

我國銀行業逾放比與總體經濟因素間關係之研究

A STUDY ON THE RELATIONSHIP BETWEEN THE NON-PERFORMING LOAN RATIO OF THE BANKING INDUSTRY AND MACRO ECONOMY IN TAIWAN

林左裕

國立台中技術學院財政稅務系

賴郁媛

朝陽科技大學財務金融研究所

Tsoyu Calvin Lin

*Department of Public Finance and Taxation
National Taichung Institute of Technology*

Yu-Yuan Lai

*Department of Finance
ChaoYang University of Technology*

摘要

本研究之目的在於探討我國銀行業逾放比與總體經濟因素間之關係，利用最小平方法之迴歸分析檢測所蒐集之資料，並針對所得之統計結果分析其所含之意義。研究結果指出，失業率、經濟成長率、通貨膨脹率、房地產景氣對策訊號及存放款利差皆符合作者預期，與銀行業之逾放比存在顯著之關係。本研究除了證實逾放比確實與經體經濟因素具有某一程度相關之外，也建議未來銀行放款時不應以擔保品為放款之主要依據，更應納入借款人之還款能力及來源等因素考量。

關鍵字：逾放比、最小平方法、鄒檢定

ABSTRACT

This study attempts to investigate the relationship among the non-performing loan (NPL) ratio of the banking industry and several macro economic factors in Taiwan. The ordinary least square method is employed in determining the regression model. Results of this study do not only show that the unemployment

rate, economic growth rate, inflation rate, the index of real estate market prosperity and the interest rate spread are significantly related to the NPL ratio, but also suggest that banks should pay more attention to borrowers' ability and sources of payments as well as the value of collaterals.

Keywords: non-performing loan (NPL), ordinary least squares (OLS), Chow test

壹、緒論

2000年11月經濟學人(The Economist)所發表的專題報導中指出,由於我國銀行巨額呆帳,恐將引起國內本土性金融風暴。報導中更進一步指出,由於泡沫經濟的破滅,使得銀行擔保品價值縮水。而政府對於問題金融業之處理態度,多半是以消極的紓困來解決。劉楚俊與張慶明(1997)指出,金融主管機關若是每次都出面解決問題金融機構之債權問題,將誘使潛在問題金融機構對貸款申請進行惡性選擇,同時使存款戶在決定其存款銀行時,因道德危險因子的作用而減少了對銀行經營狀況的了解與提防,使得金融擠兌危機不斷循環發生,增加銀行的經營風險,將使我國不良債權如滾雪球般地愈滾愈大。

銀行業之角色,即扮演資金之媒介,自大眾借入資金(即存款),再貸予資金需求者,以達到資金市場之均衡狀態。資金的流通亦是經濟成長之主要動力,然隨著投資環境的惡化、資金的逐漸外流,以及直接金融的趨勢下,我國銀行業逐漸失去其在資金媒介之功能。大量的不良債權,也因此影響銀行

業之放款意願,嚴重堵塞原本暢通無阻的資金流通管道。

就銀行業的資產負債管理而言,其中長期放款債權佔總資產之比例甚高,而其負債卻多是短期的存款,資產與負債間長、短期限的不配合(即俗稱的借短支長),加上銀行內部所保留之可立即變現之流動資產過低,故極易引起「流動性風險」(林左裕,1999)。國內金融機構普遍性不良債權之巨額增加,不僅侵蝕金融機構生存之基石,稍一不小心,極可能導致銀行倒閉之風險,甚至引發全面性金融不安,形成如同日本經濟泡沫化破滅後金融機構接連倒閉之情事,而引發所謂的「本土型金融風暴」。

關於不良債權形成之探討,根據林左裕(2000)及蕭至惠(1999)之研究指出,由於金融機構間彼此惡性競爭,以致產生「技術性」高估擔保品(多為不動產)資產價值,甚或違法超貸,導致資產價格嚴重偏離其基本面,致使其在面臨經濟衰退之際,因民間對高單價資產之消費意願低落,使被市場高估之資產價格巨幅滑落,借款者又無力償付貸款、甚或有意違約之情形下,逾放金額也就越滾越大。

而國內金融機構競爭加遽乃肇因於金融機構的轉型，逐步邁向國際化及自由化，以及 1991 年開放新銀行之設立 (Yu, 1999)。李儀坤 (1996)、蔡進財 (2000)、郭照榮 (2000) 亦認為，金融機構業務競爭激烈，使其主要收益來源之存放利差逐漸縮小，乃增加高風險之農業及建築放款，承做過量之股票質押，致使在房地產不景氣及股價巨幅滑落時，資產品質惡化。Kwack (2000) 依據 1995 年至 1997 年對東亞七國實證研究發現，銀行逾放比是造成亞洲金融風暴之主因，即國內高利率易吸引國際游資流入，但此游資並非長期性投資資金，短期間快速流動，只是徒增國內資產價格的巨幅波動而已。亦使國內銀行面臨更大的流動性風險，提高金融市場之不安定。

