 、 $iETF_{t-1}^{DD}$ 、 $iETF_{t-1}^{DH}$ ，定義分述如下。

R_t 表示第 t 日加權指數連續報酬率，單位為百分比，計算方式為：

$$R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100 \quad (3-1)$$

其中 P_t 代表第 t 日的加權指數收盤價， P_{t-1} 代表第 $t-1$ 日的加權指數收盤價，由於報酬率計算乃透過加權指數 1 階差分，故有效資料筆數將減少 1 筆。

OI_{t-1}^F 、 OI_{t-1}^{IT} 、 OI_{t-1}^D 分別表示外資、投信、自營商於第 $t-1$ 日的臺股期貨未平倉量多空淨額變化量，單位為契約口數，亦即各類法人第 $t-1$ 日之未平倉量淨額減去第 $t-2$ 日之未平倉量淨額。此外，為求盡可能反映三大法人動向，本研究將小型臺指期貨 (MTX) 未平倉量多空淨額變化量，以 1/4 倍數加入臺股期貨 (TX) 合併計算，公式：

$$OI_{t-1}^m = (TXNOI_{t-1}^m - TXNOI_{t-2}^m) + (MTXNOI_{t-1}^m - MTXNOI_{t-2}^m) \times \frac{1}{4}$$

$$m = F, IT, D, Total \quad (3-2)$$

其中 $TXNOI_{t-1}^m$ 代表第 $t-1$ 日 m 類法人臺股期貨未平倉量淨額， $TXNOI_{t-2}^m$ 代表第 $t-2$ 日 m 類法人臺股期貨未平倉量淨額， $MTXNOI_{t-1}^m$ 代表第 $t-1$ 日 m 類法人小型臺指期貨未平倉量淨額， $MTXNOI_{t-2}^m$ 代表第 $t-2$ 日 m 類法人小型臺指期貨未平倉量淨額， m 表示法人類型， F 代表外資， IT 代表投信， D 代表自營商。

$iETF_{t-1}^F$ 、 $iETF_{t-1}^{IT}$ 、 $iETF_{t-1}^{DD}$ 、 $iETF_{t-1}^{DH}$ 分別表示外資、投信、自營商自行買賣、自營商避險於第 $t-1$ 日的元大台灣 50 反 1 ETF 買賣超，單位為千股，亦即各類法人第 $t-1$ 日買進成交張數減去賣出成交張數。

第三節 單根檢定

時間序列資料是否定態 (stationary)，攸關往後一切建模過程是否有效，定態可分為強定態 (strictly stationary) 和弱定態 (weakly stationary)，強定態指時間序列的機率分配不隨時間改變，係較為嚴格的統計學定義。經濟及金融實務中，對於時間序列資料的定態要求一般多指弱定態，或稱為共變異數定態 (covariance stationay)，若一時間序列滿足弱定態，則：

$$E(y_t) = \mu \quad (3-3)$$

$$\text{Var}(y_t) = \sigma^2 \quad (3-4)$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-s}) = \text{Cov}(y_{t-j}, y_{t-s-j}) = \gamma_s, \forall j \quad (3-5)$$

說明此一時間序列，期望值為常數，變異數為非無窮常數，任兩期之間共變異數則僅受期數差距影響，若無法滿足以上條件，則時間序列為非定態。對於非定態時間序列而言，若遭遇外生衝擊，將造成恆常效果，使長期均衡發生變化，反之，對於定態時間序列，衝擊造成的效果只會暫時存在，並隨著時間逐漸減弱而消失，呈現長期穩定的特性。

Granger and Newbold (1974) 提出假性迴歸 (spurious regression) 的概念，說明對非定態時間序列進行迴歸分析時，將出現 R^2 高度配適、t-統計量非常顯著，但 Durbin-Watson 值卻偏低的現象，若依據此結果進行分析，將導致統計推論錯誤，或經濟解釋無效的問題。

實證研究中用以判斷資料是否定態的方法，一般為檢驗單根是否存在，例如 Dickey and Fuller (1979) 首先利用 AR(1) 建構 Dickey-Fuller 單根檢定，然而該模型無法描述較高階自迴歸的情況，因此在某些情況下，具有解釋能力較差的缺點，近年的文獻已較少單獨使用之。本文將參考廣泛被應用的 ADF 檢定與 PP 檢定，此二種單根檢定，皆以拒絕虛無假設，表示時間序列不存在單根，為定態資料。

一、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定

Said and Dickey (1984) 在 Dickey-Fuller 檢定中，加入高階落後項差分，試圖控制殘差項的序列相關，是為 Augmented Dickey-Fuller 檢定，設定如下：

1. 無漂移項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

2. 具有漂移項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-7)$$

3. 具有漂移項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-8)$$

其中 p 為最適落後期數，可透過 AIC 或 BIC 準則進行決定， ε_t 為白噪音 (white-noise)，虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ ，表示時間序列具有單根，為非定態資料。

二、Phillips-Perron (PP) 單根檢定

Phillips and Perron (1988) 在 ADF 檢定的基礎上，建構一無母數方法檢定，以修正殘差項序列相關與異質變異 (heteroskedasticity) 的問題，其修正估計式並使之具有與 ADF 一致的極限分配，透過公式可產生相同的檢定統計量，並使用相同的臨界值，設定如下：

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (3-9)$$

其中 u_t 為母須假設為白噪音之殘差項，虛無假設為 $H_0: \rho = 1$ ，表示時間序列具有單根，為非定態資料。

第四節 ARMA 模型及階數設定

根據 Wold 分解理論 (Wold's Decomposition Theorem)，符合弱定態的時間序列可分解成確定性 (deterministic) 部分和隨機性 (stochastic) 部分，Box and Jenkins (1976) 提出之 ARMA 模型能充分表示此特徵，考慮一基本 ARMA(p,q) 模型，具有 p 階自迴歸落後項，與 q 階移動平均落後項，本研究將以此作為配適大盤指數報酬率的基礎模型，如式 3-10。額外加入欲探討的外生變數如期貨未平倉量變化或 ETF 買賣超後，則可進一步延伸擴展 ARMA(p,q) 模型。基礎模型如示：

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{t-j} \quad (3-10)$$

其中 y_t 表示第 t 期大盤指數報酬率， α_0 為常數， α_i 代表落後 i 期大盤指數報酬率之係數， ε_t 為第 t 期殘差項， β_j 代表落後 j 期殘差項之係數，p 表示自迴歸階數，q 表示移動平均階數。

實證研究中，對於如何決定模型階數，已有相當豐富的討論，本研究將參考 Box and Jenkins (1970) 提出的建模方法，首先以繪製資料分布圖、檢視自我相關函數圖 (Autocorrelation Function, ACF) 和偏自我相關函數圖 (Partial Autocorrelation Function, PACF) 進行資料識別，其次再將若干候選模型階數以兩種主要的訊息準則 (Information Criteria) 進行比較，以表現最佳者為最終選定之模型階數。

一、自我相關函數 (ACF) 與偏自我相關函數 (PACF)

對於一滿足弱定態的時間序列，自我相關函數 ρ_s 定義如下：

$$\text{Corr}(y_t, y_{t-s}) = \rho_s = \frac{\gamma_s}{\gamma_0} \quad (3-11)$$

其中 γ_s 僅與時間間格期數 s 有關，而與任何時間 t 無關，如前式 3-5 所示。顯然 γ_0 和 ρ_0 皆為 1。

偏自我相關函數則是在 ACF 的基礎上，進一步剔除落後第 1 期至落後第 $s-1$ 期對反應變數的影響，僅探討落後第 s 期本身的影響。結合 ACF 和 PACF，研究者即可對模型階數的選擇，制定合理的起始值，主要模型的函數圖形特徵整理如表 3-3。

表 3-3 不同資料生成模型的 ACF 和 PACF 型態

模型	ACF	PACF
White Noise	為 0	為 0
AR(p)	拖尾，逐漸衰減趨近 0 (直接或震盪)	p 階截尾，之後為 0
MA(q)	q 階截尾，之後為 0	拖尾，逐漸衰減趨近 0 (直接或震盪)
ARMA(p, q)	q 階後開始拖尾，衰減趨近 0	P 階後開始拖尾，衰減趨近 0

二、資訊準則

在模型中加入更多的落後期數或變數，能增加模型對樣本資料的擬合，然而加入的變數過多，是以提高模型複雜程度作為代價，並將損失自由度 (degree of freedom)，導致估計結果效率下降，出現過度配適 (overfitting) 的情況。Box and Jenkins (1970) 認為模型的選用應秉持簡約 (parsimony) 原則，在兩個模型表現差異不大的情況下，應選擇變數較少者，但倘若加入的變數過少，則有可能無法適切反映資料特性。因此在模型建構的過程中，須注意如何顧及簡約卻不失真確，

是以利用資訊準則進行篩選，有助於判斷不同階數的表現優劣，為階數選擇提供參考。

本研究使用兩種被廣泛使用的訊息準則，分別是 Akaike (1973) 提出的赤池資訊準則 (Akaike Information Criterion, AIC) 和 Schwartz (1978) 提出的貝葉斯資訊準則 (Bayesian information criterion, BIC，或稱 Schwarz information criterion, SIC)，分述如下：

1. 赤池資訊準則 (Akaike Information Criterion, AIC)

$$AIC = 2k - 2 \ln \mathcal{L} \quad (3 - 12)$$

2. 貝葉斯資訊準則 (Bayesian Information Criterion, BIC)

$$BIC = k \ln(n) - 2 \ln \mathcal{L} \quad (3 - 13)$$

其中， k 為模型待估計參數的數量， \mathcal{L} 為模型最大概似函數值， n 為樣本數，決定準則以 AIC 或 BIC 最小者為佳，兩種資訊準則最主要的差異在於，當樣本數大於 8 時，BIC 對參數數量的懲罰項較大，因此傾向於選用較為簡約的模型。

第五節 自我迴歸條件異質變異檢定

建構一配適大盤指數報酬率 ARMA(p,q) 模型之後，需要進一步檢驗其是否具有自我相關條件異質變異 (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH) 效應，亦即實證資料中經常可觀察到波動叢聚 (Volatility Cluster) 現象，若結果顯示模型存在 ARCH 效應，則須再進一步配適變異數方程式，建構 GARCH 模型。本研究將參考 Ljung and Box (1978) 提出的 Ljung-Box 檢定及 Engle (1982) 使用的拉氏乘數 (Lagrange Multiplier, LM) 檢定，對已建構之 ARMA 模型進行殘差序列相關分析。

一、Ljung-Box 檢定

Ljung and Box (1978) 對 Box and Pierce (1970) 提出的 Q 統計量稍作改進，提出修正 Q 統計量 (modified Q-statistic)，其對於有限樣本的檢定表現較 Box-Pierce 版本更佳，因此本文採用之。在虛無假設下，統計量 $Q(m)$ 漸近自由度為 m 的 χ^2 分配，如示：

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho_k^2}{T-m} \xrightarrow{H_0} \chi^2(m) \quad (3-14)$$

其中， m 為欲檢定之落後期數， T 為樣本數， ρ_k 表示第 k 階落後項的自我相關函數，虛無假設為 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$ ，亦即殘差與各落後期之間不存在序列相關。一般對於 m 應設定為多少眾說紛紜，惟不建議低於 $\ln T$ ，本研究樣本數是 1561，故 m 之設定不應少於 8，因此本文選用落後 5 期、10 期和 20 期，作為檢定之期數。

