

總體經濟變數對臺灣股市之大盤及 類股熊市預測表現之探討

李偉銘、吳淑貞、黃啟泰*

摘 要

本文主要探討總體經濟變數對臺灣加權股價指數與 8 大類股股市熊市的預測力。利用 Pagan and Sossounov (2003) 的方法認定熊市並以 probit 模型分析描述金融市場、整體物價水準、總體經濟活動、貨幣政策、與財政政策等狀態之總體經濟變數的樣本內與樣本外預測表現。主要實證結果顯示期間利差有助於預測大盤與各類股的熊市，但僅在較短期與較長期較具預測力。在物價水準部分，消費者物價指數 (consumer price index, CPI) 年增率僅對類股具有不同程度的預測力。至於工業生產指數成長率與失業率變動等衡量總體經濟活動的變數，相較於 Chen (2009) 對美國股市的研究，我們的實證結果則顯示前者不具預測力，而後者亦僅對大盤與部分類股的熊市具微弱之預測力。最後，貨幣政策與財政政策變數雖有助於預測大盤熊市，但僅有水泥與金融類股熊市同時對貨幣與財政政策具顯著而強烈的反應；食品、塑化與營建類股熊市僅受貨幣政策影響，而紡織、造紙、與機電類股熊市在短期僅受貨幣政策影響，但在長期則僅受財政政策影響。

關鍵詞：熊市、類股指數、總體經濟變數、Probit 模型

JEL 分類代號：G01, G10, G17

* 三位作者分別為聯絡作者：吳淑貞，國立暨南國際大學國際企業學系助理教授，54561南投縣埔里鎮大學路1號，電話：049-2910960 轉4607，E-mail: sjwu@ncnu.edu.tw。李偉銘，國立中正大學經濟學系副教授，62102嘉義縣民雄鄉大學路168號，電話：05-2720411轉34119，E-mail: ecdwml@ccu.edu.tw。黃啟泰，國立中正大學經濟學系碩士生，62102嘉義縣民雄鄉大學路168號，電話：05-2720411，E-mail: speed1213@yahoo.com.tw。作者感謝李源明教授、薛勝斌教授、徐吉良教授、編輯委員與匿名審查委員所提供之寶貴意見與建議。然文中若有任何錯誤，當屬作者之責任。
投稿日期：民國 103 年 4 月 25 日；修訂日期：民國 103 年 6 月 9 日；
接受日期：民國 104 年 1 月 14 日。

1. 前言

股票報酬是否可預測不僅影響財務經濟學家如何建構與修正資產定價模型，影響投資者如何選擇或調整交易策略與投資組合，亦影響政府相關當局如何制定合適的財政與貨幣政策以維持總體經濟之穩定成長。有鑑於此，已有相當多的研究探討股票報酬的可預測性，例如，許多研究探討股利收益 (dividend yield)、股利價格比 (dividend-price ratio)、淨值市價比 (book-to-market ratio)、益本比 (earnings-price ratio) 等傳統財務評估比率 (financial valuation ratio) 對股票報酬的預測力；參見 Campbell and Shiller (1988)、Fama and French (1988)、Kothari and Shanken (1997)、Ang and Bekaert (2007)、與 Hjalmarsson (2010)。這些研究的結論並不一致，但多數研究的實證結果顯示股票報酬具不同程度的可預測性。除傳統財務評估比率外，近年來亦有研究指出產業股價報酬 (Hong et al., 2007) 與專利、研發等衡量技術創新的變數 (Hsu, 2009) 對股票報酬具顯著的預測力。

由於投資者所面臨的總體經濟風險將隨景氣循環而變，故股票的預期報酬可能隨反映景氣循環狀態的總體經濟變數而變。另一方面，總體經濟變數亦可能影響未來的消費與投資機會進而影響股票報酬，因此自 Merton (1973) 建構跨期資產定價模型後，總體經濟變數亦已在相關理論模型中扮演解釋預期報酬或風險貼水之重要角色；此部分可參見 Cochrane (2008) 對金融市場與總體經濟關聯性的回顧。以上的說明顯示，總體經濟變數可能有助於預測未來的股票報酬，而奠基在此概念下，亦已有相當多的實證研究探討總體經濟變數的預測力；例如 Chen et al. (1986)、Rapach et al. (2005)、Ang and Bekaert (2007) 與 Hjalmarsson (2010)。值得注意的是，Chen et al. (1986) 首先探討了一系列的總體經濟變數而指出，工業生產指數成長率與期間利差 (term spread) 對美國股票報酬有較佳的預測表現。

Rapach et al. (2005) 則指出，利率相關變數（如相對政府公債利率與期間利差）對 12 個已開發國家的股票報酬有較一致與較可靠的預測力。而相較於傳統財務評估比率，Ang and Bekaert (2007) 與 Hjalmarsson (2010) 則指出短期利率與期間利差對國際股市之股票報酬有較佳的預測表現。

雖然許多實證證據顯示總體經濟變數對股票報酬具顯著的預測力，然而亦有研究指出其預測力在牛市與熊市中存在差異，參見 McQueen and Roley (1993) 與 Chang (2009)。另一方面，Kim and Zumwalt (1979) 的實證結果亦顯示，風險與報酬的抵換關係取決於市場是處於牛市或熊市。Gordon and St-Amour (2000) 則建構一資產定價模型，藉由風險趨避態度在牛熊市下之差異來解釋為何股票報酬的行為取決於牛熊市。Chordia and Shivakumar (2002) 與 Cooper et al. (2004) 的研究結果則顯示動能策略 (momentum strategy) 可能僅在牛市中具有獲利能力。除此之外，近年來亦陸續有研究指出股票報酬對貨幣政策的反應 (Chen, 2007)、股票報酬自身的短期動態行為 (Cuñado et al., 2010)、股市價量關係 (Chen, 2012) 與最適投資組合的建構 (Guidolin and Hyde, 2012) 等皆取決於市場的牛熊市狀態。由此可知，不僅投資者可藉由預測熊市以提升對股票報酬預測的準確度、更有效地控管投資風險、並建構更合適之交易策略與投資組合以增加投資股票的獲利性，政府相關單位亦可藉由預測熊市以調整其貨幣政策。

相較於預測股票報酬，探討熊市是否可預測的研究相對稀少。而與牛熊市相關的研究亦多著重於牛熊市的認定與特徵 (Maheu and McCurdy, 2000; Pagan and Sossounov, 2003)、國際股市牛熊市同步性 (synchronization) 的程度 (Candelon et al., 2008)、或牛熊市對股票報酬的影響。由於熊市是否可預測將影響投資者判斷買賣時機，因此 Resnick and Shoemith (2002) 首先以交易策略獲利性的角度來探討熊市的可預測性。其利用期間利差搭配 probit 模型來預測美國股市熊市，並探討依預測結果所建構的動態交易策略是否優於買進並持

有策略，其主要實證結果顯示，美國股市之熊市的確可藉由期間利差的訊息來預測，且此一預測有助於投資者判斷買賣時機以提升交易的獲利性。利用上述方法，Liu et al. (2004) 進一步探討期間利差對美國與 8 個主要國際股市熊市的預測力，其實證結果顯示，除各國自身的期間利差外，美國的期間利差亦有助於預測各國股市的熊市。針對印度之新興市場，Bhaduri and Saraogi (2010) 的實證結果亦顯示期間利差有助於預測印度股市的熊市。

相較上述研究僅著重期間利差在 probit 模型架構下對熊市預測的經濟價值，Chen (2009) 則考慮各種總體經濟變數對美國股市熊市的預測力，並探討熊市可預測性在樣本內與樣本外的統計意涵與穩健性 (robustness)。其主要實證結果顯示，在考慮的總體經濟變數中，期間利差與通貨膨脹率為預測美國熊市的最佳變數，而工業生產指數成長率與失業率變動亦具有相當不錯的預測力。自此之後，相關研究便嘗試尋找其它預測變數或計量模型以提升對美國熊市的預測表現，例如，Wu and Lee (2012) 的研究顯示，相較於期間利差與通貨膨脹率，消費與財富比率 (consumption-wealth ratio) 對美國熊市有更好的預測力；Nyberg (2013) 指出運用 Kauppi and Saikkonen (2008) 的動態 probit 模型能顯著地提升對美國熊市的預測表現。Candelon et al. (2012) 則比較馬可夫轉換 (Markov-switching) 與 probit 等模型對美國熊市的預測表現，其研究顯示 probit 模型為較佳的預測模型。另一方面，Wu et al. (2013) 則擴展上述文獻而探討描述當地與全球經濟狀態的總體經濟變數對 12 個主要國際股市之熊市的預測力，其實證結果顯示，利率相關變數具有較一致的預測力，而各類總體經濟變數對熊市的預測力亦可能因國家的特性而異，例如，油價變動對原油進口國具預測力，對原油輸出國則無任何預測力。

本文的主要目的在檢驗各類總體經濟變數對臺灣股市之熊市的預測表現。雖然上述的相關文獻皆已指出期間利差等總體經濟變數對歐美等主要國際股市的熊市具預測力，然而相較於歐美主要股

市，臺灣股市為一新興市場而其投資者以散戶（即個別投資者）居多，例如，臺灣證券交易所在其所出版之 2012 年報的第 16 頁指出，散戶占整體投資者之比例為 62%；而其第 17 頁亦指出，78.1% 的散戶所持股數在 5 萬股以下（38% 的散戶持股在 1 萬股以下而 40.1% 的散戶持股介於 1 萬股至 5 萬股），顯示所有上市公司的股份並未集中在多數的散戶手中。另一方面，臺灣股市亦有偏高的周轉率，除顯示臺灣股市有相當高度的流動性外，亦顯示投資者可能較傾向短線操作。除此之外，臺灣股市所處的政經環境（例如，民主政治的成熟度、國際貿易與金融的開放與自由程度、與產業結構）亦與歐美主要股市所處的政經環境有所不同，且值得注意的是臺灣的債券市場並未蓬勃發展，因此相較於歐美之主要國際股市，期間利差或其它總體經濟變數是否仍有助於預測臺灣股市的熊市，便值得我們深入而仔細的探討。

欲預測臺灣股市之熊市，我們必須先認定臺灣股市何時處於熊市。雖然牛熊市已廣泛地用來描述股票市場的狀態，然而學術界與實務界對牛熊市之定義目前仍無明確的共識；參見 Pagan and Sossounov (2003) 與 Candelon et al. (2008)。近年來許多研究陸續採用 Chauvet and Potter (2000) 的定義，故本文的實證分析亦將採用此一定義。由於此定義類似景氣循環擴張與衰退之定義，我們可利用馬可夫轉換模型等參數法或 Bry-Boschan 法則 (Bry and Boschan, 1971) 等非參數法來認定股價高峰 (peak) 與谷底 (trough) 的轉折點 (turning point)。前者雖已廣泛地應用於景氣循環轉折點的認定，然而 Harding and Pagan (2003) 的研究顯示 Bry-Boschan 法則為較佳的方法。另一方面，Pagan and Sossounov (2003) 亦建議應用 Bry-Boschan 法則並進一步修正該方法使其能更適用於認定資產價格的轉折點，而 Candelon et al. (2012) 亦指出應用 Bry-Boschan 法則搭配 probit 模型對熊市有較佳的預測表現。由於股價具有複雜的動態行為，為避免參數模型的誤設而影響轉折點的認定，我們將依循上述的建議而以 Pagan and Sossounov (2003) 的修正後 Bry-Boschan 法則來認定牛熊市。

由於不同的產業類股所面臨的總體經濟風險不盡相同，故產業類股與整體股市未必同時處於熊市或牛市，而不同的產業類股亦未必同時處於熊市或牛市。有鑑於此，相較於所有相關文獻皆僅考慮整體股市之熊市的可預測性，本文的主要貢獻即在探討各類總體經濟變數對臺灣加權股價指數（以下簡稱大盤）與 8 大類股指數熊市的預測表現並比較其異同。此一研究對投資者而言，不僅有助於提升其擇時 (market timing) 能力，亦有助於提升其擇股能力。對政府相關單位而言，亦能使其在制定或調整貨幣與財政政策時，能同時兼顧不同產業的特性與發展。在總體經濟變數的選擇部分，我們考慮描述金融市場狀態（期間利差與美元兌新臺幣匯率變動）、整體物價水準（消費者物價指數 (consumer price index, CPI) 年增率與通貨膨脹率）、總體經濟活絡性（工業生產指數成長率與失業率變動）、貨幣政策（M1B 成長率與 M2 成長率）與財政政策（中央政府發行公債餘額變動率，以後簡稱政府債務變動率）等變數。給定這些總體經濟變數，我們利用 probit 模型依序探討各個變數對大盤與各類股熊市的樣本內與樣本外預測表現。

本文的主要實證結果說明如下：首先，實證資料顯示大盤與各類股牛熊市的特性有明顯差異，大盤與各類股在樣本期間處於熊市的次數甚至不同，且大盤與所有類股同處於熊市的時間僅占樣本期間的 45.9%。其次，樣本內與樣本外的實證結果皆顯示，並無任何單一變數能對所有市場與所有預測期間皆具有顯著的預測力。此外，縱使兩個市場的熊市有較高的同步性程度，總體經濟變數對這兩市場熊市的預測能力仍未必一致。關於變數的預測表現，整體而言期間利差有助於預測大盤與各類股之熊市，但對大盤與多數類股熊市而言，期間利差僅在較短期與較長期較具預測力。在通貨膨脹率部分，相較於 Chen (2009) 與 Nyberg (2013) 的研究，我們的實證結果則顯示通貨膨脹率對大盤及所有類股熊市皆不具任何顯著的預測力。然而，CPI 年增率雖無法預測大盤熊市，但其對所有類股則具有不同程度的預測力。至於失業率變動與工業生產指數成長率，

相較於 Chen (2009) 對美國股市的實證結果，我們的實證結果則顯示工業生產指數成長率不具預測力，而失業率變動僅對大盤與部分類股的熊市具微弱之預測力。最後，貨幣政策與財政政策等變數雖有助於預測大盤熊市，但僅有少數產業（如水泥與金融）同時對貨幣與財政政策具顯著而強烈的反應；食品、塑化、與營建類股熊市僅受貨幣政策影響，而紡織、造紙與機電類股熊市在短期（3 個月內）僅受貨幣政策影響，但在長期（24 個月）則僅受財政政策影響。

本文後續章節的內容如下：第 2 節描述如何認定牛熊市並介紹預測熊市所使用的計量模型、估計方法、樣本外預測方法與衡量預測表現的指標。第 3 節描述所應用的資料及其特性。第 4 節為分析樣本內與樣本外的實證結果並與相關文獻比較。第 5 節則為結論與建議。

2. 牛熊市定義與計量方法

本節將分兩小節來分別說明如何應用 Pagan and Sossounov (2003) 的非參數法認定牛熊市與說明預測熊市所考慮的 probit 模型及衡量其預測表現的相關計量方法。

2.1 牛熊市的定義

不論是在學術界或實務界，牛熊市已廣泛地用來描述股票市場或其他金融市場的狀態。然而，關於牛市與熊市的定義目前仍未有明確的共識，例如，實務界認為在某段時間的股價漲（跌）幅若超過 20% 或 25% (Pagan and Sossounov, 2003)，則股市在該段時間處於牛（熊）市；有些學術論文 (Kim and Zumwalt, 1979; Dridi and Germain, 2004) 則定義股價上漲（下跌）時，股市處於牛（熊）市；有些文獻 (Chen, 2009; Chen et al., 2011) 則考慮牛（熊）市之定義為股價或報酬超過（低於）過去一段時間的移動平均 (moving

average)。除上述的定義外，Chauvet and Potter (2000) 亦以類似景氣循環的概念而定義牛（熊）市為股價整體而言呈現持續上漲（下跌）的期間。此一定義在文獻上日益受到重視而許多研究亦已利用此定義探討牛熊市相關的議題，例如，Edwards et al. (2003)、Pagan and Sossounov (2003)、Gómez Biscarri and Pérez de Gracia (2004)、Yan et al. (2007)、Candelon et al. (2008) 與 Wu and Lee (2012) 等研究。有鑑於此，本文的實證分析亦將採用此一定義。

欲利用 Chauvet and Potter (2000) 的定義來認定股市的牛熊市，我們必須先判定股價高峰與谷底等轉折點。與判斷景氣循環轉折點一樣，我們可利用馬可夫轉換模型等參數法或 Bry-Boschan 法則等非參數法來認定股價的轉折點。馬可夫轉換模型雖已廣泛地應用於景氣循環轉折點的認定，然而，Harding and Pagan (2003) 以簡易性 (simplicity)、透明度 (transparency) 穩健性與可複製性 (replicability) 等準則指出，相較於馬可夫轉換模型，Bry-Boschan 法則為較佳的方法。在研究牛熊市相關議題的部分，Pagan and Sossounov (2003) 亦建議應用 Bry-Boschan 法則並進一步修正該方法使其能更適用於認定資產價格的轉折點。由於股價具有相當複雜的動態行為，為避免參數模型的誤設而影響轉折點的認定，我們將以 Pagan and Sossounov (2003) 所建議之修正後的 Bry-Boschan 法則來認定大盤與各類股指數的轉折點，並依所認定的轉折點建構出熊市指標 (bear indicator)，即若股市處於熊市，該熊市指標之值設定為 1，而股市若處於牛市，該熊市指標之值則設定為 0。