賴秋吉 (1998) 認為，經濟成長率向下修正，國人置產意願低落，空屋率居高不下。而國內金融體系是以借貸銀行為中心之間接金融，授信常以不動產為擔保。由於企業的外移及人口增加率逐漸減少，土地供過於求之現象顯著，使得土地價格不再隨經濟成長而上升。由於國內房地產供過於求，導致房地產價格大幅下滑 (蔡希賢, 2001)。因此銀行房貸業務出現還款能力不足或還本利息情形轉差，逾放案件增加。

此外，由盧秋玲與游雅芳 (1999) 之實證結果指出，不動產市場對民營商業銀行股票報酬具有影響力。影響之原因乃是由於銀行授信之業務多以不動產放款為主，故其認為，銀行授信業務應考慮不動產本身收益及未來增值空間，而非單以擔保品市價作為放款的主要依據。

以往相關研究之文獻，多利用房貸戶之財務面與非財務面因子，預測該貸款是否會發生違約 (Default) 或提前清償 (Prepayment) 之行為 (Peristiani, Bennett, Monsen, Peach, and Raiff, 1997; 郭姿伶, 2000; 李桐豪與呂美慧, 2000; 黃文啓, 2002)。其中財務面因子多為房貸戶個人年收入、貸款成數 (loan to value)、貸款利率…等屬量之資料；在非財務面因子，則是屬質之資料，如：過去之信用、申貸之期限、性別、職業、房屋座落之地點…等。且曾銘宗 (2000) 之研究中發現，失業率與逾放比呈現正相關，且二者關係相當顯著，即失業率提高時，逾放比也會上升，而經濟成長率則與逾放比呈現負相關，即經濟成長率上升時，逾放比會下降，惟二者關係並不是十分明顯。

自 1996 年起，國內銀行業逾放比開始突破 3%，期間經歷 1997 年亞洲金融風暴、921 地震直至目前全球性經濟不景氣，銀行業之放款品質可謂每下愈況，放款回收不易，使得逾放比節節高升，如圖 1 所示。我國政府雖積極研討解決金融業不良債權之道，雖有多數相關議題之討論，如重整信託公司 (resolution trust corporation, RTC) 及資產管理公司 (asset management company, AMC) 之設置、金融資產證券化之債券市場流通性的提升、以及金融監理一元化…等之討論，但仍處於初期實施階段，仍難見其成效，因此欲解決銀行日益嚴重之不良債權，仍有待政府的魄力，以及社會整體之認同。

由此可知，若將銀行不良債權視為一種違約之行為，則影響銀行產生大量



資料來源：中央銀行經濟研究處（1987~2002），中華民國金融統計月報。

圖 1 我國銀行業之逾放比（1987-2002）

不良之債權，並非如過去文獻僅考慮個別房貸戶特性之研究而已，尚應考慮總體經濟變動所帶來之影響。有鑑於此，本研究乃以總體經濟指標及其它可能影響逾放比之因子，在暫不考慮借款者個別信用及銀行授信過程等人為因素之情況下進行研究，期能以此研究成果做為在總體經濟變動下預測逾放比之參考。

貳、逾放之定義與研究變數之探討

一、逾放比之定義

逾放比係指逾期放款與催收款之和佔總放款之比率，如式(1)所示，用以評估銀行放款品質之重要參考指標，倘若比率越高表示銀行放款品質越差，存款

戶的存款安全性越低，易引發民眾恐慌性擠兌。

$$\text{逾放比} = \frac{\text{逾期放款金額} + \text{催收款金額}}{\text{總放款金額}} \quad (1)$$

其中，逾期放款為貸款本金超逾約定清償限三個月以上，未辦理轉期或清償者；催收款則包括：

- (一) 中長期分期償還款或貸放會金未按期攤還逾六個月以上者。
- (二) 放款清償期雖未屆滿三個月或六個月，但已向主從債務人訴追或處分擔保品者。
- (三) 放款擔保品已拍定待分配部分。
- (四) 本金未到期而利息已延滯六個月以上之放款（包括短期及中長期放款）。

(五) 協議分期償還案件未符合規定要件者。

二、假設條件及變數界定

此一模型之假設條件及其變數界定如下：

(一) 研究限制

影響逾放比之變數眾多，本文暫不考慮借款者之個別信用與放款者之授信過程對逾放比之影響，而以總體經濟及其相關指標為主要研究變數。

(二) 研究期間

1987 年第一季至 2002 年第四季，共 64 季。

(三) 變數界定

根據上述文獻中所提及影響逾放比之總體經濟因素，本研究將已蒐集到之資料彙總整理，並整理得出以下變數：逾放比（ Y ）為依變數，失業率（ Uer ）、經濟成長率（ Gr ）、房價指數報酬率（ Hir ）、股價指數報酬率（ SKr ）、存放款利差（ SPr ）及房地產景氣對策訊號（ SN ）等為自變數，以進行迴歸分析，各變數之解釋如下：

