

貨幣市場利率變動對以銀行為主體之金融控股公司 股票報酬之研究

徐清俊*、于文燕**

摘 要

本研究以台灣地區九家金控公司為研究對象，觀察從 2003 年 1 月 2 日至 2004 年 6 月 2 日這段期間，金控公司的股票報酬是否受到利率變動之影響，並比較各家金控公司股票報酬受到利率變動之影響程度。

本研究以二因子及 GARCH 模型來分析利率變動對於九家金控公司股票報酬的影響。實證結果顯示，除第一金外，利率變動對股票報酬之影響具有負向關係，即利率下跌將造成股票報酬上升。其次利率變動對於金控公司股票報酬之影響程度顯示，日盛金最大，建華金最小。

關鍵字：金融控股公司、貨幣市場利率、二因子模型。

* 南華大學財管所副教授

** 南華大學財管所研究生

壹、前言

隨著經濟發展，國民生活水準提升，對於金融服務的需求日漸增加，金融機構便扮演了重要的角色，而在金融市場蓬勃發展下，過去的金融法規和制度已逐漸不能配合未來金融發展的需要，爲了使金融機構能夠有效發揮儲蓄者與投資者中間的中介功能，我國自民國六十九年開始，中央銀行即逐步採取撤銷利率管制的措施。其中包括了民國六十九年公佈「銀行利率調整要點」，允許銀行可自訂可轉讓定期存單利率，以及金融債券與短期票券的貼現利率；民國七十八年銀行法修訂，取消放款利率上下限及存款利率上下限，至此，我國利率已趨於完全的自由化，利率自由化後，利率的波動也更加劇烈，且利率的變動會影響企業的資金成本及營運的狀況，同時，利率的變動亦會使投資人對企業的評價有所改變，導致公司股票報酬的波動，故利率變動是否會造成股票報酬的波動即爲本研究的研究動機。

綜觀國內以往研究利率變動對股票報酬波動之影響，大多是在探討利率變動對銀行業的影響，其次有探討保險公司和票券公司，較少探討利率對金融控股公司之影響，另外由過去文獻可以發現，市場利率變動會影響到銀行業的獲利情況，基於此研究結果，我們挑選國內九家以銀行爲主體的金控公司作爲研究標的進行實證分析(見表 1)，探討市場利率的變化是否會進而反映到金控公司股票報酬的波動，即利率變動是否亦對以銀行爲主體之金控公司造成影響，以期提供金控公司以及投資人有關利率與金控公司股票報酬波動之相關研究。本研究下分四部份，依序爲相關文獻回顧、研究方法、實證研究及結論與建議。

表 1 台灣地區銀行業務佔金控公司比重

	華南金	玉山金	復華金	台新金	建華金	中信金	第一金	日盛金	兆豐金
92 年	88.78%	75.14%	59.98%	75.33%	55.99%	84.11%	84.61%	69.67%	68.85%
93 年	75.52%	83.41%	41.63%	91.87%	53.14%	82.47%	88.38%	47.59%	63.35%

資料來源：公開資訊觀測站

貳、文獻回顧

Sharpe (1964)年所發展出資本定價模式(CAPM)，長期以來一直是研究者考量期望報酬的重要依據之一，此模式認爲任一證券的期望報酬只受市場風險影響，屬於單因子模型(Single-factor Market Model)。

Stone (1974)認爲除了權益指數以外，對於某些行業而言，利率因子也會成爲影響股價報酬的重要因素，這是因爲利率波動會對某些行業資產負債價值造成改變，進而影響到公司的股價價格，故 Stone 修正市場模型，提出市場模型的擴展形式，即爲市場二因子模型，在加入利率風險後，此模型對於與利率變

動具有緊密關聯的產業而言，更具有解釋能力。

Chance 和 Lane (1980)應用二因子模型，進行銀行股價的利率敏感性分析，研究對象包括銀行業、銀行控股公司及其他公司總共分爲六組樣本公司，實證結果顯示，利率因子並不會對銀行及其他公司股票報酬，造成顯著的影響。

Flannery 和 James (1984)採用二因子模式，以67家商業銀行及26家儲蓄銀行爲研究對象，實證結果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，即利率上升將造成股票報酬的下降。

Elyasiani 和 Mansur (1998)採用GARCH模型探討利率波動對銀行股票超額報酬之影響，以異質條件變異數代表利率波動，發現銀行股票超額報酬具GARCH特性，且利率與銀行股票超額報酬具有顯著的負相關，利率波動透過直接影響股票報酬波動的方式來間接影響股票超額報酬，兩者呈顯著正相關，因此在探討金融機構股票報酬的變動，利率變數是常被考慮的一項重要的因素。