依據 Pagan and Sossounov (2003)，我們首先以 8 個月的移動窗口分別找出大盤與各類股指數的轉折點。令 p_t 表示在第 t 期時的大盤或類股指數，則當 p_t 為前後 8 期中最高時，即

$$p_t > \max\{p_{t-8}, \dots, p_{t-1}, p_{t+1}, \dots, p_{t+8}\},$$

我們認定第 t 期出現高峰。而當 p_t 為前後 8 期中最低時，即

$$p_t < \min\{p_{t-8}, \dots, p_{t-1}, p_{t+1}, \dots, p_{t+8}\},$$

我們則認定第 t 期出現谷底。藉由找到的高峰與谷底之時間點，我們便可初步判斷從谷底到高峰的期間為牛市而從高峰至谷底的期間則為熊市。為避免認定出虛假 (spurious) 的牛熊市，我們依照 Pagan and Sossounov (2003) 的建議，將高峰或谷底出現在數列的起始或結束 6 個月內，牛熊市完整的循環周期短於 16 個月，牛市或熊市持續期間短於 4 個月（漲或跌幅超過 20% 除外），第一個高峰（或谷底）值低（或高）於數列起始端至該高峰（或谷底）間的某一數值，以及最後一個高峰（或谷底）值低（或高）於數列結束端至該高峰（或谷底）間的某一數值等所對應的牛熊市刪除。¹ 藉由最終所認定的牛熊市，我們便可建構如下的熊市指標：

$$y_t = \begin{cases} 1, & \text{若股票市場為熊市,} \\ 0, & \text{若股票市場為牛市.} \end{cases} \quad (1)$$

2.2 Probit 模型與預測

利用上一小節的方法所建構的熊市指標 y_t 為二元選擇 (binary choice) 變數，故在給定預測變數 x_t 的訊息下，欲預測熊市指標在未來 k 期的機率值，我們可考慮利用標準的二元選擇模型： $P(y_{t+k} = 1 | x_t) = F(\alpha + \beta x_t)$ ，其中 $P(y_{t+k} = 1 | x_t)$ 表示給定 x_t 訊息時 $y_{t+k} = 1$ 之機率， α 與 β 則為未知參數而 F 為某一分配的累積分配函數。若所選擇的 F 為標準常態分配的累積分配函數，則所對應之模型稱為 probit 模型。由於預測熊市之相關研究多以 probit 模型進行實證分析 (Resnick and Shoesmith, 2002; Liu et al., 2004; Chen, 2009; Bhaduri and Saraogi, 2010; Wu and Lee, 2012)，因此我們亦將採用 probit 模型以探討總體經濟變數是否能預測大盤與類股的熊市，即我們考慮下列

¹ 例如，假設股價數列的第一個轉折點出現在第10期而為高峰，其價格為100。若第1期的價格為105，則刪除該轉折點。

probit 模型：²

$$P(y_{t+k} = 1 | x_t) = \Phi(\alpha + \beta x_t), \quad (2)$$

其中 Φ 為標準常態分配的累積分配函數。

欲估計(2)式中的未知參數 α 與 β 並允許模型誤設，我們利用 White (1982) 所提的準最大概似 (quasi maximum likelihood, QML) 估計法來估計未知參數及其標準差。在給定樣本數為 T 之樣本與上述 probit 模型的設定下，其取自然對數後的概似函數可表示如下：³

$$\ln L_T(\alpha, \beta) = \sum_{t=1}^{T-k} [y_{t+k} \ln \Phi(\alpha + \beta x_t) + (1 - y_{t+k}) \ln(1 - \Phi(\alpha + \beta x_t))]$$

而 QML 估計值 $\hat{\alpha}_T$ 與 $\hat{\beta}_T$ 即為極大化上述函數之解。至於其標準差之估計值，我們考慮 Newey-West 異質性與序列相關一致性 (heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC) 估計量。令

$$l_t(\alpha, \beta) = y_{t+k} \ln \Phi(\alpha + \beta x_t) + (1 - y_{t+k}) \ln(1 - \Phi(\alpha + \beta x_t)),$$

則 $\hat{\alpha}_T$ 與 $\hat{\beta}_T$ 的 Newey-West HAC 變異數矩陣估計量 $\hat{\Sigma}_T$ 可表示為

$$\hat{\Sigma}_T = \left(\frac{1}{T-k} \sum_{t=1}^{T-k} \nabla^2 l_t(\hat{\alpha}_T, \hat{\beta}_T) \right)^{-1} \hat{\Omega}_T \left(\frac{1}{T-k} \sum_{t=1}^{T-k} \nabla^2 l_t(\hat{\alpha}_T, \hat{\beta}_T) \right)^{-1},$$

² 由於牛熊市通常會遞延數期 (即 y_t 通常具序列相關)，因此考慮動態 probit 模型 (例如， $P(y_{t+k} = 1 | I_t) = \Phi(\alpha + \beta x_t + \gamma y_t)$ ， I_t 為第 t 期的訊息集合) 應能提升預測力。然而， y_t 之值必須在第 $t+8$ 期後方能認定，故在第 t 期時並無法確認 y_t 之值而無法用於預測熊市。另一方面，應用動態 probit 模型亦將衍生一些計量問題而有待未來的研究去克服，例如，動態結構的誤設將可能影響估計量的一致性 (consistency) 與漸進常態分配 (asymptotic normality) 等極限性質，在此情形下，藉由 t 檢定推論變數是否具預測力便值得商榷。有鑑於此，本文僅考慮靜態 probit 模型，即 (2) 式。

³ 此概似函數奠基於獨立性之假設。所幸，在此動態結構誤設下，QML 估計量仍具一致性與漸進常態分配，參見 Poirier and Ruud (1988)。

$$\hat{\Omega}_T = \frac{1}{T-k} \sum_{t=1}^{T-k} \sum_{s=1}^{T-k} \left(1 - \frac{|t-s|}{m(T-k)} \right) \times I(|t-s| < m(T-k)) \nabla l_t(\hat{\alpha}_T, \hat{\beta}_T) \nabla l_s(\hat{\alpha}_T, \hat{\beta}_T)'$$

其中， ∇ 與 ∇^2 分別表示一階與二階微分， I 為指標函數（即若 A 為真， $I(A)=1$ ；反之， $I(A)=0$ ），而 $m(T-k)$ 則為截斷落後項（truncation lag 或稱為 bandwidth）參數，其須滿足 $\lim_{T \rightarrow \infty} m(T-k) = \infty$ 且 $\lim_{T \rightarrow \infty} m(T-k)/(T-k) = 0$ 。將 $\hat{\Sigma}_T$ 的對角線元素開根號後即可獲得 $\hat{\alpha}_T$ 與 $\hat{\beta}_T$ 的標準差估計值。

至於評估 (2) 式的樣本內預測能力或配適度，我們除了利用 t 檢定推論 β 是否顯著異於零外，我們亦計算 Estrella (1998) 所建議的模型配適度指標：Pseudo- R^2 。該指標已廣泛地應用於衡量預測景氣衰退之模型的表現；例如，Estrella and Mishkin (1998) 與 Kauppi and Saikkonen (2008)。近年來，Chen (2009) 與 Wu and Lee (2012) 亦以此指標衡量 probit 模型對預測美國股市之熊市的表現。該指標公式如下：

$$\text{Pseudo-}R^2 = 1 - \left(\frac{\ln L_T(\hat{\alpha}_T, \hat{\beta}_T)}{\ln L_T(\tilde{\alpha}_T, 0)} \right)^{-\left(\frac{2}{T-k}\right) \ln L_T(\tilde{\alpha}_T, 0)}, \quad (3)$$

其中， $\tilde{\alpha}_T$ 為加入 $\beta=0$ 訊息所獲得之受限的 QML 估計值，故 $L_T(\tilde{\alpha}_T, 0)$ 為僅含有截距項時的概似函數極大值而 $L_T(\hat{\alpha}_T, \hat{\beta}_T)$ 則為同時考慮截距項與斜率項時的概似函數極大值。Pseudo- R^2 之值落在 0 與 1 之間，其中，Pseudo- R^2 越靠近 0 代表變數越不具預測力，而 Pseudo- R^2 越大則表示變數的預測能力越強。

考量到模型具有較佳的樣本內預測能力未必同樣具有較佳的樣本外預測能力，因此我們亦評估模型樣本外預測的表現。為此，我們仿照預測者之實際行為（即利用當期可獲得之資訊來預測某變數未來之特性）來計算樣本外預測值。首先考慮在第 R 期時，我們可利用

$\{(y_t, x_t), t=1, \dots, R\}$ 的訊息估計 (2) 式的未知參數而獲得其估計值： $\hat{\alpha}_R$ 與 $\hat{\beta}_R$ 。將其代入 (2) 式，我們便可獲得 k 期之後，股市處於熊市的樣本外機率預測值，即 $P(y_{R+k}=1|x_R) = \Phi(\hat{\alpha}_R + \hat{\beta}_R x_R)$ 。而在第 $R+1$ 期時，我們同樣可藉由 $\{(y_t, x_t), t=2, \dots, R+1\}$ 求得遞迴 (recursive) 估計量 $\hat{\alpha}_{re,R+1}$ 與 $\hat{\beta}_{re,R+1}$ 或利用 $\{(y_t, x_t), t=2, \dots, R\}$ 求得滾動 (rolling) 估計量 $\hat{\alpha}_{ro,R+1}$ 與 $\hat{\beta}_{ro,R+1}$ 並計算出在第 $R+1+k$ 期時，股市處於熊市的樣本外機率預測值。以此類推，我們可依序計算出下列共 $T-k-R+1$ 筆藉由遞迴估計方法或滾動估計方法而得的樣本外機率預測值：

$$P(y_{j+k}=1|x_j) = \Phi(\hat{\alpha}_{i,j} + \hat{\beta}_{i,j} x_j), \quad j=R, R+1, \dots, T-k, i=re, ro, \quad (4)$$

其中 $\hat{\alpha}_{re,j}$ 與 $\hat{\beta}_{re,j}$ 為利用 $\{(y_t, x_t), t=1, \dots, j\}$ 之樣本所獲得的遞迴 QML 估計值，而 $\hat{\alpha}_{ro,j}$ 與 $\hat{\beta}_{ro,j}$ 為利用 $\{(y_t, x_t), t=j-R+1, \dots, j\}$ 之樣本所獲得的滾動 QML 估計值。為評估模型樣本外預測的表現，我們參照 Chen (2009) 與 Wu and Lee (2012) 的研究而亦使用 Diebold and Rudebusch (1989) 所提出的二次概率得分規則 (quadratic probability score, QPS) 指標來衡量 probit 模型的樣本外預測能力。給定 (4) 式中的樣本外機率預測值， QPS 指標可計算如下：

$$QPS_i = \frac{1}{T-k-R+1} \sum_{j=R}^{T-k} 2[P(y_{j+k}=1|x_j) - y_{j+k}]^2, \quad i=re, ro. \quad (5)$$

由上述公式可看出， QPS_i 的值介於 0 與 2 之間，然而，相較於 Pseudo- R^2 ， QPS_i 的值越大代表模型樣本外的預測能力越不佳，反之，若其值越靠近 0，則表示模型樣本外的預測能力越佳。

由 (5) 式亦可看出， $QPS_i / 2$ 可視為預測均方誤 (mean squared prediction error, MSPE)， $MSPE_i = E[P_i(y_{j+k}=1|x_j) - y_{j+k}]^2$ ， $i=re, ro$ ，的估計值。類似於樣本內的 t 檢定，為推論考慮總體經濟變數的 probit 模型是否能較僅具有截距項的 probit 模型（此後稱之為基準 probit 模型）有較佳的樣本外預測力，我們考慮下列的虛無假設與對立假設：

$$H_0 : MSPE_i = MSPE_{0,i},$$

$$H_1 : MSPE_i < MSPE_{0,i},$$

其中 $t = re, ro$ 而 $MSPE_{0,re}$ 與 $MSPE_{0,ro}$ 分別表示基準 probit 模型在遞迴與滾動估計法下的 $MSPE$ 拒絕虛無假設顯示考慮總體經濟變數將有較佳的樣本外預測表現。令 $P_{0,i}(y_{j+k} = 1 | x_j)$ 與 $QPS_{0,i}$ 為基準 probit 模型利用遞迴或滾動估計值所計算的樣本外預測值與 QPS 指標，我們或可藉由(標準化的) $QPS_{0,i} - QPS_i$ 進行統計推論。然而 Clark and West (2007) 指出，在 nested 模型架構下，參數的估計效果將使得在虛無假設下， QPS_i 有較大的數值。有鑑於此，我們依據 Clark and West (2007) 而考慮下列檢定統計量：

$$CW_i = \frac{QPS_{0,i} - (QPS_i - adj)}{\sqrt{\widehat{\text{var}}[QPS_{0,i} - (QPS_i - adj)]}}, \quad i = re, ro, \quad (6)$$

其中 $QPS_i - adj$

$$= QPS_i - \left[\frac{1}{(T - k - R + 1)} \right] \times \sum_{j=R}^{T-k} 2 \left[P_{0,i}(y_{j+k} = 1 | x_j) - P_i(y_{j+k} = 1 | x_j) \right]^2,$$

而 $\widehat{\text{var}}[QPS_{0,i} - (QPS_i - adj)]$ 為 $\text{var}[QPS_{0,i} - (QPS_i - adj)]$ 的一致性估計量。為允許序列相關，此處我們亦考慮 Newey-West HAC 估計量。

3. 資料

本文實證研究所需的大盤指數月收盤價及水泥、紡織、食品、造紙、塑化、機電、營建與金融等 8 大類股指數月收盤價均取自臺灣經濟新報資料庫 (Taiwan Economic Journal, TEJ)。由於 TEJ 的金融類股資料起始於 1987 年 1 月，為取得資料的一致性以方便比較大盤與類股牛熊市特性與總體經濟變數對熊市的預測能力，故本文考慮的研究期間為 1987 年 1 月至 2013 年 2 月，即各指數皆有 314 筆資料。給定這些資料，我們利用 Pagan and Sossounov (2003) 所建議之

修正後的 Bry-Boschan 法則來建構大盤與各類股股市的熊市指標，即若股市處於熊市，該熊市指標之值設定為 1，而股市若處於牛市，該熊市指標之值則設定為 0。表 1 列出大盤與類股指數熊市指標的樣本平均與標準差。由於熊市指標為二元選擇變數，所以其樣本平均亦反映股市在樣本期間中處於熊市的比例。由表 1 可知，除造紙類股，大盤與其它類股指數的平均數皆小於 0.5，顯示大盤與各類股指數在樣本期間內較少處於熊市。另外，相較於各類股指數約有 34%（金融）至 55%（造紙）的時間處於熊市，大盤則僅有 29% 的時間處於熊市。至於標準差，各類股並無明顯差異，而大盤的標準差則略小於各類股指數的標準差。

為進一步了解大盤與各類股指數牛熊市的特性，我們亦分別計算在牛市與熊市下大盤與各類股指數報酬（月收盤價取自然對數後的一階差分）的樣本平均 (M) 與變異數 (V)。此外，我們亦計算 Harding and Pagan (2002) 用來描述景氣循環特性的三種指標：平均持續期間 (duration, D)、平均振幅 (amplitude, A)、與 EX 指標 (index of excess cumulative movements)，其中平均持續期間表示牛市或熊市的平均持續月數，平均振幅則表示牛市或熊市的平均總報酬（即由谷底至高峰或由高峰至谷底的報酬），而 EX 指標主要衡量牛熊市下的實際累積報酬與藉由牛熊市具三角型式所計算之累積報酬的差異。值得注意的是，股票報酬若為純粹隨機漫步 (pure random walk)，則其牛熊市具有三角型式，因此 EX 指標亦可衡量股票報酬偏離純粹隨機漫步的程度。這三種指標亦已用於探討牛熊市的特性；參見 Edwards et al. (2003)、Pagan and Sossounov (2003) 與 Gómez Biscarri and Pérez de Gracia (2004)。這三種指標的關聯性可參見 Harding and Pagan (2002) 而其詳細的計算方式則可參見 Edwards et al. (2003)。由於實務上常定義股市漲或跌超過 20% 來定義牛熊市，因此我們亦計算我們所認定的牛熊市中，漲或跌超過 20% 的比例 (B)。上述這些敘述性指標之值亦列於表 1。

