財金論文叢刊
2007 年 6 月，第六期，110-127

股價、景氣狀態與貨幣政策—台灣證券交易所發行量加權指數實證研究

Stock Prices, Business Conditions and Monetary Policy—An Empirical Study on the Taiwan Stock Market

邱國欽　朝陽科技大學財務金融系副教授
林鳴琴　朝陽科技大學財務金融系副教授
王正己　朝陽科技大學財務金融系副教授
呂偉傑　朝陽科技大學財務金融系碩士

摘要

本文利用景氣對策信號綜合判斷分數之綠燈組中點，將景氣狀態區分爲繁榮期與衰退期，及利用重貼現率的升降走勢將貨幣政策期間區分爲寬鬆期與緊縮期，並選取民國 84 年 1 月至 94 年 12 月台灣上市公司的股利率、益本比及貨幣市場的期限利差、違約利差等變數對加權指數進行分析，實證發現：

1. 利用區別分析法發現，以重貼現率升降走勢判斷貨幣政策寬鬆與否及以股利率、益本比、期限利差和違約利差判斷景氣狀態，皆有相當高的區別能力。
2. 無論各個時期，以因素分析法皆可從股利率、益本比、期限利差和違約利差等經濟數據萃取出基本因素與利差因素，再加入貨幣政策(虛擬變數)對大盤指數進行共變數分析，不論何種景氣狀態，大盤指數均受基本因素與利差因素的影響，在全期和景氣衰退期，貨幣政策的鬆緊對大盤指數是有顯著差異的，而在景氣繁榮期並無顯著的差異。

關鍵字：股利率、益本比、期限利差、違約利差、景氣狀態、貨幣政策

一、 緒論

貨幣政策乃中央銀行爲實現其總體及金融目標而採取管制貨幣供給量與信用情勢的行動，其總體目標包含物價穩定、充分就業、經濟成長、國際收支平衡等，金融目標包含金融穩定、健全銀行業務等，而數量管制工具包含重貼現率、存款準備率、公開市場操作等。近年來中央銀行控制貨幣的手段，除了公開市場操作外，已較少使用效果強烈的調整存款準備率方式，取代的是以調整重貼現率方式，也就是中央銀行逐漸將貨幣政策操作目標由「量」轉爲「價」，向社會大眾與金融機構宣示政策的方向。

股票市場乃一國經濟表現之領先指標，除了彰顯國家經濟發展成果外，利用股票市場可有效率地分配資金，促進資本形成，而股市投資人所最關心者乃其投資報酬率或超額報酬之高低，若能從已知或是預期之數據研判股價指數，從而制定投資策略，便能降低不確定性。Gordon(1962)所發展的股價折現模型主張股價等於預期未來股利折現值總和；Sharp(1964)、Lintner(1965)、Black(1972)以完美市場(perfect market)假設所發展之資本資產定價模型(CAPM)，認爲系統風險(β值)是造成股價報酬差異的原因；Shiller (1987)以本利比(price to dividend ratio)、實質利率和邊際消費替代率爲效率市場假說的預測變數，實證發現效率市場假說對股價變動並沒有多大的解釋能力；Fama 和 French(1989)、Jensen, Mercer 和 Johnson(1996)以股利率(dividend yield)、期限利差(term spread)及違約利差(default spread)等變數代表景氣狀況，發現景氣狀況(business condition)較強時，股價超額報酬較低，景氣狀況較弱時，股價超額報酬較高，後續仍有許多國內外學者利用各種財務及非財務變數針對不同投資期間的股價超額報酬進行理論或是實證的研究[1*]，希望能夠找出精確預測股價指數或是股價報酬的方法。

本文所關心的議題是在不同景氣狀態(business condition)下，中央銀行貨幣政策對股價的影響，並採用 Jensen 等(1996)對貨幣政策寬鬆期和緊縮期的定義，就「基本因素」及「利差因素」對台灣股價加權指數的影響進行實證研究。

傳統上，中央銀行利用利率與貨幣供給量作爲反循環調節的控制變數，簡單地說，當經濟循環到達擴張期與繁榮期時，提高利率及減少貨幣供給量，以防止景氣過熱，即所謂「背道而馳」(leaning against the wind)政策，但是利用調整重貼現率方式更需要透過銀行及貨幣市場體系才能引導資金價格調整，所以中央銀行的貨幣政策目標是否能達成，必須在短時間內讓銀行、市場投資人了解央行目標，迅速調整市場資金價格，避免因時間落後，經濟環境與金融市場情勢改變，導致政策失效。

本文主要目的在探討景氣狀態發生變化時，中央銀行是否需要藉由調整貨幣政策來刺激或抑制股價，進而達成其金融及總體目標，並提供股市投資人對央行貨幣政策調整的認知，以爲投資策略應對之參考。

1*

Fama and French(1992)認爲公司規模、帳面市值比等兩項因素可以解釋個別公司股價超額報酬的變異情形，進而於 1993 年發展出規模、盈價比和市場因素(β值)結合所形成之三因子資產定價模型。Lamont (1998)發現股利收益率(dividend yield, D/P ratio)及股利發放率(dividend payout ratio, D/E ratio)有助於預測縱斷面股票平均報酬率的變化情形。林鳴琴認爲(民 90)以部分均衡模型推論，異質投資人資金成本差異將影響資產價格的波動行爲。

二、文獻回顧

有關股票價格形成模型當以 Gordon(1962)「股利折現模型」爲始祖，該模型顯示在企業永續經營與股利零成長的假設下，合理的股價應由基本面的因素，即股利(D)與資金成本率(k)二者決定，如果股價產生變化，係因爲市場反應未來股利變化來作解釋。若考量經濟成長與企業獲利成長，股利將會隨同成長，則股利折現模型爲：

$$P_t = \frac{D_{t-1}}{(k_{t-1} - g_{t-1})} \qquad (2\text{-}1)$$

其中 P_t 爲第 t 期股價，D_{t-1} 爲第(t-1)期股利，k_{t-1} 爲資金成本率(或要求報酬率)，g_{t-1} 爲股利成長率。

(2-1)式可改寫爲：

$$k_{t-1} - g_{t-1} = \frac{D_{t-1}}{P_t} \qquad (2\text{-}2)$$

利用(2-2)式知，股利率等於資金成本率減股利成長率，當景氣狀態處於繁榮期時，股利成長率較高，股利率較低，當景氣狀態處於衰退期時，股利成長率較低，股利率較高。

而 $\frac{D_{t-1}}{P_t} = \frac{E_{t-1}}{P_t} \times \frac{D_{t-1}}{E_{t-1}}$ (2-3)

即股利率等於益本比與股利發放率相乘，若企業管理當局採行「股利穩定政策」，則股利發放率應當維持固定水準，所以益本比應與股利率同向變化，以民國 84 年 1 月至 94 年 12 月台灣上市公司的股利率、益本比資料來觀察，實際的情形與理論是相符地。