1. 失業率

一般家庭之收入來源多來自於工作所得，當家庭中主要收入來源者遭到資遣或無法找到工作時，則對於家庭之生活必要支出影響甚鉅。若此時失業者尚承擔大至數百萬元之房屋貸款，或僅僅數萬元之消費性金融貸款，都可能在長期失業之壓力下，而不得不違約。且

Bennett, Keane, and Mosser (1999) 及 Green and LaCour-Little (1999) 的研究結果顯示，失業率對於提前清償之行為是顯著負相關。因此可以判斷失業率對於逾放比之增減，應有其影響力。由圖 2(a) 可看出，失業率與逾放比間有著正向關係，且此兩者間之關係趨近於直線的關係。

2. 通貨膨脹率

1958 年 A. W. Phillips 利用英國 1861~1975 之資料，發現名目工資上漲率與失業率間具有抵換（trade off）的關係。爾後，P. A. Samuelson 以通貨膨脹率代替名目工資上漲率，同樣地，通貨膨脹率與失業率間也具有抵換之關係。由此來看，在圖 2(b) 中，通貨膨脹率與逾放比呈現反向關係，即符合這個理論。

若我們以財務之觀點來看，在通貨膨脹下，債權人手中所握有之債權變得較不值錢，即債權人因通貨膨脹之因素而損及其利益。反之，債務人因而得到通貨膨脹之利，因此較無違約之誘因。故由此推論，通貨膨脹率與逾放比應為反向關係。

式(2)為文中通貨膨脹率之定義：

$$INF = \ln \left(\frac{CPI_t}{CPI_{t-1}} \right) \quad (2)$$

其中， INF ：通貨膨脹率； CPI_t ： t 期消費者物價指數； CPI_{t-1} ： $t-1$ 期消費者物價指數。

3. 經濟成長率

一國經濟之榮枯，大概可由其經濟成長率窺知一二，惟仍應根據該國之開發程度判斷。總體而言，若一國經濟不振，除反景氣變動之產業外，其國內產業之表現也不會太亮麗。由此可知，若一企業之獲利能力不佳，卻要承受與過去差不多的債務負擔，則企業之周轉能力就顯得較為薄弱。自亞洲金融風暴以降，國內部分知名企業紛紛以大環境不佳，企業經營困難，要求銀行團展延債務之攤還。甚至，以掛帳之方式，繳納少額利息。此時，銀行業將承受隨時都可能發生之巨額呆帳，卻又不得不再貸予這些企業更多的資金，以避免企業倒閉後，債權無法回收。

曾銘宗（2000）曾利用經濟成長率與逾放比以相關係數來判定二者之關係，發現此二者為弱負相關。由圖 2(c) 亦可看出此二者之關係，故有必要將經濟成長率再納入本研究以進行分析。

4. 房價指數報酬率

一般不動產財務研究常將房貸違約定義為：當房屋市價低於房貸未清償餘額（loan balance），即出現所謂的負權益（negative equity）時，房貸戶即可能執行違約之權利（Deng, Quigley, and VanOrder, 1996；Deng, 1997）。因此，房價的波動亦可能是造成逾放金額改變的因子之一。由圖 2(d) 中可看出，房價的波動與逾放比呈現反向關係。式(3)為本研究中所定義之房價指數報酬率。

$$HIr = \ln\left(\frac{HI_t}{HI_{t-1}}\right) \quad (3)$$

其中，HIr：房價指數報酬率； HI_t ：t 期房價指數； HI_{t-1} ：t-1 期房價指數。

本研究採信義房屋房價指數為房價長期指標，惟其編製起始年為 1991 年，故採楊忠欽（1992）所計算之房價變動率，以彌補 1987 年至 1990 年房價資料之不足，且該段時間之資料亦符合國內房價在該時期飆漲之情形¹。

