

南華大學管理學院財務金融學系財務管理碩士班

碩士論文

Master Program in Financial Management

Department of Finance

College of Management

Nanhua University

Master Thesis

庫藏股買回、法人買賣超與成交量對市場指數報酬率與波動  
性之影響—以台灣為例

The Effect Caused by Stock Repurchase, Institutional Investors'  
Net Buy and Trading Volume on the Return and Fluctuation of  
Stock Market Index--Taiwan-Based Example

林彥伯

Yen-Po Lin

指導教授：白宗民 博士

Advisor: Tzung-Min Pai, Ph.D.

中華民國 112 年 6 月

June 2023

南 華 大 學  
財務金融學系財務管理碩士班  
碩 士 學 位 論 文

庫藏股買回、法人買賣超與成交量對市場指數報酬率與波動

性之影響-以台灣為例

The Effect Caused by Stock Repurchase , institutional investors' Net  
Buy and Trading Volume on The Return And Fluctuation of Stock  
Market Index - Taiwan-based example

研究生： 林彥伯

經考試合格特此證明

口試委員： \_\_\_\_\_

陳昇鴻

白宗民

李怡慧

指導教授： 白宗民

系主任(所長)： 陳永烈

口試日期：中華民國 112 年 5 月 22 日

# 致 謝

此時回想起這兩年研究生之路，過程中雖是艱辛困苦，結果是超乎想像的甜蜜，對未來的工作上增加許多幫助及收穫使其更順遂，投資理財上有著不一樣的思考方向，並開拓自身被動收入。

碩士論文能如此順利完成，首先要介紹恩師白教授宗民博士每星期不厭其煩指導，尤其在過年期間更把自己時間放假及休息騰出來，讓一個非本科系的我漸入佳境，雖經過無數討論才找到研究方向與方向，但過程中總是在喜悅歡樂中成長。

在此也感謝陳昇鴻教授與李怡慧教授在口試時不吝指教，以專業知識與累積多年教學經驗，提供諸多見解與修正，使的論文內容能更加充實完善。

感謝全體財務金融學系研究所教授用心教導，及一起研究打拼的同學婕妤、俞繡、阿芳、旻儒、欣予、建成、家翔、文銓陪我一起奮鬥走過這段艱辛刻苦記憶深刻的務金融學系碩士旅途。

最後感謝的人是曾為同事梅蘭姊與我親愛的家人，沒有你們當我堅強的後盾，當下無法順利完成學業畢業，由衷感謝點滴在心頭。

研究生林彥伯 謹致於  
南華大學財務金融學系財務管理碩士班  
中華民國一一二年六月

南華大學財務管理研究所一百一十一學年度  
第二學期碩士論文摘要

論文題目：庫藏股買回、法人買賣超與成交量對市場指數報酬  
率與波動性之影響－以台灣為例

研究生：林彥伯

指導教授：白宗民博士

中文摘要

本文探討上市公司之庫藏股買回對台灣股市指數報酬率與波動性之影響，研究期間為 2011 年 1 月至 2020 年 12 月，以台灣上市公司為研究樣本，透過一般化自迴歸條件異質性變異數(GARCH)模型分析實施庫藏股買回家數、機構投資人買賣超及台股成交量對台灣加權股價指數報酬率與波動性之影響。研究樣本採自 TEJ 資料庫及台灣證券交易所。

實證結果顯示，上市公司實施庫藏股回購之新增家數，對台灣加權股價指數之報酬率有影響但對其波動性則無影響，而上市公司實施庫藏股回購之家數多寡，對台灣加權股價指數報酬率則無影響，但對其波動性有影響。

關鍵字：庫藏股買回家數、法人買賣超、台灣加權股價指數、GARCH 模型

**Title of Thesis:** The Effect Caused by Stock Repurchase, Institutional Investors' Net Buy and Trading Volume on the Return and Fluctuation of Stock Market Index--Taiwan-Based Example

**Name of Institute:** Master Program in Financial Management, Department of Finance, Nanhua University

**Graduate date:** June 2023

**Degree Conferred:** M.S.

**Name of student:** Yen-Po Lin

**Advisor:** Tzung-Min Pai, Ph.D.

## Abstract

This study explores the impact of listed companies' treasury stock buybacks on the return and volatility of the Taiwan stock market index. The research period is from January 2011 to December 2020. The research samples are listed companies in Taiwan Stock Exchange. The Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) model is used to analyze the influences of the number of companies implementing treasury stock buyback, net Buy of Institutional Investors and the trading volume of Taiwan stocks market on the return rate and volatility of Taiwan weighted stock price index. The research samples are collected from the TEJ database and the Taiwan Stock Exchange.

The empirical results show that the number of new listed companies implementing treasury stock repurchases has an impact on the return rate of the Taiwan weighted stock price index but has no impact on its volatility.

However, the number of listed companies that implement treasury share repurchases has no effect on the return of the Taiwan weighted stock price index, but has an impact on its volatility.

**Keywords:** Treasury stocks, Legal person business super, weighted stock price index, GARCH model

# 目錄

致 謝.....	i
中文摘要.....	ii
Abstract.....	iii
目錄.....	iv
圖目錄.....	vi
表目錄.....	vii
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	5
第三節 論文架構.....	6
第二章 文獻探討.....	7
第一節 庫藏股宣告效果與股價相關文獻.....	7
第二節 庫藏股實施回購與相關產業連動性文獻.....	9
第三章 研究方法.....	10
第一節 資料範圍與來源.....	10
第二節 研究設計.....	10
第三節 資料檢定.....	11
一、常態分配檢定.....	11
二、單根檢定.....	12
第四節 序列相關檢定與異質檢定.....	13
一、序列相關檢定.....	13
二、自我迴歸移動平均(Auto-regressive Moving Average ,ARMA).....	14
三、異質性檢定.....	15
四、GARCH 模型.....	16
第五節 模型建立.....	18
第四章 實證分析.....	22

第一節	資料特性分析與檢定 .....	22
一、	庫藏股家數時間序列敘述統計 .....	22
二、	每日家數、法人買賣超、成交量、台灣加權股價指數之敘述統計 .....	27
第二節	實證結果 .....	34
第三節	小節 .....	38
第五章	結論與建議 .....	40
第一節	結論 .....	40
第二節	後續研究建議 .....	43
參考文獻	.....	44
中文部分	.....	44
英文部分	.....	46



## 圖目錄

圖 1-1 歷年台灣上市公司家數直線圖 .....	4
圖 1-2 台灣加權股價指數走勢圖 .....	4
圖 1-3 論文架構 .....	6
圖 4-1 每日實施庫藏股買回家數時間序列圖 .....	25
圖 4-2 每日法人買賣超金額時間序列圖 .....	25
圖 4-3 每日大盤成交金額時間序列圖 .....	26
圖 4-4 每日台灣加權股價指數時間序列圖 .....	26



## 表目錄

表 4-1 庫藏股買回家數與法人買賣超金額敘述統計.....	24
表 4-2 庫藏股買回家數、法人買賣超、成交量與台灣加權股價指數敘述統計及檢定表 .....	28
表 4-3 OLS 庫藏股買回家數、法人買賣超及成交量迴歸檢核表 .....	30
表 4-4 AR(1)-GARCH(1, 1)試算檢核表.....	31
表 4-5 AR(1)-GARCH(1, 1)均數方程式表.....	33
表 4-6 AR(1)-GARCH(1, 1)均數-變異數方程式表 .....	37



# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

目前台灣上市上櫃股票家數由圖 1-1(金融監督管理委員會證券期貨局)得知從 2011 年上市 790 家至 2020 年 948 家，台灣加權股價指數從圖 1-2(台灣新報資料庫 TEJ)發現從最低 6744 點往上攀升至現今最高來到 18619 點。台股近 10 年具有代表性股災，首先 2011 年 8 月美債風暴，起因於 2010 年歐債危機延伸出來，使的全球股市集體重挫，而台股竟在短短三個交易日中指數從 8,317.27 點下跌至最低 7,148.76 點，跌幅高達 14%，直到 2011/12/19，台股指數跌至 6633.33 點才止跌收盤，隨後迎來久違的大反彈。

2015 年 8 月中國股災，始於 2014 年 7 月當時上證指數由 2 千多點漲起，約在 2015 年 6 月 15 日時盤中上證指數達到 5178.19 點，台股在陸股影響下，台灣加權股價指數也從當初 9,217 點起漲到 2015 年 4 月 28 日那時最高 10,014.28 點，然而當中國股市崩盤油價同時大跌時，台股同步受