陳文燦 (1987)研究銀行利率變動對股票價格的影響，實證結果顯示，不同產業的股票價格對利率風險的敏感性並無顯著差異，就利率上升時股價變動情形而言，符合效率資本市場假說；但利率下降時，並不符合。

呂明珠 (1992)探討銀行股票報酬的利率敏感度是否顯著，針對台灣十家上市銀行進行研究。實證結果顯示，國內銀行的股票報酬之利率敏感度皆爲正值，且大多顯著，顯示利率變動與股票報酬存在正向的關係。

關於模型設定方面，Merton (1980)指出金融市場研究者研究資產報酬時，必須考慮異質變異數(heteroscedasticity)的問題。Bollerslev (1986)、Engle (1982)以一般化自我迴歸條件變異質變異數(GARCH)模型同時估計資產報酬與波動，並允許資產報酬平均報酬爲隨時間變動的變異數及其他影響報酬的變數的函數，其已被證實爲解釋資產報酬與其波動性的適當模型。

宋榮哲 (1994)運用Stone的二因子迴歸模型及考慮干擾項呈序列相關的性質試探討一般銀行、人壽保險公司及票券金融公司股票報酬率之利率風險，其實證結果顯示在三種投資組合中，預期外利率水準對股票報酬均無影響，而人壽保險公司及票券金融公司之預期利率水準皆會影響報酬率，明顯違背效率市場的假說。

由上述國內外文獻中可以發現，探討有關股票報酬之利率之敏感度文獻主要以銀行業爲研究對象，研究結果發現利率變數會對銀行業股價造成影響，而在研究標的方面中少有針對金融控股公司來研究，因此本研究欲針對以銀行爲主體之金融控股公司來探討利率變動對其股票報酬的影響，且自金融控股公司法通過至今，金控成立時間不長，投資人對於金控公司較不了解，相關研究亦較少，故本研究期望提供投資人以及金控公司有關利率與金控公司股票報酬波動之相關研究；另外在模型方面，過去學者大多以二因子模型來探討利率敏感性之研究，並未考量模型中自變項與應變項皆爲時間序列資料，相關研究亦假定股票報酬之條件變異爲固定值，不會隨時間改變，但近來之研究顯示股票報酬之條件變異會隨時間改變，因此本研究希望藉由二因子修正模型，並配合

GARCH 模型來探討利率變動對金控公司股票報酬之影響

參、研究方法

一、 Augmented Dickey-Fuller (ADF)單根檢定法

在進行模型估算前，必須先確定資料是否呈一恆定數列。由於迴歸殘差項常會有顯著的自我相關現象，此一自我相關現象將會影響其檢定能力。根據 Pagan & Wickens (1989)對於時間序列的文獻回顧中發現，常用的單根檢定有 Dickey-Fuller(DF) 檢定、Augmented Dickey-Fuller(ADF) 檢定、Phillips & Perron(PP)檢定，其中，ADF檢定較DF檢定強而穩定且Schwart (1987)以Monte Carlo法模擬結果顯示，ADF及PP均足以修正移動平均項所造成的白噪音問題，其中又以ADF較PP為佳，故本研究採用ADF單根檢定法，其模型如下所示：

模型1：無漂浮項且無趨勢項

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

模型2：有漂浮項，但無趨勢項

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

模型3：有漂浮項與趨勢項

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， α 為截距項； ΔX_t 為數列 X 取一階差分； t 為時間趨勢變數； ε 為誤差項，並假設 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ，模型中須選擇適當的落後期 p 以保證誤差項 ε_t 為一白色噪音。單根檢定之虛無假設為： H_0 ：報酬數列不存在單根； H_1 ：報酬數列存在單根。

二、 序列相關檢定

傳統迴歸模型中假設誤差項之間是無關聯的，但現實情況中，時間序列資料通常會出現前後期具有相關性。檢定序列相關一般採用 Ljung-Box Q 統計量檢定。序列相關檢定假設如下： H_0 ：報酬數列沒有序列相關存在； H_1 ：報酬數列有序列相關存在。

Ljung-Box Q 統計量計算式為：

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k (\rho_j^2 / T-j) \quad (4)$$