二、拉氏乘數 (LM) 檢定

Engle (1982) 在其向世人介紹 ARCH 的重要文章中，亦介紹了用以檢視殘差序列相關的方法，首先以 OLS 估計 $\{Y_t\}$ ，並求得一系列殘差平方 $\{\varepsilon_t^2\}$ ，接著再將殘差平方對 p 階落後項進行迴歸分析，如下式 3-15：

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (3-15)$$

其虛無假設為 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_p = 0$ ，亦即殘差平方與落後期之間不存在序列相關。

$$\xi = T \times \mathcal{R}^2 \xrightarrow{H_0} \chi^2(p) \quad (3-16)$$

檢定統計量 ξ 於虛無假設為真時，漸近自由度為 p 之 χ^2 分配，其中 \mathcal{R}^2 為殘差平方 OLS 模型之判定係數。一般文獻對於 p 的設定普遍不高，參酌過去學者的做法，本文採用落後 4 期、8 期和 12 期，作為檢定之期數。

第六節 GARCH 模型及非對稱 GARCH 模型

Engle (1982) 提出 ARCH 模型，對於時間序列條件變異數可能會隨著時間變化的特性進行描繪，以 ARCH(q) 為例，其條件變異數為落後 q 期誤差平方的函數，這個結構能有效反映金融市場波動叢聚的現象，然而當 q 取值較高時，複雜的線性遞迴模型結構將導致估計難度提升，經濟解釋亦較不容易。因此，Bollerslev (1986) 在 ARCH 的基礎上，參照 ARMA 的概念，將落後期條件變異數加入模型中，並發現該作法能夠簡約且有效配適資料，此改進使 ARCH 模型具有一般化的結構，稱為 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)。基本 GARCH(p,q) 模型如示：

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | \psi_{t-1} &\sim \mathcal{N}(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (3-17)$$

其中， ε_t 為資料生產過程 (data generating process) 的誤差項， ψ_{t-1} 代表至第 t-1 期止之資訊集， h_t 即條件變異數，受到落後 q 期誤差項平方以及落後 p 期條件變異數影響。此外，模型要求 $\alpha_0 > 0$ ， $\alpha_i \geq 0$ ， $\beta_j \geq 0$ ，以避免條件變異數產生負值的情形。

GARCH 模型對時間序列波動的捕捉能力相當優秀，甫經推出就被廣泛運用於實證研究，然而，其模型設計並無法描繪條件變異數可能存在的非對稱性，例如經濟或金融的實證資料經常存在槓桿效果 (Leverage effect)，亦即報酬與波動呈反向關係，負向報酬伴隨較大的波動，正向報酬伴隨較小的波動。因此，Nelson (1991) 提出 EGARCH 模型，Glosten, Jagannathan and Runkel (1993) 提出 GJR-GARCH，試圖更適切地描述普遍存在的非對稱效果。本研究將比較兩種模型對資料的配適效率，以其一為主要分析模型，另一則作為穩健性檢驗進行對照，檢視估計結果是否一致。

一、EGARCH 模型 (Exponential GARCH)

Nelson (1991) 提出的 EGARCH 模型，克服三項基本 GARCH 模型的限制：無法描述非對稱性、估計參數不可為負數、對波動持續性 (persistence) 的解釋不盡完美，其以對條件變異數取自然對數的方法，即使估計參數為負仍有解釋能力，且進一步將落後殘差對條件變異數的影響，拆分為幅度和正負號兩部分，模型設計如下：

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \left(\gamma_j z_{t-j} + \alpha_j (|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|) \right) + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln \sigma_{t-i}^2 \quad (3-18)$$

其中 σ_t^2 表示第 t 期誤差項條件變異數， z_{t-j} 為落後 j 期經標準化的殘差項， ω 、 α_j 、 β_i 、 γ_j 則為待估計參數， ω 為一常數， α_j 代表落後殘差項幅度的影響力， β_i 代表落後條件變異數影響力， γ_j 則代表落後殘差項正負號影響力。

二、GJR-GARCH 模型

Glosten, Jagannathan and Runkel (1993) 利用指標函數 I 區別正負向誤差對條件變異數的影響，模型設計如下：

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q (\alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \gamma_j I_{t-j} \varepsilon_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (3-19)$$

其中， σ_t^2 表示第 t 期誤差項條件變異數， ε_{t-j}^2 為落後 j 期殘差項平方， I_{t-j} 為指標函數當 $\varepsilon_{t-j} \leq 0$ 時為 1，否則為 0， ω 、 α_j 、 β_i 、 γ_j 則為待估計參數， ω 為一常數， α_j 代表落後殘差項平方的影響力， β_i 代表落後條件變異數影響力， γ_j 則代表落後殘差項為負號時的額外影響力。

三、誤差項條件機率分配

原始的 GARCH 模型對於誤差項 ε_t 的條件機率分配，多設定為常態分配，然而金融資產普遍具有高峰 (leptokurtic)、厚尾 (fat-tail)、偏斜 (skewed) 特性，顯然常態分配並無法充分地描繪此種特徵。因此，在邊際分配的設定上，歷代學者有不同的嘗試，包括 Bollerslev (1986) 曾使用 student-t 分配，Spanos (1991) 使用多變量 t 分配，Nelson (1991) 則在提出 EGARCH 模型的文章中使用一般化指數分配 (Generalized Exponential Distribution, GED)，Engle and Gonzalez-Rivera (1991) 使用無母數方法，Liu and Brorsen (1992) 嘗試 stable 分配，而 Hansen (1994) 則認為偏斜 student-t 分配具有良好的配適。

由於各種邊際分配孰優孰劣尚無定論，但對於偏離常態性 (normality) 的資料利用其他分配捕捉其偏態 (skewness) 和峰態 (kurtosis)，能取得更可靠的配適結果 (Bauwens and Laurents, 2005)，因此本研究將以近年廣泛被採用的 student-t、偏斜 student-t、GED 共三種分配分別進行配適，並比較何者具有較佳的表現，以作為後續使用之機率分配類型。

四、加入欲探討之外生變數

在決定綜合表現最佳的模型以後，將加入欲探討的外生變數，包括三大法人台股期貨的未平倉量淨變化，和三大法人元大台灣 50 反 1 ETF 的買賣超，共計 7 項解釋變數。由於本研究假設外生變數對大盤指數的報酬和波動皆會產生影響，故研究主體模型設定如下：

1. 平均數方程式

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^p \rho_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q \pi_j \varepsilon_{t-j} + \theta_1 OI_{t-1}^F + \theta_2 OI_{t-1}^{IT} + \theta_3 OI_{t-1}^D + \theta_4 iETF_{t-1}^F + \theta_5 iETF_{t-1}^{IT} + \theta_6 iETF_{t-1}^{DD} + \theta_7 iETF_{t-1}^{DH} \quad (3-20)$$

2. 變異數方程式

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \left(\gamma_j z_{t-j} + \alpha_j (|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|) \right) + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln \sigma_{t-1}^2 + \delta_1 OI_{t-1}^F + \delta_2 OI_{t-1}^{IT} + \delta_3 OI_{t-1}^D + \delta_4 iETF_{t-1}^F + \delta_5 iETF_{t-1}^{IT} + \delta_6 iETF_{t-1}^{DD} + \delta_7 iETF_{t-1}^{DH} \quad (3-21)$$

3. 誤差項機率分配

$$\varepsilon_t \sim (0, \sigma_t^2), \quad z_{t-j} = \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}}, \text{ 代表標準化殘差。} \quad (3-22)$$

第七節 模型配適檢定及穩健性測試

選定 ARMA(p,q)-GARCH(p,q) 模型進行資料配適後，必須對估計結果進行一系列檢定，確認模型已充份處理序列相關、條件異質變異數等問題，如此方能對模型結果進行合理的解釋。因此，在模型決定之後，將採用 Ljung-Box 檢定檢驗標準化殘差以及標準化殘差平方，確認估計式的殘差項已不存在一階和二階序列相關，並對照 LM 檢定的結果是否一致。

接著將製作其他診斷性圖表，作為判斷該模型配適表現的參考依據，例如，透過 Pearson 適合度檢定 (Goodness-of-Fit) 及繪製 Q-Q 圖，檢視誤差項機率分配的設定是否合理。其中，Pearson 適合度檢定乃是透過檢定統計量 χ^2 ，檢視樣本分配與理論分配之差異程度，原始公式經過葉慈連續校正 (Yates' correction for continuity) 後，普遍有較佳的結果，故調整後的 Pearson 適合度檢定統計量如下：

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \frac{(|O_i - E_i| - 0.5)^2}{E_i} \sim \chi^2(r-1)$$

其中， r 為選定之資料切割組數， O_i 為第 i 組樣本次數， E_i 為虛無假設為真之下第

i 組理論次數，虛無假設為 $H_0: O_i/n = p_i^*$, $i = 1, 2, \dots, r$ ， n 為樣本數， p_i^* 表示第 i 組資料的理論機率。

本研究亦參考 Engle and Ng (1993) 提出的波動度檢測方法，繪製訊息影響曲線 (News impact curve)，以檢視模型對於正反面訊息的波動不對稱性是否能合理描繪。

此外，為了瞭解本研究採用的模型，在不同樣本期間或是變數增減的情況下，是否能保有一致的解釋力，有必要進行穩健性測試 (Robustness test)。關於樣本子期間的設定，可採用特定數量均分或是設定特殊金融事件作為斷點，滿足不同的研究需要，而本文主要將研究期間均分為前後兩個次區間，分析並比較模型在前後兩期的配適結果，檢視主要變數的估計結果是否一致，或是可能隨著時間發生明顯改變。並分別比較加入不同外生變數前後，模型解釋力的變化，並嘗試做出合理的經濟解釋。總結以上，將進而導出本研究之結論，亦即加入反向型 ETF 法人買賣超作為外生變數，與僅加入法人期貨未平倉量，或完全不加入外生變數的 ARMA-GARCH 模型，在對於加權指數報酬及波動的預測上，是否具有顯著的差異。

第肆章 實證結果分析

第一節 資料來源及敘述統計

本研究使用的金融市場統計資料，皆取自台灣經濟新報 TEJ 資料庫，包括臺灣證券交易所編製之發行量加權股價指數（以下簡稱大盤指數）、元大台灣 50 反 1 ETF 三大法人買賣超，以及臺灣期貨交易所公布之臺股期貨 (TX) 三大法人未平倉量多空淨額、小型臺指期貨 (MTX) 三大法人未平倉量多空淨額。

其中，元大台灣 50 反 1 ETF 自 2014 年 10 月 31 日首次上市交易，同年 12 月 1 日起，臺灣證券交易所開始將每日公布的自營商買賣超，再細分為「自行買賣」與「避險」兩類。由於本文旨在探討反向型 ETF 法人動向，是否能提升法人期貨未平倉淨變化量對大盤指數報酬與波動的預測能力，故本研究樣本區間設定為 2014 年 12 月 1 日至 2021 年 4 月 29 日，共 1565 個交易日。剔除 4 筆闕失值之後，尚餘有效日資料共 1561 筆，各項變數的摘要如表 4-1。