衝擊一路走跌，在短短 4 個月內台股從指數最高 10,014 點下跌到最低 7203.07 點。

2018 年 10 月貿易戰風暴，當時美國政府表示無法接受中國長期以來的傾銷舉動，決定開始對中國商品課以關稅，開始金額從僅有 500 億美元，直到 2018 年 10 月出現高達 3 千億美元的意外數字後開始走跌，台灣加權股價指數從當年 10 月 1 日 11,051.8 點開始下跌，直到 2019 年 1 月 4 日最低達 9,382.51 點才止跌回升。

2020 年初新冠肺炎席捲全球，起因為 2019 年中國武漢地區首次發現肺炎感染之不明案例，在短短數個月的時間，即造成全球確診人數破萬例，股市因此動盪不安，台灣加權股價指數於 2020/01/02 以 12,026.50 開盤，受國際疫情嚴重及美股熔断影響，加權指數於 3/19 下降至 2020 年最低點 8,323.63，當年度最後受電子類權值股帶動，全年上漲 2,735.39 點，漲幅達 22.8%，以 14,732.53，創下當年最高。

台灣受到亞洲金融風暴原因造成股市暴跌，當時政府為了挽救股市，於 2000 年 6 月 30 日增訂證券交易法第 28 條之 2 規定，當年度開始實施庫藏股制度(許美麗、方嘉麟，2001)。台股受到國際股市影響大幅震盪時，公司如若辦理庫藏股回購救市，亦可救自家公司的股價，其原因在認為

自家股票價格偏低時，就會實施買回庫藏股措施(陳達新，2003)。而投資人往往把公司派將買回庫藏股行為視為一個股價波動訊號，並視目前公司股價處於相對偏低狀況是一個進場的機會，研究發現金融類股僅於海嘯後才較會有明顯的平均正向異常報酬現象(邱愛慈，2013)，此外經實證發現電子產業相較其他產業的宣告效果較高，企業買回目的為轉讓股份給員工較其他目的對於股票的宣告效果大，顯示企業會於價值低估時宣告庫藏股買回，以維持其股價(江品濤，2021)。

根據過去相關文獻得知，「成交量」隱含股市重要的資訊內容且為解釋報酬率與其波動性重要因素之一，Blume, Easley and O'Hara(1994)指出投資人無法由價格本身得到足夠的資訊並識別資訊大小與品質，但卻可由成交量來補足，畢竟價格與數量是市場機能的聯合產物，而Karpoff(1987)則指出成交量大時表示其反應的信息多，也比較容易有雜訊參雜其中，進而可能增加股市波動性，為了考量外資對台灣股票市場的影響力，且庫藏股總買回家數多寡，並不代表成交量亦大或是小，所以本研究除了探討庫藏股買回家數之外，並納入總買回金額成交量分析。

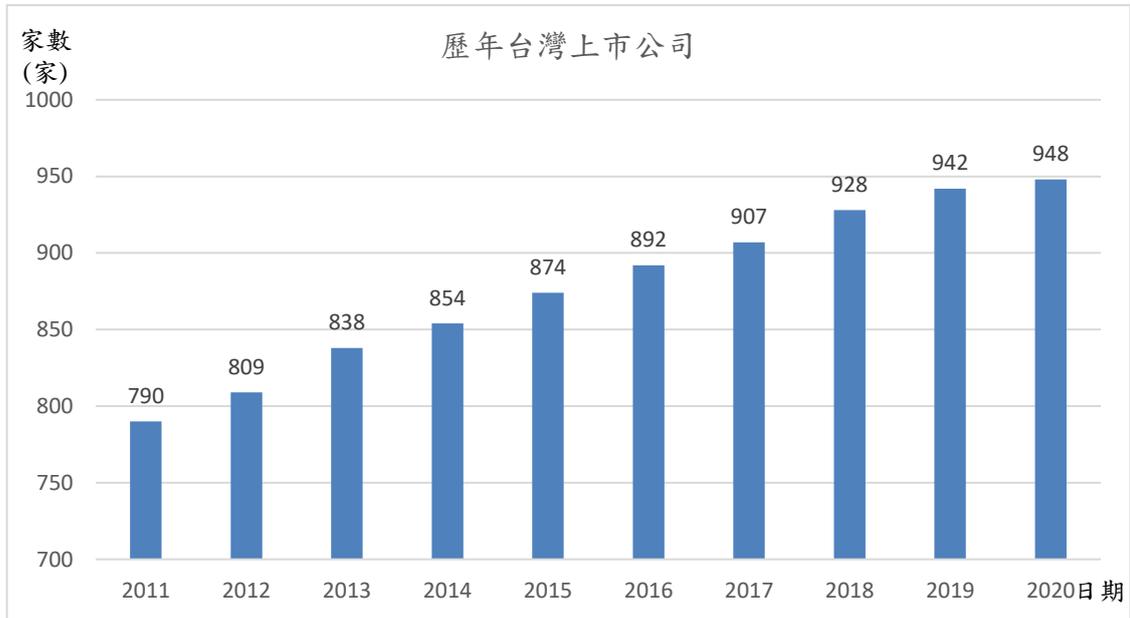


圖 1-1 歷年台灣上市公司家數直線圖

資料來源：金融監督管理委員會證券期貨局



圖 1-2 台灣加權股價指數走勢圖

資料來源：台灣新報資料庫 TEJ

## 第二節 研究目的

目前文獻探討庫藏股的行為非常多，絕大部份探討期間都在於經濟事件發生，再者就是公司營運狀況將來處於低迷狀況，股價因而提早於市場上反應，但公司派會認為股價有被低估狀況下而執行庫藏股回購動作(朱榕屏，謝甲輝，施駿敏，2015)。本研究以庫藏股買回行為立足點，探討在不同時間點，實施庫藏股買回行為對台灣加權股價指數之影響，故本研究方向如下：

1. 分析台灣上市庫藏股買回與法人買賣超敘述統計並觀察其特性。
2. 利用一般化自我回歸異質條件變異數法 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, GARCH)，探討庫藏股家數、法人買賣超、成交量分別在金融市場對台灣加權股價指數報酬及波動影響。

### 第三節 論文架構

本論文共有五章，其架構摘要如下圖所示：

第一章為本論文緒論，內容為本文研究背景與動機目的及研究架構。

第二章為文獻探討，針對本研究所探討方向之國內外相關文獻整理。

第三章為研究方法，主要探討研究倫理架構與與方法，其中包括資料檢查、序列相關檢定、異質檢定、GARCH 模型。

第四章為實證分析，說明本研究使用實證資料的選取，並且以 GARCH 模型呈現實證結果，藉由表格的整理及文字敘述進行分析

第五章為結論與建議，歸納本研究的重要結論及對後續研究者的建議。

本論文架構如圖 1-3

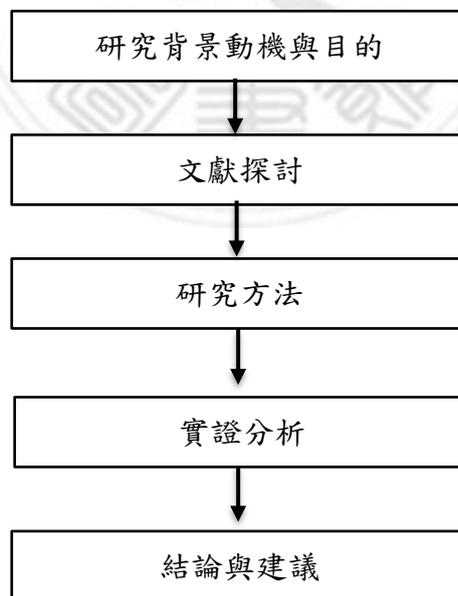


圖 1-3 論文架構

## 第二章 文獻探討

### 第一節 庫藏股宣告效果與股價相關文獻

邱愛慈(2013)研究期間以 2003 年 1 月金融海嘯發生之前及 2011 年 8 月金融海嘯發生之後，以台灣上市公司實施庫藏股宣告效果，經研究發現金融類股僅在海嘯後才有較明顯的平均正向異常報酬。電子類股或金融類股之平均正向異常報酬若在海嘯前後均不會因產業別不同而發生較有明顯的差異。

張珈維(2021)研究以西元 2003 年嚴重急性呼吸道症候群疫情與 2020 年嚴重特殊傳染性肺炎，依台灣上市上櫃為樣本，檢測疫情期間不同產業公司期宣告效果是否有不同?實證結果，公司在宣告買回庫藏股時，新冠疫情期間的宣告效果是顯著大於 SARS 疫情期間的宣告效果，電子與非電子 SARS 疫情期間與新冠疫情期間對庫藏股之宣告效果不具顯著差異。

陸韋志(2021)研究以新冠肺炎期間，宣告實施庫藏股公司為樣本，經研究證實發現，在新冠肺炎期間庫藏股宣告公司的平均股票異常報酬於事件發生日後呈現正向顯著，另外同業競爭的平均股票異常報酬在事件發生日後亦呈現正向顯著，符合資訊移轉效果中的感染效果。