表 1 大盤與類股指數牛熊市敘述統計

	熊市指標				牛市				熊市					
	平均數	標準差	<i>M</i>	<i>V</i>	<i>D</i>	<i>A</i>	<i>EX</i>	<i>B</i>	<i>M</i>	<i>V</i>	<i>D</i>	<i>A</i>	<i>EX</i>	<i>B</i>
大盤	0.290	0.454	0.030	0.011	25.667	0.708	0.096	1.000	-0.052	0.010	13.000	-0.678	0.010	0.857
水泥	0.344	0.476	0.031	0.011	25.667	0.670	0.029	1.000	-0.044	0.010	15.429	-0.682	-0.109	0.571
紡織	0.373	0.484	0.036	0.012	21.143	0.720	-0.009	1.000	-0.049	0.011	14.625	-0.714	0.034	0.750
食品	0.357	0.480	0.037	0.011	25.500	0.838	0.008	1.000	-0.046	0.011	16.000	-0.744	-0.143	0.857
造紙	0.545	0.499	0.048	0.011	15.000	0.702	0.058	0.875	-0.038	0.014	19.000	-0.713	-0.037	0.667
塑化	0.382	0.487	0.036	0.009	22.571	0.764	0.059	1.000	-0.042	0.014	15.000	-0.633	0.027	0.750
機電	0.395	0.490	0.045	0.011	17.625	0.778	0.006	0.875	-0.047	0.012	13.778	-0.646	0.017	0.778
營建	0.427	0.495	0.044	0.016	22.167	0.937	0.064	1.000	-0.052	0.014	19.143	-0.998	-0.071	0.857
金融	0.341	0.475	0.036	0.018	22.143	0.578	0.051	1.000	-0.050	0.010	13.375	-0.670	0.031	0.750

資料來源：臺灣經濟新報資料庫，研究期間從 1987 年 1 月至 2013 年 2 月，共 314 筆觀察值。

說明：大盤與 8 大類股指數熊市指標（即熊市為 1 而牛市為 0）為利用 Pagan and Sossounov (2003) 所提之修正後的 Bry-Boschen 法則所建構。*M* 與 *V* 分別表示股票報酬的樣本平均與變異數。*D*、*A*、*EX* 與 *B* 則分別表示利用完整階段的牛熊市所計算的平均持續期間、平均震幅、偏離純粹隨機漫步之指標與漲或跌超過 20% 的比例。

由表 1 可知大盤與各類股指數報酬在牛市時的平均報酬為正，而在熊市時的平均報酬為負，此一現象與相關文獻的結論一致。至於報酬波動性部分，許多針對美國股市的研究指出（Maheu and McCurdy, 2000; Chen, 2009），熊市的波動性大於牛市的波動性。然而，Gómez Biscarri and Pérez de Gracia (2004) 針對西班牙、德國、英國與美國等股市的研究發現，牛市與熊市的波動性相似，而 Yan et al. (2007) 則推論中國股市之牛市有較大的波動性。表 1 則呈現臺灣大盤與各類股指數之牛市與熊市的波動性有不同形式：大盤、水泥、紡織、食品、機電與營建類股指數之牛熊市有相似的波動性（除食品與營建類股指數外，牛市有略大的波動性），造紙與塑化類股指數在熊市時有較大的波動性而金融類股的牛市則有較大的波動性。上述結果說明，低報酬為熊市之典型特徵，但高波動性並非熊市之典型特徵。

在持續期間部分，表 1 顯示大盤與水泥類股指數的牛市有最長的平均持續期間（25.667 個月）而造紙類股指數則有最短的平均持續期間（15 個月），其差距超過 10 個月。相較於牛市，大盤與各類股（造紙類股除外）熊市的平均持續期間較短，其與牛市的差異介於 3.024 個月（營建）至 12.667 個月（大盤）。此外，雖然大盤的牛市相較於各類股牛市有最長的平均持續期間，其熊市相較於各類股熊市則有最短的平均持續期間（13 個月）。表 1 的平均振幅顯示，牛市的平均報酬介於 57.8%（金融）至 93.7%（營建），而熊市的平均損失介於 -63.3%（塑化）至 -99.8%（營建）。相較於美國股市（Pagan and Sossounov, 2003），臺灣大盤與各類股指數牛熊市的平均獲利與損失皆超過美國股市。至於牛熊市的形式，表 1 的 *EX* 指標指出，在牛市部分，僅有紡織類股的 *EX* 指標值為負，其餘皆為正；在熊市部分，則有將近半數的 *EX* 指標值為負（水泥、食品、造紙與營建）。

其可能顯示，大盤與大部分類股在牛市初期有較快速的成長而在後期成長趨緩，而在熊市時期，大盤、紡織、塑化、機電與金融

類股在初期有較緩和的衰退，其餘類股則有較快速的衰退。此外，*EX* 指標值亦顯示大盤在牛市時較偏離純粹隨機漫步而 8 大類股中僅有造紙、塑化、金融類股與大盤相同。最後，牛熊市中漲或跌超過 20% 的比例的結果顯示，我們所認定的牛市與實務界相當一致，然而熊市最多僅有 85.7% 的跌幅超過 20%。

上述的敘述統計雖已呈現大盤與各類股指數牛熊市的特性未必完全一樣，但仍無法明確呈現大盤與各類股牛熊市同步性的程度。因此，我們亦於圖 1 繪出大盤與各類股的牛熊市周期圖。由圖 1 可知，大盤與各類股處於牛熊市的次數未必相同，其中紡織、造紙、塑化、機電與金融類股的熊市次數多於大盤的熊市次數，而水泥、食品與營建類股熊市次數與大盤相等。此外，在 2001 年之前，多數類股熊市幾乎都有領先或同步於加權指數熊市的現象，以 1997 年的亞洲金融風暴為例，水泥、紡織、造紙、塑化與營建等類股領先大盤進入熊市，而佔大盤權值較高的機電與金融類股則與大盤同步。另一方面，在 1991 年至 1992 年間，大盤、水泥與金融處於牛市，但其餘類股則處於熊市。至於 2001 年以後，大盤在 2002 年至 2003 年間處於熊市，但各類股中僅有機電類股亦處於熊市，其他類股則仍處於牛市。而在 2004 年至 2005 年間，除了大盤與機電類股、其餘類股皆有捕捉到熊市。最後，大盤亦於 2010 年短暫地進入熊市，但僅有半數的類股於此時期處於熊市，而全部的類股在 2011 年內呈現熊市狀態，但此時大盤卻處於牛市。

我們亦依 Harding and Pagan (2002) 的 (1) 式來計算大盤與各類股及各類股間的同步性指標並將結果列於表 2，該指標可衡量大盤與各類股或各類股間同時在牛市或熊市的時間在整個樣本期間的比例。由表 2 可知，所有的同步性指標皆大於 0.5，顯示在整個樣本期間，任兩個市場有超過一半的時間同處於牛市或熊市。此外，由於同步性指標的數值介於 0.662（大盤與造紙）至 0.892（食品與營建），其顯示任兩個市場在樣本期間並非完全同步且同步性的程度亦非十分

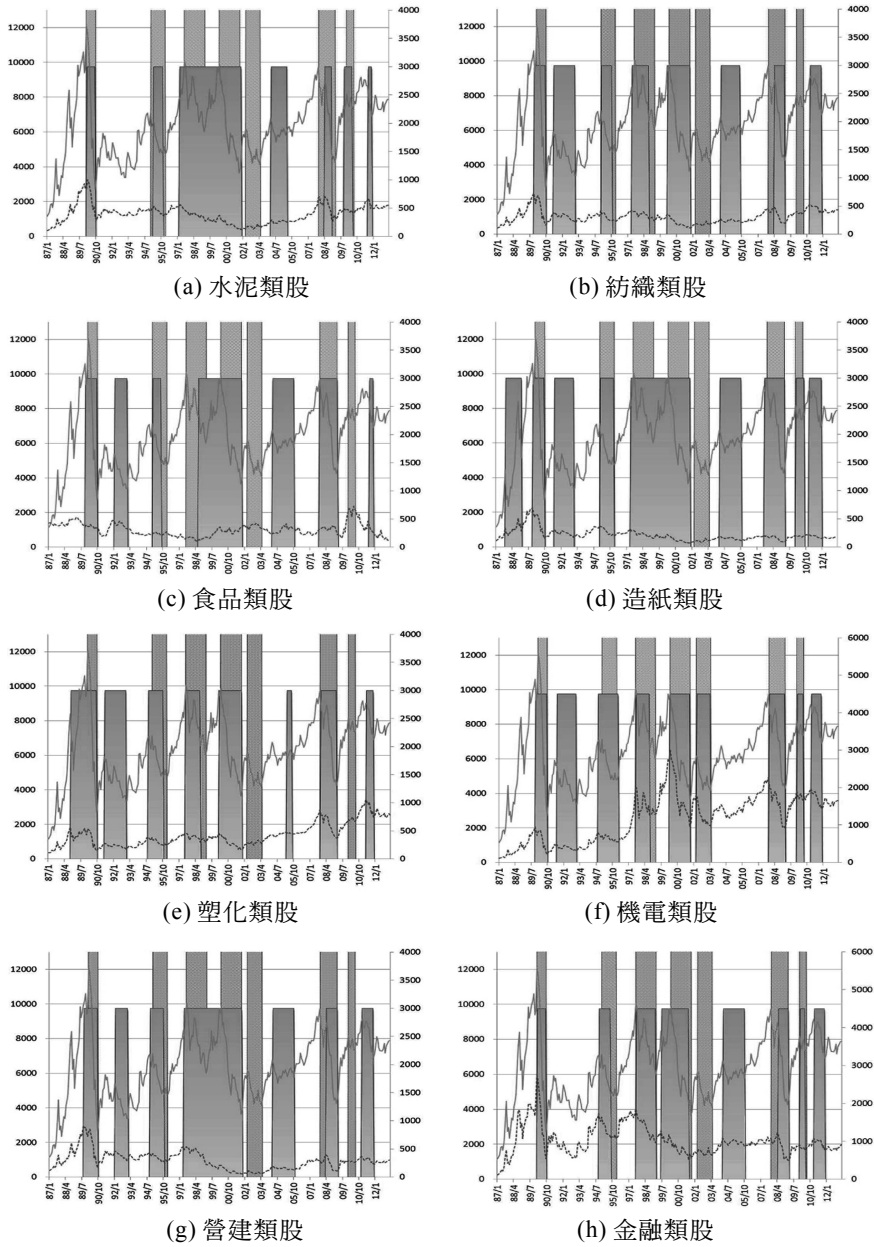


圖 1 臺灣股市大盤與各類股牛熊市週期

說明：較長的淺灰色陰影為大盤熊市而較短的深灰色陰影為各類股熊市。

相似。以大盤為例，其與機電類股同步性的程度最高，這兩市場有 86.3% 的時間同處於牛市或熊市。而與大盤同步性程度最低的則為造紙類股，其同處於牛市或熊市的時間則僅有 66.2%。為了解大盤與 8 大類股整體的同步性程度，我們擴展 Harding and Pagan (2002) 的同步性指標而計算大盤與 8 大類股同時在牛市或熊市佔整個樣本期間之比例。所計算之結果顯示，大盤與 8 大類股僅有 45.9% 的時間同處於牛市或熊市。上述這些結果皆顯示大盤與各類股及各類股間可能處於不同的市場狀態，故無法藉由對大盤熊市的預測來推論各類股可能的市場狀態，反之亦然。

表 2 大盤與各類股指數牛熊市間的同步性指標

	大盤	水泥	紡織	食品	造紙	塑化	機電	營建	金融
大盤	1.000	0.780	0.713	0.710	0.662	0.736	0.863	0.691	0.777
水泥	0.780	1.000	0.787	0.809	0.768	0.682	0.675	0.841	0.869
紡織	0.713	0.787	1.000	0.812	0.815	0.869	0.812	0.889	0.822
食品	0.710	0.809	0.812	1.000	0.806	0.752	0.694	0.892	0.825
造紙	0.662	0.768	0.815	0.806	1.000	0.736	0.729	0.844	0.777
塑化	0.736	0.682	0.869	0.752	0.736	1.000	0.841	0.790	0.729
機電	0.863	0.675	0.812	0.694	0.729	0.841	1.000	0.732	0.729
營建	0.691	0.841	0.889	0.892	0.844	0.790	0.732	1.000	0.882
金融	0.777	0.869	0.822	0.825	0.777	0.729	0.729	0.882	1.000

資料來源：同表 1。

說明：同步性指標的計算方式請參見 Harding and Pagan (2002) 的 (1) 式或 Edwards et al. (2003) 的 (8) 式。

為探討總體經濟變數對大盤與類股熊市的預測表現，我們依據 Chen (2009) 的研究而挑選了 9 種總體經濟變數：期間利差、美元兌新臺幣匯率變動率、CPI 年增率、通貨膨脹率、工業生產指數成長率、失業率變動、M1B 成長率、M2 成長率以及政府債務變動率。這些變數分別表示金融市場狀態、整體物價水準、經濟活動狀態、

貨幣政策與財政政策。其中，期間利差為 10 年期中央政府公債次級市場利率與商業本票 31-90 天利率之差，而資料來源為中央銀行統計資料庫。雖然商業本票 31-90 天利率的資料可追溯自 1980 年 11 月，但 10 年期中央政府公債次級市場利率的資料起始於 1995 年 1 月，所以期間利差的樣本期間為 1995 年 1 月至 2013 年 2 月。其餘總體經濟變數之樣本期間則與大盤與各類股熊市指標相同，即 1987 年 1 月至 2013 年 2 月，至於資料來源與建構方式則分述於下一段。

為衡量物價水準變動是否能預測熊市，我們利用消費者物價指數（取自中華民國統計資訊網總體統計資料庫）建構通貨膨脹率（取自然對數後的一階差分）與 CPI 年增率（當月指數相對去年同期指數之變動率）。由此，我們可進一步探討過去一年間的物價變動是否含有更多訊息可用於預測熊市。至於衡量經濟活動是否能預測熊市，我們考慮了失業率變動與工業生產指數成長率。為此，我們分別從 TEJ 與經建會（國家發展委員會）網站取得失業率與工業生產指數之月資料，並將前者取一階差分以作為失業率變動之資料，而將後者取自然對數並進行一階差分以獲得工業生產指數成長率之資料。另外，匯率的變動將影響國際資金的流動而可能進一步影響股市，所以本文亦考慮新臺幣兌美元匯率變動率（匯率取自然對數後的一階差分），其原始資料取自 TEJ。至於貨幣與財政政策是否蘊含股市處於熊市之訊息，我們亦分別考慮了 M2 成長率、M1B 成長率、與政府債務變動率。這些變數的原始資料皆取自於 TEJ，而將原始資料取自然對數並進行一階差分後，便成為我們所考慮的變數。

表 3 列出總體經濟變數的一些基本敘述統計量，其顯示，平均而言，長期利率高於短期利率，消費者物價指數、工業生產指數、失業率、M1B、M2 與政府債務呈現上升現象，而新臺幣兌美元匯率呈現升值狀態。而從偏態係數可以看出只有期間利差的分配為左偏分配，其它總體經濟變數的分配則為右偏分配；其中以政府債務變動率的右偏程度最為明顯。峰態係數的部分顯示，除了 CPI 年增率

表 3 總體經濟變數敘述統計與單根檢定

	樣本數	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	JB	ADF	PP	Auto
期間利差	218	0.580	0.739	-0.641	3.543	17.613***	-3.158**	-3.273**	0.915
美元兌新臺幣匯率變動率	314	-0.001	0.014	0.182	6.897	200.382***	-12.242***	-12.237***	0.349
CPI 年增率	314	1.892	1.880	0.275	2.510	7.084**	-2.851*	-5.515***	0.811
通貨膨脹率	314	0.002	0.009	0.172	4.399	27.170***	-15.200***	-21.584***	-0.124
工業生產指數成長率	314	0.003	0.088	0.164	5.264	68.485***	-4.694***	-38.648***	-0.418
失業率變動	314	0.007	0.154	0.469	3.536	15.268***	-4.848***	-14.001***	0.222
M1B 成長率	314	0.008	0.028	0.389	4.356	31.967***	-4.316***	-17.896***	0.020
M2 成長率	314	0.008	0.009	0.940	3.814	54.898***	-2.244	-14.550***	0.227
政府債務變動率	314	0.013	0.039	2.941	14.342	2135.668***	-7.241***	-17.502***	0.052

資料來源：同表 1。

說明：1. 期間利差（十年期中央政府公債次級市場利率與商業本票 31-90 天利率之差）樣本期間為 1995 年 1 月至 2013 年 2 月，而他總體變數樣本期間則為 1987 年 1 月至 2013 年 2 月。JB 檢定為 Jarque-Bera 常態分配檢定，在常態分配的虛無假設下，其極限分配為 $\chi^2(2)$ 。

