

東海大學經濟學系

碩士論文

銀行放款、道德風險與經營績效-縱橫門檻迴歸
模型應用

Bank Loans, Moral Hazard and Performance - A
Threshold Panel Regression Approach

指導教授：王翊全 教授

研究生：紀亞潔 撰

中華民國一零七年七月

東海大學經濟學系

碩士論文

銀行放款、道德風險與經營績效-縱橫門檻迴歸
模型應用

Bank Loans, Moral Hazard and Performance - A
Threshold Panel Regression Approach

指導教授：王翊全 教授

研究生：紀亞潔 撰

中華民國一零七年七月

東海大學經濟學系碩士班

紀亞潔所撰之碩士論文

銀行放款、道德風險與經營績效-縱橫門檻迴歸模型之應用

業經本委員會審議通過

論文口試委員會委員：

王翊全

林瓊慧

賴奕宏

論文指導教授：

王翊全

經濟系系主任：

劉志同

中華民國 107 年 6 月 27 日

謝辭

能順利地在有限的時間裡完成本篇論文，首先最感謝萬分的是指導教授-王翊全老師，老師不但學識淵博、文思敏捷，且對於笨口拙舌，有著許多不足的我，總是誨人不倦，萬分的感激老師的不放棄以及包容。第二要感謝的是口試委員林佳慧老師與賴奕豪老師，感謝兩位老師的寶貴建議。第三，感謝系上熱心且推己及人的雅嵐助教、佩雯助理與曉惠助教，因為有助教們在各種包含行政事務上，或是生活相處上的溫暖支持以及貼心提醒，讓整個經濟系就像一個大家族，十分窩心。最後要感謝的是在顛頗的論文寫作之路上相互陪伴、共同前行的碩班同學們，不管是深夜裡留在研究室認真打報告、準備考試，或是課業上、系辦值班的各種幫忙。這一年多來累積的點點滴滴，讓人深刻體會千里之行，積於跬步，對於完成論文的旅程中，任何曾經給予的幫忙及教誨的每個人皆由衷感激。



紀 亞 潔 謹誌
於東海大學經濟研究所
中華民國一百零七年七月

銀行放款、道德風險與經營績效-縱橫門檻迴歸模型之應用

摘要

本文採用縱橫門檻迴歸模型，從放款品質的角度探討 36 家本國銀行在 2007-2016 年間放款成長比率對銀行績效的影響。利用資產報酬率、權益報酬率作為衡量銀行績效的代理變數，以道德風險為理論基礎納入逾期放款比率做為門檻變數，探討銀行若發生代理人問題，放款總額的上升伴隨逾期放款比率的提高，對於績效表現將產生不同程度的影響。實證結果發現逾期放款比率確實存在雙重門檻效果，逾期放款比率過高將使得放款成長率對於經營績效的正向效果消失。另外，本研究也加入備抵呆帳覆蓋率、流動準備率與員工績效比率作為控制變數，一併衡量其對經營績效的影響。