江品濤(2021)研究當企業購回庫藏股時與權益錯價之關聯性，經實證發現電子產業相較其他產業宣告效果較高，企業買回目的在於轉讓股份給員工較其他目的對於股票的宣告效果大，本研究支持訊號發射假說，顯示企業會於價值低估時宣告庫藏股買回，以維持其股價。

劉昇達(2021) 台灣股市庫藏股買回宣告對於股票報酬之影響，研究期間 2017 年至 2020 年，以台灣上市研究為標準，實證結果不同買回目的宣告日股價均具有正向的宣告效果，以維護公司信用及股東權益為買回目的為宣告效果大於轉讓股份於員工為目的為宣告效果。

李怡潔(2022)研究 COVID-19 疫情前後庫藏股宣告與其執行率對股價反應之研究，研究期間 2017 年 1 月至 2021 年 12 月期間台灣證交所公開上市公司之庫藏股資料，經實證後顯示公司庫藏股回購宣告當日有顯著正向異常報酬，並在往後 30 內有多日的正向異常反應，另外不同的實

際回購執行率對股價反應之差異有影響，比起較低購回執行率( $P < 75\%$ )，較高購回執行率( $P > 75\%$ )在股價異常報酬有較高表現。

## 第二節 庫藏股實施回購與相關產業連動性文獻

陳彥韋(2021)研究期間 2000 年 9 月到 2020 年底所有公告買回股票之事件，樣本是以台灣上市上櫃公司，研究實證結果過去完成率具內生性，過去完成率對後續購回宣告報酬的影響受同期公司治理機制的內部人持股率與機構持股率的衝擊。這顯示公司治理之重要性，其對公司價值與股票購回政策之資訊內涵值得重視。

謝瑄憶(2022)研究公司購回庫藏股的同儕效應，分析期間 1996 年 12 月至 2020 年 12 月，經實證結果，公司作出購回庫藏股決策時，除了考慮自身公司狀況也會考慮同儕公司狀況，且進一步發現，公司跟隨同儕公司進行宣告購回庫藏股後，不會為其股票帶來短期正向績效報酬，因為其行為是出於同儕效應策略動機。

## 第三章 研究方法

### 第一節 資料範圍與來源

本於文章主要探討 2011 年 1 月至 2020 年 12 月，台灣上市實施庫藏股回購之公司，於該期間內總實施家數及台灣加權股價指數之資料，此章將針對本研究資料選取與來源以及樣本選取與應變數選用說明，並建立研究假設與統計方法，資料來源皆來自台灣新報資料庫(TEJ)與台灣證券交易所(TSEC)。

### 第二節 研究設計

為了瞭解台灣上市公司於實施庫藏股回購期間家數，對於台灣加權股價指數的影響，本研究採取時間序列模型來進行探討，開始先利用敘述統計方法分析庫藏股回購公司時間序列資料並觀察其特性，再來探討研究方向使用單根檢定、異質檢定與序列相關檢定、GARCH 模型，得出實證結果並加以分析(吳貝芬、2006)。

### 第三節 資料檢定

#### 一、常態分配檢定

對於樣本期間的時間序列做敘述統計，以下列二種檢定方式，判斷是否為常態分配。

##### (一) 峰態係數檢定法

峰態係數係衡量分配兩端密集得程度，峰度(Kurtosis)統計量  $k$ ，如式(3-1):

$$K = \frac{\sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^4}{n\sigma^4} \quad (3-1)$$

其中， $r_t$ 為報酬率； $\bar{r}$ 為報酬率平均數， $n$ 為樣本數； $\sigma$ 為報酬率標準差。在 0.05 的顯著水準下，若  $Z$  統計量無法拒絕虛無假設時，則表示此數列的峰態係數(Coefficient of Kurtosis)值顯著為 3，一個常態分配峰態係數  $K$  等於 3。本研究即檢定其超額(高狹)峰態係數值(峰態係數值減 3)是否為 0，作為判斷依據。

## (二) 偏態係數檢定法

偏態係數係衡量機率分配的對稱性，偏態(Skewness)係數統計量  $s$ ，如式(3-2)

$$s = \frac{\sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^3}{n\sigma^3} \quad (3-2)$$

其中  $r_t$  為報酬率， $\bar{r}$  為報酬率平均數； $n$  為樣本數； $\sigma$  為報酬率標準差。

在 0.05 的顯著水準以下，若 Z 統計量無法拒絕虛無假設時，則表示此列數的偏態係數值為 0。一個常態分配偏態係數  $s$  等於 0，本研究即檢定偏態係數是否為 0，作為判斷的依據。

## 二、單根檢定

股價報酬率與庫藏股買回資料都屬於時間序列性質，因此利用時間序列模型作分析前，必須檢定時間序列是否為恆定狀態下(Stationary)，一般傳統研究經濟數列動態關係時，通常先對相關去除其非恆定因素，再以傳統得迴歸方式進行分析。而 Nelson and Plosser(1982)，卻發現大部分總體經濟數列，其非恆定因素乃是隨機的，此變數的隨機非恆定性對時政模型的建立、估計及推論，在傳統的計量方法上，可能產生 Granger and Newbold(1974)所提出假性迴歸的問題，(Spurious Regression):分析  $R^2$  很高， $t$  統計量、 $F$  統計量都很顯著，但 DW 統計量卻趨近於 0 得現象，過度拒絕沒有序列相關的虛無假說，而造成統計上的偏誤，為進行檢定資料

是否符合平穩(Stationary)的時間序列，本研究將採用 Dickey and Fuller(1979)所提出比較為客觀解嚴謹之 Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定(unit root test)，作為該序列可否滿足平穩狀態之判斷依據。其檢定模型如下(3-3)

$$\Delta\gamma_t = b_1 + b_2 t + b_3 \gamma_{t-1} + \sum_{s=1}^k C_s (\Delta\gamma)_{t-s} + u_t \quad (3-3)$$

$\Delta$ 表示一階差分運算子， $t$ 時間趨勢， $u$ 為白噪音過程，檢定變數定態的虛無假設 $H_0: b_3=0$ ，倘若檢定式拒絕 $H_0$ ，則表示該數列並不存在單根，即此時間數列為穩定之形態，反之，檢定之結果若不能拒絕虛無假設時，表示此一數列存在單根，即此一時間數列並不穩定，需將此數列差分處理直到穩定為止。

#### 第四節 序列相關檢定與異質檢定

##### 一、序列相關檢定

為檢測時間數列是否存在自我相關，因此本研究採用 Ljung-Box(1978)提出之 $Q$ 統計量來檢測序列資料是否存在自我相關，序列相關得假設為

$H_0 =$  報酬序列無序列相關

$H_1 =$  報酬序列有序列相關

檢測序列相關的 Ljung-Box  $Q$  統計量公式如下：(3-4)

$$Q(N) = T(T + 2) \sum_{j=1}^N \left( \frac{\rho_j^2}{T-j} \right) \quad (3-4)$$

$\rho_j$  為落後  $j$  期的樣本相關係數； $T$  為樣本數；Ljung-Box 聯合檢定得虛無假設為自我相關係數皆為零，若統計量  $Q$   $P$ -value 小於 0.05 為顯著水準，則拒絕無序列相關之虛無假設。在序列相關檢定階段，若原始數列經過 Ljung-Box  $Q$  檢定後，顯示具有序列相關存在，則須配適 ARMA 調整原始序列資料，以符合模型操作得假設。

## 二、自我迴歸移動平均(Auto-regressive Moving Average ,ARMA)

序列由本身過去的觀測值給予不同權重來解釋，稱為自我回歸模型（簡稱 AR 模型），而由同期與過去之隨機項給予不同的權重來解釋，則稱為移動平均模型（簡稱 MA 模型），此兩種模型組合在一起，即為自我回歸移動平均模型。時間序列資料通常出現在前後期具有相關性，為解決線性迴歸模型不適用問題，Box and Pierce(1970)年提出自我迴歸移動平

均模型，此模型由：AR-自我回歸項、MA-移動平均項兩個工具的處理與結合，可用來說明恆定的時間序列，其模型如式(3-5)

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q b_{t-j} \quad (3-5)$$

其中， $Y_t$ 為第 $t$ 天的股價報酬，受過去 $p$ 期條件變異數及 $q$ 期誤差項的影響。

在決定自我迴歸項( $p$ )和誤差項( $q$ )的最適期數時，本研究採用Akaike(1973)準則(Akaike Information Criterion ,AIC )來決定自我相關最適期數，其方程式如式(3-6)：

$$AIC(k) = T \times \ln \sigma^2 + 2k \quad (3-6)$$

其中， $k$ 為參數之個數， $T$ 為觀察值的個數， $\sigma^2$ 為樣本變異數最大概似估計值，使AIC為最小的 $k$ 即為 $p$ 和 $q$ 之最適期數。