2. ADF 檢定最遞延期數由 SIC 法則決定，其與 PP 檢定皆僅考慮截距項的模型。這兩種單根檢定的臨界值為：-3.460(1%)、-2.875(5%) 與 -2.574(10%)。Auto 表示第 1 階自我相關係數。

3. *、** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

以外，其他所有總體經濟變數皆有厚尾的特性，即極端事件出現的機率將比常態分配所預測之值高。而 Jarque-Bera 常態分配檢定的結果亦顯示所有總體經濟變數皆非服從常態分配。

另一方面，為避免總體經濟變數具有單根 (unit root) 而造成虛假迴歸的問題，我們計算其第 1 階樣本自我相關係數並採用包含截距項的 ADF (augmented Dickey-Fuller) 檢定和 PP (Phillips-Perron) 檢定來判斷總體經濟變數是否具有單根。相較於 PP 檢定為非參數形式的檢定，ADF 檢定藉由參數化的自我迴歸 (autoregressive, AR) 模型來捕捉自我相關。至於 AR 模型落後項的選擇，我們藉由 SIC 法則決定。這兩類單根檢定的結果與第 1 階樣本自我相關係數亦列於表 3，其結果顯示，除了期間利差與 CPI 年增率，其餘總體經濟變數的第 1 階樣本自我相關係數皆明顯小於 1，而單根檢定亦顯著地拒絕具有單根的虛無假設。由於資料若具有移動平均 (moving average, MA) 型式之自我相關且其係數值接近 -1，則上述單根檢定將面臨過度拒絕虛無假設的問題 (Ng and Perron, 2001)。為進一步瞭解上述單根檢定拒絕期間利差與 CPI 年增率具有單根的結論是否肇因於此問題，我們依照 Ng and Perron (2001) 之初步判斷方式，而針對期間利差與 CPI 年增率搭配 ARMA (1,1) 模型。期間利差與 CPI 年增率的 MA 係數估計值分別為 0.179 與 -0.240，皆與 -1 有段差距，故其不具單根的結論應非肇因於過度拒絕虛無假設的問題。⁴ 上述的討論顯示我們所考慮的總體經濟變數皆不具有單根，故無虛假迴歸的問題。

4. 實證分析

利用第 3 節所述的月資料，我們將利用 probit 模型依序探討期

⁴ 由於 CPI 年增率的 MA 係數估計值為負值，為保險起見，我們亦考慮 Ng and Perron (2001) 的 MZ_t 檢定 (即為修正後的 PP 檢定)，其臨界值為：-2.580 (1%)、-1.980 (5%)、與 -1.620 (10%)。由於 MZ_t 檢定統計量之值為 -2.996，故其在 1% 顯著水準下顯著。此一結論與 ADF 與 PP 檢定的結論一致。

間利差、美元兌新臺幣匯率變動率、CPI 年增率、通貨膨脹率、工業生產指數成長率、失業率變動、M1B 成長率、M2 成長率、及政府債務變動率等總體經濟變數對 1 個月、3 個月、6 個月、12 個月與 24 個月後（即 $k=1,3,6,12,24$ ）的大盤及 8 大類股指數熊市的樣本內與樣本外預測表現。

4.1 樣本內預測

我們首先實證分析本文所考慮的總體經濟變數在搭配 probit 模型，即 (2) 式時，對預測或解釋未來 1 個月至 24 個月之熊市的樣本內表現。除利用 t 檢定判斷總體經濟變數所對應的斜率參數 β 是否顯著異於零以推論該變數是否能解釋未來熊市發生之機率外，我們亦利用 Estrella (1998) 所建構的 Pseudo- R^2 來衡量並比較模型的配適度，其公式可參見 (3) 式。表 4 至表 12 依序列出大盤及水泥、紡織、食品、造紙、塑化、機電、營建與金融等 8 大類股指數的樣本內實證結果，包含 9 種總體經濟變數所對應之 t 檢定統計量及 Pseudo- R^2 。

表 4 呈現大盤的實證結果，其 t 檢定結果顯示期間利差與美元兌新臺幣匯率變動率對於未來 1 個月 ($k=1$) 與 3 個月 ($k=3$) 的熊市具有顯著的預測力，而 M1B 成長率、M2 成長率、與政府債務變動率等變數則對未來 6 個月內 ($k=1,3,6$)，的熊市皆具有顯著的預測力。對於預測較長期的熊市 ($k=12,24$)，上述變數僅有期間利差在 $k=24$ 時對熊市具有顯著的預測力。在其它總體經濟變數的部分，僅失業率變動在 ($k=1$) 時具有預測力，而 CPI 年增率、通貨膨脹率與工業生產指數成長率等變數則無任何證據顯示其具有預測力。藉由 Pseudo- R^2 ，我們可發現在所考慮的總體經濟變數中，期間利差在 ($k=1,3,24$) 時皆具有最高的 Pseudo- R^2 ，故整體而言，期間利差有較佳的樣本內預測表現。此一結論與 Chen (2009) 對美國股市熊市的結論一致。另一方面，Chen (2009) 的研究亦指出通貨膨脹率對美國

表 4 總體經濟變數對臺灣股市熊市的樣本內與樣本外預測表現：大盤

期間利差										美元兌新臺幣匯率變動率										工業生產指數成長率									
<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>	<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>	<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>									
1	-2.892***	0.112	0.426	0.475	1.884**	0.526	1	2.634***	0.041	0.458	0.462	1.849**	1.474*	1	0.174	0.000	0.487	0.482	1.694	-1.250									
3	-2.242**	0.069	0.459	0.533	1.077	-0.936	3	2.732***	0.038	0.462	0.470	1.731***	1.405*	3	-0.381	0.000	0.484	0.484	-0.617	0.216									
6	-1.074	0.018	0.482	0.609	-0.628	-4.043	6	1.518	0.011	0.484	0.494	0.844	0.610	6	0.918	0.001	0.485	0.493	0.546	0.401									
12	-0.645	0.006	0.528	0.711	-1.808	-2.293	12	0.977	0.006	0.515	0.547	-1.266	-1.505	12	0.156	0.000	0.504	0.520	-0.783	-0.518									
24	-2.413***	0.113	0.524	0.573	1.131	1.887*	24	0.878	0.004	0.537	0.582	0.164	-1.109	24	-1.109	0.001	0.515	0.547	0.558	0.608									
CPI 年增率																													
<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>	<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>	<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>									
1	0.155	0.000	0.490	0.452	0.101	2.223**	1	-0.757	0.001	0.488	0.481	-1.728	-0.469	1	2.205**	0.021	0.478	0.480	1.286*	0.872									
3	-0.180	0.000	0.500	0.467	-0.238	1.615*	3	-0.258	0.000	0.487	0.488	-0.917	-0.654	3	1.415	0.006	0.484	0.492	0.416	-0.386									
6	-0.357	0.002	0.521	0.544	-1.766	-1.687	6	0.098	0.000	0.486	0.496	-0.444	-1.090	6	0.481	0.001	0.487	0.505	-1.056	-1.672									
12	-0.582	0.004	0.552	0.575	-1.966	-0.980	12	1.044	0.002	0.504	0.521	0.154	-0.050	12	1.030	0.004	0.503	0.534	-0.013	-0.828									
24	-0.162	0.000	0.573	0.599	-0.821	0.916	24	-0.153	0.000	0.517	0.552	-1.872	-1.569	24	1.053	0.004	0.515	0.553	0.360	-0.084									
M1B 成長率																													
<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>	<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>	<i>k</i>	<i>t</i> 統計值	R ²	<i>QPS_{re}</i>	<i>QPS_{ro}</i>	<i>CW_{re}</i>	<i>CW_{ro}</i>									
1	-3.448***	0.036	0.470	0.463	2.789**	2.529***	1	-3.024***	0.036	0.478	0.472	1.424*	1.203	1	-2.450**	0.011	0.487	0.481	-0.194	-0.084									
3	-2.796**	0.022	0.475	0.477	1.921**	1.666**	3	-2.303*	0.024	0.481	0.479	1.003	1.049	3	-2.341**	0.013	0.486	0.488	-0.197	-0.163									
6	-1.667*	0.009	0.483	0.494	0.898	0.320	6	-2.302	0.028	0.476	0.487	1.406*	1.489*	6	-2.217**	0.012	0.488	0.506	-0.320	-0.866									
12	0.201	0.000	0.504	0.523	-0.884	-0.615	12	-1.260	0.008	0.507	0.516	0.191	0.891	12	-0.959	0.002	0.505	0.531	-0.823	-1.253									
24	-0.699	0.001	0.517	0.549	-0.747	0.352	24	-0.564	0.002	0.523	0.542	-0.273	1.266	24	0.520	0.001	0.519	0.554	-1.677	-0.549									

資料來源：同表 1。

說明：1. *、**、*** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

2. R² 代表 Pseudo-R²，0.000 表示 Pseudo-R² 之值小於 0.0005。下標 *re* (*ro*) 表示在計算樣本外預測值時利用 recursive (rolling) 模型參數估計值。*CW* 則為 Clark and West (2007) 的樣本外預測能力檢定；其虛無假設為考慮解釋變數的 probit 模型與僅具有截距項的 probit 模型具有相同的樣本外預測能力（即兩者具相同的 *MSPÉ*），而對立假設則為前者具有較佳的樣本外預測能力（即前者具較小的 *MSPÉ*）。該檢定的臨界值為：1.282(10%)、1.645(5%) 與 2.323(1%)。

3. 粗體字表示在給定 *k* 之下，其具有最高之 Pseudo-R² 或最低之 *QPS*。*t* 統計值與 *CW* 檢定所使用 Newey-West HAC 估計量中的 truncation lag 皆設定為 $m(T^*) = [4((T^*)/100)]^{2/9}$ ，*T*^{*} 為樣本數（樣本內為 $T^* = T - k$ 而樣本外為 $T^* = T - k - R + 1$ ）。

股市熊市具有與期間利差相等的預測力。然而我們的實證結果則指出，不論是 CPI 年增率或通貨膨脹率皆無預測力。

表 5 至表 12 則分別為 8 大類股熊市的實證結果。首先，表 5 所呈現的為水泥類股部分，其顯示 M2 成長率在所有預測期間 ($k=1,3,6,12,24$) 的 t 檢定統計量皆具顯著性，而政府債務變動率在大部分預測期間的 t 檢定統計量亦具顯著性。在 $k=24$ 時，期間利差具顯著的預測力且 Pseudo- R^2 顯示，相較其它總體經濟變數，其在較長的預測期間 ($k=12,24$) 有最佳的預測表現。另一方面，Pseudo- R^2 亦顯示 M2 成長率在 $k=1,6$ 時較其它總體經濟變數有最佳的預測表現。故對水泥類股熊市而言，這 3 個總體經濟變數為較佳的預測變數。至於其它總體經濟變數，M1B 成長率與美元兌新臺幣匯率變動率等變數對未來 1 個月的熊市具預測力，但 CPI 年增率、通貨膨脹率、工業生產指數成長率與失業率變動則不具任何預測力（前三者與大盤的結論一致）。針對紡織類股，表 6 顯示大部分的總體經濟變數在大部分的預測期間皆不具預測力，僅 CPI 年增率在 6 個月內的預測期間皆具預測力，且在 $k=3,6,24$ 時較其它總體經濟變數有最高的 Pseudo- R^2 。美元兌新臺幣匯率變動率與期間利差則分別在 $k=1$ 與 $k=12$ 時有最佳預測表現（其 t 統計量在 1% 下顯著且較其它總體經濟變數，其擁有最高的 Pseudo- R^2 ）。表 7 顯示食品類股的實證結果與紡織類股相似，僅 CPI 年增率為較佳的預測變數（除 $k=12$ 外，其在所考慮的總體經濟變數中，擁有最高的 Pseudo- R^2 ）。

在造紙類股部分，表 8 顯示期間利差與美元兌新臺幣匯率變動率為較佳的預測變數，其中，期間利差較適合預測未來 1、3 與 24 個月的熊市，而美元兌新臺幣匯率變動率則較合適預測未來 6 與 12 及 24 個月的熊市。至於塑化類股的實證結果則可參見表 9。該表清楚顯示期間利差與 CPI 年增率為較顯著的預測變數，其中，CPI 年增率在 12 個月內的預測力皆在 1% 水準下顯著並在所考慮的總體經濟變數中，具有最高的 Pseudo- R^2 。至於 $k=24$ 時的預測力則以期間

表 5 總體經濟變數對臺灣股市熊市的樣本內與樣本外預測表現：水泥類股

期間利率			美元兌新台幣匯率變動率			工業生產指數成長率														
k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}	k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}								
1	-1.576	0.035	0.559	0.514	1.170	0.980	1	2.185**	0.025	0.541	0.582	1.393*	0.778	1	0.427	0.000	0.560	0.590	-2.989	-2.761
3	-0.967	0.014	0.613	0.547	0.168	0.991	3	1.591	0.014	0.556	0.595	0.982	0.874	3	-0.843	0.001	0.558	0.597	0.045	-0.025
6	-0.477	0.004	0.654	0.587	-1.477	0.975	6	0.153	0.000	0.581	0.627	0.190	0.837	6	0.779	0.001	0.577	0.629	-0.172	-0.458
12	-1.515	0.034	0.653	0.651	0.104	-0.874	12	0.550	0.002	0.621	0.708	-2.149	-2.361	12	1.398	0.003	0.605	0.676	1.221	1.022
24	-3.226***	0.142	0.652	0.633	2.517*	0.479	24	1.651*	0.014	0.622	0.725	0.971	1.110	24	1.147	0.002	0.621	0.735	0.957	0.678
CPI 年增率			通貨膨脹率			失業率變動														
k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}							
1	-1.201	0.013	0.555	0.530	1.085	2.328***	1	0.000	0.000	0.561	0.592	-2.603	-1.809	1	1.510	0.010	0.558	0.600	0.469	-0.361
3	-1.471	0.019	0.561	0.562	0.952	1.886**	3	-0.710	0.001	0.559	0.596	0.210	0.291	3	1.460	0.009	0.557	0.614	0.523	-0.891
6	-1.066	0.011	0.609	0.667	-0.509	0.318	6	-1.113	0.003	0.577	0.628	0.573	0.694	6	-1.377	0.008	0.576	0.636	0.495	0.169
12	-1.061	0.013	0.677	0.760	-2.354	-0.758	12	0.687	0.001	0.610	0.685	-0.822	-0.340	12	0.536	0.001	0.609	0.696	-0.348	-1.092
24	-1.558	0.023	0.650	0.770	0.716	0.914	24	-0.196	0.000	0.623	0.735	-0.374	0.402	24	-0.239	0.000	0.626	0.758	-1.251	-1.567
M1B 成長率			M2 成長率			政府債務變動率														
k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}							
1	-3.211***	0.031	0.553	0.585	1.368*	0.891	1	-3.760***	0.057	0.546	0.568	1.840**	1.838**	1	-2.673***	0.017	0.558	0.581	0.148	0.899
3	-1.288	0.004	0.559	0.600	0.071	-0.674	3	-2.040**	0.017	0.560	0.585	0.864	1.556*	3	-2.833***	0.018	0.559	0.598	0.163	0.089
6	-0.987	0.003	0.577	0.633	0.140	-1.087	6	-1.974**	0.019	0.574	0.617	0.986	1.467*	6	-2.180**	0.011	0.578	0.637	0.004	-1.215
12	-0.796	0.002	0.609	0.678	0.127	0.283	12	-1.852*	0.013	0.612	0.672	0.696	0.989	12	-1.943*	0.009	0.606	0.677	0.542	0.505
24	-1.312	0.004	0.620	0.734	1.109	0.597	24	-2.465**	0.027	0.621	0.727	1.011	1.161	24	-2.217	0.000	0.629	0.751	-3.298	-1.583