關鍵字：銀行放款、道德風險、經營績效、縱橫門檻迴歸模型

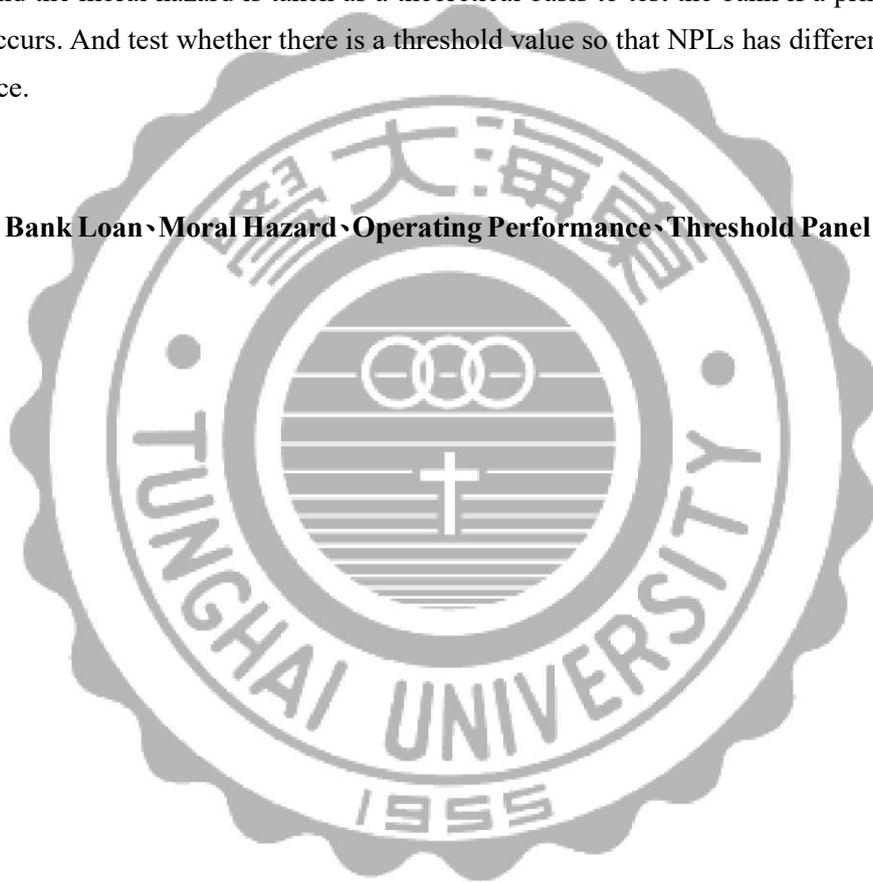


Bank Loans, Moral Hazard and Performance - A Threshold Panel Regression Approach

Abstract

In this paper, the threshold panel regression model is used to explore the influence of the non-performing loans ratio(NPLs) of 36 domestic banks over the period of 2007-2016 on bank performance from the perspective of loaning quality. Using return on assets and return on equity as the standard for measuring bank performance, the non-performing loans(NPLs) is a threshold variable, and the moral hazard is taken as a theoretical basis to test the bank if a principle-agent problem occurs. And test whether there is a threshold value so that NPLs has different effects on performance.

Keyword: Bank Loan · Moral Hazard · Operating Performance · Threshold Panel Regression



目錄

第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究目的	3
第二章 文獻回顧	5
第一節 銀行經營績效之相關文獻	5
第二節 逾期放款比率之相關文獻	6
第三節 研究模型之相關文獻	7
一、縱橫資料之單根檢定	7
(一) LLC單根檢定	7
(二) IPS單根檢定	8
二、縱橫門檻迴歸模型	8
(一)單一門檻迴歸模型	9
(二)估計方法	9
(三)門檻效果之檢定	10
(四)縱橫門檻估計之漸近分配	11
(五)雙重門檻迴歸模型	12
(六)決定門檻點的數量	13
第三章 變數定義與基本統計量	14
第一節 變數之選取與定義	14
第二節 資料來源	17
第三節 敘述統計	18
第四章 實證分析	20
第一節 單根檢定	20
第二節 實證模型	21
第三節 實證結果	21
第五章 結論與建議	26
第一節 研究結論	26
第二節 相關研究建議	26
參考文獻	28

表目錄

表3-1 敘述統計.....	18
表4-1 縱橫資料之單根檢定.....	20
表4-2 門檻效果檢定.....	22
表4-3 迴歸估計-ROA之雙重門檻模型.....	25
表4-4 迴歸估計-ROE之雙重門檻模型.....	25

圖目錄

圖1-1 本國銀行之逾期放款比率.....	2
圖1-2 本國銀行之放款成長率.....	3
圖4-1 ROA之雙重門檻模型- $\hat{\rho}_2^r$	22
圖4-2 ROA之雙重門檻模型- $\hat{\rho}_1^r$	23
圖4-3 ROE之雙重門檻模型- $\hat{\rho}_2^r$	23
圖4-4 ROE之雙重門檻模型- $\hat{\rho}_1^r$	24