表 4-1 主要變數敘述統計

	R_t	OI_{t-1}^F	OI_{t-1}^{IT}	OI_{t-1}^D	$iETF_{t-1}^F$	$iETF_{t-1}^{IT}$	$iETF_{t-1}^{DD}$	$iETF_{t-1}^{DH}$
樣本數	1561	1561	1561	1561	1561	1561	1561	1561
極小值	-6.5206	-23195	-4703	-13669	-143424	-21217	-38404	-289610
極大值	6.1726	16970	6524.00	7354.25	239493	18923	29181	283241
中位數	0.0791	33.00	-3.500	69.25	-4	0	28	-1997
平均數	0.0420	-26.89	-2.153	13.66	1065	-0.19	30.79	-6045
標準差	0.9405	4171	812.1	1803	21045	1309	3934	39772
偏態	-0.751	-0.201	0.038	-0.760	4.754	-1.822	-0.553	-0.824
峰態	6.9977	1.415	6.400	3.954	47.324	121.866	13.211	13.070
J-B	3330.7**	140.83**	2664.6**	1166.8**	151545**	966821**	11431**	11287**

樣本資料中，大盤報酬率極小值出現在 2018 年 10 月 11 日，該日跌幅為 6.52%，極大值則出現在 2020 年 3 月 20 日，該日漲幅為 6.17%，值得注意其前一個交易日也就是 2020 年 3 月 19 日的報酬率為-6.01%，是樣本期間內跌幅第二大的交易日，由此可見股票市場大幅波動易密集出現的現象，此外，大盤報酬率呈負偏、高狹峰，Jarque-Bera 統計量顯著拒絕常態分配的虛無假設，整體與過往的實證結果相符，參圖 4-1 及圖 4-2。

台股期貨未平倉量淨變化的單位為口數，極大和極小值皆為外資，分別是淨多單 16970 口和淨空單 23195 口，投信則是三大法人中操作相對較保守者。外資期貨未平倉量淨變化呈低闊峰 (platykurtic)，為所有變數中唯一峰度低於標準常態分配者。另外，由 Jarque-Bera 統計量可知，三大法人未平倉量淨變化皆非常態分配。

本研究欲探討的元大台灣 50 反 1 ETF 買賣超，單位為張數，外資及自營商避險為主要操作者，外資買賣超呈明顯正偏，表示正向極端值較多，自營商避險極大和極小值皆可達 28 萬張之譜，可見反向型 ETF 交易之熱絡。惟三大法人反向型 ETF 買賣超皆有相當高的峰態，表示其高峰厚尾的特性非常顯著。

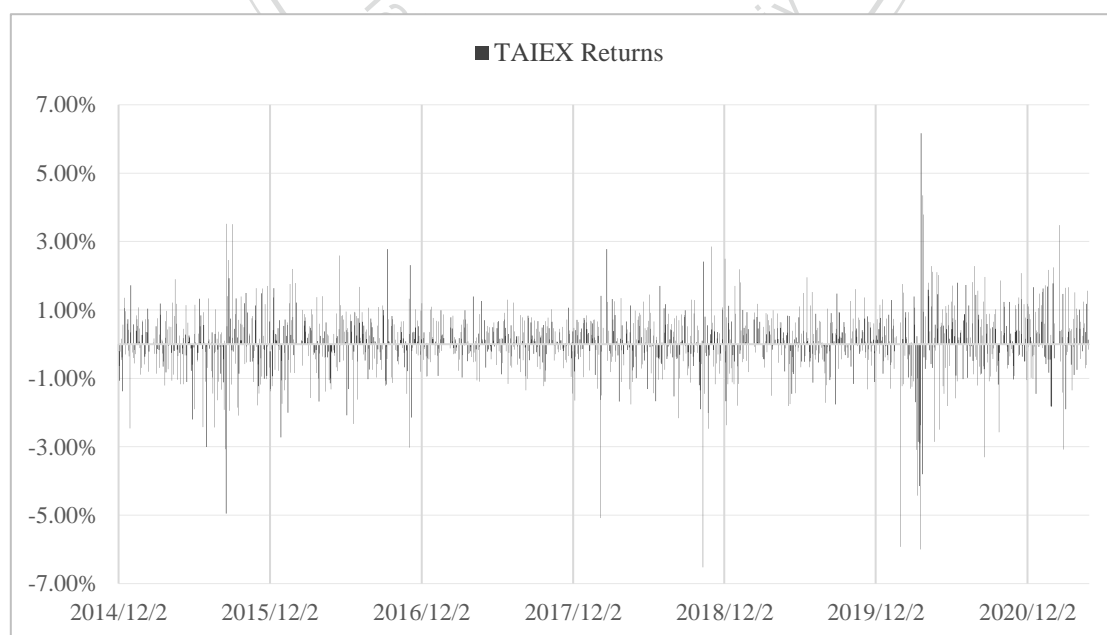


圖 4-1 樣本期間加權指數日報酬率

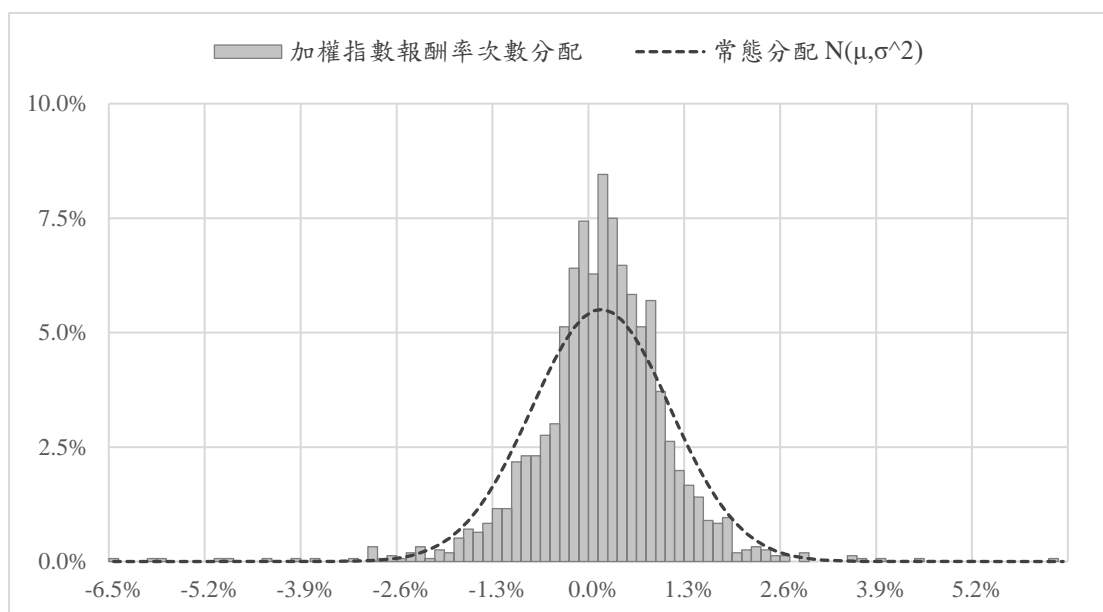


圖 4-2 加權指數報酬率次數分配與常態分配比較

此外，外生變數的選擇須避免兩兩之間存在高度相關的情形，否則使模型設計趨於冗餘外，亦可能影響個別參數估計的有效程度。皮爾森積動差相關係數 (Pearson Product-moment Correlation Coefficient) 及對應的相關性分析結果顯示，本研究採用的 7 種外生變數於樣本期間內，並不存在統計上的高度正向或反向相關，其中絕對值最大者僅 0.236，遠低於可能產生危害的閾值，且符號並無一致性。財務上的涵義或可解讀為，7 種籌碼指標彼此之間的投資決策互不相關或僅部分相關，因此本文將此 7 種外生變數同時加入模型，是為合理的作法。

表 4-2 外生變數間相關係數及相關性檢定結果

	OI_{t-1}^I	OI_{t-1}^D	$iETF_{t-1}^F$	$iETF_{t-1}^{IT}$	$iETF_{t-1}^{DD}$	$iETF_{t-1}^{DH}$
OI_{t-1}^F	0.157***	-0.156***	-0.077*	-0.008	0.010	-0.180***
OI_{t-1}^{IT}		0.106***	-0.201***	-0.135***	-0.206***	0.067
OI_{t-1}^D			0.028	-0.018	-0.037	-0.030
$iETF_{t-1}^F$				0.069	-0.021	-0.236***
$iETF_{t-1}^{IT}$					0.073*	-0.008
$iETF_{t-1}^{DD}$						-0.081*

註：*表示拒絕相關係數為 0 的虛無假設達 5%顯著水準，**表示達 1%相當顯著水準，***表示達 0.1%非常顯著水準。

第二節 單根檢定結果

由 ADF 檢定和 PP 檢定可知，本研究採用的反應變數與解釋變數皆為定態，均能在 1% 顯著水準之下拒絕單根存在的虛無假設，大幅減低發生假性迴歸的可能，基於這些資料進行模型配適，才有進一步討論經濟意涵的實質意義，檢定結果如表 4-3。

表 4-3 主要變數單根檢定

變數	ADF test		P-P test		Critic value 1% level
	t-statistic	p-value	t-statistic	p-value	
R_t	-11.800***	< 0.001	-39.456***	< 0.001	-3.963
OI_{t-1}^F	-13.552***	< 0.001	-48.326***	< 0.001	-3.963
OI_{t-1}^{IT}	-10.963***	< 0.001	-36.595***	< 0.001	-3.963
OI_{t-1}^D	-16.158***	< 0.001	-49.106***	< 0.001	-3.963
$iETF_{t-1}^F$	-9.014***	< 0.001	-22.374***	< 0.001	-3.963
$iETF_{t-1}^{IT}$	-12.561***	< 0.001	-35.447***	< 0.001	-3.963
$iETF_{t-1}^{DD}$	-11.030***	< 0.001	-38.343***	< 0.001	-3.963
$iETF_{t-1}^{DH}$	-8.640***	< 0.001	-23.621***	< 0.001	-3.963

註：*表示達 5% 顯著水準，**表示達 1% 相當顯著水準，***表示達 0.1% 非常顯著水準。

第三節 ARMA 定階及 ARCH 效應檢定

根據加權指數報酬率的 ACF 和 PACF，在落後 2 期處較明顯突出信賴區間，在第 3 期降低至信賴區間附近，第 4 期之後則大致維持在 0 的上下波動，因此本文初步挑選 ARMA(2, 2) 作為候選模型，如圖 4-3。

