

南華大學

財務管理研究所碩士論文

ATHESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

公債附買回利率變動對上市、上櫃證券公司

股票報酬的影響

THE AFFECTION OF GOVERNMENT BOND REPO RATE CHANGES  
ON STOCK RETURNS OF LISTED  
SECURITIES FIRMS

指導教授：鍾國貴 博士

ADVISOR: PH.D. KUO-KUEI CHUNG

研究生：江佳蓮

GRADUATE STUDENT: CHIA-LIEN CHIANG

中華民國九十四年七月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

公債附買回利率變動對上市、上櫃證券公司股票  
報酬的影響

研究生：徐清復

經考試合格特此證明

口試委員：  
徐清復  
朱春原  
鍾國貴

指導教授：鍾國貴

所 長：徐清復

口試日期：中華民國 九十四年五月二十五日

## 南華大學財務管理研究所九十三學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：公債附買回利率變動對上市、上櫃證券公司股票報酬的影響

研究生：江佳蓮

指導教授：鍾國貴博士

### 論文摘要內容：

本研究以台灣十家上市、上櫃證券公司股票報酬為研究對象，以 GARCH 模型觀察 2000 年至 2003 年這段期間內公債附買回交易利率變動對上市、上櫃證券公司每日股票報酬的影響。研究結果顯示：(1)股票市場報酬對十家證券公司股票報酬的影響是正向的且顯著；換言之，當股票市場報酬越高則十家證券公司股票報酬上升。(2)30 天期公債附買回利率變動對上市、上櫃證券公司股票報酬皆不顯著；(3)90 天期公債附買回利率變動對元富有顯著；在 180 天期公債附買回利率變動中，元富和中信有顯著，其餘皆不顯著；(4)另外，在 90 天期公債附買回利率變動中，元富經過 159 個交易日，衝擊效果依然會存在一半。在 180 天期公債附買回利率變動中，元富經過 120 個交易日，衝擊效果依然會存在一半；中信經過 95 個交易日，衝擊效果依然會存在一半。

關鍵字：公債附買回利率、證券公司、股票報酬、GARCH。

**Title of Thesis:**The Affection of Government Bond REPO Rate Changes on  
Stock Returns of Listed Securities Firms

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

**Graduate date:**June 2005

**Degree Conferred:**M.B.A.

**Name of student:**Chia-Lien Chiang

**Advisor:**Ph.D. Kuo-Kuei Chung

## Abstract

This study examines whether the stock returns of Taiwan's ten listed securities corporations are affected by the volatility of government bond REPO rate. The sample data are from January 1, 2000 to December 31, 2003 with daily prices. Empirical results are as follows:

- (1) The relationship between market returns and ten securities companies' returns of stock are significantly and positively related which means that upward market returns will cause upward stock returns.
- (2) The relationship between government bond REPO rate change of RP-30 and ten securities companies' returns of stock are not significant.
- (3) The interest rate change of RP-90 and RP-180 sololy has significant and negative effect on MasterLink Securities Corporation and K.G.I. Corporation. Which means that rising interest rate will cause downward stock returns on MasterLink Securities Corporation and K.G.I. Corporation.
- (4) For RP-90, the impulsion effect still remains half after 159 days on MasterLink. For RP-180, the impulsion effect still remains half after 120 days on MasterLink; the impulsion effect still remains half after 95 days on K.G.I.

Keywords: government bond REPO, securities corporations, returns of stock , GARCH.

# 目 錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	3
第三節 研究目的	9
第四節 論文架構	9
第二章 文獻探討	11
第一節 利率運用在金融機構之相關文獻	11
第二節 公債附買回利率之相關文獻	19
第三節 文獻探討之小結	19
第三章 研究方法	22
第一節 研究樣本與資料來源	22
第二節 資料處理與檢定	25
第三節 實證模型	31
第四章 實證結果	35
第一節 資料檢定結果	35
第二節 各上市、上櫃公司股票報酬與利率之關聯	45
第三節 小結	60
第五章 結論與建議	64
第一節 研究結論	64
第二節 研究貢獻與建議	65
參考文獻	67

## 表目錄

表 1-1	台灣上市、上櫃證券公司主要經營之業務	2
表 1-2	1996-2003 年店頭市場買賣斷與附條件之交易金額	3
表 1-3	上市、櫃證券公司債券附買回佔流動負債比率	5
表 1-4	上市、上櫃證券公司公債附買回佔債券附買回比率	7
表 2-1	利率變動對金融機構股票報酬有影響之文獻	21
表 4-1	股票報酬的基本統計量檢定	36
表 4-2	變數之單根檢定統計量(ADF)	37
表 4-3	樣本期間樣本公司股票報酬自我相關檢定	38
表 4-4	十家上市、上櫃證券公司股票報酬的異質性檢定	39
表 4-5	證券公司配適 ARMA 的 AIC 值	41
表 4-6	30 天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬之 ARMA-GARCH(1,1)模型估計值	48
表 4-7	90 天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬之 ARMA-GARCH(1,1)模型估計值	53
表 4-8	180 天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬之 ARMA-GARCH(1,1)模型估計值	58
表 4-9	不同天期公債附買回利率對十家證券公司股票報酬影響之彙總表	60
表 4-10	在不同天期公債附買回利率下，十家證券公司自我相關之彙總表	61
表 4-11	在不同天期公債附買回利率下，十家證券公司波動持續( $\alpha_1+\alpha_2$ )之彙總表	62
表 4-12	在不同天期公債附買回利率下，十家證券公司 <i>HL</i> 之彙總表	63

## 圖目錄

圖 1-1 論文架構圖	10
圖 1-2 研究流程圖	24

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景

自 1988 年政府全面開放證券商設立，及伴隨國內股市交易熱絡，證券商如雨後春筍般林立，證商家數由 1987 年底 38 家快速遞增至 1990 年底 381 家。爾後國內證券市場由盛而衰，證券商獲利趨薄，營運日趨艱困，停業、解散或合併頻傳，加上政府開放銀行及票券公司可轉投資證券商，使證券商競爭日益激烈，紛紛朝大型化與專業化發展。依據財政部證券暨期貨管理委員會統計，截至 2003 年 12 月底國內證券商總公司計 154 家，其中證券經紀商 114 家，證券自營商 95 家，證券承銷商 59 家。就台灣上市、上櫃證券公司共十二家，由表 1-1 得知，其主要業務皆包含證券承銷、經紀及自營等業務；即台灣上市、上櫃證券公司皆為綜合券商。

國內近年來因政黨輪替，造成政治局勢的動盪不安，及美國九一一的恐怖攻擊使我國股市呈現低迷的情況，隨後又發生了 SARS 事件更延緩我國景氣復甦，使得我國股票市場交易呈現停滯的現象，導致了投資者對股票市場失去信心，投資者轉而投資收益穩定的債券市場，使得證券公司的獲利逐漸下滑。

債券店頭市場是我國的債券次級市場中的主軸，主要是因為有附條件交易的存在。證券公司由於無法從事存放款業務或向中央銀行融資來籌措資金，故透過附條件交易方式來取得資金。由表 1-2 債券店頭市場成交金額，在 1996 至 2003 年附條件交易量相對買賣斷占整體成交金額五成以上，顯示附條件交易較為熱絡。但在 2000 年之後因無實體公債的發行，使得公債交割手續簡化，以及利率的下滑，從事買賣斷交易能獲取較高利益，因此買賣斷交易方式占市場的比重已經逐漸的追上附條件交易。

然而整體來看，附條件交易仍為債券店頭市場中主要的操作方式。

表 1-1 台灣上市、上櫃證券公司主要經營之業務

上市/上櫃證券公司	主要經營業務
寶來證券	證券經紀業務，證券自營業務，證券承銷業務
統一證券	承銷有價證券，自行買賣有價證券，受託買賣有價證券 股務代理，有價證券融資融券業務，期貨業務輔助 期貨自營，其它經證期會核准之有關證券業務
元富證券	經紀，自營，承銷
金鼎證券	受託買賣有價證券，交易市場自行買賣有價證券 有價證券承銷，股務之代理，期貨交易輔助人 有價證券買賣融資融券，受託買賣外國有價證券
元大京華證券	受託買賣有價證券，交易市場自行買賣有價證券 有價證券承銷，股務之代理，期貨交易輔助人 有價證券買賣融資融券，受託買賣外國有價證券
群益證券	受託買賣與自行買賣有價證券，辦理有價證券之融資、融券 業務，自營期貨，期貨交易輔助人業務 承銷有價證券，有價證券股務事項之代理
中信證券	證券經紀，證券承銷，證券自營
吉祥證券	證券經紀業務，證券自營業務，證券承銷業務
康和證券	證券經紀承銷自營股務代理，期貨交易輔助人 期貨自營商
亞洲證券	證券經紀業務，證券自營業務，證券承銷業務
大展證券	受託買賣有價證券，自行買賣有價證券，承銷有價證券， 兼營期貨及有價證券買賣融資融券業務
大慶證券	證券經紀業務，證券自營業務，證券承銷業務

資料來源：公開資訊觀測站

表 1-2 1996-2003 年店頭市場買賣斷與附條件之交易金額

單位：新台幣百萬元

西元	債券成交總值合計	買賣斷	比重	附條件	比重
1996	\$28,297,525	\$2,631,834	9.30%	\$25,665,691	90.70%
1997	\$40,391,963	\$2,590,786	6.41%	\$37,801,177	93.59%
1998	\$54,957,730	\$7,157,158	13.02%	\$47,800,572	86.98%
1999	\$52,432,572	\$7,255,824	13.84%	\$45,176,748	86.16%
2000	\$68,843,106	\$16,691,527	24.25%	\$52,151,579	75.75%
2001	\$118,992,507	\$53,023,930	44.56%	\$65,968,577	55.44%
2002	\$134,399,037	\$60,659,017	45.13%	\$73,740,020	54.87%
2003	\$83,175,725	\$12,334,926	14.83%	\$70,840,799	85.17%

資料來源：台灣經濟新報

附條件交易可分為附買回交易 (Repurchases, R/P) 與附賣回交易 (Reverse Repurchase Agreement, R/S)。附買回交易指證券商於賣出債券時與買方約定，在將來約定的日期會以約定價格，由該證券商負責買回原先賣出之債券。附賣回交易則是證券商於買進債券的同時與賣方約定，在將來約定的日期會以約定價格，由該證券商賣回原先買進之債券。附條件交易除了對店頭市場中的證券自營商、票券公司重要外，另外對投資人與公司財務經理人而言，則是靈活運用短期閒置資金的方式之一。當投資人與公司財務經理人手中閒置資金，可至證券商與票券公司從事附買回交易，將資金借給券商與票金公司以獲取資金利息收益，而此利息通常較之活期、活儲優厚也比貨幣市場短期投資工具之獲利更具競爭力。因此，附買回交易是投資者運用其短期現金管理方法的方式之一。反之，若投資人與公司財務經理人手中持有較長期間的債券，因臨時需要較短期間資金週轉，可先將債券賣給券商及票券公司，並同時約定於某特定日以約定價格再將債券賣回，透過附賣回交易方式所取得的資金成本通常會低於向銀行借款的利息，而且若無資金上的需求也可利用此資金以進行其它投資以獲取更高的報酬。

## 第二節 研究動機

台灣貨幣市場工具不甚完備，1992 年以前資金之調度大多停留在國庫券、商業本票、銀行承兌匯票與可轉讓定期存單之保證、承銷與交易。但自從政府財政呈現赤字以來，必須依靠公債來融通，因此，大量發行公債乃成為政府籌措資金的重要管道。

隨著公債籌碼之增加，債券附買回市場也逐漸活絡，不只廠商可透過交易商以進行資金的調度，另外證券公司、票券公司等金融機構亦能利用債券附買回交易來籌措資金，而且也可運用附買回操作來進行養券以增加公司獲利來源。由表 1-3 可知，2000 到 2003 年期間，上市、上櫃證券公司的短期流動負債大部份來自於債券附買回，雖然比率有下降的趨勢，但由表 1-2 得知，在 2000 年之後因無實體公債的發行，使得公債交割手續簡化，以及利率的下滑，從事買賣斷交易能獲取較高利益。因此買賣斷交易方式占市場的比重已經逐漸的追上附條件交易，但整體來看，附條件交易仍為證券營商籌措短期資金的主要管道。

另外，證券公司從事債券附買回操作一般分為公債、公司債及金融債券。由表 1-4 可知，台灣上市、上櫃證券公司從事公債附買回佔債券附買回比率相當高，因此，本研究欲從公債附買回利率變動的角度來探討證券公司股票報酬。

由於短期內若資金來源不穩定將容易影響證券商在資金運用上的操作。因此本研究欲針對公債附買回利率變動來探討上市、上櫃證券公司股票報酬的影響。

表 1-3 上市、櫃證券公司債券附買回佔流動負債比率

單位：新台幣千元

		2000 年	2001 年	2002 年	2003 年
寶來證券 (2854)	債券附買回	7,912,259	7,659,150	13,976,462	21,191,679
	流動負債	18,128,362	18,462,755	25,680,660	37,541,922
	比率	43.65%	41.48%	54.42%	56.45%
統一證券 (2855)	債券附買回	12,053,954	9,588,349	16,797,411	15,654,351
	流動負債	16,701,648	18,904,885	26,001,358	26,137,926
	比率	72.17%	50.72%	64.60%	59.89%
元富證券 (2856)	債券附買回	4,135,663	4,564,773	13,481,529	15,367,027
	流動負債	8,039,709	11,848,409	22,866,507	30,609,974
	比率	51.44%	38.53%	58.96%	50.20%
金鼎證券 (6012)	債券附買回	15,258,586	9,714,476	6,335,501	5,382,714
	流動負債	21,399,346	14,721,540	12,889,045	14,668,703
	比率	71.30%	65.99%	49.15%	36.70%
元大京華 (6004)	債券附買回	25,728,817	26,390,253	31,926,115	29,701,947
	流動負債	37,928,889	39,851,097	49,047,486	58,112,542
	比率	67.83%	66.22%	65.09%	51.11%
群益證券 (6005)	債券附買回	20,593,480	22,441,493	16,019,113	13,086,954
	流動負債	26,807,812	30,462,803	25,617,314	31,101,475
	比率	76.82%	73.67%	62.53%	42.08%

資料來源：公開資訊觀測站

表 1-3(續) 上市、櫃證券公司債券附買回佔流動負債比率

單位：新台幣千元

		2000 年	2001 年	2002 年	2003 年
中信證券 (6008)	債券附買回	6,086,564	6,637,703	8,499,538	14,979,118
	流動負債	13,345,118	13,992,502	22,575,219	34,834,378
	比率	45.61%	47.44%	37.65%	43.00%
吉祥證券 (6015)	債券附買回	3,020,708	1,544,469	468,736	564,584
	流動負債	7,059,529	3,865,704	1,904,584	1,704,350
	比率	42.79%	39.95%	24.61%	33.13%
康和證券 (6016)	債券附買回	5,015,850	3,320,718	3,144,570	1,969,266
	流動負債	8,704,266	7,581,749	8,555,551	8,983,041
	比率	57.63%	43.80%	36.75%	21.92%
亞洲證券 (6017)	債券附買回	1,288,087	1,982,199	2,241,429	3,551,155
	流動負債	6,473,610	6,920,509	6,646,838	4,502,147
	比率	19.90%	28.64%	33.72%	78.88%
大展證券 (6020)	債券附買回	1,480,151	2,485,699	3,197,310	3,450,033
	流動負債	1,680,998	2,785,474	3,439,079	4,479,005
	比率	88.05%	89.24%	92.97%	77.03%
大慶證券 (6021)	債券附買回	1,057,241	742,730	1,235,943	1,280,534
	流動負債	3,848,254	2,996,994	4,766,828	5,041,735
	比率	27.47%	24.78%	25.93%	25.40%