### 三、異質性檢定

在時間序列資料中也常存在殘差項變異數不相等的情況，使的OLS模型中之殘差項具同質性的假設被違背了。本研究針對報酬殘差以Ljung-

Box-Pierce $Q$ 統計量做檢定可以檢定誤差平方項是否序列相關，即探討條件變異數是否具有異質性。此外，由於 ARCH 與 GARCH 模型之前，必須在變異數異質檢定後再更嚴謹地進行 ARCH 效果檢定，本研究採用 Engle(1982)的拉氏成數檢定法檢視殘差序列的變異數是否具 ARCH 效果。LM 檢定的虛無假設及對立假設為 $H_0$ ：無 ARCH 效果及 $H_1$ ：有 ARCH 效果。LM 檢定統計量計算式如下(3-7)：

$$\varepsilon_t^2 = c_0 + c_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + c_q\varepsilon_{t-q}^2 + \xi_t \quad (3-7)$$

其中 $q$ 為殘差序列落後期數 $C_0$ 為截距項； $C_q$ 為迴歸係數； $\xi_t$ 為殘差項。拉氏乘數檢定法之統計量 $T \times R^2$ ， $T$ 為樣本數， $R^2$ 為判定係數，此統計量漸進自由度為 $q$ 之卡方分配。

#### 四、GARCH 模型

在一般傳統之計量方法中，都是假設誤差項的變異數為同質變異，且誤差項之間是相互獨立的，然而實證上顯示許多財務性資料是有異質變異的特性，如 Mandelbrot(1963)觀察到股價波動有叢聚現象，若前期產較大波動時，當期也會有較大幅度之波動，前期波動幅度小時當期的波動幅度亦小，及變異數有隨時間經過而發生改變的特性。Engle(1982)針對這問

題，提出自我迴歸條件異質變異數分析模型(ARCH)，打破誤差項的變異數為同質變異之假設，而允許條件變異數為過去誤差項平方的函數，掌握在財務資料上異質變異之特性。

隨後，Bollerslev(1986)根據 ARCH 模型的認定方式，及考慮移動平均之部分(MA)，將落後期的條件變異數加入 ARCH 模型，使本期的條件變異數除了受到落後  $p$  階的誤差項平方之影響，且受到落後的  $q$  階之的條件變異術的影響，稱之為一般化自我回歸條件變異數分析模型(GARCH)。一個高階 ARCH( $p$ )模型，可以轉變成一個低階的 GARCH( $p, q$ )模型，所以 GARCH 可以簡化 ARCH 模型估計參數中過多的問題，達到模型估計參數精簡性，且比 ARCH 更具解釋能力，因此 GARCH ( $p, q$ )模型結構較 ARCH( $p$ )模型更具有彈性。

GARCH( $p, q$ )模型設定如下(3-8)。

$$r_t = x_t b + \varepsilon_t \quad (3-8)$$

其中  $r_t$  為時間序列資料； $x_t$  為包含先決變數與外生變數之向量； $b$  為參數向量  $\varepsilon_t$  為滿足下式的誤差值：

$$\varepsilon_t = h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0,1) \quad (3-9)$$

$$h = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (3-10)$$

其中， $h_1$  為條件變異數； $p, q$  為非負之整數， $w > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0$ ，其中 1 表示為預期內的變動即殘差項，定義為  $\varepsilon \equiv r_t - E(r_t | \Phi_{t-1})$ ，其中  $\Phi_{t-1}$  為表  $t-1$  的資訊集合。當  $q = 0$  則 GARCH ( $p, q$ ) 就回復到 ARCH( $p$ ) 模式，而當  $p = q = 0$  則此模式即為一個純白噪音。

## 第五節 模型建立

為了瞭解庫藏股回購家數、法人買賣超與成交量在金融市場內，針對台灣股市報酬率與波動性之影響，本研究採取 GARCH 模型估計。

一、探討庫藏股買回家數、法人買賣超與成交量在金融市場對台灣加權股價指數報酬率與波動性的影響

### (一) 研究變數處理

#### 1. 多頭行情定義

利用 Fabozzi & Francis(1977)提出的定義加以結合，其定義敘述如下：

(1)把台灣股票市場定義為僅有多頭與空頭市場兩種。

(2)以加權股價指數每月底的收盤指數，作為判斷多空市場基準。當收盤指數連續3個月上漲，為多頭市場確立，以上漲的第一個月為多頭市場開始月份當收盤指數連續3個月下跌，為空頭市場確立，以下跌第一個月為空頭市場月份，空頭結束月為多頭確立開始月份的前一個月。

2.台灣加權股價指數的報酬率用相鄰兩天股價取對數一階差分來表示，其計算方式如下

$$r_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) \quad (3-11)$$

其中 $p_t$ 、 $p_{t-1}$ 分別為第 $t$ 天和 $t-1$ 天的股價指數

$$2. \text{庫藏股買回 } (\overline{number}) : \frac{\text{第 } t \text{ 期庫藏股買回}}{\frac{\text{第 } t \text{ 期加權股價指數}}{\text{基準點}}} \quad (3-12)$$

$$3. \text{法人買賣超 } (\overline{corporations}) : \frac{\text{第 } t \text{ 期法人買賣超}}{\frac{\text{第 } t \text{ 期加權股價指數}}{\text{基準點}}} \quad (3-13)$$

$$4. \text{成交量 } (\overline{Volume}) : \frac{\text{第 } t \text{ 期成交量}}{\frac{\text{第 } t \text{ 期加權股價指數}}{\text{基準點}}} \quad (3-14)$$

註：本研究基準點是採整個研究期間台灣加權股價指數當日收盤價為基準點，其作法主要是為了瞭解其實質買賣力。

## (二)GARCH 假設模型

綜合上述各總因素考量與說明，本研究所設定假設庫藏股買回家數、法人買賣超、成交量對加權股價指數報酬率之 GARCH 模型估計，其假設 AR1-GARCH(1,1)如式(3-15)：

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 \overline{number}_t + \alpha_3 \overline{sq\_umumber}_t + \alpha_4 \overline{changeun}_t + \alpha_5 \overline{corporations}_t + \alpha_6 \overline{d\_coportation}_t + \alpha_7 \overline{Volume}_t + \alpha_8 \overline{d\_Volum}_t + \alpha_9 \overline{all}_t + \alpha_{10} AR1$$

$$\varepsilon_t = h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0,1) \quad (3-15)$$

$$h_t = g_0 + g_1 \cdot \varepsilon_t + g_2 \cdot h_t + g_3 \overline{number}_t + g_4 \overline{sq\_number}_t + g_5 \overline{changeun}_t + g_6 \overline{corporations}_t + g_7 \overline{d\_coportation}_t$$

其中：

$r_t$  為當期股市報酬率

$\varepsilon_t$  表示為預期之變動即殘差項

$h_t$  為  $t$  期之條件變異數

$\overline{number}$  為庫藏股買回

$\overline{corporations}$  為法人買賣超

$\overline{Volume}$  為成交量

$\overline{sq\_number}$  為庫藏股買回家數取平方項

$\overline{changeun}$  為庫藏股買回家數取變動率%的

$\overline{d\_coportation}$  為法人買賣超取一階差分

$\overline{d\_Volum}$  為成交量取一階差分

$\overline{all}$  為家數與成交量之交乘項

AR1為落後期數



## 第四章 實證分析

### 第一節 資料特性分析與檢定

#### 一、庫藏股家數時間序列敘述統計

表 4-1 為庫藏股家數及法人買賣超統計分析結果，可觀察到庫藏股家數在平均值部分，原則上空頭趨勢庫藏股買回家數皆比多頭趨勢還要再多，另外也發現在施庫藏股行為有延續性情況，例如 2020 年 4 月 1 日至 2020 年 12 月 31 日在多頭市場庫藏股平均值高於空頭，意味著可能金融市場在急劇崩盤下被國家體制急速進場安定，庫藏股買回家數產生延續性。原則上多頭市場法人買超總天數大於賣超總天數，相反空頭市場賣超總天數大於買超總天數，但 2020 年 1 月 2 日至 2020 年 3 月 31 日空頭市場中法人買超總天數高於賣超的總天數，推測金融市場受外在因素激烈下跌狀況中法人尚未跟上賣超，又因國安基金及急速拉抬台灣加權股價指數情況，造成空頭市場庫藏股買超總家數大於賣超總家數。