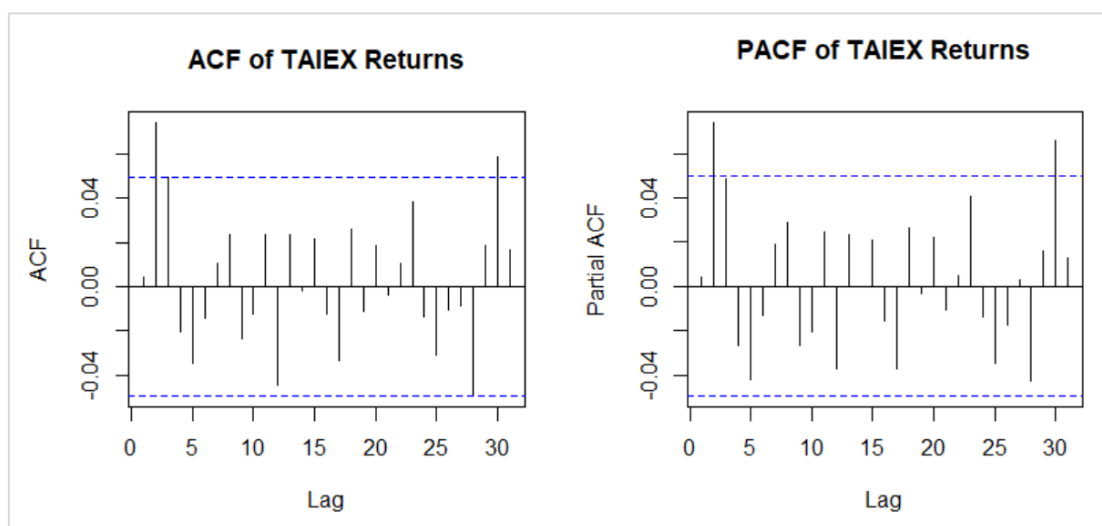


圖 4-3 加權指數報酬率 ACF 和 PACF

選定 ARMA(2, 2) 作為候選模型之後，須進一步透過 AIC 或 BIC，與相鄰的階數進行比較，以確認所選用者為最適模型，再將本研究欲探討的外生變數加入，檢視模型表現是否有明顯差異。由下頁表 4-4 可知，無論有無外生變數之下，AIC 皆指出 ARMA(2, 2) 為最適模型，BIC 則皆以 ARMA(0, 0)，也就是不考慮自我迴歸和移動平均的普通迴歸模型為最佳。而無論是 AIC 或 BIC，皆顯示加入外生變數的模型優於未加入外生變數者。

由於 BIC 對於加入變數的懲罰較大，故呈現 ARMA(0, 0) 為最適的結果，然而，參酌過往文獻的研究結果，以及對樣本進行序列相關檢定呈非常顯著，若不考慮自我迴歸和移動平均，顯然並不恰當，故本研究將以 ARMA(2, 2) 含外生變數的設定作為決選模型。

表 4-4 ARMA 階數資訊準則比較

Model selection for ARMA(p, q)				
AR	0	1	2	3
MA				
0	AIC : 4241.31 BIC : 4252.02	AIC : 4243.28 BIC : 4259.34	AIC : 4236.66 BIC : 4258.07	AIC : 4234.94 BIC : 4261.70
1	AIC : 4243.29 BIC : 4259.35	AIC : 4242.24 BIC : 4263.66	AIC : 4236.90 BIC : 4263.67	AIC : 4236.51 BIC : 4268.63
2	AIC : 4236.25 BIC : 4257.66	AIC : 4235.72 BIC : 4262.48	AIC : 4231.03 BIC : 4263.15	AIC : 4232.99 BIC : 4270.47
3	AIC : 4233.28 BIC : 4260.04	AIC : 4235.01 BIC : 4267.13	AIC : 4232.99 BIC : 4270.47	AIC : 4235.02 BIC : 4277.85
Model selection for ARMA(p, q) with exogenous variables				
AR	0	1	2	3
MA				
0	AIC : 4206.32 BIC : 4254.50	AIC : 4207.72 BIC : 4261.25	AIC : 4201.33 BIC : 4260.21	AIC : 4201.17 BIC : 4265.40
1	AIC : 4207.97 BIC : 4261.50	AIC : 4206.84 BIC : 4265.73	AIC : 4202.16 BIC : 4266.39	AIC : 4202.97 BIC : 4272.56
2	AIC : 4200.30 BIC : 4259.18	AIC : 4200.94 BIC : 4265.17	AIC : 4198.95 BIC : 4268.54	AIC : 4200.60 BIC : 4275.55
3	AIC : 4199.97 BIC : 4264.21	AIC : 4201.83 BIC : 4271.42	AIC : 4200.60 BIC : 4275.54	AIC : 4202.77 BIC : 4283.07

註：粗體者為 AIC 或 BIC 準則下之最適階數。

藉由 ARMA(2, 2) 配適後的殘差檢定，可瞭解該模型是否理想，由殘差的 ACF 初步判斷，資料一階序列相關的問題已被改善，然而殘差平方的 ACF 顯示，本資料仍有明顯的 2 階序列相關，亦即，該時間序列資料極有可能存在 ARCH 效應，如圖 4-4。

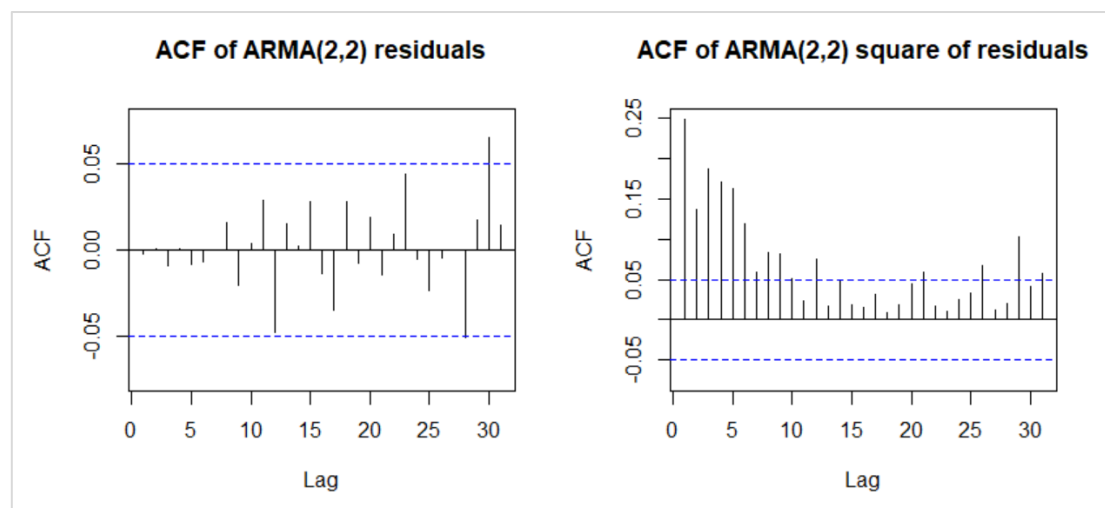


圖 4-4 配適 ARMA(2, 2) 模型後之殘差及殘差平方 ACF

此外，本研究也透過 Ljung-Box 和 LM 檢定，瞭解模型配適前後，標準化殘差的序列相關情況，見表 4-5。由配適前後之對照可知，加權指數報酬率原先存在一定程度的序列相關，尤其落後 5 期以內，幾乎達到 1% 顯著水準，但經過模型配適後，無論是落後 5、10、20 期的檢定統計量皆已非常不顯著，說明 1 階序列相關的情況充分改善。

然而，標準化殘差平方的檢定結果則顯示，即使經過 ARMA(2, 2) 模型的配適，2 階序列相關的程度雖獲得減輕，如 Q 統計量和 ξ 統計量皆大幅下降約 4 成左右，但各統計量仍然非常顯著，再次驗證 ARCH 效應確實存在，有必要再進一步對條件變異數配適 GARCH 模型。

表 4-5 模型配適前後 ARCH 效應檢定

模型	Ljung-Box test			Lagrange Multiplier test		
	Q(m)	statistic	p-value	$\xi(p)$	statistic	p-value
加權指數 報酬率	Q(5)	14.969	0.0105*	-	-	-
	ε_t Q(10)	17.409	0.0658	-	-	-
	Q(20)	26.826	0.1402	-	-	-
ARMA(2,2) +外生變數 配適後	Q(5)	485.15	< 0.001***	$\xi(3)$	245.46	< 0.001***
	ε_t^2 Q(10)	554.66	< 0.001***	$\xi(5)$	253.53	< 0.001***
	Q(20)	572.66	< 0.001***	$\xi(10)$	255.20	< 0.001***
ARMA(2,2) +外生變數 配適後	Q(5)	0.2510	0.9985	-	-	-
	ε_t Q(10)	1.4106	0.9992	-	-	-
	Q(20)	12.016	0.9155	-	-	-
	Q(5)	268.53	< 0.001***	$\xi(3)$	137.15	< 0.001***
	ε_t^2 Q(10)	321.16	< 0.001***	$\xi(5)$	160.93	< 0.001***
	Q(20)	341.64	< 0.001***	$\xi(10)$	163.54	< 0.001***

註：*表示達 5%顯著水準，**表示達 1%相當顯著水準，***表示達 0.1%非常顯著水準。

第四節 非對稱 GARCH 模型配適結果

本研究以 E-GARCH 和 GJR-GARCH 對條件變異數進行配適，並比較兩者配適效果的差異，以資訊準則較佳者為主要模型，另一者則作為穩健性檢定進行對照。由於本文預設外生變數對大盤指數的報酬和波動皆會產生影響，故條件變異數方程式除落後殘差項和落後變異數之外，亦加入外生變數進行分析。

過往的研究普遍顯示，GARCH(1, 1) 可充分描繪金融資產的價格波動，故本文將以 ARMA(2, 2)–GARCH(1, 1) 為初始設定，並比較相鄰 GARCH 階數之配

適表現。此外，誤差項邊際分配則以 Hansen (1994) 使用的偏斜 Student-t 為主要設定，並比較若改採 Student-t 分配或 GED 分配的配適結果。由基本 GARCH、E-GARCH、GJR-GARCH 分別與偏斜 Student-t、Student-t 和 GED 分配的組合比較結果，如表 4-6 所示。

表 4-6 各 GARCH 模型與誤差項機率分配組合之配適結果

模型設定		GARCH		E-GARCH		GJR-GARCH	
ε_t 分配	(p, q)	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
SStd	(1, 1)	2.4363	2.5186	2.4124	2.4981	2.4343	2.5200
	(1, 2)	2.4375	2.5233	2.4139	2.5030	2.4337	2.5228
	(2, 1)	2.4375	2.5232	2.4110	2.5036	2.4305	2.5230
	(2, 2)	2.4387	2.5279	2.4122	2.5082	2.4318	2.5278
Std	(1, 1)	2.4421	2.5210	2.4319	2.5142	2.4389	2.5212
	(1, 2)	2.4433	2.5256	8.5630	8.6488	2.4400	2.5258
	(2, 1)	2.4431	2.5254	2.4155	2.5047	2.4379	2.5270
	(2, 2)	2.4446	2.5303	2.4168	2.5094	2.4375	2.5301
GED	(1, 1)	2.4471	2.5260	2.4320	2.5143	2.4503	2.5327
	(1, 2)	2.4557	2.5380	2.4332	2.5189	2.4514	2.5371
	(2, 1)	2.4557	2.5380	2.4242	2.5133	2.4477	2.5369
	(2, 2)	2.4569	2.5426	2.4253	2.5179	2.4490	2.5416

註：粗體表示 GARCH 與誤差機率分配之 9 種組合各別最佳 AIC 或 BIC 模型，紅字粗體表示 3 種 GARCH 模型中 AIC、BIC 各別最佳模型，粗虛線框表示整體 AIC、BIC 各別最佳模型。SStd 代表偏斜 Student-t 分配，Std 代表 Student-t 分配，GED 代表一般化指數分配。