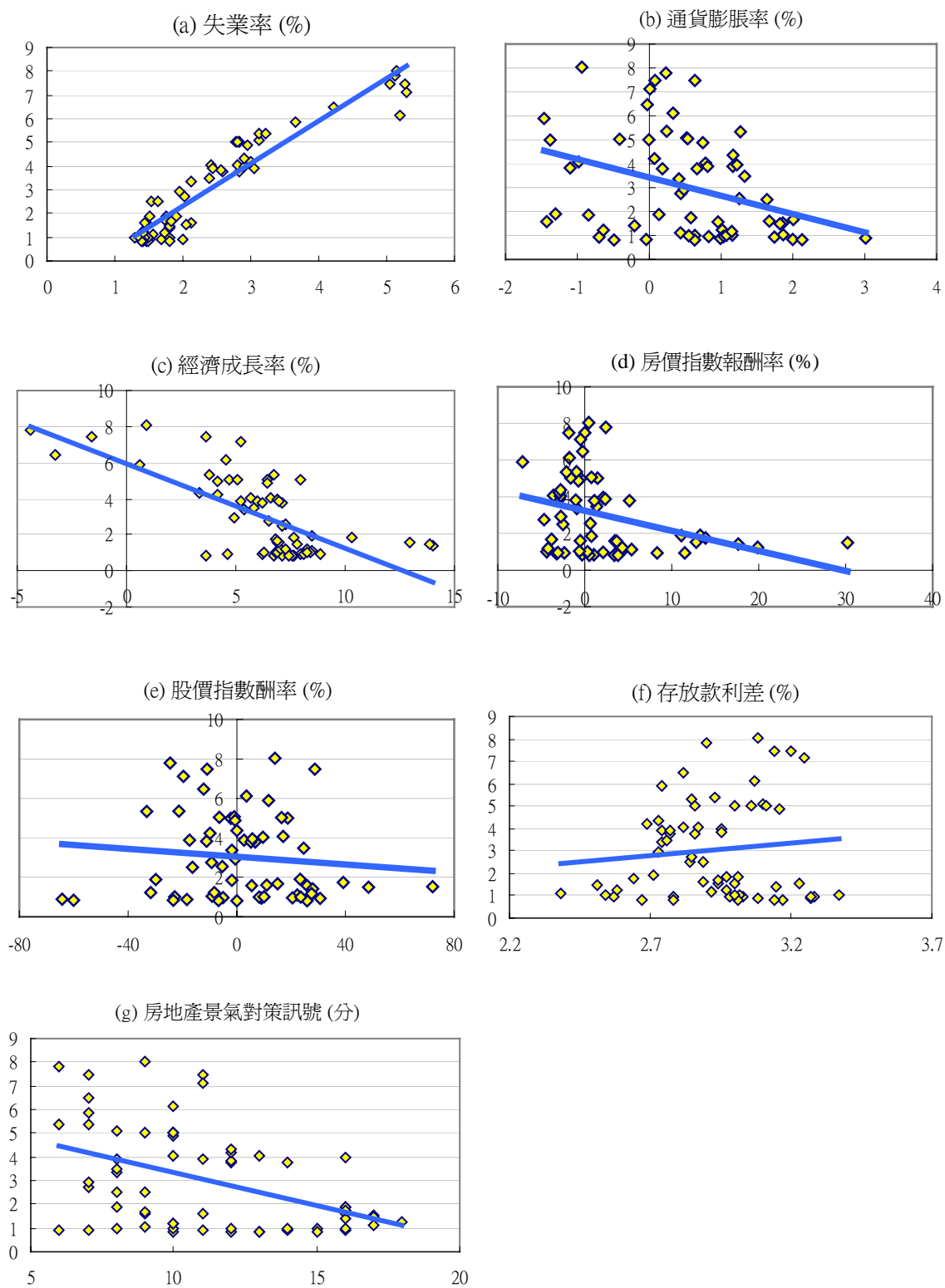
5. 股價指數報酬率

在盧秋玲與游雅芳（1999）的實證研究中顯示，不論全體樣本銀行股票報酬或各類經營型態的樣本銀行股票報酬，與大盤加權股價指數報酬皆存在高度的連動性，具有齊漲齊跌的現象，故以股價指數報酬率當作金融業股票報酬之代理變數。其原因在於，金融業股票報酬反應了金融業本身的經營狀況等資訊，且其與大盤加權股價指數報酬又具有高度的連動性，因此將之擴大為對整體大環境資訊之揭露，故採用股價指數報酬率作為整體經營環境的變數之一。而從圖 2(e)，可看出股價指數報酬率與逾放比呈現反向變動之關係。式(4)為本研究中，股價指數報酬率之定義。

$$SKr = \ln\left(\frac{SKI_t}{SKI_{t-1}}\right) \quad (4)$$

其中，SKr：股價指數報酬率； SKI_t ：t 期股價指數； SKI_{t-1} ：t-1 期股價指數。

6. 存放款利差



資料來源：同表 1（圖中縱軸為銀行業逾放比）。

圖 2 我國銀行業逾放比與各變數間之關係圖（1991-2001）

表 1 本研究變數說明

分類	變數名稱	代號	變數說明	預期 變動方向	資料來源
依變數	逾放比	Y	% - 本國銀行		金融統計月報
	失業率	UEr	%	+	
	經濟成長率	Gr	%	-	國民經濟動向統計季報
	通貨膨脹率	INF	%	-	
自變數	房價指數報酬率	HIr	% - 以房價指數計算	-	楊忠欽 1987-1990 信義房屋 1991-2002
	股價指數報酬率	SKr	% - 以股價指數計算	-	金融統計月報
	存放款利差	SPr	% - 本國銀行	?	
	房地產景氣對策訊號	SN	分	-	台灣房地產 景氣動向季刊