第一章 緒論

第一節 研究背景

文獻上借貸行為因為資訊不對稱而容易發生金融摩擦的問題，依交易行為發生的前後，可分為借款前的逆選擇(Adverse Selection)及借貸後的道德風險(Moral Hazard)。第一，逆選擇是指借貸市場交易前，因資金需求者的信用風險高低無法被觀察到，導致財務狀況越差，但越積極借款的高風險資金需求者越容易借到錢。另一方面，資金供給者無法確切地判斷資金需求者實際的信用狀況，因此不輕易放款，使得部分信用風險較低，但流動性不足的需求者，無法透過正當管道獲得緊急的資金救援，造成借貸市場萎縮。最終將可能演變成在借貸市場裡貸款相同額度的兩類借款人，因無法即時正確地分析借款人的信用風險高低，讓高風險的借款人有機會偽裝成低風險人後成功取得款項，進而排擠真正低風險的借款人，形成如同「劣幣驅逐良幣」的現象。第二，道德風險又稱道德危機，指借貸後借款人有誘因極大化自身利益而改變行為，像是不按照契約所訂定的用途，私自挪用資金進行高獲利但高風險的投資。然而依照不同的委託契約類型產生的道德風險問題也不同，包括股權契約裡將經營權與所有權分離所導致的代理人問題(Principle-agent problem)，指代理人(經理人)為追求自身利益，不顧股東獲利狀況而消極怠職，或甚做出危害股東的事。

就此，面對前者問題的解決方案有兩大方向，第一是透過金融仲介篩選借款人，提供資金需求者正確的信用風險訊息，如銀行業對於任何授信案件，皆會遵守「5P」原則¹辦理，充分審酌客戶信用風險，以求放款安全性。但針對不容易觀察到的道德風險問題，如何達到有效的監督始終是個難題，像是影響擴及全球金融體系2007-2008的次級房貸，因經理人過度放貸而起，最終借貸人無力償還而泡沫化，又譬如台灣地區內2017年所發生的慶富獵雷艦聯貸案，金管會最終裁定參與聯貸案的14家銀行缺乏專業風險評估及未提列足夠的備抵呆帳費用等多項內部控制疏失並給予處分。第二，對於此類放款品質的評估，政府當局通常以逾期放款比率來衡量銀行的授信風險狀況，就台灣而言，金管會每個月皆會追蹤並公告前兩個月當月的逾期放款總額、備抵呆帳費用增減幅度以及逾期放款比率、備抵呆帳覆蓋率的

¹ 5P原則：根據銀行法規定各家銀行於從事授信業務時皆應遵循授信審核之5P原則。包括1. People，指借款戶因素 2. Purpose，指資金用途因素 3. Payment，指還款財源因素 4. Protection，指債權保障因素 5. Perspective，指授信展望因素。