由上表，最佳模型以 AIC 為準是 E-GARCH(2, 1)，或以 BIC 為準是 E-GARCH(1, 1)。無論是基本 GARCH 或是其他 2 種非對稱 GARCH 模型，除 GJR-

GARCH 的 BIC 之外，皆以偏斜 Student-t 分配為配適效果最佳的誤差項機率分配。而 3 種 GARCH 模型進行比較，則明顯以 E-GARCH 模型具有最突出的表現。

本研究初步比較兩種階數的估計表現後，發現 GARCH(2, 1) 的估計結果，出現訊息影響曲線呈殘差越大而條件波動度則越小的現象，顯然與實證事實不符，且 2 階的條件變異數結構使經濟解釋的複雜程度大增。由於過去探討股價指數的文獻多以各類 GARCH(1, 1) 為主，下文將以 E-GARCH(1, 1) 作為分析主體，並以 GJR(1, 1) 作為穩健性測試之參考。至此，本研究主體模型確定，ARMA(2, 2) – EGARCH(1, 1) 皆包含外生變數，如示：

1. 均數方程式

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^2 \rho_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^2 \pi_j \varepsilon_{t-j} + \theta_1 OI_{t-1}^F + \theta_2 OI_{t-1}^{IT} + \theta_3 OI_{t-1}^D + \theta_4 iETF_{t-1}^F + \theta_5 iETF_{t-1}^{IT} + \theta_6 iETF_{t-1}^{DD} + \theta_7 iETF_{t-1}^{DH} \quad (4-1)$$

2. 變異數方程式

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + \gamma_1 z_{t-1} + \alpha_1 (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|) + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \delta_1 OI_{t-1}^F + \delta_2 OI_{t-1}^{IT} + \delta_3 OI_{t-1}^D + \delta_4 iETF_{t-1}^F + \delta_5 iETF_{t-1}^{IT} + \delta_6 iETF_{t-1}^{DD} + \delta_7 iETF_{t-1}^{DH} \quad (4-2)$$

3. 誤差項機率分配

$$\varepsilon_t \sim ST(0, \sigma_t^2), \quad z_{t-1} = \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}, \text{ 代表第 } t-1 \text{ 期標準化殘差。} \quad (4-3)$$

由於 E-GARCH 模型採用自然對數的設計，避免了普通 GARCH 模型在參數估計時的諸多限制，使其受到廣泛運用，然而亦因其特殊的結構，在模型配適結果的相關判讀上，需要更為謹慎的進行推論。本研究最主要之估計結果，如表 4-

7 所示，並詳述如下。

表 4-7 模型估計結果

GARCH Model Fit					
ARMA(2, 2)-EGARCH(1, 1)-SStd					
Parameters		Estimate	Std. Error	t-value	p-value
Const.	μ	0.0412862	0.017737	2.328	0.0199*
AR	ρ_1	0.0498619	0.004131	12.070	0.0000***
	ρ_2	-0.9832118	0.007809	-125.913	0.0000***
MA	π_1	-0.0500935	0.000770	-65.033	0.0000***
	π_2	1.0012266	0.000128	7834.158	0.0000***
Xreg.	θ_1	0.0000185	0.000005	3.678	0.0002***
	θ_2	-0.0000259	0.000026	-0.996	0.3192
	θ_3	-0.0000180	0.000007	-2.544	0.0110*
	θ_4	-0.0000018	0.000001	-1.450	0.1470
	θ_5	0.0000013	0.000012	0.115	0.9084
	θ_6	-0.0000012	0.000004	-0.286	0.7752
	θ_7	-0.0000008	0.000001	-1.010	0.3124
Const.	ω	-0.0023309	0.002307	-1.010	0.3124
Scale	α_1	0.0734599	0.019944	3.683	0.0002***
GARCH	β_1	0.9913401	0.000614	1615.391	0.0000***
Asym	γ_1	-0.0283062	0.016142	-1.754	0.0795
Xreg.	δ_1	-0.0000221	0.000007	-3.283	0.0010***
	δ_2	-0.0000439	0.000020	-2.202	0.0276*
	δ_3	-0.0000264	0.000020	-1.317	0.1877
	δ_4	0.0000008	0.000000	1.952	0.0509
	δ_5	-0.0000011	0.000012	-0.090	0.9279
	δ_6	0.0000021	0.000004	0.560	0.5755
	δ_7	0.0000003	0.000000	1.002	0.3162
Skew	λ	0.8942573	0.034907	25.618	0.0000***
Shape	η	6.0400565	1.261472	4.788	0.0000***

註：*表示達 5%顯著水準，**表示達 1%相當顯著水準，***表示達 0.1%非常顯著水準。 λ , η 分別為偏斜 Student-t 分配之偏斜及形狀參數，當 $\lambda = 0$ 即為 Student-t 分配。

由上表可以觀察到許多與實務相符的情況，亦有部分結果或許能帶來新的洞
察。均數方程式的參數分為 4 個部分，常數項 μ 估計值為 0.041%且相當顯著，顯
示樣本期間加權指數呈現長期上漲的趨勢；自我迴歸部分兩個係數估計值皆非常
顯著，1 階呈微幅正向影響，2 階則強烈負向影響， ρ_1 和 ρ_2 的估計值分別為 0.049
和-0.983，表示今日 1%漲幅，(平均) 能解釋次日 0.049%的漲幅和 2 日後 0.983%
的跌幅，此結果或許可說明，加權指數的報酬率於次日有微弱動能，再次日則傾
向同樣幅度的反轉。

移動平均部分兩個係數估計值皆非常顯著，1 階呈微弱負向影響，2 階則強
烈正向影響， π_2 的估計值為 1.001，表示今日 1%的正殘差，能解釋 2 日後的 1%
漲幅，說明當前漲幅超出市場預期的部分，可能導致未來有追漲的行為，或解讀
為面對未預期的漲跌幅，市場具有延遲 2 日反應的特性。

外生變數部分，外資未平倉量的淨變化，對次日加權指數具非常顯著的微幅
正向影響，而自營商未平倉量的淨變化，則對次日加權指數具顯著的微幅負向影
響， θ_1 、 θ_3 兩個係數估計值分別是 0.0000185 和-0.0000180，表示外資每 1,000 口
未平倉量淨變化，能解釋次日 0.0185%的大盤報酬，自營商每 1000 口未平倉量
淨變化，能解釋次日-0.018%的大盤報酬。元大台灣 50 反 1 ETF 買賣超，均未能
對加權指數報酬產生顯著影響，惟外資買賣超係數 θ_4 的 p 值是 0.14，估計值為負
數，與研究者預設的影響方向一致，但投信、自營商買賣或避險的估計結果均非
常不顯著，顯示反向型 ETF 三大法人買賣超對次日大盤報酬較不具參考價值。

變異數方程式的參數分為 5 個部分，常數項 ω 並不顯著；振幅係數 α_1 非常顯
著，其估計值為 0.07346，表示今日 1%的標準化殘差，能解釋次日 $e^{0.07346} -$
 $e^0 = 0.0762\%$ 的條件變異數，或 $\sqrt{e^{0.07346} - e^0} = 0.2761\%$ 的條件標準差；GARCH
項係數 β_1 非常顯著，估計值為 0.9913401，由 $\ln \sigma_t^2 = \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2$ 的關係設計，可
知當今日條件變異數 σ_{t-1}^2 為 1%時，對次日條件變異數 σ_t^2 的邊際影響恰好為 0，

假若今日的條件變異數是 0.5%，對次日條件變異數的邊際影響為-0.4970%，又若今日的條件變異數是 1.5%時，對次日條件變異數的邊際影響則為 0.4947%，顯然在此模型設計之下，大的波動後容易誘發大的波動，反之亦然，亦即波動叢聚的現象可被描述。

非對稱項係數 γ_1 雖未顯著，但 p 值 0.0795 仍具參考價值，其估計值為-0.02831，表示今日 1%的標準化殘差，對次日條件變異數的邊際影響為-0.0280%，而今日 -1%的標準化殘差，對次日條件變異數的邊際影響則為 0.0287%。由此可知，雖然標準化殘差確實存在不對稱 (Asymmetry) 效果，但幅度並不大，或許是由於其他外生變數亦能解釋部分的不對稱現象，所導致的估計結果。

外生變數部分，外資未平倉量淨變化係數 δ_1 非常顯著，估計值為-0.0000221，表示今日外資未平倉量淨增加 3000 口時，對次日條件變異數的邊際影響為-0.0641%，而淨減少 3000 口時，對次日條件變異數的邊際影響為 0.0685%，顯示外資期貨未平倉部位的動向，對於次日大盤波動度具有反向的不對稱影響。投信未平倉量淨變化係數 δ_2 亦顯著，估計值為-0.0000439，表示今日投信未平倉量淨增加 3000 口時，對次日條件變異數的邊際影響為-0.1234%，而淨減少 3000 口時，對次日條件變異數的邊際影響為 0.1408%，也就是說，投信期貨未平倉部位的動向，對於次日大盤波動度的影響較外資更為強烈，且不對稱性亦相當明顯。這個現象的財務意涵，或許是由於外資、投信一般被認為是市場中資訊相對豐富者，其一舉一動皆會影響眾多投資人的決策，當外資、投信在期貨布局空方未平倉部位時，容易誘發次日投資人悲觀情緒，故導致較大的波動產生，反之，則能強化投資人的信心，使現貨市場整體籌碼穩定，減低市場波動。

在反向型 ETF 買賣超的部分，外資買賣超係數 δ_4 的 p 值為 0.0509，僅勉強接近顯著水準，估計值 0.0000008，表示今日每 100,000 張的買超，對次日條件變異數的邊際影響為 0.0833%，而同樣張數的賣超，對次日條件變異數的邊際影響則為-0.0769%，顯示當外資大量買超反向型 ETF 時，次日大盤的波動度將會

上升，且該參數亦存在不對稱性，亦即外資在反向型 ETF 的買超，對於次日條件變異數的影響，較同樣張數賣超的效果為大。然而，無論是投信、自營買賣、自營避險的估計結果，皆非常不顯著。以上結果，說明投信和自營商的反向型 ETF 買賣超，對於次日現貨波動度似乎不具解釋力。