資料來源：公開資訊觀測站

表 1-4 上市、櫃證券公司公債附買回佔債券附買回比率

單位：新台幣千元

		2000 年	2001 年	2002 年	2003 年
寶來證券 (2854)	公債附買回	5,717,951	5,420,604	12,293,114	15,317,470
	債券附買回	7,912,259	7,659,150	13,976,462	21,191,679
	比率	72.27%	70.77%	87.96%	72.28%
統一證券 (2855)	公債附買回	8,428,996	8,147,292	13,460,387	13,119,635
	債券附買回	12,053,954	9,588,349	16,797,411	15,654,351
	比率	69.93%	84.97%	80.13%	83.81%
元富證券 (2856)	公債附買回	3,436,902	4,417,417	9,090,100	11,760,521
	債券附買回	4,135,663	4,564,773	13,481,529	15,367,027
	比率	83.10%	96.77%	67.43%	76.53%
金鼎證券 (6012)	公債附買回	11,498,236	8,983,319	5,562,627	5,274,735
	債券附買回	15,258,586	9,714,476	6,335,501	5,382,714
	比率	75.36%	92.47%	87.80%	97.99%
元大京華 (6004)	公債附買回	13,887,155	14,486,223	19,043,264	17,751,619
	債券附買回	25,728,817	26,390,253	31,926,115	29,701,947
	比率	53.98%	54.89%	59.65%	59.77%
群益證券 (6005)	公債附買回	14,129,353	20,311,273	14,279,685	12,205,823
	債券附買回	20,593,480	22,441,493	16,019,113	13,086,954
	比率	68.61%	90.51%	89.14%	93.27%

資料來源：公開資訊觀測站

表 1-4(續) 上市、櫃證券公司公債附買回佔債券附買回比率

單位：新台幣千元

		2000 年	2001 年	2002 年	2003 年
中信證券 (6008)	公債附買回	2,199,815	1,294,697	6,083,271	6,145,750
	債券附買回	6,086,564	6,637,703	8,499,538	14,979,118
	比率	36.14%	19.51%	71.57%	41.03%
吉祥證券 (6015)	公債附買回	994,807	751,068	308,811	402,184
	債券附買回	3,020,708	1,544,469	468,736	564,584
	比率	32.93%	48.63%	65.88%	71.24%
康和證券 (6016)	公債附買回	4,519,063	2,907,237	2,832,020	1,819,307
	債券附買回	5,015,850	3,320,718	3,144,570	1,969,266
	比率	90.10%	87.55%	90.06%	92.39%
亞洲證券 (6017)	公債附買回	1,268,087	1,915,699	2,203,929	3,521,155
	債券附買回	1,288,087	1,982,199	2,241,429	3,551,155
	比率	98.45%	96.65%	98.33%	99.16%
大展證券 (6020)	公債附買回	1,480,151	2,485,699	3,197,310	3,450,033
	債券附買回	1,480,151	2,485,699	3,197,310	3,450,033
	比率	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
大慶證券 (6021)	公債附買回	1,057,241	742,730	1,235,943	1,280,534
	債券附買回	1,057,241	742,730	1,235,943	1,280,534
	比率	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

資料來源：公開資訊觀測站

### 第三節 研究目的

本研究利用GARCH模型，針對公債附買回利率變動對證券公司股票報酬之影響主要探討的研究目的有二，分述如下：

1. 證券公司股票報酬率是否受到公債附買回利率變動影響與影響之幅度為何。
2. 不同期限的公債附買回利率變動對股票報酬率所造成的利率風險有無顯著。

### 第四節 論文架構

本研究可區分為五章，內容如下(參見圖 1-1 論文架構圖)：

第一章緒論，分別介紹研究背景、動機及目的。

第二章為文獻探討，此章針對利率變動對銀行業、保險業及票券業作一相關探討。

第三章為研究方法部份，先對研究變數的選取、擬分析對象與資料來源作一說明，並說明資料的處理，之後再介紹統計檢定及實證模型。

第四章為實證研究分析，實證結果內容為對於所選取的樣本之實證，分析其結果與說明。

第五章為結論與建議，該章則是對實證做一歸納，總結，並提出相關建議，以供後續研究參考。

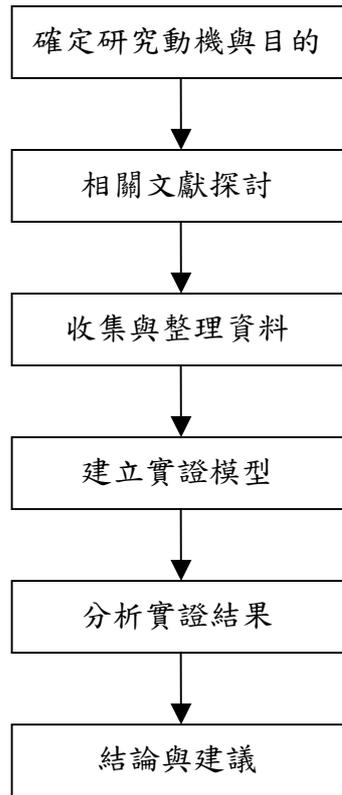


圖 1-1 論文架構圖

## 第二章 文獻探討

因本研究在探討公債附買回利率變動對證券公司股票報酬的影響，為了瞭解利率對金融機構股票報酬的影響；因此，本章首先針對利率運用在銀行業、保險業及票券業等相關文獻作一探討，然後進一步對公債附買回的相關文獻作一探討。

### 第一節 利率運用在金融機構之相關文獻

在計算股票報酬時，最常使用的兩個模型為 Sharpe(1964)提出的市場模式 (Market Model)及 Sharpe(1964)、Lintner (1965)及 Mossin (1966)所提出的資本資產訂價模型(Capital Assets Pricing Model, CAPM)：

(1)市場模式：

$$\tilde{R}_j = \alpha_j + \beta_j \tilde{R}_m + \tilde{\varepsilon}_j \quad (2-1)$$

(2)資本資產訂價模型：

$$\begin{aligned} E(\tilde{R}_j) &= (1 - \beta_j)R_f + \beta_j E(\tilde{R}_m) \\ &= R_f + \beta_j [E(\tilde{R}_m) - R_f] \end{aligned} \quad (2-2)$$

其中， $\tilde{R}_j$  為第  $j$  種股票的報酬率； $\tilde{R}_m$  為市場投資組合(market portfolio)之報酬率，一般以加權股價指數之報酬率替代； $\beta_j$  則為第  $j$  種股票的系統風險； $\tilde{R}_f$  為無風險利

率， $\tilde{\varepsilon}_j$  則為第  $j$  種證券或投資組合之估計誤差項。

然而，市場模型一個主要的假設係市場組合報酬是唯一可以決定資產報酬之因素，因此該模型亦指沒有任何其它的變數可以解釋資產報酬，但有些證券報酬率間的共移性，並不是完全能夠由市場因素來解釋的。因此，Stone(1974)認為對於與利率變動具有相關的產業，如將其加入利率因子，則更具有解釋的能力。因此，提出二因子模型(two-index model):

$$R_{jt} = A_{jt} + B_{jt} \times R_{mt} + C_{jt} \times R_{dt} + e_{jt} \quad (2-3)$$

其中， $R_{jt}$ :第  $t$  期  $j$  公司的股票報酬率； $B_{jt}$ :第  $t$  期  $j$  公司股價系統風險； $R_{mt}$ :股價指數報酬率； $C_{jt}$ :第  $t$  期  $j$  公司利率系統風險； $R_{dt}$ :債券指數報酬率； $e_{jt}$ :殘差項。

在 Stone(1974)提出二因子模型後，學者紛紛運用二因子和三因子來針對與利率有關的金融機構做相關的研究，其包括銀行業、保險公司及票券公司等。

最後再由Ehrhardt(1991)以CAPM 模型和加入短、中、長期利率因子的修正模型，模式如下：

$$R_{it} = A_{it} + B_{it} \times (R_{mt} - R_f) + C_{1t} \times R_{1t} + D_{2t} \times R_{2t} + E_{3t} \times R_{3t} + e_{it} \quad (2-4)$$

其中， $R_{it}$  為  $i$  公司的股票報酬率； $R_f$  為30天期國庫券的月報酬率； $R_{mt}$  為市場月報酬率； $R_{1t}$ 、 $R_{2t}$ 、 $R_{3t}$  分別代表短、中、長期利率； $C_{1t}$ 、 $D_{2t}$ 、 $E_{3t}$  為估計係數； $B_{it}$ :

第 $t$ 期 $i$ 公司股價系統風險； $e_{it}$ :殘差項。

### 一、利率變動對銀行股價報酬影響之相關文獻

Chance and Lane(1980)應用二因子模型，進行銀行股價的利率敏感性分析，資料觀察期間為 1972 年至 1976 年，研究對象包括銀行業、銀行控股公司及其他分公司及其他公司總共分為六組樣本公司。以月資料為研究單位，模型中所使用的利率因子，分別為 90 天期的國庫券、3~5 年中期政府公債及 10 年以上長期政府公債。實證結果發現，除了權益市場指數(市場報酬率)外，並無法證明其他因素(如利率因子)會影響股票報酬率。

Lynge and Zumwalt(1980)以二因子及三因子模型對 57 家商業銀行及 30 家道瓊工業公司做研究，其觀察期間為 1969 年至 1975 年，採月資料。其結果完全支持 Stone(1974)的看法，即加入利率變數可以增進市場模型的解釋能力。

Flannery and James(1984)的研究是採用 Stone 二因子模式，以 67 家商業銀行及 26 家儲蓄銀行為研究對象，應用二因子模型來分析未預期利率變動對銀行股票報酬的影響，所觀察資料的期間為 1976 年 1 月 1 日至 1981 年 11 月 1 日，以週資料為研究單位。權益指數取於紐約證券交易所得(NYSE)混合指數；而債券指數則有三，分別是美國 GNMA 政府債券、七年期政府公債以及一年期國庫券。實證顯示利率變動對商業銀行及儲蓄銀行的股票報酬均有顯著的負相關，表示當利率未預期的上升時，將造成三種債券指數的持有期間報酬率下降，導致銀行股票報酬率隨之下降，故可知加入利率因子確可使模型的解釋能力增加。

Unal and Kane(1988)利用 30 家商業銀行及 9 家儲貸銀行進行二因子模型之利率

敏感性分析。資料期間為 1975 年至 1985 年的月資料，並使用短天期國庫券及長天期政府債券來進行研究。其研究結果顯示，在 1975 年至 1979 年間，不論是商業銀行或儲貸銀行，其並不受利率的影響。但在 1980 至 1985 年間，則變成顯著，可能是因為 80 年代金融法規的解禁及市場環境改變導致利率變動成為決定存放款機構權益報酬的重要因素。

Choi, Elyasiani and Kopecky(1992)延續以往許多學者得二因子研究，這次則是加入了匯率變動成為第三個因子，探討銀行股價報酬與此三變數的關係。研究期間為 1975 年到 1987 年，採月資料為單位，且樣本銀行為 48 家資本額在一千萬美元以上的大型美國銀行機構；市場報酬為 S&P500 指數，利率指數採用 3 個月期美國政府國庫券的月平均利率，而匯率因子是貿易加權的多邊匯率值。其實證結果顯示：1.利率和銀行股價報酬為負向關係，且在 1979 年 10 月以後為顯著，符合模型的假設，且銀行的利率風險決定於其所持有短期資產部位。鑒於許多大型的金融機構在資產負債結構方面，多為借短貸長，故淨資產部位為負，當非預期利率上揚時，將造成借款成本上升而導致利潤下降。2.匯率風險係數由負轉正，則反應了銀行淨未避險外匯部位的變化。當 1980 年代銀行大量持有負的淨外幣部位時(持有較多以本國貨幣計價的資產)，本國貨幣非預期的升值提高了銀行的利潤，於是導致銀行股價報酬率由正向影響。3.模型中採用 money center 虛擬變數估計的結果，發現只有整體貨幣中心銀行的匯率敏感係數是顯著的。

游岩星(1993)以 Stone(1974)之資本資產報酬二因子模型(Two-Factor Model)為基本架構，再依 Flannery and James(1984)之資產負債到期日配合差距模型作為實證依據，探討銀行某些負債科目是否易受利率變動而變化。他以本國十家上市銀行為對象，研究期間從 1987 年 1 月至 1992 年 6 月，檢定上市之個別銀行股票報酬是否具利率敏感性，以及此利率敏感性是否隨採用之不同期限結構的利率而有不穩定的關係。實證

結果顯示，不同期限結構的未預期利率均會對銀行股票報酬產生正向的影響。另外就整體銀行而言，當期的淨現金部位、活期存款與定期存款，並不影響當期銀行股票報酬的利率敏感性。

呂明珠(1993)探討銀行股票報酬的利率敏感度是否顯著。她針對十家國內上市銀行進行研究，研究期間為1987年至1992年6月，模型則採用Stone(1974)的二因子模型，以90天期的商業本票利率求得未預期的利率，作為利率的變數。實證結果發現，國內銀行的股票報酬的利率敏感度皆為正值，且大多顯著，顯示利率變動與股票報酬存在正向的關係。作者並進一步檢定銀行的資產與負債之調整速度，發現資產的調整速度大於負債的調整速度，因此當利率上升時，收入增加會比成本增加為快，以此解釋利率變動與股票報酬呈現正向關係。

陳忠勤(1993)應用二因子模型，來進行銀行股票價格的利率敏感性分析。作者以國內十家上市銀行為主要研究對象，資料觀察期間為1976年5月至1992年9月，以月資料為研究單位。他利用二因子模型來研究利率變動對上市銀行股票價格的影響，其中權益市場指數採用發行量加權平均股價指數，而利率指數則分別採用貨幣市場30天期和90天期的商業本票利率。實證結果顯示，就個別樣本銀行而言，30天期商業本票利率變動對一銀、彰銀以及華銀的股價具有顯著的影響，且兩者成反向關係；但是180天期商業本票利率變動對於全部上市銀行股價普遍沒有影響。就分組銀行而言，利率變動和一般商業銀行和公營銀行的股票報酬具有顯著的負相關，但對於台灣區中小企業銀行和民營銀行的股票報酬則呈不顯著的負相關。其研究結果指出，銀行的利率風險顯著性並不穩定。

葉純言(1994)參考陳忠勤(1993)的實證方法進行研究，研究範圍針對台灣地區十家上市銀行為主，研究期間從1984年5月至1994年12月，以月資料為研究單位，權益

市場指數和利率指數所選取的對象均與陳忠勤相同。研究的主要目的是在探討上市銀行之股票報酬對利率是否具有顯著之敏感性及其影響原因為何。其實證研究結果指出，就個別銀行的利率敏感性分析而言，在30天期利率方面，商業銀行和公營銀行對於利率皆具有顯著的敏感性；但在180天期利率方面，只有一銀與高雄企銀於研究期間中出現對於利率有顯著的敏感性。就全體銀行而言，30天期的利率下，對於非預期利率變動之敏感性係數為負值，在180天期利率下則不顯著。

張欣惠(1997)以本國 11 家上市銀行為研究樣本，觀察期間自 1992 年 1 月至 1996 年 9 月，分別以商業本票利率及公債加權平均值利率為其利率指標，採用 Stone(1974) 二因子迴歸模型探討銀行股價之利率敏感性。實證結果發現：1.利率變動對全體銀行股價影響不大，但整體而言，二者成反向變動；2.商業銀行與公營銀行的利率敏感性最大；3.自有資本比率高與持有公債比率低之銀行所承受利率風險較低；4.就個別銀行而論，利率波動對各上市銀行股價報酬則呈不顯著的負相關。