至於益本比與股利率何者較適合當做「基本面」代理變數？學者看法則有不同，茲就相關文獻摘錄於下：

Fama 和 French(1988)以 D/P 及 E/P 估計迴歸發現二者對股票報酬均有解釋能力。

Naranjo, Nimalendran 和 Ryngaert(1998)以 NYSE 風險調整後報酬研究發現西元 1963-1994 年股票報酬隨股利率增長。

黃理哲(民 83)選取系統風險、規模、帳面價值、帳面價值與市場價值之比值、盈價比、股利殖利率等六項因素進行分析，橫斷面分析採用 Fama-MacBeth 迴歸，時間序列分析採用 Black，Jensen & Scholes 迴歸，實證研究發現規模和盈價比爲解釋台灣股票市場報酬之主要解釋因素，其中盈價比是能獨立解釋股票報酬的因素。

盧麗安(民 85)以 Logistic 迴歸模型進行「財務基本分析」與規模、益本比、帳面價值對市價比等因素驗證對股票報酬的決定力，實證結果發現台灣股市在研究期間內存在規模效應和帳面價值對市價比效應，但不存在益本比效應。

鍾漢澤(民 85)以財務報表上盈餘形成中間過程，所建立的八個基本分析指標，並與益本比做比較，探討是否可正確的預測股票有無超額報酬，SUR 法實證研究後發現以益本比爲唯一的解釋變數，其解釋能力不顯著。

丁偉(民 86)以貨幣供給額、銀行拆款利率(Federal Funds rate)、非借入準備金（non-borrowed reserve）及利率差(interest rates spread)爲貨幣政策指標變數，與股利收益率、通貨膨脹率及工業生產總指數成長率等經濟變數，以向量自我迴歸模型(vector autoregression model)分析對台灣股票報酬之影響。實證結果發現只有股利收益率對綜合加權指數及股票報酬變異具有顯著的影響力。

祝豪傑(民 87)以預期益本比、歷史益本比、營業成長率、毛利率及公司規模等因素以迴歸分析法探討與台灣上市公司之股票超額報酬率之關係。實證結果發現預期益本比、歷史益本比與超額報酬率呈現正相關。

曾仁傑(民 91)經由對台灣基本面上做極具全面(含總體、產業、公司面)的分析與探討，得到近五年影響台灣電子股益本比之基本分析方面的變數，實證結果發現景氣在現在或未來呈現成長的現象，益本比會下降。

鄭燕茹(民 93)以公司規模、帳面市值比、股利收益率、股利發放率、及益本比等五項因素，針對美國股市報酬就投資期間長短以 Fama and French(1998)橫斷面分析，實證結果發現：短期投資以益本比爲最佳解釋變數，隨投資時間延長，帳面市值比、股利收益率解釋能力愈佳。

郭易奇(民 93)探究商業環境、證券預期報酬率與貨幣政策的關係。實證結果顯示在沒有考慮貨幣政策的情況下，股利率對股票預期報酬率有顯著的解釋能力，在考慮貨幣環境變數後，實證結果顯示股利率僅在寬鬆貨幣環境下對股票預期報酬率有解釋能力。

景氣循環是指一個國家長期經濟發展過程中，經濟活動擴張與收縮狀態交互出現之經濟現象，易言之，經濟活動的擴張會在到達高峰後逐漸趨於和緩甚至於負成長，直到經濟活動的萎縮碰觸至谷底之後即完成一次循環，而景氣對策信號金融面及實質面的指標皆含有領先指標、同時指標、落後指標，故能客觀地表達出景氣變動的情形，以往的文獻對經濟活動的表現亦多以景氣循環來展示，相對於景氣循環的定義，本文所指的景氣狀態是指經濟活動的絕對表現，當景氣對策信號分數愈高，便表示經濟活動熱絡，景氣狀態處於繁榮期；分數愈低，便表示經濟活動冷淡，景氣狀態處於衰退期，透過經建會所發佈民國 72 年~94 年「景氣對策信號綜合判斷分數與經濟成長率」，兩者呈現同期同向變化情形，也就是說景氣對策信號綜合判斷分數完全反映台灣的經濟表現，所以從直觀角度而言，以景氣對策信號綜合判斷分數做爲界定景氣狀態的假設是可行的。近年學者常以「利差」(interest rate spread)做爲景氣循環或是景氣狀態的代理變數，而「利差」又可大致區分爲期限利差(term spread)與違約利差(default spread；或稱爲信用利差、品質利差)，不同的利差水準，代表著不同的景氣狀態。

所謂期限利差是指相同品質的融資工具因爲融資期限長短的不同，造成融資成本的差異，例如一年期國庫券的發行利率與十年期政府公債的發行利率，雖然發行人均爲政府，可視爲無風險的資產，但因爲發行期限不同，投資人便會要求對時間的額外報酬，導致二者發行利率的差異，通常發行期限愈長，所要求的額外報酬就愈高，如果同時考慮景氣狀態的好壞，從直觀上判斷，期限利差與景氣狀態應呈正相關，當景氣狀態繁榮時，投資意願高，資本支出需求增加，將使市場資金緊俏，資金供給者對長期資金勢必要求更高的報酬，因此擴大了長短期資金成本的差異，期限利差會增加，反之，當景氣狀態衰退時，投資意願低迷，市場資金充裕，資金供給者爲了消化多餘的資金，便願意犧牲對時間的要求報酬，因此縮小了長短期資金成本的差異，期限利差會減少，以民國 84 年 1 月至 94 年 12 月台灣景氣對策信號綜合判斷分數與期限利差作觀察，發現當綜合判斷分數愈大，期限利差便愈大，綜合判斷分數愈小，期限利差便愈小，兩者具有正向變動的趨勢，似乎驗證了經濟上的直觀，更進一步的分析將在第四章節討論。

而所謂違約利差是指相同融資期限的融資工具因爲品質的不同，造成融資成本的差異，例如十年期政府公債的發行利率與同期銀行資本性資出融資利率，雖然期限相同，但因爲債務人資信水準不同，資金提供人便會要求對品質的額外報酬，導致二者資金成本的差異，通常對企業所要求的額外報酬會較政府爲高，如

果也同時考慮景氣狀態的好壞，從直觀上判斷，違約利差與景氣狀態應呈負相關，當景氣狀態繁榮時，企業環境較佳，投資成功率高，發生違約倒帳的機率較低，資金供給者會降低對企業融資的要求報酬，因此縮小了資金成本的差異，違約利差會減少，反之，當景氣狀態蕭條時，企業環境較惡劣，投資失敗率高，發生違約倒帳的機率較高，資金供給者會提高對企業融資的要求報酬，因此擴大了資金成本的差異，違約利差會增加，以民國 84 年 1 月至 94 年 12 月台灣景氣對策信號綜合判斷分數與違約利差作觀察，發現當綜合判斷分數愈大，違約利差便愈小，綜合判斷分數愈小，違約利差便愈大，兩者具有反向變動的趨勢，似乎也驗證了經濟上的直觀。

由上文的論述及經濟上的直觀驗證，無論期限利差或是違約利差，「利差」因素的確與經濟情勢有所關聯，相關文獻摘錄於下：

Fama 和 French (1989)以股利率(dividend yield)、期限利差(term spread)及違約利差(default spread)爲景氣狀況的代理變數，研究美國股市與債市報酬，實證發現：當景氣循環高峰時，「利差」較低，當景氣循環谷底時，「利差」較小，而「利差」對股市報酬影響較債市爲強，當景氣狀況佳時，預期超額報酬較低，當景氣狀況差時，預期超額報酬較高。