表 4-8 E-GARCH 與 GJR-GARCH 估計結果之對照

GARCH Model Fit Comparison					
Parameters		E-GARCH(1, 1)		GJR-GARCH(1, 1)	
		Estimate	p-value	Estimate	p-value
Const.	μ	0.0412862	0.0199*	0.0453789	0.8030
AR	ρ_1	0.0498619	0.0000***	-0.0071620	0.9118
	ρ_2	-0.9832118	0.0000***	-0.8549024	0.0000***
MA	π_1	-0.0500935	0.0000***	-0.0262383	0.8800
	π_2	1.0012266	0.0000***	0.8845021	0.0000***
Xreg.	θ_1	0.0000185	0.0002***	0.0000245	0.2551
	θ_2	-0.0000259	0.3192	-0.0000232	0.7451
	θ_3	-0.0000180	0.0110*	-0.0000124	0.6350
	θ_4	-0.0000018	0.1470	-0.0000015	0.3635
	θ_5	0.0000013	0.9084	0.0000005	0.9769
	θ_6	-0.0000012	0.7752	0.0000002	0.9869
	θ_7	-0.0000008	0.3124	-0.0000008	0.2547
Const.	ω	-0.0023309	0.3124	0.0192349	0.0187*
Sca/AR	α_1	0.0734599	0.0002***	0.0176759	0.2005
GARCH	β_1	0.9913401	0.0000***	0.9265083	0.0000***
Asym.	γ_1	-0.0283062	0.0795	0.0532194	0.4496
Xreg.	δ_1	-0.0000221	0.0010***	0.0000000	0.9986
	δ_2	-0.0000439	0.0276*	0.0000000	0.9998
	δ_3	-0.0000264	0.1877	0.0000000	0.9999
	δ_4	0.0000008	0.0509	0.0000000	0.9563
	δ_5	-0.0000011	0.9279	0.0000000	0.9993
	δ_6	0.0000021	0.5755	0.0000000	0.9998
	δ_7	0.0000003	0.3162	0.0000000	1.0000
AIC	BIC	2.4124	2.4981	2.4343	2.5200

註：*表示達 5%顯著水準，**表示達 1%相當顯著水準，***表示達 0.1%非常顯著水準。粗體字表示兩種模型配適結果皆顯著且較為接近者。

此外，若將 E-GARCH 配適結果與 GJR-GARCH 模型進行比較，如表 4-8 所示，可以觀察在整體估計中，僅有 ρ_2 、 π_2 、 β_1 等特徵明顯的參數呈現較相似的結果，GJR-GARCH 所有外生變數的估計值皆非常不顯著，顯然與過往文獻的研究結果分歧，且難以進行經濟解釋。以此可知，本研究採用 E-GARCH 對加權指數報酬進行配適，確實是較為合適的設定，因此以下內容都將以 E-GARCH 模型配適結果為主，進行分析並導出結論。

第五節 模型配適檢定

為瞭解 ARMA(2, 2)-EGARCH(1, 1) 模型是否已充分配適原始資料，本文將藉由前面章節已提及的 Ljung-Box 和 Lagrange Multiplier 檢定，檢測模型配適後，殘差與殘差平方是否仍存在序列相關。從以下標準化殘差 ACF 可知，除落後第 30 期處些微突出信賴區間之外，皆在合理範圍波動，以此判斷應不存在 1 階序列相關，而從標準化殘差平方的 ACF 可知，在經過條件變異數方程配適之後，2 階序列相關皆已被有效去除，如圖 4-5 所示，並對照圖 4-4。

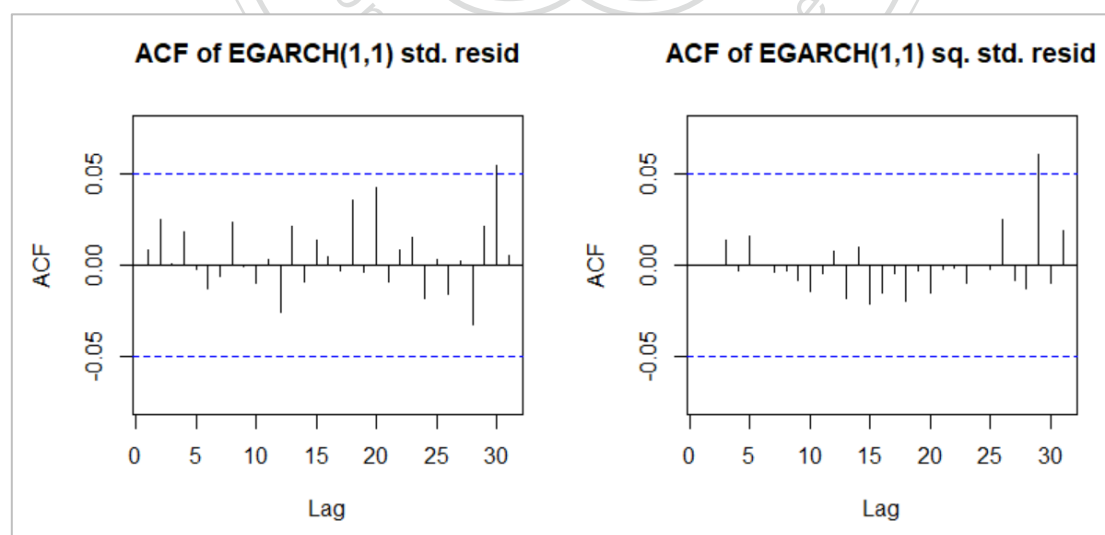


圖 4-5 EGARCH(1, 1) 模型配適後之殘差及殘差平方 ACF

此外，本研究亦運用 Ljung-Box 檢定及 Lagrange Multiplier 檢定驗證序列相關之有無，由表 4-9 可知，經過 EGARCH(1, 1) 模型配適之後，1 階與 2 階序列相關已非常不顯著，尤其可注意殘差平方項 ε_t^2 的檢定統計值，與 ARMA(2, 2) 模型配置時相比，僅剩原先統計值的百分之 1 左右，顯示本研究採用的非對稱模型確實充分解釋加權指數報酬率的報酬及波動，基於該模型配適結果所做出的經濟解釋，應具有一定的參考價值。

表 4-9 EGARCH(1, 1) 模型配適後殘差及殘差平方之序列相關檢定

模型	Ljung-Box test			Lagrange Multiplier test		
	Q(m)	statistic	p-value	$\xi(p)$	statistic	p-value
ARMA(2,2)- EGARCH(1,1)	ε_t Q(5)	1.628	0.8978	-	-	-
	Q(10)	2.9404	0.9828	-	-	-
	Q(20)	10.014	0.9679	-	-	-
	ε_t^2 Q(5)	0.6987	0.9830	$\xi(3)$	0.2812	0.9635
	Q(10)	1.1551	0.9997	$\xi(5)$	0.7012	0.9829
	Q(20)	4.0433	0.9999	$\xi(10)$	1.1390	0.9997

殘差序列相關的檢定皆一致通過後，本文再進一步透過條件標準差與加權指數報酬的套疊，瞭解該模型對波動的掌握情形，如圖 4-6 所示。可觀察該模型對於現貨波動變化的捕捉情況整體良好，除了若干極端值明顯超出 2 倍條件標準差區間之外，大多數樣本皆在該區間內，且波動叢聚的描繪與實證資料大致吻合。因此，或可基於此模型建立不同信心水準的 VaR 區間，進一步作為風險管理之參考，或是運用模型估計的結果，對各種交易策略持續進行動態調整。

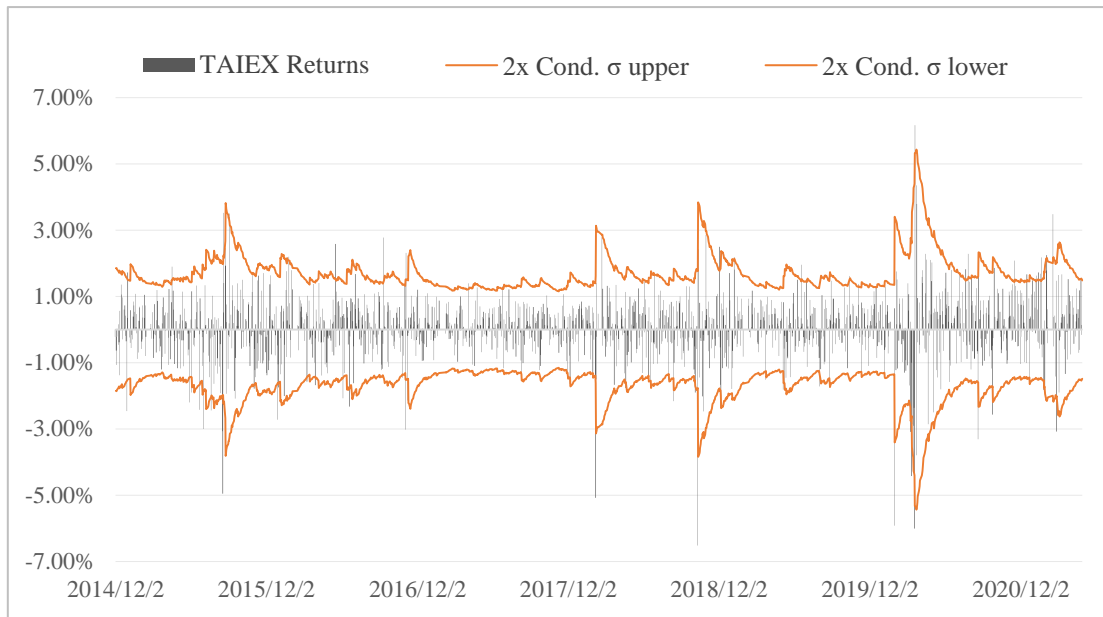


圖 4-6 加權指數報酬率及 2 倍條件標準差區間

另外，由模型估計的訊息影響曲線，可觀察到前一期正反向殘差對當期條件變異數的不對稱影響，在 EGARCH(1,1) 的模型設計下，呈現以 0 為分界，負向影響導致波動度提升的效果，明顯大於同樣幅度的正向影響，這個結果與實證經驗相符，表示模型之設計應屬合理，如圖 4-7 所示。

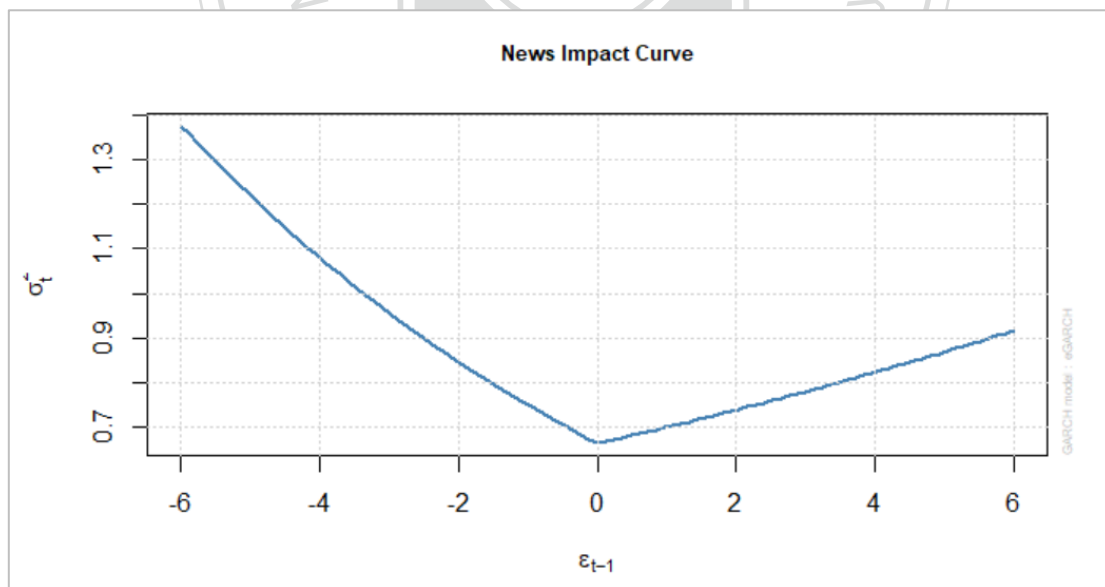


圖 4-7 配適模型之訊息影響曲線

最後，本研究欲瞭解模型誤差項為偏斜 Student-t 分配的設定是否合理，主要透過 Pearson 適合度檢定，並繪製 Q-Q 圖進行佐證。Pearson 適合度檢定結果如表 4-10，顯示無論是將樣本資料切割成各 r 個類別，均無法拒絕母體分配為 SStd 的虛無假設；而透過樣本分位數與偏斜 Student-t 分配理論分位數對照的 Q-Q 圖，可以看出 1561 筆樣本數中，僅約 1% 的極端樣本較偏離理論值之外，大多數皆貼近關係線，如圖 4-8。綜合上述結果，本研究將誤差項機率分配設為 SStd，應為合理之設定。