徐有維(2004)以 1990 年 1 月到 1998 年 9 月為研究期間，資料型態為日資料，針對台灣上市銀行，探討利率改變乃利率波動對於銀行股票報酬波動及超額報酬的影響。並採用 GARCH 模型，將超額報酬與報酬波動結合討論，且加入景氣循環對波動可能造成的影響之考量。實證結果顯示：利率波動是股票報酬波動及股票風險溢酬的一個重要決定因素。利率效果確實存在，其對於銀行股票超額報酬之產生過程是有影響的。

由利率變動對銀行股票報酬影響的文獻中，發現過去研究者分別採用二因子模型、三因子模型及 GARCH 模型來探討。其結果顯示，短天期利率變動對銀行股票報酬是有顯著，但其為正相關或負相關則不同研究者做出來的結果則不一。另外，除了游岩星(1993)及呂明珠(1993)外，實證結果顯示，長天期利率變動對銀行股票報酬普

遍是沒有影響。

## 二、利率變動對保險公司股票報酬影響之相關文獻

黃淑芳(2000)以 1998 年 1 月 3 日至 1999 年 9 月 30 日為研究期間，並以國內 9 家保險公司為研究對象，來探討利率變動對於股價日報酬之影響，以 Stone 的二因子修正模型做實證研究。其實證結果顯示，利率變動對整體保險公司及高自有資本率公司不具影響力，僅與低自有資本率保險公司之股票報酬具有負相關，此外保險公司的資產負債結構將影響股票報酬之利率敏感性。換言之，當保險公司擁有較高之短期資產比率時，股票報酬之利率風險較低。

謝維澤(2001)以 1986 年第一季到 2000 年第四季國內 13 家上市保險公司的研究對象，並以三因子模型進行還歸分析，實證結果為：1.除了公營保險公司之外，其他類型公司，包括產險公司、壽險公司及民營保險公司的股票報酬率皆與大盤指數呈高度正相關。2.而無論商業本票的當期、預期及非預期利率，對各分類樣本保險公司股票報酬均未有顯著的效果。3.對全體樣本公司與民營保險公司而言，房地產景氣亦會產生顯著的影響；民營產險公司股價報酬對不動產景氣的敏感性則呈現較不穩定的現象；至於公營保險公司的影響為若有似無。4.在考量房地產景氣影響的因素下，會因保險公司屬於公營或民營而產生差異；但是對民營公司屬於壽險或產險公司則無明顯的差別。5.全體保險公司、民營保險公司與全體壽險公司的股票報酬在房地產景氣復甦期及衰退期兩種不同階段，有顯著的差異，而變異的來源主要仍在大盤加權指數的漲跌，房地產景氣變化對保險公司股價雖有影響，但並不顯著。

由利率變動對保險公司股票報酬影響的文獻中，發現過去研究者分別採用二因子模型及三因子模型來探討。其結果顯示，利率變動對低自有資本的保險公司股票報酬

是有顯著，但其為正相關或負相關則不同研究者做出來的結果則不一；而利率變動對高自有資本的保險公司股票報酬是不具影響力。

### 三、利率變動對票券公司股票報酬影響之相關文獻

宋榮哲(1995)以國內 10 家銀行、2 家票券公司、1 家壽險公司為研究對象，期間為自 1986 年 10 月到 1994 年 3 月，採用 Stone 的二因子迴歸模型，考慮預期利率與非預期利率，市場報酬及利率指數分別以加權股價指數及九十天期國庫券利率代替之，以月資料為樣本單位，研究利率風險的程度。其實證結果顯示，利率水準對銀行股票報酬沒有影響，對壽險公司的股票月報酬中，實際利率及預期利率有負面的效果，非預期的利率則無影響，而對票券公司的股票報酬中，實際利率及預期利率有正面的效果，非預期的利率水準則無影響。

鍾國貴、王聰雄(2003)以 1995 年 1 月 4 日至 2001 年 12 月 6 日以日資料為研究單位，利用 GARCH 模型與 EGARCH 模型探討利率對於三家票券公司(興票、國票、華票)股票報酬的影響，其研究結果顯示：利率與三家票券公司股票報酬的關係是負相關，即利率上升將會使三家票券公司股票報酬下降。利率變動影響三家票券公司報酬之幅度則分別為：CP2-30 天期與 90 天期利率為興票>國票>華票，CP2-180 天期利率為國票>興票>華票。國票經過 18 個交易日，衝擊效果依然會存在一半，興票 38 個交易日，華票大約經過 110 個交易日，此外國票調整速度最快，波動持續性最短，華票調整速度最慢，波動持續性最長。

由利率變動對票券公司股票報酬影響的文獻中，發現過去研究者分別採用二因子模型、三因子模型及 GAECH 模型來探討。其結果顯示，利率變動對票券公司股票報酬是有顯著，但其為正相關或負相關則不同研究者做出來的結果則不一。

## 第二節 公債附買回利率之相關文獻

楊踐為、王見成(1995)對債券附買回市場進行效率性檢定，看其是否有季節性異常的現象，其運用了 10 天、20 天、30 天及 60 天四種，並且以股市常見的五種季節性效應做逐一統計檢定，分別為：星期、月份、月內、休市及旬。結果發現附買回市場在星期一、三及六有明顯的效應，另外也發現在元月份及研究期間內含有休市日具有較高的報酬。

楊踐為、陳玲慧(1999)透過自身迴歸異質條件變異數模型來檢定附買回市場之星期效應，觀察附買回債券利率變化是否呈隨機漫步的情形。結果發現附買回之利率變化具有顯著的時間依存效應，且亦可發現台灣債券附買回市場存有明顯的星期一、三、六效應。

由上述兩篇公債附買回利率之相關文獻皆是針對公債附買回市場進行效率性檢定，而非對於公債附買回利率對個股公司股票報酬來做相關探討。

## 第三節 文獻探討之小結

由上述文獻可知，以往針對利率變動對銀行、保險公司及票券公司股票報酬的相關文獻分別採用二因子迴歸模型、三因子迴歸模型及 GARCH 模型等方法，且樣本大致採用政府公債、國庫券及 30 天期、90 天期及 180 天期商業本票利率等。就利率變動對銀行、保險公司及票券公司股票報酬的影響而言，由過去文獻可知，利率變動對金融機構股票報酬的影響結果不一，使用的利率不同會有不同的結果，且利用相同天

期的利率不同的時間點或不同的標的亦會有不同的結果。如就不同天期而言，在 30 天期商業本票變動對金融機構股票報酬皆有影響，但在 180 天期商業本票變動而言，陳忠勤(1993)及葉純言(1993)實證結果，利率變動對銀行股票報酬是無影響，但就游岩星(1993)及呂明珠(1993)實證結果，則利率變動對銀行股票報酬是有影響。另外就影響為正相關或負相關而言，游岩星(1993)、呂明珠(1993)及宋榮哲(1995)實證指出，利率變動對金融機構股票報酬是正向影響，其餘皆為負相關。

綜合上述文獻，由表 2-1 中，可以發現利率變動對於金融機構股票報酬敏感性的顯著性，每位研究者的研究結果並不相同且在有顯著的結果中又以短天期更是明顯。因為金融機構是直接受利率影響，故在金融機構普通股報酬上利率變數是一項重要因素。而過去學者大多是以銀行業為主要討論對象，少有以證券公司做為研究對象，而證券業為高度運用財務槓桿的金融機構。另外，由上述兩篇公債附買回利率之相關文獻皆是針對公債附買回市場進行效率性檢定，而非對於公債附買回利率對個股公司股票報酬來做相關探討。

表 2-1 利率變動對金融機構股票報酬影響之文獻

	研究者	利率指標	實證結果
銀行	Lyng and Zumwalt(1980) Chance and Lane (1980) Flannery and James(1984) Unal and Kane(1988) Choi, Elyasiani and Kopecky(1992) 陳忠勤(1993) 游岩星(1993) 呂明珠(1993) 葉純言(1994) 張欣惠(1997) 徐有維 (1998) 宋榮哲(1995)	政府公債、國庫 券、30 天期及 180 天期商業本票利 率、公債加權平均 值利率。	短天期利率變動對 銀行股票報酬的確 顯著；但負相關或 正相關則結果不 一。 長天期利率變動對 銀行股票報酬普遍 沒有影響。
保險公司	宋榮哲(1995) 黃淑芳(2000) 謝維澤(2001)	30 天期、90 天期及 180 天期商業本 票、90 天期國庫券 利率。	利率變動對低自有 資本率保險公司之 股票報酬具有顯 著；但負相關或正 相關則結果不一。 利率變動對整體保 險公司及高自有資 本率公司股票報酬 不具影響力。
票券公司	宋榮哲(1995) 王聰雄(2003)	90 天期國庫券利 率、 30 天期、90 天期及 180 天期商業本票。	利率變動對票券公 司股票報酬具有顯 著；但負相關或正 相關則結果不一。

## 第三章 研究方法

根據先前的研究動機、理論基礎與文獻探討後，本章將對本論文所使用的研究方法、實證模型的建立與研究流程加以說明。

本章共分為三小節，第一節為樣本的選取；第二節是實證過程中應用到的一些統計檢定方法予以解釋及說明；第三節為實證模型的建立以及變數的定義。

### 第一節 研究樣本與期間及資料來源

#### 一、資料選取

由於在台灣掛牌上市、櫃證券公司共有 12 家。其中，大展和大慶因 2003 年才上櫃，因此不納入樣本。因此，本研究之研究對象為寶來(2854)、統一(2855)、元富(2856)、金鼎(6012)、元大京華(6004)、群益(6005)、中信(6008)、吉祥(6015)、康和(6016)及亞洲(6017)等十家上市、上櫃證券公司。另外，根據文獻回顧結論得知，過去學者皆利用貨幣市場利率來探討金融機構。雖然使用的天期一樣，但其結果卻不一。因此，本研究根據陳忠勤(1993)、葉純言(1994)及鍾國貴、王聰雄(2003)等人採用貨幣市場 30 天期、90 天期及 180 天期利率變動來探討；且本研究是採用公債附買回利率。由研究動機的表 1-4 顯示，2000 至 2003 年間，公債附買回債券占證券公司的附買回債券有一定的比率，故本研究所選用的研究期間為 2000 年 1 月 1 日至 2003 年 12 月 31 日為止的日資料；共 1012 筆。資料取自於「台灣經濟新報資料庫」，包含上市、上櫃證券公司調整後股票報酬及公債附買回利率變動。

## 二、研究流程

本論文主要在研究公債附買回變動對證券公司股票報酬的影響，首先是收集公債附買回利率及上市上櫃十家證券公司股票報酬的資料，再來是對於資料的基本統計分析與檢定。因為本論文採用的資料皆為時間數列的資料，根據Granger and Newbold(1974)提出，若時間數列資料為非恆定且不經處理直接進行檢定分析，將會產生假性迴歸 (Spurious Regression) 之現象，因此對於時間數列必須恆定後方能進行迴歸估計及統計檢定。故本論文須先對各變數資料進行恆定性的檢定，判定資料是否為恆定，若兩序列不是定態的序列，則進行一階差分，使序列成為定態，進一步再使用自我相關檢定及異質性檢定，以確定樣本資料適用何種模型。如果序列不具有自我相關，則採用OLS模型描述；如果序列具有自我相關，則採用ARMA模型描；在判斷自我相關後，接著判斷有無ARCH效果，如果序列沒有ARCH效果，則採用OLS模型描述；如果序列有ARCH效果，則採用GARCH模型。接著加入公債附買回利率變動來看其對證券公司股票報酬的影響。

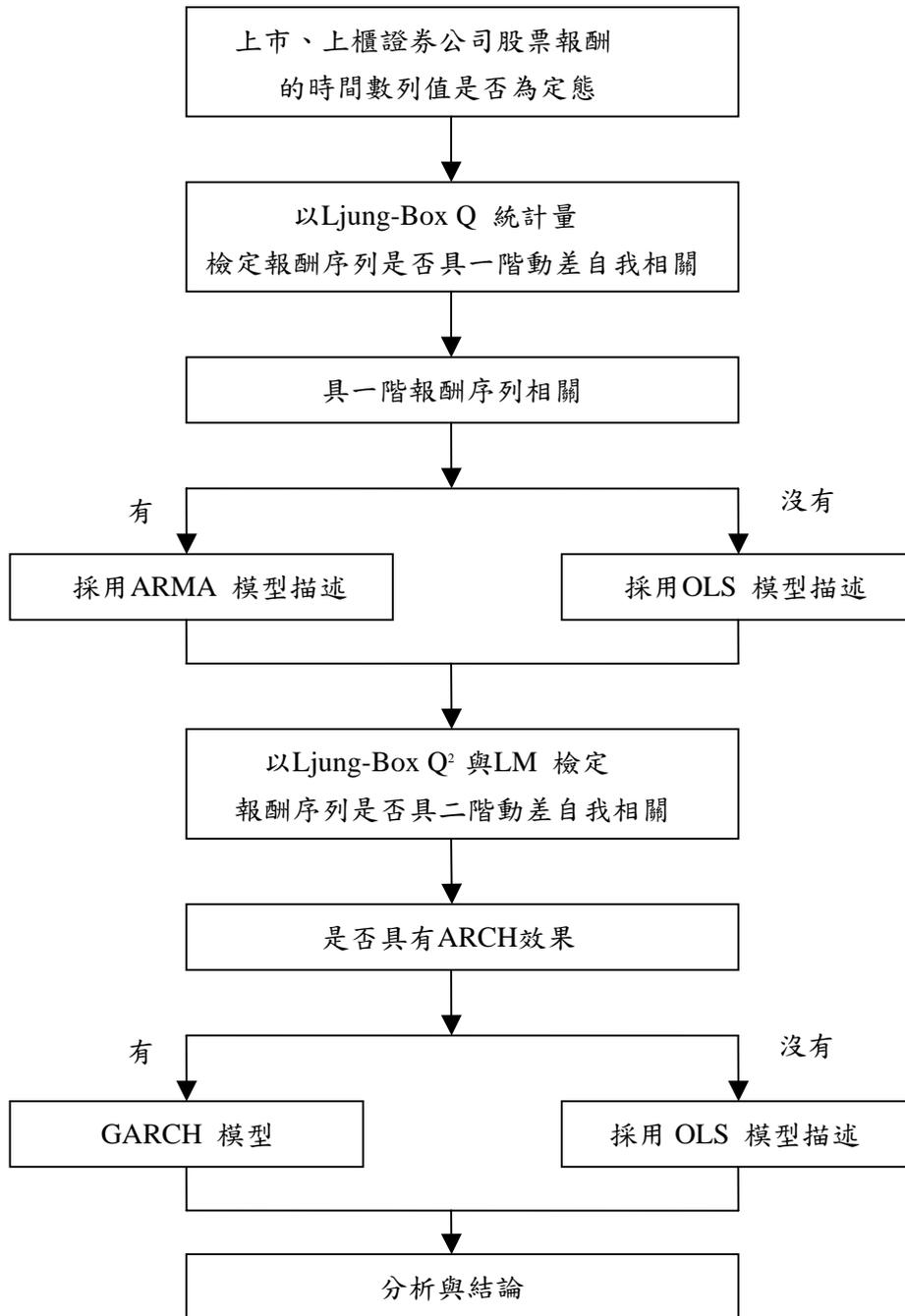


圖1-2 研究流程圖

## 第二節 資料處理與檢定

### 一、資料處理

#### (一)股票報酬率

本研究以證券公司股票報酬率來做研究，其報酬率的計算方式為本期股價減前一期股價除前一期股價的日變動股價報酬率。

$$R_{it} = \left( \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} \right) \times 100\% \quad (3-1)$$