資料來源：同表 1。

說明：同表 4。

表 6 總體經濟變數對臺灣股市熊市的樣本內與樣本外預測表現：紡織類股

期間利差																			
美元兌新臺幣匯率變動率						工業生產指數成長率													
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{ro}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{ro}						
1	-1.494	0.033	0.456	0.535	1.107	-0.208	1	2.831***	0.040	0.450	0.459	2.075**	1.555*	1 -1.184	0.002	0.469	0.470	-0.725	-0.980
3	-0.528	0.005	0.485	0.569	0.025	-0.624	3	1.243	0.008	0.478	0.488	0.745	0.097	3 -0.746	0.000	0.476	0.482	0.109	0.257
6	0.557	0.006	0.513	0.622	-2.256	-0.635	6	-1.082	0.009	0.495	0.517	-0.586	0.357	6 -0.805	0.001	0.489	0.501	0.122	0.396
12	2.065**	0.063	0.593	0.681	-0.899	-0.662	12	-1.015	0.005	0.497	0.518	0.739	0.510	12 1.333	0.002	0.497	0.511	1.325*	1.444*
24	-0.505	0.004	0.503	0.600	-1.202	-1.982	24	0.537	0.002	0.512	0.528	-1.092	-1.343	24 1.385	0.003	0.468	0.460	0.393	0.489
CPI 年增率												失業率變動							
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{ro}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{ro}						
1	2.046**	0.037	0.465	0.481	0.861	0.814	1	0.914	0.002	0.469	0.468	-0.091	0.190	1 2.102**	0.017	0.459	0.461	1.708**	1.563*
3	2.201**	0.043	0.485	0.515	0.268	0.038	3	0.838	0.002	0.477	0.484	-0.241	-0.514	3 0.428	0.001	0.479	0.495	-1.189	-1.146
6	2.428**	0.053	0.520	0.558	-0.193	-0.627	6	0.286	0.000	0.489	0.501	-0.815	0.056	6 -1.620	0.010	0.484	0.496	1.261	1.085
12	1.182	0.015	0.554	0.560	-1.114	-2.034	12	1.659*	0.006	0.496	0.511	1.211	1.060	12 -0.438	0.001	0.501	0.507	-0.349	1.200
24	-1.292	0.019	0.464	0.416	0.718	2.435*	24	0.143	0.000	0.469	0.460	-0.615	-0.001	24 1.634	0.010	0.471	0.475	0.077	-0.634
M1B 成長率												M2 成長率							
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{ro}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{ro}						
1	-2.856***	0.025	0.457	0.457	2.615***	2.335***	1	-0.724	0.003	0.472	0.472	0.096	-0.326	1 0.268	0.000	0.468	0.468	-0.603	-0.080
3	-2.015**	0.013	0.472	0.477	1.370*	1.289*	3	0.112	0.000	0.483	0.487	-0.964	-0.540	3 -0.042	0.000	0.477	0.483	-1.719	-0.035
6	-0.791	0.002	0.489	0.500	-0.477	0.449	6	0.353	0.001	0.495	0.503	-2.126	-0.007	6 0.847	0.002	0.488	0.503	0.129	-0.117
12	-0.336	0.000	0.501	0.515	-1.101	-0.164	12	-0.212	0.000	0.507	0.520	-2.641	-1.015	12 -0.611	0.001	0.500	0.514	-0.590	0.136
24	-0.809	0.002	0.472	0.460	-0.152	0.488	24	-0.852	0.004	0.474	0.462	0.200	0.639	24 -1.670*	0.013	0.468	0.452	0.352	1.582*

資料來源：同表 1。
說明：同表 4。

表 7 總體經濟變數對臺灣股市熊市的樣本內與樣本外預測表現：食品類股

期間利差																				
美元兌新臺幣匯率變動率						工業生產指數成長率														
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}
1	0.610	0.005	0.537	0.619	-1.700	-3.967	1	1.247	0.009	0.491	0.487	-0.489	-0.293	1	-1.403	0.003	0.483	0.479	0.040	0.549
3	0.585	0.005	0.542	0.688	-1.825	-4.974	3	0.482	0.001	0.502	0.510	-2.198	-0.676	3	-1.270	0.001	0.493	0.498	1.356*	0.948
6	0.617	0.006	0.539	0.732	-1.982	-3.049	6	-1.625	0.012	0.504	0.513	1.308*	1.895*	6	-0.747	0.001	0.510	0.525	0.021	0.192
12	-0.547	0.005	0.548	0.665	-1.480	-1.555	12	-0.693	0.003	0.545	0.578	-0.645	-0.108	12	0.594	0.000	0.531	0.560	1.291*	1.214
24	-1.764*	0.048	0.512	0.683	0.919	-1.501	24	1.634	0.014	0.545	0.576	0.865	0.862	24	0.642	0.001	0.545	0.580	0.166	-0.211
CPI 年增率												失業率變動								
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}
1	1.899*	0.037	0.481	0.464	0.827	2.199**	1	0.309	0.000	0.485	0.484	-1.974	-0.723	1	2.484**	0.025	0.468	0.469	2.296**	1.851**
3	1.838*	0.033	0.508	0.509	-0.026	1.320*	3	0.706	0.001	0.494	0.500	-0.333	0.531	3	1.584	0.008	0.491	0.505	1.069	0.156
6	1.460	0.021	0.542	0.560	-1.181	0.214	6	0.793	0.001	0.509	0.523	0.186	0.919	6	-0.278	0.000	0.512	0.532	-1.043	-0.384
12	-0.518	0.003	0.585	0.623	-2.414	-0.485	12	1.307	0.004	0.534	0.565	0.022	0.255	12	-0.527	0.001	0.537	0.565	-0.872	0.554
24	-2.295**	0.057	0.535	0.637	1.396*	0.516	24	-0.763	0.001	0.546	0.583	-0.534	-0.597	24	-0.784	0.002	0.546	0.583	-0.391	0.170
M1B 成長率												M2 成長率								
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}	CW _{no}
1	-2.082**	0.012	0.479	0.478	1.428*	0.899	1	-1.091	0.005	0.485	0.488	0.310	-2.401	1	-0.958	0.003	0.483	0.486	-0.215	-2.382
3	-1.746*	0.010	0.490	0.494	1.437*	1.342*	3	-0.886	0.004	0.497	0.513	0.034	-1.920	3	-0.241	0.000	0.494	0.511	-0.707	-3.151
6	-1.930*	0.010	0.504	0.518	1.880**	1.592*	6	-0.954	0.005	0.513	0.540	-0.306	-1.557	6	-0.109	0.000	0.510	0.540	-1.678	-3.482
12	-0.608	0.001	0.532	0.567	0.268	-0.965	12	-0.250	0.000	0.544	0.573	-2.138	-1.090	12	-0.540	0.001	0.534	0.571	-0.961	-1.009
24	-0.901	0.003	0.546	0.580	0.191	0.054	24	-1.385	0.010	0.549	0.572	0.438	0.998	24	-0.856	0.003	0.545	0.575	-0.108	0.775

資料來源：同表 1。

說明：同表 4。

表 8 總體經濟變數對臺灣股市熊市的樣本內與樣本外預測表現：造紙類股

期間利差											
美元兌新臺幣匯率變動率						工業生產指數成長率					
k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}
1	-1.818*	0.040	0.549	0.610	1.235	0.513	1	2.123**	0.019	0.493	0.527
3	-1.492	0.027	0.589	0.676	0.732	-0.099	3	0.926	0.004	0.511	0.553
6	-0.154	0.000	0.649	0.746	-1.937	-0.558	6	-1.923**	0.023	0.526	0.580
12	-0.190	0.001	0.678	0.805	-2.429	-1.376	12	-1.551	0.015	0.570	0.628
24	-2.554**	0.081	0.609	0.804	1.434*	-0.929	24	2.197**	0.025	0.550	0.593
CPI 年增率											
k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}
1	0.869	0.008	0.491	0.496	0.942	2.615***	1	0.643	0.001	0.498	0.536
3	0.283	0.001	0.513	0.545	0.464	1.636*	3	1.078	0.003	0.504	0.553
6	0.251	0.001	0.533	0.653	-0.537	-0.972	6	0.689	0.001	0.515	0.572
12	-0.766	0.006	0.552	0.707	-1.154	-2.293	12	0.986	0.002	0.523	0.594
24	-1.133	0.013	0.544	0.647	0.166	0.164	24	-0.605	0.001	0.532	0.588
通貨膨脹率											
k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}
1	0.869	0.008	0.491	0.496	0.942	2.615***	1	0.643	0.001	0.498	0.536
3	0.283	0.001	0.513	0.545	0.464	1.636*	3	1.078	0.003	0.504	0.553
6	0.251	0.001	0.533	0.653	-0.537	-0.972	6	0.689	0.001	0.515	0.572
12	-0.766	0.006	0.552	0.707	-1.154	-2.293	12	0.986	0.002	0.523	0.594
24	-1.133	0.013	0.544	0.647	0.166	0.164	24	-0.605	0.001	0.532	0.588
M2 成長率											
k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}
1	-1.650*	0.008	0.492	0.523	1.855**	1.888**	1	-0.216	0.000	0.498	0.538
3	-1.660*	0.008	0.500	0.544	1.631*	1.451*	3	-0.260	0.000	0.510	0.559
6	-0.630	0.001	0.515	0.571	-0.073	0.486	6	-0.170	0.000	0.522	0.579
12	1.254	0.005	0.523	0.593	0.457	0.135	12	0.875	0.004	0.540	0.601
24	0.082	0.000	0.531	0.586	-0.066	-0.127	24	-1.155	0.007	0.532	0.582
政府債務變動率											
k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t 統計值	R ²	QPS _{re}	CW _{re}
1	-1.650*	0.008	0.492	0.523	1.855**	1.888**	1	-0.216	0.000	0.498	0.538
3	-1.660*	0.008	0.500	0.544	1.631*	1.451*	3	-0.260	0.000	0.510	0.559
6	-0.630	0.001	0.515	0.571	-0.073	0.486	6	-0.170	0.000	0.522	0.579
12	1.254	0.005	0.523	0.593	0.457	0.135	12	0.875	0.004	0.540	0.601
24	0.082	0.000	0.531	0.586	-0.066	-0.127	24	-1.155	0.007	0.532	0.582

資料來源：同表 1。
說明：同表 4。

表 9 總體經濟變數對臺灣股市熊市的樣本內與樣本外預測表現：塑化類股

期間利差										美元兌新臺幣匯率變動率										工業生產指數成長率									
k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}	k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}	k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}									
1	-3.596***	0.140	0.334	0.405	3.865***	2.324***	1	2.260**	0.027	0.449	0.432	2.270**	1.820**	1	-1.394	0.002	0.465	0.441	-0.296	-0.684									
3	-2.360**	0.069	0.377	0.456	2.805***	1.129	3	1.176	0.007	0.475	0.474	0.604	-0.758	3	-1.109	0.001	0.475	0.452	0.707	1.012									
6	-1.415	0.026	0.414	0.522	0.577	-2.632	6	-1.028	0.008	0.492	0.491	-0.327	-0.094	6	-0.208	0.000	0.489	0.467	-1.190	-0.119									
12	0.741	0.007	0.561	0.701	-2.442	-2.819	12	-1.031	0.005	0.500	0.475	0.671	0.580	12	0.725	0.001	0.500	0.468	0.776	1.126									
24	-1.986**	0.063	0.413	0.588	2.170**	-0.238	24	-0.925	0.005	0.496	0.481	-0.683	-1.192	24	0.528	0.000	0.485	0.422	-0.011	-0.878									
CPI 年增率										通貨膨脹率										失業率變動									
k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}	k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}	k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}									
1	4.073***	0.157	0.408	0.409	3.153***	2.033**	1	1.996**	0.007	0.462	0.439	1.192	0.513	1	2.129**	0.019	0.452	0.430	2.595***	1.982**									
3	3.829***	0.140	0.426	0.440	2.882***	1.464*	3	2.017**	0.009	0.472	0.453	1.500*	0.544	3	1.014	0.004	0.477	0.472	-0.225	-0.841									
6	3.292***	0.097	0.461	0.492	2.047**	0.025	6	1.197	0.003	0.487	0.466	0.864	0.110	6	-1.011	0.003	0.488	0.475	0.177	-0.953									
12	1.6646*	0.027	0.505	0.522	0.130	-2.196	12	1.810*	0.007	0.497	0.467	1.638*	0.937	12	-0.787	0.003	0.503	0.473	-0.440	-0.885									
24	-0.427	0.002	0.578	0.448	-2.098	-0.226	24	0.220	0.000	0.489	0.424	-1.684	-0.916	24	0.327	0.001	0.493	0.429	-1.936	-0.532									
MIB 成長率										M2 成長率										政府債務變動率									
k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}	k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}	k	t 統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{ro}	CW_{re}	CW_{ro}									
1	-3.143***	0.031	0.453	0.425	2.526***	3.034***	1	0.552	0.002	0.470	0.447	-0.980	-1.384	1	0.942	0.003	0.462	0.444	1.555*	-0.966									
3	-2.619***	0.023	0.465	0.436	2.303**	2.638***	3	0.830	0.004	0.478	0.458	-0.629	-0.820	3	0.366	0.001	0.476	0.459	-1.004	-1.345									
6	-0.958	0.003	0.487	0.458	1.027	1.777**	6	1.666*	0.014	0.483	0.466	0.957	0.251	6	1.331	0.005	0.485	0.472	1.551*	-0.737									
12	0.415	0.001	0.503	0.471	-0.305	0.089	12	1.666*	0.014	0.501	0.475	0.387	-0.585	12	0.888	0.002	0.500	0.477	0.844	-0.734									
24	-0.097	0.000	0.487	0.419	-0.520	0.676	24	0.970	0.005	0.494	0.438	-0.784	-1.091	24	-1.022	0.005	0.487	0.409	-0.258	1.913**									

資料來源：同表 1。

說明：同表 4。

利差最佳。在機電類股與營建類股部分，表 10 與表 11 清楚顯示這兩種類股有相似的結果，即整體而言期間利差與 CPI 年增率為較好的預測變數，然而期間利差適合於較短期 ($k=1$) 與較長期 ($k=24$) 的預測，而 CPI 年增率則在 $k=3,6$ 時有較佳的預測力。相較上述類股的結果，表 12 則顯示金融類股以 M2 成長率與政府債務變動率為較好的預測變數。然而對較長期 ($k=24$) 的預測，CPI 年增率仍扮演重要的角色。

由上述的主要實證結果可發現，總體經濟變數對預測大盤與各類股熊市的表現並不一致，且並無任何單一變數能對所有市場與所有預測期間皆具有顯著的預測力。此一結果清楚顯示，不同類股可能依其不同的產業特性而對不同之總體經濟變數所涵蓋的訊息有所反應，且其反應未必相似於整體股市的反應。另一方面，縱使兩個市場的熊市有較高的同步性程度，總體經濟變數對這兩市場熊市的預測力仍未必一致。例如，大盤與機電類股的熊市具有最高的同步性程度（相較於大盤對其它類股之同步性程度），然而 CPI 年增率對機電類股的熊市具預測力，但對大盤熊市卻不具任何預測力。營建與金融類股的熊市亦有相當高的同步性程度，但 M2 成長率與政府債務變動率僅對金融類股熊市具有預測力。至於同步性程度最高的食品與營建類股，我們亦可發現在 $k=1$ 時，期間利差與美元兌新臺幣匯率變動率僅對營建類股熊市具顯著的預測力。

4.2 樣本外預測

由上一小節的樣本內實證結果可知，整體而言期間利差在預測臺灣股市熊市較其它總體經濟變數佳，而除通貨膨脹率、失業率變動與工業生產指數成長率外，其餘變數對大盤與各類股熊市亦有不同程度的預測表現。由於有較佳的樣本內預測力未必表示其亦具有較佳的樣本外預測力，因此我們將依第 2.2 節的遞迴與滾動估計方法衡量各總體經濟變數的樣本外預測表現。欲執行樣本外預測，

表 10 總體經濟變數對臺灣股市能市的樣本內與樣本外預測表現：機電類股

期間利差				美元兌新臺幣匯率變動率				工業生產指數成長率												
k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$	k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$	k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$						
1	-2.256*	0.063	0.460	0.555	1.522*	-0.588	1	2.911***	0.039	0.461	0.473	2.147**	1.607*	1	-0.835	0.001	0.481	0.484	-1.219	-1.371
3	-1.238	0.021	0.493	0.609	0.296	-2.532	3	1.884*	0.016	0.484	0.491	1.164	0.974	3	-0.504	0.000	0.486	0.492	-0.083	1.065
6	-0.390	0.002	0.518	0.685	-1.413	-3.376	6	-0.071	0.000	0.499	0.508	-0.338	0.450	6	0.847	0.001	0.492	0.504	-0.042	0.436
12	0.926	0.011	0.648	0.828	-1.855	-2.254	12	-0.998	0.005	0.501	0.526	0.375	0.321	12	1.840*	0.004	0.497	0.510	1.171	0.766
24	-1.869*	0.063	0.510	0.655	1.033	1.207	24	0.719	0.003	0.541	0.563	-0.886	-1.658	24	0.572	0.001	0.497	0.510	-0.211	-0.793
CPI 年增率				通貨膨脹率				失業率變動												
k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$	k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$	k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$						
1	2.122**	0.044	0.486	0.474	0.698	1.237	1	-0.266	0.000	0.482	0.483	-2.612	-1.019	1	1.539	0.010	0.475	0.482	1.188	1.023
3	1.948**	0.038	0.500	0.503	0.276	0.173	3	1.112	0.003	0.487	0.497	0.062	-0.936	3	0.336	0.000	0.491	0.510	-1.424	-1.774
6	1.106	0.013	0.548	0.564	-1.403	-2.160	6	0.728	0.001	0.492	0.508	-0.013	-0.940	6	-0.475	0.001	0.495	0.520	-1.664	-1.803
12	0.808	0.007	0.551	0.547	-1.017	-0.764	12	1.203	0.003	0.497	0.511	0.786	0.241	12	-0.015	0.000	0.501	0.520	-0.618	-0.304
24	0.418	0.002	0.523	0.566	-2.133	-0.358	24	0.654	0.001	0.497	0.512	-0.277	-0.893	24	0.830	0.003	0.501	0.510	-1.021	0.256
MIB 成長率				M2 成長率				政府債務變動率												
k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$	k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$	k	t 統計值	R ²	$\frac{QPS_{re}}{QPS_{no}}$	$\frac{CWI_{re}}{CWI_{no}}$						
1	-3.227***	0.039	0.459	0.455	3.664***	3.620***	1	-1.075	0.006	0.481	0.484	0.410	0.237	1	-0.056	0.000	0.480	0.484	-0.633	-0.315
3	-1.626	0.008	0.484	0.492	0.785	0.556	3	-0.460	0.001	0.494	0.502	-0.824	-1.870	3	0.302	0.000	0.486	0.497	-0.914	-0.209
6	-1.473	0.006	0.492	0.506	0.421	-0.046	6	-0.996	0.005	0.500	0.512	-0.597	-0.330	6	0.860	0.003	0.492	0.516	0.356	-0.669
12	0.518	0.001	0.499	0.515	-0.804	-0.640	12	0.000	0.000	0.507	0.519	-2.330	-0.606	12	0.289	0.000	0.500	0.522	-1.908	-1.295
24	-1.030	0.003	0.495	0.507	0.756	0.542	24	0.000	0.000	0.507	0.517	-0.900	-1.048	24	-1.839*	0.017	0.493	0.498	0.819	1.749**