Jensen, Mercer 和 Johnson (1996) 沿襲 Fama 和 French (1989)的研究，並且將貨幣政策導入迴歸模型，發現在貨幣政策寬鬆期間，只有股利率及違約利差對預期股價超額報酬有顯著影響，期限利差只在貨幣政策緊縮期間對債市報酬有顯著影響，也就是說不同的貨幣政策會使「利差」對證券報酬的影響產生變化。

Pedersen 和 Elmer (2003)針對 16 個 OECD 國家之實質 GDP 季資料(經濟成長率之代理變數)與景氣轉折日研究，發現：經濟成長率與景氣狀況顯著相關。

Ivanova, Lahiri 和 Seitz(2000)以馬可夫轉換模型(Markov regime switching model)進行三項期限利差的分析，探討德國之利率期間結構是否隱含未來經濟活動的訊息，實證發現期限利差不僅與貨幣政策有關且與總體經濟衝擊有關，並預示德國的通貨膨脹的變化。

Guha 和 Hiris (2002)以馬可夫鍊(Markov chain)進行期限利差及信用利差(credit spread)的分析，探討美國之利率期間結構是否隱含未來經濟活動的訊息，實證發現期限利差與景氣呈反循環現象，也就是說景氣擴張期期間利差小，景氣衰退期期限利差大，而信用利差則可以預測景氣轉折點。

Kwark (2002)以異質代理模型證實在一般均衡模型下，因爲投資行爲改變，會造成違約利差成爲景氣循環的領先指標。

Ramchander, Simpson 和 Chaudhry(2005)以 23 個重大總體經濟數據發佈觀察對期限利差及品質利差(quality spread)的影響，發現：其中 17 個數據有顯著性，品質利差受 CPI 等數據同向影響，銀行基本放款利率受景氣狀況同向影響，聯邦基金利率(FED Funds rate)的變動將造成所有證券收益的變動，大致來說，期間利差與景氣同向變動，而品質利差則爲反向。

朱宇琴(民 85)直接以利率特性探究景氣循環，並以景氣循環探究利率特性，以了解兩者之 間的關係，貨幣市場利率特性，計有持有報酬率、違約貼水、期限貼水等三者，研究發現，民國 75 年到 84 年臺灣地區貨幣市場的利率特性與實質經濟活動，的確互有解釋及預測能力，實証結果如下：持有報酬率對景氣具有顯著的負向關係，違約貼水對景氣爲固定係數的負向關係，下降或駝峰型的利率期間結構堪稱是衰退期特有的現象。

張郁卿(民 91)以馬可夫轉換模型(Markov regime switching model)進行期限利差的分析，探討各國之利率期間結構是否隱含未來經濟活動的訊息，實證：當景氣狀況爲佳時，期限利差與景氣循環呈正相關，不過景氣狀況不佳時，期限利差與景氣循環不一定成正相關或負相關；期限利差與通貨膨脹的關係，亦不必然爲正相關。

翁百郁(民 93)以馬可夫模型進行分析，探討利率期間結構是否蘊藏未來經濟活動的訊息，以期能同時掌握景氣循環現象中總體變數的共同波動和波動狀態（如擴張期與衰退期）之持續性。進一步探討股價與經濟景氣循環之關係，實證結果發現美國、英國與法國各國之景氣明顯存在著繁榮與蕭條兩種狀態；且期限利差與景氣成正相關。各國經濟成長與股票價格有顯著的正向關係；當景氣處於繁榮時，股價上揚；反之，景氣處於衰退時，股價下挫。

對於貨幣政策與重貼現率，中央銀行總裁彭淮南 2003/03/13 日指出：「央行重貼現率將不再是市場上最低利率指標，重貼現率比公開市場操作利率還高的情況，將是一種常態；換言之，央行的重貼現率是具有懲罰性意味。央行的重貼現率還是具有『央行貨幣政策宣示意味』，未來重貼現率的調整，仍具有傳達央行貨幣政策的訊息」。由上述央行總裁談話可以了解當今決策機構仍將重貼現率視爲貨幣政策的重要工具。

趙志偉(民 86)探討貨幣政策對產出、 物價是否具有非對稱性的效果，將貨幣政策區分爲「貨幣政策干擾」和「貨幣市場變數」兩種，貨幣總計數和重貼現率共同當作貨幣政策代理變數。

周麗娟(民 86)利用隨機理論建構一隨機總體經濟模型，探討最適聯邦資金利率區間上限之決定，發現：若央行降低重貼現率，即是寬鬆貨幣政策的一種方式，因此當局爲求預期總損失極小，同樣地應將管制利率的上限調低。

對於貨幣政策與 M_{1b}，馬丁(民 88)探討貨幣政策當局爲何允許貨幣供給的年增率有相當大的波動，以及這些波動是透過哪些管道和方式爲台灣的經濟體系所吸收。實證結果突出貨幣市場的重要性以及定存與其他存款類型的差異性。對央行貨幣政策的執行而言，把 M_2 當作貨幣政策重要指標的做法有值得商酌的地方。 M_2 與未列入 M_2 的貨幣市場票券之間具有相當程度的替代性，因此，就廣義的貨幣觀點來講，用 M_2 不如用更廣的指標，例如國內信用總額。二來，定存與經濟和投機活動之間的關係，遠不如活存來得密切，所以就反應經濟活動及潛在通膨壓力或投機氣氛的功能而言，選 M_2 不如選 M_{1b}。

蕭翠玲(民 86)透過 Granger Causality Test，檢定貨幣政策操作目標對中間目標，操作及中間目標對最終目標之因果關係，實證結果發現：就幣貨政策操作目標對中間目標之可測性而言， M_{1b} 優於 M_2 ，貨幣政策操作目標（拆款利率，準備貨幣）中間目標（貨幣供給額 M_{1b} 及 M_2 ） 對各個市場之影響程度不一，但顯見金融自由化後期 M_{1b} 及拆款利率影響極爲顯著，其中以 M_{1b} 及影響最爲廣泛。

貨幣政策與隔夜拆款利率，由於金融創新與自由化，使得以貨幣數量作爲中間目標之有效性受到質疑，各國紛紛降低中間目標之重要性，轉而重視最終目標與操作目標之控制，同時能夠迅速反應市場訊息的利率亦取代準備貨幣成爲各國新的操作目標。短期利率與準備貨幣二操作目標之優劣，即在於能否掌握傳遞機能，與是否可因應金融環境與制度之變化，在無法對於央行是否該改採「價」之控制遽下結論時,應參酌制度面之發展。從我國現行金融環境與法律制度來看,利率之重要性的確明顯提高。

杜家雯(民 90)藉由利率法則與準備貨幣法則來探討我國操作目標之選擇，檢驗此二法則對於實際利率與準備貨幣走勢之配適度，所得之實證結果顯示，準備貨幣法則似乎比利率法則更能解釋其實際值之走勢，顯示我國央行的確是以準備貨幣作爲操作目標。利率法則與準備貨幣法則的確適於解釋我國隔夜拆款利率與準備貨幣走勢，但其忽略了操作目標與中間目標之關聯。