其中， $R_{it}$ ：第*i*種證券，第*t*期內之報酬率； $P_{it}$ ：第*i*種證券，第*t*期之每股收盤價； $P_{it-1}$ ：第*i*種證券，第*t*-1期之每股收盤價。

#### (二)利率日變動率

本研究以公債附買回利率做為研究指標，其利率波動率的計算方式為本期利率除以上期利率日變動率。

##### 1. 30 天期公債附買回日變動率：

$$\Delta I_{30} = \ln(I_t^{30} / I_{t-1}^{30}) \times 100\% \quad (3-2)$$

##### 2. 90 天期公債附買回日變動率：

$$\Delta I_{90} = \ln(I_t^{90} / I_{t-1}^{90}) \times 100\% \quad (3-3)$$

3.180 天期公債附買回日變動率：

$$\Delta I_{180} = Ln(I_t^{180} / I_{t-1}^{180}) \times 100\% \quad (3-4)$$

其中， $\Delta I_t$ ：每日利率變動率； $I_t$ ：第  $t$  期利率； $I_{t-1}$ ：第  $t-1$  期利率。

## 二、資料檢定

### (一) 偏態係數(skewness)與峰態(kurtosis)

首先對報酬率樣本做偏態係數與峰態係之檢定，以判斷本研究所取樣的樣本期間內，股票日報酬率的分配，是否符合如具有適合ARCH 與GARCH建立的狹厚尾的特徵。

### (二) 單根檢定

進行單根檢定最主要的目的在於確定變數時間序列的整合級次，藉以檢定各個變數變動之時間序列是否為定態(Stationary)。因為在時間序列變數的分析過程中，該變數是否符合定態的要求，對於以該變數作為統計模型之估計正確性與否有直接的密切關係。定態即一定態序列，其長期趨勢成恆常均值、序列的變異不隨時間遞延而放大或縮小，且序列的波動速度，維持固定，不會越來越快或越慢(恆常自我相關)。一個時間序列模型，必須確保其在隨機過程下，不會隨時間經過而改變，如此方可以用一個固定係數方程式來估計或預測。任何時間序列資料，必須達到平穩的狀態，其模型的估計、分析才具有意義。

若時間序列不定態，則該序列將呈現無規則的隨機漫步、或趨於正負無限大，因此序列必須為定態方能進行迴歸及統計檢定。Granger and Newbold(1974)

提出，若序列為非定態，而逕以原始數列進行迴歸分析，則可能出現假性迴歸 (spurious regression) 的問題，故實證研究上，檢定變數是否為定態是極為重要的。

1. 無常數項且無時間趨勢項：

$$\Delta R_t = \beta_0 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-5)$$

其中， $\Delta R_t$ ：第  $t$  期股票報酬變動率； $\beta_0, \beta_i$ ：各變數常數項； $R_{t-1}$ ： $t-1$  期股票報酬； $\varepsilon_t$ ：殘差項； $\Delta R_{t-1}$ ： $t-1$  期股票報酬變動率。

2. 含常數項，不含時間趨勢項：

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \beta_0 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

3. 含常數項與時間趨勢項：

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot t + \beta_0 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-7)$$

式中必須選擇適當的落後期數  $p$  以保證殘差項  $\varepsilon_t$  為一白色噪音。

此時假設檢定為：

$$H_0: \beta_0 = 0 \text{ (序列非定態存有單根)}$$

$$H_1: \beta_0 \neq 0 \text{ (序列為定態)}$$

若單根檢定  $\beta_0$  之統計值小於臨界值，無法拒絕虛無假設  $H_0$ ，表示時間序列資料為不穩定狀態，即自我迴歸係數和應為1(數列具有單根)，必須進行兩個或兩個以上ADF單根檢定，直到序列資料呈現穩定狀態；若單根檢定結果為拒絕虛無假設  $H_0$ ，表示該資料為一穩定時間序列。

### (三)序列相關檢定

時間序列資料除了須符合定態的特性之外，傳統迴歸也同時假設了殘差項之間無相關，但時間序列一般皆存在殘差項不為零之情況。序列相關的檢定假設為：

$H_0$ : 報酬數列無序列相關

$H_1$ : 報酬數列有序列相關

自我相關模型列示於下式(3-8)：

$$R_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (3-8)$$

$$\varepsilon_t = \Phi_1 \varepsilon_{t-1} + \Phi_2 \varepsilon_{t-2} + \Phi_{t-3} \varepsilon_{t-3} + \dots + \Phi_p \varepsilon_{t-p} + \mu_t$$

其中， $R_t$ 為各股第 $t$ 期報酬率， $\varepsilon_t$ 為各股第 $t$ 期報酬殘差項， $\Phi$ 為各股第 $t$ 期報酬殘差項的係數項， $\mu_t$ 為干擾項。

若  $\Phi=0$  時，就和殘差項 ( $\varepsilon_t$ ) 為獨立一致分配性 (independent identical distribution, iid) 時的迴歸模型一樣不存在自我相關。一般以 L-B(Ljung-Box, 1978)之Q 統計量檢定。Ljung-Box統計量計算式為式(3-9)：

$$Q_{LB} = T(T + 2) \sum_{j=1}^k \frac{\tau_j^2}{T - j} \quad (3-9)$$

其中， $T$ 為觀察之樣本數， $\tau_j$ 為第 $j$ 項之自我迴歸值。

在資料符合white noise之虛無假說之下， $Q$ 統計量為卡方之近以分配，若 $Q$ 值很大超出卡方臨界值則拒絕虛無假說。

#### (四) 落後期檢定(AIC檢定)

ADF檢定法需要決定一個最適的落後期，以修正殘差項的自我相關問題，使殘差項為一白色噪音形式。由於加入太多落後期數，將使得拒絕虛無假設之檢定能力下降；但加入太少落後期數，模式將無法完全修正由移動平均項所造成臨界值放大之缺點；究竟要加入多少落後期，則可利用AIC準則加以判斷，選擇AIC最小者為最適落後期。

當作時間序列定態檢定作分析時，會發現時間數列落後期的選擇佔著相當重要的地位，不同落後期往往就會影響最後分析的結果。因此落後期數的選定相當的重要，在此選一個廣為財務和經濟學界所採用的方法。AIC 檢定作為落後期數選定的方法。AIC(Akaike Information Criterion)檢定方程式如式(3-10):

$$AIC = nLn(SSE) + 2P \quad (3-10)$$

其中， $p$ 為參數估計的數目， $n$ 為使用觀測值的數目， $SSE$ 為誤差平方和。

### (五)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之情況，使得OLS模型中的殘差項具同質性的假設被違背了。本研究中針對報酬平方以L-B(Ljung-Box, 1979)之Q統計量來做異質性檢定。模型檢定的假設：

$H_0$ : 報酬數列具同質性

$H_1$ : 報酬數列具異質性

Ljung-Box 統計量計算式如式(3-11)：

$$Q(N) = T(T+2) \sum_{j=1}^N \left( \frac{\rho_j^2}{T-j} \right) \quad (3-11)$$

其中， $\rho_j$  為落後 $j$ 期的樣本相關係數， $T$ 為樣本數。

上述統計分析可以了解報酬序列是否具有二階動差自我相關，是否隱含報酬的變異數具有異質性。

### (六)ARCH 效果檢定

由於ARCH及GARCH模型之參數估計必須經過非線性反覆演算，其估算過程十分繁複，為確定使用之時間序列資料，是否符合ARCH及GARCH模型配適，必須在變異數異質性檢定後再更嚴謹地進行ARCH效果檢定。

根據Engle(1982)和 Bollerslev(1986)之建議，可利用拉氏乘數(Lagrange

Multiplier, LM)檢定是否存在ARCH效果。其假設如下：

$H_0$ : 沒有ARCH效果

$H_1$ : 有ARCH效果

Lagrange Multiplier 統計量計算式如下：

$$R_t = \alpha + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t^2 = \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \phi_3 \varepsilon_{t-3}^2 + \dots + \phi_p \varepsilon_{t-p}^2 + \mu_t \quad (3-12)$$

其中， $R_t$  為各股第 $t$ 期報酬率， $\varepsilon_t^2$  為個股第 $t$ 期報酬殘差項平方， $\phi_p$  為係數值， $\mu_t$  為干擾項。

若 $\phi=0$ 時，就和殘差項( $\varepsilon_t^2$ ) 為獨立一致分配性時的迴歸模型一樣不存在自我相關，在資料符合white noise之虛無假說之下，由以上LM檢定所得統計量近似於卡方分配，若LM檢定所得統計量顯著大於卡方分配則拒絕虛無假說，必須在模式中考慮ARCH之效果。

### 第三節 實證模型

#### 一、實證模型的建立與變數之定義

本研究在控制市場報酬的條件下，單獨探討利率變動對公司股票報酬的影

響。且由於 CAPM 假設期望市場超額報酬率為正值，在風險和報酬率為正的抵換關係下，市場的期望報酬率將大於無風險利率，否則投資人將全部持有無風險性資產，但是 Fama and French(1992)實證發現實際市場超額報酬不一定為正，甚至可能為負值。為避免 CAPM 中此隱含假設造成模型的偏誤，故本文以市場模式替代 CAPM 進行研究。

因此參考前面文獻探討中由 Sharpe(1964)所提出的市場模型，Stone(1974)加入利率因子且使用股票報酬的二因子模型與 Ehrhardt(1991)使用 Stone 加入利率因子且運用市場模型的市場溢酬之修正模型，建立加入利率因子的兩因子模型，其模型如下：

$$R_t = \alpha + b_0 \cdot R_{mt} + b_1 \cdot \Delta I_t + \sum_{i=1}^2 c_i R_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^2 d_j \varepsilon_{t-j} \quad (3-14)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-1}$$

其中， $R_t$ ：表十家證券公司股票日報酬

$\alpha_0, b_0, b_1, c_i, d_j$ ：各變數的常數項

$R_{mt}$ ：第  $t$  期的市場報酬

$\varepsilon_t$ ：殘差干擾項

$\alpha$ ：截距項

$b_1$ ：股票報酬受利率影響的程度，及利率風險

$\Delta I_t$ ：公債附買回利率變動

$R_{t-i}$ ：前  $i$  期的報酬項，表示  $i$  階的自我迴歸

$\varepsilon_{t-j}$ ：前  $j$  期的殘差項

$h_t$ : 為模型殘差之異質條件變異數，其受過去  $p$  期誤差干擾項的影響，以及過去條件殘差變異數之影響

$\alpha_i$ : 表示來自於最近波動率貢獻的部份

$\beta_j$ : 表示最新訊息的衝擊大小

## 二、一般化自我迴歸條件異質變異數模型

為了深入分析波動性，觀察波動性干擾(shocks)的持續效果。有別於一般傳統文獻，將波動性設定為固定參數而忽略其動態過程的作法，而採行GARCH模型，可以強化此方面的不足。GARCH模型乃視波動性為一個會因時而異的動態過程，因此更接近市場的實際觀察，進而可以了解波動性在時間數列方面的特性。尤其，模型中的參數表現，可以反映波動性的若干特徵，同時說明了重要的經濟意義。

在 ARCH 模型中，模型設定為殘差變異數受過去數期誤差平方的影響，但 Bollerslev(1986)將模型一般化，除了考慮殘差項的落後期外同時加入殘差項條件變異數的落後期而導出 GARCH 模型，如式(3-13)。

$$Y_t = a + bX_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim iid(0, h_t) \quad (3-13)$$

$$\varepsilon_t = Y_t - a - bX_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0$$

其中， $\Omega_{t-1}$ : 表示在  $t-1$  期之前所有已知資訊之集合； $h_t$ : 為模型殘差之異質條件變異數，其受過去  $p$  期誤差干擾項的影響，以及過去條件殘差變異數之影

響； $\alpha_i$ ：表示來自於最近波動率貢獻的部份； $\beta_j$ ：表示最新訊息的衝擊大小

根據 Bollerslev(1986)所提出之 GARCH( $p, q$ )廣義平穩條件定理，當 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 時，GARCH(1,1)符合廣義的平穩條件<sup>1</sup>。

GARCH( $p, q$ )會有過多的參數，且在應用上，許多研究均指出GARCH(1,1)模型已經可以描繪大多數財金領域上的時間序列，如Bollersle and Kroner (1992)表示GARCH(1,1)能充份掌握股價報酬率異質變異的現象。而Nelson(1991)表示在高頻率的資料(如日資料)，即使不知道條件變異數的真實模型，不同 $p$ 和 $q$ 的GARCH( $p, q$ )其估計值都不會有顯著差異。並且GARCH(1,2)或GARCH(2,1)更高階的模型並不常見。所以本研究在考量不齊一變異數之可能性之後，將採用GARCH(1,1)模型做研究。

---

<sup>1</sup>所謂平穩條件是指一時間序列之統計特性不隨時間變化而改變，故序列是否平穩為時間序列分析之首要條件。

## 第四章 實證結果

本章共分為三小節，第一節為資料檢定結果；第二節是各上市、上櫃證券公司股票報酬與利率之關聯；第三節為本章小結。

### 第一節 資料檢定結果

#### 一、證券公司股票報酬的基本統計量

本論文的研究目的在於探討公債附買回利率變動來探討上市、上櫃證券公司股票報酬的影響。樣本為在台掛牌十家上市、上櫃證券公司，研究期間為 2000年1月1日至2003年12月31日為止的日資料，共1012筆資料，首先就資料的基本統計量作描述。表4-1為證券公司股票報酬的基本統計量結果，可看出十家證券公司的股價報酬平均值中，統一、中信、康和和亞洲為正，其餘皆為負值；顯示在2000年到2003年間，統一、中信、康和和亞洲的股票報酬平均值為正報酬。在標準差方面，可看出十家證券公司的標準差在2.8%到3.7%之間。在偏態<sup>2</sup>方面，顯示十家證券公司的股價報酬均為右厚尾；在峰態<sup>3</sup>方面，可看出十家證券公司為高狹峰；且由Jarque-Bera<sup>4</sup>值可知各數列不為常態分配，符合了Engle(1982)所提出的看法，大多數金融性商品數列的資料並不符合常態分配的過程。

---

<sup>2</sup>偏態 (Skewness) 是衡量資料分佈型態偏斜程度，為左偏或是右偏，大於零為右偏，小於零為左偏。

<sup>3</sup>峰態 (Kurtosis) 為四階動差，衡量資料型態集中程度， $K < 3$  為低闊峰， $K = 3$  常態峰， $K > 3$  為高狹峰。

<sup>4</sup>Jarque-Bera 之虛無假設為常態分配，目的檢定資料型態是否為常態分配。

表4-1 股票報酬的基本統計量檢定

	平均數	標準差	偏態	峰態	J-B
寶來	-0.000192	0.034128	0.100054	3.692908	15.66502
統一	0.000100	0.032028	0.143965	2.918415	23.77642
元富	-4.01E-05	0.028649	0.263390	3.445873	20.08397
金鼎	-5.84E-05	0.032547	0.123699	2.933528	37.49391
元京	-5.22E-05	0.030775	0.197796	3.026945	26.62939
群益	-9.69E-05	0.032294	0.241253	3.749342	12.46625
中信	2.58E-05	0.031095	0.215993	2.907117	18.232592
吉祥	-0.000303	0.037497	0.131418	3.444226	15.93763
康和	1.30E-05	0.032470	0.155749	2.919646	24.363723
亞洲	0.000220	0.034545	0.082360	2.921489	27.185339
全體	-4.00E-04	0.030796	0.151132	2.998523	22.1386