高低情形，且比較本國銀行彼此間的平均數值後，督促高於平均的本國銀行採取積極作為，改善放款品質及財務結構。

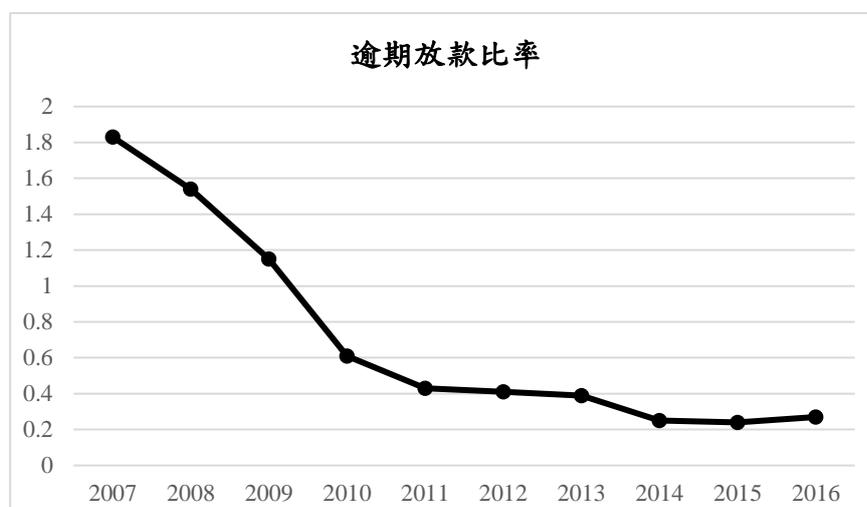


圖 1-1 本國銀行之逾期放款比率

雖然政府當局相關單位嚴格管制與監理銀行的放款品質，且在控管後本國銀行的逾期放款比率一路從 2008 年的 1.55% 降至近五年約莫介於 0.23~0.30% 之間(如圖 1-1 本國銀行之逾期放款比率)。但在逾期放款比率降至低點後，政府當局卻又認為本國銀行的逾期放款比率偏低可放寬授信條件去增加特定必需貸款，如金管會為呼應政府當局政策於 2016 年領軍金融業挺實體經濟，推出「獎勵本國銀行辦理新創重點產業放款方案」，積極鼓勵本國銀行對 5+2 產業授信，放寬相關授信條件，貸款給包括綠能科技、亞洲矽谷、生技醫藥、國防產業、智慧機械、新農業及循環經濟等七大新創重點產業，第一期自 2016 年 10 月起截至 2017 年 12 月止，從原定的目標 15 個月內增加台幣 1,800 億元放款額度，國銀卻僅用七個月的時間在相關放款已增加至台幣 2,100 多億元，而遂後仍有第二期 2018 年一整年的第二階段實施。據金管會統計新創重點產業放款平均逾期放款比率約 0.3~0.5%，比一般本國銀行逾放比僅高出 0.2%。不過從一般貸款款項變成過期的催收帳，到轉為已逾期三個月的逾期放款，這中間存在著時間延遲的效果，若逾期放款比率呈現較低的走勢可能為分母的放款總額增加而使整個比率下降，因此並非一時間計算逾期放款比率即可評估出這項放款品質，並須一併觀察放款成長率增減情形(圖 1-2 本國銀行之放款成長率)，且不管是配合政府貸款給本身已存在著較高不確定風險的新創產業，或是現今房市低迷，銀行業間消費金融貸款業務競爭加劇，為了獲利

降低貸款標準外，紛紛推出新承做房貸優惠利率等貸款方案，對於授信條件的放寬，隨後可能的倒帳風險將上升。



圖 1-2 本國銀行之放款成長率

第二節 研究目的

本研究就前述納入道德風險理論之代理人問題去分析銀行的逾期放款比率、放款成長率增減造成銀行經營績效表現好壞的因素。一般來說，逾期放款比率過高，對於銀行經營績效的表現有負面的影響，因為可能收不回的放款款項增加，而若逾期放款比率上升，初階段有四種可能；第一，可能為分母的放款總額減少，而分子的逾期放款不變，第二，可能為分母的放款總額減少，但分子的逾期放款上升，第三，可能為分子的逾期放款增加，而分母不變，第四，可能為分子分母同時上升，但分子上升的幅度大於分母上升的幅度，且致使整個比率大過於以往。不過通常第一與第三可能在實際銀行正常經營下不會發生。假使經理人正常經營，且銀行正常獲利下，此時銀行逾期放款比率的上升為第二個因素，表示僅是業務上常態性變化。但如果銀行發生代理人問題，這時或許是在銀行業相互競爭激烈下，經理人為了增加成功放貸的機率，去提升貸款業務量與利息收入，進而放寬授信條件，貸款給信用較低的借款人，雖然此作法短期內可以獲利，但長期下來倒帳風險上升、收不回款項與利息的機率也會上升，導致逾期放款亦增加，此時也代表著觸發了第四個可能因素，最終將造成損失，負面地影響銀行經營績效。而本研究據時間的演變，將發生第四種可能的情況下分成兩個效果，短期獲利效果與長期倒帳效果。