從圖 4-1 至圖 4-4 可看出，庫藏股買回、法人買賣超、成交量與台灣加權股價指數有波動叢聚現象，意思就是將加權股價指數報酬率、法人買賣超、成交量及台灣加權股價指數以時間序列圖形表達時，可觀察到圖 4-1 與 4-2 對比發現台灣加權股價指數跌幅越激烈庫藏股買回家數越多，另外圖 4-2、4-3 與 4-4 相比較發現，可看出台灣加權股價指數越高法人買賣金額越大且因此成交量相對持續增加，顯示外資的資金不斷地湧入台灣股票市場有利於成交量及指數。



表 4-1 庫藏股買回家數與法人買賣超金額敘述統計

		庫藏股 買回平 均家數	庫藏股買 回當日最 大家數	庫藏股 買回家 數標準 差	法人買 賣超總 天數	法人買賣超 金額平均 (新台幣億 元)	法人買賣超 金額標準差 (新台幣億 元)
空頭 (2011-01-03~ 2012-06-29)	買	28.24	91	23.036	171	57.721	53.834
	賣	25.974	90	22.963	196	-59.295	55.483
多頭 (2012-07-02~ 2015-04-30)	買	12.032	35	8.2956	431	51.827	46.992
	賣	12.992	35	8.6637	265	-50.738	48.065
空頭 (2015-05-04~ 2015-08-31)	買	37.031	100	21.565	32	36.534	30.664
	賣	45.673	104	22.958	52	-54.702	41.675
多頭 (2015-09-01~ 2019-12-31)	買	19.202	119	19.708	578	52.032	42.740
	賣	19.272	121	20.193	481	-54.533	49.413
空頭 (2020-01-02~ 2020-03-31)	買	16.875	97	28.092	61	53.219	32.841
	賣	20.622	113	28.720	37	-151.92	122.25
多頭 (2020-04-01~ 2020-12-31)	買	27.109	119	35.601	101	85.429	74.261
	賣	34.807	118	43.411	88	-97.156	89.237