賴秋吉（1998）及蔡進財（2000）等皆指出，因國內金融機構之競爭激烈，存放款利差日益縮小，嚴重影響金融機構之基本業務營運，使其轉向從事高風險之放款業務或投資，此舉將有導致逾放比增加之慮。但存放款利差之縮小，卻意味著借款人之借款利率下降或存款利率上升，而降低逾放比增加之風險。另一方面，本研究認為，利率之下跌乃為刺激投資之手段之一，因此隨著總體經濟之下滑，資產價格下跌，逾放也隨之升高，存放款之利差也為了刺激景氣而隨之縮小。由圖 2(f)可看出，存放款利差與逾放比為正向關係，但由於對存放款利差之推論，存在自相矛盾，因此有探究存放款利差之變動方向，對本國銀行業逾放比影響之必要性。

7. 房地產景氣對策訊號

房地產之榮枯對於以不動產之擔保放款之金融機構，十分重要。因房地產的交易熱絡，不僅代表房價較穩固，且

可能上揚，更重要的是其去化能力也相對提高。由圖 2(g)得知，房地產在不景氣時，逾放比呈現上升趨勢，故由此預測房地產景氣與逾放比呈反向變動。

茲將以上各自變數與銀行業逾放比之關係整理如表 1 所示。

參、研究方法

由於房價指數報酬率係由楊忠欽（1992）及信義房屋二者資料結合計算，故本研究將在以下二命題中，分別進行以下兩種模型之探討，即包含房價變數之模型一，以及移除此一變數之模型二。此一方法，不僅可消除結合不同房價資料可能產生之疑慮，更可進一步強化本研究之實證結論²。

命題 1：逾放比受總體經濟因子之影響

本研究之目的在於探討逾放比與總體經濟因子間之關係，故採用複迴歸模型並以最小平方法（ordinary least squares, OLS）進行實證分析。此多元迴歸如式(5)所示：

$$Y = \alpha + \beta_1 UEr + \beta_2 Gr + \beta_3 INF + \beta_4 Hlr + \beta_5 SKr + \beta_6 SPr + \beta_7 SN \quad (5)$$

因此，在研究中將針對各變數之係數（ β_i ）進行檢測，以確定各變數與逾放比之關係。

命題 2：總體經濟結構之轉變亦會影響逾放比

從圖 1 中顯示，近二十年之逾放比，在 1995 年之前皆處於 2% 以下，然在突破 2% 以後，卻急遽上升。且當年尚有中共試射飛彈所引起之台海關係的緊張，亦影響了國內的總體經濟環境。故在命題 2 中我們將以 1995 年做為一分界，以研究在 95 年之前後各八年間，逾放比是否因總體經濟結構的改變而發生變化。

故研究中將 1987 年至 1994 年之次樣本定義為 a 樣本，而 1995 年至 2002 年之次樣本則定義為 b 樣本，因此可將式(5)分離為另兩條獨立之迴歸式，分別如式(6)、式(7)所示：

$$Y_{87-94} = \alpha_1 + \beta_{a1} UEr + \beta_{a2} Gr + \beta_{a3} INF + \beta_{a4} Hlr + \beta_{a5} SKr + \beta_{a6} SPr + \beta_{a7} SN \quad (6)$$

$$Y_{95-02} = \alpha_2 + \beta_{b1} UEr + \beta_{b2} Gr + \beta_{b3} INF + \beta_{b4} Hlr + \beta_{b5} SKr + \beta_{b6} SPr + \beta_{b7} SN \quad (7)$$

其中，式(6)為 1987 年至 1994 年的迴歸式，而式(7)則為 1995 年至 2002 年的迴歸式。最後利用 Chow test 進行兩條迴歸式之檢定，總體經濟結構會因時間演變發生改變，並對逾放比產生影響。

而 Chow test 之 F 統計量如式(8)所示：

$$F = \frac{SSE - (SSE_a + SSE_b)}{(SSE_a + SSE_b)} \times \frac{T - 2k}{k} \quad (8)$$

其中，SSE：全部樣本的殘差平方和，
SSEa：a 樣本的殘差平方和，
SSEb：b 樣本的殘差平方和，
T：觀察個數，
k：每個非限制迴歸式中係數個數

Chow test 所檢定之虛無假設（null hypothesis）為：

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 \quad \text{and} \quad \beta_{ai} = \beta_{bi}$$

當 Chow test 之 F 統計量大於臨界值 $F_C \sim F_{(k, T-2k)}$ 分配時，拒絕假設，則此兩條迴歸式中的係數 β_i 不完全相同，其所隱含之意義即為總體經濟結構已發生變化。

肆、實證結果

命題 1：逾放比受總體經濟因子之影響

表 2 為 1987 年至 2002 年之迴歸結果。從表中可知，失業率、存放款利差

表 2 估計迴歸模型(1987-2002)