本研究的目的是將代理人問題納入逾期放款比率與放款成長率對銀行績效

的不對稱影響因素，採納縱橫門檻迴歸模型分析逾期放款比率與銀行經營績效的非線性關係，並試圖找出放款成長比率對銀行經營績效是否存在一個門檻效果，且進一步探究，分析出門檻值為多少，讓其逾期放款比率低於門檻值時，放款成長比率對銀行經營績效為正；反之，若觸發代理人問題，使得逾期放款比率高於門檻值時，放款成長比率對銀行經營績效為負。另一方面，就實務上來說，讓銀行業在經營放款業務時，有個門檻數值作為參考依據，在代理人問題造成損失前，亦指逾期放款比率在接近門檻值前，防範於未然，進行全面的放貸審核，監督逾期放款比率及放款成長比率，做好內部控制，不讓損失發生。



第二章 文獻回顧

本章節文獻回顧大致分為三大面向作探討，前兩小節就本文研究主軸銀行經營績效及核心變數逾期放款比率相關文獻作論述。再者，第三小節接續闡明所採用的研究模型之參考文獻。

第一節 銀行經營績效之相關文獻

首先，在關於衡量銀行經營績效方面的研究，早期 Berger et al. (1993) 採用 1984 至 1989 年間美國 384 至 599 家商業銀行的縱橫資料，並使用獲利函數衡量銀行在經營無效率下的投入及產出面，進一步探究影響銀行經營效率的因素。研究結果發現大部分銀行經營沒效率，導因於產出面的收入較低，而非投入面的成本過高，且從中發現大型銀行比起小銀行的經營來得有效率。而 Miller et al. (1997) 使用橫斷面與縱橫迴歸方法，探究美國 1985 至 1990 年間資產超過十億美元的 201 家大型銀行影響獲利的因素。其實證結果發現貸款組合的品質下降使得大型的績效表現較差，而除了建設和土地開發貸款對獲利能力有明顯的正面效果之外，一般來說不動產貸款對大型銀行的獲利有負面的效果，不過實證結果的顯著水準不高。綜合此兩篇文獻結果，發現銀行經營績效表現水準與產出面的收入高低及放款組合的品質相關，此實證發現亦與現實社會中銀行經營主要獲利來源為存放款利差相符。藉由參考前述文獻，本研究的應變數分別選取衡量獲利能力的資產報酬率(Return on Asset, ROA)以及權益報酬率(Return on Equity, ROE)，作為判定銀行經營績效的主要因子。

而國內相關的文獻，如洪崑迪 (2016) 將中國國內 16 家上市上櫃商業銀行的所有權結構分為四大公營銀行、其他公營銀行，以及民營銀行三類型進行比較，從中探討公營銀行於 2005 至 2014 年間的風險狀況與績效表現。實證結果發現中國四大公營銀行與其他公營銀行的成本指標與績效呈現負相關，而四大公營銀行的獲利指標亦與績效表現呈負相關，表示公營銀行雖然有效地控管成本，但在獲利能力的表現較差。且風險評估方面四大銀行與其他公營期風險值與逾放比率成正相關，相較於民營承擔較高的授信風險。王啟安 (2009) 則探討銀行與信用合作社在多角化經營下對銀行績效與風險的影響，採用以風險調整後的績效(Risk-adjusted rate of ROE)指標，同時衡量績效與風險，其研究結果發現無論是銀行或是信用合作社皆確實存在一個多角化程度門檻點，且當多角化程度小於門檻值時，對風險調