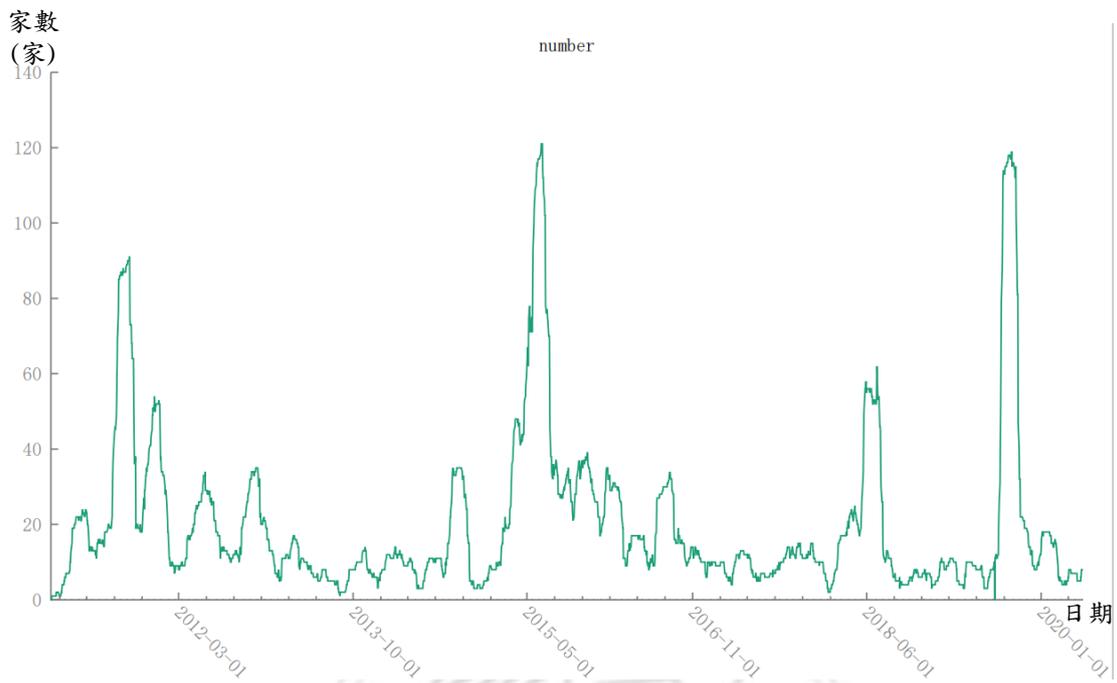


圖 4-1 每日實施庫藏股買回家數時間序列圖

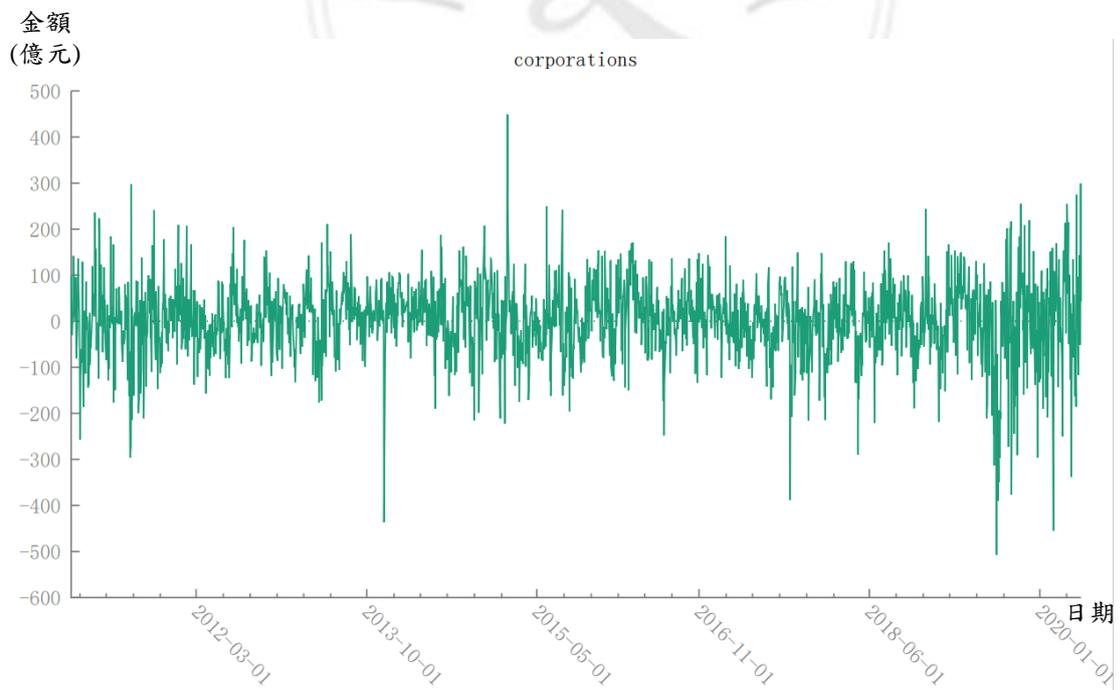


圖 4-2 每日法人買賣超金額時間序列圖

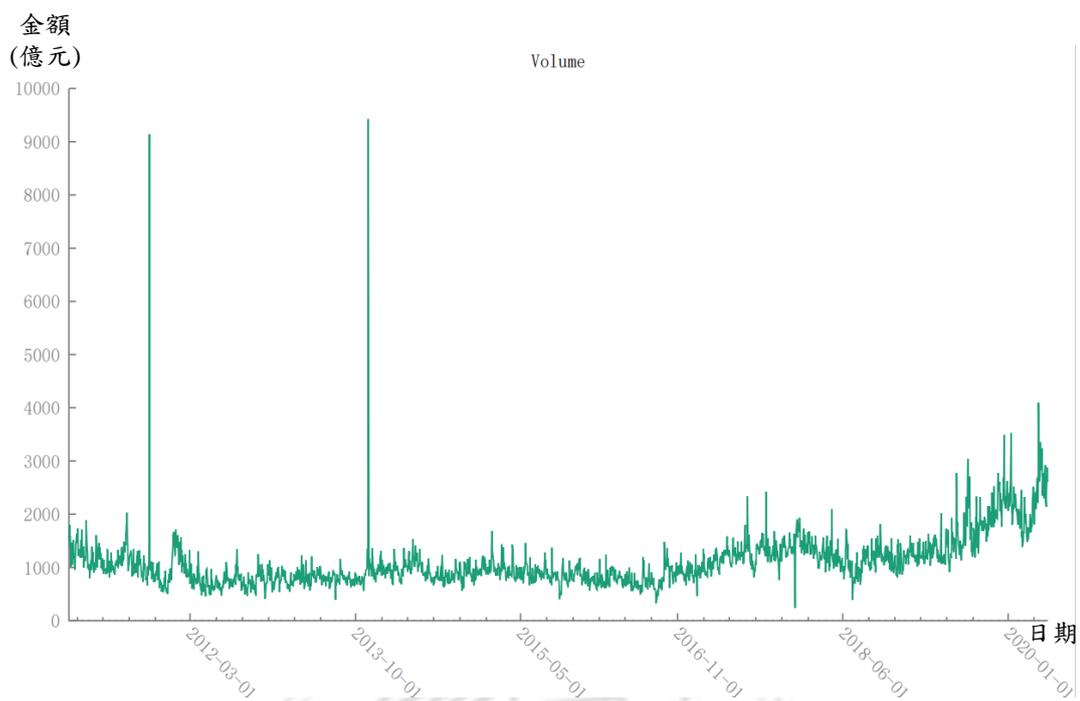


圖 4-3 每日大盤成交金額時間序列圖

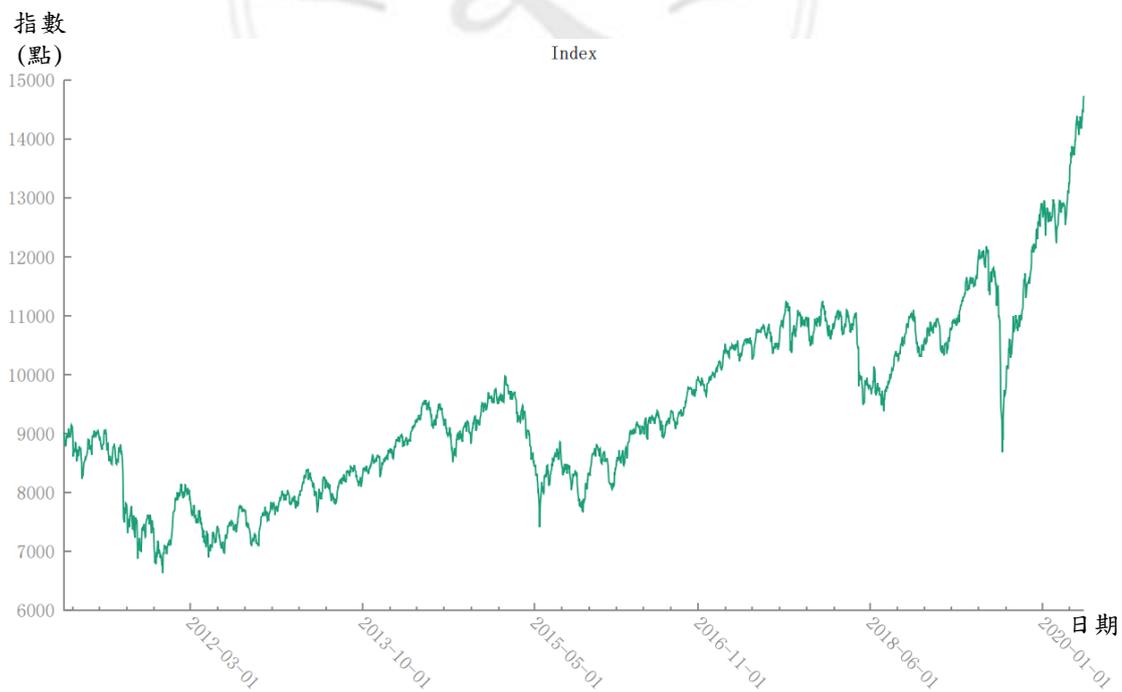


圖 4-4 每日台灣加權股價指數時間序列圖

## 二、每日家數、法人買賣超、成交量、台灣加權股價指數之敘述統計

### (一)資料檢定

表 4-2 為庫藏股買回家數、法人買賣超、成交量與加權股價指數之日敘述統計量，除了法人買賣超為負偏態其餘皆為正偏態。進一步採 Jarque-Bera 值來檢驗，可得知日報酬率每日家數、法人買賣超、成交量與加權股價指數均非常態分配，因此需要做 GARCH 檢定。

在進行時間序列模型前，須將所有變數執行單根檢定，檢定時間序列是否為恆定，再進行其統計檢定。本文則採用 ADF 方式檢驗各變數之恆定性。從表 4-2 得知在庫藏股家數、法人買賣超經檢定後發現-5.82737\*\*\*及-11.2919\*\*\*數值，此數據表示沒有任何虛無假設可能性因此可以拒絕單根，其原因推測庫藏股家數及法人買賣超可以今日買明日賣隔日沖銷，所以拒絕  $A=1$  虛無假設。反之表 4-2 成交量及台灣加權股價指數經檢定後發現-1.61066 及 0.456516，無法拒絕虛無假設所以有單根現象。

表 4-2 庫藏股買回家數、法人買賣超、成交量與台灣加權股價指數敘述統計及檢定表

	庫藏股買回家數(家)	法人買賣超(億元)	成交量(億元)	加權股價指數(點)
mean 平均數	20.14	1.88	1096.0	9407.6
median 中位數	12.00	6.25	980.0	9161.1
min 最小值	0.0	-507.40	239.0	6633.3
max 最大值	121.0	449.00	9424.0	14733
Std.dev 標準差	21.80	79.70	487.07	1506.1
Skewness 超額偏態	2.67	-0.55	5.07	0.66
Kurtosis 超額峰態	7.77	3.54	66.85	0.20
IQ range(四分位數)	16.0	84.40	454.5	2257.1
觀察值(樣本數)	2448	2448	2448	2448
ADF 檢定	-5.82737***	-11.2919***	-1.61066	0.456516

註 1:\*\*\*表示有 1%的顯著水準，\*\*表示有 5%的顯著水準，\*表示有 10%的顯著水準

## (二)資料相關檢定與異質性檢定

資料經過檢定為定態後，使用 Ljung-Box 的  $Q$  統計量來檢定台灣加權股價指數方程式是否有殘差自我相關及 ARCH 現象，首先將 Index 台灣加權股價指數先取對數再一階差分轉成報酬率，從表 4-3 中 OLS(ordinary least square 普通最小平方法)檢定下可看出均有顯著性，進而在殘差自我相關檢定發現只有 2、3 期有顯著其他均無顯著性，可能原因為成交量所造成，於表 4-2 出現有單根現象可得知，另外在 ARCH 異質變異檢定時均有顯著反映，有此可知皆有 ARCH 現象。

表 4-3 OLS 庫藏股買回家數、法人買賣超及成交量迴歸檢核表

		Coefficient	Std.error	t
OLS	Const	-0.142940***	0.0377225	-3.789
	Number	0.00282519***	0.00064643	4.370
	corporations	0.00830751***	0.00017703	46.93
	Volume	0.00008275***	0.00002897	2.856
殘差 自我 相關	Const	0.00737733	0.0376469	0.1960
	corporations	0.00004472	0.00017678	0.2530
	Volume	-0.0000065	0.00002894	-0.2274
	number	-0.00001513	0.00064314	-0.02353
	uhat_1	-11.640239	2.02550	-0.3161
	uhat_2	9.38085***	2.02702	4.628
	uhat_3	5.43416***	2.03841	2.666
	uhat_4	-1.36610	2.02794	-0.6736
	uhat_5	-0.849650	2.02996	0.4186
ARCH	Alpha(0)	0.00258975***	0.00037062	6.994
	Alpha(1)	31.8965***	2.02571	15.75
	Alpha(2)	6.19665***	2.12580	2.915
	Alpha(3)	12.6600***	2.11402	5.989
	Alpha(4)	-2.54017	2.12528	-1.195
	Alpha(5)	-0.92557	2.02538	-0.9507

註 1:\*\*\*表示有 1%的顯著水準，\*\*表示有 5%的顯著水準，\*表示有 10%的顯著水準

利用式(3-15)方程式經試運算後，僅有法人買賣超及成交量呈現出有顯著影響，而庫藏股家數、庫藏股家數平方項以及家數變動率均無顯著性。由表 4-4 可以推測其原因，由此研判單純庫藏股家數對台灣加權股價指數無直接性影響，換句話說庫藏股家數若要影響可能需要加入其他條件。例如成交量，在下階段就把庫藏股買回家數與成交量實施交乘項，另外在法人買賣超及成交量部分，為了避免有單根現象，把此兩項都取一階差分在帶入方程式來探討，是否會達到顯著效果。

表 4-4 AR(1)-GARCH(1, 1)試算檢核表

GARCH	Const	-0.00131197***	0.503844	-2.604
	number	0.00135763	0.00205088	0.6620
	corporations	0.00797419***	0.00030315	26.30
	Volume	0.00008787**	0.00003632	2.419
	Sq_number	0.00001380	0.00001894	0.7288
	changeun	0.00209006*	0.00001192	1.753
	AR1	14.1636***	1.70435	-8.310