資料來源：同表 1。

說明：同表 4。

表 11 總體經濟變數對臺灣股市熊市的樣本內與樣本外預測表現：營建類股

期間利差										工業生產指數成長率														
k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	
1	-1.768*	0.042	0.540	0.577	1.420*	0.290	1	2.936***	0.040	0.493	0.503	1.807**	1.390*	1	-1.137	0.002	0.509	0.512	-0.600	-0.479				
3	-1.208	0.022	0.583	0.644	0.528	-0.283	3	1.187	0.007	0.518	0.533	0.631	-0.466	3	-1.448	0.002	0.515	0.527	1.028	0.867				
6	-0.548	0.005	0.632	0.736	-1.071	-0.821	6	-0.964	0.007	0.539	0.565	-0.882	0.305	6	0.387	0.000	0.532	0.553	-0.343	-0.269				
12	-0.465	0.004	0.674	0.741	-2.385	-0.834	12	-0.567	0.002	0.570	0.623	-1.660	-1.157	12	0.907	0.001	0.549	0.583	0.991	1.041				
24	-2.270**	0.069	0.670	0.697	1.252	-1.071	24	2.429**	0.032	0.567	0.602	0.956	0.945	24	1.117	0.002	0.548	0.594	-0.152	-0.989				
CPI 年增率										失業率變動														
k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	
1	1.478	0.021	0.530	0.524	-0.698	1.006	1	0.363	0.000	0.510	0.513	-1.414	-0.443	1	1.508	0.010	0.503	0.507	1.543*	1.178				
3	1.679*	0.028	0.559	0.574	-1.191	0.026	3	0.661	0.000	0.517	0.528	-0.721	0.046	3	1.208	0.005	0.517	0.534	0.277	-0.032				
6	1.541	0.024	0.580	0.595	-1.756	0.240	6	0.254	0.000	0.532	0.553	-0.896	0.462	6	-1.654*	0.011	0.526	0.550	1.133	0.975				
12	0.280	0.001	0.609	0.648	-3.313	-0.786	12	1.686*	0.006	0.550	0.585	0.444	0.763	12	-1.399	0.007	0.546	0.579	1.213	1.185				
24	-2.326**	0.058	0.547	0.609	1.080	1.156	24	-0.696	0.001	0.548	0.590	0.136	0.019	24	0.195	0.000	0.552	0.613	-2.020	-2.191				
M1B 成長率										M2 成長率														
k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	k	t	統計值	R^2	QPS_{re}	QPS_{no}	CW_{re}	CW_{no}	
1	-2.395**	0.016	0.502	0.506	1.714**	1.295*	1	-1.167	0.007	0.511	0.511	0.552	0.453	1	-1.428	0.006	0.507	0.508	0.383	0.723				
3	-1.906*	0.011	0.512	0.524	1.266	1.069	3	-0.505	0.001	0.525	0.528	-0.044	0.537	3	-0.589	0.002	0.516	0.532	0.187	-0.638				
6	-1.499	0.006	0.530	0.553	0.706	0.281	6	-0.233	0.000	0.538	0.559	-0.501	-0.397	6	-0.663	0.002	0.531	0.561	-0.069	-1.494				
12	0.118	0.000	0.551	0.589	-0.445	-0.545	12	-0.119	0.000	0.564	0.596	-2.242	-1.163	12	-0.075	0.000	0.552	0.593	-1.931	-0.962				
24	0.141	0.000	0.550	0.588	-0.526	0.544	24	-0.857	0.004	0.558	0.585	0.051	0.846	24	-0.655	0.002	0.548	0.586	-0.084	0.760				

資料來源：同表 1。
說明：同表 4。

表 12 總體經濟變數對臺灣股市熊市的樣本內與樣本外預測表現：金融類股

期間利差										美元兌新台幣匯率變動率										工業生產指數成長率																																										
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}																																							
1	-0.606	0.005	0.503	0.502	0.498	0.739	1	-2.251*	0.026	0.508	0.527	1.559*	1.178	1	-1.154	0.002	0.529	0.538	-0.598	0.121	3	-0.221	0.001	0.528	0.546	-0.389	0.285	3	0.831	0.004	0.539	0.562	0.625	0.075	3	-1.382	0.002	0.540	0.557	1.303*	1.146	6	0.460	0.004	0.551	0.589	-1.608	0.627	6	0.423	0.001	0.563	0.571	0.371	1.685*	6	-0.734	0.001	0.557	0.586	-0.018	0.062
12	0.537	0.005	0.582	0.600	-2.888	0.275	12	-0.305	0.001	0.592	0.644	-2.239	-1.353	12	0.854	0.001	0.577	0.617	0.682	0.993	24	-2.182**	0.066	0.604	0.636	0.692	-0.729	24	1.786*	0.016	0.593	0.631	1.106	1.394*	24	1.273	0.003	0.594	0.651	-0.067	0.015																					
CPI 年增率										通貨膨脹率										失業率變動																																										
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}																																							
1	0.299	0.001	0.539	0.521	-0.228	1.894***	1	0.082	0.000	0.530	0.541	-2.522	-0.602	1	1.377	0.008	0.526	0.536	0.747	0.655	3	-0.150	0.000	0.564	0.561	-0.705	1.150	3	0.191	0.000	0.542	0.560	-1.389	0.296	3	0.560	0.001	0.544	0.566	-0.767	-1.622	6	-0.482	0.003	0.595	0.621	-1.496	0.366	6	0.096	0.000	0.557	0.588	-1.345	-0.533	6	-1.537	0.009	0.553	0.580	1.232	1.186
12	-0.888	0.008	0.624	0.676	-1.963	-0.482	12	1.159	0.003	0.582	0.620	-0.289	0.083	12	-0.900	0.003	0.580	0.625	-0.407	0.348	24	-2.764***	0.077	0.559	0.644	1.954**	1.388*	24	-1.735*	0.006	0.591	0.647	1.297*	1.204	24	0.415	0.001	0.595	0.660	-0.334	-1.051																					
M1B 成長率										M2 成長率										政府債務變動率																																										
k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}	k	t	統計值	R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}																																							
1	-2.788***	0.022	0.522	0.533	1.502*	1.202	1	-2.553**	0.027	0.528	0.536	0.985	0.636	1	-2.611***	0.014	0.527	0.538	0.507	0.068	3	-2.287**	0.015	0.537	0.557	1.218	0.839	3	-2.143**	0.020	0.542	0.554	0.840	1.061	3	-2.833***	0.018	0.542	0.557	0.166	0.677	6	-0.979	0.002	0.556	0.587	0.449	-0.574	6	-1.590	0.012	0.557	0.584	0.590	0.603	6	-2.886***	0.021	0.555	0.583	0.475	0.739
12	0.214	0.000	0.578	0.617	-0.333	0.612	12	-1.651*	0.013	0.578	0.614	0.595	1.039	12	-1.744*	0.007	0.577	0.622	0.487	-0.418	24	0.208	0.000	0.594	0.649	-1.105	0.319	24	-1.610	0.012	0.590	0.654	0.870	0.084	24	-0.087	0.000	0.599	0.654	-2.608	-0.213																					

資料來源：同表 1。

說明：同表 4。

我們必須先將完整的樣本區間區分為樣本內估計區間 ($t=1, \dots, R$) 與樣本外預測評估區間 ($t=R+1, \dots, T$)，即必須決定 R 之值。由於文獻上對此並無公認的準則，所以我們依循 Chen (2009) 而考慮 $R/T=1/3, 1/4, 1/5$ 等 3 種不同比率。當 $R/T=1/3$ 時，期間利差的樣本內估計區間為 1995 年 1 月至 2001 年 1 月，而其餘總體經濟變數的樣本內估計區間則為 1987 年 1 月至 1995 年 9 月；當 $R/T=1/4$ 與 $R/T=1/5$ 時，期間利差的樣本內估計區間分別為 1995 年 1 月至 1999 年 7 月與 1995 年 1 月至 1998 年 8 月，而其餘總體經濟變數的樣本內估計區間則分別為 1987 年 1 月至 1993 年 7 月與 1987 年 1 月至 1992 年 3 月。

給定 R/T 的比率值後，我們便可分別透過遞迴與滾動估計法而依序算出(4) 式的樣本外熊市機率預測值，並計算(5) 式的 QPS_{re} 與 QPS_{ro} 以評估各總體經濟變數對大盤與各類股熊市的樣本外預測表現。相較於 Pseudo- R^2 介於 0 與 1 之間且數值越大表示樣本內預測能力越佳， QPS_{re} 與 QPS_{ro} 則介於 0 與 2 之間但數值越大則表示樣本外預測能力越差。由於我們所考慮的 3 種 R/T 比率值對實證結果並無明顯的差異，因此為了節省篇幅，我們僅藉由在 $R/T=1/3$ 的設定下所計算之 QPS_{re} 與 QPS_{ro} 探討所有總體經濟變數的樣本外預測表現，並亦將其列於表 4 至表 12；至於其它 R/T 比率值的實證結果，讀者若有興趣想了解，則可向作者索取。

由表 4 的大盤結果可知，遞迴估計方法的 QPS_{re} 介於 0.426 (期間利差在 $k=1$ 時) 至 0.573 (CPI 年增率在 $k=24$ 時)，此區間與 Chen (2009) 針對美國股市熊市的結果相似，顯示總體經濟變數對臺灣整體股市的熊市亦有不錯的樣本外預測表現。另一方面，表 4 亦顯示 QPS_{re} 值通常隨 k 值的增加而遞增且 QPS_{re} 值在 $k \leq 6$ 時皆小於 0.5 (CPI 年增率除外)，故總體經濟變數對大盤熊市的預測能力將隨預測期間的遞增而下降，而在 $k \leq 6$ 時有較佳的樣本外預測表現。至於各個總體經濟變數的相對表現，我們亦可發現在 $k \leq 6$ 時，期間利差、美元兌新臺幣匯率變動率等變數、M1B 成長率與 M2 成長率具較佳

的樣本外預測表現。對照樣本內的實證結果，我們可發現上述的樣本外結果與樣本內結果極相似，且 Pseudo-R² 與 QPS_{re} 均一致地指出期間利差在 $k=1,3$ 時具有最佳的預測表現，而 M2 成長率則在 $k=6$ 時表現最佳。至於滾動估計法的 QPS_{ro} ，我們可發現其數值變化方式與 QPS_{re} 相似，即通常隨 k 值的增加而遞增。另一方面，除了期間利差、美元兌新臺幣匯率變動率、與失業率變動，其餘總體經濟變數在 $k=1$ 時的 QPS_{ro} 皆小於 QPS_{re} ，顯示利用滾動估計法在此情況下有較佳的預測表現。然而，在大部分的情況下（約有 83% 的比例）， QPS_{ro} 皆大於 QPS_{re} ，故整體而言，利用遞迴估計法有較佳的預測表現。

各類股的樣本外實證結果則分別列於表 5 至表 12。比較各類股的樣本內與樣本外實證結果可發現，雖然 Pseudo-R² 與藉由遞迴估計方法計算而得的 QPS_{re} 在 $k=1,3,6$ 時能一致地指出對大盤熊市預測力最佳的變數，但利用這兩種指標選擇各類股熊市的最佳預測變數時，在大部分的預測期間下，這兩種指標所選擇的最佳變數並不一致。例如，CPI 年增率對食品與塑化等類股之熊市有最佳的樣本內預測表現（在大部分的預測期間下，其有最高的 Pseudo-R²，但其並未有最佳的樣本外預測表現（其仍有不錯的樣本外預測表現）。所幸，與大盤實證結果相似，我們亦可發現各類股的 Pseudo-R² 通常隨著 k 值的遞增而遞減，而 QPS_{re} 則通常隨著 k 值的遞增而遞增。此外，隨著 t 檢定顯著程度的變化，Pseudo-R² 的變動方向亦與 QPS_{re} 的變動方向相反。由此可知，在較短的預測期間與（或） t 檢定統計量較顯著時，通常有較高的 Pseudo-R² 與較低的 QPS_{re} ，所以利用 Pseudo-R² 和 QPS_{re} 分別衡量總體經濟變數對大盤與類股熊市在樣本內及樣本外的相對預測表現具有相當的一致性。在滾動估計法的 QPS_{ro} 部分，與大盤一樣，其變化方式亦與 QPS_{re} 相似。另一方面，除了水泥類股的期間利差與塑化類股的總體經濟變數（期間利差與 CPI 年增率除外）其餘類股的 QPS_{ro} 在大部分的情況下（約有 84% 至 100% 的比例）皆大於 QPS_{re} ，顯示利用遞迴估計法整體而言有較佳的預測表現。

藉由比較大盤與類股的 QPS_{re} ，我們亦可發現各類股 QPS_{re} 值所在的區間並不一致，且未必與大盤的結果相似。例如，水泥類股的 QPS_{re} 值介於 0.541（美元兌新臺幣匯率變動率在 $k=1$ 時）至 0.677（CPI 年增率在 $k=12$ 時），而金融類股的 QPS_{re} 值介於 0.503（期間利差在 $k=1$ 時）至 0.624（CPI 年增率在 $k=12$ 時）。故總體經濟變數對水泥類股熊市的樣本外預測表現略差，而相較於大盤的結果，總體經濟變數對大盤熊市的樣本外預測力明顯優於對這兩類股熊市的樣本外預測力。另一方面，紡織與食品類股的 QPS_{re} 區間則與大盤 QPS_{re} 區間相似，故其有相似的樣本外預測表現。至於塑化類股部分，其 QPS_{re} 值介於 0.334（期間利差在 $k=1$ 時）至 0.578（CPI 年增率在 $k=24$ 時）。相較於大盤與其它類股，該區間較大，顯示我們所考慮的總體經濟變數對塑化類股熊市的樣本外預測表現較不一致。然而，期間利差在 $k=1$ 時的 QPS_{re} 值為所有 QPS_{re} 值中最小的，其值低達 0.334，顯示期間利差對未來 1 個月的塑化類股熊市具有最佳的樣本外預測能力。

由於我們無法藉由 QPS_{re} 與 QPS_{ro} 值推論總體經濟變數的樣本外預測力在統計上是否具有顯著性，因此我們進一步地利用遞迴與滾動估計方法計算 Clark and West (2007) 的 CW_{re} 與 CW_{ro} 檢定統計量（參見 (6) 式）以推論其樣本外預測力的顯著性，而檢定結果仍列於表 4 至表 12。不論是大盤或各類股部分，藉由遞迴估計方法的 CW_{re} 檢定所獲得之結論大部分與樣本內的 t 檢定一致。然而，有少部分的樣本外結論為不顯著但樣本內的結論卻是顯著，例如大盤的期間利差在 $k=3$ 時，樣本內的 t 檢定顯著但樣本外的 CW_{re} 檢定卻不顯著。由於 Inoue and Kilian (2005) 的研究指出，樣本內檢定相對於樣本外檢定，有較高的檢定力，因此樣本內的結論可能較具可靠性。另一方面，亦有極少部分的樣本外結論為顯著但樣本內的結論卻是不顯著（例如，紡織類股的工業生產指數成長率在 $k=12$ 之結果）。由於樣本外檢定所利用的樣本數（即 $T-k-R+1$ ）遠遠小於樣本內