貨幣政策與股價，Jensen 和 Mercer(2002) 以三因子模型探討貨幣政策對風險因子與股票報酬間之關係，發現貨幣政策對股票報酬有顯著影響。

Bernanke 和 Kuttner(2005) 採用 Campbell 和 Ammer 的方法，發現未預測到的貨幣政策(調降 0.25% FFR)對股價超額報酬(增加 1%)佔有最大的影響。

郭修晏(民 87)透過股票超額報酬、貨幣政策變數（資金價差、違約價差、金融業拆款利率及借入準備）與財務變數（股票殖利率及期間價差），以複迴歸模型和向量自我迴歸模型探討 1982 年至 1996 年台灣股票市場，研究發現預測股票超額報酬中，雖然貨幣政策變數佔有極重要的因素，仍須由財務變數加以輔助，且貨幣政策變數的預測性大於財務變數的預測性。

黃偉寧(民 88)針對多種貨幣指標(M_{1b}、M_2、非借入準備、重貼現率、存款準備率、金融業拆款利率)，探討其與股、匯市之關連爲何，實證研究發現M_{1b}、M_2、非借入準備與金融業拆款利率這四種貨幣指標會與股匯市、景氣變數間有著較密切的關係，貨幣政策在緊縮時期有負面效果，在寬鬆時期未必有正面效果。

留政鈺(民 88)利用金融業拆款利率和非借入準備爲貨幣政策指標，再藉由向量自我迴歸模型和結構化向量自我迴歸模型中的衝擊反應函數和預測誤差變異數分解，來觀察貨幣政策衝擊對股票報酬的影響。實證結果發現央行可以透過貨幣政策來影響股票的名目報酬和實質報酬，故貨幣政策並非具有中立性，金融業拆款利率對股票名目報酬率或股票實質報酬率爲負向效果，短期內，金融業拆款利率有助於預測股票報酬，因此投資人可依循央行的動向來調整其投資方向，以賺取更高的報酬，故台灣的股票市場並非一效率市場。

郭易奇(民 93)探究貨幣政策對台灣股票、債券與票券市場報酬的影響。實證結果顯示股票市場在寬鬆的貨幣環境下有較高的報酬率，夏普指數(Sharpe ratio)在寬鬆的貨幣環境下皆爲正數且較高。

謝家欣(民 92)探討在貨幣市場中，由資金供給與需求所決定的貨幣數量(M_{1b})及貨幣價格(金融業隔夜拆款利率)，與股價指數及其報酬率之間，有無領先或落後的關係及對其衝擊強弱之關聯性，研究發現：根據 Johansen 的最大概似估計法，研究發現股價指數及貨幣市場因素間無共整合向量，表示股價指數及貨幣市場因素間沒有長期均衡關係。根據衝擊反應函數分析，貨幣供給額變動短期間會造成股價指數的正面影響；隔夜拆款利率變動會造成股價指數的負面影響。

吳政霖(民 92)採用 Sims(1980b)的 VAR 模型爲主要架構，利用台灣 1983 年至 2002 年的季資料，以 Toda and Yamamoto(1995)的因果關係檢定、變異數分解分析與衝擊反應函數分析來探討貨幣政策對於股價和匯率的影響。實證結果變異數分解分析顯示M_{1b}有能力解釋股價與匯率的變動；M_2對匯率和股價都有不錯的解釋力；拆款利率對於匯率與股價的解釋能力都不錯。

綜合以上評述，由以上文獻回顧發現，股利率與益本比這兩項指標除了是股價形成的基本因素外，同時也與景氣狀態之間呈現相關的趨勢，此外，期限利差與違約利差這兩項數據和景氣狀態、股價之間的關係亦密不可分，因此，本文將選定以這四項變數來觀察對大盤指數的影響效果，並且觀察用這四項變數來做好判斷景氣狀態好壞與否的效果如何。

再者，過去用來檢定貨幣政策之鬆緊的指標主要是 M_{1b}、M_2、同業拆款利率及公開市場操作額等貨幣市場指標，雖然過去較少以重貼現率單一指標做爲判斷貨幣政策鬆緊的依據，然而重貼現率的確是中央銀行遂行其貨幣政策之重要工具，由重貼現率的調整方向應可判斷出中央銀行貨幣政策的態度，而本文所要探討的是貨幣政策與股價間的關係，所以將選定 M_{1b}、同業拆款利率、同業拆款餘額及央行定存單餘額等四項變數來觀察重貼現率的調整方向是否適宜用來判斷中央銀行貨幣政策的態度。

三、實證結果與分析

本研究之研究方法利用因素分析作變數精簡與對因素命名，之後再做逐步多元迴歸分析、區別分析與共變數分析。

資料來源是股價指數採用民國 84 年 1 月至 94 年 12 月共 132 期當月收盤台灣證券交易所發行量加權股價指數，景氣狀態代理變數採用民國 83 年 12 月至 94 年 12 月共 133 期當月台灣經濟新報資料庫系統及中央銀行網站資料，貨幣政策代理變數採用民國 84 年 1 月至 94 年 12 月共 133 期當月中央銀行網站資料。

變數之定義本文採用 Jensen, Mercer 和 Johnson (1996) 對貨幣政策期間的定義：央行調降重貼現率當月至調升重貼現率前月視爲貨幣政策寬鬆期，虛擬變數爲 1，反之，央行調升重貼現率當月至調降重貼現率前月視爲貨幣政策緊縮期，虛擬變數爲 0。本文除了選擇以 M_1b 年增率、拆款利率等二項指標外，另外再加入央行定存單期底餘額及金融業同業拆款期底餘額等二項市場資金狀態指標共同來驗證該定義是否適用於台灣。

首先，我們自民國 84 年 1 月至 94 年 12 月的貨幣供給量 M_1b 年增率及拆款利率發現，在貨幣政策寬鬆期時，M_1b 年增率呈現上升的趨勢，而且在期初最低期末最高，這與先前的研究和中央銀行貨幣政策傳遞機制是一致地，與 Jensen, Mercer 和 Johnson (1996)針對自 1954 年 2 月至 1992 年 12 月就美國貨幣政策所做的研究也相符。此外，拆款利率即便在緊縮期亦呈現下降的趨勢，顯然拆款利率並非央行貨幣政策的操作目標。

接著，就前述文獻及理論臆測，當央行採行寬鬆的貨幣政策時，由於貨幣供給量增加，市場資金充裕，M_1b 年增率及拆款餘額應較緊縮期爲大，而拆款利率及央行定存單餘應較緊縮期爲小。由表 3.1 可知貨幣政策寬鬆期 M_1b 年增率平均數大於緊縮期，拆款利率及央行定存單平均數小於緊縮期，與臆測相符，雖然拆款餘額平均數與臆測不符，但也在誤差範圍內，也就是說將重貼現率調整方向視爲台灣央行貨幣政策態度的推斷是合理可行的，再者，將上述代理變數利用區別分析法來驗證對貨幣政策寬鬆的區別能力，實證的結果(表 3.2)顯示利用區別分析法，在貨幣政策緊縮期有 76.2%的正確率，貨幣政策寬鬆期有 75.6%的正確率，利用比例機率(proportional chance)來判斷此區別分析是否有效。由比例機率定義：$C_{pro}=(42/132)^2+(90/132)^2=0.566$，由錯誤分類表 3.2 得全體期間則有 $\frac{32+68}{132}\times 100\% = 75.8\%$ 的正確率，因爲正確率 75.8%＞1.25×C_{pro}=70.8%，所以此區別分析是有效的，即代表上述四個代理變數對貨幣政策具有不錯的區別能力。