表 4-10 殘差項 Pearson 適合度檢定結果

Adjusted Pearson Goodness-of-fit Test		
Group (r)	χ^2 - statistic	p-value
20	18.00	0.5224
30	22.70	0.7903
40	30.57	0.8306
50	32.88	0.9626

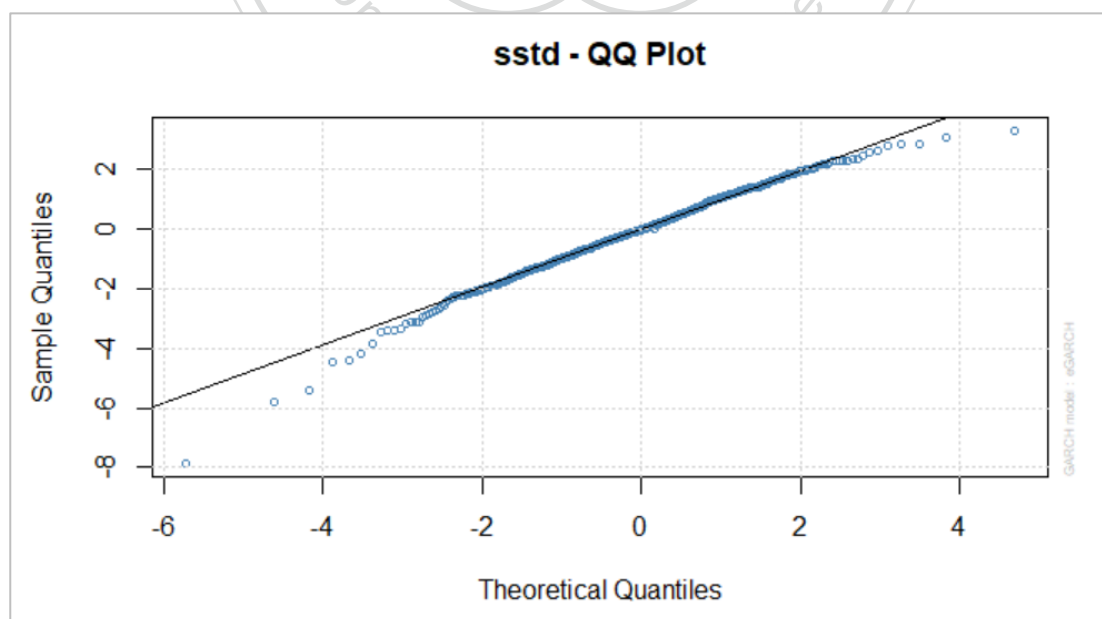


圖 4-6 偏斜 Student-t 分配之 Q-Q 圖

第六節 子樣本期間分析及外生變數增減

為求進一步探討模型估計結果是否穩健，本研究針對兩個方向進行延伸分析，第一是將樣本期間分為前後兩期，並以同一個的模型對兩個子樣本期間進行估計，接著比對估計結果，由於本文並未預設特定金融事件為影響市場結構變化的斷點，故子期間採直接對半均分之作法。第二則是將前一節估計結果與未加入任何外生變數、僅加入法人期貨未平倉量淨變化、或總和三大法人期貨未平倉量與反向型 ETF 買賣超之模型進行比較，並綜合評比各種模型設計的表現。

如表 4-11 所示，兩個子樣本期間的配適結果皆良好，並無顯著不合理或違反實證現象的狀況，然而部分參數在前後兩期出現截然不同的表現，甚至部分可能反映台股市場發生結構性改變的情形，以下僅就要點分述說明。 μ 於兩期皆顯著，惟後期明顯有較高的估計值，反映加權指數自 2018 年至 2021 年大幅上漲且持續創高的狀況；1 階自我迴歸項 ρ_1 於前期非常顯著，然而後期估計值大減，表示加權指數來自前一日之動能效果可能減弱；外資未平倉量淨變化 θ_1 估計值於後期大減，從非常顯著轉為不顯著，顯示外資期貨動向對於次日現貨報酬的解釋力已下降；投信未平倉量淨變化 θ_2 兩期皆非常顯著，然而前期為正向影響，後期卻為負向影響，顯示近年投信期貨動向，經常與次日大盤走勢具負向影響；自營商未平倉量淨變化 θ_3 於後期非常不顯著，惟兩期估計值差異不大，皆對次日大盤具負向影響；外資反向型 ETF 買賣超 θ_4 愈趨顯著，且對次日大盤報酬具負向影響；自營避險反向型 ETF 買賣超 θ_7 前期不顯著，後期轉為非常顯著，且對次日大盤報酬具負向影響。

表 4-11 子樣本期間之模型估計結果

Subperiod Model Fit Comparison				
Parameters		前半樣本期間	後半樣本期間	完整樣本期間
		2014/12/2 – 2018/2/7	2018/2/8 – 2021/4/29	2014/12/2 – 2020/4/29
		Estimate	Estimate	Estimate
Const.	μ	0.0291103 (0.0000***)	0.0795164 (0.0117*)	0.0412862 (0.0199*)
AR	ρ_1	0.1996303 (0.0000***)	0.0150851 (0.6313)	0.0498619 (0.0000***)
	ρ_2	-0.9637156 (0.0000***)	-0.9303482 (0.0000***)	-0.9832118 (0.0000***)
MA	π_1	-0.2116658 (0.0000***)	-0.0327142 (0.0852)	-0.0500935 (0.0000***)
	π_2	0.9987193 (0.0000***)	0.9692167 (0.0000***)	1.0012266 (0.0000***)
Xreg.	θ_1	0.0000240 (0.0000***)	0.0000111 (0.2546)	0.0000185 (0.0002***)
	θ_2	0.0000106 (0.0000***)	-0.0000243 (0.0000***)	-0.0000259 (0.3192)
	θ_3	-0.0000151 (0.0000***)	-0.0000138 (0.4444)	-0.0000180 (0.0110*)
	θ_4	0.0000005 (0.01011*)	-0.0000008 (0.0014**)	-0.0000018 (0.1470)
	θ_5	-0.0001502 (0.0001***)	0.0000017 (0.8582)	0.0000013 (0.9084)
	θ_6	0.0000122 (0.0046**)	0.0000025 (0.5471)	-0.0000012 (0.7752)
	θ_7	0.0000000 (0.9870)	-0.0000007 (0.0000***)	-0.0000008 (0.3124)
Const.	ω	-0.0128577 (0.0000***)	0.0029842 (0.2673)	-0.0023309 (0.3124)
Scale	α_1	-0.0539829 (0.0000***)	-0.0042096 (0.3490)	0.0734599 (0.0002***)
GARC H	β_1	0.9808976 (0.0000***)	0.9963712 (0.0000***)	0.9913401 (0.0000***)
Asym.	γ_1	-0.1099250 (0.0000***)	0.0301409 (0.0065**)	-0.0283062 (0.0795)
	δ_1	0.0000039 (0.0000***)	-0.0000380 (0.0000***)	-0.0000221 (0.0010***)
	δ_2	-0.0000121 (0.0000***)	-0.0000994 (0.0000***)	-0.0000439 (0.0276*)
	δ_3	0.0000106 (0.0941)	0.0000076 (0.8918)	-0.0000264 (0.1877)
	δ_4	0.0000024 (0.0000***)	0.0000009 (0.0000***)	0.0000008 (0.0509)
	δ_5	0.0000503 (0.0128*)	0.0000048 (0.8183)	-0.0000011 (0.9279)
	δ_6	-0.0000010 (0.0000***)	0.0000001 (0.9698)	0.0000021 (0.5755)
Xreg.	δ_7	-0.0000003 (0.8988)	0.0000008 (0.0000***)	0.0000003 (0.3162)

註：括號內為 p-value，*表示達 5%顯著水準，**表示達 1%相當顯著水準，***表示達 0.1%非常顯著水準。紅字表示本文前段提及，並推論財務意涵之估計值。

條件變異數方程的部分，不對稱項 γ_1 兩期皆相當顯著，然而估計值於後期卻轉變為正值，顯示在後期報酬與波動呈正向相關，此一結果雖與過去實證相左，但報酬與波動產生正向相關，在已開發國家成熟市場有不少實例，並非罕見的情況，亦可能與台股後期出現較多大幅漲勢有關；外資未平倉量淨變化 δ_1 對條件變異數的影響，兩期皆非常顯著，然而前期為正向微幅影響，後期轉變為反向大幅影響，此參數變化的幅度較大，顯示外資期貨動向，對於現貨市場的引導作用，於近年有質與量的同步變化；外資反向型 ETF 買賣超 δ_4 於兩期皆非常顯著，惟正向影響的幅度於後期明顯減弱；投信反向型 ETF 買賣超 δ_5 僅於前期顯著，且影響幅度大，然而後期轉為非常不顯著，此結果或許與投信近年來明顯較少於次級市場操作反向型 ETF 有關；自營商避險反向型 ETF 買賣超 δ_7 ，前期非常不顯著，然而後期轉為非常顯著，影響幅度亦翻倍，顯示近年來自營避險逐漸成為反向型 ETF 買賣超的要角，且對次日大盤波動具影響力。

綜上所述，本研究觀察到一有趣的巧合，亦即隨著外資期貨動向對現貨報酬的解釋力轉為愈趨不顯著的同時，外資反向 ETF 動向卻對現貨報酬轉為非常顯著；無獨有偶，自營商期貨動向對現貨報酬的解釋力轉為愈趨不顯著的同時，自營避險反向 ETF 動向卻對現貨報酬轉為非常顯著。此外，外資期貨動向對波動的影響，卻從非常顯著的正向轉變為反向，而自營避險反向 ETF 買賣超對波動的影響，則是轉變為非常顯著的正向。

也就是說，近年來有可能外資、自營避險積極運用反向 ETF 進行短期操作，取代原先期貨短期操作的部位，進而導致此二法人期貨動向對次日報酬的解釋力下降，而同一時間反向 ETF 動向對次日報酬的解釋力卻大幅提升，當外資和自營避險大幅買超反向 ETF 的時候，次日現貨容易發生較大跌幅。另外，原先外資期貨動向對次日波動度的正向影響，也隨著短期操作比重減低，逐變轉變為對次日波動呈反向影響，亦及操作目的轉變為以中長期避險用途為主，當外資期貨未平倉量淨增加時，傾向於降低次日大盤波動。而無論是外資或自營避險的反向