其中， T 為觀察值之樣本數； ρ_j 為落後 j 期的樣本相關係數

三、異質性檢定

傳統的迴歸模型假設誤差項是同質性的，但現實情況中，時間序列資料誤差項變異數是不相同的，在為時間序列配適 ARCH 及 GARCH 模型之前，必須先經過模型檢定的步驟，在異質性檢定後，利用 Engle (1982) 和 Bollerslev (1986) 之建議，使用拉氏乘數 (Lagrange Multiplier, LM) 檢定來判斷模型是否存在 (G)ARCH 效果，模型具有 ARCH 的效果之後，才能從事反覆非線性運算的參數估計。其檢定假設為： H_0 ：沒有 ARCH 效果； H_1 ：有 ARCH 效果。Lagrange Multiplier 檢定統計量如下：

$$\varepsilon_t^2 = \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \phi_p \varepsilon_{t-p}^2 + \mu_t \quad (5)$$

其中， ε_t 為各股 t 期報酬誤差項平方； ϕ_i 為係數值

四、二因子模型

資本定價模式 (CAPM)，主要在描述而證券市場達成均衡時，在一個已有效多角化並達成投資效率的投資組合中，預期報酬與投資組合的市場風險間的關係。此模式假設任一證券的期望報酬只受未來市場風險影響，故資本定價模式屬於單因子模型 (single-index Market Model)；另外一些學者則認為就資本定價理論而言，一個多因子資本定價模式應比單因子模型更具實際經濟意義及應用價值，其中，Stone (1974) 批評 Sharpe 的實證，認為忽略利率風險在評價證券時，會導致權益風險的估計不穩定，因此加入利率風險，此模型對於與利率變動具有緊密關連的產業而言，較單因子模型更具有解釋能力，故此二因子模式為許多研究利率變動對股票報酬影響的後續學者所採用，而本研究即參考資本資產定價模式的概念，以二因子模型來探討利率變動對金控公司股票報酬的影響。

Stone (1974) 將單因子的資本資產訂價模式 (CAPM) 中加入利率風險的考慮，發展出二因子的模式 (Two-Index Model)，模式如下：

$$R_{it} = A_{it} + B_{it} \times R_{mt} + C_{it} \times R_{dt} + e_{it} \quad (6)$$

其中， A_{it} 為常數項； R_{it} 為 i 公司第 t 期股票報酬率； R_{mt} 為股價指數報酬率； R_{dt} 為債券指數報酬率； B_{it} 為股價系統風險； C_{it} 為利率系統風險； e_{it} 為殘差干擾

項

Sweeney 和 Warga (1986)沿續 Stone (1974)的修正模式，將利率加入市場模式，此模式衡量 1960~1979 年利率變動對二十一種產業投資組合的影響。模式如下：

$$R_{it} = A_{it} + B_{it} \times R_{mt} + C_{it} \times \Delta I_t + e_{it} \quad (7)$$

其中， A_{it} 為常數項； R_{it} 為 i 公司第 t 期的股票報酬率； R_{mt} 為市場股票指數報酬率； ΔI_t 為第 t 期的利率變化率

本研究即參考資本資產模式(CAPM)、Stone 的二因子模型與 Sweeney 和 Warga (1986)所提出的二因子修正模型，並配合 GARCH 模型來探討利率變動對金控公司股票報酬之影響，模型如下：

$$R_{it} = a + b_0 \times (R_{mt} - R_f) + b_1 \times \Delta I_t + \sum_{i=1}^k c_i R_{i-t} + \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (8)$$

其中， R_{it} 為第 i 家金控公司第 t 期股票報酬率； a 為截距項； $(R_{mt} - R_f)$ 為第 t 期的市場風險貼水； b_1 為股票報酬受利率影響的程度，即利率風險； ΔI_t 為第 t 期的利率變化率； R_{i-t} 為前 i 期之報酬項，即代表 i 階的自迴歸； ε_t 為殘差干擾項

建立二因子模式的原因在於控制市場報酬的條件下，隔離掉股市大盤對個股影響的部分，進而可以獨立探討利率變動本身對金控公司股票報酬的影響。

肆、實證研究

一、資料來源

本研究之研究對象為華南金、玉山金、復華金、台新金、建華金、中信金、第一金、日盛金、兆豐金等九家以銀行為主體的金控公司，研究期間為 2003 年 1 月 2 日至 2004 年 6 月 2 日共 352 筆日資料，取自台灣經濟新報資料庫。選取此研究期間的理由 考量九家金控公司掛牌上市時間不同，以第一金上市日期取其共同時間點以便進行研究。

而在利率的選擇方面，根據國外有關研究，大部分是以國庫券或政府公債做為利率的計算標的，但在國內實際狀況方面，公債發行數有限，且次級市場交易不熱絡，而國庫券發行數量亦不大，且發行時間並不連續，資料往往斷達 1-2 個月，無法形成時間序列的性質，故無法進行相關研究。基於上述原因，本研究將債券和國庫券利率排除在外，而在貨幣市場上找另一替代性指標。一