## 二、恆定數列檢定

在進行時間數列模型之前，模型內所有的變數必須先通過單根檢定，亦即檢定各時間數列資料是否為恆定(stationary)，通過之後再進行統計檢定。本文是採用Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法來檢驗各個時間數列資料的恆定性。從表4-2中可知，所有數列在1%的顯著水準下均拒絕單根的虛無假設。整體看來各序列資料經過ADF單根檢定結果均顯著，屬於不存在單根之時間序列資料，表示各個變數原始序列資料呈現定態的隨機漫步趨勢，亦即本研究的各個報酬時間數列均具有恆定性。

表4-2 變數之單根檢定統計量(ADF)

變數名稱	有常數項且無 時間趨勢項	有常數項且有 時間趨勢項	無常數項且無 時間趨勢項
寶來日資料	-16.05173***	-28.27260***	-6.189111***
統一日資料	-9.942918***	-10.76960***	-5.157623***
元富日資料	-6.923942***	-29.78122***	-5.386389***
金鼎日資料	-28.08807***	-28.37581***	-5.716001***
元京日資料	-16.25651***	-16.69335***	-5.387043***
群益日資料	-30.41496***	-30.79728***	-6.258796***
中信日資料	-29.14084***	-29.47756***	-5.627925***
吉祥日資料	-15.48030***	-26.24976***	-5.645547***
康和日資料	-27.76872***	-28.05329***	-5.000061***
亞洲日資料	-15.10926***	-15.34930***	-5.149510***
RP30天期	-10.01245***	-10.32345***	-9.942761***
RP90天期	-11.26494***	-11.67022***	-11.11414***
RP180天期	-4.932387***	-5.608361***	-4.638400***
$R_{mt}$	-3.436618***	-3.967178***	-2.567258***

註一：\*\*\* 表示1%顯著水準

註二：有常數項且無時間趨勢項之1%顯著水準臨界值為-3.436  
 有常數項且有時間趨勢項之1%顯著水準臨界值為-3.967  
 無常數項且無時間趨勢項之1%顯著水準臨界值為-2.567

### 三、自我相關檢定

本研究對十家證券公司股票2000年1月至2003年12月為止日報酬資料，同時使用Ljung-Box(1978)的Q統計量來檢定一階報酬序列相關。經檢定股價報酬方程式後，從表4-3中可以看出十家證券公司股票報酬中寶來、統一、元富、金鼎、元京、吉祥、康和和亞洲有自我相關，需配適ARMA。而群益和中信是無一階自我相關，故群益和

中信之股票報酬不需配適ARMA。

表 4-3 樣本期間樣本公司股票報酬自我相關檢定

	L-B Q(6)	L-B Q(12)
寶來	28.038*** (0.0000)	33.755*** (0.0000)
統一	24.277*** (0.0000)	34.668*** (0.001)
元富	18.702*** (0.005)	25.447*** (0.013)
金鼎	23.466*** (0.001)	29.001*** (0.004)
元京	20.554*** (0.002)	21.902** (0.039)
群益	7.4927 (0.278)	10.857 (0.541)
中信	12.169 (0.058)	17.595 (0.129)
吉祥	54.134*** (0.0000)	60.859*** (0.0000)
康和	28.232*** (0.0000)	36.136*** (0.0000)
亞洲	65.726*** (0.0000)	77.815*** (0.0000)

註一：\*\*\* 表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準。

註二：L-B Q()是報酬項的Ljung- Box統計值。

註三：括號內的值為P值。

#### 四、異質性檢定

本研究對十家證券公司股票 2000 年 1 月至 2003 年 12 月為止日報酬資料，同時使用了  $Q^2$  檢定以及 Engle(1982)的 LM 檢定來檢定變異數是否具有異質性存在。由表 4-4，其結果顯示  $Q^2$  (1)到  $Q^2$  (12)均拒絕虛無假設，故可以判定在十家證券公司股票

價格溢酬投資組合方程式中，有 ARCH 效果存在。另外為了增加檢定結果的可信度，進一步使用 LM 檢定，其顯示十家證券公司在 ARCH(6)時均拒絕虛無假設，亦表示 ARCH 效果是存在。

表4-4 十家上市上櫃證券公司股票報酬的異質性檢定

	L-B <sup>2</sup> Q(6)	L-B <sup>2</sup> Q(12)	ARCH(6)	ARCH(12)
寶來	173.17*** (0.000)	253.75*** (0.000)	2.331812** (0.0199)	1.743777 (0.0815)
統一	171.48*** (0.000)	234.39*** (0.000)	2.623072*** (0.0088)	2.242283** (0.0252)
元富	250.36*** (0.000)	408.99*** (0.000)	2.132374** (0.0332)	2.173699** (0.0300)
金鼎	161.94*** (0.000)	194.23*** (0.000)	1.721179** (0.0855)	0.292440 (0.7700)
元京	87.484*** (0.000)	139.93*** (0.000)	3.543343*** (0.0004)	3.107287*** (0.0019)
群益	196.47*** (0.000)	344.34*** (0.000)	2.416797** (0.0158)	3.223362*** (0.0013)
中信	300.04*** (0.000)	487.04*** (0.000)	2.135520** (0.0330)	2.469480** (0.0137)
吉祥	232.78*** (0.000)	270.10*** (0.000)	2.709928*** (0.0068)	0.864236 (0.3877)
康和	285.37*** (0.000)	425.50*** (0.000)	2.995409*** (0.0028)	2.614328*** (0.0091)
亞洲	82.702*** (0.000)	100.05*** (0.000)	2.383701** (0.0173)	2.041280* (0.0415)

註一：\*\*\*表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準；\*表示10%顯著水準。

註二：L-B<sup>2</sup> Q()是報酬平方項的Ljung-Box統計值。

註三：ARCH()為檢定ARCH效果的LM值。

註四：括號內的值為P值。

## 五、配適最適模型

時間序列資料除了須符合定態的特性之外，傳統迴歸也同時假設了殘差項之間無相關。為修正殘差項的自我相關問題，使殘差項為一白色噪音形式，在檢定十家證券

公司股票報酬的自我相關及變異數異質性現象後，再針對股票報酬序列具有自我相關現象的採用 ARMA 模型來捕捉序列相關的特性。而股票報酬序列具有變異數異質性現象，一般使用 GARCH 模型進行實證分析時，以 GARCH(1,1)為最簡單且應用最為廣泛，故本研究採用 GARCH(1,1)模型來捕捉此特性，即配適十家證券公司股票報酬之最適 ARMA-GARCH(1,1)模型。

首先進行十家證券公司 ARMA 模型配適，除了群益和中信之股票報酬不需配適 ARMA 模型外，其餘寶來、統一、元富、金鼎、元京、吉祥、康和和亞洲等八家，均需配適 ARMA 模型。從 ARMA(0,0)到 ARMA(2,2)共九種模型，選擇 AIC 值最小、參數估計 P 值顯著且符合白噪音假設的來取最適模型。其結果由表 4-5 發現：吉祥和亞洲在配適 ARMA(1,2)時，AIC 分別為-3.765300、-3.930543，即吉祥和亞洲在配適 ARMA(1,2)為最佳；寶來、元富、元京和康和配適 ARMA(2,2)為最佳；金鼎配適 ARMA(2,0)為最佳；統一配適 ARMA(1,1)為最佳。

在進行 ARMA 模型配適後，根據 Bollerslev and Kroner(1992)表示，GARCH(1,1)能充分掌握股價報酬率異質變異的現象，且更高階的模型並不常見，因此本研究以 GARCH(1,1)模型做研究。因此本研究以 GARCH(1,1)模型來捕捉變異數異質性現象。則寶來、元富、元京、康和配適 ARMA(2,2)-GARCH(1,1)為最佳、統一配適 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)為最佳、金鼎配適 ARMA(2,0)-GARCH(1,1)為最佳、中信和群益配適 ARMA(0,0)-GARCH(1,1)為最佳、吉祥和亞洲配適 ARMA(1,2)-GARCH(1,1)為最佳。

表 4-5 證券公司配適 ARMA 的 AIC 值

	寶來	統一	元富	金鼎
ARMA(0,1)	-3.912742	-4.036504	-4.250788	-4.008782
ARMA(0,2)	-3.911997	-4.035083	-4.250748	-4.010531
ARMA(1,0)	-3.915876	-4.039837	-4.254691	-4.012432
ARMA(1,1)	-3.917418	-4.049265*	-4.258487	-4.012514
ARMA(1,2)	-3.915450	-4.044662	-4.261523	-4.011431
ARMA(2,2)	-3.918830*	-4.046171	-4.269922*	-4.012678
ARMA(2,0)	-3.916650	-4.038957	-4.254544	-4.015520*
ARMA(2,1)	-3.914675	-4.041145	-4.263507	-4.013734

\*選 AIC 值最小

表 4-5(續) 證券公司配適 ARMA 的 AIC 值

	元京	吉祥	康和	亞洲
ARMA(0,1)	-4.115640	-3.750414	-4.016212	-3.908451
ARMA(0,2)	-4.113678	-3.749772	-4.015728	-3.910029
ARMA(1,0)	-4.118601	-3.754532	-4.019665	-3.913872
ARMA(1,1)	-4.120327	-3.756639	-4.017920	-3.924453
ARMA(1,2)	-4.123463	-3.765300*	-4.022069	-3.930543*
ARMA(2,2)	-4.125481*	-3.762961	-4.030829*	-3.926995
ARMA(2,0)	-4.116351	-3.753056	-4.018212	-3.914824
ARMA(2,1)	-4.123472	-3.764882	-4.022858	-3.929876

\*選 AIC 值最小

在得出十家證券公司股票報酬的最適 ARMA-GARCH 模型後，再加入利率配合二因子模型，來求出利率變動項的係數值，探討利率變動對上市、上櫃證券公司股票報酬之影響。十家證券公司股票報酬之實證模型如下：

模型 1：寶來、元富、元大京華、康和 ARMA(2,2)-GARCH(1,1)模型

$$R_t = \alpha + b_0 \cdot R_{mt} + b_1 \cdot \Delta I_t + \sum_{i=1}^2 c_i R_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^2 d_j \varepsilon_{t-j} \quad (4-1)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \quad t=1,2,3,\dots,1012$$

其中， $R_t$ :表寶來、元富、元大京華、康和證券公司股票報酬率

$\Delta I_t$ :利率之變動率

$\alpha_0, b_0, b_1, c_i, d_j$ :各變數的常數項

$R_{mt}$ :第  $t$  期的市場報酬率

$b_1$ :股票報酬受利率影響的程度，及利率風險

$R_{t-i}$ :前  $i$  期的報酬項，表示  $i$  階的自我迴歸

$\varepsilon_{t-j}$ :前  $j$  期的殘差項

$\alpha$ :截距項

$\varepsilon_t$ :殘差干擾項

模型 2：統一 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)模型

$$R_t = \alpha + b_0 \cdot R_{mt} + b_1 \cdot \Delta I_t + c_1 R_{t-1} + \varepsilon_t + d_1 \varepsilon_{t-1} \quad (4-2)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \quad t=1,2,3,\dots,1012$$

其中， $R_t$ :表統一證券公司股票報酬率

$\Delta I_t$ :利率之變動率

$\alpha_0, b_0, b_1, c_1, d_1$ :各變數的常數項

$R_{mt}$ :第  $t$  期的市場報酬率

$b_1$ :股票報酬受利率影響的程度，及利率風險

$R_{t-1}$ :前一期的報酬項，表示 1 階的自我迴歸

$\varepsilon_{t-1}$ :前一期的殘差項

$\alpha$ :截距項

$\varepsilon_t$ :殘差干擾項

模型 3：金鼎 ARMA(2,0)-GARCH(1,1)模型

$$R_t = \alpha + b_0 \cdot R_{mt} + b_1 \cdot \Delta I_t + \sum_{i=1}^2 c_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4-3)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \quad t=1,2,3,\dots,1012$$

其中， $R_t$ :表金鼎證券公司股票報酬率

$\Delta I_t$ :利率之變動率

$\alpha_0, b_0, b_1, c_i$ :各變數的常數項

$R_{mt}$ :第  $t$  期的市場報酬率

$b_1$ :股票報酬受利率影響的程度，及利率風險

$R_{t-i}$ :前  $i$  期的報酬項，表示  $i$  階的自我迴歸

$\alpha$ :截距項

$\varepsilon_t$ :殘差干擾項

模型 4：群益、中信 ARMA(0,0)-GARCH(1,1)模型

$$R_t = \alpha + b_0 \cdot R_{mt} + b_1 \cdot \Delta I_t + \varepsilon_t \quad (4-4)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \quad t=1,2,3,\dots,1012$$

其中， $R_t$ :表群益、中信證券公司股票報酬率

$\Delta I_t$ :利率之變動率

$\alpha_0, b_0, b_1$ :各變數的常數項

$R_{mt}$ :第  $t$  期的市場報酬率

$b_1$ :股票報酬受利率影響的程度，及利率風險

$\alpha$ :截距項

$\varepsilon_t$ :殘差干擾項

模型 5：吉祥、亞洲 ARMA(1,2)-GARCH(1,1)模型

$$R_t = \alpha + b_0 \cdot R_{mt} + b_1 \cdot \Delta I_t + c_1 R_{t-1} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^2 d_j \varepsilon_{t-j} \quad (4-5)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} \quad t=1,2,3,\dots,1012$$

其中， $R_t$ :表吉祥、亞洲證券公司股票報酬率

$\Delta I_t$ :利率之變動率

$\alpha_0, b_0, b_1, c_1, d_j$ :各變數的常數項

$R_{mt}$ :第  $t$  期的市場報酬率

$b_1$ :股票報酬受利率影響的程度，及利率風險

$R_{t-1}$ :前一期的報酬項，表示 1 階的自我迴歸

$\varepsilon_{t-j}$ :前  $j$  期的殘差項

$\alpha$ :截距項

$\varepsilon_t$ :殘差干擾項

## 第二節 各上市、上櫃證券公司股票報酬與公債附買回利率變動之關聯

### 一、30 天期公債附買回利率變動與十家證券公司股票報酬關連

由表4-6可看出十家證券公司以30天期公債附買回利率變動配適GARCH(1,1)模型的結果。首先觀察條件平均方程式常數項估計係數( $a$ )，其十家證券公司中以寶來、統一、元京、群益及中信等五家股票報酬之常數項估計的係數皆為正數，表示在其他條件不變下，投資者以長期觀點投資該五家公司時，可獲得一定程度的正報酬率；另外元富、金鼎、吉祥、康和及亞洲等五家股票報酬之常數項估計的係數皆為負數，表示在其他條件不變下，投資者以長期觀點投資該五家公司時，無法獲得一定程度的正報酬率；係數在t檢定後，在1%顯著水準下，十家證券公司股票報酬皆為顯著。

觀察市場報酬項估計係數( $b_0$ )，可以發現十家證券公司之市場報酬項估計係數皆為正數(分別為 0.012932、0.011454、0.009359、0.010076、0.011783、0.011792、0.0189、0.010997、0.011049、0.0103)，且係數經過 t 檢定在 1% 水準下皆顯著，表示市場報酬對十家證券公司股價報酬的影響是正向的。換言之，當市場報酬越高則十家證券公司股價報酬上升。