變數	模型一			模型二		
	參數估計值	t 統計量		參數估計值	t 統計量	
Intercept	4.1639	3.1026	***	4.1686	3.1443	***
UEr	1.7461	16.375	***	1.7460	16.5216	***
Gr	0.0375	0.8038		0.0375	0.8116	
INF	-0.1816	-2.0399	**	-0.1822	-2.0846	**
HIr	-0.0008	-0.0425				
SKr	-0.0003	-0.0866		-0.0004	-0.095	
SPr	-1.4026	-3.1715	***	-1.4008	-3.2107	***
SN	-0.1230	-2.9886	***	-0.1240	-3.7252	***
	R^2_{adj}	0.9237		R^2_{adj}	0.9157	
	F 統計量	96.8868	***	F 統計量	115.0495	***
	SSE	22.0153		SSE	22.0160	

表示達 5% 的顯著水準、*表示達 1% 的顯著水準。

及房地產景氣對策訊號的顯著水準皆在 1% 以下，而通貨膨脹率則有 5% 的顯著水準。其餘之變數，如經濟成長率、房價指數報酬率及股價指數報酬率等，並不具顯著性。在具有顯著性之變數中，除失業率外，其餘變數皆與逾放比呈現負相關。

此結果顯示，由於存放款利差的縮小，使得國內競爭日益加遽的金融業者，為了彌補基本營運收益之降低，故擴大具有高風險性之放款業務與投資，致使其發生逾放比之機率增加，此一結論，亦符合賴秋吉（1998）與蔡進財（2000）之研究成果。

通貨膨脹率與逾放比之負相關顯示，在通貨膨脹的期間，債務人的債務相對減輕，違約率自然降低。若綜合失業率、通貨膨脹率與房地產景氣對策訊號來看，亦可做出以下之推論：由於房地產市場的長期低迷及通貨緊縮，家計單位承受較大的房貸支出，及房價下跌之損失，使其在就業市場中存有不確定

性時，會謹慎考量收入是否足以支付房貸支出，然後選擇是否違約。

然逾放比是否如研究結果所示，係受總體經濟衰退之影響，此一部分則須由以下命題 2 繼續探討。

命題 2：總體經濟結構之轉變亦會影響逾放比

在此命題中，所要探討的是總體經濟結構的轉變是否會影響逾放比，故在此以逾放比突破 2% 的 1995 年為界，將研究期間 1987 年至 2002 年拆分為二，分別進行兩個時期的迴歸模型，即 1987 年至 1994 年做為樣本 a 的迴歸模型，以及 1995 年至 2002 年則進行樣本 b 之迴歸。此二模型之迴歸結果，分別顯示在表 3 及表 4 中。

由表 3 之估計迴歸模型（1987-1994）中可知，在不考慮房價因素（模型二）下，失業率擴大，使得一般家庭收入減少，致使逾放的增加。而在模型

表 3 估計迴歸模型(1987-1994)

變數	模型一			模型二		
	參數估計值	t 統計量		參數估計值	t 統計量	
Intercept	2.5010	2.3413	**	2.2969	2.1012	***
UEr	0.5242	1.8083	*	0.6213	2.1265	**
Gr	0.0566	1.3122		0.0534	1.2020	
INF	-0.0804	-1.4600	**	-0.0749	-1.3222	
Hlr	0.0178	1.6006				
SKr	0.0006	0.2679		0.0013	0.5340	
SPr	-0.5930	-1.8411	*	-0.6559	-1.9905	*
SN	-0.0692	-2.1174	**	-0.0428	-1.4711	
	R^2_{adj}	0.2770		R^2_{adj}	0.2319	
	F 統計量	2.69708	***	F 統計量	2.5596	**
	SSE	2.2409		SSE	2.4801	

*表示達 10%的顯著水準、**表示達 5%的顯著水準、***表示達 1%的顯著水準。

表 4 估計迴歸模型(1995-2002)

變數	模型一			模型二		
	參數估計值	t 統計量		參數估計值	t 統計量	
Intercept	-3.0001	-1.7373	*	-3.8860	-2.3882	**
UEr	0.8697	6.5223	***	0.8390	6.2770	***
Gr	-0.1134	-2.5215	***	-0.1301	-2.9578	***
INF	-0.2962	-3.0410	***	-0.2542	-2.7049	**
Hlr	0.0474	1.3633				
SKr	-0.0028	-0.5580		-0.0034	-0.6837	
SPr	2.1237	3.1107	***	2.3902	3.5928	***
SN	-0.0504	-1.3084		-0.0265	-0.7581	
	R^2_{adj}	0.9381		R^2_{adj}	0.9360	
	F 統計量	68.1613	***	F 統計量	76.5824	***
	SSE	3.5851		SSE	3.8626	