表 3.1　不同貨幣政策期間之量價平均數

	全期(132)	虛擬變數(1)	虛擬變數(0)
		寬鬆期(90)	緊縮期(42)
大盤指數	6374.99	6065.93	7037.24
拆款利率(%)	3.97	3.78	4.39
M_1b 年增率(%)	9.18	9.78	7.89
央行定存單(億元)	12143.88	10980.94	14635.89
拆款餘額(億元)	1759.56	1741.47	1798.33

表 3.2 貨幣政策分類結果表

	預測結果		總和
	緊縮期(0)	寬鬆期(1)	
緊縮期(0)個數 （百分比）	32 (76.2%)	10 (23.8%)	42 (100%)
寬鬆期(1)個數 （百分比）	22 (24.4%)	68 (75.6%)	90 (100%)

至於爲何在貨幣政策寬鬆期的大盤指數平均數較緊縮期爲低？這應與反循環貨幣政策有關，經濟情勢愈低迷，通常股市的表現也不甚理想，此時央行爲了達成經濟成長的目標，必會採行寬鬆的貨幣政策(例如：調降準備率、重貼現率或是減少公開市場操作額)，所以大盤指數的水準會與貨幣政策的鬆緊期間呈現負向關係。

對於景氣狀態，由於景氣循環的判定是一項複雜且高難度的事後工程，一般投資人無從以公開資訊研判，故本文有別於以往文獻利用景氣循環(business cycle)將經濟情勢區分爲擴張期(expansion period)與收縮期(contraction period)的方式，改以根據經建會編製民國 84-94 年景氣對策信號綜合判斷分數界定景氣狀態，景氣對策信號綜合判斷分數從最低 9 分至最高 45 分，區分爲紅燈(45-38 分)、黃紅燈(37-32 分)、綠燈(31-23 分)、黃藍燈(22-17 分)及藍燈(16-9 分)，採用景氣對策信號綠燈綜合判斷分數的組中點 27.5 分爲界，將景氣狀態區分爲繁榮期(＞27.5 分)與衰退期(＜27.5 分)。

爲了方便分析，本文將景氣狀態以虛擬變數(dummy variable)表示，繁榮期定爲 1，蕭條期定爲 0，代理變數定義分別爲：

(1) 股利率(D/P)：前一期股利/前一期期末股價。
(2) 益本比(E/P)：即本益比之倒數，1/前一期期末股價/前一期每股盈餘。
(3) 期限利差(term spread)：前一期 10 年期政府公債次級市場利率減前一期 30 天商業本票次級市場利率。
(4) 違約利差(default spread)：前一期五大銀行資本性支出放款利率減前一期 10 年期政府公債次級市場利率。

就前述文獻研究探討來臆測，繁榮期因爲經濟情勢較佳，大盤股價指數應較衰退期爲高，因股價指數高，繁榮期的股利率(D/P)應較衰退期爲低，益本比(E/P)則因爲企業盈餘增加，所以應與衰退期相較無多，而繁榮期的投資需求較大，長期資金需求較大，期限利差(term spread)應較衰退期爲大，違約利差(default spread)則因爲企業壞帳減少，應較衰退期爲小。

台灣上市公司的股利率與益本比的低點均發生在景氣繁榮期，期限利差在景氣繁榮期呈現上升的趨勢，違約利差在景氣繁榮期則呈現下降的趨勢，另由表 3.3 的結果來看，各景氣代理變數(t-1 期)平均數大致與臆測相符，在繁榮期的股利率平均數(3.25%)較衰退期的股利率平均數(4.05%)爲低；繁榮期的益本比平均數(4.16%)較衰退期的益本比平均數(4.04%)略高；繁榮期的期限利差平均數(1.14%)較衰退期的期限利差平均數(0.42%)則明顯爲低；繁榮期的違約利差平均數(0.65%)較衰退期的違約利差平均數(1.69%)則明顯高，利用 t 檢定在顯著水準 α=0.05 下，除了益本比在繁榮期、衰退期無顯著差異外，其餘股利率、期限利差、違約利差及大盤指數在繁榮期、衰退期皆有顯著差異。

表 3.3　不同景氣狀態階段之代理變數與股價指數平均數

	全期(132)	繁榮期(35)	衰退期(97)
大盤指數	6374.99	6865.42	6298.02
股利率(%)	3.84	3.25	4.05
益本比(%)	4.07	4.16	4.04
期限利差(%)	0.61	1.14	0.42
違約利差(%)	1.41	0.65	1.69

再者，將上述代理變數利用區別分析法來驗證其對景氣狀態的區別能力，實證的結果(表 3.4)顯示利用區別分析法，在景氣衰退期有 80.4%的正確率，景氣繁榮期貨幣政策寬鬆期有 85.7%的正確率，利用比例機率(proportional chance)來判斷此區別分析是否有效，由比例機率定義：$C_{pro}=(97/132)^2+(35/132)^2=0.609$，由錯誤分類表 3.4 得全體期間則有 $\frac{78+30}{132}\times 100\% = 81.8\%$ 的正確率，因爲正確率 81.8%＞1.25×C_{pro}=0.761，代表以上述四個代理變數對景氣狀態具有不錯的區別能力，而投資人也可以運用已公開的經濟數據來判斷當期所處的景氣狀態，也就是說利用前一期的股利率、益本比、期限利差、違約利差做爲景氣狀態的代理變數並無不妥。

表 3.4 景氣狀態分類結果表

	預測結果		總和
	衰退期(0)	繁榮期(1)	
衰退期(0)個數	78	19	97
（百分比）	(80.4%)	(19.6%)	(100%)
繁榮期(1)個數	5	30	35
（百分比）	(14.3%)	(85.7%)	(100%)

在實證分析上，由於投資人多半只能從已公開的資訊來判斷經濟情勢的好壞，本節將利用當期已知的，也就是前一期的景氣狀態四個代理變數和當期的貨幣政策期間虛擬變數來判斷對大盤股價指數的影響，爲了避免景氣狀態四個代理變數間共線性問題，先就該四個代理變數進行因素分析，利用 Kaiser 的準則，萃取特徵值大於 1 的因素，並以最大變異法轉軸，並將因素內變數負荷量絕對值較大者來建造構面，並針對各構面之意涵予以命名。

接著以大盤股價指數爲依變數，貨幣政策期間虛擬變數爲固定因子，命名後的因素爲共變量，進行共變量分析，以檢視貨幣政策期間虛擬變數和命名後的因素對大盤股價指數是否有顯著的影響。

