

台灣金融服務業聯合總會委託計畫

「台灣金融危機領先指標之研究」

委託單位：台灣金融服務業聯合總會

執行單位：國立政治大學商學院銀行研究中心

計畫主持人：李桐豪

共同主持人：江永裕

研究助理：李立璿

研究助理：楊啟均

摘要

我國自從金融業經歷亞洲金融風暴後，金融重建工作與隨後的雙卡風暴皆耗費金融體系與社會龐大的資源。近來的金融海嘯雖未遭蒙巨大損失，然仍受到嚴峻考驗。有鑒於此，若能建構有效的早期金融危機預警系統，及早發現問題，便能夠提前在資源配置、業務方向及政府政策等提早因應，有助於降低金融危機發生所造成的損害與影響。

本研究歸納國際上對於金融危機及預警系統之重要研究，考量台灣本身的特殊性，找出台灣特有的指標變數後，多次的將研究結果和文獻實證數據比較，發現不論是樣本內的估計或是和跨國研究數據相比，結果都增加了預警指標的可信度與金融危機預警的準確程度。

首先，定義兩類型的金融危機型態與危機時間長度，一類型是參考過去國際文獻所建立的系統性金融危機，例如亞洲金融風暴與雙卡風暴等等；另一類型則參考台灣的基層金融文化，以擠兌或最終被接管等基層金融機構事件為主。考量國際文獻對金融危機的時間範圍定義不同，參考國內近 10 年的景氣循環長度，建立屬於台灣的金融危機期間。

本研究採用訊號法篩選在台灣過去幾次危機上具有預警功能的金融與經濟變數，同時再次的將有效預警變數編制綜合指標，選取預警危機機率。另外，為了編制具有較佳的預測能力燈號系統，本研究比較 Logit 危機發生機率估計值，與國際實證文獻相反的，台灣在使用 Logit 危機預警的功能較差，故本研究最後以訊號法的燈號預警系統為主。

在變數選擇上，本研究著重在整體金融體系與經濟體系的環境變數，同時佐以銀行主要存放款業務等變數，發現金融危機容易發生在金融體系泡沫或高速成長之後，且新台幣貶值或貨幣供給的增加，也容易引發金融危機的發生。

最後，使用訊號法的燈號預警系統，在樣本內可以預測到 90% 的已發生危機，系統也可以選擇不同的預警門檻，提高訊號對危機發生的準確率，或是提高預測危機發生的次數等等。這種彈性預警的方法，給予系統使用者一個操作的空間，讓操作者可以在偏好的預警方式下，增加對危機發生的防範措施。另外，由本研究編制的綜合指標圖的趨勢來看，2004 年後的金融體系似乎發生結構型的轉變，顯示風險結構的轉型，而這個轉型的結果，使燈號預警系統的正確度下滑。雖然指標值在 2009 年開始指標緩慢下降，但指標是否會回覆到先前的較低的水準，則有待觀察。

目錄

第一章.....	1
1.1 導論.....	1
1.2 國外預警系統建構現況.....	3
第二章.....	9
2.1 金融危機預警系統文獻回顧.....	9
2.2 研究方法.....	12
2.2.1 訊號法.....	12
2.2.2 Logit 法.....	16
第三章.....	18
3.1 台灣金融危機定義.....	18
3.2 樣本資料來源與研究範圍.....	23
3.3 變數選擇.....	24
第四章.....	26
4.1 全域樣本與系統性金融危機.....	26
4.1.1 訊號法--預警訊號表.....	26
4.1.2 全域樣本的綜合指標編制—訊號法.....	31
4.2 部分樣本-加入基層金融擠兌事件.....	36
4.2.1 訊號法--預警訊號表.....	36
4.2.2 樣本內預警綜合指標.....	41
第五章.....	47
5.1 Logit 模型.....	47
5.2 Logit 模型-估計結果.....	48
5.3 Logit 指標.....	50
第六章.....	52
6.1 結論.....	52
6.2 後續建議.....	53
附表 1：期中報告審查意見.....	55
附表 2：期末報告審查意見.....	57
附件 3：燈號系統操作步驟.....	60
附表 4：訊號法中已使用但不顯著變數.....	62
Reference	63

第一章

1.1 導論

2007 年 8 月初，一場突如其來的流動性緊縮風暴席捲全球，股市劇烈震盪，債券市場近乎癱瘓，各國中央銀行紛紛向銀行系統注入鉅資，以挽救瀕於崩潰的市場信心。8 月 9 日~10 日兩天，美國、歐洲、加拿大、日本等央行總共注資 3,023 億美元，為 911 事件後最大的一次全球央行聯合行動。即便如此，仍無法遏止市場的恐慌。

2007 年開始的金融風暴無論規模與程度都超過近年來之國際經驗，而許多人認為此次風暴與 1929 年之經濟大蕭條相當，可稱之為金融海嘯。金融海嘯對國際經濟產生重大的衝擊，逼使世界各國都提出各項規模龐大的救急方案。2009 年 4 月透過 G20 倫敦高峰會議(London Summit)進行金融監理與財政政策的整合，其中由國際貨幣基金會(IMF)與金融穩定委員會(Financial Stability Board) 作出總體經濟與金融風險的早期預警，並提出必要的行動建議亦為各國強化金融監理的重點工作¹。

事實上，IMF 早在 1994~1995 年的墨西哥貨幣危機(Mexico Peso Crisis)與 1997~1998 年的亞洲金融危機(Asian Financial Crisis)後，便積極發展金融危機的預警系統。就區域而言，亞洲開發銀行(ADB)透過神戶研究計畫(Kobe Research Project)，提供技術協助，發展出東協加三(ASEAN+3)架構下的早期預警系統原型(prototype)，並獲得相關國家的肯定。我國的鄰國韓國亦針對金融機構與韓圓發展出個別的預警系統，其中金融機構部份甚至已可用網路(web)方式進行預警的推估工作(FIEWS 系統)。

在我國方面，自從金融業經歷亞洲金融風暴後，所進行的金融重建工作與隨後的雙卡風暴，皆耗費金融體系與社會龐大的資源。此次世界金融海嘯雖未如先進國家般遭蒙巨大損失，然仍受到嚴峻考驗。有鑒於此，若我國能建構金融的早期危機預警系統，進行監測及早發現問題，便能夠提前在區域發展、資產配置、業務方向及產品設計等各面向提出因應對策，應有助於降低國家金融危機的發生或減輕危機所造成的影響。

本研究歸納國際上對於金融危機及預警系統之重要研究，考量國際金融情勢變化及台灣本身的特殊性，同時參酌適合國家特性的早期預警制度

¹ 原為金融穩定論壇(Financial Stability Forum)，在今年第二次 G20 會議中正式更名為金融穩定委員會。

(Davis and Karim, 2008)，建構出更符合我國實際應用所需之金融風暴領先指標。本研究在找出台灣特有的指標變數後，為了表現指標對危機預警的有力程度。另外，再多次的將研究結果和文獻實證數據與台灣金融歷史資料比較，發現不論是樣本內的估計或是和跨國研究數據相比，本研究結果都增加了預警指標的可信度與金融危機預警的準確程度。

1.2 國外預警系統建構現況

金融機構與市場的健全運作，可以有效協助國家經濟發展，而金融危機的發生則不僅影響金融業的生存，更會破壞國家經濟的穩定。Reinhart 與 Rogoff (2009)對於金融風暴對國家經濟影響的平均程度與時間作了調查，結果發現相關經濟指標振盪幅度為：房地產價格下跌 35.5%，期間為 6 年；股價下跌 55.9%，期間為 3.4 年；失業率上升 7%，期間為 4.8 年；產出下跌 9.3%，期間為 1.9 年；國家公債在危機後 3 年上升了 86.3%。由此可見，如果金融業者與國家財金政策決策者能認知金融危機發生的可能性，並預作必要的安排，或許可以防患未然，消弭危機的發生，避免經濟嚴重衰退，進而穩定金融與國家經濟的發展。因此，建構有效的金融預警機制一直是金融業者與國家財金政策決策者所期待的。

由世界經濟的角度來看，金融危機的發生並非是「偶然」而近乎是「必然」。根據 IMF 的統計，若將金融危機定義為銀行危機、貨幣危機、國家債務危機與雙元及三元混合危機，則在 1970 年至 2007 年底，全世界共發生 124 次銀行危機，208 次貨幣危機，65 次國家債務危機與 42 次雙元及 10 次三元混合危機，表一說明國際金融危機層出不窮的狀況。下表 IMF 的統計中並未包含台灣的銀行危機，在過去 20 年間，台灣經歷了 1995 年前後的基層金融擠兌、1998 年本土金融危機、2001 年逾放比大幅增加與 2005 年的雙卡風暴等幾次銀行危機，而每次都讓社會付出龐大的資源與代價。

尤其自 1994~5 年墨西哥貨幣危機與 1997~8 年亞洲金融危機的發生，對世界經濟的衝擊甚鉅，引發人們嚴重的關注，而國際金融組織，如 IMF 與 ADB，亦開始積極投入金融預警機制的研究。透過這些國際金融組織的努力，許多國家也開始建立自身的金融預警系統，而且逐步建立共同標準的預警監測資料庫。不過，即使有國際金融組織參與金融風險預警制度的建置，金融風暴的發生仍不可避免。近期則是在 2007 年美國房地產衰退，引發次年的次級房貸風暴，造成美國投資與商業銀行的倒閉危機，進而引發全世界的金融危機。

金融風險預警模型的類別端視研究者設計時的出發點與使用的方法來決定。銀行危機預警系統的研究，如以「訊號方法」找出對銀行危機較具預測力的指標；如 Kaminsky(1998)的 M2 貨幣乘數、國內授信對 GDP 之比率、實際或預期經濟成長（工業生產成長率及實質國內利率）與資產價格，以及 Goldstein et al. (2000)的實質有效匯率指數、股價、貨幣乘數、總產出、出口、銀行存款實質利率、短期資本流入相對 GDP 之比率與經常帳餘額相對毛投資之比率。另外，有採用 probit 或 logit 迴歸模型找出預

測指標，如實質利率、產出成長率、國內信用成長、貿易條件與實質匯率，代表性的文獻見 Demirguc-Kunt 與 Detragiache (1998, 1999)，Hardy 與 Pazarbasioglu (1999) 及 Hutchinson 與 McDill (1999)等研究。綜此，IMF (1998, 2002) 歸納認為，大量的短期外資流入、國內信用過度擴張且缺乏適當風險管理、緩慢實質經濟活動，以及資產價格泡沫破滅是銀行危機的先行現象。

表一 IMF 各類金融危機統計表 /1970-2007

Year	Banking crisis (number)	Currency crisis (number)	Sovereign debt crisis (number)	Twin crisis (number)	Triple crisis (number)
1970			3		
1971			4		
1972			6		
1973			1		
1974			3		
1975			12		
1976	2		6	1	
1977	2		3	1	
1978			7	3	
1979			6	2	
1980	3		2	3	
1981	3		45	6	1
1982	5		11	9	1
1983	7		14	10	1
1984	1		9	4	
1985	2		9	3	
1986	1		8	3	
1987	6		13	1	
1988	7		8	1	
1989	4		8	3	1
1990	7		10	2	
1991	10		14	1	
1992	8		15	3	
1993	7		3	1	
1994	11		23	4	
1995	13		8	5	
1996	4		15	2	
1997	7		15	5	
1998	7		6	3	3
1999			11	2	
2000	2		7	1	
2001	1		5	2	1
2002	1		7	4	1
2003	1		3	1	1
2004			2	1	
2005			2		
2006			1		
2007	2		1		
Total	124	208	63	42	10

1/ Twin crisis indicates banking crisis in year t and currency crisis during [t-1, t+1]. Triple crisis indicates banking crisis in year t and currency crisis during [t-1, t+1] and debt crisis during [t-1, t+1].

資料來源: Laeven & Valencia(2008)

IMF 執行委員會(Executive Board)於 2003 年推動金融健全指標(Financial Stability Indicators, FSI)，不僅作為監測各國金融體系穩定與否的指標，而且亦可作為金融危機預警系統變數選擇的出發點。表二為 IMF 所關切的金融健全指標。

表二 IMF 金融健全指標核心(core)與建議(encouraged)指標

核心指標(Core Set)	
存款機構(Deposit-takers)	
資本適足性 (Capital adequacy)	• 法定資本/風險性資產 (Regulatory capital to risk-weighted assets) • 法定第一類資本/風險性資產 (Regulatory Tier 1 capital to risk-weighted assets) • 逾期放款扣除特定損失準備後淨額/資本 (Nonperforming loans net of provisions to capital)
資產品質 (Asset quality)	• 逾期放款/放款總額 (Nonperforming loans to total gross loans) • 部門別放款/放款總額 (Sectoral distribution of loans to total loans)
盈餘及獲利能力 (Earnings and profitability)	• 資產報酬率 (Return on assets) • 淨值報酬率 (Return on equity) • 淨利息收入/總收入 (Interest margin to gross income) • 非利息費用/總收入 (Noninterest expenses to gross income)
流動性 (Liquidity)	• 流動資產/資產總額 (Liquid assets to total assets ; Liquid asset ratio) • 流動資產/短期負債 (Liquid assets to short-term liabilities)
市場風險敏感度 (Sensitivity to market risk)	• 外匯淨部位/資本 (Net open position in foreign exchange to capital)

建議指標(Encouraged Set)	
存款機構 (Deposit-takers)	• 資本/資產 (Capital to assets) • 大額暴險/資本 (Large Exposures to capital) • 地區別放款/放款總額 (Geographical distribution of loans to total loans) • 衍生性金融商品總資產部位/資本 (Gross asset position in financial derivatives to capital)

	• 衍生性金融商品總負債部位/資本 (Gross liability position in financial derivatives to capital) • 交易性收入/總收入 (Trading income to total income) • 人事費用/非利息費用 (Personnel expenses to noninterest expenses) • 放款及存款利差 (Spread between reference lending and deposit rates) • 銀行間拆款最高及最低利率差距 (Spread between highest and lowest interbank rate) • 客戶存款/放款總額（不含同業拆款） (Customer deposits to total (noninterbank) loans) • 外幣計價放款/放款總額 (Foreign-currency-denominated loans to total loans) • 外幣計價負債/負債總額 (Foreign-currency-denominated liabilities to total liabilities) • 權益證券淨部位/資本 (Net open position in equities to capital)
其他金融機構 (Other financial corporations)	• 資產/金融體系資產總額 (Assets to total financial system assets) • 資產/GDP (Assets to GDP)
非金融企業部門 (Nonfinancial corporations sector)	• 負債總額/淨值 (Total debt to equity) • 淨值報酬率 (Return on equity) • 盈餘/借款本息支出 (Earnings to interest and principal expenses) • 淨外匯暴險/淨值 (Net foreign exchange exposure to equity) • 申請破產保護之件數 (Number of applications for protection from creditors)
家計部門 (Households)	• 家計部門負債/GDP (Household debt to GDP) • 家計部門借款本息支出/收入 (Household debt service and principal payments to income)
市場流動性 (Market liquidity)	• 證券市場^(註)平均買賣價差 (Average bid-ask spread in the securities market) • 證券市場^(註)日平均週轉率 (Average daily turnover ratio in the securities market)
不動產市場 (Real estate markets)	• 不動產價格(Real estate prices)

- 住宅不動產放款/放款總額
(Residential real estate loans to total loans)
- 商業不動產放款/放款總額
(Commercial real estate loans to total loans)

不僅 IMF 積極投入金融風險預警模型的建立，工業先進國家 G10 也建構各自的金融危機預警模型，表三說明 G10 各國的金融監理風險評估與早期預警系統。

表三 G10 國家金融監理風險評估與早期預警系統

Country	Supervisory Authority	System	Year of implementation	System type
France	Banking Commission	ORAP (Organisation and Reinforcement of Preventive Action)	1997	Off-site Supervisory bank rating system
		SAABA (Support System for Banking Analysis)	1997	Early warning model - Expected loss
		BAKIS (BAKred Information System)	1997	Financial ratio and peer group analysis system
Germany	German Federal Supervisory Office			
Italy	Bank of Italy	PATROL	1993	Off-site Supervisory bank rating system
		Early Warning System	Planned	Early warning model - failure and timing to failure prediction
Netherlands	Netherlands Bank	(RAST) Risk Analysis Support Tool	1999	Comprehensive bank risk assessment system
		Observation system	Planned	Financial ratio and peer group analysis system
United Kingdom	Financial Services Authority	RATE (Risk Assessment, Tools of Supervision and Evaluation)	1998	Comprehensive bank risk assessment system
	Bank of England	TRAM (Trigger Ratio Adjustment Mechanism)	Developed 1995 – not implemented	Early warning model
United States	All three supervisory authorities	CAMELS	1980	On-site examination rating
	Federal Reserve System	Individual Bank Monitoring Screens	1980s	Financial ratio analysis
		SEER Rating (System for Estimating Exam Ratings)	1993	Early warning model - Rating estimation
		SEER Risk Rank	1993	Early warning model- Failure prediction
	FDIC	CAEL	1985 (withdrawn December 1999)	Off-site supervisory bank rating system
		GMS – Growth Monitoring System	mid 1980s (refined recently)	Simple early warning model - tracking high growth banks
		SCOR (Statistical CAMELS Off-site Rating)	1995	Early warning model - Rating downgrade estimation
	OCC	Bank Calculator	Planned	Early warning model Failure prediction

資料來源：Sahajwala and Bergh (2000)