ETF 動向，皆對次日大盤波動產生非常顯著的正向影響，亦即當外資、自營避險大幅買超反向 ETF 的時候，傾向於加劇次日大盤波動。

最後，本文欲探討完整模型與忽略反向型 ETF 法人買賣超之後的配適表現，並以完全不含外生變數之基礎模型進行對照。比對結果如表 4-12，3 種模型設定共有的參數皆展現優異的穩健性，不因為新增變數而明顯改變原本之解釋力，且加入外生變數的模型，配適效率皆優於完全不含外生變數的基礎模型，表示將外生變數納入考慮，應當為合適的做法。再者，若比較僅含期貨未平倉量的模型與本研究採用之完整模型，似乎僅含期貨未平倉量者配適效果較佳，然而，若參考前文子樣本期間的分析，則會瞭解在後半期間，亦即越靠近現在的時間，反向型 ETF 法人買賣超對於模型的解釋能力明顯提升，因此即便全樣本期間的反向型 ETF 相關參數皆未顯著，AIC 亦略差於僅含期貨未平倉量之模型，但本研究認為，將反向型 ETF 法人買賣超加入模型分析，仍能提供具參考價值的投資洞見，或是作為未來進一步延伸研究的基石。

表 4-12 有無外生變數之模型估計結果

Model with or without Exogenous Variables Fit Comparison				
Parameters	無外生變數	僅期貨未平倉量淨變化	本研究採用之完整模型	
	Estimate	Estimate	Estimate	
Const. μ	0.0418015 (0.0399*)	0.0466668 (0.0012**)	0.0412862 (0.0199*)	
AR	ρ_1	0.6720936 (0.0000***)	0.0498315 (0.0000***)	0.0498619 (0.0000***)
	ρ_2	-0.7265388 (0.0000***)	-0.9834322 (0.0000***)	-0.9832118 (0.0000***)
MA	π_1	-0.6496811 (0.0000***)	-0.0502699 (0.0000***)	-0.0500935 (0.0000***)
	π_2	0.7487372 (0.0000***)	1.0007935 (0.0000***)	1.0012266 (0.0000***)
Xreg.	θ_1	—	0.0000210 (0.0000***)	0.0000185 (0.0002***)
	θ_2	—	-0.0000223 (0.0170*)	-0.0000259 (0.3192)
	θ_3	—	-0.0000175 (0.0340*)	-0.0000180 (0.0110*)
	θ_4	—	—	-0.0000018 (0.1470)
	θ_5	—	—	0.0000013 (0.9084)
	θ_6	—	—	-0.0000012 (0.7752)
	θ_7	—	—	-0.0000008 (0.3124)
Const. ω	-0.0121648 (0.1777)	-0.0059144 (0.0349*)	-0.0023309 (0.3124)	
Scale α_1	0.1295849 (0.0038**)	0.1015541 (0.0003***)	0.0734599 (0.0002***)	
GARCH				
H β_1	0.9671070 (0.0000***)	0.9851662 (0.0000***)	0.9913401 (0.0000***)	
Asym. γ_1	-0.0843624 (0.0120*)	-0.0465521 (0.0030**)	-0.0283062 (0.0795)	
Xreg.	δ_1	—	-0.0000215 (0.0014**)	-0.0000221 (0.0010***)
	δ_2	—	-0.0000359 (0.0808**)	-0.0000439 (0.0276*)
	δ_3	—	-0.0000184 (0.2554)	-0.0000264 (0.1877)
	δ_4	—	—	0.0000008 (0.0509)
	δ_5	—	—	-0.0000011 (0.9279)
	δ_6	—	—	0.0000021 (0.5755)
	δ_7	—	—	0.0000003 (0.3162)
AIC	2.4306	2.4082	2.4124	

註：括號內為 p-value，*表示達 5%顯著水準，**表示達 1%相當顯著水準，***表示達 0.1%非常顯著水準。

第五章 結論

本研究探討的主體是指數期貨和反向型 ETF，由於這兩種工具近年在市場上具有高能見度，每日證交所和期交所公布的當日交易資訊，已成為投資人對於次日大盤走勢和波動預測的重要參考，尤其三大法人的動向更具有舉足輕重的影響力。

本研究以 ARMA(2,2)-EGARCH(1,1) 為主要模型進行分析，樣本期間 2014 年 12 月至 2021 年 4 月為止之結果顯示，台股大盤報酬率受前 1 日微弱動能和 2 日前強烈反轉力道的影響，受前 1 日外資期貨未平倉淨變化正向影響，每 1,000 口淨多部位約貢獻 0.019%，受前 1 日自營商期貨未平倉淨變化反向影響，每 1,000 口淨多部位約貢獻 -0.018%，受前 1 日外資反向型 ETF 買賣超反向影響，每 10,000 張買超約貢獻 -0.018%。此外，台股大盤波動度以條件標準差為代表，受到前 1 日大盤報酬標準化殘差的不對稱影響，1% 正值的殘差約貢獻 0.215%，但 1% 負值的殘差卻能貢獻 0.327%，此即實證普遍存在的波動不對稱性，另受前 1 日條件標準差的敏銳影響，前 1 日為 1.3% 時能貢獻今日 0.297%，前 1 日為 0.7% 時則貢獻今日 -0.298%，此即實證資料存在的波動叢聚現象。大盤波動亦受前 1 日外資期貨未平倉淨變化反向影響，每 1,000 口淨多部位約貢獻 -0.011%，受前 1 日投信期貨未平倉淨變化反向影響，每 1,000 口淨多部位約貢獻 -0.022%，受前 1 日外資反向型 ETF 買賣超正向影響，每 10,000 張買超約貢獻 0.004%。

若僅考慮 2018 年 2 月以後至 2021 年 4 月為止的子樣本期間，則較近期資料的分析結果顯示，除了前段所述的反應關係大致穩健 (robust) 以外，台股大盤報酬另受前 1 日投信期貨未平倉淨變化的反向影響，每 1,000 口淨多部位約貢獻 -0.024%，受前 1 日自營避險反向型 ETF 買賣超的微幅反向影響，每 10,000 張買超約貢獻 -0.007%。此外，大盤波動另受前 1 日自營避險反向型 ETF 買賣超的微幅正向影響，每 10,000 張買超約 0.004%。值得注意的，此子樣本期間的分析顯

示，台股波動不對稱的性質可能發生改變，未預期報酬對次日波動度的影響轉為正向相關，亦即前 1 日的正殘差，能比等幅的負殘差，造成更多的波動，這或許與 2018 年以來台股整體漲多跌少，投資人信心相對充足有關。

子樣本期間前後對照的結果，顯示外資和自營商近年來更傾向運用反向型 ETF 進行短期的避險或投機操作，表現於參數估計變得非常顯著，且都是反向影響；同時，外資和自營商在期貨未平倉量淨變化的解釋力則明顯降低，甚至外資未平倉對波動的貢獻發生符號轉變，由對波動的正向影響轉為較大幅度的反向影響。這個結果或許能呼應前文所述，無論是基於投資者限制、便利性、風險控管等考量，近年來部份外資更傾向於在集中市場直接買賣反向型 ETF，而非期貨契約來達成投資目的。

本研究主要研究結果並未因樣本期間的分割或是外生變數的刪減而有明顯改變，穩健性檢驗的結果，大致支持將反向型 ETF 法人買賣超的交易資訊納入模型，確實能提供更多市場觀測的面向。然而，我們也不可忽視反向型 ETF 買賣超本身變異程度較大、且市場主流商品可能改變的事實，須留意未來該類商品與大盤報酬的反應關係是否能維持穩定。相關議題仍有諸多可延伸和探討之處，本文僅試圖以模型方法，對兩種重要的金融工具如何影響股票市場，提出某一個角度的觀察，力有未逮之處，尚待未來的研究持續探索。

參考文獻

- 方裕翔 (2017)。期貨未平倉量如何預測現貨報酬和波動度？。國立中央大學財務金融學系碩士論文。
- 何建緯 (2017)。外資台指期貨未平倉量對於市場報酬率的影響。國立中正大學財務金融研究所碩士論文。
- 呂宗達 (2018)。外資及自營商之台股期貨及選擇權未平倉量對於加權指數之預測性。國立臺灣師範大學高階經理人企業管理碩士在職專班碩士論文。
- 李佩珊 (2016)。槓桿反向指數股票基金之避險績效分析。東吳大學財務工程與精算數學系碩士論文。
- 林展源 (2019)。反向型ETF與波動型ETF之避險績效－應用Copula-GJR-GARCH模型。國立政治大學國際經營與貿易學系研究所碩士論文。
- 黃翊綾 (2019)。三大法人買賣超、未平倉量與賣買權比率對台指現貨與期貨之影響與關聯性分析。國立屏東大學財務金融學系碩士班碩士論文。
- 葉祐齊 (2013)。機構或大額投資人未平倉量的變化，對於現貨報酬的影響具不對稱性。國立政治大學金融學系碩士班碩士論文。
- 蔡欣庭 (2015)。槓桿型與反向型ETF對市場投資組合效率性之分析。國立臺灣師範大學管理學院全球經營與策略研究所碩士論文。
- Ahmed, H.J., Hassan A. and Nasir, A.M.D. (2005). The Relationship between Trading Volume, Volatility and Stock Market Returns: A test of Mixed Distribution Hypothesis for A Pre- and Post Crisis on Kuala Lumpur Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 2(3), 146-158.
- Bauwens, L. and Laurent, S. (2005). A New Class of Multivariate Skew Densities, with Application to GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 23(3), 346-354.
- Bessembinder, H. and Seguin, P.J. (1993). Price Volatility, Trading Volume, and Market

- Depth: Evidence from Futures Markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28(1), 21-39.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., Reinsel, G.C., Ljung, G.M. (2015). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. New Jersey: Wiley.
- Chen, N.F. and Cuny, C.J. and Haugen R.A. (1995). Stock Volatility and the Levels of the Basis and Open Interest in Futures Contracts. *The Journal of Finance*, 50(1), 281-300.
- Chovancová, B., Dorocáková, M. and Linnertová, D. (2019). Two Investment Options for Bearish ETF Investors: Inverse ETF and Shorting ETF. *International Journal of Financial Studies*, 7(2), 1-14.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1008.
- Engle, R.F. and Ng, V.K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Gulen, H. and Mayhew, S. (2000). Stock Index Futures Trading and Volatility in International Equity Markets. *The Journal of Futures Markets*, 20(7), 661-685.
- Hansen, B.E. (1994). Autoregressive Conditional Density Estimation. *International Economic Review*, 35(3), 705-730.

- Hong, H. and Yogo, M. (2012). What Does Futures Market Interest Tell Us About The Macroeconomy and Asset Prices?. *Journal of Financial Economics*, 105, 473-490.
- Jiang, W. (2012). Using the GARCH model to analyze and predict the different stock markets. (Unpublished master's thesis), Uppsala University, Sweden.
- Lee, K.S. and Kim, S.H. (2018). Do Leverage/Inverse ETFs Wag The Underlying Market? Evidence From The Korean Stock. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 59, 83-94.
- Ljung, G.M. and Box, G.E.P. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- Nelson, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Olbryś, J. (2013). Asymmetric Impact of Innovations on Volatility in the Case of the US and CEEC-3 Markets: EGARCH Based Approach. *Dynamic Econometric Models*, 13, 33-50.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Said, S.E. and Dickey, D.A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.