一般而言，在貨幣市場中，利率工具包括隔夜拆款利率、銀行承兌匯票利率、商業本票利率及短期融通利率等，在本研究中我們選擇短天期的利率指標隔夜拆款利率，選取此一利率指標理由為金融機構在有資金需求時，會向同業間進行拆借來籌措資金，隨著拆借利率的改變會影響到其資金成本和營運狀況，再者，金融業拆款市場成交量中，以銀行拆借所佔比重最大(見表 2)，當利率變動時會對金控公司旗下子銀行造成影響，亦可能進一步影響到金控公司，所以我們選擇在金融業拆款市場中佔交易總額最大之隔夜拆款利率作為利率指標(見表 3)。

表 2 近兩年金融業拆款市場結構

		本國銀行	票券金融公司	外商銀行	中華郵政儲匯處	信託投資公司	中小企業銀行
2003 年	拆進	44.94%	30.53%	19.18%	3.11%	2.01%	0.23%
	拆出	73.34%	1.73%	9.54%	3.94%	1.26%	10.19%
2004 年	拆進	59.79%	24.04%	7.95%	7.74%	0.43%	0.05%
	拆出	73.67%	1.61%	3.45%	8.67%	0.86%	11.74%

資料來源：中央銀行年報

表 3 近兩年拆款交易期限別佔交易總額百分比

	隔夜	一週	二週	二~六個月
2003 年	58.76%	28.65%	8.55%	0.68%
2004 年	58.06%	26.10%	10.53%	0.13%

資料來源：中央銀行年報

先將股價和利率資料處理如下：

(一) 金控公司股票報酬率：

$$R_t = \ln[(P_t \times (1 + \alpha + \beta) + D) / (P_{t-1} + \alpha \times C)] \times 100\% \quad (9)$$

其中， P_t 為第 t 期指數； α 為當期除權之認購率； β 為當期除權之無償配股率； C 為當期除權之現金認購價格； D 為當期發放之現金股利

(二) 隔夜拆款利率變動率：

$$\Delta I_t = ((I_t - I_{t-1}) / I_{t-1}) \times 100\% \quad (10)$$

其中， ΔI_t 為第 t 期的利率變化率； I_t 為第 t 期利率； I_{t-1} 為第 $t-1$ 期利率

二、單根檢定結果

本研究使用 ADF 單根檢定，並以 AIC 準則選取最適落後期數。原始資料皆無法拒絕單根的現象，表示股票報酬及利率之時間序列為非定態之時間序列，在進行一階差分後，再做單根的檢定，結果顯示，在落後期數一期時，所有數列在 1% 的信賴水準下顯著的拒絕單根的虛無假設，顯示金控公司股票報酬為恆定的時間序列。

表 4 台灣金控公司股票報酬單根檢定

	有截距項	有截距項有趨勢項	無截距項無趨勢項
華南金	-20.7216***	-20.7334***	-20.7512***
玉山金	-20.2857***	-20.0886***	-20.1305***
復華金	-17.2910***	-17.2674***	-17.2920***
台新金	-17.4481***	-17.4371***	-17.4411***
建華金	-18.4191***	-18.3979***	-18.4382***
中信金	-20.0113***	-19.9823***	-20.0237***
第一金	-19.1932***	-19.1894***	-19.2205***
日盛金	-17.9394***	-17.9180***	-17.9462***
兆豐金	-20.2857***	-20.2585***	-20.2977***
隔夜拆款利率	-13.7141***	-13.8381***	-18.2177***

註：*表示 10% 顯著水準；**表示 5% 顯著水準；***表示 1% 顯著水準

三、自我相關檢定結果

以 Ljung-Box 的 Q 統計量來檢定報酬序列是否有自我相關現象，由表 5 台灣金控公司股票報酬自我相關檢定可以看出華南金、建華金、中信金及日盛金之股票報酬數列具有自我相關，需配適 ARMA 模型，解決其自我相關的問題，其餘報酬序列則不需配適，之後再將報酬序列進行異質性檢定，檢定報酬序列是否存在變異數異質性。

表 5 台灣金控公司股票報酬自我相關檢定

	L-B Q(6)	L-B Q(12)
華南金	7.3336*	10.9557*
玉山金	4.0523	7.3685
復華金	5.4727	8.1560
台新金	4.8784	10.2002
建華金	4.3867***	11.9587***
中信金	10.1443**	22.0274**
第一金	3.4145	9.9865
日盛金	3.9287*	16.0017*
兆豐金	4.9922	15.5825