首先利用因素分析法，全期的景氣狀態四個代理變數中，利用 Kaiser 的準則可萃取出 2 個因素，轉軸後累積解釋變異量爲 83.055%(表 3.5)，已具代表性，由陡坡圖也發現因素 2(f_2)以後曲線走勢已趨平坦，故剩餘的因素則捨棄。由表 3.6，因素 1(f_1)與期限利差及違約利差的負荷絕對值爲 0.892 及 0.916，因素 2(f_2)與股利率及益本比的負荷絕對值爲 0.896 及 0.911，所以選擇負荷絕對值大於 0.8 者來建造構面，並針對各構面來命名，因素 1(f_1)主要反應了不同借款人及借款期限所產生融資利率的差異程序，故命名爲利差因素(spread factor)，因素 2(f_2)主要反應了企業獲利能力與發放股利的決策，這與企業基本面習習相關，故命名爲基本因素(basic factor)，再由表 3.7，原始變數與此 2 個因素的共同性甚高，股利率、益本比、期限利差及違約利差各分別由因素 1(f_1 利差因素)、因素 2(f_2 基本因素)共同解釋變異百分比分別爲 81.8%、85%、80.5%及 84.9%，顯示因素 1(f_1 利差因素)、因素 2(f_2 基本因素)之代表性頗佳。

表 3.5 全期轉軸後解釋總變異數

因素	特徵值	變異數%	累積變異數%
f_1 利差因素	1.670	41.738	41.738
f_2 基本因素	1.653	41.317	83.055

表 3.6 全期因素負荷值

	因素	
	因素 1(f_1)	因素 2(f_2)
股利率	0.125	**0.896**
益本比	-0.140	**0.911**
期限利差	**-0.892**	-0.009
違約利差	**0.916**	-0.106

表 3.7 全期共同性

原始變數	共同性
股利率	0.818
益本比	0.850
期限利差	0.805
違約利差	0.849

接著，就大盤指數(y)、因素 1(f_1 利差因素)、因素 2(f_2 基本因素)及貨幣政策期間(z；爲一虛擬變數，z=0 表示貨幣緊縮期，z=1 表示貨幣寬鬆期)作共變數分析(如表 3.8)。

H_0 ：檢定貨幣政策之鬆緊期間(z)對大盤指數(y)無差異性，由表 4-3.4 得知 p 值等於 0.000，在 α =0.05 時，大盤指數(y)在不同的貨幣政策期間，確實有顯著的差異。其次，就因素 1(f_1 利差因素)、因素 2(f_2 基本因素)對大盤指數(y)的影響與否，由表 3.8 得知 p 值分別等於 0.009、0.000，均小於 α (=0.05)，表示就因素 1(f_1 利差因素)、因素 2(f_2 基本因素)對大盤指數(y)有顯著的影響。

表 3.8 全期共變數分析表

來源	平方和	自由度	均方和	F 值	顯著性
因素 1(f_1) (利差因素)	8967602.7	1	8967602.7	6.96**	0.009
因素 2(f_2) (基本因素)	67323088.6	1	67323088.6	49.10***	0.000
貨幣政策期間(z)	45267722.0	1	45267722.0	35.15***	0.000
誤差	164833535.0	128	1287762.0		
校正後總數	267557264.0	131			

註：*、**、***代表顯著水準 α 爲 0.1、0.01、0.001

對於大盤指數(y)之共變數分析之迴歸式如(3.1)式。

$$\hat{y} = 7247.530 + 262.275(f_1) - 727.959(f_2) - 1279.731(z) \quad (3.1)$$
(0.000) (0.009) (0.000) (0.000)

( )括號內爲p值，其顯著性結果與共變數分析相同，而因素1(f_1 利差因素)係數符號爲正，顯示利差因素對大盤有正面影響，因素2(f_2 基本因素)係數符號爲負，應是基本因素的成份以股利率及益本比爲主，兩項變數的值隱含代表折現率，折現率愈大，股價便愈低，故基本因素對大盤有負面影響。貨幣政策期間(z)的係數符號爲負[2*]，此應與貨幣政策「背道而馳」的特性有關，央行總在景氣狀態熱絡時採取緊縮的貨幣政策來抑制可能的通貨膨脹，在景氣狀態低迷時採取寬鬆的貨幣政策來刺激經濟，所以因爲經濟情勢的因素，貨幣政策期間與大盤指數水準是負面關係。

景氣繁榮期實證分析與全期實證分析步驟相同，首先利用因素分析法，全期的景氣狀態四個代理變數中，利用 Kaiser 的準則可萃取出 2 個因素，轉軸後累積解釋變異量爲 92.499%(表 3.9)，已具代表性，由陡坡圖也發現因素 2(f_2)以後曲線走勢已趨平坦，故剩餘的因素則捨棄。由表 3.10，因素 1(f_1)與股利率及益本比的負荷絕對值爲 0.937 及 0.942，因素 2(f_2)與期限利差及違約利差的負荷絕對值爲 0.973 及 0.812，所以選擇負荷絕對值大於 0.8 者來建造構面，並針對各構面來命名，因素 1(f_1)主要反應了企業獲利能力與發放股利的決策，這與企業基本

2* 表大盤指數在貨幣寬鬆期平均值小於貨幣緊縮期

面習習相關，故命名爲基本因素(basic factor)，因素 2(f_2)主要反應了不同借款人

及借款期限所產生融資利率的差異程序，故命名爲利差因素(spread factor)，再由表 3.11，原始變數與此 2 個因素的共同性甚高，股利率、益本比、期限利差及違約利差各分別由因素 1(f_1 基本因素)、因素 2(f_2 利差因素)共同解釋變異百分比分別爲 91%、92.8%、95.1%及 91.2%，顯示因素 1(f_1 基本因素)、因素 2(f_2 利差因素)之代表性頗佳。

表 3.9 景氣繁榮期轉軸後解釋總變異數

因素	特徵值	變異數%	累積變異數%
f_1 基本因素	2.023	50.584	50.584
f_2 利差因素	1.677	41.915	92.499

表 3.10 景氣繁榮期因素負荷值

	因素	
	因素 1(f_1)	因素 2(f_2)
股利率	**0.937**	0.177
益本比	**0.942**	0.198
期限利差	0.006	**0.973**
違約利差	-0.503	**-0.812**

表 3.11 景氣繁榮期共同性

原始變數	共同性
股利率	0.910
益本比	0.928
期限利差	0.951
違約利差	0.912

接著，就大盤指數(y)、因素 1(f_1 基本因素)、因素 2(f_2 利差因素)及貨幣政策期間(z；爲一虛擬變數，z=0 表示貨幣緊縮期，z=1 表示貨幣寬鬆期)作共變數分析(如表 3.12)。

H_0 ：檢定貨幣政策鬆緊期間(z)對大盤指數(y)無差異性，由表4-3.8得知，p值等於0.940，在 α =0.05，當景氣處於繁榮期時，大盤指數(y)在不同的貨幣政策期間(z)並無法證明會有顯著的差異。其次，就因素1(f_1 基本因素)、因素2(f_2 利差因素)對大盤指數(y)的影響與否，由表3.12得知，p值分別等於0.006、0.008，均小於 α (=0.05)，表示就因素1(f_1 基本因素)、因素2(f_2 利差因素)對大盤指數(y)則有顯著的影響。

對於大盤指數(y)之共變數分析之迴歸式如(3.2)式。

$$\hat{y} = 6843.629 - 635.462(f_1) - 680.712(f_2) + 36.325(z) \qquad (3.2)$$
$$(0.000) \quad (0.006) \quad (0.008) \quad (0.940)$$