觀察30天期公債附買回利率項係數( $b_1$ )，可以發現十家證券公司之30天期公債附買回利率項估計係數中，寶來、統一、元富、金鼎、元京、群益、中信、吉祥、康和及亞洲等十家證券公司為負數(分別為-0.001953、-0.000761、-0.003033、-0.0000522、-0.006314、-0.002573、-0.001684、-0.000259、-0.00009、-0.00244)，表示30天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬的影響是負向的，即當30天期公債附買回利率下跌會使得十家證券公司股價報酬上升，而30天期公債附買回利率上升則會使得十家證券公司股價報酬下跌；但係數經過t檢定在1%顯著水準下皆不顯著。表示30天期

公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬並無顯著影響。

觀察自我相關項係數，可以發現寶來、元富、元京及康和前一期報酬項( $c_1$ )與前二期報酬項( $c_2$ )皆為負及前一期殘差( $d_1$ )與前二期殘差( $d_2$ )皆為正，表示股票報酬除受市場報酬影響外，其前一期報酬與前二期報酬及前一期殘差與前二期殘差也對這四家股價報酬有影響且是負向的，係數經t檢定，在5%顯著水準下皆顯著。亦即前一期報酬越高，將負向影響當期股價，使得當期寶來、元富、元京及康和等四家證券公司股票報酬產生下跌的壓力。統一、亞洲前一期報酬項( $c_1$ )與前一期殘差對這兩家股價報酬有影響且是負向的，係數經t檢定，在5%顯著水準下皆顯著。亦即前一期報酬越高，將負向影響當期股價。而金鼎、吉祥係數經t檢定，在5%顯著水準下皆不顯著。群益、中信則並無自我相關。

觀察條件變異數之估計係數( $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ )，表中顯示出所有報酬投資組合條件變異數中的估計係數皆達1%顯著水準，且條件變異數估計係( $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ )皆為正數，顯示前一期殘差平方項及前一期條件變異數確實可以解釋十家證券公司股票報酬的波動。其中( $\alpha_1 + \alpha_2$ )皆小於1，確定變異數收斂，皆為穩定的GARCH模型。GARCH(1,1)模型中的( $\alpha_1 + \alpha_2$ )估計值常用來測度市場波動的持續性，較高的( $\alpha_1 + \alpha_2$ )值代表波動持續的期間較長，由表4-6可觀察到統一證券公司股票報酬波動持續性(0.998444)最高，其次依序為中信證券公司股票報酬波動持續性(0.992245)、康和證券公司股票報酬波動持續性(0.97994)、群益證券公司股票報酬波動持續性(0.978362)、元富證券公司股票報酬波動持續性(0.977936)、寶來證券公司股票報酬波動持續性(0.96309)、元京證券公司股票報酬波動持續性(0.960032)、吉祥證券公司股票報酬波動持續性(0.895016)、金鼎證券公司股票報酬波動持續性(0.807121)，最後為亞洲證券公司股票報酬波動持續性(0.698246)。除了( $\alpha_1 + \alpha_2$ )值外，另一個常用來衡量波動持續性的指標便是HL值(Half-Life)。HL(Half-Life)值代表一個衝擊的1/2生命，即一個衝擊在經過多

少時間後仍然存在一半的效果，其估計式為：

$$HL = \log(0.5) / \log(\alpha_1 + \alpha_2) \quad (4-11)$$

由於本研究使用日資料，因此 $HL$ 單位為日。十家證券公司股票報酬的 $HL$ 值分別為18、445、31、3、16、31、89、6、34、1，表示寶來經過18個交易日，衝擊效果依然會存在一半。統一持續時間非常長經歷任一衝擊，在經過445個交易日後仍有一半的衝擊效果存在。元富經過31個交易日，衝擊效果依然會存在一半。金鼎經過3個交易日，衝擊效果依然會存在一半。元京經過16個交易日，衝擊效果依然會存在一半。群益則經過31個交易日，衝擊效果依然會存在一半。中信在經過89個交易日，衝擊效果依然會存在一半。吉祥經歷任一衝擊，在經過6個交易日，衝擊效果依然會存在一半。康和在經過34個交易日，衝擊效果依然會存在一半。最後亞洲經歷任一衝擊，在經過1個交易日，衝擊效果依然會存在一半。比較結果發現亞洲證券公司股票報酬調整速度最快，波動持續性最短，統一股價報酬調整速度最慢，波動持續性最長。

以Ljung-Box診斷殘差及殘差平方項是否仍存在自我相關，表4-6結果顯示，十家證券公司股票報酬，至少在12個交易日內，於1%顯著水準下，殘差項皆不存在自我相關。檢定模型是否依然存在異質變異數的ARCH效果檢定也顯示，十家證券公司股票報酬於GARCH配適後，在1%顯著水準下，已不能拒絕無ARCH效果的虛無假設，即至少12個交易日條件變異數之自我相關已不存在。

表 4-6 30 天期公債附買回利率對十家證券公司股票報酬之 ARMA-GARCH(1,1)模型估計值

	寶來	統一	元富	金鼎	元京
$\alpha$	0.006021 (0.000731***)	0.005395 (0.000734***)	-0.002329 (0.002009***)	-0.006883 (0.000812***)	0.006363 (0.000632***)
$b_0$	0.012932 (0.000405***)	0.011454 (0.000355***)	0.009359 (0.000292***)	0.010076 (0.000355***)	0.011783 (0.000339***)
$b_1$	-0.001953 (0.004957)	-0.000761 (0.004819)	-0.003033 (0.003057)	-0.0000522 (0.012435)	-0.006314 (0.006644)
$c_1$	-0.337025 (0.184705*)	-0.137734 (0.309977)	-0.325034 (0.075764***)	0.055388 (0.036565)	-1.507740 (0.058898***)
$c_2$	-0.502120 (0.266998*)		-0.669969 (0.075235***)	0.044464 (0.034458)	-0.870032 (0.047774***)
$d_1$	0.382475 (0.180223**)	0.055474 (0.313578***)	0.304103 (0.076833***)		1.552455 (0.049750***)
$d_2$	0.543123 (0.263162**)		-0.691436 (0.075143***)		0.906649 (0.04444***)
$\alpha_0$	0.0000217 (0.0000060***)	0.000000527 (0.000001***)	0.0000094 (0.0000028***)	0.000143 (0.0000232***)	0.0000178 (0.000006***)
$\alpha_1$	0.092567 (0.018201***)	0.040763 (0.008469***)	0.097421 (0.018576***)	0.304623 (0.047478***)	0.090141 (0.018116***)
$\alpha_2$	0.870523 (0.023213***)	0.957681 (0.008217***)	0.880515 (0.019878***)	0.502498 (0.056488***)	0.869891 (0.025802***)
$\alpha_1 + \alpha_2$	0.96309	0.998444	0.977936	0.807121	0.960032
$HL$	18.43064	445.1207	31.06744	3.234748	16.99362
殘差項診斷					
L-B Q(6)	8.6555 (0.124)	8.5828 (0.127)	3.7638 (0.152)	5.7264 (0.221)	9.7861 (0.134)
L-B Q(12)	12.778 (0.120)	22.607 (0.12)	8.4187 (0.394)	9.1436 (0.519)	10.240 (0.249)
ARCH(6)	0.049594 (0.1188)	0.005082 (0.8742)	0.016484 (0.032239)	0.040824 (0.2002)	0.044673 (0.1593)
ARCH(12)	0.020466 (0.5196)	0.027831 (0.38461)	0.012919 (0.031443)	0.021125 (0.5051)	0.026386 (0.4015)

註一：\*\*\*表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準；\*表示10%顯著水準。

註二：括號內的值為標準誤。

註三：殘差項診斷括號內的值為P值。

表 4-6(續) 30 天期公債附買回利率對十家證券公司股票報酬之 ARMA-GARCH(1,1) 模型估計值

	群益	中信	吉祥	康和	亞洲
$\alpha$	0.005813 (0.000627***)	0.00548 (0.000565***)	-0.007489 (0.00118***)	-0.00595 (0.000649***)	-0.00843 (0.0017***)
$b_0$	0.011792 (0.000369***)	0.0189 (0.000299***)	0.010997 (0.000497***)	0.011049 (0.000309***)	0.0103 (0.00051***)
$b_1$	-0.002573 (0.004536)	-0.001684 (0.003429)	-0.000259 (0.008996)	-0.00009 (0.005747)	-0.00244 (0.0096)
$c_1$			-0.907428 (0.029055)	-0.296882 (0.059246***)	-0.9597 (0.02206**)
$c_2$				-0.83229 (0.05157***)	
$d_1$			-0.79186 (0.04564)	0.35148 (0.04628***)	-0.83796 (0.0427***)
$d_2$			-0.087265 (0.037166)	0.89123 (0.03779***)	-0.08604 (0.03577**)
$\alpha_0$	0.00001 (0.000004**)	0.000008 (0.00000287***)	0.000097 (0.000025***)	0.000012 (0.000004***)	0.00023 (0.00006***)
$\alpha_1$	0.079556 (0.0173921***)	0.165998 (0.022565***)	0.172716 (0.03461***)	0.13305 (0.02233***)	0.152921 (0.0399***)
$\alpha_2$	0.898806 (0.020749***)	0.826247 (0.019706***)	0.72230 (0.05052***)	0.84689 (0.02323***)	0.545325 (0.1086***)
$\alpha_1 + \alpha_2$	0.978362	0.992245	0.895016	0.97994	0.698246
$HL$	31.68595	89.03366	6.249429	34.20595	1.929784
殘差項診斷					
L-B Q(6)	7.3472 (0.290)	8.5820 (0.198)	5.4834 (0.14)	10.557 (0.15)	3.9909 (0.262)
L-B Q(12)	11.279 (0.505)	22.782 (0.120)	10.875 (0.284)	19.737 (0.11)	7.3661 (0.599)
ARCH(6)	0.022985 (0.4684)	0.023923 (0.4459)	0.011386 (0.7147)	0.014162 (0.6572)	0.007022 (0.8216)
ARCH(12)	0.039074 (0.2187)	0.024176 (0.4378)	0.011331 (0.7158)	0.032416 (0.3096)	0.044124 (0.1611)

註一：\*\*\*表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準；\*表示10%顯著水準。

註二：括號內的值為標準誤。

註三：殘差項診斷括號內的值為P值。

## 二、90 天期公債附買回利率變動與十家證券公司股票報酬關連

由表4-7可看出十家證券公司以90天期公債附買回利率配適GARCH(1,1)模型的結果。首先觀察條件平均方程式常數項估計係數( $\alpha$ )，其十家證券公司中寶來、統一、元京、群益及中信等五家股票報酬之常數項估計的係數皆為正數，表示在其他條件不變下，投資者以長期觀點投資該五家公司時，可獲得一定程度的正報酬率；另外元富、金鼎、吉祥、康和及亞洲等五家股票報酬之常數項估計的係數皆為負數，且係數在t檢定後，在1%顯著水準下，十家證券公司股票報酬皆為顯著。

觀察市場報酬項估計係數( $b_0$ )，可以發現十家證券公司之市場報酬項估計係數皆為正數(分別為0.012936、0.011456、0.009339、0.01009、0.011769、0.011803、0.010908、0.011021、0.011057、0.010307)，且係數經過t檢定在1%水準下皆顯著。表示市場報酬對十家證券公司股價報酬的影響是正向的，換言之，當市場報酬越高則十家證券公司股價報酬上升。

觀察90天期公債附買回利率項係數( $b_1$ )，可以發現十家證券公司之90天期公債附買回利率項估計係數中，寶來、統一、元富、金鼎、元京、群益、中信、吉祥、康和及亞洲等九家證券公司為負數(分別為-0.002241、-0.002052、-0.006276、-0.003773、-0.004119、-0.003646、-0.005053、-0.00397、-0.007076)，表示90天期公債附買回利率變動對十家證券公司股價報酬的影響是負向的，即利率下跌會使得十家證券公司股價報酬上升，而利率上升則會使得十家證券公司股價報酬下跌，係數經過t檢定在5%水準下只有元富顯著。其餘皆不顯著。

觀察自我相關項係數，可以發現寶來、元富、元京及康和前一期報酬項( $c_1$ )與前二期報酬項( $c_2$ )皆為負及前一期殘差( $d_1$ )與前二期殘差( $d_2$ )皆為正，表示股票報酬除受市場報酬影響外，其前一期報酬與前二期報酬及前一期殘差與前二期殘差也對這四家股價報酬有影響且是負向的，係數經t檢定，在5%顯著水準下皆顯著。亦即前一期

報酬越高，將負向影響當期股價，使得當期寶來、元富、元京及康和等四家證券公司股票報酬產生下跌的壓力。統一、亞洲前一期報酬項( $c_1$ )與前一期殘差對這兩家股價報酬有影響且是負向的，係數經t檢定，在5%顯著水準下皆顯著。亦即前一期報酬越高，將負向影響當期股價。而金鼎、吉祥係數經t檢定，在5%顯著水準下皆不顯著。群益、中信則並無自我相關。

觀察條件變異數之估計係數( $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ )，表中顯示出所有報酬投資組合條件變異數中的估計係數皆達1%顯著水準，且條件變異數估計係( $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ )皆為正數，顯示前一期殘差平方項及前一期條件變異數確實可以解釋十家證券公司股票報酬的波動。其中( $\alpha_1 + \alpha_2$ )皆小於1，確定變異數收斂，皆為穩定的GARCH模型。GARCH(1,1)模型中的( $\alpha_1 + \alpha_2$ )估計值常用來測度市場波動的持續性，較高的( $\alpha_1 + \alpha_2$ )值代表波動持續的期間較長，由表4-7可觀察到統一證券公司股票報酬波動持續性(0.998609)最高，其次依序為中信證券公司股票報酬波動持續性(0.991959)、康和證券公司股票報酬波動持續性(0.981051)、群益證券公司股票報酬波動持續性(0.978309)、元京證券公司股票報酬波動持續性(0.977617)、元富證券公司股票報酬波動持續性(0.970679)、寶來證券公司股票報酬波動持續性(0.963357)、吉祥證券公司股票報酬波動持續性(0.896788)、金鼎證券公司股票報酬波動持續性(0.813037)，最後為亞洲證券公司股票報酬波動持續性(0.695175)。

另外，就HL值來看，十家證券公司HL值分別為18、497、23、3、30、31、85、6、36、1，表示寶來經過18個交易日，衝擊效果依然會存在一半。統一持續時間非常長經歷任一衝擊，在經過497個交易日後仍有一半的衝擊效果存在。元富經過23個交易日，衝擊效果依然會存在一半。金鼎經過3個交易日，衝擊效果依然會存在一半。元京經過30個交易日，衝擊效果依然會存在一半。群益則經過31個交易日，衝擊效果依然會存在一半。中信在經過85個交易日，衝擊效果依然會存在一半。吉祥經歷任一衝

擊，在經過6個交易日，衝擊效果依然會存在一半。康和在經過36個交易日，衝擊效果依然會存在一半。最後亞洲經歷任一衝擊，在經過1個交易日，衝擊效果依然會存在一半。比較結果發現亞洲證券公司股價報酬調整速度最快，波動持續性最短，統一股價報酬調整速度最慢，波動持續性最長。

最後再以Ljung-Box診斷殘差及殘差平方項是否仍存在自我相關，表4-7結果顯示，十家證券公司股票報酬，至少在12個交易日內，於1%顯著水準下，殘差項皆不存在自我相關。檢定模型是否依然存在異質變異數的ARCH效果檢定也顯示，十家證券公司股票報酬於GARCH 配適後，在1%顯著水準下，已不能拒絕無ARCH效果的虛無假設，即至少12個交易日條件變異數之自我相關已不存在。

表 4-7 90 天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬之 ARMA-GARCH(1,1) 模型估計值