*表示達 10%的顯著水準、**表示達 5%的顯著水準、***表示達 1%的顯著水準。

一中可看出，通貨膨脹率以及房地產對策訊號皆達到 5%的顯著水準。由此顯示，在考慮房價因素下，家計單位對於房價的變化，並不是不敏感的，只是他們會從其它方面進行多重的考量，如房地產未來的景氣（房地產對策訊號）、房價的增值空間（通貨膨脹率）。

利用表 2 至表 4 之結果以計算 Chow test 之 F 統計量。

模型一：

$$F = \frac{22.0153 - (2.2409 + 3.5851)}{(2.2409 + 3.5851)} \times \frac{64 - 2 \times 8}{8} = 16.6732$$

模型二：

$$F = \frac{22.016 - (2.48 + 3.8626)}{(2.48 + 3.8626)} \times \frac{64 - 2 \times 7}{7} = 17.6509$$

而臨界值 $F_C = F_{(0.01, 8, 48)} = 2.97$ ；

因此，不論是有無考慮房價指數報酬率，皆為拒絕假設。由此可知，逾放比自 1995 年起，開始向上攀升之原因，係由於總體經濟結構改變所致。

在表 4 中，失業率、經濟成長率、通貨膨脹率、存放款利差皆具有 1% 顯著水準，且其 R_{adj}^2 更高達 0.9361。由此可知，逾放比在總體經濟環境繁榮時，其變動較不明顯，一旦總體經濟開始轉向，其反應變得較為敏感，波動也較大。

因此針對經濟成長率呈現負成長之現象，可得以下推論：早期（1987-1994）由於經濟的蓬勃發展，企業內源源不斷的收入足以彌補可能發生之巨額壞帳，使此一部分潛在性的壞帳得到較大的彈性（隱藏）空間；一旦經濟嚴重衰退時，有潛在性壞帳之企業便容易產生周轉不靈之現象，故產生了巨額壞帳。又樣本 b（1995-2002）之房地產景氣對於逾放比的影響不如樣本 a（1987-1994）顯著，因此，本研究推論為：在 1987 年至 1994 年間，影響逾放比之因素為房地產市場的不景氣，所導致不動產方面之壞帳；而 1995 年至 2002 年間，則是經濟衰退，而使總體市場發生綜合性的壞帳。此一現象可在亞洲金融風暴後，國內部分知名企業紛傳跳票，並要求銀行團展延本息之狀況，而得到印證。

伍、結論

逾放比之高低是判別金融市場安定性之重要依據，由本研究得知，逾放問

題的產生不僅是金融機構自身問題，同時也與總體經濟息息相關。其中，失業率在三段期間內都是顯著因子，表示個別貸款者將影響逾放比。而經濟成長率只在 1995 年至 2002 年之期間內顯著，表示企業較個人具有周轉能力，但卻也隱含著金融機構對企業過於浮濫地放款，而使其在經濟衰退之時，得承受更大地傷害。

因此政府在處理逾放問題時，除考量總體經濟之變化外，亦需加強金融市場之革新。故政府除調降金融機構之營業稅至零外，尚須積極實施金融監理一元化，使金融機構之主管機關權責一致。又在推動資產證券化之際，應先實施相關措施，如不動產估價之確實執行，使不動產不會因過度樂觀預期而導致資產價格膨脹；健全債券次級市場之發展，提升債券流通性，增加企業之籌資管道；降低外人投資債券之稅率，提升債券之流通性，有助於資產證券化之發展；健全信用評等制度，公司財務透明化，使投資人對公司債信、財務狀況一目了然，以減少投資資訊不對稱之弊端。而銀行業者也應有所警惕，未來再行放款審核時，不應僅以擔保品之有無或其價值為核貸之依歸，而應審慎考量申貸人之還款能力及來源，以免在面臨不景氣時，擔保資產縮水而以逾放收場。