( )括號內爲 p 值，其顯著性結果與共變數分析相同，而因素 1(f_1 基本因素)係數符號爲負，與全期結果相同，應是基本因素的成份以股利率及益本比爲主，兩項變數的值隱含代表折現率，折現率愈大，股價便愈低，故基本因素對大盤有負面影響，因素 2(f_2 利差因素)係數符號爲負，顯示利差因素對大盤有正面影響。而在景氣繁榮期，由於企業經營環境較佳且成長力道較強，容易使投資人僅著重企業自身表現而忽略了外在政策的變化，此時貨幣政策的效果就會大打折扣。

表 3.12 景氣繁榮期共變數分析表

來源	平方和	自由度	均方和	F 值	顯著性
因素 1(f_1) (基本因素)	13729035.9	1	13729035.9	8.56**	0.006
因素 2(f_2) (利差因素)	12942241.3	1	12942241.3	8.06**	0.008
貨幣政策期間(z)	9105.2	1	9105.2	0.01	0.940
誤差	49717102.5	31	1603777.5		
校正後總數	78854631.3	34			

註：*、**、***代表顯著水準 α 爲 0.1、0.01、0.001

景氣衰退期實證分析與前述實證分析步驟相同，首先利用因素分析法，全期的景氣狀態四個代理變數中，利用 Kaiser 的準則可萃取出 2 個因素，轉軸後累積解釋變異量爲 79.465%(表 3.13)，已具代表性，由陡坡圖也發現因素 2(f_2)以後曲線走勢已趨平坦，故剩餘的因素則捨棄。由表 3.14，因素 1(f_1)與股利率及益本比的負荷絕對值爲 0.889 及 0.916，因素 2(f_2)與期限利差及違約利差的負荷絕對值爲 0.870 及 0.872，所以選擇負荷絕對值大於 0.8 者來建造構面，並針對各構面來命名，因素 1(f_1)主要反應了企業獲利能力與發放股利的決策，這與企業基本面習習相關，故命名爲基本因素(basic factor)，因素 2(f_2)主要反應了不同借款人及借款期限所產生融資利率的差異程序，故命名爲利差因素(spread factor)，再由表 3.15，原始變數與此 2 個因素的共同性甚高，股利率、益本比、期限利差及違約利差各分別由因素 1(f_1 基本因素)、因素 2(f_2 利差因素)共同解釋變異百分比分別爲 79%、83.9%、77.2%及 77.7%，顯示因素 1(f_1 基本因素)、因素 2(f_2 利差因素)之代表性頗佳。

表 3.13 景氣衰退期轉軸後解釋總變異數

因素	特徵值	變異數%	累積變異數%
f_1 基本因素	1.660	41.506	41.506
f_2 利差因素	1.518	37.959	79.465

表 3.14 景氣衰退期因素負荷值

	因素	
	因素 1(f_1)	因素 2(f_2)
股利率	**0.889**	-0.001
益本比	**0.916**	0.002
期限利差	-0.120	**0.870**
違約利差	-0.128	**-0.872**

表 3.15 景氣衰退期共同性

原始變數	共同性
股利率	0.790
益本比	0.839
期限利差	0.772
違約利差	0.777

接著，就大盤指數(y)、因素 1(f_1 基本因素)、因素 2(f_2 利差因素)及貨幣政策期間(z；爲一虛擬變數，z=0 表示貨幣緊縮期，z=1 表示貨幣寬鬆期)作共變數分析(如表 3.16)。

H_0：檢定貨幣政策鬆緊期間(z)對大盤指數(y)無差異性，由表 3.16 得知，p 值等於 0，所以在 α =0.05，當景氣狀態處於衰退期時，大盤指數(y)在不同的貨幣政策期間(z)確實有顯著的差異。其次，就因素 1(f_1 基本因素)、因素 2(f_2 利差因素)對大盤指數(y)的影響與否，由表 4-3.8 得知，p 值分別等於 0、0.000，均小於 α (=0.05)，表示就因素 1(f_1 基本因素)、因素 2(f_2 利差因素)對大盤指數(y)則有顯著的影響。

表 3.16　景氣衰退期共變數分析表

來源	平方和	自由度	均方和	F 值	顯著性
因素 1(f_1) (基本因素)	50704660.6	1	50704660.6	51.12***	0.000
因素 2(f_2) (利差因素)	14734980.7	1	14734980.7	14.85***	0.000
貨幣政策(z)	53915474.6	1	53915474.6	54.35***	0.000
誤差	92250116.9	93	991936.7		
校正後總數	177246471.7	96			

註：*、**、***代表顯著水準 α 爲 0.1、0.01、0.001

對於大盤指數(y)之共變數分析之迴歸式如(3.3)式。

$$\hat{y} = 7457.326 - 768.881(f_1) - 399.247(f_2) - 1770.324(z) \quad (3.3)$$
$$(0.000) \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.000)$$

( )括號內爲 p 值，其顯著性結果與共變數分析相同，而因素 1(f_1 基本因素)係數符號爲負，與全期結果相同，應是基本因素的成份以股利率及益本比爲主，兩項變數的值隱含代表折現率，折現率愈大，股價便愈低，故基本因素對大盤有負面影響，因素 2(f_2 利差因素)係數符號爲負，顯示利差因素對大盤有負面影響。而在景氣蕭條期，由於央行寬鬆的貨幣政策通常會被投資人視爲強心劑，此時貨幣政策的效果就會顯而易見。

彙整以上結並做比較，由表3.17 知，基本因素、利差因素在不同景氣狀態期間均對大盤指數有顯著的影響，可見投資人對企業基本面、成本面與風險面均有深入的認知理解，就全體樣本期間而言，大盤指數在不同的貨幣政策期間確有顯著的差異，但在景氣繁榮期差異並不顯著。

表3.17 基本因素、利差因素及貨幣政策對大盤指數是否影響之p值

	基本因素	股利因素	貨幣政策
全　期	0.000	0.009	0.000
繁榮期	0.006	0.008	0.940
衰退期	0.000	0.000	0.000

四、結論

以往判斷貨幣政策寬鬆或緊縮及景氣狀態好壞的方式均較爲複雜且時效落後，本文企圖以區別分析法及比例機率這兩種統計方法來驗證，是否可以改用即時且簡單的指標來進行判斷，實證的結果顯示：

一、以重貼現率調整方向作爲判定貨幣政策的寬鬆或緊縮期間的效果不錯；

二、以前一期的股利率、益本比、期限利差及違約利差等四項經濟數據，同樣可以相當準確地區別當期景氣狀態，也就是說投資人可以利用已公開的資訊來判斷貨幣政策與經濟成長的走勢。

以因素分析、共變數分析及迴歸分析進行實證研究發現：

一、無論何種景氣狀態，基本因素和利差因素對大盤股價指數都有顯著的影響，顯示投資人對基本面的認知具有效率。

二、就全體樣本期間而言，貨幣政策期間的迴歸係數爲負且顯著，證明央行的確是採用反景氣循環貨幣政策來達成其任務目標，只是貨幣政策期間在景氣衰退期對股價指數有顯著的差異存在，在景氣繁榮期對指數的差異並不顯著。