檢定所利用的樣本數（即 $T-k$ ），所以上述結果可能肇因於樣本外檢定有較大的型一誤差扭曲。至於滾動估計方法之 CW_{ro} 檢定，雖然有少部分結論與 CW_{re} 檢定相左，但大部分之結論仍與 CW_{re} 檢定之結果一致。由於滾動估計量每次估計皆僅利用固定之樣本數，因此，其估計準確度的不足除了可能使得 QPS_{ro} 有較大的數值外，亦可能影響 CW_{ro} 檢定的小樣本表現，而產生與 CW_{re} 檢定衝突之結論。

4.3 實證結果解釋與相關文獻比較

為能較清楚呈現各個總體經濟變數對熊市的預測表現，我們亦將 t 、 CW_{re} 與 CW_{ro} 檢定結果至少存在某一預測期間具顯著性及相較其它總體經濟變數，至少存在某一預測期間具最高之 Pseudo- R^2 與最低之 QPS_{re} 與 QPS_{ro} 的大盤與類股列於表 13。以下我們將針對總體經濟變數實證結果及其與相關文獻異同之處提供可能的解釋。

在期間利差部分，自 Estrella and Hardouvelis (1991) 探討期間利差對美國景氣衰退的預測力後，已有相當多的研究證實期間利差有助於預測景氣衰退。近年來亦有些許研究指出期間利差對股市之熊市具預測力，參見 Resnick and Shoesmith (2002)、Chen (2009)、Wu and Lee (2012) 與 Nyberg (2013) 等對美國股市的研究；Liu et al. (2004) 與 Wu et al. (2013) 對主要國際股市的研究；Bhaduri and Saraogi (2010) 對印度股市的研究。與上述研究相似，我們的實證結果亦顯示期間利差有助於預測臺灣大盤與各類股指數的熊市。其中，除紡織類股在 $k=12$ 外，所有顯著的 t 檢定統計量皆為負值，顯示期間利差與未來熊市的機率呈反向關係。由於對未來短期利率的不確定性，故風險貼水 (risk premium) 的存在使得長期利率通常大於短期利率，即期間利差之值通常為正。當經濟發生過熱時，央行會開始採行緊縮貨幣政策使短期利率上升，此時資金將自股市移轉至債券市場而使股價呈現下跌趨勢。另一方面，若投資者預期未來將處於景氣衰退，則因資產未來的實質報酬率將偏低且央行將採行寬鬆貨幣

表 13 樣本內與樣本外預測表現之實證結果彙整

	樣本內預測表現				樣本外預測表現			
	t 統計值	Pseudo-R ²	QPS _{re}	QPS _{no}	QPS _{re}	QPS _{no}	CW _{re}	CW _{no}
期間利差	大盤、水泥、紡織、食品、造紙、營建、金融	大盤、水泥、紡織、食品、造紙、營建、金融	大盤、食品、塑化、機電、金融	大盤、水泥、塑化、食品、金融	大盤、水泥、塑化、食品、金融	大盤、水泥、塑化、食品、金融	大盤、水泥、塑化、食品、金融	大盤、水泥、塑化、食品、金融
美元兌新臺幣匯率變動率	大盤、水泥、紡織、食品、造紙、營建、金融	紡織、造紙	水泥、機電、營建	食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融
工業生產指數成長率	紡織、食品、塑化、營建、金融	大盤、水泥、紡織、食品、塑化、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	食品、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融
CPI年增率	紡織、食品、塑化、營建、金融	大盤、水泥、紡織、食品、塑化、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	食品、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融
通貨膨脹率	紡織、食品、塑化、營建、金融	大盤、水泥、紡織、食品、塑化、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	食品、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融
失業變動率	紡織、食品、塑化、營建、金融	大盤、水泥、紡織、食品、塑化、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	食品、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融
M1B成長率	大盤、水泥、紡織、食品、造紙、營建、金融	大盤、水泥、紡織、食品、造紙、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	食品、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融
M2成長率	大盤、水泥、塑化、營建、金融	大盤、水泥、金	大盤、水泥	大盤、食品、營建	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融
政府債務變動率	大盤、水泥、紡織、食品、造紙、營建、金融	大盤、水泥、金	大盤、水泥	大盤、食品、營建	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融	大盤、水泥、造紙、食品、機電、營建、金融

資料來源：同表 1。

說明：t 統計值、CW_{re} 與 CW_{no} 部分列出至少存在某一預測期間具顯著性。Pseudo-R² 部分列出至少存在某一預測期間（在所有總體經濟變數中）有最高之 Pseudo-R²。QPS_{re} 與 QPS_{no} 部分則列出至少存在某一預測期間（在所有總體經濟變數中）有最低之數值。

政策，而使目前的長期利率下修。由此可知，反景氣循環的貨幣政策與預期理論可呈現期間利差與熊市機率的反向關係。

雖然期間利差對臺灣股市之熊市具顯著的預測力，但相較於 Resnick and Shoosmith (2002) 與 Chen (2009) 對美國股市的實證發現，期間利差在我們所考慮的預測期間中並未有一致的預測力。對大盤與多數類股熊市而言，期間利差僅在較短期 ($k=1$ 與 / 或 $k=3$) 與較長期 ($k=12$ 與 / 或 $k=24$) 能顯著地預測熊市。由於我們所考慮的期間利差為 10 年期中央政府公債次級市場利率與商業本票 31-90 天利率之差，故短期的預測力可能主要源自短期利率所提供之訊息。至於 10 年期的公債利率，依期間結構的預期理論可知，在市場具效率性下，其應包含其期限內相關短期利率之訊息。然而臺灣的債券市場並未蓬勃發展，在交易不活絡下，長期利率可能無法即時反應所有相關的短期利率訊息，因此其所涵蓋之訊息可能僅有助於預測較長期的熊市，而無法在 $k=6$ 與 / 或 $k=12$ 時對預測熊市有所助益。

在通貨膨脹率部分，Chen (2009) 與 Nyberg (2013) 等研究亦指出通貨膨脹率對美國股市的熊市具預測力，然而臺灣股市的實證結果則清楚顯示，通貨膨脹率對大盤與半數類股熊市皆不具任何預測力（除塑化類股，其餘類股亦僅在 10% 下顯著）。此一結果說明，通貨膨脹率未必能對所有國際股市的熊市具預測力。許多研究指出，股票報酬與通貨膨脹率呈正向或反向之變動將取決於（順景氣循環或反景氣循環的）貨幣政策 (Kaul, 1987)、需求面與供給面的經濟衝擊 (Fama, 1981)、與通貨膨脹之程度 (Choudhry, 2001)。由於不同的國家所採行的貨幣政策與所處的經濟環境未必一致，故上述之結果是可預期的。⁵ 另一方面，廠商與投資者在做決策時，為了解整體物價水準的變動狀況，其未必僅考量物價水準過去 1 個月的變動（即通貨膨脹率）而考量過去更長一段時間的物價變動。因此，我們亦

⁵ 劉淑敏 (2011) 的實證研究指出，臺灣的通貨膨脹率與產出抵換關係隨非力普曲線的平坦化而降低顯著性。此一現象，亦可能導致通貨膨脹率與股市無顯著的關聯性，使得通貨膨脹率無法顯著地預測臺灣股市的熊市。

探討 CPI 年增率對熊市的預測力，而實證結果顯示，CPI 年增率仍無法預測大盤熊市，但對所有類股則具有不同程度的預測力：在紡織、食品、塑化等類股部分，CPI 年增率在多數的預測期間皆具顯著的預測表現；金融類股僅在 $k = 24$ 時具預測力；機電類股在 $k \leq 3$ 時具預測力；營建類股在 $k = 3, 24$ 時具預測力；而水泥與造紙類股則皆不具預測力。

上述結果顯示，CPI 年增率較通貨膨脹率包含更多有助於預測熊市的物價變動訊息，且不同的產業對物價水準變動之反應並不一致。針對後者，我們可藉由 t 檢定統計量的符號來推論其差異之可能來源。水泥類股在所有預測期間之 t 檢定統計量皆為負值而機電類股則皆為正值，故前者可能主要受到需求面衝擊之影響（即需求增加的衝擊將導致物價水準上升與未來產出增加，資本的邊際生產力將隨之遞增而使股市未來處於熊市的機率下降）而後者所受之影響可能則以供給面衝擊為主（即供給面減少的衝擊將導致物價水準上升與未來產出下降，資本的邊際生產力隨之下降而使股市未來處於熊市的機率增加）。其它類股則顯示， t 檢定統計量在較短期時為正值而在較長期時為負，至於符號由正轉負的預測期間則不盡相同，例如，紡織、塑化與營建等類股僅在 $k = 24$ 時負值，而金融類股僅在 $k = 1$ 時為正值。由此可知，這些產業在短期可能主要受到供給面衝擊的影響，雖然其對該衝擊的調整有快慢的不同，但在較長期皆能有適當之調整而可能僅剩需求面衝擊的影響。

在股市與總體經濟關聯性的文獻中，許多研究指出財政與貨幣政策扮演重要的角色 (Geske and Roll, 1983; Lee, 1997; Chen, 2007; Quayes, 2010)。其中，Lee (1997) 的研究亦指出財政與貨幣政策訊息均有助於預測臺灣加權股價指數報酬，因此我們以政府債務變動率代表財政政策，而探討其是否有助於預測臺灣股市之熊市。我們的實證結果顯示與 Lee (1997) 的結論一致，財政政策訊息的確有助於預測大盤未來 6 個月內 ($k = 1, 3, 6$) 的熊市。在類股部分，財政政策訊息僅對水泥與金融類股熊市具顯著預測力，而對其它類股熊市則幾

乎無任何預測力，顯示僅有少數產業對財政政策有所反應。另一方面，具顯著性的 t 檢定統計量則皆為負值，顯示藉由擴張性的財政政策（增加公共支出或減稅使得政府債務變動率增加）刺激經濟將可能使股價連帶上漲而降低未來熊市發生的機率。Chen (2009) 的研究亦支持財政政策訊息有助於預測美國股市熊市，然而，相較於臺灣，其僅有助於未來 6 個月後 ($k=6,12,24$) 的熊市。此一差異反應出臺灣股市對財政政策訊息有較快速的反應。

在貨幣政策部分，雖然近年來的研究多以短期利率來反映貨幣政策，然而臺灣的債券市場並不活躍，短期利率可能無法即時反應政府的貨幣政策，因此，我們仍以 M1B 與 M2 成長率探討解讀貨幣政策是否有助於預測熊市。此部分的實證結果與財政政策結果相似，即貨幣政策訊息有助預測大盤未來 6 個月內的熊市，此一實證結果亦與 Lee (1997) 與黃柏農 (1998) 探討臺灣貨幣供給對股票報酬影響之結論一致。在類股部分，雖然僅有少數產業（如水泥與金融）對貨幣政策有顯著而強烈的反應，但其餘產業在 $k=1$ 或 $k=3$ 時，仍顯示貨幣政策具預測力。而具顯著性的 t 檢定統計量亦皆為負值，顯示藉由擴張性的貨幣政策刺激經濟將可能提升股價而使未來熊市發生的機率降低。相較於我們的實證結果，Chen (2009) 研究結果則發現貨幣供給對美國股市熊市而言，並非有效的預測指標。由於對臺灣而言，黃柏農 (1998) 指出，央行貨幣政策是以控制貨供年增率為政策指標。而對美國而言，Bernanke and Blinder (1992) 則指出聯邦基金利率 (Federal funds rate) 為較佳的貨幣政策指標，因此實證結果的差異，可能來自於臺灣貨幣供給（相較於美國貨幣供給）擁有較多的貨幣政策訊息。

臺灣為出口導向之小型開放經濟體系，故外匯市場在臺灣經濟體系中扮演重要的角色。相較於 Chen (2009) 的研究顯示匯率變動率對美國股市熊市不具預測力，我們的實證結果清楚顯示美元兌新臺幣匯率變動率對大盤與各類股熊市有不同程度的預測力。而顯著的 t

檢定統計量多為正值，顯示新臺幣貶值將提升熊市發生之機率，此一結果與貶值將提升產出進而提振股市的直觀不符。由於 Hau and Rey (2006) 指出國際資金投資證券的比重日益增加且許多研究指出央行的干預將使匯率變動率具可預測性（參見 LeBaron, 1999 與 Yilmaz, 2003），所以臺灣股市可能極易受到國際資金動能與央行干預的影響，使得當新臺幣貶值時，（表 3 顯示美元兌新臺幣匯率變動率的樣本自我相關係數為 0.349）投資者可能預期新臺幣將繼續貶值而造成資金流出股市（轉移國外）使股市處於熊市的機率上升。另一方面，有些研究發現貶值將使產出下降而產生緊縮效果，文獻上稱為貶值緊縮假說 (contractionary devaluation hypothesis)，參見 Krugman and Taylor (1978)。由於王泓仁 (2005) 研究臺灣資料發現，臺灣在短期具貶值緊縮效果，此亦可能提供了新臺幣貶值將提升熊市發生機率的另一個解釋，即新臺幣貶值將可能使產出下降，進而提高熊市發生機率。

在表示經濟活動狀態的工業生產指數成長率與失業率變動部分，Humpe and Macmillan (2009) 指出，小型開放經濟體系受景氣狀態的影響通常大於如美國之大型經濟體系，故前者股市對工業生產指數成長率與失業率變動等變數應有較大的反應。然而，相較於 Chen (2009) 推論上述變數對美國股市熊市有相當顯著的預測力，我們的實證結果卻顯示工業生產指數成長率對臺灣大盤與所有類股之熊市皆無預測力，⁶ 而失業率變動雖對大盤與部分類股的熊市具預測力，但係數估計值多僅在 10% 顯著水準下顯著。此結果顯示，小型開放經濟體系之股市受景氣狀態的影響未必大於大型經濟體系的股市。由於股價指數、工業生產指數與失業率在臺灣分別屬於景氣領先指標、同時指標、與落後指標的構成項目（參見國家發展委員會網站），因此工業生產指數成長率與失業率變動無法有效預測臺灣股

⁶ 此結果與黃柏農（1998）探討工業生產指數成長率對股票報酬影響之結果一致。然而，其亦指出工業生產指數成長率雖然對股市無直接影響，但仍可能透過利率而間接影響股市。

市熊市的結論並不意外。另一方面，關於工業生產指數成長率未能有效預測臺灣股市熊市的原因亦可能為，臺灣為開發中國家，而近年來工業比重下降，導致工業生產指數成長率無法充分反應臺灣整體經濟景氣，因而無法有效預測股市熊市。至於失業率變動未能有效預測臺灣股市熊市部分，可能的解釋為，勞力密集工業比重下降、外籍勞工占就業人數比例上升、產業結構轉變等因素所引起的結構性失業，導致失業率與產出之間的關係下降，進而降低失業率與股市之間的關聯性（田慧琦，2010）。

最後，本文實證結果對政府執行政策與投資者投資決策所隱含之建議則分述如下。在政府政策部分，政府透過擴張性財政政策或擴張性貨幣政策皆能有助於提振整體股市。然而，財政政策訊息僅對水泥與金融類股熊市具顯著預測力，顯示僅有少數產業對財政政策有所反應。有鑑於此，政府若欲嘗試以擴張性財政政策提振產業景氣，則可能僅對水泥與金融產業有所助益。換句話說，例如政府若欲提振食品產業景氣，財政政策便可能不是一個有效的政策工具。在貨幣政策部分，全部產業在短期（ $k=1$ 或 $k=3$ ）皆受貨幣政策之影響。因此，相較於財政政策，欲提振產業景氣，貨幣政策應為較佳的政策工具。然而，本文的實證結果亦顯示，紡織、造紙、與機電類股熊市在短期（ $k=1$ 或 $k=3$ ）僅受貨幣政策影響，但在長期（ $k=24$ ）則僅受財政政策影響。因此，欲對這3種產業有較長期的影響力，財政政策可能為較佳的政策工具。另一方面，本文的實證結果顯示，新臺幣貶值將可能提升股市進入熊市的可能性。因此建議政府在外匯市場執行干預政策時，應兼顧股市之反應，以免對股市產生不利的效果。

在投資者投資決策部分，本文實證結果臺灣股市的熊市的確具可預測性。因此，投資者可藉由總體經濟變數（例如期間利差或貨幣供給）預測股市狀態，進而判斷股票買賣之時機。例如，若預期未來股市處熊市，則投資者可拋售股票；若為牛市，則可買進持有。