	寶來	統一	元富	金鼎	元京
$\alpha$	0.005978 (0.000731***)	0.005354 (0.000734***)	-0.007533 (0.019944***)	-0.006841 (0.000809***)	0.006346 (0.000632***)
$b_0$	0.012936 (0.000406***)	0.011456 (0.000355***)	0.009339 (0.000279***)	0.01009 (0.000359***)	0.011769 (0.000341***)
$b_1$	-0.002241 (0.005913)	-0.002052 (0.004775)	-0.006276 (0.003782*)	-0.003116 (0.007319)	-0.003773 (0.063075)
$c_1$	-0.336264 (0.193219*)	-0.152885 (0.305040***)	-0.321204 (0.069031***)	0.056296 (0.03648)	-1.499037 (0.063075***)
$c_2$	-0.488723 (0.265588*)		-0.677269 (0.069165***)	0.043589 (0.034643)	-0.863245 (0.053149***)
$d_1$	0.384308 (0.188615**)	0.070373 (0.308859***)	0.297291 (0.070224***)		1.544759 (0.053621***)
$d_2$	0.529097 (0.262584**)		0.697777 (0.069429***)		-0.899756 (0.049582***)
$\alpha_0$	0.0000215 (0.000006***)	0.000000408 (0.000001***)	0.0000124 (0.000003***)	0.000139 (0.000232***)	0.0000177 (0.000007***)
$\alpha_1$	0.091701 (0.018169***)	0.039404 (0.008263***)	0.118185 (0.020908***)	0.301467 (0.046734***)	0.087861 (0.01788***)
$\alpha_2$	0.871656 (0.023207***)	0.959205 (0.008027***)	0.852494 (0.021512***)	0.51157 (0.055764***)	0.889756 (0.025655***)
$\alpha_1 + \alpha_2$	0.963357	0.998609	0.970679	0.813037	0.977617
$HL$	18.56749	497.9619	23.29166	3.348882	30.61969
殘差項診斷					
L-B Q(6)	8.5734 (0.127)	8.2850 (0.141)	3.2465 (0.197)	5.6706 (0.225)	9.8783 (0.13)
L-B Q(12)	12.703 (0.122)	22.387 (0.13)	7.5498 (0.479)	9.1235 (0.520)	10.461 (0.234)
ARCH(6)	0.050153 (0.1147)	0.005854 (0.8553)	0.013917 (0.6653)	0.038053 (0.2325)	0.044557 (0.1602)
ARCH(12)	0.020299 (0.5231)	0.029887 (0.3506)	0.009677 (0.7575)	0.021065 (0.5063)	0.025632 (0.4149)

註一：\*\*\*表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準；\*表示10%顯著水準。

註二：括號內的值為標準誤。

註三：殘差項診斷括號內的值為P值。

表 4-7(續) 90 天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬之  
ARMA-GARCH(1,1)模型估計值

	群益	中信	吉祥	康和	亞洲
$\alpha$	0.005796 (0.000627***)	0.00546 (0.00057***)	-0.00746 (0.001195***)	-0.005861 (0.00065***)	-0.008397 (0.00167***)
$b_0$	0.011803 (0.00037***)	0.010908 (0.0003***)	0.011021 (0.0005***)	0.011057 (0.00031***)	0.010307 (0.00051***)
$b_1$	-0.004119 (0.004834)	-0.003646 (0.003692)	-0.005053 (0.008699)	-0.00397 (0.00547)	-0.007076 (0.091)
$c_1$			-0.908562 (0.029486)	-0.300934 (0.06003***)	0.959578 (0.0221***)
$c_2$				-0.836461 (0.05223***)	
$d_1$			0.790888 (0.0457***)	0.352992 (0.04739***)	-0.837153 (0.04264***)
$d_2$			0.089358 (0.037187)	0.892544 (0.0387***)	-0.086399 (0.03571***)
$\alpha_0$	0.0000113 (0.000004***)	0.00000884 (0.000003***)	0.000095 (0.000025***)	0.0000119 (0.000004***)	0.000236 (0.00007***)
$\alpha_1$	0.080164 (0.01754***)	0.165891 (0.022642***)	0.169943 (0.0342***)	0.130712 (0.02204***)	0.152594 (0.04014***)
$\alpha_2$	0.898145 (0.02092***)	0.826068 (0.01979***)	0.726845 (0.0498***)	0.850339 (0.02282***)	0.542581 (0.11035***)
$\alpha_1 + \alpha_2$	0.978309	0.991959	0.896788	0.981051	0.695175
$HL$	31.60768	85.85457	6.362897	36.23194	1.906389
殘差項診斷					
L-B Q(6)	7.3557 (0.289)	8.7308 (0.189)	5.4215 (0.143)	10.756 (0.115)	4.0036 (0.261)
L-B Q(12)	11.198 (0.512)	22.894 (0.117)	11.020 (0.274)	20.154 (0.11)	7.2805 (0.608)
ARCH(6)	0.023445 (0.4594)	0.024013 (0.4441)	0.012799 (0.6811)	0.012516 (0.6950)	0.008674 (0.7806)
ARCH(12)	0.038219 (0.2289)	0.025355 (0.4156)	0.010488 (0.7360)	0.033522 (0.2936)	0.045812 (0.1457)

註一：\*\*\*表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準；\*表示10%顯著水準。

註二：括號內的值為標準誤。

註三：殘差項診斷括號內的值為P值。

### 三、180 天期公債附買回利率變動與十家證券公司股票報酬關連

由表4-8可看出十家證券公司以180天期公債附買回利率配適GARCH(1,1)模型的結果。首先觀察條件平均方程式常數項估計係數( $\alpha$ )，其十家證券公司中寶來、統一、元京、群益及中信等五家股票報酬之常數項估計的係數皆為正數，表示在其他條件不變下，投資者以長期觀點投資該五家公司時，可獲得一定程度的正報酬率；另外元富、金鼎、吉祥、康和及亞洲等五家股票報酬之常數項估計的係數皆為負數，且係數在t檢定後，在1%顯著水準下，十家證券公司股票報酬皆為顯著。

觀察市場報酬項估計係數( $b_0$ )，可以發現十家證券公司之市場報酬項估計係數皆為正數(分別為0.012933、0.011452、0.009304、0.010077、0.01178、0.011796、0.010887、0.011、0.011046、0.01029)，表示市場報酬對十家證券公司股價報酬的影響是正向的，換言之，當市場報酬越高則十家證券公司股價報酬上升，係數經過t檢定在1%水準下皆顯著。

觀察180天期公債附買回利率項係數( $b_1$ )，可以發現十家證券公司之180天期公債附買回利率項估計係數中，寶來、統一、元富、金鼎、元京、群益、中信、吉祥、康和及亞洲等十家證券公司為負數(分別為-0.002128、-0.0059、-0.001238、-0.003975、-0.001399、-0.001648、-0.001084、-0.004289、-0.00098、-0.003734)，表示180天期公債附買回利率對十家證券公司股價報酬的影響是負向的，係數經過t檢定在5%水準下只有元富及中信為顯著。其餘皆不顯著。即利率下跌會使得十家證券公司股價報酬上升，而利率上升則會使得十家證券公司股價報酬下跌。

觀察自我相關項係數，可以發現寶來、元富、元京及康和前一期報酬項( $c_1$ )與前二期報酬項( $c_2$ )皆為負及前一期殘差( $d_1$ )與前二期殘差( $d_2$ )皆為正，表示股票報酬除受市場報酬影響外，其前一期報酬與前二期報酬及前一期殘差與前二期殘差也對這四家股價報酬有影響且是負向的，係數經t檢定，在5%顯著水準下皆顯著。亦即前一期

報酬越高，將負向影響當期股價，使得當期寶來、元富、元京及康和等四家證券公司股票報酬產生下跌的壓力。統一、亞洲前一期報酬項( $c_1$ )與前一期殘差對這兩家股價報酬有影響且是負向的，係數經t檢定，在5%顯著水準下皆顯著。亦即前一期報酬越高，將負向影響當期股價。而金鼎、吉祥係數經t檢定，在5%顯著水準下皆不顯著。群益、中信則並無自我相關。

觀察條件變異數之估計係數( $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ )，表中顯示出所有報酬投資組合條件變異數中的估計係數皆達1%顯著水準，且條件變異數估計係( $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ )皆為正數，顯示前一期殘差平方項及前一期條件變異數確實可以解釋十家證券公司股票報酬的波動。其中( $\alpha_1 + \alpha_2$ )皆小於1，確定變異數收斂，皆為穩定的GARCH模型。GARCH(1,1)模型中的( $\alpha_1 + \alpha_2$ )估計值常用來測度市場波動的持續性，較高的( $\alpha_1 + \alpha_2$ )值代表波動持續的期間較長，由表4-8可觀察到統一證券公司股票報酬波動持續性(0.998556)最高，其次依序為中信證券公司股票報酬波動持續性(0.992452)、康和證券公司股票報酬波動持續性(0.981624)、群益證券公司股票報酬波動持續性(0.979001)、元富證券公司股票報酬波動持續性(0.970221)、寶來證券公司股票報酬波動持續性(0.963203)、元京證券公司股票報酬波動持續性(0.960785)、吉祥證券公司股票報酬波動持續性(0.895697)、金鼎證券公司股票報酬波動持續性(0.80917)，最後為亞洲證券公司股票報酬波動持續性(0.697063)。

另外，就HL值來看，十家證券公司HL值分別為18、479、22、3、17、32、91、6、37、1，表示寶來經過18個交易日，衝擊效果依然會存在一半。統一持續時間非常長經歷任一衝擊，在經過479個交易日後仍有一半的衝擊效果存在。元富經過22個交易日，衝擊效果依然會存在一半。金鼎經過3個交易日，衝擊效果依然會存在一半。元京經過17個交易日，衝擊效果依然會存在一半。群益則經過32個交易日，衝擊效果依然會存在一半。中信在經過91個交易日，衝擊效果依然會存在一半。吉祥經歷任一衝

擊，在經過6個交易日，衝擊效果依然會存在一半。康和在經過37個交易日，衝擊效果依然會存在一半。最後亞洲經歷任一衝擊，在經過1個交易日，衝擊效果依然會存在一半。比較結果發現亞洲證券公司股價報酬調整速度最快，波動持續性最短，統一股價報酬調整速度最慢，波動持續性最長。

以Ljung-Box診斷殘差及殘差平方項是否仍存在自我相關，表4-8結果顯示，十家證券公司股票報酬，至少在12個交易日內，於1%顯著水準下，殘差項皆不存在自我相關。檢定模型是否依然存在異質變異數的ARCH效果檢定也顯示，十家證券公司股票報酬於GARCH 配適後，在1%顯著水準下，已不能拒絕無ARCH效果的虛無假設，即至少12個交易日條件變異數之自我相關已不存在。

表 4-8 180 天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬之 ARMA-GARCH(1,1) 模型估計值

	寶來	統一	元富	金鼎	元京
$\alpha$	0.00602 (0.000731***)	0.005367 (0.000734***)	-0.001348 (0.007505***)	-0.006868 (0.00081***)	0.006352 (0.0006***)
$b_0$	0.012933 (0.000405***)	0.011452 (0.00036***)	0.009304 (0.00028***)	0.010077 (0.0004***)	0.01178 (0.00034***)
$b_1$	-0.001648 (0.004828)	-0.001084 (0.0045)	-0.004289 (0.00325*)	-0.00098 (0.00664)	-0.003734 (0.0045)
$c_1$	-0.336729 (0.185436*)	-0.148757 (0.30689***)	-0.322741 (0.0689***)	0.055745 (0.0365)	-1.497684 (0.0632***)
$c_2$	-0.50167 (0.267139*)		-0.674745 (0.0689***)	0.044095 (0.0345)	-0.861667 (0.0535***)
$d_1$	0.382148 (0.181013**)	0.066455 (0.3105***)	0.299761 (0.0701***)		1.544268 (0.0536***)
$d_2$	0.542315 (0.263486**)		0.695584 (0.06926***)		0.899249 (0.0497***)
$\alpha_0$	0.0000216 (0.000006***)	0.0000004 (0.000001***)	0.0000128 (0.000003***)	0.000141 (0.00002***)	0.0000175 (0.00001***)
$\alpha_1$	0.092324 (0.01817***)	0.039714 (0.00834***)	0.12013 (0.0214***)	0.30358 (0.04743***)	0.087011 (0.01781***)
$\alpha_2$	0.870879 (0.02317***)	0.958842 (0.0081***)	0.850091 (0.0219***)	0.50559 (0.05669***)	0.873774 (0.02546***)
$\alpha_1 + \alpha_2$	0.963203	0.998556	0.970221	0.80917	0.960785
$HL$	18.48832	479.6722	22.92806	3.27348	17.32668
殘差項診斷					
L-B Q(6)	8.6818 (0.122)	8.3803 (0.136)	3.4368 (0.179)	5.7232 (0.221)	9.7212 (0.137)
L-B Q(12)	12.800 (0.119)	22.571 (0.12)	7.9707 (0.436)	9.1527 (0.518)	10.240 (0.249)
ARCH(6)	0.649768 (0.1175)	0.005361 (0.8673)	0.016162 (0.6154)	0.039863 (0.2111)	0.044584 (0.16)
ARCH(12)	0.020638 (0.5161)	0.02891 (0.3666)	0.010062 (0.7483)	0.021103 (0.5055)	0.032547 (0.3017)

註一：\*\*\*表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準；\*表示10%顯著水準。

註二：括號內的值為標準誤。

註三：殘差項診斷括號內的值為P值。

表 4-8(續) 180 天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬之  
ARMA-GARCH(1,1)模型估計值

	群益	中信	吉祥	康和	亞洲
$\alpha$	0.005812 (0.000628***)	0.005430 (0.000565***)	-0.007478 (0.00119***)	-0.05837 (0.00065***)	-0.008442 (0.00051***)
$b_0$	0.011796 (0.0004***)	0.010887 (0.0003***)	0.011 (0.0005***)	0.011046 (0.00031***)	0.01029 (0.00051***)
$b_1$	-0.002128 (0.0045)	-0.0059 (0.0031*)	-0.001238 (0.0066)	-0.003975 (0.00415)	-0.001399 (0.0075)
$c_1$			-0.907994 (0.0293)	-0.30314 (0.0605***)	-0.959686 (0.02206***)
$c_2$				-0.837536 (0.0527***)	
$d_1$			0.79206 (0.04574)	0.353908 (0.04796***)	-0.838633 (0.0427***)
$d_2$			0.087616 (0.03713)	0.893142 (0.0392***)	-0.085464 (0.0358***)
$\alpha_0$	0.0000109 (0.000004***)	0.00000869 (0.000003***)	0.0000962 (0.00003***)	0.0000112 (0.000004***)	0.000235 (0.00007***)
$\alpha_1$	0.077807 (0.01714***)	0.16689 (0.022859***)	0.17214 (0.0347***)	0.125173 (0.021354***)	0.154147 (0.0402***)
$\alpha_2$	0.901194 (0.0205***)	0.825562 (0.019831***)	0.723557 (0.0513***)	0.856451 (0.0223***)	0.542916 (0.10933***)
$\alpha_1 + \alpha_2$	0.979001	0.992452	0.895697	0.981624	0.697063
$HL$	32.66078	91.48489	6.29258	37.3726	1.920716
殘差項診斷					
L-B Q(6)	7.3614 (0.289)	9.2246 (0.161)	5.4848 (0.140)	10.797 (0.125)	3.9626 (0.266)
L-B Q(12)	11.204 (0.512)	24.206 (0.114)	10.949 (0.279)	20.064 (0.17)	7.3748 (0.598)
ARCH(6)	0.023447 (0.4595)	0.022831 (0.4666)	0.012060 (0.6986)	0.013214 (0.6791)	0.006388 (0.8375)
ARCH(12)	0.039438 (0.2145)	0.023596 (0.4486)	0.011243 (0.7179)	0.033442 (0.2951)	0.643558 (0.1665)