亞洲開發銀行透過神戶研究計畫，發展出的東協加三的早期金融(貨幣)危機預警系統原型，同時考慮「總體審慎指標」(Macro Prudential Indicators; MPIs)與領先經濟指標。模型的建立則同時使用有母數與無母數模型。ADB 使用的指標包含兩種類型，一與 CAMELS 相關，屬於總合個體審慎指標，另一與總體經濟發展及外部衝擊有關；總合個體部份至少有 5 個變數，而總體經濟部份則對金融脆弱來源分為 6 大類至少 24 個變數，以反應國際金融、貿易、財政、金融產業、實質經濟與世界經濟的影

響。表四是 ADB 的模型考量結構。

表四 ADB之區域預警模型架構

		Countries with high frequency data	Countries without high frequency data
Macroprudential indicators	Macroeconomic indicators	Not applicable as these indicators are included in the EWS models	Assess the health and stability of financial systems
	Aggregated microprudential indicators	Assess the health of banks and nonbank financial institutions	
Non-parametric EWS		Assess the likelihood of a currency crisis	Not applicable due to the lack of high frequency data
Parametric EWS		Assess the likelihood of a currency crisis	Not applicable due to the lack of high frequency data
Leading indicators of business cycles		Predict turning points of business cycles	Not applicable due to the lack of high frequency data

資料來源：ADB(2002)

ADB 模型在無母數預警模型部份，以 Kaminsky and Reinhart (1999)為危機訊號模型範本，預警領先期為 24 個月，雙邊名目匯率變動(以對美元為主)超過 2 個標準差為定義之貨幣危機，最後找到 8 個變數具有條件機率超過 50%以上的預測能力。至於有母數的預警模型採用 probit 的迴歸方程式，以月資料針對特定國家進行推算，若以 20%為危機門檻，則有 5 個解釋變數構成的模型，在樣本內的 69%的危機預測力，樣本外更有 78%的正確力。ADB 預警模型預測能力的表現，得到 ASEAN+3 相關國家的肯定，並希望完成最後區域金融危機的預警系統。

第二章

2.1 金融危機預警系統文獻回顧

除了主要國際金融組織與金融監理機構對於金融危機預警系統進行研究外，學者也嘗試提出不同預警模型研究。舉例來說Hardy and Pazarbasioglu (1999) 使用期間為1980-1997年的50個國家為樣本，在樣本當中共有38個國家發生過43次銀行危機，利用多項Logit模型，探討在發生銀行體系危機前，哪些總體經濟或金融變數，具有領先的指標功能，以及1997年亞洲金融風暴的成因，是否與其他金融危機有所不同。他們將可能的領先指標變數區分為三個部門：實質部門、銀行部門與潛在的衝擊變數。並將危機發生區分為危機發生前與危機發生期間。實證結果顯示：(1) GDP成長率的下降，在金融危機期間扮演了很重要的腳色，但在危機發生之前，卻無法表現出銀行體系正在承受壓力；(2) 1997年亞洲的銀行危機，與實質有效匯率指數(real effective exchange rate)和gross foreign liabilities 佔GDP的比例的這兩個變數上，有很大的關聯在，且值得注意的是，上述的兩個變數，對其他區域的銀行危機影響並不顯著；(3) 銀行危機的發生會與同期實質GDP成長的下降、通膨產生的boom-bust、信用擴張、實質利率的上升、遞減的累積資本產出率 (Incremental Capital Output Ratio)、陡直下降的實質匯率與不利的貿易衝擊等因素有關；另外，國家或地域的特性，也應該考量進去。

有一部分使用 Logit 模型的文獻，則是針對個別銀行倒閉的機率加以研究。例如 Bongini, Ferri and Kang (2000) 以韓國當地 51 家大型金融機構及 226 家共同儲蓄及財務公司為對象，發現小規模的共同儲蓄及財務公司反而比較不易發生危機，原因可能在於這類機構的業務以一般性放款為主，在金融危機發生時，衝擊的部位較小。另外，Bongini, Claessens and Ferri (2001) 利用 1996 年韓國、馬來西亞、泰國、菲律賓及印尼等東亞區域的五個國家，共 238 家金融機構為研究對象，使用包含 CAMEL、銀行所有權、銀行是否有家族控制等虛擬變數為對象。實證發現，CAMEL 等財務資訊，能有效預測亞洲金融危機時的銀行破產或倒閉。

Sarkar 與 Sriram (2001) 針對個體財務資料運用貝式模型(Bayesian Model)分析預測銀行的倒閉，可以有 3 年的預警期，而且使用的財務比率個數有限。但上述的銀行個體破產機率預測是針對個別銀行是否倒閉來加以估計，並未預測系統性金融危機的發生，無法發揮早期預警的功能，只能判斷某些銀行體質較脆弱而加以監理，無法提供政策上的建議。

另外，Abiad(2003)，以貨幣危機為例，認為預警模型的研究結果高度

仰賴如何事前認定危機發生的時間點。他建議使用馬可夫轉換模型(Markov Switching Model)，以「內生化」的方式找出危機期間的特質，而可避免危機時間點的認定問題。他聲稱對貨幣危機的研究結果遠優於傳統的金融預警模型。

Demirgüç-Kunt and Detragiache (1998) 使用1980-1994年間的65個國家為樣本對象，其中共有29個已開發或開發中國家，發生31次的銀行危機。使用多項Logit模型，探討銀行危機發生前可能的領先因素。銀行發生危機的定義為：a. 銀行體系的逾放比超過10%；b. 對銀行的紓困成本超過GDP的2%；c. 銀行部門的問題使銀行大規模的國有化；d. 許多的銀行發生擠兌、存款凍結、延長休業日或政府提出存款保證措施等的緊急行為。根據銀行危機的理論與變數的可得性，將解釋變數區分為：總體特性變數；金融特性變數與制度特性相關變數等三類。實證結果發現：(1) 銀行危機容易發生在在總體經濟環境脆弱的時候，尤其是GDP成長率低時；(2) 銀行部門的風險增加可能來自於高實質利率所造成的高度通膨；(3) 存款保險的存在，反而會導致系統性銀行風險的增加；(4) 有些實證數據顯示，金融自由化的程度越高，傾向增加銀行危機發生的可能；(5) 外國銀行的進入則是因為增加競爭而有益處。

Goldstein et al. (2000)以「訊號方法」試圖探討貨幣與銀行危機之指標，而選取出的有效預測變數包含：高估的實質有效匯率指數、股價下跌、較高的貨幣乘數、總產出下滑、惡化的出口、過高的銀行存款實質利率、短期資本流入相對GDP 之比率急速反轉為負值，及經常帳餘額相對毛投資之比率轉為負值。同時他們發現銀行危機較貨幣危機較困難預測，在使用6組月頻率資料預測銀行危機時，結果樣本外的推估不如貨幣危機預測結果。

Kaminsky (1998) 使用訊號方法 (signal extraction approach)與事件分析法，試圖建構預測銀行危機與通貨危機發生的綜合性指標。使用1970-1995年包含工業化與開發中國家的月資料樣本，當中包含76次的通貨危機與26次的銀行危機，並將銀行危機發生的時點定義為：(a) 銀行擠兌導致的銀行停業、合併或政府接管金融機構時；(b) 若無發生擠兌下、銀行合併、停業、接管或大規模的政府援助重要的金融機構時。根據銀行危機與通貨危機所產生的現象(例如過度借貸、銀行擠兌、經濟成長速度下降等等)，來找出與之對應的指標變數。使用訊號方法，組合成4種不同的危機發生領先指標，再將指標做樣本內與樣本外的領先預測。結果說明綜合指標在危機發生的時期與銀行穩定的時期，有顯著的差異。此外，研究發現下列指標對銀行危機具有一定的預測能力：較高的M2 貨幣乘數、較高的國內授信對GDP之比率、實際或預期經濟成長趨緩（工業生產成長率下跌及較高的實質國內利率）及資產價格下挫。

Davis and Karim (2008) 同時使用多項 Logit 模型與訊號方法，比較兩種不同的早期預警系統對銀行危機發生的預測能力。使用 Demirgüç-Kunt and Detragiache (1998)對銀行危機的變數定義，與 Caprio and Klingebiel (2003)對銀行危機的定義：(a) 該國銀行體系的逾放比在 5%到 10%之間；(b) 該國銀行領域的專家認為有系統性風險的可能產生。研究的樣本期間為 1979 年到 2003 年的 105 個國家，根據 DD98 的定義下，有 72 筆的銀行危機；在 CK03 的定義下，有 102 筆的銀行危機發生。實證結果發現，多項 Logit 模型找出的領先指標，對樣本內的非危機發生期間有良好的預測能力；使用 bootstrap 的樣本外預測能力，則能提供政策決定者對銀行危機監督機的良好資訊。另外，使用訊號方法建的综合指標能提高對危機的預測能力，但也同時增加錯誤警報的機會。結論表示，多項 Logit 模型在全球性的銀行危機預測表現良好，而訊號方法則適用於特定國家的預警系統上。同時，政策決定者關心的目標(例如希望預測危機準確或預測非危機準確)也是在模型設定時，必須取捨的關鍵之處。

另外，國內根據 Kaminsky & Reinhart (1999) 等人所提出的訊號法 (Signal Approach)，所做成的論文則有張瑞元、林金賢 (2005) 所著之「建構銀行危機預警模型—訊號法與 Panel Logit 之結合」一文。該文與質因變數迴歸模型 (Qualitative Dependent Variable Regression Model，即以 Probit 或 Logit 模型為主的論文) 最大的不同在於先找出對危機有顯著影響的預警指標後，透過監測預警指標的再異常來預測銀行危機發生的可能性，優點為各指標具有強烈的政策意涵，缺點則為訊號法綜合指標之建構只考慮到不同指標的加強效果。所以作者承續先前的研究脈絡嘗試利用訊號法的雜訊比來篩選重要變數後，進一步結合 Panel Logit 模型對 panel data 的解釋能力，來建構銀行危機預警模型。並將資料集分成樣本內資料集作為模型建構，以及樣本外資料集作為建構模型之測試。

國內吳懿娟(民 92 年)以 ordered probit 為基礎的模型，討論台灣在 1997 至 1998 年的貨幣與銀行兩個危機時點，認為各個模型皆較能正確預測 1997 年的貨幣危機，但只有兩個模型能對 1998 年本土性金融風暴提供較早的預警。不過，各模型的主要指標和國際相關文獻認定之指標具有一致性。吳懿娟的研究開啟國內金融預警研究之濫觴，然可能受限於篇幅，而著重於變數選擇，對其他可能的預警模式則缺乏後續的研究。

2.2 研究方法

2.2.1 訊號法

本研究計畫首先採用早期金融預警系統中，Kaminsky (1998)所提出的訊號法，訊號法模型在過去文獻中，不論是樣本內或樣本外預測，都具有很好的預測能力(Kaminsky, 1998; Davis et al., 2008)，不論是單一指標或是綜合指標都很可靠。與以往研究文獻所不同的是，過去文獻通常使用全球性或是區域性國家的金融危機作為研究對象，將多個樣本國家結合在一起統一分析，並未考慮其不同國家經濟環境之特性，計算出統一的訊號指標，而非針對單一國家提出早期預警系統。本文針對台灣過去20年內所發生的金融危機，使用訊號法加以分析領先期為12個月的指標變數預警能力。針對單一國家分析的優點在於，以台灣為例，台灣貿易導向的經濟型態，進出口貿易量就能對未來的銀行危機發出很好的預警作用，但在Kaminsky (1998) 的研究中，領先24個月份的進口值年增率對金融危機的預測並不顯著。

Step 1：門檻值選取

在樣本期間內，將每個變數的月資料，按照大小排列形成一個分配型態，使用窗格搜尋²的方式，令變數分配的某個百分比為門檻值，當某一個月的變數值超過設定的門檻值時，意謂著該指標暗示未來的12個月內有發生金融危機的可能。而門檻值之決定可由下表的四種情況來說明。

	t + h 期後有銀行危機發生	t + h 期後沒有銀行危機發生
指標在 t 期 > 門檻值	A	B
指標在 t 期 < 門檻值	C	D
ABCD 的單位為月份個數		

A 代表危機發生前12 個月發出預警的月份數，B代表危機未發生但該指標變數發出預警的月份數（即：錯誤的預警noise），C 代表危機發生卻未發出預警的月份數，D代表危機未發生而該指標變數也未發出預警的月份數。為了計算變數發射早期警訊的能力，同時顧及預警功能與避免錯誤警

² 在各個變數分配的左右尾逐次選取不同百分比，將各次百分比當作各個指標的門檻值，再逐次計算不同門檻值下的 NTSR 值，在同一變數內的多筆的 NTSR 中選取最小值，將可得到最小 NTSR 值的百分比，當作各指標變數的訊號最適門檻值。

訊能力，計算所謂的NTSR (noise-to-signal ratio) 值，此噪音訊號比值同時計算不良警訊的比率和正確預警的比率，可表示為 $[B/(B+D)]/[A/(A+C)]$ ，亦即為型 II 誤差($B/(B+D)$)與1減型 I 誤差($A/(A+C)$)之比，該比值越低則表示指標的預測績效越佳。根據Kaminsky et al. (1998)指出：當變數的NTSR>1時，表示變數不容易預測到未來1年內金融危機的發生，或是容易發出擾亂的訊號，對沒有金融危機發生的時間點發出預測；而NTSR<1 的指標變數，表示在適當門檻值選取下，變數對未來金融危機是否發生的預測準確度較高，當變數發出訊號，則危機可能會在未來的12 個月內發生。

$$\text{型 I 錯誤} = (C/(A+C));$$

$$\text{型 II 錯誤} = (B/(B+D));$$

$$\text{NTSR}=[B/(B+D)]/[A/(A+C)]= \text{type II error}/(1-\text{type I error})$$

通常門檻值的尋找範圍界定在0%~20%或80%~100%，表是該指標與去年同期相比之下，變動率過高為經濟不穩定的預兆，目的在於尋找適當的門檻值，使各指標變數的NTSR為最小。對於一些變數來說，若與前年年相較之下，大幅度的增加會使危機發生的機率變大，此時我們就在變數分配的右尾來尋找門檻值，當變數數值超過選取的門檻值，對未來的危機發出警訊；對於數值大幅減少則會使金融危機發生機率變大的變數，就在分配的左尾來尋找門檻值，當變數數值小於選取的門檻值，此時變數對未來的危機發出警訊。

在Davis et al., 2008) 裡也提及NTSR的選取方式，在同時考慮政策者的決策因素下(找出全部危機,還是不要花費無謂成本)，可以根據特定目的來尋找NTSR值。例如：決策者對危機發生的政策態度是寧可錯殺不可放過，那麼就會選擇一個合理範圍內，正確預測到多數危機的NTSR值，但無可避免的，會伴隨型II錯誤上升；或是政策態度是不想浪費公帑在不確定會發生的危機上，此時會選擇預測未發生正確度高的NTSR值，但伴隨的缺點是容易錯過真正危機發生的時間點。

除了使用噪音訊號比(NTSR)來衡量變數的預測能力之外，另一個衡量預測能力的是條件機率，衡量指標變數在發佈危機警訊下，實際上有金融危機發生的機率：

$$P(\text{crisis/signal}) = A/(A+B)$$

一般來說，若NTSR越低，則 $P(\text{crisis/signal})$ 也就會越高，此代表了該指標變數具有良好的預測績效。

衡量指標變數是否具有用的訊息，則可以用指標變數發出訊號後的條

件機率，與危機發生的無條件機率 $P(\text{crisis})=(A+C)/(A+B+C+D)$ 相比，此可表示成為危機的條件機率減危機的無條件機率 $P(\text{crisis}/\text{signal})-P(\text{crisis})$ 。若指標變數具有用的訊息，則條件機率會高於無條件之機率，若NTSR越低，則 $P(\text{crisis}/\text{signal})-P(\text{crisis})$ 也就會越高。因此，由上我們可以知道NTSR、 $P(\text{crisis}/\text{signal})$ 以及 $P(\text{crisis}/\text{signal})-P(\text{crisis})$ ，三者均可用以解釋個別指標變數對危機的預測能力。

Step 2：綜合指標建立

當所選取的指標數量很大時，除了單一指標具預警之作用外，對金融體系的整體穩健程度，進行加總的總體測度，即所謂的綜合指標法。Kaminsky (1999)認為綜合各指標之訊息應該更能有效預測銀行危機之發生。此外，在建構綜合指標過程中，Goldstein et al.(2000)建議當個別指標之噪音/信號比率 >1 時應將其剔除。

我們參考文獻上選取的標準，使用NTSR小於0.9的變數，NTSR值越小，視為越有訊號預測能力的解釋變數，並根據變數的預測能力大小，建立下列兩項綜合指標：

綜合指標一 (I1)：直接衡量危機發生可能性，加總記錄發出訊號的指標個數，發出訊號的指標個數越大，危機發生的可能性越高。例如：當我們使用10個變數來統計 I1，得到I1的值若大於0.6，表示至少有6個變數預警未來一年內有金融危機發生，如果I1的數值越高，表示有越多選取變數對未來的危機發出預警訊號，此時危機發生的可能性也越高；相反的，當某月的I1數值只有0.2時，表示只有兩個變數預警未來一年內可能有金融危機發生，當然表示危機發生的機率也越小。

$$I_t^1 = \frac{\sum_{j=1}^n S_t^j}{N}$$

$S_t^j = 1$ if variable x_j crosses the threshold in period t ,

$S_t^j = 0$ otherwise.