註 1:\*\*\*表示有 1%的顯著水準，\*\*表示有 5%的顯著水準，\*表示有 10%的顯著水準

註 2: Sq\_number 即為家數平方項、changeun 即為家數取變動率%

利用式(3-15)均數方程式運算，從表 4-5 所示成交量跟法人買賣超取一階差分，其原因是要成交量跟前一天比量增或量減，或是三大法人買賣超跟前一天增減比有無影響。另外由 4-5 得知庫藏股家數不會單獨存在去影響，畢竟庫藏股家數增減會直接影響交易上之成交量，為了避免讓庫藏股家數單獨存在實施新增變數交乘項讓庫藏股家數乘上成交量。再一次帶入 GARCH 裡面，結果發現一樣庫藏股家數與家數的平方項不顯著，在  $\text{changeun}=0.00268382^{***}$  庫藏股家數的變化率卻有顯著性， $\text{all}=0.00000258^{**}$  意味著庫藏股家數的比例增加會對報酬率影響， $\text{Volume}=0.000073703^{***}$  成交量越大對指數是有利的， $d_{\text{Volume}}=-0.00007415^{***}$  但是成交量增很多很快卻是對報酬率是負向，家數與家數平方對報酬率沒有影響， $\text{changeun}=0.00268382^{***}$  家數變化率(所謂變化率就是今天家數跟昨天家數相減，意思變化率是屬於短期影響或是一天影響意味宣告影響)對於報酬率有正向影響， $\text{all}=0.00000258^{**}$  另外庫藏股家數越多必須透過成交量才可以產生影響，因此庫藏股成交量則屬於中長期影響，意思成交量一樣庫藏股家數越多就是越容易上漲，這上漲不是短期宣告效果而是實質中長期影響的。

表 4-5 AR(1)-GARCH(1, 1)均數方程式表

	Coefficient	Std.error	Z
Const	-0.126373***	0.00035702	-3.540
corporations	0.00467473***	0.00022350	20.92
Volume	0.000073703***	0.00002359	3.124
d_corporations	0.00407615***	0.00020137	20.21
d_Volume	-0.00007415***	0.00002538	-2.921
number	-0.00001335	0.00169272	-0.07353
Sq_number	-0.00001335	0.00001491	-0.8954
changeun	0.00268382***	0.00087342	3.073
all	0.00000258**	0.00000109	2.363
AR1	14.7863***	2.13215	6.935
conditional		Variance	equation
omega	0.0005199	0.00003517	14.78
Alaha	14.6597	1.91001	7.675
Gamma	58.4411	7.90047	7.392
Beta	67.6467	1.85862	36.40

註 1:\*\*\*表示有 1%的顯著水準，\*\*表示有 5%的顯著水準，\*表示有 10%的顯著水準。

註 2: Sq\_number 即為家數平方項、changeun 即為家數取變動率%、d\_corporations 即三大法人買賣超取一階差分、d\_Volume 即成交量取一階差分、all 即為家數與成交量之交乘項。

## 第二節 實證結果

一、本研究依(3-15)式 AR1-GARCH(1,1)模型所得到實證，依庫藏股買回、法人成交量、成交量對加權股價指數報酬率分析結果如下所示：

(一)庫藏股買回、法人買賣超與成交量對台灣加權股價指數報酬率影響實證結果

1.表 4-6 均數方程式  $\text{number}=-0.00170688$  與  $\text{Sq\_number}=-0.00000214$  沒有顯著效果，但是  $\text{changeun}=0.00308983^{***}$ 是有顯著效果，意思庫藏股宣告效果家數變化是對加權股價指數報酬率有影響，表示庫藏股買回實施家數增加對報酬率有實質效果。

2.法人買賣超交易量對台灣加權股價指數報酬率影響，由表 4-6 均數方程式可發現  $\text{corporations}=0.00488369^{***}$ 是有顯著效果，意味著在金融市場法人當天買賣超交易量對台灣加權股價指數報酬率有正向影響，而法人買賣超( $\text{d\_corporations}=0.00408476^{***}$ )前一天成交量對當日加權股價指數報酬也有正向影響，總結以法人買賣超對加權股價指數報酬率是有相當影響力，且有延續性效果。

3.大盤成交量與台灣加權股價指數報酬率之波動性的影響，由表4-6均述方程式所發現  $\text{Volume}=0.00009276^{***}$ 有顯著效果，當每天成交量越大對台灣加權股價指數有正向影響，而前一天大盤成交量與當日成交量相比就變成負向情形( $d\_Volume=-0.00008122^{***}$ )，當天成交量越大有助於當天的報酬率，但是前天的成交量有可能是今天的賣壓，顯然發現一件事情大盤成交量變大是雖屬正向，但是並不代表無限增量也是件好事。

## (二)庫藏股買回與法人賣賣超對台灣加權股價指數報酬率之波動性影響 實證結果

1. 表 4-6 變異數方程式中  $\text{changeun}=0.00000473^*$ 是無顯著效果，但  $\text{number}=0.00000127^{***}$ 及  $\text{Sq\_number}=-0.00000009^{***}$ 卻是對波動性有顯著影響，意思庫藏股宣告後家數大小(家數漲跌)對加權股價指數報酬率之波動性有實質影響，但對庫藏股宣告後家數變化率(增加)無明顯效果，意味著庫藏股宣告期間若僅有庫藏股買回家數持續增加，未有任何成交量及交易量還是無法推升加權股價指數，因此對於波動性是無效果的。

2. 表 4-6 變異數方程式中  $\text{corporations} = -0.00000382^{***}$  顯然發現一件事情，法人買賣超交易量在金融市場中對加權股價指數報酬率之波動性有負向影響，表示法人交易量越大波動越小。法人前一天買賣超 ( $d\_corporations = 0.00000384^{***}$ ) 交易量在金融市場內與當日台灣加權股價指數報酬率之波動性有負向影響力，即當天法人買賣超交易量對台灣加權股價指數報酬率之波動性是正向影響，前一天法人買賣超交易量對台灣加權股價指數報酬率之波動性是負向影響。



表 4-6 AR(1)-GARCH(1, 1)均數-變異數方程式表

		Coefficient	Std.error	Z
均 數 方 程 式	Const	-0.142845***	0.0352826	-4.049
	corporations	0.00488369***	0.00021438	22.78
	Volume	0.00009276***	0.00002229	4.161
	d_corporations	0.00408476***	0.00001847	22.11
	d_Volume	-0.00008122***	0.00002326	-3.490
	number	-0.00170688	0.00185275	-0.9213
	Sq_number	-0.00000214	0.00001627	-0.1315
	changeun	0.00308983***	0.00084875	3.640
	all	0.00000302***	0.00000116	2.603
	AR1	15.5541	0.0208193	7.471
變 異 數 方 程 式	Const	0.00054970***	0.00004894	11.23
	corporations	-0.00000382***	0.00000026	-14.50
	d_corporations	0.00000384***	0.00000039	9.762
	number	0.00000127***	0.00000273	4.653
	Sq_number	-0.00000009***	0.00000003	-2.591
	changeun	0.00000473*	0.00000266	1.776
	Alaha	9.68544	30.8356	0.3141
	Gamma	98.1139	314.051	0.3124
	Beta	62.5371	2.51185	24.90

註 1:\*\*\*表示有 1%的顯著水準，\*\*表示有 5%的顯著水準，\*表示有 10%的顯著水準。

註 2: Sq\_number 即為家數平方項、changeun 即為家數取變動率%、d\_corporations 即三大法人買賣起

取一階差分、d\_Volume 即成交量取一階差分、all 即為家數與成交量之交乘項。

### 第三節 小節

本研究利用 GARCH 模型探討庫藏股家數對台灣加權股價指數報酬率及波動性之影響，實證結論總結如下：

1.用敘述統計方法分析庫藏股買回時間序列資料，發現庫藏股買回在多頭市場時，公司實施庫藏股買回的家明顯數少，相反的庫藏股買回在空頭市場時，公司實施庫藏股買回的家明顯數多。

2.庫藏股宣告效果家數變化是對台灣加權股價指數報酬率有正向影響，表示庫藏股買回實施家數增加對台灣加權股價報酬率有實質效果。若金融市場當天法人買賣超交易量對台灣加權股價指數報酬率有正向影響，而法人買賣超與前一天成交量對當日加權股價指數報酬有正向影響，意思法人買賣超對加權股價指數報酬率是有相當影響力，且有延續性效果。每日大盤成交量越大對台灣加權股價指數報酬率有正向影響(0.00009276\*\*\*)，相反的前一天大盤成交量與當日成交量對台灣加權股價指數報酬率相比就變成負向影響(-0.00008122\*\*\*)，表示大盤成交量變大是雖屬正向影響，但是並不代表無限增量或是突然增量也好現象，當天成交量越大有助於當天的報酬率，但是前天的成交量或許是今天的賣壓。