由上述實證結論顯示，雖然台灣的投資人對經濟情勢與股票基本面十分在意，但在不同的貨幣政策期間的表現差異則未必顯著，當景氣處於繁榮期時，大多數企業的獲利狀況及發展前景均被看好，因此股價必然往上攀升，在此階段初期，投資報酬通常較佳，投資人追價意願也較高，然而央行爲了抑制可能產生通膨的壓力，便會逐漸改以緊縮的貨幣政策來降溫，但投資人因爲股市的斬獲，往往忽略了政策的訊號，繼續追逐指數，因此大盤指數仍然會維持在相對高檔，但隨著經濟情勢的變化，當景氣轉爲衰退期時，企業的獲利狀況及發展前景均被看壞，股價滑落，在此階段初期，股價持續向下探底，投資意願銳減，央行爲了促進經濟發展，貨幣政策將轉爲寬鬆，但由於基本面仍未好轉，股價並不會應聲而起，直到央行在此階段再次調整貨幣政策方向時，投資人確信景氣將會產生變化後，股價才會回升。

就本文的實證結果而言，台灣的股價指數主要還是受到經濟情勢與股票基本面的影響，雖然貨幣政策仍有引導投資人方向的能力，但敏感度尚不及前述兩項指標，甚至投資人有可能將貨幣政策視爲景氣狀態的負面指標，因此中央銀行必須在預判景氣狀態變化的能力上加強，如此才能在調整貨幣政策時，確保政策效果不致因爲股價的變化而有所減損。

參考文獻

中文部份

1. 丁偉(民 86)，「台灣股票報酬之預測性與貨幣政策的角色-向量自我迴歸模型（VAR）之應用」，雲林科技大學企業管理研究所碩士論文。
2. 朱宇琴(民 85)，「利率特性與景氣循環--臺灣地區貨幣市場實証分析」，政治大學銀行學系碩士論文。
3. 杜家雯(民 90)，「台灣貨幣政策法則之理論與實證分析 -央行價量操作之比較」，政治大學經濟學系碩士論文。
4. 林鳴琴 (民 90)，「資金成本與資產價格波動」，中央研究院經濟論文，第 29 卷，第 4 期，第 437-459 頁。
5. 吳政霖(民 92)，「臺灣貨幣政策、匯率與股票價格」，台北大學經濟學系碩士論文。

6. 祝豪傑(民 87)，「台灣上市公司益本比與超額報酬關係之研究」，政治大學會計學系碩士論文。
7. 周麗娟(民 86)，「隨機動態理論之應用」，中興大學經濟學系博士論文。
8. 馬丁(民 88)，「1982-1998 台灣準備貨幣供給的變動: 原因與效果」，台灣大學經濟學研究所碩士論文。
9. 留政鈺(民 88)，「貨幣政策與股票報酬之關係-台灣實證研究」，淡江大學財務金融學系碩士論文。
10. 郭修晏(民 87)「貨幣政策與股票超額報酬之關係-臺灣實證分析」，淡江大學財務金融學系碩士論文。
11. 郭易奇(民 93)，「資產報酬與貨幣政策論文集--台灣金融市場實證」中正大學財務金融研究所碩士論文。
12. 黃理哲(民 83)，「台灣股票市場股票報酬解釋因素之探討」，中山大學企業管理研究所碩士論文。
13. 黃偉寧(民 88)，「貨幣與股、匯市之關連性研究」，輔仁大學金融研究所碩士論文。
14. 曾仁傑(民 91)，「台灣電子股益本比之影響因素 — 總體、產業及公司面分析」，淡江大學管理科學研究所碩士論文。
15. 蕭翠玲(民 86)，「貨幣政策目標之效果及對金融市場之影響研究」，政治大學企業管理學系碩士論文。
16. 謝家欣(民 92)，「貨幣市場價量因素與股價指數關聯性之實證研究」，南華大學財務管理研究所碩士論文。
17. 鄭燕茹(民 93)，「盈餘、股利與股票預期報酬之橫斷面分析」，中央大學企業管理研究所碩士論文。
18. 趙志偉(民 86)，「貨幣政策對產出物價的非對稱性效果」，政治大學銀行學系碩士論文。
19. 盧麗安(民 85)，「財務基本分析與台灣股價表現」，中山大學財務管理學系碩士論文。
20. 鍾漢澤(民 85)，「基本分析指標、益本比對股票報酬率之研究—相似無關迴歸法之應用」，台灣大學財務金融學系碩士論文。
21. 翁百郁(民 93)，「期間利差、股票報酬與景氣循環關聯性之探討」，淡江大學財務金融學系碩士論文。
22. 張郁卿(民 91)，「馬可夫轉換模型-期間利差與景氣循環之分析」，淡江大學財務金融學系碩士論文。

英文部份

1. Bernanke, B. S. and K. N. Kuttner (2005), "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy," *Journal of Finance,* Vol. 60, pp. 1221-1257.
2. Fama, E. F., and K. R. French (1988), "Dividend Yield and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics,* Vol. 22, pp.3-25.
3. Fama, E. F., and K. R. French (1989), "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics,* Vol. 25, pp. 23-49.
4. Fama, E. F., and K. R. French (1992), "The Cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance,* Vol. 47, pp. 427-465.

5. Guha, D. and H. Lorene (2002), "The Aggregate Credit Spread and The Business Cycle," *International Review of Financial Analysis,* Vol. 11, pp. 219-227.
6. Ivanova, D., K. Lahiri, and F. Seitz (2000), "Interest Rate Spreads as Predictors of German Inflation and Business Cycles," *International Journal of Forecasing,* Vol. 16, pp. 39-58.
7. Jensen, G. R., J. M. Mercer, and R. R. Johnson (1996), "Business Conditions, Monetary Policy, and Expected Security Returns," *Journal of Financial Economics,* Vol. 40, pp. 213-237.
8. Jensen, G. R. and J. M. Mercer (2002), "Monetary Policy and the Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Financial Research,* Vol. 25, pp. 125-140.
9. Kwark, Noh-Sun (2002), "Default Risks, Interest Rate Spreads and Business Cycles：Explaning Interest Rate Spread as A Leading Indicator," *Journal of Economic Dynamics & Control,* Vol.26, pp. 271-302.
10. Lamont Owen (1998), "Earnings and Expected Returns," *Journal of Finance,* Vol. 53, pp. 1563-1587.
11. Naranjo, A., M. Nimalendran, and M. Ryngaert (1998), "Stock Returns, Dividend Yields, and Taxes," *Journal of Finance,* Vol. 53, pp. 2029-2057.
12. Pedersen, T. M., and A. M. Elmer (2003), "International Evidence on the Connection Between Business Cycles and Economics Growth," *Journal of Macroeconomics,* Vol.25, pp. 255-275.
13. Ramchander, S., M.W. Simpson, and M. K. Chaudhry, (2005), "The Iinfluence of Macroeconomics News on Term and Quality spreads," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.45, pp. 84-102.
14. Shiller, R. J. (1987), "The Volatility of Stock Market Prices,"*Cowles Foundation Paper,* Vol. 235, pp. 33-37.