綜合指標二 (I2)：利用NTSR所代表的預測能力，NTSR值越小預測能力越好，利用其倒數作加權來計算，對於預警能力好的變數，在它發出訊號的時候，就給予更高的權重。例如出口值的NTSR比較小，而股價加權指數NTSR比較高，當兩個變數都用來計算綜合指標時，兩者發出的訊號比例應該相同嗎？實際上考慮到每個變數的準確度不同，即使同一月份兩個指標都超過門檻值，但為了給予歷史資料中預警能力更好的出口值較高的權重比例，所以最後計算的訊號會更強烈，而股價指數也發出訊號，但藉由NTSR加權的結果，其訊號強度會比出口值而下降權重。另外，相同的，

當I2的數值越高時，表示有越多預警能力好的指標變數對未來一年內的危機發出了警訊；當I2的數值越小，表示變數預警未來危機發生的可能性就越低。

$$I_t^2 = \sum_{j=1}^n \frac{S_t^j}{NTSR_j},$$

$S_t^j = 1$ if variable x_j crosses the threshold in period t ,

$S_t^j = 0$ otherwise.

綜合指標三 (I3)：即使我們計算有多少指標發出訊號預警，卻沒有辦法區分指標訊號的強弱程度。例如匯率變化3%與匯率變化5%，即使都超過發出訊號的門檻，但劇烈的升值或貶值應該比溫和的變動發出更強烈的訊息。因此綜合指標三進一步的把指標訊號再度區分為溫和與強烈兩種不同的訊號來處理(剛好超過門檻值或是超過門檻值兩倍以上)。例如當門檻值為90%的分位數之後，則當某月變數年增率落在95%或以上的區間，就被視為當月該變數發出一個強烈的訊號；若是落在90%~95%之間，則當月該變數發出一個溫和的訊號；若是年增率落在90%以下的區間，則該變數當月沒有發出預警的訊號。因此，我們依循Kaminsky (1999) 給每個變數定義兩個門檻值：

$$I_t^3 = \sum_{j=1}^n (SM_t^j + SE_t^j) / 2N$$

$SE_t^j = 1$ if variable x_j crosses twice of the threshold in period t ,

$SE_t^j = 0$ otherwise,

$SM_t^j = 1$ if variable x_j crosses the threshold in period t ,

$SM_t^j = 0$ otherwise.

2.2.2 Logit 法

文獻中另一派的早期預警系統模型，是透過非線性的機率模型(例如 probit model 或 logit model)來估計金融危機發生的概率(Hardy et. al.1999、Davis et. al. 2008)。這類的質因變數迴歸模型乃是根據預警指標和危機間的因果關係建立預警模型，將各種指標數值同時代入預警模型，用機率的大小來衡量危機發生的可能性。

在面對二元應變數的情況(金融危機有發生或沒發生)，logit model 可能是被運用得最廣的，特別是在統計、醫學等研究方面，因為 logit model 所得到的自變數的係數值透過簡單的換算，就可以得到常用到的指標值——「odds ratio」--即金融危機發生與不發生的機率比³。在 logit model 中，此時若使用的自變數也是二元變數，更能夠凸顯在結果解讀上的方便。

過去在使用 Logit 方法時，受限於資料取得限制，使用年資料估計危機發生的機率，雖然有效預警但提前的預警時間卻不夠長，不足以給予政策反應時間。本研究在月資料取得可行下，後半部結果將使用月資料來估計台灣金融危機發生機率，並參考張瑞元 et al. (2005) 的作法，在機率模型的變數選擇時，使用訊號法已篩選過的顯著變數，這種作法除了同時比較兩種方法的預測能力之外，也藉由檢驗重要變數的穩健程度，來增加對金融預警的準確性。

早期的文獻中使用的 Logit 模型為二元 Logit mode，但現實中危機並不是只有發生與不發生兩種單純的狀況，也會存在金融狀態惡化但尚未發生危機的階段，這種情況就較合適使用多項選擇的 Logit 模型(Multinomial Logit model)，因此本文在使用多重 logit 模型時，區分危機為：

$$\begin{aligned} y_t &= 2 \text{ if finanail crisis in period } t; \\ y_t &= 1 \text{ if 12 months before finanail crisis in period } t; \\ y_t &= 0 \text{ otherwise.} \end{aligned}$$

另外，模型估計係數的結果並不能解釋為金融危機發生機率的邊際影響。例如，台灣股市加權指數的係數為 0.6553，不可解釋為股市加權屬數年增率對危機發生的機率為 65%，若要解釋變數對金融危機發生機率的解釋，必須參考表中的 odds ratio，係數的參考價值在於係數的正負號表現，當變數係數<0，表示該變數增加會減少金融危機發生的機率；反之若變數

³ Odds ratio=[發生機率/(1-發生機率)]，詳細說明請參考第 48 頁。.

係數 >0 ，則表示變數越大會增加危機發生機率。這是因為 odds ratio 值是來自於將變數系數取指數之後，才是可解釋的數據。

第三章

3.1 台灣金融危機定義

在過去研究中，使用了許多種方式來界定金融危機的發生。大部分的界定區分為兩類：一類是以金融機構的倒閉、擠兌或是政府接管等事件為危機發生時間，另一類則是以全體銀行的不良貸款過高，政府援助金額過大等，表示系統性的金融危機。以Demirgüç-Kunt and Detragiache (1998)為例，銀行危機定義就包含：a. 整體銀行逾放比超過10%；b. 政府對銀行的紓困成本超過GDP的2%；c. 銀行大規模的國有化；d. 許多的銀行發生擠兌、存款凍結、延長休業日或政府提出存款保證措施等的緊急行為。

另一方面，部分學者認為上述的危機認定具有侷限性，判斷銀行的危機是不是系統性危機，並不是一件容易的事，因此Caprio and Klingebiel (2003)除了使用事件觀察之外，同時輔以人為判斷，補足資料上可能產生的缺陷，當該國銀行領域的專家認為有系統性風險的可能產生時，也認定為銀行危機發生。

然而，用事件研究法來確定銀行危機的時間點，可能會有定義的太晚或太早的問題。例如金融體系可能早有危機存在於銀行當中，銀行的關閉或接管只是危機發生的爆發日期而已。此種方法來確定危機時間則會太晚；另一種可能是政府在危機發生前便加以介入接管，此時判定危機時間則顯得太早。因此Kaminsky & Reinhart (1999)將危機期間定義成危機判定日的前後12個月。例如，2001年12月全體金融逾放比超過10%，Kaminsky的定義即是此次危機時間為2001年1月至2002年11月。那麼長達24個月的危機期間，是否適合用在描述台灣的金融危機上？本研究為了更準確的描繪台灣的實際經濟情況，參考台灣景氣循環指標(表五)，發現台灣近幾次的景氣循環收縮期長度約為12個月左右，且谷底的時間點與本文所定義的危機時間點相近，故採用收縮期的時間長度，將危機時間定義為危機判定月份的前後各6個月。縮短了危機時間的長度，不但更貼近台灣實際面臨金融危機的現實情形，也幫助我們準確的區分實際上的危機期間，增加早期預警系統的預測能力。

表五 台灣景氣循環基準日期

循環次序	持續期間(月數)					
	谷底	高峰	谷底	擴張期	收縮期	全循環
第 8 循環	1990.08	1995.02	1996.03	54	13	67
第 9 循環	1996.03	1997.12	1998.12	21	12	33
第 10 循環	1998.12	2000.09	2001.09	21	12	33
第 11 循環	2001.09	2004.03	2005.02	30	11	41
第 12 循環	2005.02	2008.03	未定	37	—	—

資料來源：行政院經濟建設委員會

另外在過去文獻中，多依循 Kaminsky (1998) 年的設計，提早預警金融危機多達兩年之久，也就是在現在的月份開始，預測未來兩年內是否有金融危機發生，這樣的危機預測間隔使否合適台灣的經濟型態？我們參考台灣金融危機發生的時間點與景氣循環的長度，發現 2 年的預測間隔，可能會在危機發生靠近的太近的時候，失去了預警的作用，因此調整預警提前的時間為 12 個月前，表示在現在的月份，預測未來一年內是否有金融危機發生。

3.1.1 系統性金融危機事件：

我們參考文獻上兩種危機認定方法，對台灣從 1990 到 2009 年間，符合上述條件的事件發生時間點，認定為台灣當時正處於金融危機當中，並針對台灣景氣循環收縮期的特性，將認定事件視為危機高峰期，而整個金融危機期間則為高峰期的前後各 6 個月內，符合這些條件的系統性金融危機事件有：

表六：系統性金融危機

危機發生時間	危機界定
1998.09	本土性金融危機
2001.12	逾放比超過 10%
2005.08	雙卡逾期放款餘額於 2005 年 7 月開始明顯增加
2008.10	實施存款全額保障措施

(1) 1998年本土性金融危機

按前述銀行危機之定義，國內在1998年受到亞洲金融風暴的影響，台幣升值引發資產價格上升，同時國內景氣下滑，爆發一連串的企業跳票事件，立即衝擊到股市以及金融體系的穩定，銀行受到上市上櫃公司的財務危機牽連，整體的金融逾放比(狹義逾放比)上升，由1997 年底之4.18%上揚至1998 年底之4.93%。政府因此同時採取多項穩定經濟措施，包含為中小企業緊急融資、降低存款準備率、重貼現率等，景氣在政府多管齊下的拉抬之下，穩定回升。

(2) 2001年，整體廣義逾放比破10%

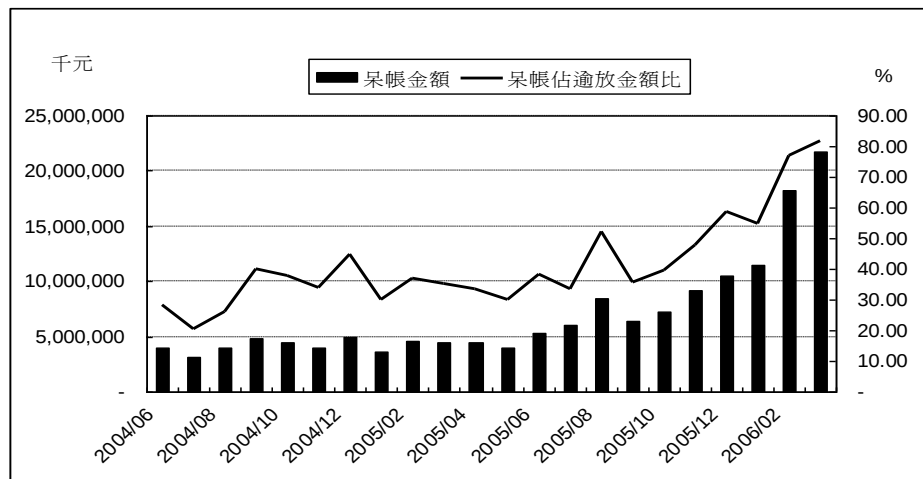
2000 年 10 月底時，依原本狹義逾放比下，本國銀行逾期放款為 7,765 億，逾放比為 5.49%。但尚有所謂的「應予觀察放款」，包括：1. 中長期分期償還放款逾 3 個月但未滿 6 個月。2. 其它放款本金未逾期 3 個月，而利息未按期繳納逾 3 個月但未滿 6 個月。3. 已達列報逾放而准免列報者。前述三者合計，總金額為 4,101 億，佔總放款的 2.9%。如依新行法規下廣義逾放定義（即國際標準的逾放比率計算法），則 2000 年 10 月本國銀行逾放金額為 11,866 億，逾放比為 8.38%，而至 2001 年 12 月，廣義逾放比達 11.27%，符合金融危機發生定義⁴。

(3) 2005年 雙卡風暴

金融機構在企業金融區塊的獲利逐漸受限之下，銀行不得不朝向消費金融發展，循環利率動輒 18~20% 的信用卡及現金卡使貸款利息收入大增，發行雙卡的收入，在風暴發生前，高達千億元左右，獲利極為豐碩。雙卡業務的利潤招手下，使銀行為了搶占消費金融市場，忽略風險管理、浮濫發卡。雙卡逾期放款餘額於 2005 年 7 月開始明顯增加，至 2005 年 5 月已達 341.26 億元。雙卡逾放比則從 2004 年底開始顯著上升，由 2004 年 12 月的 2.22% 上升至 2005 年 5 月達 4.98%。雙卡的收益影響之劇，可由全體本國銀行 2004 年稅前盈餘 1,553 億元(其中以雙卡收益為大宗)，而至 2005 年下半年雙卡泡沫破滅後，盈餘腰斬，降至 786 億元，2006 年大幅沖銷雙卡呆帳，轉為虧損 74 億元。

⁴ 原逾期放款(狹義逾期放款)，係依據財政部 83 年 2 月 16 日臺財融第 832292834 號函「逾期放款列報範圍」之規定，沿用至 94 年 6 月。廣義逾期放款：94 年 7 月起依財政部 93 年 1 月 6 日臺財融第 0928011826 號令「銀行資產評估損失準備提列及逾期放款催收呆帳處理辦法」填報。

圖一 雙卡風暴前後的呆帳金額



資料來源：行政院金融監督管理委員會

(4) 2008年 存款全額保障措施----次貸風暴引起

在美國次貸風暴引發之後，鑒於當前國際金融情勢動盪不安，各國為避免系統性風險，紛紛擴大存款保障範圍至全額保障。同樣地，我國為穩定金融體系、強化存款人信心及金融機構體質，並促使金融市場健康永續發展，爰依據存款保險條例第29條第1項準用第28條第1項第3款及第2項但書規定，以及同法第28條第3項規定，政府於民國97年10月宣布在98年12月31日前，凡加入存款保險之金融機構，其存款人之存款受全額保障，並由金融監督管理委員會、財政部、中央銀行於97年10月28日會銜發佈「採行全額保障之相關配套措施」⁵。

⁵ 引自中央存款保險股份有限公司

3.1.2 基層金融機構擠兌或接管：

在依照過去文獻的建議下，本文定義出4個台灣過去20年內的系統性金融危機，但同時考慮到台灣地區金融體系與金融機構服務互動關係確實有別於其他國家。舉例來說，基層金融的穩定性、公營行庫與郵匯處的角色都是台灣特有的現象。因此根據定義中包含「金融機構的倒閉、擠兌或是政府接管等事件為危機發生時間」，故陸續整理樣本期間內金融機構(包含小型金融機構，農漁會信用部等)的擠兌、接管等，同向視為金融危機發生事件。

但單一機構的擠兌或是小型機構的接管，使用系統性危機的前後6個月推估期來預測危機，並不恰當。因為單一機構或是基層機構的擠兌接管事件並不足以影響整個金融體系的穩定性，因此當有3間或以上的金融機構發生擠兌等事件時，我們才認為會有危及系統穩定的信心動搖或崩潰。且此類危機時間點，較不具有系統危機時間點往前延伸半年的特性，因此定義危機預測期發生在事件發生的連續時間內。

表七：基層金融與金融機構擠兌或接管事件

危機發生時間	危機界定
1995/7	彰化四信
1995/9	中壢市農會
1995/10	新竹縣新豐鄉農會
1995/12	華僑銀行
1996/2	台東企銀
1996/2	桃園縣觀音鄉農會
1996/5	屏東縣鹽埔鄉農會
1996/8	台中八信
1996/9	新竹二信
1998/11	台中商銀
1999/2	板橋信合社
1999/7	屏東縣東港鎮農會
2000/4	中興銀行
2000/5	台開信託
2000/5	華僑銀行
2006/12	台東區中小企業銀行
2007/1	花蓮區中小企業銀行
2007/1	中華商銀
2007/8	寶華銀行

資料來源：金融重建基金與本研究整理

3.2 樣本資料來源與研究範圍

我們選取測試預警功能的訊號變數時，為了避免變數受到季節性的影響，並未使用各年度月份的原始資料，我們參考其他預警系統的計算方式，將每個變數原始值與前一年度的同期相比較，以百分比的年增率的概念，消除掉變數可能存在的季節因素。

變數選擇的可取性也是一項重要的考量因素，根據IMF的全球經濟展望報告（1998）中，已建立一套對良好預警指標所具備的標準：（1）錯誤預警的比率須低；（2）預警指標發生變化與危機的發生須能證明具有統計上之顯著性；（3）預警指標發生變化至危機發生時須有足夠長的前置作業，以利於政府採行相關的防禦措施；（4）預警指標須發佈的間隔不可過長，須具高時效性的特質。因此，本文具有長時間月資料的變數為樣本資料，同時具備發布間隔近與前置作業時間足夠兩項特質。

本研究主要資料來源為台灣經濟新報資料庫（Taiwan economic journal, TEJ），變數的選取涵蓋總經資料庫與金融統計資料庫共約一千八百多種變數，扣除資料頻率不為月資料與資料長度不足之變數後，再挑選攸關之變數，實際使用之變數涵蓋金融部門、總體部門、財政部門、全球經濟等四面向共58種自1990/01/01至2009/8/1共237筆月資料。分析過程均採用年增率的方式對數值資料加以平減，以避免突然因變數巨幅改變而使得本研究誤判為金融危機之風險。

此外，為了驗證研究預警模型對危機的預測能力，我們重製了兩次的訊號方法，第一次使用全部樣本時間與系統性金融危機定義的事件點，作為對危機發生預警的系統指標建構。第二次則將資料分為兩段區塊，1990/01/01至2006/12/31為樣本內資料，除了原本的系統性危機時間點，同時考量台灣特有的金融機構特性，加入基層金融擠兌與接管等事件，而另外將2008/10/1的全額存保事件當做樣本外資料，測試指標是否能準確的預測到危機的發生，將全額存款保險事件視為金融危機的發生，也測試選取的指標除了預測金融危機之外，對個體金融機構的擠兌事件是否有預測能力。