3.庫藏股買回宣告後家數大小(家數漲跌)對台灣加權股價指數報酬率之波動性有實質影響，但對庫藏股宣告後家數變化率(增加)無明顯效果，意味著庫藏股宣告期間若僅有庫藏股買回家數增加，但成交量卻無明顯增量對於台灣加權股價指數報酬率之波動性是無效果的。法人買賣超交易量在金融市場中對加權股價指數報酬率之波動性有負向影響，表示法人買賣超交易量越大台灣加權股價指數報酬率之波動越小，而法人前一天買賣超交易量在金融市場內與當日台灣加權股價指數報酬率之波動性有負向影響力，即當天法人買賣超交易量對台灣加權股價指數報酬率之波動性是正向影響，前一天法人買賣超交易量對台灣加權股價指數報酬率之波動性是負向影響。

## 第五章 結論與建議

### 第一節 結論

本研究探討庫藏股買回對市場指數報酬率與波動性之影響，樣本期間為 2011 年 1 月至 2020 年 12 月，利用了 Bollerslev(1986)所提出的 GARCH 模型研究庫藏股買回、法人買賣超及成交量對台灣加權股價指數報酬率及波動性之影響。研究結果如下：

1.本研究探討庫藏股買回、法人買賣超、成交量對市場指數之影響，就依庫藏股買回家數及法人買賣超時間序列敘述統計資料分析，原則上空頭趨勢庫藏股買回家數皆比多頭趨勢還要多，另外也發現在施庫藏股行為有延續性情況。原則上多頭市場法人買超總天數大於賣超總天數，相反空頭市場賣超總天數大於買超總天數。

2.根據本研究實證發現，公司庫藏股宣告效果在家數變化上對加權股價指數報酬率有影響，由此可見庫藏股買回實施家數增加對加權股價指數報酬率有實質效果。而金融市場當天法人買賣超交易量對台灣加權股

價指數報酬率是有正向影響(0.00488369\*\*\*)，另外法人買賣超與前一天法人成交量對當日加權股價指數報酬有正向影響(0.00408476\*\*\*)，由此得知投資者當無法分辨金融市場趨勢而研判當日台灣加權股價指數報酬率的漲跌情況，可藉由觀察前一天法人買賣超與當日的法人買賣超交易量作為投資的參考依據之一。在金融市場內若當天大盤成交量對台灣加權股價指數報酬率是有正向影響(0.00009276\*\*\*)，但當日大盤成交量與前一天成交量對當日加權股價指數報酬卻負向影響(-0.00008122\*\*\*)。例如帶值進去試算看看，如前一天得法人買超 900 億，當天 Volume 法人買超 1000 億，將數值 0.00009276 乘上 1000=0.09276 及另外把數值-0.00008122 乘上 100=-0.008122，成交量是越大越好但是 d\_Volume 還是負的，意思成交量變大後影響效果不大。但是增量後繼續維持例如前一天得法人買超 100 億，當天法人買超 200 億，往後每天都繼續買 200 億就有顯著效果，給投資者建議為，法人買超成交量暴增是不影響報酬率，唯一暴增後繼續維持對於報酬率有效果。

3.庫藏股買回宣告後其家數大小(家數漲跌)對台灣加權股價指數報酬率之波動性有實質影響，但對庫藏股宣告後家數變化率(增加)無明顯效果，意思如果每天庫藏股買回家數持續放大，但是都沒有任何成交量還是無法推升加權股價指數，例如帶值進去試算看看，若值帶 100 家的話為

0.00000127 乘上 100 為 0.000127，另外-0.00000009 乘上 10000 為-0.00009，因此庫藏股家數需要增量到一定值就有可能壓低波動，因此庫藏股家數太少波動性會增加。

4.由研究實證結過發現，法人買賣超對加權股價指數確實有影響力，如法人當天的法人買賣超對台灣加權股價指數報酬率之波動率有負向影響(-0.00000382)，而前一天的法人買賣超對當天的台灣加權股價指數報酬率之波動率有正向影響力(0.00000384)，例如今天法人買超 100 億，前天買超 90 億，意思比昨天多買 10 億，-0.00000382 乘上 100 為-0.000382，另外將數值 0.00000384 乘上 10 為 0.0000384 結果一樣都是降低報酬率之波動率僅使偏差值變小。但是萬一昨天法人買賣超為 0 但是今天法人買超為 100 億，-0.00000382 乘上 100 億另外 0.00000384 乘上 100 億兩者相加為正。因此建議投資人若參考法人買賣超情況研判當日加權股價指數報酬率之波動性，可以分析並觀察法人買賣超前一天的交易量與當日法人買賣超交易量作為投資的參考依據之一。

## 第二節 後續研究建議

本研究僅針對庫藏股買回、法人買賣超與成交量對市場指數報酬率與波動性之影響作探討，建議後續研究可以針對以下幾點做更進一步探討：

1. 本研究中，僅針對庫藏股買回家數與法人買賣超之敘述統計，未來研究可以從法人買賣超細分成外資、自營商、投信每日的買賣超金額，來探討三大法人買賣行為之影響性。
2. 若能考慮「買回事件」因素，對庫藏股買回原因得影響加入模型中探討，針對「庫藏股買回註銷」「庫藏股買回轉讓員工」等等買回之原因，對於庫藏股買回行為進而分析探討，不同買回原因對加權股價指數報酬率與波動性之影響。

## 參考文獻

### 中文部分

- 1.許美麗、方嘉麟(2001)庫藏股制度之研究，政大法學評論，第 66 卷，頁 135-161+246-252。
- 2.陳達新(2003)庫藏股制度對股票價格的宣告效果--臺灣上市公司的實證研究，商管科技季刊，第 4 卷第 4 期，頁 377-398。
- 3.吳貝芬(2006)「外資買賣超與成交量對台股報酬率與波動性之影響」碩士學士論文，南華大學財務管理研究所。
- 4.邱慈愛(2013)「金融海嘯危機前後公司庫藏股宣告效應之比較-以電子類股及金融類股為例」碩士論文，朝陽科技大學財務金融系碩士班。
- 5.朱榕屏;謝甲輝;施駿敏 (2015)大股東護盤動機之探討，管理資訊計算，第 4 卷第特刊 1 期，頁 7-15。
- 6.張珈維(2021)「新冠疫情期間庫藏股宣告效果之研究-以台灣上市上櫃為例」碩士論文，朝陽科技大學會計系。
- 7.呂珮珊;江品濤(2021)庫藏股買回與企業權益價值錯價之關聯性，財金論文叢刊，第 34 卷，頁 18-28。
- 8.陸韋志(2021)「新冠肺炎期間公司庫藏股宣告的資訊移轉效果-以台灣實證為例」碩士論文，國立中正大學會計與資訊科技研究所。
- 9.陳彥韋(2021)「公司實施庫藏股之股價反應預購回完成率:公司治理的影響」，碩士論文，國立彰化師範大學財務金融學技術學系商業教育教學碩士班。
- 10.江品濤(2021)「企業買回庫藏股與權益價值錯價之關聯性」碩士論文，朝陽科技大學會計系。
- 11.劉昇達(2021)「台灣股市庫藏股買回宣告對股票報酬的影響」碩士論文，南華大學管理學院財務金融學系財務管理碩士班。

- 12.謝瑄憶(2022)「公司購回庫藏股的同儕效應」碩士論文，國立台北大學企業管理學系。
- 13.李怡潔(2022)「COVID-19 疫情前後庫藏股宣告與其執行率對股價反應之研究」碩士論文，亞洲大學財務金融學系。



英文部分

1. Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *Journal of Business*, 36, 394-419 °
2. Box, G.E.P. and Pierce, D.A. (1970) Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65, 1509-1526 °
3. Akaike, H. (1973) Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In: Petrov, B.N. and Csaki, F., Eds., *International Symposium on Information Theory*, 267-281 °
4. Granger, C. W. J., and Newbold, P. (1974). “Spurious Regressions in Econometrics”. *Journal of Econometrics*, 2: 111-120 °
5. Fabozzi, F.J. and Francis, J.C. (1977) Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions. *The Journal of Finance*, 32, 1093-1099 °
6. Ljung, G.M. and Box, G.E.P. (1978) On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65, 297-303 °
7. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431 °
8. (1982) Nelson, C.R. and Plosser, C.I. (1982) Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162 °
9. Engle, R.F. (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, 1-50 °
10. Engle, R.F. (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, 1-50 °

11. Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

Journal of Econometrics, 31, 307-327 .