註：*表示 10%顯著水準；**表示 5%顯著水準；***表示 1%顯著水準

四、異質性檢定

本文使用 Ljung-Box Q^2 檢定和 Engle (1982)所提出的 ARCH-LM 檢定，來檢驗金控公司股票報酬的變異數是否有異質性存在。而 Ljung-Box $Q^2(6)$ 到 $Q^2(12)$ 均拒絕虛無假設；表示殘差二階動差有自我相關現象。進一步作 LM 檢定，發現金控公司股票報酬均有 ARCH 的效果存在（見表 6 台灣金控公司股票報酬的變異數異質性檢定），表示金控公司股票報酬有變異數異質性存在，故需使用 GARCH 模型來捕捉變異數異質性的特性。

表 6 台灣金控公司股票報酬的變異數異質性檢定

	L-B $Q^2(6)$	L-B $Q^2(12)$	ARCH(6)	ARCH(12)
華南金	16.425***	22.531***	0.032**	-0.005**
玉山金	24.766***	36.680***	-0.064***	-0.024***
復華金	117.772***	130.821***	0.058***	0.078***
台新金	14.312***	26.970***	0.122***	-0.058***
建華金	15.166***	18.711***	-0.020***	0.014***
中信金	9.384***	14.404***	-0.049***	-0.018***
第一金	27.586***	38.093***	-0.007***	-0.043***
日盛金	70.997***	130.20***	-0.001***	0.044***
兆豐金	23.534***	33.511***	0.037***	0.048***

註：*表示 10%顯著水準；**表示 5%顯著水準；***表示 1%顯著水準

五、配適最適模型

檢定完全金控公司股票報酬後，針對股票報酬序列具有自我相關現象的數列，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

性現象的，則採用 GARCH 模型來捕捉此特性。

首先進行 ARMA 模型配適，華南金、新光金、國票金、建華金、中信金均需配適 ARMA 模型，以 AIC 值最小、參數估計 p 值顯著且符合白噪音假設作為選取標準，結果發現，華南金配適 ARMA(2.2)、建華金配適 ARMA(1.1)、中信金配適 ARMA(2.2)、日盛金配適 ARMA(1.1)、兆豐金配適 ARMA(2.2)。

再以 AIC 準則來選取最佳條件變異數方程式，最後配適最適 ARMA-GARCH 模型(見表 7 台灣金控公司股票報酬配適最適 ARMA-GARCH 模型)。

表 7 台灣金控公司股票報酬配適最適 ARMA-GARCH 模型

	GARCH (1,0)	GARCH (1,1)	GARCH (1,2)	GARCH (2,0)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)
華南金 ARMA (2.2)	-4.7471	-4.7468	-4.7518	-4.7413	-4.7583	-4.7817*
玉山金	-4.7925	-4.8520*	-4.8467	-4.8040	-4.8469	-4.8415
復華金	-4.6928	-4.7734	-4.7684	-4.7459	-4.7688	-4.8027*
台新金	-4.7303	-4.7626	-4.7763*	-4.7412	-4.7620	-4.7563
建華金 ARMA (1.1)	-4.8304	-4.8405*	-4.8369	-4.8310	-4.8378	-4.8325
中信金 ARMA (2.2)	-5.0141	-5.0238	-5.0669*	-4.9403	-5.0243	-5.0211
第一金	-4.7231	-4.7494	-4.7571	-4.7235	-4.7235	-4.7625*
日盛金 ARMA (1.1)	-4.5267	-4.6564*	-4.6545	-4.5365	-4.6507	-4.6452
兆豐金 GARCH (2.2)	-4.8573	-4.87428	-4.8807	-4.8595	-4.8804	-4.8947*

註：*表示 AIC 值最小，亦即最適模型

六、金控公司股票報酬與利率之關聯

表8為九家金控公司股票報酬配適ARMA-GARCH模型後與隔夜拆款利率之間的關聯。

條件平均方程式常數項估計的係數(α)，九家金控公司股票報酬之常數項

估計的係數皆為正數，表示在其他條件不變下，投資者投資此九家金控公司時，可獲得一定程度的正報酬。

市場報酬估計項係數(b_0)，其中僅復華金、台新金、日盛金這三家金控公司的市場報酬估計項係數為正，表示市場報酬對這三家金控公司股票報酬的影響是正向的，當市場報酬上升會使得這三家金控公司股票報酬上升，而其中以日盛金受市場報酬影響最大，復華金受的影響最小；而其餘六家金控的市場報酬估計項係數為負，則表示當市場報酬上升會使得這六家金控公司股票報酬下降，其中建華金受市場報酬影響最大，華南金最小。