3.3 變數選擇

究竟哪些變數能夠真正反應金融危機？一般在選取預警指標時，應滿足兩個條件，除了在理論上對金融危機具有解釋作用，還必須符合預測對象的經濟環境特性。緣於台灣的地狹人稠，淺碟型的海島經濟，進出口貿易旺盛，對外的石油依存度高達96.74%以上，此時若油價、國際原物料、大宗穀物價格上漲，再加上國際熱錢炒作，使國內容易受到輸入性通膨所苦。參考台灣過去的歷史，兩次石油危機，都對台灣的經濟造成不小的衝擊：第一次石油危機，石油價格由1972年底每桶2美元，上漲至1973年底每桶11美元。此時對應到1974年台灣躉售物價指數上漲40.57%；而到了第二次石油危機，石油價格暴漲再度導致物價大幅上漲，同時在1980年，台灣躉售物價指數則上漲高達21.5%，不難窺伺出國際原物料與油價上漲，對我國經濟方面的衝擊。

金融危機發生的背後因素之一，就是危機前所產生的泡沫經濟破滅。Kaminsky et al. (1998)也認為危機往往發生於「因信用過度擴張、外資流入所形成長期經濟榮景過後」。產生泡沫經濟的重要途徑之一就是放款浮濫，或是說信用快速擴張。我國經濟在正常時期金融機構每年新增的放款不超過GDP的10%；每當新增放款超過GDP的10%，都出現泡沫經濟。

另一個可以捕捉到經濟體中泡沫出現的，就是股價指數與房地產價格：高房價與高股價。以日本為例，在經濟繁榮時，由低利率和高度的信用擴張循環，不斷支撐著泡沫的假象，同時輔以日圓升值消除了物價上漲的現象，導致物價平穩，未發現通膨正悄悄的接近，當時東京地價漲幅在1987、1988年分別達57.5%和22.6%；日經平均股價由1985年末的13113.32日元，竄升至1989年末的38915.87日元，漲幅近200%。而一直到央行打擊通膨而提高利率之後，才出現了嚴重的泡沫經濟破滅，企業大量倒閉，失業率屢創新高，財政惡化，經濟陷入長達十多年的低迷狀態。

我們藉由捕捉國內經濟是否呈現泡沫化，來推測是否因為泡沫而導致隨之而來的金融危機發生。因此，本文所參考的多項變數，大多均預期在右尾(即數值過高時)，可以預測到未來金融危機的發生。

除了考量台灣的經濟特性外，我們參考了IMF(1998)針對1975~1997年間，50個國家金融危機歸納相關文獻而得的領先指標。當中包括：國內信用快速成長、M2相對外匯存底之比率上升、大量的短期外資流入、緩慢的實質經濟活動、工業國家利率上揚、財政赤字的增加、及股票與其他資產價格泡沫破滅等等。

本研究以Kaminsky & Reinhart (1999)的研究方法為基礎，同時參考IMF所建議的核心和建議變數與台灣淺碟型經濟體系特性，選取了60個經濟金融變數，從總體環境，銀行業務，政府財政與全球經濟情勢等四大類，篩選出具有預測金融危機的預警指標。包含M2貨幣供給、M2/外匯存底、國內信用貸款、存款的實質利率、銀行存款、進出口量、貿易條件、實質匯率的波動、外匯存底、股價指數、國際原油價格等等。

第四章

4.1 全域樣本與系統性金融危機

4.1.1 訊號法--預警訊號表

使用訊號法計算各個指標變數的噪音訊號比後，需同時注意到危機發生的無條件機率，也就是說，當在本研究的樣本期間內隨意抽出某个月份，有40%~60%的機率此月份是落在危機期當中。因此具有預警能力的指標變數，在對未來的金融危機發出警訊時，所預測到的危機發生機率，必須要比無條件的機率高，才能說此指標變數是具有準確的預警能力。

為了表現台灣的特有經濟環境與制度，金融部門放入郵匯局放款總額；總體部門放入景氣領先指標，建築業申請面積與多項的進出口指標；財政部門放入郵匯局對政府部門的放款；全球經濟方面則放入兩項石油價格與紐約的道瓊工業指數。

在下列表八的57個變數中，金融部門方面的利率指標，除了金融業拆款利率之外，其他利率指標幾乎都不具有預測危機發生的能力。這個結果也與先前部分的文獻結果一致，利率在對金融危機的早期預警功能上，不大具有預警的能力。其餘金融部門、總體部門、財政部門與全球經濟狀況下的指標變數，大都能提供良好的條件機率預測值，有的甚至高出40%的預測準確度。

Kaminsky et al. (1998)實證結果顯示，貨幣危機與金融危機往往發生於「因信用過度擴張、外資流入所形成長期經濟榮景過後」之經濟衰退初期，及匯率高估之情況下。本研究所找到的訊號發射結果也有相同發現。而另一個有趣的地方是，大部分的指標均在右尾取到最小的NTSR值，意思是當金融危機發生之前容易伴隨存放款大幅增加、進出口量擴增、股票加權指數上漲、貨幣供給增加與物價指數上升等等，藉此捕捉到經濟狀況出現泡沫化。但與此同時，建築業的申請面積，卻在左尾發現(門檻值為10%)，表示當建築業申請面積下降時，可能未來有金融危機的產生，這也許和普遍認為房地產業是景氣領先的標準的傳統觀念不謀而合。

表八 金融危機的指標變數訊號

指標名稱	門檻值(以 百分位數 表示)	噪 音 訊 號 比 (NTSR)	型二誤差 B/(B+D)	1- 型 一 誤 差 A/(A+C)	P(C/S)= A/(A+B)	增加的預 測機率
A. 金融部門						
全體銀行放款餘額—超過 7 年	83	0.22	0.05	0.25	0.89	0.25
本國一般銀行個人及企業存款餘額	88	0.14	0.04	0.25	0.83	0.42
存款不足毛退票金額年增率	97	0.35	0.02	0.05	0.83	0.20
存款不足退票張數年增率	81	0.87	0.18	0.21	0.67	0.03
全體金融機構逾期放款比率	91	0.38	0.04	0.11	0.90	0.13
主要金融機構對公營事業債權	92	0.12	0.02	0.18	0.85	0.44
郵政儲金匯業局放款總額	80	0.38	0.12	0.32	0.65	0.24
金融業拆款利率-1 個月(最低)	90	0.25	0.04	0.16	0.83	0.28
台灣存款貨幣--活期存款(月底值)	93	0.15	0.02	0.15	0.82	0.42
台灣發行量加權股價指數(1966=100)	85	0.37	0.09	0.25	0.65	0.24
債券上市淨額	89	0.12	0.03	0.24	0.85	0.45
上市公司總市值	91	0.26	0.04	0.17	0.73	0.32
台灣公司解散及公司撤銷家數	92	0.30	0.04	0.15	0.70	0.29
台灣主要金融機構放款與投資金額年增率	5	0.97	0.94	0.97	0.42	0.01
全體銀行放款餘額—超過 5-7 年---數值	3	0.96	0.95	0.99	0.65	0.01
全國銀行放款餘額—超過 3-5 年---數值	2	0.96	0.96	1.00	0.64	0.01
股票成交金額年增率---數值	82	0.96	0.18	0.19	0.42	0.01
郵匯局活期存款利率---數值	1	1.00	1.00	1.00	0.41	0.00
短期融通利率---數值	14	1.00	0.86	0.86	0.41	0.00
商業本票次級市場利率(91-180 天期)---數值	6	0.98	0.94	0.96	0.41	0.00
台灣主要金融機構放款年增率---數值	1	0.99	0.99	1.00	0.41	0.00
台灣直接及間接金融年增率---數值	2	0.97	0.97	1.00	0.46	0.01

(資料期間1990/1~2009/7，危機事件：系統性金融危機)

表八 金融危機的指標變數訊號

指標名稱	門檻值(以百分位數表示)	噪音訊號比(NTSR)	型二誤差 $B/(B+D)$	1-型一誤差 $A/(A+C)$	$P(C/S)=A/(A+B)$	增加的預測機率
B. 總體部門						
台灣對歐洲出口	92	0.17	0.03	0.17	0.80	0.39
台灣自中國大陸進口	90	0.21	0.04	0.19	0.78	0.35
台灣對中國大陸出口	91	0.18	0.03	0.18	0.81	0.38
自日本進口	93	0.20	0.03	0.15	0.78	0.37
台灣對美國出口	83	0.44	0.11	0.26	0.61	0.20
台灣自美國進口	89	0.16	0.04	0.23	0.81	0.41
台灣對日本出口	94	0.11	0.01	0.14	0.87	0.46
台灣出口貿易總金額-美元計價	91	0.20	0.04	0.18	0.77	0.37
台灣進口貿易總金額-美元計價	83	0.36	0.10	0.28	0.66	0.25
台灣自歐洲進口	88	0.18	0.04	0.24	0.79	0.39
台灣美元貿易餘額(出口-進口)	95	0.21	0.02	0.10	0.77	0.36
美元兌新台幣匯率	97	0.23	0.01	0.06	0.75	0.34
台灣國內景氣對策信號綜合分數-經建會	98	0.35	0.01	0.04	0.67	0.26
台灣貨幣供給額--M1b 日平均年增率	96	0.46	0.03	0.06	0.60	0.19
台灣貨幣供給額 M1b 年增率(月底值)	99	0.35	0.01	0.02	0.67	0.26
台灣狹義貨幣供給額-M1A 年增率-月底值	96	0.30	0.02	0.07	0.70	0.29
台灣廣義貨幣供給額(M2)月底值 ⁶	93	0.15	0.02	0.15	0.82	0.42
台灣地區失業率	90	0.58	0.08	0.14	0.54	0.13
台灣躉售物價指數年增率 2006=100 經季調	93	0.29	0.04	0.13	0.71	0.30
台北市房屋建築申請面積	16	0.85	0.78	0.93	0.45	0.04
台灣領先指標綜合指數(2001=100)	95	0.21	0.02	0.10	0.77	0.36

(資料期間1990/1~2009/7，危機事件：系統性金融危機)

⁶ M1A=通貨淨額+企業及人在貨幣機構之支票存款及活期存款，其中通貨淨額=中央銀通貨發行額-貨幣機構庫存現金。M1B= M1A+企業及個人在貨幣機構之活期儲蓄存款。M2=M1B+準貨幣，準貨幣=定期及定期儲蓄存款+外匯存款+郵政儲金+附買回交易餘額+外國人新台幣存款。

表八 金融危機的指標變數訊號

指標名稱	門檻值(以百分位數表示)	型二誤差 B/(B+D)	P(C/S)= A/(A+B)			
C. 財政部門						
	噪音訊號 比 (NTSR)	1-型一誤 差 A/(A+C)	增加的預 測機率			
國外資產淨額-使 M2 變動之因素	98	0.14	0.01	0.05	0.83	0.42
央行發行之乙種國庫券、定期存單及儲蓄券	92	0.12	0.02	0.18	0.85	0.44
中央銀行負債-存款貨幣機構準備性存款	90	0.18	0.04	0.20	0.79	0.38
中央銀行對貨幣機構債權	20	0.67	0.67	1.00	0.51	0.10
出口外匯收入金額-合計	89	0.20	0.04	0.22	0.78	0.37
向央行融通--存款貨幣機構	96	0.46	0.03	0.06	0.60	0.19
存款貨幣機構對政府機構放款	89	0.20	0.04	0.22	0.78	0.37
全體貨幣機構與郵匯局對政府機關放款總額	89	0.20	0.04	0.22	0.78	0.37
台灣外匯存底	92	0.12	0.02	0.18	0.85	0.44
中央銀行對政府放款及墊款---數值	1	1.00	1.00	1.00	0.41	0.00
中央銀行政府存款---數值	18	0.94	0.81	0.85	0.42	0.01
D. 全球經濟						
北海布蘭特原油現貨(平均)	92	0.12	0.02	0.18	0.85	0.44
西德州中級原油現貨(平均)	93	0.09	0.01	0.17	0.89	0.48
紐約道瓊工業平均數	95	0.12	0.01	0.11	0.85	0.44

本研究之樣本來源為台灣經濟新報資料庫 (Taiwan Economic Journal)，樣本期間自 1990/1/1 至 2009/7/1 共 236 筆資料

文獻裡相關的討論，大多已依群國家為研究對象，因此研究中具有顯著預測能力的變數不一定適用於個別國家。我們針對台灣的預警研究，與文獻的研究結果有什麼不同呢？下表同時比較先前文獻計算的指標變數的NTSR值與條件機率值，此兩項指標較不會受限於樣本不同而使比較基礎差異過大。結果顯示本次訊號法所篩選出的指標具有更優越的預警能力。

表九 文獻變數指標表現

指標變數	本研究數據(以台灣為例)		GKR 研究數據(以新興市場國家為例)	
	噪音訊號比(NTSR)	危機條件機率	噪音訊號比(NTSR)	危機條件機率
主要金融機構私部門存款額	0.14	83%	0.73	13%
主要金融機構信貸金額	0.97	42%	0.89	11%
股價指數	0.37	65%	0.46	23%
出口貿易額	0.20	77%	0.68	14%
進口貿易額	0.36	66%	1.75	6%
匯率	0.23	75%	0.35	24%
外匯存底	0.12	85%	0.92	11%

(資料期間 1990/1~2009/7，危機事件：系統性金融危機)

比較表八與表九，可以看出在許多方面，針對台灣所做的單一國家預警指標能力，比文獻中的跨國研究指標，更具有較高的預測能力，這個結果也與文獻建議單獨國家使用訊號法較優異的結論一致(Davis et al., 2008)。以出口值為例，GKR 的出口年增率，雖然能對危機發生的預測有所貢獻，條件機率值為 14.3%，但本文的出口量的條件機率值高達 77%，同時能提高 37%的條件危機機率，這也許能歸功於台灣出口導向的經濟體質，但也表示出口量指標對台灣的金融危機而言是個良好變數。再參考銀行存款與信用貸款部分，GKR 的研究顯示，銀行存款與信用貸款對銀行危機發生的條件機率為 13%與 11%，而本研究兩項指標對金融危機預警的預測條件機率卻高達 83%(本國銀行個人及企業存款)與 65%(郵匯局放款總額)，也表現出針對單一國家選取指標變數的優點與準確度的提高。

4.1.2 全域樣本的綜合指標編制—訊號法

前述依噪音/信號比率大小所計算的綜合指標 I1 與 I2，選取標準根據變數表的不同面向，篩選出分別能代表金融部門的銀行存放款能力；代表總體部分的出口量、失業率、物價指數；代表財政部門的外匯存底值與代表國外經濟變動的原油價格與美國股價指數等等，建立能多項觀察經濟體系的綜合指標。

(1)金融部門：共選出 6 個有顯著預測能力的變數來計算綜合指標，當中表現最好的是本國一般銀行個人及企業存款餘額。

(2)總體部門：共選出 8 個有顯著預測能力的變數來計算綜合指標，當中表現最好的是台灣廣義貨幣供給額(M2)月底值。

(3)財政部門：共選出 3 個有顯著預測能力的變數來計算綜合指標，當中表現最好的是台灣外匯存底。

(4)全球經濟：共選出 2 個有顯著預測能力的變數來計算綜合指標，當中表現最好的是西德州中級原油現貨價格。

表十 綜合指標的預警能力

綜合指標 I1			
百分位數	範圍	預警危機的條件機率(%)	N=觀察月份
	I1=0	41	237
0-25	$0 < I1 \leq 0.05$	54	178
25-50	$0.05 < I1 \leq 0.1$	68	118
50-75	$0.1 < I1 \leq 0.15$	64	59
75-100	$0.15 < I1 \leq 0.6$	83	24

綜合指標 I2			
百分位數	範圍	預警危機的條件機率(%)	N=觀察月份
	I2=0	41	237
0-25	$0 < I2 \leq 1.18$	54	178
25-50	$1.18 < I2 \leq 3.89$	67	118
50-75	$3.89 < I2 \leq 7.90$	72	59
75-100	$7.90 < I2 \leq 65.79$	79	24

本研究第一階段的兩個綜合指標，共由 19 個⁷單獨被選出的先行指標變數建構，不論是使用 NTSR 加權前或加權後的綜合指標值，為了能更了解指標值的增加，對金融危機發生機率的增加有多大影響，表十列出了當 I1 與 I2 在不同範圍內時，預警的機率是否也擴大。

就前兩個綜合指標而言⁸，未加權的綜合指標 I1 表現略優於經過加權的綜合指標 I2。當指標沒有發出任何訊號時，無條件的危機發生機率是 41%，當指標值逐漸增加之後，危機發生的條件機率開始明顯提高，當 I1 值大於 0.15，預警對危機發生的準確度最高，比率高達 83%。這些數字表明綜合指標有明顯的預測能力。綜合指標 I2 雖然表現不如 I1 來的好，但在指標區間是 I2 值大於 7.9 的部份，I2 也有達到 79%的條件預測能力。

為了進一步評估綜合指標在樣本內對危機預測的危機數目與預警錯誤的比率，我們使用兩個綜合指標對金融危機做樣本內估計，結果列於表十一。本文發現表十一的結果與表十的結果相當符合，綜合指標 I1 表現均優於 I2，且綜合指標的早期預警能力也相當良好，在樣本內估計時，以 I1 為例，當臨界值為 40%的時候，本研究所建構的綜合指標能對大部份的危機發出早期預警能力，條件機率值高達 92% (意即若真正發生危機的次數為 100 次，有 92 次綜合指標會預先給予金融體系警告)；另外，當臨界值為 60%的時候，綜合指標發出預警訊號的準確度也高達 71%(亦即當指標發布 100 次警訊中，有 71 次真正發生危機)。