註一：\*\*\*表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準；\*表示10%顯著水準。

註二：括號內的值為標準誤。

註三：殘差項診斷括號內的值為P值。

### 第三節 小結

本章的實證分析結果發現幾點：

1. 針對股票市場報酬對十家證券公司的影響，可以發現市場報酬對十家證券公司股價報酬的影響是正向的，換言之，當市場報酬越高則十家證券公司股價報酬上升，係數經過 t 檢定在 1% 水準下皆顯著。
2. 由表 4-9 可整理出，30 天期公債附買回利率變動對上市、上櫃證券公司股價報酬皆無顯著的影響；而 90 天期公債附買回利率變動對上市、上櫃證券公司股價報酬只有元富有顯著及 180 天期公債附買回利率對對上市、上櫃證券公司股價報酬中，元富和中信有顯著的影響，且皆為負向影響，其餘皆不顯著。

表 4-9 不同天期公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬影響之彙總表

$b_1$	30 天期	90 天期	180 天期
寶來	-0.001953	-0.002241	-0.001648
統一	-0.000761	-0.002052	-0.001084
元富	-0.003033	-0.006276*	-0.004289*
金鼎	-0.0000522	-0.003116	-0.00098
元京	-0.006314	-0.003773	-0.003734
群益	-0.002573	-0.004119	-0.002128
中信	-0.001684	-0.003646	-0.0059*
吉祥	-0.000259	-0.005053	-0.001238
康和	-0.00009	-0.00397	-0.003975
亞洲	-0.00244	-0.007076	-0.001399

註一：\*表示10%顯著水準。

註二： $b_1$ 為利率變數的常數項。

3. 觀察自我相關項係數，由表 4-10：

(1) 寶來、元富、元京及康和前一期報酬項( $c_1$ )與前二期報酬項( $c_2$ )皆為負及前

一期殘差( $d_1$ )與前二期殘差( $d_2$ )皆為正，表示股票報酬除受市場報酬影響外，其前一期報酬與前二期報酬及前一期殘差與前二期殘差也對這四家股價報酬有影響且是負向的，亦即前一期報酬越高，將負向影響當期股價。係數經 t 檢定皆顯著。

(2)統一、亞洲前一期報酬越高，將負向影響當期股價。係數經 t 檢定皆顯著。

(3)金鼎、吉祥係數經 t 檢定皆不顯著。

(4)群益、中信則並無自我相關。

表 4-10 在不同天期公債附買回利率變動下，十家證券公司自我相關之彙總表

		30 天期	90 天期	180 天期
寶來	$c_1$	-0.337025*	-0.336264*	-0.336729*
	$c_2$	-0.502120*	-0.488723*	-0.50167*
統一	$c_1$	-0.137734***	-0.52885***	-0.148757***
	$c_2$			
元富	$c_1$	-0.325034***	-0.321204***	-0.322741***
	$c_2$	-0.669969***	-0.677269***	-0.674745***
金鼎	$c_1$	+0.055388	+0.056296	+0.055745
	$c_2$	+0.044464	+0.043589	+0.044095
元京	$c_1$	-1.507740***	-1.499037***	-1.497684***
	$c_2$	-0.870032***	-0.863245***	-0.861667***
群益	$c_1$			
	$c_2$			
中信	$c_1$			
	$c_2$			
吉祥	$c_1$	-0.907428	-0.908562	-0.907994
	$c_2$			
康和	$c_1$	-0.296882***	-0.300934***	-0.30314***
	$c_2$	-0.83229***	-0.836461***	-0.837536***
亞洲	$c_1$	-0.9597**	-0.959578***	-0.959686***
	$c_2$			

註一：\*\*\*表示1%顯著水準；\*\*表示5%顯著水準。

註二： $c_1$ 、 $c_2$ 為自我相關項係數。

4.觀察條件變異數之估計係數( $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ )，由表 4-11：

(1)30 天期以統一(0.998444)股票報酬波動持續最高，其次分別為中信、康和、群益、元京、元富、寶來、吉祥、金鼎，最後為亞洲(0.698246)。

(2)90 天期以統一(0.998609)股票報酬波動持續最高，其次分別為中信、康和、群益、元京、元富、寶來、吉祥、金鼎，最後為亞洲(0.695175)。

(3)180 天期以統一(0.998556)股票報酬波動持續最高，其次分別為中信、康和、群益、元京、元富、寶來、吉祥、金鼎，最後為亞洲(0.697063)。

表 4-11 在不同天期公債附買回利率變動下，十家證券公司波動持續( $\alpha_1 + \alpha_2$ )之彙表

$\alpha_1 + \alpha_2$	30 天期	90 天期	180 天期
寶來	0.96309	0.963357	0.963203
統一	0.998444	0.998609	0.998556
元富	0.977936	0.970679	0.970221
金鼎	0.807121	0.813037	0.80917
元京	0.960032	0.977617	0.960785
群益	0.978362	0.978309	0.979001
中信	0.992245	0.991959	0.992452
吉祥	0.895016	0.896788	0.895697
康和	0.97994	0.981051	0.981624
亞洲	0.698246	0.695175	0.697063

5.另一個常用來衡量波動持續性的指標  $HL$  值，其顯示結果如表 4-12：

(1)30 天期以統一(445)股價報酬調整速度最慢，波動持續性最長，其次分別為中信、康和、群益、元京、元富、寶來、吉祥、金鼎，最後為亞洲(1)。

(2)90 天期以統一(497)股價報酬調整速度最慢，波動持續性最長，其次分別為中信、康和、群益、元京、元富、寶來、吉祥、金鼎，最後為亞洲(1)。

(3)180 天期以統一(479)股價報酬調整速度最慢，波動持續性最長，其次分別為中信、康和、群益、元京、元富、寶來、吉祥、金鼎，最後為亞洲(1)。

*HL* 值之結果與觀察條件變異數之估計係數之結果一樣。不管是 30 天期、90 天期或 180 天期皆是以統一股價報酬調整速度最慢，波動持續性最長；亞洲證券公司股價報酬調整速度最快，波動持續性最短。

表 4-12 在不同天期公債附買回利率下，十家證券公司 *HL* 之彙總表

<i>HL</i>	30 天期	90 天期	180 天期
寶來	18	18	18
統一	445	497	479
元富	131	23	22
金鼎	3	3	3
元京	16	30	17
群益	31	31	32
中信	89	85	91
吉祥	6	6	6
康和	34	36	37
亞洲	1	1	1

## 第五章 結論與建議

### 第一節 研究結論

本論文以 GARCH(1,1)型，來探討公債附買回交易利率變動對上市、上櫃證券公司股價報酬的影響。本研究取 30、90 及 180 天期公債附買回利率等利率；研究期間為 2000 年 1 月 1 日至 2003 年 12 月 31 日為止的日資料。研究對象為寶來(2854)、統一(2855)、元富(2856)、金鼎(6012)、元大京華(6004)、群益(6005)、中信(6008)、吉祥(6015)、康和(6016)及亞洲(6017)等十家上市、上櫃證券公司。實證結果如下：

- (1.) 針對股票市場報酬對十家證券公司的影響，可以發現市場報酬對十家證券公司股價報酬的影響是正向的，換言之，當市場報酬越高則十家證券公司股價報酬上升，係數經過t檢定在1%水準下皆顯著。
- (2.) 不管是30天期公債附買回利率、90天期公債附買回利率或180天期公債附買回利率對十家證券公司股票報酬其皆為負向影響。表示當公債附買回利率變動上升則十家證券公司股票報酬會下跌；當公債附買回利率變動下降則十家證券公司股票報酬會上漲。此一結論與Choi, Elyasiani and Kopecky(1992)、陳忠勤(1993)、葉純言(1994)、張欣惠(1997)、黃淑芳(2000)、王聰雄(2003)等人所研究的結論指出利率分別對銀行股票報酬、保險公司股票報酬及票券公司股票報酬影響皆為負相關是一致的。
- (3.) 30天期公債附買回利率變動對上市、上櫃證券公司股票報酬皆不顯著。90天期公債附買回利率變動對元富有顯著及180天期公債附買回利率變動對元富和中信有顯著的影響，其餘皆不顯著，且為負向影響。本研究實證得30天期公債附買回利

率變動對證券公司股票報酬皆不顯著，此一結果與之前學者如陳忠勤(1993)、葉純言(1994)、游岩星(1993)及呂明珠(1993)所研究的結論指出短天期的較顯著有明顯的不同。而在90及180天期公債附買回利率變動對證券公司股票報酬有影響，此一結果與之前研究者(如游岩星(1993)及呂明珠(1993)所研究的結論指出利率變動對銀行公司股票報酬有影響是一致的。

- (4.) 不管在 30 天期公債附買回利率、90 天期公債附買回利率或 180 天期公債附買回利率變動下，就波動持續性而言，整體上市、上櫃證券公司中，在不同期間，不管是用衡量波動持續性( $\alpha_1 + \alpha_2$ )或 *HL* 值，皆是以統一股價報酬調整速度最慢，波動持續性最長；亞洲證券公司股價報酬調整速度最快，波動持續性最短。
- (5.) 就公債附買回利率變動對十家證券公司股票報酬有顯著中，在公債附買回 90 天期中，元富是有受影響，且經過 159 個交易日，衝擊效果依然會存在一半。而公債附買回 180 天期中，元富是有受影響，且經過 120 個交易日，衝擊效果依然會存在一半；中信亦有受影響、且經過 95 個交易日，衝擊效果依然會存在一半。在十家證券公司中，只有元富及中信兩家有影響且皆為負向影響，其餘八家則無顯著，造成此一結論可能是因為影響證券公司股票報酬的因素太多，單純用利率來衡量，可能會降低其影響性，且本研究只針對證券公司的流動性及其資金籌措方式來探討，但在 2000 年至 2003 年期間因整體的經濟衰退及天災(如 SARS)等總體經濟因素，有可能造成大盤下跌影響到證券公司的股票報酬。

## 第二節 研究貢獻與建議

### 一、研究貢獻

回顧過去研究者針對利率所做的探討，大多以銀行、保險公司及票券公司等

為主要討論對象，少有以證券公司做為研究對象，而本研究則是以證券公司為研究對象，來探討利率對證券公司股票報酬的影響。

## 二、研究建議

針對後續研究者有以下幾點建議：

1. 本研究使用的二因子模型，只針對市場因素與公債附買回利率因子兩個變數來探討，後續研究者可以加入其他變數，再加以探討，使得對於證券公司股票報酬之解釋能力更為提升。
2. 證券公司使用附買回操作又分為債券附買回及債券附賣回，本研究只針對債券附買回來看其影響證券公司的報酬波動，後續研究者可以從證券公司操作債券附賣回部份來看。
3. 由於利率影響證券公司股票報酬的結果不一，故後續研究者可以取得內部資料後進一步做分析。
4. 本研究只針對整體的利率來對上市、上櫃證券公司股票報酬做一探討後續研究者可分為利率上升期及利率下降期等兩個期間來探討。
5. 後續研究者可詳細分別從證券公司之屬性、業務性質來說明相對波動幅度。

## 參考文獻

### 中文部份

呂明珠(民 82),「利率變動對台灣上市銀行股票報酬及獲利之影響」,台灣大學財務金融研究所碩士論文。

宋榮哲(民 83),「金融機構股票報酬率之利率風險衡量實證研究」,國立中興大學企業管理研究所碩士論文。

徐清俊、王聰雄(民 91),「金融機構股票報酬及波動行為研究--GARCH 模型之應用」,臺灣經濟金融月刊,第 38 卷,15-31 頁。

徐有維(民 93),「利率對銀行股票超額報酬影響之實證研究」,東吳經濟商學學報,第 34 期,91-116 頁。

陳忠勤(民 81),「利率變動對銀行價值影響之研究」,國立中央大學企研所碩士論文。

陳喬(民 90),「利率與信用風險對銀行股價的影響」,國立中山大學企業管理研究所碩士論文。

黃淑芳(民 89),「上市保險公司股票報酬之利率敏感性-台灣市場之實證」,逢甲大學保險學研究所碩士論文。

張欣惠(民 85),「利率變動對台灣上市銀行股價之影響--二因子模型之實證研究」,東海大學管理研究所碩士論文。

游岩星(民 82),「上市銀行普通股報酬之利率敏感性分析—期限配合差距假說之檢定」,台灣大學財務金融研究所碩士論文。

楊踐為、王見成(民 84),「台灣債券附買回市場效率性檢定」,產業金融季刊,第 89 卷,22-29 頁。

楊踐為、陳玲慧(民 88),「台灣債券附買回市場星期效應之 GARCH 模型檢定」,證券金融,第 60 卷,109-126 頁。

葉純言(民 83),「上市銀行股票報酬之利率敏感性分析—二因子模式之實證研究」,

淡江大學管理科學研究所碩士論文。

鍾國貴、王聰雄(民 92)，「票券金融公司股票報酬與短期利率波動之研究」，臺灣經濟金融月刊。第 39 卷，74-86 頁。

謝維澤(民 89)，「房地產景氣對保險公司股價報酬之影響-台灣市場實證」，國立政治大學風險管理與保險學研究所碩士論文。

英文部份

Bollerslev, T.(1986),“Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31, p307-327.

Bollerslev, T. and Kenneth F. Kroner(1992), “ARCH modeling in finance : A review of the theory and empirical evidence,” *Journal of Econometrics*, Vol.52, p5-59.

Clive W.J. Granger and P. Newbold (1974), “Some Comments on the Evaluation of Economic Forecasts,” *Applied Economics*,1973, Vol.5, p35-47.

Chance, D.M. and W.R. Lane (1980), “A Re-examination of Interest Rate Sensitivity in the Common Stocks of Financial Institutions,”*Journal of Financial Services Research*, Vol.3, pp.49-55.

Choi, J.J., E. Elyasiani and K. Kopecky (1992), “The Sensitivity of Bank Stock Returns toMarket, Interest and Exchange Rate Risks,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.16, pp.983-1004.

Ehrhardt, M.C. (1991), “Diversification and interest rate risk,” *Journal of Business Finance and Accounting*,Vol.18, pp.43-59.

Fama, E. F. and K. R. French(1992) , “The cross-section of expected stock returns,” *Journal of Finance*, Vol. 47, pp.427-465.

Flannery, M.J. and C.M. James(1984), “The Effect Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions,” *Journal of Finance*,Vol.39, pp.1141-1153.

Engle, R.F (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the

Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica* , Vol.50, p987-1007.

Kane, E.J. and H. Unal(1988), “Change in Market Assessment of Deposit Institution Riskiness,” *Journal of Financial Services Research*, Vol.2, pp.201-229.

Lynge, M.J. Jr. and J.K. Zumwalt(1980), “ An empirical study of the interest rate sensitivity of commercial bank returns: A multi-index approach,” *Journal of financial and Quantitative Analysis*, Vol.5, pp.731-742.

Lintner, J.(1965), “The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.47, pp.13-37.

Mossin, J.(1966), “Equilibrium in a capital asset market,” *Econometrica*, Vol.34, pp.768-783.

Nelson, D.B.(1991), “Conditional Heteroskedasticity in asset returns: A new approach,” *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370.

Sharpe, W. F. (1964), “Capital assets prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk,” *Journal of Finance*, Vol.19, pp.425-442.

Stone, B.K.(1974), “ Systematic Interest-Rate Risk in a Two-Index Model of Returns,” *Journal of financial and Quantitative Analysis*, Vol.9, pp.709-721.