最後，本研究認為，拖延式的鴛鴦心態或一味的姑息，不如積極處理，期能由以上之研究，對我國經濟發展與金融安定有所助益。

註釋

1. 因國內不動產資訊不甚透明，取得連續交易資料之困難度頗高，故在本研究中 1987-1990 之房價資料採楊忠欽（1992）依據「房屋市場月刊」中所列台北地區之二樓以上預售屋每坪單價計算而得之數列，而其之所以採二樓以上價格之原因，乃因台北多數大樓之一樓為店面使用，因此不予採用；而 1991-2002 之房價資料為信義不動產企劃研究室依據數家房屋仲介業者的住宅類房屋成交紀錄，並採取 Hedonic 指數模型所編製。1987-1990 之資料雖為貨幣單位，但在取對數報酬後，其特性亦與當時不動產價格飆漲之情形相符。在 1991-2002 之房價資料上，亦使用台北地區之信義房價指數。因此二者房價資料之取樣，係以居住使用為主，應符合實際趨勢，就本研究房價之一致性考量，應不致造成實證結果之偏誤。
2. 若單獨考慮信義房屋指數，則在命題二中，樣本 a 之變數僅為 1991-1994 年間之資料，限於迴歸自由度之考量，故將此一部分列入附錄。且由於 1995-2002 年之模型同表 4 的模型一，故不再贅述。
3. 李儀坤(1996)，銀行逾放比率偏高與解決之道，信用合作，50，28-37。
4. 林左裕(1999)，從東南亞金融風暴看國內不動產市場發展趨勢及金融界因應之道，金融財務，2，67-82。
5. 林左裕(2000)，不動產投資管理，台北：智勝文化。
6. 信義房屋不動產企劃室(1990-2002)，信義房屋房價指數。
7. 郭姿伶(2000)，住宅貸款之提前清償與逾期放款，國立中正大學財務金融所碩士論文。
8. 郭照榮(2000)，金融機構合併之考慮因素及其對象之選擇，金融財務，5，1-11。
9. 曾銘宗(2000)，逾期放款比率與經濟成長率及失業率間關係之研究，存款保險資訊季刊，14(1)，140-149。
10. 黃文啓(2002)，以 Logit 模式研究借款人特性與不動產抵押貸款提前清償之關係，國立政治大學財務管理所碩士論文。
11. 楊忠欽(1992)，大台北地區房價決定模型之實證研究，淡江大學金融研究所碩士論文。
12. 劉楚俊、張慶明(1997)，金融機構擠兌行為的賽局理論模型，經社法制論叢，19，155-174。
13. 蔡希賢(2001)，論金融控股公司法的成立與改善台灣的金融問題，金融與投資，39，2-11。

參考文獻

一、中文部分

1. 中央銀行經濟研究處(1987~2002)，中華民國台灣地區金融統計月報。
2. 李桐豪、呂美慧(2000)，金融機構房貸客戶授信評量模式分析：Logistic 迴模之應用，台灣金融財務季刊，

14. 蔡進財(2000), 我國建立問題金融機構處理機制之探討, 台灣金融財務季刊, 1(2), 1-12。
15. 盧秋玲、游雅芳(1999), 銀行股票報酬與不動產市場之探討, 中國財務學刊, 7(2), 29-62。
16. 蕭至惠(1999), 日本金融危機之回顧與因應對策之探討, 台灣經濟金融月刊, 35(12), 1-11。
17. 賴秋吉(1998), 淺談金融機構逾期放款發生之因與因應之道, 基層金融, 37, 115-120。

二、英文部分

1. Bennett, P., Keane, F., & Mosser, P. C. (1999). Mortgage refinancing and the concentration of mortgage coupons. Current Issues in Economics and Finance: Federal Reserve Bank of New York, 5(4), 1-6.
2. Deng, Y. H., Quigley, J. M., & Van Order, R. (1996). Mortgage default and low downpayment loans: The Costs of public subsidy. Regional Science and Urban Economics, 26, 263-285.
3. Deng, Y. H. (1997). Mortgage termination: An empirical hazard model with stochastic term structure. Journal of Real Estate Finance and Economics, 14, 309-331.
4. Green, R. K., & LaCour-Little M. (1999). Some truths about ostriches: who doesn't prepay their mortgages and why they don't. Journal of Housing Economics, 8, 233-248.
5. Kwack, S. Y. (2000). An empirical analysis of the factors determining the financial crisis in Asia, Journal of Asian Economics, 11, 195-206.
6. Peristiani, S., Bennett, P., Monsen, G., Peach, R., & Raiff, J. (1997). Credit, equity, and mortgage refinancings. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, 3, 83-99.
7. The Economist. (2000). Taiwan's financial system, too many debts to settle. 356(8195), 125.
8. Yu, T. (1999). The evolution of commercial banking and financial markets in Taiwan. Journal of Asian Economics, 10, 291-307.

2003年06月03日收稿

2003年06月12日初審

2003年10月22日複審

2004年08月03日接受

附錄

估計迴歸模型(僅考慮信義房價指數)

變數	1991-2002		1991-1994		
	參數估計值	t 統計量	參數估計值	t 統計量	
Intercept	2.673103	1.498234	0.749804	0.421783	
UEr	1.675324	12.06275 ***	1.002736	2.062779	*
Gr	0.037576	0.60191	0.164625	0.970268	
INF	-0.19459	-1.58733	0.069656	0.721624	
Hlr	0.001365	0.198933	0.006877	0.965503	
SKr	0.018376	0.43093	0.044812	1.219192	
SPr	-0.7604	-1.23194	-0.29274	-0.65093	
SN	-0.1335	-2.6426 **	-0.13818	-2.85247	**
	R^2_{adj}	0.9207	R^2_{adj}	0.3240	
	F 統計量	66.3738 ***	F 統計量	2.0270	
	SSE	17.4525	SSE	0.5931	

*表示達 10%的顯著水準、**表示達 5%的顯著水準、***表示達 1%的顯著水準。