⁷金融部門：金融業拆款利率-1 個月(最低)、郵政儲金匯業局放款總額、主要金融機構對公營事業債權、存款不足毛退票金額年增率、全體金融機構逾期放款比率、本國一般銀行個人及企業存款餘額、台灣發行量加權股價指數(1966=100)。總體部門：台灣領先指標綜合指數(2001=100)、台灣 WPI 躉售物價指數年增率 2006=100 經季調、台北市房屋建築申請面積、台灣地區失業率、台灣廣義貨幣供給額(M2)月底值(新定義)、美元兌新台幣匯率、台灣出口貿易總金額-美元計價、台灣進口貿易總金額美元計。財政部門：台灣外匯存底、中央銀行負債-存款貨幣機構準備性存款、存款貨幣機構對政府機構放款。全球經濟：西德州中級原油現貨(平均)、紐約道瓊工業平均數。

⁸ 本研究使用的 3 個綜合指標，經計算後發現綜合指標 I3 的預警程度比 I1,I2 都差，故此處只報告前兩項指標的數據，I3 的部分僅以圖示方式表示。

同時，為了能更清楚的了解到本研究所建構的綜合指標的優越預警能力，本研究繪製兩個綜合指標與金融危機的時間序列圖，結果不論是綜合指標 I1 或是 I2，都能在金融危機發生之前，持續一段時間的給予早期預警訊號，包含全域樣本內未定義成金融危機的 1995 年底到 96 年間基層金融擠兌事件(即 1995 年 7 月的彰化四信至 1996 年 9 月的新竹二信擠兌事件)，也有明顯的指標高峰給予預先的預警訊號。

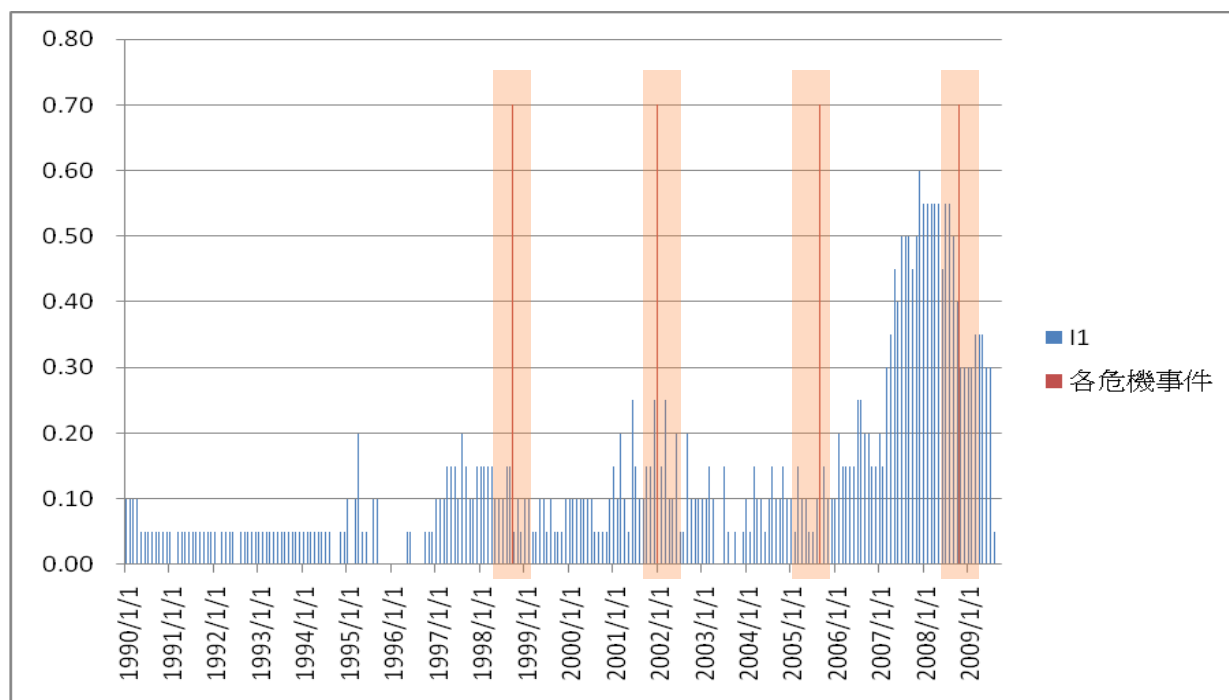
另外，以 I1 為例，1998 年的本土金融風暴、2001 年的整體逾放比過高、2005 年的雙卡風暴與 2008 年的存款保險機制，都有連續數個月份的提早預警指標高鋒，2008 的金融危機甚至在金融海嘯發生初期(2007 年 8 月)之前，綜合指標 I1 的數值就開始飆高，也顯示研究建構的早期預警系統，其預警能力是令人感到鼓舞的。

表十一 綜合指標的樣本內估計

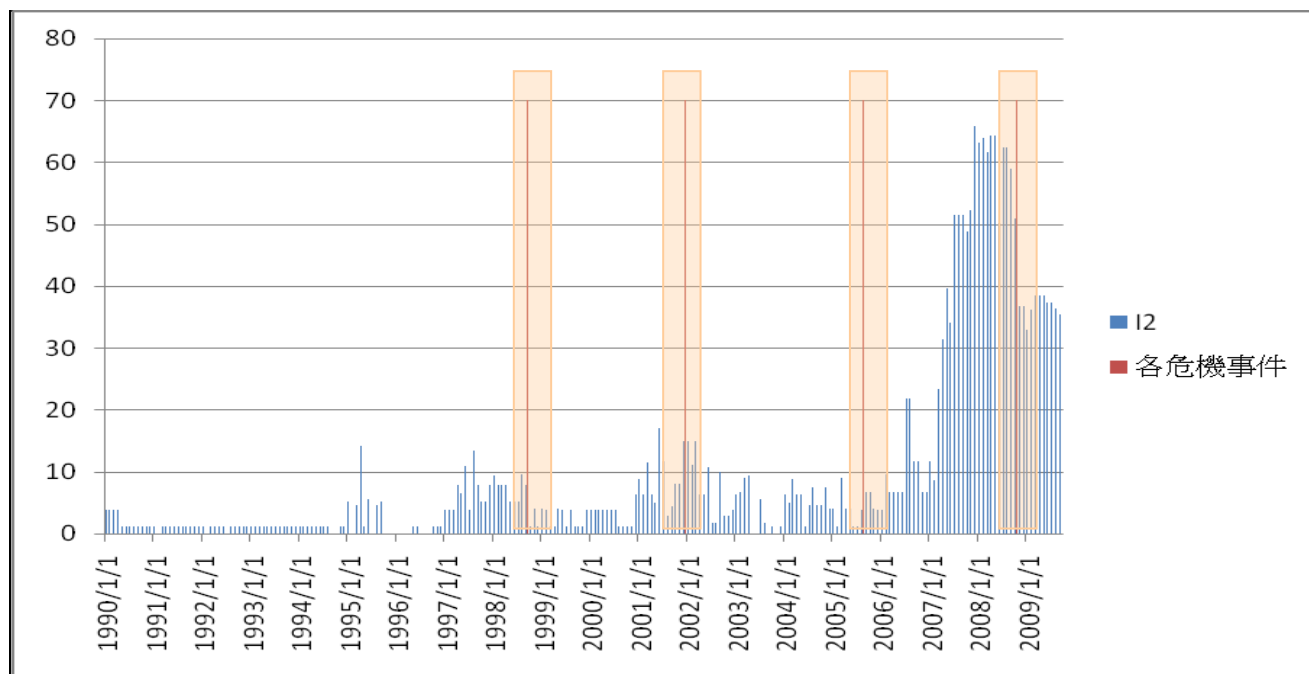
	綜合指標 I1	綜合指標 I2
臨界機率為 60%		
噪音訊號比 NTSR	0.28	0.30
預測到的危機數量 A	67	66
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.70	0.69
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.71	0.69
臨界機率為 45%		
噪音訊號比 NTSR	0.37	0.40
預測到的危機數量 A	84	82
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.88	0.85
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.65	0.63
臨界機率為 40%		
噪音訊號比 NTSR	0.42	0.44
預測到的危機數量 A	88	86
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.92	0.90
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.62	0.61

(資料期間 1990/1~2009/7，危機事件：系統性金融危機)

圖二 綜合指標(I1-1990/1~2009/8)



圖三 綜合指標(I2-1990/1~2009/8)



4.2 部分樣本-加入基層金融擠兌事件

本文為了增加預警指標的穩定性，仿照Davis and Karim (2008)的樣本內外預測方式，將樣本前期(1990/1~2006/12)為樣本內預警指標計算資料，而2007/1~2009/8的樣本則為樣本外的指標預測能力檢驗。同時樣本外資料包含此次金融海嘯的發生與預警時間，測試本研究所計算的金融危機先行指標是否能預測到這次危機的發生？同時，可以檢測政府實施全額存款保險措施，是不得不為之(受國內氣氛所影響)，或是真是防範金融危機爆發的良好政策？另外，這項政策實施後，是否有效的降低了金融危機的發生？

接著考慮到台灣金融機構中的基層金融在早期所扮演的腳色，早期基層金融機構在我國金融發展歷程中一直扮演著舉足輕重的地位，在限制民營銀行設立的時期，基層金融（農漁會、信用合作社等）因區域地利之便及長期的顧客關係，在金融體系中曾扮演重要的角色。1990年代後期，基層金融面臨金融自由化，使其經營能力遭受很大的影響，致使逾放比例節節上升，以至於在1995年開始連串的基層金融擠兌事件。

因此，本研究的先行指標，目標希望除了預測系統性危機的發生，也能對大規模的擠兌事件或是銀行體質不良乃至於被接管等事件發出警訊。本研究後半段再度的重製了一次訊號法的結果，此時預測的危機事件除了系統性金融危機外，還加入了基層金融擠兌與金融機構接管時間點，再度挑選顯著預警變數⁹，編列新的先行預測綜合指標。

4.2.1 訊號法--預警訊號表

在切割樣本並增加基層金融擠兌與接管事件後，可以預見的，大部分變數的預測能力下降且NTSR值增加(表示預警能力的錯誤機率增加，預警準確度降低)。但與過去文獻相較，例如張瑞元 et. al. (2005) 或GKR (2000)，我們的結果實際上是可接受的，且部份文獻並未對各國的危機預警做樣本外測試。

在切割樣本與增加事件點後，以NTSR=0.9的門檻選取標準下，再度

⁹因增加使用變數較多，故結果並不顯著者均列於附表，僅供參考。

剔除掉部分預警能力不穩定的變數¹⁰，剩下穩健且有足夠預警能力的變數來編制先行指標¹¹。此時變數的預警對象，不再只侷限於系統性的金融危機，也包含大規模的擠兌與接管事件。因此，這次挑選編列的先行指標，也期待能在大規模擠兌或接管的事件前，給予警示。

相同的，我們沿用文獻的建議與增加的預測能力來挑選變數，除了選出與前述全域樣本重複的12個變數外，另外新加入3個更顯著的變數，共計算3種不同的先行綜合指標。而選擇作為先行指標的變數，必須具備一定的預測能力，除了NTSR值小於0.9外¹²，必須在選定的臨界值的預測危機條件機率超過10%。

¹⁰ 這些原本全域樣本(1990/1~2009/8)具預警能力的變數，在增加事件點與縮短樣本時間後，NTSR 值無法超過選取門檻。

¹¹ 編制綜合指標時，與全域樣本重複的變數共有12個(郵政儲金匯業局放款總額、台灣發行量加權股價指數(1966=100)、本國一般銀行個人及企業存款餘額、存款不足毛退票金額年增率、台灣出口貿易總金額-美元計價、台灣進口貿易總金額美元計、台灣廣義貨幣供給額(M2)月底值、台灣領先指標綜合指數(2001=100)、存款貨幣機構對政府機構放款、台灣外匯存底、西德州中級原油現貨、紐約道瓊工業平均數)，新增加了3個變數(台灣公司解散及公司撤銷家數、債券上市淨額、美元兌新台幣匯率)。

¹² 事實上，此次選取的先行指標變數 NTSR 值均小於 0.6。

表十二 金融危機的指標變數訊號

指標名稱	門檻值(以 百分位數 表示)	型二誤差 B/(B+D)	P(C/S)= A/(A+B)			
A. 金融部門	噪 音 訊 號 比 (NTSR)	1- 型 一 誤 差 A/(A+C)	增 加 的 預 測 機 率			
ML1901 全國銀行放款餘額—超過 3-5 年---數值	16	0.684	0.667	0.975	0.670	0.089
ML2001 全體銀行放款餘額—超過 5-7 年---數值	15	0.667	0.667	1.000	0.675	0.094
ML2101 全體銀行放款餘額—超過 7 年	80	0.770	0.175	0.228	0.643	0.062
ME71 全體金融機構逾期放款比率	86	0.649	0.122	0.188	0.500	0.107
ME4601 主要金融機構對公營事業債權	81	0.581	0.147	0.253	0.600	0.134
ME0802 郵政儲金匯業局放款總額	81	0.523	0.138	0.239	0.595	0.137
ME5802 存款不足退票張數年增率	82	0.539	0.123	0.228	0.720	0.139
SA04 上市公司總市值	80	0.536	0.147	0.274	0.619	0.153
SB01 台灣發行之加權股價指數(1966=100)	88	0.491	0.083	0.168	0.640	0.174
MA08 台灣存款貨幣--活期存款(月底值)	84	0.417	0.101	0.242	0.676	0.211
IA02 台灣公司解散及公司撤銷家數	85	0.396	0.092	0.232	0.688	0.222
MH01 本國一般銀行個人及企業存款餘額	84	0.363	0.092	0.253	0.706	0.240
SA10 債券上市淨額	84	0.363	0.092	0.253	0.706	0.240
ME5902 存款不足毛退票金額年增率	82	0.264	0.070	0.266	0.840	0.259

(資料期間 1990/1~2006/12，危機事件：系統性金融危機與基層金融擠兌與接管)

表十二 金融危機的指標變數訊號

指標名稱	門檻值(以 百分位數 表示)	型二誤差 B/(B+D)		P(C/S)= A/(A+B)		
B. 總體部門		噪音訊號 比 (NTSR)		1-型一誤 差 A/(A+C)		增加的預 測機率
LA07 台灣地區失業率	80	0.792	0.183	0.232	0.524	0.058
EB0701 台灣貨幣供給額 M1b 年增率(月底值)	91	0.784	0.083	0.105	0.526	0.061
EA0201 台灣貨幣供給額--M1b 日平均年增率	93	0.763	0.064	0.084	0.533	0.068
MA0202 台灣貨幣供給額 M1B 年增率-月底值	92	0.775	0.073	0.095	0.529	0.064
TC03 台灣美元貿易餘額(出口-進口)	86	0.763	0.128	0.168	0.533	0.068
MA2001 台灣狹義貨幣供給額-M1A-月底值	94	0.747	0.055	0.074	0.538	0.073
MC02 美元兌新台幣匯率	84	0.610	0.128	0.211	0.588	0.123
EA1101 台灣國內景氣對策信號綜合分數-經建會	97	0.523	0.028	0.053	0.625	0.159
TC43 台灣對歐洲出口	81	0.523	0.138	0.263	0.625	0.159
EB0604 WPI 躉售物價指數 2006=100 經季調	95	0.498	0.037	0.074	0.636	0.171
TC42 台灣自中國大陸進口	82	0.490	0.124	0.253	0.667	0.172
TC41 台灣對中國大陸出口	84	0.445	0.103	0.232	0.688	0.193
TC01 台灣出口貿易總金額-美元計價	85	0.396	0.092	0.210	0.688	0.197
TC07 自日本進口	80	0.436	0.128	0.295	0.667	0.201
TC05 台灣自美國進口	81	0.420	0.119	0.284	0.675	0.209
TC04 台灣對美國出口	82	0.402	0.110	0.274	0.684	0.219
TC02 台灣進口貿易總金額美元計	80	0.391	0.119	0.305	0.690	0.225
EB0101 台灣領先指標綜合指數(2001=100)	84	0.363	0.092	0.253	0.706	0.240
MA0301 台灣廣義貨幣供給額(M2)月底值	84	0.363	0.092	0.253	0.706	0.240
TC06 台灣對日本出口	82	0.355	0.101	0.284	0.711	0.245
TC44 台灣自歐洲進口	87	0.238	0.055	0.232	0.786	0.320

(資料期間 1990/1~2006/12，危機事件：系統性金融危機與基層金融擠兌與接管)

表十二 金融危機的指標變數訊號

指標名稱	門檻值(以百分位數表示)	型二誤差 B/(B+D)	P(C/S)= A/(A+B)			
C. 財政部門	噪音訊號 比 (NTSR)	1-型一誤 差 A/(A+C)	增加的預 測機率			
ME13 中央銀行對貨幣機構債權	20	0.633	0.633	1.000	0.579	0.114
MA46 國外資產淨額-使 M2 變動之因素	88	0.580	0.092	0.158	0.600	0.134
ME15 中央銀行負債-存款貨幣機構準備性存款	81	0.523	0.138	0.263	0.625	0.159
MI08 出口外匯收入金額-合計	86	0.436	0.092	0.211	0.667	0.201
MA27 央行發行之乙種國庫券、定期存單及儲蓄券	84	0.417	0.101	0.242	0.676	0.211
MC13 台灣外匯存底	84	0.363	0.092	0.253	0.706	0.240
MF05 向央行融通--存款貨幣機構	92	0.363	0.046	0.601	0.962	0.305
ME18 存款貨幣機構對政府機構放款	87	0.238	0.055	0.232	0.786	0.320
MG26 全體貨幣機構與郵匯局對政府機關放款總額	87	0.238	0.055	0.232	0.786	0.320
D. 全球經濟						
PA15 北海布蘭特原油現貨(平均)	83	0.436	0.110	0.253	0.667	0.201
PA16 西德州中級原油現貨(平均)	84	0.363	0.092	0.253	0.706	0.240
SB03 紐約道瓊工業平均數	80	0.536	0.147	0.274	0.619	0.153
SB04 東京日經 225 指數	9	0.880	0.862	0.979	0.497	0.032