整後的績效有顯著正相關，但大於門檻值時，提高多角化程度不一定對其風險調整後的 ROE 有所幫助。另外，曾昭玲等 (2005) 亦運用縱橫資料模型作探究，研究 1995 至 2002 年間台灣 25 家上市銀行的逾期放款比率對經營績效多期性的影響。透過因素分析法與資料包絡分析法去篩選出適合評估經營績效的變數，並運用 Spearman 等級相關檢定將前述兩法實證所得出的銀行八年績效取平均值加以排名，加以驗證兩法實證結果的相關性。比較後發現兩實證方法呈現高度相關性與一致性，最終以 Panel Data 模型的實證確立銀行逾放比對其經營績效具極顯著負向影響；而資本適足率對經營績效則具極顯著正向影響。前述文獻主要皆以 Panel Data 模型進行銀行經營績效與風險間關係研究，早期在分析經營績效或財務比率上，許多學者使用因素分析法或資料包絡分析法，近期較多學者使用 Panel Data 模型。

第二節 逾期放款比率之相關文獻

前小節所提及的文獻認為銀行經營績效與觀察銀行經營風險的放款品質息息相關，因此進一步探討與放款品質相關的文獻。其中，Zhang et al. (2016) 研究 2006 年至 2012 年間，中國國內 87 家銀行個別的不良貸款對其經營行為的影響，並因應逐漸開放管制的中國銀行體系，將銀行的體制分成包括城市商業銀行、國有或參股銀行，以及農村商業銀行，就此三類型的不同股權結構做討論，另外加入道德風險問題理論、資本適足率高低對銀行風險程度的影響，進一步採用門檻迴歸模型去試探不良貸款與資本適足率是否存在一門檻值，而當跨越門檻值時是否發生道德風險問題使得銀行改變經營行為，亦可讓管理當局對銀行的監管有所依據，並評估現訂法規對中國國內銀行的合適性以及有效性。實證結果發現門檻效果確實存在，當不良貸款率超過門檻值 4.81% 時將有誘因觸發道德風險問題，使經理人為了提升業績，願意承擔更多風險，不惜降低貸款條件，長期下不良貸款的增加，造成損失。資本適足率的門檻則為 8%，符合巴塞爾資本協定²中所規定之資本適足率，因而建議銀行管理當局可同時採納兩個比率門檻值做為監管的衡量標的。據此篇文獻實證結果得出道德風險問題重大影響放款品質。總結本論文主要參考文獻，將納入道德風險理論之代理人問題去分析銀行的逾期放款比率與放款成長率增減造成銀行

² 巴塞爾資本協定：在此指巴塞爾資本協定第三版，亦稱 Basel III，為國際清算銀行底下的巴塞爾銀行監管委員會於 1988 年所提出之協定，目的為規範銀行資本之風險管理，促進金融穩健發展。

經營績效的表現好壞。

第三節 研究模型之相關文獻

一、縱橫資料之單根檢定

首先是參考 Barbieri (2006) 對縱橫資料單根檢定方法之回顧，其方法的發展演進根據不同的研究基礎假設而產生不同觀點之單根檢定法，架構可分為假設橫斷面資料相互獨立的第一代縱橫資料單根檢定法，當中提出相關檢定方法的學者包括 Levin et al. (2002)、Im et al. (2003)、Fisher (1932)。另外，第二代縱橫資料單根檢定法，拒絕橫斷面資料獨立性假設，將橫斷面資料相關性納入檢定法的先決條件，然而在此條件下又可依加入不同基礎方法作檢定區分成兩類，第一類包括 Bai and Ng (2004)、Phillips and Sul (2003)、Moon and Perron (2004)、Choi (2002) 以及 Pesaran (2003) 採用因素結構法(Factor structure approaches)，第二類為其他方法，包括加入協方差限制法(Covariance restrictions approach)的 Chang (2002)等。而本研究為了精簡分析，故採納第一代縱橫資料單根檢定法 Levin et al. (2002) 的 LLC 單根檢定，及 Im et al. (2003) 的 IPS 單根檢定去驗證單根特性的存在與否，以下為兩種檢定法的文獻回顧。