隔夜拆款利率項係數(b_1)，可以發現，其中除了第一金之隔夜拆款利率估計項為正數外，其餘八家金控公司之隔夜拆款利率估計項皆為負數，即利率對其股票報酬呈負向影響；但隔夜拆款利率變動對於第一金的股票報酬而言，則反之。我們將此分為兩部份做探討，首先將本研究之實證結果與國內外學者之研究做比較，由於金控公司相關之文獻較少，故以銀行業之研究做比較且較符合以銀行業為主之金控之主題，結果發現利率與股價呈負向關係之結論與 Flanner 等學者所探討金融業之利率敏感性的實證結果一致，利率上升會使得股價下跌，探究其原因，本研究認為利率上升，使得銀行之借款金額減少，利息收入減少，而存款金額增加，但利息支出增加，亦造成獲利下降，故會進一步影響到以銀行為主體之金控公司，使金控公司之股價下跌。

再者，我們進一步探討第一金之估計係數為正數之原因，從圖 1 隔夜拆款利率走勢圖得知在 2003 到 2004 年這段期間，隔夜拆款利率的走勢大致是呈現下降的，而第一金股價亦為下降，推測可能和第一金的成立時間及其公司基本面有關，第一金成立時間較晚，公司在成立之初，營運尚未踏入軌道，相對其他成立較久的金控公司而言，表現較差，這可能是造成第一金與其餘金控不同的一個原因；另一個原因可能在於在公司基本面因素，由表 9 之 2003~2004 年九家金控公司公司獲利力比率可看出，第一金在 2003~2004 年的獲利力如：資產報酬率、業主權益報酬率、營業利益、稅前純益、純益率和每股盈餘等，相對其他金控公司而言，是比較不好的，且第一金為了打消呆帳，使得其純益大幅下降，故我們推論，以上兩點可能是造成第一金控在這段期間，利率下降而股票報酬亦下降，即第一金股票報酬與利率變動為正相關之可能原因。

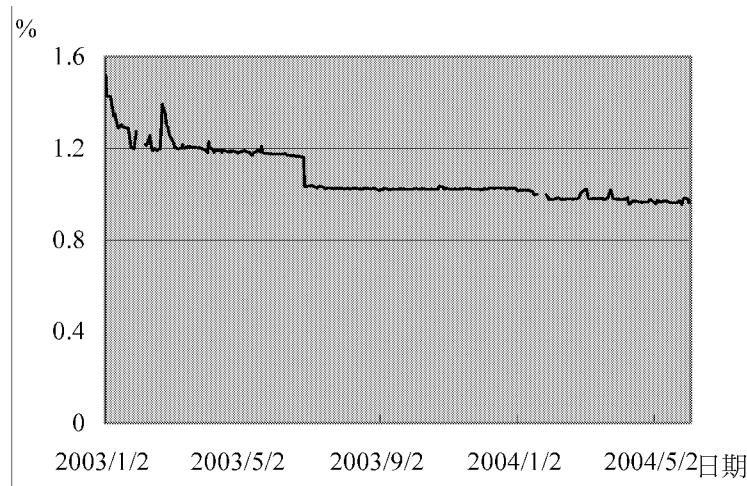


圖 1 隔夜拆款利率走勢圖

表 9 2003~2004 年九家金控公司公司獲利力比率

	資產報酬率(%)	股東權益報酬率(%)	營業利益佔實收資本(%)	稅前純益佔實收資本(%)	純益率(%)	每股盈餘(元)
華南金	-10.67	-10.85	10.36	10.52	49.35	-1.925
玉山金	2.04	3.23	4.86	4.72	11.01	0.34
復華金	3.37	3.68	4.36	4.23	61.95	0.51
台新金	9.7	11.02	14.13	13.93	95.7	2.07
建華金	5.85	6.36	7.62	7.62	82.02	0.83
中信金	7.9	9.06	12.22	12.3	94.43	1.39
第一金	-18.69	-18.72	-11.26	-11.52	-137021.05	-1.29
日盛金	-2.36	-2.41	-3.18	-3.16	-107,585.23	-0.35
兆豐金	8.82	10.47	11.02	10.79	96.43	1.45

資料來源：公開資訊觀測站

自我相關項係數，可以發現華南金、建華金、中信金、日盛金與兆豐金之股票報酬除了受到隔夜拆款利率影響外，亦會受到前一期報酬項(c_1)的估計係數與前一期殘差項的估計係數(d_1)的影響。華南金前一期報酬項(c_1)的估計係數值為0.9147，前一期殘差項(d_1)的估計係數為-0.9737，表示華南金前一期的報酬與殘差亦會影響華南金股票報酬，且呈正向關係，而中信金與兆豐金受影響的方向與華南金相同；建華金前一期報酬項(c_1)的估計係數值為-0.0923，前一期殘差項(d_1)的估計係數為0.7792，表示建華金前一期的報酬與殘差亦會影響建華金股票報酬，且呈負向關係，而日盛金受影響的方向與建華金相同。玉山金、復華金、台新金、第一金因經過檢定並沒有出現自我相關的情況，故不討論前期的影響。