本研究之樣本來源為台灣經濟新報資料庫 (Taiwan Economic Journal)，樣本期間自 1990/1/1 至 2006/12/31。

4.2.2 樣本內預警綜合指標

選取標準是根據變數表的不同面向，篩選出分別能代表金融部門的銀行放款能力、股市指數等；代表總體部分的進出口量、貨幣供給額等；代表財政部門的外匯存底值與代表國外經濟變動的原油價格與美國股價指數等等，建立能包含台灣經濟體系變動的綜合指標，依 NTSR 值所計算的綜合指標 I1、I2、I3¹³。

此次選取的 15 個變數，按照發出警訊的變數個數，直接加總計算可得到綜合指標 I1；根據 NTSR 的歷史預測能力，歷史預警能力越好的變數指標給予越多的權重，編制綜合指標 I2；而認為變數稍微超過門檻與大幅超過門檻值，兩種訊息應該包含不同的警示強弱程度，因此超過門檻幅度較大的變數警示，也給予比較重的預警權重，依此編列綜合指數 I3。

(1)金融部門：共選出 6 個有顯著增加預測能力的變數來計算綜合指標，當中表現最好的是存款不足毛退票金額年增率，NTSR 值為 0.26，增加的危機預測能力是 26%。

(2)總體部門：共選出 5 個有顯著增加預測能力的變數來計算綜合指標，當中表現最好的是台灣廣義貨幣供給額(M2)月底值，NTSR 值為 0.36，對增加危機預測能力為 24%。

(3)財政部門：共選出 2 個有顯著增加預測能力的變數來計算綜合指標，當中表現最好的是存款貨幣機構對政府機構放款，NTSR 值為 0.24，可增加危機預測能力達 32%。

(4)全球經濟：共選出 2 個有顯著增加預測能力的變數來計算綜合指標，當中表現最好的是紐約道瓊工業平均數，NTSR 值為 0.54。可增加危機預測能力達 16%。

表十三比較綜合指標 I1，I2，I3，對危機的正確預警能力與錯判危機的機率：

¹³ 為了避免綜合指標每個月份的大幅跳動，或是連續的幾個月份在門檻值附近上下來回，因此圖表均使用往前 5 個月的移動平均值表示。

表十三 綜合指標的樣本內估計

	I1	I2	I3
臨界機率為 25%			
噪音訊號比 NTSR	0.60	0.62	0.52
預測到的危機數量 A	90	89	95
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.95	0.94	1
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.60	0.60	0.64
臨界機率為 35%			
噪音訊號比 NTSR	0.44	0.44	0.58
預測到的危機數量 A	87	82	79
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.92	0.92	0.83
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.67	0.67	0.61
臨界機率為 45%			
噪音訊號比 NTSR	0.41	0.41	0.45
預測到的危機數量 A	75	75	73
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.79	0.79	0.77
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.69	0.69	0.67

(資料期間 1990/1~2006/12，危機事件：系統性金融危機與基層金融擠兌與接管事件)

表 13 比較三種綜合指標在樣本內期間，對 12 月內會發生金融危機，正確做出預警的次數與機率。與前次樣本的計算結果一致，I1 指標的表現均優於 I2 指標；I3 指標對危機預警的條件機率雖然優秀，但卻容易漏掉真正金融危機事件的發生，事前正確識別出事件的比率較 I1 指標與 I2 指標為低。

門檻值為 25%時，I1 指標的 NTSR 值介於另外兩個指標中間，I3 指標此時擁有最低的 NTSR 值，且能正確預警到全部的危機發生次數，預警的條件危機機率也是三個綜合指標最準確的；當門檻值開始上升到 35%之後，I1 與 I2 的 NTSR 值開始下降，I3 的錯誤預警開始增加，正確的預警能力開始下降，而 I1 正確抓到危機發生的次數雖小幅下降，但錯判的機率也小幅降低，同時 NTSR 值明顯的下降，I1 指標在此門檻下有最好的預警能力；門檻值再度升高到 45%之後，I3 正確識別危機比率大幅下降，此時 I3 會錯失 23%的危機而沒有給予預警訊號，NTSR 值也比另外兩項綜合指標來的低，I1 指標不論是在危機條件機率或是正確預警危機的比率上，都擁有最好的示警能力，與最低的錯判機率。

警示燈號編列方法

根據表十三的結果，I1 指標的預警穩定性最高且準確度最好，本研究因此使用 I1 指標作為編列警示燈號的標準。以百分比 35% 的門檻值，同時兼顧提高正確預警的機率¹⁴，也將誤判危機的可能性降到最低。

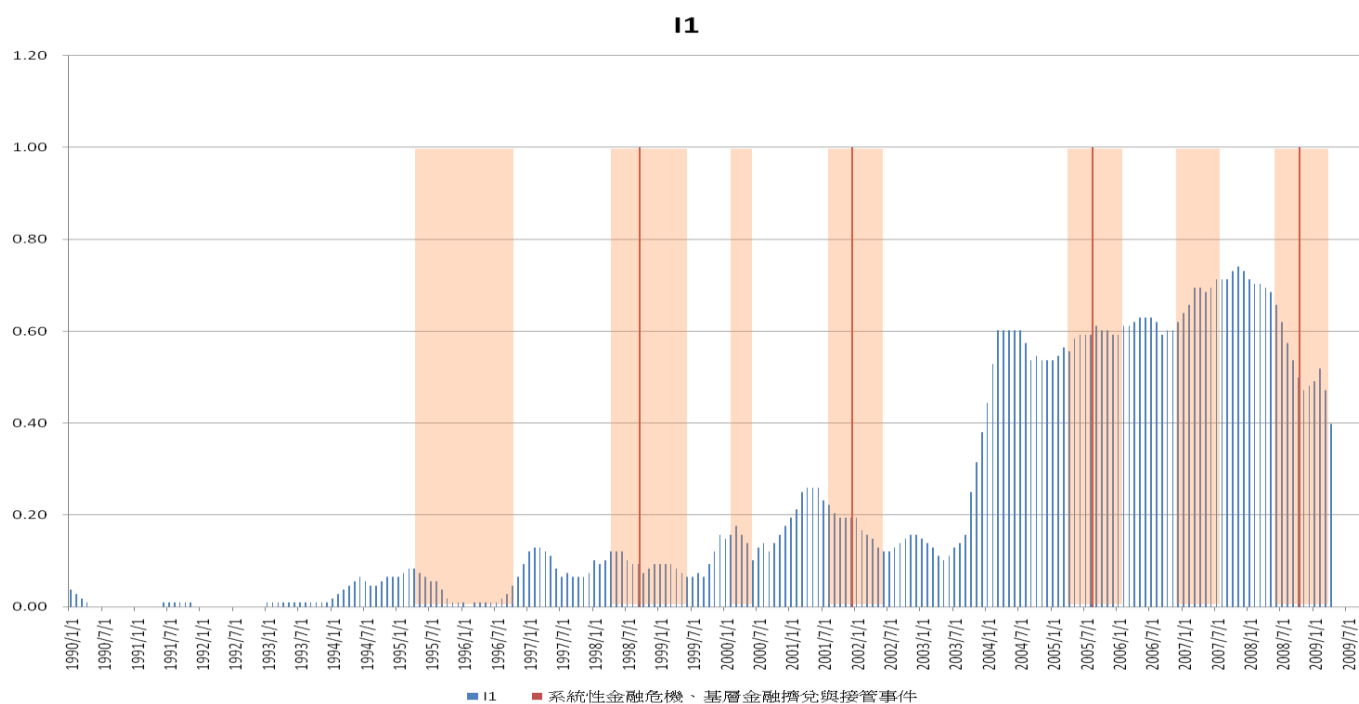
另外，考慮到全部的綜合指標在約 2001 年之後，似乎因為經濟體系有結構性的改變，使依據金融與總體部門等等的綜合指標，預警的能力因此下降¹⁵。為了避免這種結構性的轉變降低指標的警示能力，本研究在編列警示燈號的時候，考慮指標變化量的劇烈程度也含有預測訊息，因此並非使用單一的門檻值標示危機發生的危險性。

本研究使用每期指標的變化量，對危機的發生給予預期：，當 I1 指標超過一固定門檻值後(臨界機率=35%)，且每月的 I1 數值若依然逐月上升，我們對金融危機發生的預期為『警示負號』；若 I1 指標超過一固定門檻值，但每月的 I1 數值有逐漸下降(仍高 35% 的預警臨界值)，我們對危機發生的預期則改善為『警示正號』，表示體系的危機發生可能正在降低中，但仍需要給予注意；若 I1 數值低於門款值，此時我們對危機發生的預期為『安全』，表示危機發生的可能性很低。

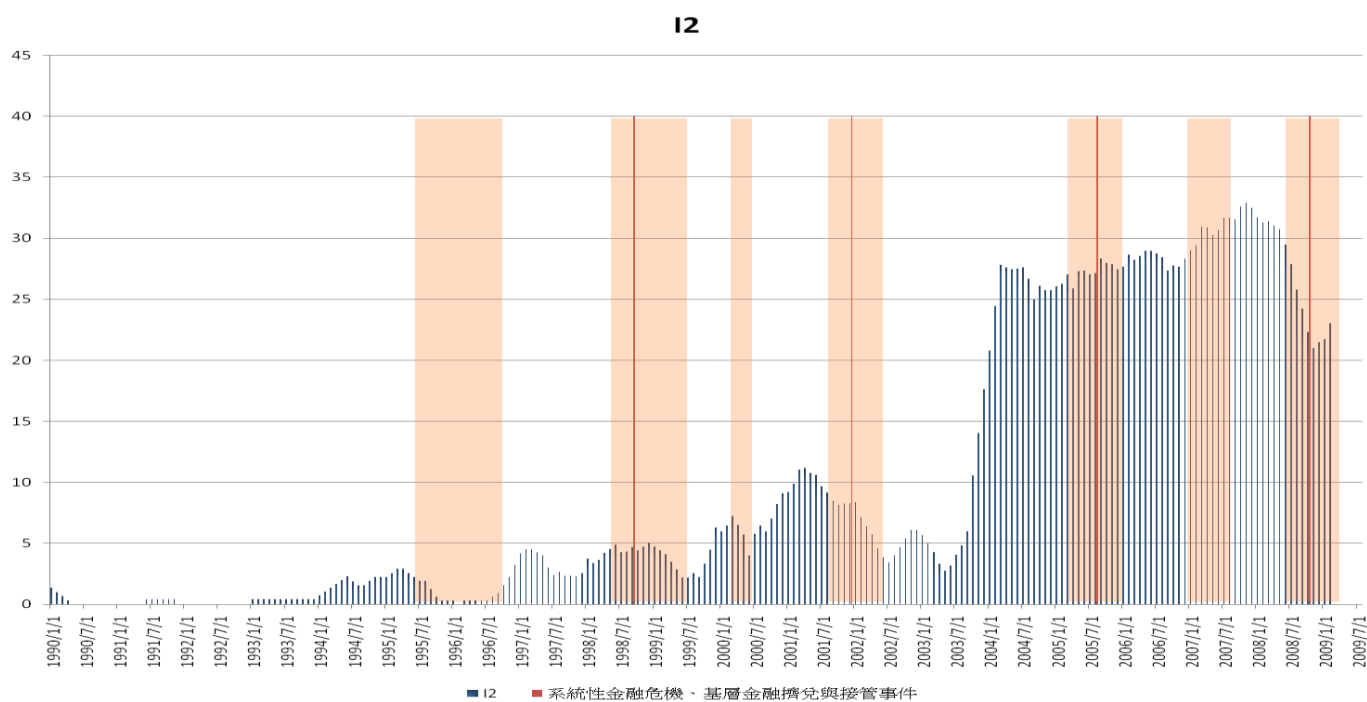
¹⁴ 有危機而未能發出警示的機會成本較高，雖警示有危機發生，但實際上未發生的機會成本較低，因此以正確預警的機率作為選擇的標準。

¹⁵ 參考圖二、三、四與圖五、六、七，指標值在 2001 年後開始停留在高峰期，直到 2008 年的全額存保政策實施後，才和緩的下降。

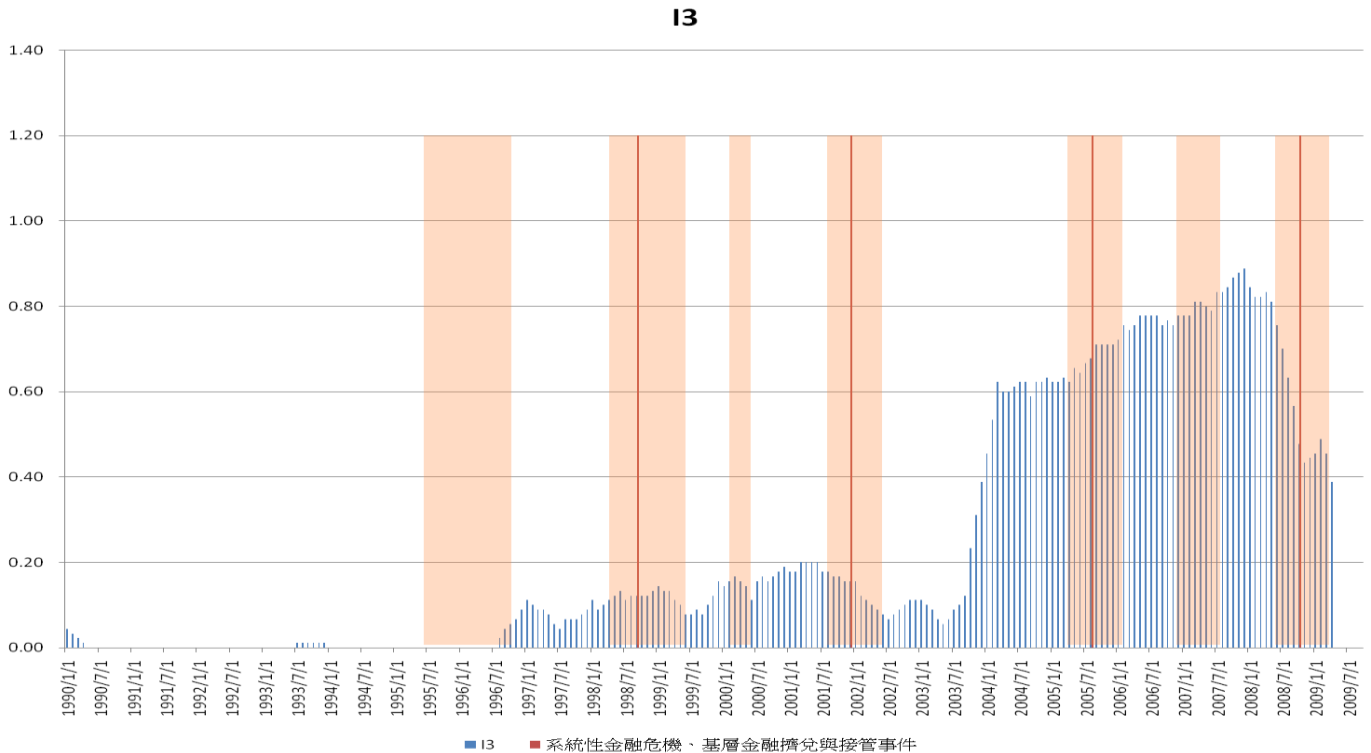
圖四 新編綜合指標I1



圖五 新編綜合指標I2



圖六 新編綜合指標I3



4.2.3 樣本外的預測結果—訊號法

根據前述的警示燈號編制方法，在樣本內的部份，除了1995~1996年基層金融的擠兌事件在事前2個月預先警告之後，後期卻沒有在事件發生的同時給予預警，猜測可能的原因在於1996年基層金融擠兌的規模，不若1995年彰化四信等事件規模較大，因此體系沒有辦法同時警告。其他幾次的系統性危機事件，預警燈號均在1年前發出負向警示的燈號，預告金融體系快速惡化的現象，可能有金融危機的發生；另外，每當系統給予「負向警示」燈號後的12個月內，均必定有危機發生，表示系統提前預警的功能良好，可以觀察到惡化或威脅金融危機的因素。

樣本外預測方面，結果顯示雖然在危機發生前並未有負向警示燈號出現，但以維持紅燈一段時間，表示系統觀察到金融體系以長時期處於不穩定的狀態。此外，不論是綜合指標I1、I2、I3，在2004年初期開始，發生結構性的改變，指標數值不斷在高處變動，直到現在，期間都沒有掉回門檻值以下，顯示金融體系可能面臨結構性的轉變，表示金融體系風險結構

的轉型。雖然在2009年中指標數值已緩緩下降，但是否會逐漸恢復到原本平穩的狀態，則有待觀察。

表十四 訊號法預警燈號

	1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月
1990						綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠
1991	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠
1992	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠
1993	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠
1994	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	紅	綠
1995	綠	綠	綠	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	綠
1996	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠	綠
1997	綠	綠	綠	負向警示	負向警示	負向警示	紅	紅	紅	紅	正向警示	正向警示
1998	紅	紅	紅	紅	紅	負向警示	紅	紅	紅	紅	紅	紅
1999	紅	紅	正向警示	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2000	紅	紅	負向警示	負向警示	負向警示	紅	紅	紅	紅	紅	正向警示	負向警示
2001	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2002	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2003	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2004	紅	紅	負向警示	負向警示	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2005	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2006	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2007	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2008	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅
2009	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅	紅			