然而，整體股市與各產業類股未必同時處於牛市或熊市，因此，欲提升擇股能力，投資者可藉由預測類股市場狀態之結果來選擇投資標的。以期間利差為例，由於 t 檢定結果顯示，當期間利差變小，造紙、塑化、機電與營建等類股在未來一個月進入熊市的機率顯著地提升，因此，若目前市場處於牛市而投資者觀察到期間利差變小，則其可拋售屬於造紙、塑化、機電與營建等類股的股票，而繼續持有（或改買）其餘類股的股票。另一方面，本文的實證結果亦顯示，並不存在一個總體經濟變數能對大盤與類股熊市皆有最佳的預測表現，因此，若欲進一步提升擇股能力，建議投資者可挑選合適的總體經濟變數來預測大盤與各類股（甚至是個股）的市場狀態，並藉由其結果協助投資者選擇合適的投資標的。

5. 結論

相較於文獻上多僅著重於總體經濟變數對主要國際股市整體之熊市的預測表現，本文探討總體經濟變數對臺灣股市之大盤與 8 大類股熊市的預測力。利用 Pagan and Sossounov (2003) 的方法認定熊市並以 probit 模型分析描述金融市場狀態（期間利差與美元兌新臺幣匯率變動）、整體物價水準（CPI 年增率與通貨膨脹率）、總體經濟活動（工業生產指數成長率與失業率變動）、貨幣政策（M1B 成長率與 M2 成長率）、與財政政策（政府債務變動率）之總體經濟變數的樣本內與樣本外預測表現。本文的主要實證結果顯示期間利差有助於預測臺灣大盤與各類股的熊市，但僅在較短期與較長期較具預測力。在物價水準部分，CPI 年增率僅對類股具不同程度的預測力，通貨膨脹率則不具任何預測力。不同於 Chen (2009) 的研究結論，我們的實證結果顯示工業生產指數成長率不具預測力，而失業率變動僅對大盤與部分類股的熊市具微弱之預測力。最後，貨幣與財政政策變數雖有助於預測大盤熊市，但僅有水泥與金融類股熊市同時對這兩類變數具顯著而強烈的反應。至於其它類股，食品、塑

化與營建類股熊市僅受貨幣政策影響，而紡織、造紙與機電類股熊市在短期僅受貨幣政策影響，但在長期則僅受財政政策影響。

本文的實證結果雖然顯示總體經濟變數對臺灣股市熊市具預測力，然而 Pseudo- R^2 與 QPS 之值亦顯示其預測表現仍有改善的空間。欲改善預測表現，未來的研究可嘗試應用 Kauppi and Saikkonen (2008) 或 Startz (2008) 所提的 dynamic probit 模型以考量過去牛熊市狀態對未來牛熊市狀態的影響或應用組合預測 (forecast combination) 的技巧以同時考量相關總體經濟變數之訊息。然而應用 dynamic probit 模型亦將衍生一些計量問題而有待未來的研究去克服，例如，動態結構的誤設將可能影響估計量之一致性與漸進常態分配等極限性質，在此情形下，藉由 t 檢定推論變數是否具預測力便值得商榷。由於目前相關研究對此皆未提供其合適與否之理論證明，故探討 t 檢定在動態結構誤設下之行為便為有趣且為相當重要的研究方向。另一方面，本文僅考慮描述國內總體經濟狀態的變數，未來的研究亦可嘗試探討是否存在其它變數能有助於預測熊市，例如，Hong et al. (2007) 指出產業類股反應訊息的速度較大盤快，而在全球經濟整合下，Wu et al. (2013) 亦已證實發現反映全球經濟狀態的變數有助於預測主要國際股市的熊市，故未來的研究亦可嘗試探討產業類股報酬或全球經濟狀態的代表變數（例如，國際原油價格變動或全球股價指數報酬）是否有助於預測大盤熊市。最後，Wu and Lee (2012) 的研究顯示消費與財富比率對美國股市熊市有最佳的預測力。受限於臺灣財富資料的可獲得性，建構臺灣的消費與財富比率並不容易，然而，若能彙整合適的財富資料或找到合適的財富替代變數以建構出消費與財富比率，將可能進一步提升對臺灣股市熊市的預測力，此亦為有趣而具挑戰性的研究方向。

參考文獻

- 中華民國統計資訊網總體統計資料庫 National Statistics, Macro Database (1987-2013), <http://statdb.dgbas.gov.tw/pxweb/dialog/statfile91.asp>. (in Chinese)
- 王泓仁 Wang, Hung-Jen (2005), 「臺幣匯率對我國經濟金融活動之影響」 “The Impact of Exchange Rates on Taiwan’s Economic and Financial Activity”, 中央銀行季刊 *Central Bank Quarterly*, 27:1, 13-46. (in Chinese)
- 田慧琦 Tian, Hui-Qi (2010), 「臺灣失業率和產出之關聯及可能影響因素探討－歐肯法則 (Okun’s Law) 實證分析」 “Taiwan’s Unemployment Rate and the Output of the Association and the Possible Influence Factors – Okun’s Law Empirical Analysis”, 中央銀行季刊 *Central Bank Quarterly*, 32:3, 29-66. (in Chinese)
- 黃柏農 Huang, Bwo-Nung (1998), 「再驗臺灣的股價與總體變數之間的關係」 “Taiwan Stock Price and Macroeconomic Variables”, 證券市場發展季刊 *Review of Securities and Futures Markets*, 10:4, 89-109. (in Chinese with English abstract)
- 臺灣經濟新報資料庫 Taiwan Economic Journal Database (1987-2013), <http://www.tej.com.tw/twsite/>. (in Chinese)
- 劉淑敏 Liu, Shu-Min (2011), 「臺灣產出缺口與通貨膨脹關係之研究」 “An Investigation on Taiwan’s Output Gap and Inflation”, 中央銀行季刊 *Central Bank Quarterly*, 33:4, 17-44. (in Chinese)
- Ang, A. and G. Bekaert (2007), “Stock Return Predictability: Is it There?” *The Review of Financial Studies*, 20:3, 651-707.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *The American Economic Review*, 82:4, 901-921.

- Bhaduri, S. and R. Saraogi (2010), "The Predictive Power of the Yield Spread in Timing the Stock Market," *Emerging Markets Review*, 11:3, 261-272.
- Bry, G. and C. Boschan (1971), "Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs," NBER Technical Paper No. 20, New York: Columbia University Press.
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988), "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *The Review of Financial Studies*, 1:3, 195-228.
- Candelon, B., J. Ahmed and S. Straetmans (2012), "Predicting and Capitalizing on Stock Market Bears in the U.S.," Department of Research, Ipag Business School Working Paper No. 19.
- Candelon, B., J. Piplack and S. Straetmans (2008), "On Measuring Synchronization of Bulls and Bears: The Case of East Asia," *Journal of Banking & Finance*, 32:6, 1022-1035.
- Chang, K. L. (2009), "Do Macroeconomic Variables Have Regime-Dependent Effects on Stock Return Dynamics? Evidence from the Markov Regime Switching Model," *Economic Modelling*, 26:6, 1283-1299.
- Chauvet, M. and S. Potter (2000), "Coincident and Leading Indicators of the Stock Market," *Journal of Empirical Finance*, 7:1, 87-111.
- Chen, H., T. T. L. Chong and Z. Li (2011), "Are Chinese Stock Market Cycles Duration Independent?" *The Financial Review*, 46:1, 151-164.
- Chen, N. F., R. Roll and S. A. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market," *The Journal of Business*, 59:3, 383-403.
- Chen, S. S. (2007), "Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 39:2-3, 667-688.

- Chen, S. S. (2009), "Predicting the Bear Stock Market: Macroeconomic Variables as Leading Indicators," *Journal of Banking & Finance*, 33:2, 211-223.
- Chen, S. S. (2012), "Revisiting the Empirical Linkages between Stock Returns and Trading Volume," *Journal of Banking & Finance*, 36:6, 1781-1788.
- Chordia, T. and L. Shivakumar (2002), "Momentum, Business Cycle, and Time-Varying Expected Returns," *The Journal of Finance*, 57:2, 985-1019.
- Choudhry, T. (2001), "Inflation and Rates of Return on Stocks: Evidence from High Inflation Countries," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 11:1, 75-96.
- Clark, T. E. and K. D. West (2007), "Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models," *Journal of Econometrics*, 138:1, 291-311.
- Cochrane, J. H. (2008), "Financial Markets and the Real Economy," in *Handbook of the Equity Risk Premium*, ed., R. Mehra, 237-325, Amsterdam: Elsevier.
- Cooper, M. J., R. C. Gutierrez Jr. and A. Hameed (2004), "Market States and Momentum," *The Journal of Finance*, 59:3, 1345-1365.
- Cuñado, J., L. A. Gil-Alana and F. Pérez de Gracia (2010), "Mean Reversion in Stock Market Prices: New Evidence Based on Bull and Bear Markets," *Research in International Business and Finance*, 24:2, 113-122.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1989), "Scoring the Leading Indicators," *The Journal of Business*, 62:3, 369-391.
- Dridi, R. and L. Germain (2004), "Bullish/Bearish Strategies of Trading: A Nonlinear Equilibrium," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39:4, 873-886.

- Edwards, S., J. Gómez Biscarri and F. Pérez de Gracia (2003), "Stock Market Cycles, Financial Liberalization and Volatility," *Journal of International Money and Finance*, 22:7, 925-955.
- Estrella, A. (1998), "A New Measure of Fit for Equations with Dichotomous Dependent Variables," *Journal of Business & Economic Statistics*, 16:2, 198-205.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis (1991), "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity," *The Journal of Finance*, 46:2, 555-576.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *The Review of Economics and Statistics*, 80:1, 45-61.
- Fama, E. F. (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money," *The American Economic Review*, 71:4, 545-565.
- Fama, E. F. and K. R. French (1988), "Dividend Yields and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 22:1, 3-25.
- Geske, R. and R. Roll (1983), "The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation," *The Journal of Finance*, 38:1, 1-33.
- Gómez Biscarri, J. and F. Pérez de Gracia (2004), "Stock Market Cycles and Stock Market Development in Spain," *Spanish Economic Review*, 6:2, 127-151.
- Gordon, S. and P. St-Amour (2000), "A Preference Regime Model of Bull and Bear Markets," *The American Economic Review*, 90:4, 1019-1033.
- Guidolin, M. and S. Hyde (2012), "Can VAR Models Capture Regime Shifts in Asset Returns? A Long-Horizon Strategic Asset Allocation Perspective," *Journal of Banking & Finance*, 36:3, 695-716.
- Harding, D. and A. Pagan (2002), "Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation," *Journal of Monetary Economics*, 49:2, 365-381.

- Harding, D. and A. Pagan (2003), "A Comparison of Two Business Cycle Dating Methods," *Journal of Economic Dynamics & Control*, 27:9, 1681-1690.
- Hau, H. and H. Rey (2006), "Exchange Rates, Equity Prices, and Capital Flows," *The Review of Financial Studies*, 19:1, 273-317.
- Hjalmarsson, E. (2010), "Predicting Global Stock Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45:1, 49-80.
- Hong, H., W. Torous and R. Valkanov (2007), "Do Industries Lead Stock Markets?" *Journal of Financial Economics*, 83:2, 367-396.
- Hsu, P. H. (2009), "Technological Innovations and Aggregate Risk Premiums," *Journal of Financial Economics*, 94:2, 264-279.
- Humpe, A. and P. Macmillan (2009), "Can Macroeconomic Variables Explain Long-Term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan," *Applied Financial Economics*, 19:2, 111-119.
- Inoue, A. and L. Kilian (2005), "In-Sample or Out-of-Sample Tests of Predictability: Which One should We Use?" *Econometric Reviews*, 23:4, 371-402.
- Kaul, G. (1987), "Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector," *Journal of Financial Economics*, 18:2, 253-276.
- Kauppi, H. and P. Saikkonen (2008), "Predicting U.S. Recessions with Dynamic Binary Response Models," *The Review of Economics and Statistics*, 90:4, 777-791.
- Kim, M. K. and J. K. Zumwalt (1979), "An Analysis of Risk in Bull and Bear Markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14:5, 1015-1025.
- Kothari, S. P. and J. Shanken (1997), "Book-to-Market, Dividend Yield, and Expected Market Returns: A Time-Series Analysis," *Journal of Financial Economics*, 44:2, 169-203.

- Krugman, P. and L. Taylor (1978), "Contractionary Effects of Devaluation," *Journal of International Economics*, 8:3, 445-456.
- LeBaron, B. (1999), "Technical Trading Rule Profitability and Foreign Exchange Intervention," *Journal of International Economics*, 49:1, 125-143.
- Lee, U. (1997), "Stock Market and Macroeconomic Policies: New Evidence from Pacific Basin Countries," *Multinational Finance Journal*, 1:4, 273-289.
- Liu, W., B. G. Resnick and G. L. Shoesmith (2004), "Market Timing of International Stock Markets Using the Yield Spread," *The Journal of Financial Research*, 27:3, 373-391.
- Maheu, J. M. and T. H. McCurdy (2000), "Identifying Bull and Bear Markets in Stock Returns," *Journal of Business & Economic Statistics*, 18:1, 100-112.
- McQueen, G. and V. V. Roley (1993), "Stock Prices, News, and Business Conditions," *The Review of Financial Studies*, 6:3, 683-707.
- Merton, R. C. (1973), "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, 41:5, 867-887.
- Ng, S. and P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69:6, 1519-1554.
- Nyberg, H. (2013), "Predicting Bear and Bull Stock Markets with Dynamic Binary Time Series Models," *Journal of Banking & Finance*, 37:9, 3351-3363.
- Pagan, A. R. and K. A. Sossounov (2003), "A Simple Framework for Analysing Bull and Bear Markets," *Journal of Applied Econometrics*, 18:1, 23-46.
- Poirier, D. J. and P. A. Ruud (1988), "Probit with Dependent Observations," *The Review of Economic Studies*, 55:4, 593-614.

- Quayes, S. (2010), "Does Budget Deficit Lower Equity Prices in USA?" *Economics Letters*, 107:2, 155-157.
- Rapach, D. E., M. E. Wohar and J. Rangvid (2005), "Macro Variables and International Stock Return Predictability," *International Journal of Forecasting*, 21:1, 137-166.
- Resnick, B. G. and G. L. Shoesmith (2002), "Using the Yield Curve to Time the Stock Market," *Financial Analysts Journal*, 58:3, 82-90.
- Startz, R. (2008), "Binomial Autoregressive Moving Average Models with an Application to U.S. Recessions," *Journal of Business & Economic Statistics*, 26:1, 1-8.
- White, H. (1982), "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models," *Econometrica*, 50:1, 1-25.
- Wu, S. J. and W. M. Lee (2012), "Predicting the U.S. Bear Stock Market Using the Consumption-Wealth Ratio," *Economics Bulletin*, 32:4, 3174-3181.
- Wu, S. J., W. M. Lee and S. Y. You (2013), "Predicting Bear Stock Markets: International Evidence," Unpublished Working Paper.
- Yan, W., J. G. Powell, J. Shi and W. Xu (2007), "Chinese Stock Market Cyclical Regimes: 1991-2006," *Economics Letters*, 97:3, 235-239.
- Yilmaz, K. (2003), "Martingale Property of Exchange Rates and Central Bank Interventions," *Journal of Business & Economic Statistics*, 21:3, 383-395.

Predicting Bear Markets of the TAIEX and Industry Indices in Taiwan

Lee, Wei-Ming, Shue-Jen Wu and Chi-Tai Huang

Abstract

This paper examines the predictive power of macroeconomic variables for bear markets of the TAIEX and 8 industry indices in Taiwan. Based on Pagan and Sossounov's (2003) modified Bry-Boschan method and probit models, the in-sample and out-of-sample results all reveal that the term spread is a better predictor, but only for shorter and longer forecast horizons. The annual percentage change in the consumer price index only contains information about future bear markets. The macroeconomic variables reflecting economic activity provide little information regarding future bear markets, marking a sharp contrast with the U.S. findings in Chen (2009). Finally, both fiscal and monetary policies have a great impact on the TAIEX as well as the cement and finance industries. However, while the food, plastic and chemical, and building materials and construction industries react only to monetary policy, the textile, paper and pulp, and electric machinery industries respond to monetary policy only in the short run, while responding to fiscal policy only in the long run.

Keywords: Bear Market, Industry Index, Macroeconomic Variable, Probit Model

JEL Classification: G01, G10, G17

Wu, Shue-Jen, Department of International Business Studies, National Chi Nan University, No. 1, University Rd., Puli Township, Nantou County 54561, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-49-2910960 ext. 4607, E-mail: sjwu@ncnu.edu.tw. Wei-Ming Lee, Department of Economics, National Chung Cheng University, No. 168, University Rd., Minhsiung Township, Chiayi County 62102, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-5-2720411 ext. 34119, E-mail: ecdwml@ccu.edu.tw. Chi-Tai Huang, Department of Economics, National Chung Cheng University, No. 168, University Rd., Minhsiung Township, Chiayi County 62102, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-5-2720411, E-mail: speed1213@yahoo.com.tw.

Received 25 April 2014; revised 9 June 2014; accepted 14 January 2015.