條件變異數方程式之估計係數 α_0 、 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 ，表中顯示出所有報酬投資組合條件變異數中的估計係數加總皆小於1，確定變異數收斂，皆為穩定的GARCH模型。此估計值常用來測度市場波動的持續性，較高的值代表波動持續的期間較長，由表8台灣金控公司股票報酬與利率之關聯可觀察到日盛金控股票報酬波動持續性(0.9764)最高，其次依序為玉山金、中信金、台新金、華南金、兆豐金、第一金、復華金，而建華金股票報酬波動持續性(0.7624)最低。

表 8 台灣金控公司股票報酬與利率之關聯

	華南金	玉山金	復華金	台新金	建華金	中信金	第一金	日盛金	兆豐金
α	0.0012 (0.0005**)	0.0008 (0.0011)	0.0013 (0.0012)	0.0011 (0.0011)	0.0007 (0.0019)	0.0005 (0.0007)	0.0007 (0.0011)	0.0003 (0.0009)	0.0014 (0.0003***)
b_0	-0.0919 (0.0481*)	-0.0766 (0.0570)	0.0043 (0.0576)	0.0466 (0.0572)	-0.7077 (0.2233***)	-0.0648 (0.0634)	-0.0284 (0.0446)	0.3362 (0.4875)	-0.1175 (0.0600)
b_1	-0.1815 (0.0997*)	-0.0359 (0.1035*)	-0.0647 (0.0964*)	-0.0531 (0.1091*)	-0.1046 (0.0834)	-0.0254 (0.1017*)	0.0342 (0.1247*)	-0.0119 (0.0995*)	-0.1634 (0.0817**)
c_1	0.9147 (0.0213***)				-0.0923 (0.0884)	0.5826 (0.1219***)		-0.1278 (0.3910)	0.9300 (0.0175***)
d_1	-0.9737 (0.0145***)				0.7792 (0.1743***)	-0.7123 (0.1045***)		-0.1578 (0.8336)	-0.9889 (0.0049***)
α_0	0.0006 (0.0003*)	0.0001 (0.0005**)	0.0008 (0.0003**)	0.0002 (0.0003***)	-0.0007 (0.0008***)	0.0001 (0.00001***)	0.0007 (0.0002***)	0.0001 (0.0006**)	0.0006 (0.0003*)
α_1	-0.0495 (0.0360)	0.0222 (0.0112**)	0.0965 (0.0485**)	0.0137 (0.0052***)	-0.0892 (0.0368**)	0.0103 (0.0025***)	-0.0677 (0.0405*)	0.1297 (0.0490***)	0.0388 (0.0281)
α_2	0.1009 (0.0459**)	0.9490 (0.0191***)	0.1687 (0.0542***)	1.8758 (0.0361***)	0.8525 (0.1038***)	1.9232 (0.0075***)	0.1464 (0.0539***)	0.8466 (0.0486***)	0.1435 (0.0469***)
α_3	1.2837 (0.3639***)		-0.1012 (0.0767)	-0.9459 (0.0332***)		-0.9813 (0.0069***)	1.2444 (0.2212***)		-0.0744 (0.0549)
α_4	-0.4586 (0.3211)		0.6795 (0.0847***)				-0.4658 (0.1821**)		0.7565 (0.0838***)
α_1 + α_2 + α_3 + α_4	0.8765	0.9712	0.8436	0.9437	0.7624	0.9523	0.8574	0.9764	0.8645

註：*表示 10%顯著水準；**表示 5%顯著水準；***表示 1%顯著水準

伍、結論與建議

在國內經濟金融情勢快速轉變下，金融自由化、國際化與制度化是不可抗拒的歷史潮流，在這股金融自由化的潮流下，政府不能干預市場機能，只能擔任監督及維持市場秩序的角色；利率自由化的實施將使得市場利率波動更加頻繁，其變化對金融機構的經營和財務都造成很大的衝擊，本研究爲了探討利率變動對金控公司股票報酬及其波動性和波動行爲的影響，以二因子模型及GARCH模型來進行分析，綜合本文的實證結果可以歸納爲以下幾點：