第五章

5.1 Logit 模型

傳統線性迴歸的迴歸係數 (regression coefficient) 的解釋為「當自變項增加一個單位，依變項則會增加多少單位」，但是在 Logit model 必須使用 odds ratio 解釋：「當自變項增加一個單位，依變項=1 會相對依變項=0 的機率增加幾倍」(因為依變數為二元或多元的虛擬變數)，也就是說「自變項增加一個單位，依變項有發生狀況(此處可視為發生金融危機)相對於沒有發生狀況(沒有發生危機)的比值」，這個比值就是所謂的勝算比 (Odds ratio, OR)。因此，在觀察 Logit 模型的估計係數時，正號表示自變數上升會增加金融危機發生的機率，負號表示自變數上升，反而會降低金融危機發生的機率。

此處 Logit 模型只考慮經過訊號法篩選後的變數，且基於和訊號法比較的基礎，選擇編制指標的 15 個變數。表十四列出初步的結果¹⁶，顯示大部分變數對金融危機具顯著關係且符合理論預期，而少數與訊號法方向相反的變數，背後因素可能在於變數的兩邊極端值都具有解釋能力。在分組模型方面，我們只挑選單一變數表裡，顯著影響危機發生機率的變數，作為和綜合指標比較的預警危機發生機率值。

除了整體模型的配適度顯著外，匯率、貨幣供給與外匯存底等對金融體系的惡化或對金融危機的發生，存在有顯著的正向關係。如同 GKR (2000) 的研究當中，認為較高的 M2 貨幣乘數意謂著較高的貨幣供給，將產生高度通貨膨脹的預期，而銀行危機的發生經常與急速的貨幣供給成長有所關連。

¹⁶ 本研究雖同時估計 simple Logit 與 multinomial Logit 兩種模型係數，因結果相去不遠，故本文只報導多重 Logit 模型的係數值。另外，變數 ME5902 存款不足毛退票金額年增率因時間序列資料較短，所以在 Logit 模型中，剔除不用。

表十五 多元 Logit 模型單一變數表

Variable	Likelihood	Estimate	Standard error	Odds ratio
SA10 債券上市淨額	46.1636***	7.7334***	1.5416	999.999
SB01 台灣發行人加權股價指數	11.7618***	1.6263***	0.4949	5.085
TC01 台灣出口貿易總金額-美元	10.9254***	3.2543***	1.0293	25.9
MA0301 廣義貨幣供給額(M2)	52.3949***	24.225***	3.8526	999.999
ME18 存款貨幣機構對政府放款	12.8596***	3.9309***	1.1359	50.953
PA16 西德州中級原油現貨(平均)	3.5904*	0.9525*	2.592	7.184
TC02 台灣進口貿易總金額-美元	17.5495***	3.1887***	0.8091	24.257
EB0101 台灣領先指標綜合指數	24.0104***	10.1632***	2.3146	999.999
MC13 台灣外匯存底	16.0765***	4.7626***	1.2553	117.05
IA02 台灣公司解散及公司撤銷家數	0.6809	0.1457	0.1807	1.157
本國一般銀行個人及企業存款餘額	0.0956	0.819	2.5675	2.268
SB03 紐約道瓊工業平均數	0.6481	-0.8081	1.005	0.446
ME0802 郵政儲金匯業局放款總額	0.4784	-0.0811	0.1195	0.922
MC02 美元兌新台幣匯率	16.0103***	-8.349*** ¹⁷	2.2738	0.001

(資料期間 1990/1~2006/12，危機事件：系統性金融危機與基層金融擠兌與接管事件)

註：*，**，***分別表示顯著水準達 10%，5%、1%。

5.2 Logit 模型-估計結果

在模型估計過程中，把前述訊號法中作為先行指標的 15 個變數，逐一檢驗後，在估計過程中去除統計上不顯著對金融危機有影響的變數，最後選擇了剩下的 10 個變數，作為代表性模型。

共有 5 個變數達到了顯著水準，分別是債券上市淨額、廣義貨幣供給額(M2)、美元兌新台幣匯率、台灣外匯存底、西德州中級原油現貨；其他未顯著的變數，對危機發生的影響方向也與原本的預期一致，而原本單一

¹⁷ 估計係數為負的3個變數，使用訊號法篩選時，挑選預警效果較好的方向，但同時另一邊也達挑選標準，僅附上參考。MC02 / Percent: 20 / NTSR: 0.665384、MH01 / Percent: 20 / NTSR: 0.633028、SB03 / Percent: 20 / NTSR: 0.633028。

變數模型裡，美元兌新台幣匯率會降低危機發生的機率，同時放入變數分組之後，因為非線性的因素，轉為顯著且增加危機發生機率。而且增加的機率解釋上， $\text{odds ratio} = \text{發生機率} / (1 - \text{發生機率})$ ，所以也可以視為『自變數增加一單位，危機發生的機率 $= \text{odds ratio} / (1 + \text{odds ratio})$ 』，因此 odds ratio 越大，表示對危機發生的可能性越大。

由上述顯著變數的特性可知，台灣金融危機或擠兌接管等事件的發生，除了受本國央行的貨幣政策影響之外，主要還是受到國際間的匯率或原油價格的影響，台灣天然資源缺乏，國際原油或重要的原物料價格影響未來價格的不確定因素，美國經濟原是台灣主要的外銷市場之一，貿易的主要計價單位也是美元，美元的國際匯率走勢對經濟與資本市場的連動影響，也密切的與台灣經濟有關。這同時顯現台灣經濟易受國外經濟與國際情勢影響，金融市場也不例外。

表十六 多元 Logit 模型分組變數表—代表性模型

Variable	Estimate	Standard error	Odds ratio
Intercept 1	-5.3276***	0.7821	
Intercept 2	-3.7864***	0.7246	
SA10 債券上市淨額	6.0805***	2.0840	437.263
SB01 台灣發行人加權股價指數	0.8257	1.0450	2.283
TC01 台灣出口貿易總金額-美元	0.1413	2.5746	1.152
TC02 台灣進口貿易總金額-美元	0.8500	1.9269	2.340
MC02 美元兌新台幣匯率	8.7354**	3.8630	999.999
MA0301 廣義貨幣供給額(M2)	24.8677***	8.4509	999.999
EB0101 台灣領先指標綜合指數	0.9461	5.7235	2.576
ME18 存款貨幣機構對政府放款	3.2292	2.2873	25.260
MC13 台灣外匯存底	9.0525***	2.7010	999.999
PA16 西德州中級原油現貨(平均)	1.7061**	0.7477	5.507
Likelihood ratio	115.2820***		

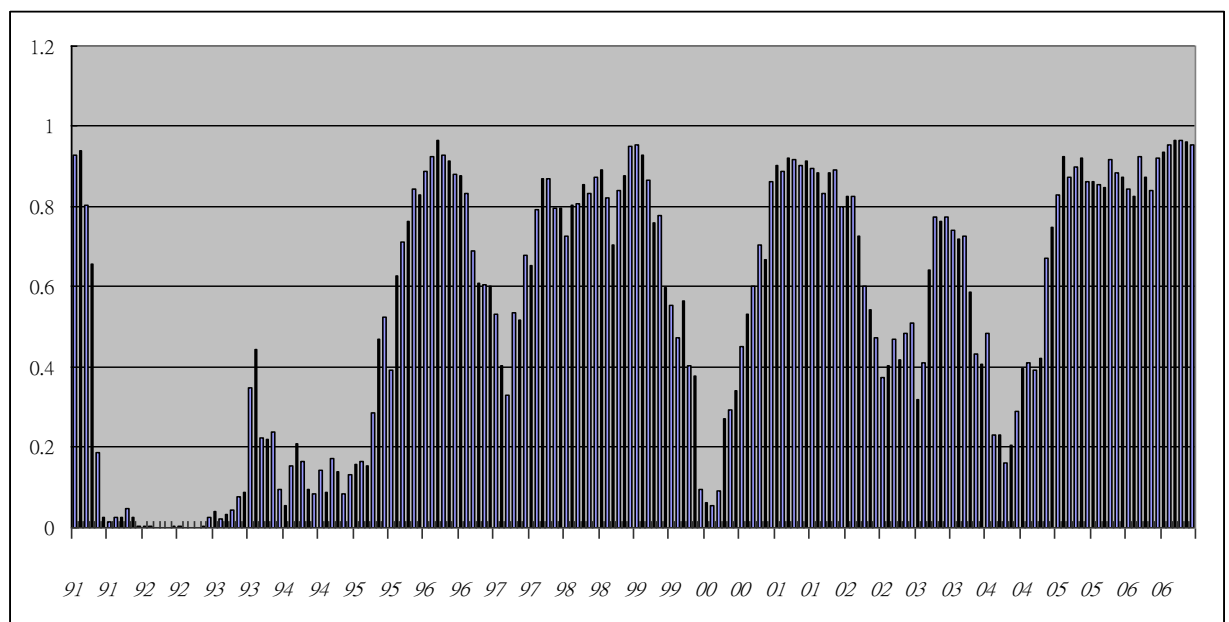
(資料期間 1990/1~2006/12，危機事件：系統性金融危機、基層金融機構擠兌與接管)

5.3 Logit 指標

Logit 模型的預警指標是估計金融危機是否會發生的機率值，因此估計值越大，表示未來 12 個月內有危機發生的機率就越高；反之當估計值越小，表示短期內較不需擔心危機發生的問題。那麼到底機率要高過多少才表示危機可能會發生？是以發生機率=0.5 來預測嗎？本研究依照先前 Davis et. al. 2008 的做法，一樣對估計的機率值使用訊號法的門檻值搜尋方法，來找到最適的預警金融危機發生與否的判斷機率，目標是錯判次數最少且同時正確預警的機率最高。

圖七表示 Logit 模型的估計值，數值越高表示 12 個月內越容易有危機發生。由估計值可以看出，Logit 模型對危機發生的時間點表現的較訊號法更為清楚，危機與非危機時間的區分值也較明確，在幾次系統性危機之前，估計機率值已逐漸升高；而非危機期間等平穩期，機率值則明顯的低於無條件機率 0.4，顯示估計值的預警能力準確度是可以期待的¹⁸。

圖七 Logit 模型—金融危機指標



¹⁸ 請參考表十七 Logit 模型的實際預測能力的準確與錯誤機率。

表十七 綜合指標與 Logit 模型的樣本內估計

	I1	Logit
臨界機率為 25%		
噪音訊號比 NTSR	0.60	0.55
預測到的危機數量 A	90	92
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.95	0.97
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.60	0.64
臨界機率為 35%		
噪音訊號比 NTSR	0.44	0.46
預測到的危機數量 A	87	85
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.92	0.89
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.67	0.68
臨界機率為 45%		
噪音訊號比 NTSR	0.41	0.33
預測到的危機數量 A	75	79
正確識別出的危機前期間數比率 $A/(A+C)$	0.79	0.83
發出訊號的危機條件機率 $A/(A+B)$	0.69	0.75

(資料期間 1990/1~2006/12，危機事件：系統性金融危機與基層金融擠兌與接管事件)

表十七比較兩種模型指標在樣本內期間，對 12 月內會發生金融危機，正確做出預警的次數與機率。門檻值為 25%或 45%時，I1 指標的 NTSR 值或是預警的準確率，雖較差於 Logit 模型所編制之指標；但是當門檻值開始上升到 35%之後，I1 與 NTSR 值開始下降，Logit 模型的正確預警能力開始下降，且 I1 正確抓到危機發生的次數較多，錯判的機率兩者則相差無多。而 Logit 模型的指標在 45%門檻的 NTSR 值最小，最高的危機預警條件機率下，因為擔心錯失正確危機比例過高，潛在損失成本較大，故並不採用。

因此，在考慮錯放危機發生下，所付出的社會成本較高，以正確預警危機的機率高於 90%的條件下，挑選 I1 指標的 35%門檻，此時擁有最低的 NTSR 值，且有相對較高的危機條件機率存在。

第六章

6.1 結論

本研究歸納對金融危機及預警系統之文獻，跟據文獻建議與台灣的金
融環境，編制先行綜合指標的金融危機預警能力，建構出符合我國實際應
用所需之金融風暴領先指標。本研究也給予一個後續發展的基礎，表示使
用訊號法來編列台灣的金融危機預警，可以預測到 70%的危機的發生，甚
至可以選擇不同的預警門檻，來增加對危機預警的準確率，或是提高預測
危機發生的次數等等，這種預警的方法，給予系統建立者一個彈性的空
間，讓操作者可以在偏好的預警方式下，增加對危機發生的防範措施。

在模型變數的選擇上，本研究著重在整體金融體系與經濟體系的環境
變數，同時佐以銀行主要存放款業務等變數，發現金融危機容易發生在金
融體系泡沫或高速成長之後，且新台幣貶值或貨幣供給的增加，也容易引
發金融危機的發生。

以燈號預警功能來說，在樣本內的多次危機事件前，預警指標突然升
高(或顯示負向警示)之後，12 個月內即有金融危機發生；而 2008 年的全額
存保事件，燈號則是早已持續出現紅燈，預測到這個金融危機的時間點。
另外，由 3 個綜合指標圖的趨勢來看，2004 年後的金體體系似乎發生結構
型的轉變，顯示風險結構的轉型，而這個轉型的結果，使燈號預警系統的
正確度下滑。當然，我們也觀察到在 2009 年開始指標緩慢下降，但指標
是否會回覆到先前的較低的水準，則有待觀察。若指標回復平穩，表示 2004
年開始的結構型轉變，是真實反映金融體系在期間，金融危機發生的機率
較高；若指標不再回復，此時就需要再度更新預警系統的變數¹⁹。

在選擇預警模型的使用上，使用 Logit 模型估計的危機機率值，缺點
是 Logit 的變數穩定性不足，變數單一顯著性與代表性分組的顯著性不穩
定，且因非線性的關係，對影響危機發生機率的方向也會因分組不同而改
變；而使用 Logit 模型的優點則是，可以使用機率值明顯的區隔危機發生
的預警訊號，且在接近 45%的門檻值時，危機發生的條件機率高達 75%，
而 Logit 方法不列入燈號預警的另一個原因，則是數字的計算較為繁雜，
需要專業軟體才能估計。

相對來說，使用傳統的訊號法，雖然經歷經濟體系結構性的轉變，使

¹⁹ 燈號預警系統可以由操作者重新選定綜合指標的門檻值，系統的操作說明請參考附件三。

用訊號法無法去除這項改變，因此後期的期間多為警示月份，但此方法計算方式淺顯易懂，操作方便，變數的穩定性也較高，多數變數在樣本內外的預警結果較一致。並且在對危機的預警能力有一定的水準(70%)，且方便使用者根據預警的目的調整預警的門檻。使用圖形(I1的數值的高低)和燈號的相互配合，可以看出體系現在的穩定程度。

訊號法的另一項優點，在於變數使用較不受限制，使用靈活，可以因為變數穩定性下降或是預警能力降低而刪除，或是重新加入有利的變數，能夠依據金融環境的變化，輕易的調整預警組合內容，或是根據使用者的目的，給予特殊變數較多的權重，增加預警系統的靈活度。

6.2 後續建議

本研究在建立金融危機預警系統中，已廣泛使用台灣相關研究變數的資料，但受限於具有完整資料的變數，來源多為總體變數，對金融風險體系的描寫有不足之處，因此對後續研究在變數與方法上，有幾項建議。

在對金融危機預警的變數裡，雖然已經選擇銀行業務的存放款作為預警的代理變數，但銀行與金融體系的多樣化，例如衍生性金融商品或是表外收入等等，只使用存放款或逾放比，並不能包含銀行業務的主力，也無法代表金融體系的資源，都集中在銀行產業當中。因此建議後續的研究過程。可針對銀行的業務或消費類別等，選擇相關的代表的變數，增加銀行個體的資料，而減少對總體經濟變數的依賴，降低對貿易等指標的依賴度；或是使用能表現金融體系資源集中方向的代理變數。

以雙卡風暴為例，是國內消費金融的風險升高，使用貿易額、匯率或國外經濟變數等，與該次國內金融危機沒有直接的關係。但 1998、2008 兩次的金融風暴，就是受到國際情勢的連動，因此後續研究在變數選擇上，應該分兩種變數所影響或所能預警的金融危機，否則綜合而言，容易降低變數的預警能力，或是沒有及早給予警告燈號。

研究過程中，本研究發現許多與金融體性的風險或是與金融危機可能相關的觀察變數，例如評審建議的大股東質押比，或是擔保維持率、保單放款等變數，沒有權威或是公開的資料提供者，資料的頻率與長度，無法符合研究型態的需要，非常建議與希望政府相關單位，可以提供或編制這類型的指數或是數據，提供學者在研究金融相關議題上，更精細與更正確的資料。

另外，針對訊號法的模型中，2004 年後可能遭遇的結構型轉變，未來最理想的變數處理方式，就是精確的分析變數的時間趨勢項，以及區分變數值真正的變動內涵，將兩者如何真正的區分出來，也是未來研究的一大挑戰。