- 一、九家金控公司股票報酬存在GARCH現象，ARMA-GARCH模型對與九家金控公司股票報酬變異的特性具有良好的配適能力。
- 二、隔夜拆款利率變動對於九家金控公司都具有影響力，其中除了第一金爲正向關係外，其餘八家金控(華南金、玉山金、復華金、台新金、建華金、中信金、日盛金、兆豐金)皆爲負向關係。
- 三、進一步探討隔夜拆款利率影響九家金控公司股票報酬的程度，可知隔夜拆款利率影響日盛金股票報酬最大，其次依序爲玉山金、中信金、台新金、華南金、兆豐金、第一金、復華金，建華金最低。

由實證結果得知，金融控股公司的股票報酬大多與利率變動呈現負向關係，除了因爲利率影響以銀行爲主體之金控公司的收入與支出，而造成的影響外，另外，利率對市場上的資金鬆緊也傳達了明確的訊息，進而反映在股價上，如利率上升時，代表股票市場資金緊縮，使得股價下跌。同時，利率的上升提高了投資人所要求的必要報酬率，使得投資人降低對公司的評價，進而使得股價下跌。

建議後續研究者可從以下方面再進行相關探討：

- 一、在利率因素的選擇上，本研究所採用的利率資料型態爲隔夜拆款利率，後續研究者可以其他型態之利率，再進行比較分析之。
- 二、本研究所研究的標的爲國內九家以銀行爲主體的金控公司，由於金融控股公司成立至今時間不長，樣本時間稍短，因此建議後續研究者可於日後再重新進行分析比較之。
- 三、可利用不同的研究單位(如日、週報酬率)期間，進一步相互比較研究結果，有助於研究效果之提升。

參考文獻

- 呂明珠(1993)。利率變動對台灣上市銀行股票報酬及獲利之影響。國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。
- 宋榮哲(1994)。金融機構股票報酬率之利率風險衡量研究。國立中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 陳文燦(1987)。利率變動對銀行股票價格影響之實證研究。國立政治大學企業管理研究所碩士論文。
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- 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 Research*, 3, 49-55.
- Choi, J. J., E. Elyasiani and K. Kopecky (1992). The Sensitivity of Bank Stock Returns to Market, Interest and Exchange Rate Risks. *Journal of Banking and Finance*, 16, 983-1004.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation. *Journal of Business and Economics Statistics*, 9(1), 27-39.
- Elyasiani, E. and I. Mansur (1998). Sensitivity of the Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate : A GARCH-M Model. *Journal of Banking & Finance*, 22, 535-563.
- Flannery, M. J. and C. M. James (1984). The Effect Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions. *Journal of Finance*, 39, 1141-1153.
- Kane, E. J. and H. Unal (1988). Change in Market Assessment of Deposit Institution Riskiness. *Journal of Financial Services Research*, 2, 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*, 15, 731-742.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34, 768-783.
- Merton, R. C. (1973). An Inter-temporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, 41, 867-887.
- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Pricing. *Journal of Economics Theory*, 13, 341-360.
- Sharp, W. F. (1964). Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk. *Journal of Finance*, 19, 425-442.

- Stone, B. K. (1974). Systematic Interest-Rate Risk in a Two-Index Model of Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9, 709-721.
- Scott, W. L. and R. L. Peterson (1986). Interest Rate Risk and Equity Values of Hedged and Unhedged Financial Intermediaries. *Journal of Financial Research*, 9, 325-329.
- Sweeney, R. J. and A. D. Warga (1986). The Pricing of Interest-rate Risk: Evidence from the Stock Market *Journal of Finance*, 41, 393-410.

A Study of the Impact of Money Market Interest Rate Volatility on Stock Returns of Financial Holding Companies Based on Banks

Ching-Jun Hsu^{*}, Wen-Yan Yu^{**}

Abstract

This study first examines the relationship between the stock returns and interest returns of Taiwan's Financial Holding Companies. Next, the authors measured the magnitude of the financial holding companies. The sample included nine financial holding companies with daily prices for the time period from January 2, 2003 to June 2, 2004.

The authors used a two-factor model and the GARCH model to determine the influence of interest rate on stock price of Financial Holding Companies. Empirical results showed that, except for First Financial Holding Company, there was a difference between the value of the interest rate and the return of stock. That implies, if the interest rate goes up, it will cause downward stock returns. Furthermore, as far as the magnitude of influence is concerned, Jihsun Holdings is the strongest, while SinoPac Holdings is the weakest.

Keywords: financial holding company, monetary market rate, two-index model.

^{*} Associate Professor, Institute of Financial Management, Nan Hua University

^{**} Graduate Student, Institute of Financial Management, Nan Hua University