附表 1：期中報告審查意見

江朝國委員提問：	
1. 對 NTSR 的判斷，是否有一個客觀的標準，讓預警系統的規則不會受到人為的判斷而忽略或是弱化訊號？	回答：每個變數的 NTSR 的判斷，目前是由系統設計在區間內自動選取最小值，但系統的設定，可以因應當政者對金融危機預警的要求而有所調整。
2. 金融危機的定義是否太抽象，民眾沒有辦法確切的感覺的金融危機的發生？	回答：在期中報告所定義的金融危機，當時都是引發全國注意的金融議題，例如本土性的金融危機或雙卡風暴等等；期末報告的部份，危機事件樣本除了原本的系統性金融危機，也已加入基層金融的擠兌與接管事件，這類與民眾較切身相關等事件。
3. 大規模的國有化定義為？接管會不會是因為法令必須如此？	回答：本研究國有化的定義為：一年內接管 3 間以上的金融機構，接管的對象均為已發生問題的金融機構，本身已存在逾放比過高，金融重建基金接手的金融機構，在接手之前已有許多營運不當產生。
4. 為何只使用郵政儲金的存放款？何不考慮保單放款的部份？因為保險放款如果違約，民眾的權益受所較大，感受也會較深？	回答：保單放款資料時間長度不足，且資料頻率無法取得月資料，無法配合訊號法的預測使用。
5. 台北市房屋建築申請面積，會不會受到區域性與發展的限制？例如 10 幾年前的申請案較多，而現在已呈現飽和狀態，不會有很多的申請案件。另外，申請的內容所含資訊也會不同，例如申請案事件豪宅或是建公寓，代表的經濟意涵就有所不同？	回答：訊號法的數值均是使用年增率，所以房屋申請面積是逐年比較，另外，這類建築或房屋變數在期末報告的測試中已不顯著。
6. 結論的部分表示，可以提早對危機發出預警，讓政策能有反應時間。如果政府對於每個預警的危機都做出反應，那這套系統還能再預測到危機嗎？是不是在政府與預警的互動之下，預警的功能將會消失？	回答：測試樣本內與樣本外兩種方式，存保的政策調整表示預警依然發出效果。此外如果指標均小於危機發生的門檻值之下，表示金融體系安定。若因金融體系的業務重心轉移，指標不再能預測到危機，也能再重新調整指標成分，恢復系統的預警功能。

康榮寶委員提問：

1. 是否能使用簡單變數預警，或是將綜合指標的應用性提高？

回答：單一的變數預警，無法同時觀察到影響金融體系穩定的多種變數。而綜合指標 I1，使用樣本內適當的門檻值，編列為燈號預警指標，對未來 12 個月內發生金融危機，給予早期預警。另外，綜合指標的燈號警示方法，除了政府可以觀察金融危機的發生機率，及早修正政策方向外，金融機構業者也可觀察燈號指標，看出未來的 12 個月內，金融體系的風險是否增加，或金融體系存在泡沫等等，也能及早修正或避免因為金融危機造成的損失。

2. 雖然放入股票市場的變數，但是否可以考慮放入大股東的質押比？

回答：大股東的質押比變數，因沒有市場上的綜合計算，初期考慮使用大型金融股的質押比作為代理變數，但受限資料長度不足，且質押比變動率太小，考量後並未使用。

3. 在預警的分數上面，可否考慮如景氣燈號一樣，到達某個燈號就必須有所措施，讓主政者沒有調整或迴避的空間。

回答：已編制燈號作為預警參考，超過門檻值的紅燈即表示金融體系不穩定，主政者此時已必須注意體系是否有危機發生的可能；若燈號發出負向警示，表示體系惡化速度加快，若不採取適當措施，12 個月內易發生金融危機。

林修葳副主委提問：

1. 在房地產相關資料上，已放入台北市的房屋建築申請變數，是否考慮也把台灣其他地區的變數也同時放入？

回答：同時考慮高雄市的住宅執照樓板面積，但在樣本內與增加變數的預警測試中，已不具有危機預警能力。

2. 在決定 NTSR 時，型一錯誤與型二錯誤的選取，因為誤信有危機發生的代價比較小，但有危機發生卻沒有提前預警的代價較大，是不是要讓預警的範圍擴大？

回答：因為型一錯誤的社會成本更高，因此可以在燈號的門檻中做調整，本研究此處對型一錯誤的容許範圍限制在 10% 以內。

附表 2：期末報告審查意見

江朝國委員：

1. 文章中提到金融危機發生前的泡沫，或是長期的經濟擴張，都可能是引發金融危機的因素之一。近年來，利率持續維持在谷底，政府提供低利率資金成本，供給過多的資金流動，變相的讓泡沫快速成長。建議後續針對特定變數(例如油價、匯率、利率等等)，對特定變數的變動造成的風險加以控管，或是使用壓力測試，分析金融機構必須面臨的風險。

回答：本研究使用的訊號法結果，觀察到多數變數在不斷升高(即所謂的經濟擴張)之後，發生金融危機的比例較高，當中匯率、貨幣供給、石油價格等，預警危機發生的準確度較優於利率水準的預警能力。對變數變動的風險控管，綜合指標中也有涵蓋上述三類變數。另外，在壓力測試方面，因為 Logit 模型對金融危機的描述是一組分級的虛擬變數，統計上無法調整金融危機事件的極端情形，故變數壓力測試的部份，後續研究可參考使用其他模型編製。

康榮寶委員：

1. 在預測危機是否會發生時，有哪些因素，讓操作系統的使用者，必須特別留意？

回答：在使用綜合指標的門檻值預測危機是否發生時，使用者除了觀察是否超過門檻值之外，也必需觀察指標與前期指標的差距，是否有大幅上升或下降的情形。此外，使用者也可以多留意門檻值的選取，因為最適當的門檻值會隨著時間過去而微幅變動，使用者也必須同時調整，避免用舊的門檻值來預測新的趨勢。

陳業寧委員：

1. 在文章中，將危機定義的類型區分為兩類，一類是系統性金融危機，一類是基層金融擠兌或是接管的危機。同時使用變數預測兩類型的金融危機，是否準確度會下降？建議區分危機類型後再分別預警，效果也許會較好。

回答：在過去文獻的定義當中，台灣符合金融危機事件定義的只有 1998 年的金融風暴，但此單一事件對危機預警系統的預測而言，會因為樣本太少而降低預警的準確度，因此本研究再度擴大危機事件的定義，包含逾放比與政府措施等等。此外，考慮到基層金融體系對民眾的信心影響較大，也因此放入基層金融等事件，但誠如委員所說，各類型的危機事件發生因素並不全然相同，使用相同的變數預警的確會讓預警的準確度下降。本研究也會將不同類型的危機預警，以及影響各類別危機事件的變數建議，列入後續研究建議中。

2. 研究中列出基層金融對與接管的時間點，是否早在金融重建基金接管前就已經發生問題？

回答：文中列出的金融機構擠兌與接管事件，是表示列表中的金融機構，均受到金融重建基金的接管，有部份機構是財務情形惡化，未擠兌而遭到接管；有部份是爆發弊案後，遭到擠兌，之後才被金融重建基金接管。而表列的時間點，全部都是事件發生的日期，而非被接管或是處理日期。例如 2002 年金融重建基金處理 8 間金融機構，但此 8 間金融機構都是在 1995~1996 年間爆發擠兌，因此就不再重複列出。而華僑銀行也是在 2000 年傳出弊案與擠兌，但真正處理日期則是 2007 年由花旗銀行併購。因此在預警危機發生的時間點，應不會發生實際擠兌事件等時間落後的問題。

3. 變數在使用上，除了對金融危機預警有效之外，變數的方向與經濟意涵是否也很重要？以出口為例，出口衰退或擴張對金融危機的經濟意涵是什麼呢？

回答：以出口來說，文獻原本預期遇到經濟衰退或金融危機，出口會因此下降。出口的增加表示經濟活動的活絡，出口擴張對經濟活動有一定的遞延與傳遞機制，無法單一的判定出口上升對金融危機的發生是好或壞，但在本研究的實證角度上，出口上升的確增加了 12 個月內的危機發生機率。

林修葳副主委：

1. 建議在後續研究當中，可以考慮股票市場的擔保維持率、質押比、股市漲跌幅的交互作用等等

回答：股市的擔保維持率與大股東質押比等數值，的確會影響到股票的漲跌等交互作用影響。此外，理論上會因為金融機構大股東的擔保維持率或質押比的變動，直接或間接影響到金融危機的發生因素。但這類變數在公開資訊上，取得不易，無法維持長時間且高頻率的觀察值，因此在後續研究裡，建議政府相關單位，可以提供或編制這類型的指數或是數據，提供學者在研究金融相關議題上，更精細與更正確的資料。

2. 變數在時間上的 volatility 的不同，將變數使用較高的 volatility 與較低的 volatility 兩群作區分，分別預測危機的效果是否會較佳？

回答：本研究指標在時間上遭遇到結構性的轉變問題，來自變數在不同時間的隨機行為。這種變數的隨機變動無法在事前就區隔，只能事後認定，但事後認定的方式並不適用於對未來的金融危機做預警。因此，未來最理想的變數處理方式，就是精確的分析變數的時間趨勢項，以及區分變數值真正的變動內涵，將兩者如何真正的區分出來，也是未來研究的一大挑戰。

3. 建構的預警系統，業者怎麼觀察與使用？政府又如何觀察使用此系統？

回答：金融機構業者可以藉由觀察綜合指標的數值與燈號，發現目前處於經濟擴張期或衰退期，或是根據綜合指標中的 15 個變數是否超過門檻值，對銀行相關業務予以調整，若是燈號已經出現「負向警示」時，也可以及早採取措施，避免或減少未來有危機時的損失。政府機關使用預警燈號觀察是否有危機發生時，也可以依據紅燈或是「負向警示」的燈號，對可能發生的金融危機提早準備因應對策，或是在危機發生之前，以政策措施，紓緩危機發生的可能。但當金融機構與政府同時使用燈號指標時，會因為業者與政府的交互作用，業者與政府對危機的提早因應，使系統的預警能力下降，若指標的預警準確能力下降到 50% 以下，表示系統必須重新選取適當的門檻值，甚至是重新選取變數。

附件 3：燈號系統操作步驟

一、 I1 指數的編製

I1 是一個包含 15 個變數訊息的綜合指標，當中的變數包括郵政儲金匯業局放款總額、台灣發行量加權股價指數(1966=100)、本國一般銀行個人及企業存款餘額、存款不足毛退票金額年增率、台灣出口貿易總金額-美元計價、台灣進口貿易總金額美元計、台灣廣義貨幣供給額(M2)月底值、台灣領先指標綜合指數(2001=100)、存款貨幣機構對政府機構放款、台灣外匯存底、西德州中級原油現貨、紐約道瓊工業平均數、台灣公司解散及公司撤銷家數、債券上市淨額、美元兌新台幣匯率。

本研究已針對上述各變數的最佳預警效果，給予一個最適當的門檻值(請參考表十二)：

1. 針對 15 個變數，逐月將變數值與各變數自己的門檻值相比，小於門檻值的變數記為 0，否則記為 1。
2. 將每個月中，記為 1 的變數個數加總，並除以總個數 15。
3. 此時在資料期間內，每個月均可由上述 15 個變數，計算出 1 個內容為 0 到 1 之間的百分比值。

有了 I1 數列之後，可再進行一步驟下的所有子步驟，求算其最合適的預警門檻值，並進行分析。

二. 燈號門檻的步驟：

1. 決定危機次數：

a. 以目前的樣本期往後推事件長度(如本例為 1 年)，假設碰到危機期間，則記為 1，否則記為 0，例如，目前的樣本期為 2003/1/1，之後有一金融危機期為 2004/1/1~2004/5/1，則自 2003/1/1 算起，12 期之後會碰到危機期間，。故 2003/1/1 此筆資料需記為 1。

b. 由 a 步驟，我們可以得到一原始資料數列及每期的 0 與 1 值。此時，只對原始資料數列由小到大進行排序(不對 0、1 數列進行排序)，故可得排序後的新數列及跟隨之 0、1 交雜的數列。再決定每個分位數隔開的資料筆數(例如資料共 300 筆，第 80 分位數即為 240 筆)。

- c. 排序與選定分位數後，計算小於分位數之前的 1 共有幾筆，此為 C 值
 - d. 再次計算小於分位數之資料筆數，再減去 C 值，即為 D 值
 - e. 將綜合指標的樣本資料中，記為 1 的筆數，減去 C 值，即為 A 值
 - f. 大於分位數之資料筆數，再減去 A 值，即為 B 值
 - g. 依此即可算出全部分位數的 NTSR 值 $= ((B/(B+D))/(A/(A+C)))$
- c 到 f 步驟之 ABCD 可由下表陳述得知：

	t + h 期後有銀行危機發生	t + h 期後沒有銀行危機發生
綜合指標在 t 期 > 門檻值	A	B
綜合指標在 t 期 < 門檻值	C	D
ABCD 的單位為月份個數		

2. 依照 1 的步驟反覆求算 1~100 各分位數的 NTSR 值，以及危機條件機率等數值，尚須注意的是，實際上有金融危機發生的機率：

$$P(\text{crisis/signal}) = A/(A+B)$$

一般來說，若 NTSR 越低，則 $P(\text{crisis/signal})$ 也就越高，此代表了該指標變數具有良好的預測績效。而 $A/A+C$ 則代表 t + h 期後有銀行危機發生，且本研究能準確預測的機率，故其比率的計算能檢驗本研究預警的正確性。因此，在燈號預警系統中，本研究針對綜合指標選取的門檻值為 35% 分位數，此時的 $P(\text{crisis/signal}) > 50\%$ ， $A/A+C \text{ ratio} > 90\%$ ，綜合指標超過 35% 分位數者，記為紅燈，且移動平均與前期差距達 20% 時，記為負向警示或正向警示。

附表 4：訊號法中已使用但不顯著變數

TEJ 代號 ²⁰	變數名稱
EA0301	台灣主要金融機構放款與投資金額年增率
EA0403	台灣直接及間接金融年增率---數值
EA04	台灣票據交換金額年增率
EA0501	台灣主要金融機構放款年增率---數值
MB0101	台灣重貼現率
MB04	商業本票次級市場利率(91-180 天期)---數值
MB24	擔保放款融通利率
MB25	短期融通利率---數值
MB80	郵匯局活期存款利率---數值
MC30G	本國一般銀行消費者貸款餘額年增率
ME11	中央銀行對政府放款及墊款---數值
ME14	中央銀行政府存款---數值
SA06G	股票成交金額年增率---數值
SM06G	上市股票融資金額餘額年增率
SM11G	上市股票融券股數餘額(年增率)
EB08	台北市房屋建築申請面積
HB04	高雄市住宅執照樓板面積
CA13	美國聯邦資金市場利率

²⁰ 附上 TEJ 變數代號，以利後續研究的更新與參考。

Reference

- 吳懿娟 (2003), "我國金融危機預警系統之研究", 中央銀行季刊, 第二十五卷第三期, 9 月, 5-42 頁。
- 張瑞元、林金賢 (2005), "建構銀行危機預警模型—訊號法與 Panel Logit 之結合", 會計與公司治理, 第一卷第二期, 9-32 頁。
- Abiad, Abdul (2003), "Early-Warning Systems: A Survey and a Regime-Switching Approach," IMF Working Paper, WP/03/32.
- Asian Development Bank (2002), "A Regional Early Warning System Prototype for East Asia", Reports of Kobe Research Project, Regional Economic Monitoring Unit, ADB Mimeo.
- Bongini, Paola & Ferri, Giovanni & Tae Soo Kang, (2000). "Financial intermediary distress in the Republic of Korea - Small is beautiful?," Policy Research Working Paper Series 2332, The World Bank
- Bongini, Paola & Stijn Claessens & Giovanni Ferri, (2001). "The Political Economy of Distress in East Asian Financial Institutions," Journal of Financial Services Research, Springer, vol. 19(1), pages 5-25, February
- Caprio, Gerard, Klingebiel, Daniela, (2003), "Episodes of Systemic and Borderline Financial Crises." World bank Research Dataset.
- Davis, E.P. and Karim, D. (2008), "Comparing early warning systems for banking crises", Journal of Financial Stability, 4, 2, pp 89- 120.
- Demirgüç-Kunt, A and Detragiache, E (1998), "The Determinants of Banking Crisis in Developing and Developed Countries", IMF Staff Papers, Vol. 45, No.1.
- Goldstein Morris, Graciela L. Kaminsky and Carmen M. Reinhart (2000), "Assessing Financial Vulnerability: An Early Warning System for Emerging Markets," Institute for International Economics, Washington, DC, June.
- Hardy, Daniel C. and Ceyla Pazarbasioglu (1999), "Determinants and Leading Indicators of Banking Crises: Further Evidence", IMF Staff Papers 1999, (September/December), Volume: 46, No. 3.
- Hutchison, Michael and Kathleen McDill (1999), "Are All Banking Crises Alike? The Japanese Experience in International Comparison", Pacific Basin Working Paper Series, No. PB9902, April.

International Monetary Fund (1998), "International Capital Market, Annex III, Leading Indicators of Currency and Banking Crises," September, pp. 173-175.

International Monetary Fund (2002): "Early Warning System models: The Next Steps Forward", Global Financial Stability Report, Chapter IV, 13 March.

Kaminsky, Graciela L., Saul Lizondo and Carmen M. Reinhart (1998), "Leading Indicators of Currency Crises," IMF Staff Papers, Vol.45, No. 1, March.

Kaminsky, Graciela L. (1998), "Currency and Banking Crises: The Early Warnings of Distress," International Finance Discussion Paper, No. 629, Washington: International Monetary Fund.

Kaminsky, Graciela L. and Carmen M. Reinhart (1999), "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems," American Economic Review, American Economic Association, vol. 89(3), pages 473-500, June

Laeven Luc, and Fabian Valencia (2008), "Systemic Banking Crises: A New Database," IMF Working Paper WP/08/224.

Reinhart, Carmen M., and Kenneth S. Rogoff (2009), "The Aftermath of Financial Crises," NBER Working Paper No. 14656.

Sahajwala , Ranjana, and Paul Van den Bergh (2000), " Supervisory Risk Management and Early Warning Systems", Basel Committee on Banking Supervision, Working Papers No. 4, Bank for International Settlements.

Sarkar , Sumit, and Ram S. Sriram (2001), "Bayesian Models for Early Warning of Bank Failures," Management Science, Vol. 47, No. 11, Nov. 1457-1475