(一) LLC 單根檢定

Levin et al. (2002) 所提出的縱橫資料單根檢定，允許各個樣本資料 y_{it} 有不同的落後期數 P_i ，但限制自我迴歸係數 ρ 為同質，並依資料類型不同可分為三種模型：

1. 無截距項及趨勢項:
$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \delta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{it} \quad (2-1)$$

2. 僅含截距項:
$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \delta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{it} \quad (2-2)$$

3. 同時包含截距項及趨勢項:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \tau t + \rho y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \delta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{it} \quad (2-3)$$

其中 $i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T$ 。誤差項符合相互且獨立之分配 (identically independently distributed) $\mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ 。而虛無假設及對立假設分別如下：

$$\begin{cases} H_0: \rho = \rho_i = 0 \\ H_1: \rho = \rho_i < 0 \end{cases} \quad \text{for all } i.$$

虛無假設為時序資料是非定態的，存在單根特性，若拒絕虛無假設，資料則為定態。此檢定當中 Levin et al. (2002) 指出使用標準 t 統計量，模型 2-2 與模型 2-3 將在負無窮大時發散，因而調整其統計量如下：

$$t_{\rho}^* = \frac{t_{\rho}}{\sigma_T^*} - NT \hat{S}_N \left(\frac{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2} \right) \left(\frac{\mu_T^*}{\sigma_T^*} \right)$$

其中 μ_T^* 、 σ_T^* 為根據不同 T 模擬出的平均數及變異數的調整項， $\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\hat{\sigma}_{y_i}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}} \right)$ 為個別不同樣本長期與短期標準差的比例平均值， $\hat{\sigma}_{y_i}$ 指第 i 個樣本的長期標準差估計量。

(二) IPS 單根檢定

Im et al. (2003) 所提出的縱橫資料單根模型以 ADF 迴歸式為基礎，如下：

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \delta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{it} \quad (2-4)$$

其中 $i = 1, 2, \dots, N$ ， $t = 1, 2, \dots, T$ 。其單根檢定的假設為

$$H_0: \rho_i = 0 \quad \text{for all } i.$$

$$H_1: \rho_i < 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \quad \text{or} \quad \rho_i = 0 \quad \text{for } i = N_i + 1, \dots, N \quad \text{with } 0 < N_i < N.$$

IPS 法首先計算出每個數列 $\hat{\rho}_i = 0$ 的 t 統計量 $t_{iT}(P)$ ，接著加總 t 值取平均後可得 \bar{t}_{NT} ，最後計算出 \bar{Z}_{NT} ，並得證其統計量是漸進收斂到標準常態分配。 \bar{Z}_{NT} 如下：

$$\bar{Z}_{NT} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - E[\bar{t}_{NT}])}{\sqrt{\text{Var}(\bar{t}_{NT})}}$$

二、縱橫門檻迴歸模型

接著，關於門檻迴歸模型 Hansen (1999) 針對 Chan (1993) 推導門檻效果其漸進分配會出現擾攘參數，不適合以統計推論的問題，透過使用轉換固定效果模型，以二階段最小平方方法 (Two-stage Least Squares Regression, 2SLS) 取代一般傳統僅用最小平方方法 (OLS) 進行估計，且模擬最大概似比檢定 (Likelihood Ratio Test)，提出可建構信賴區間和檢定假設的非標準漸進理論，發展成一套調整過後的縱橫門檻迴歸模型。Hansen 應用此計量方法去分析美國 1973 至 1987 年間 565 家公司其融資限制的程是否對投資決策產生影響。研究結果發現資產負債比率落在 0.0157 與 0.5362 之雙重門檻，部分區間符合一般融資限制理論。本文採用 Hansen (1999) 的

研究方法-縱橫門檻迴歸，對逾期放款比率與銀行經營績效的非線性關係進行研析。

(一)單一門檻迴歸模型

依據 Hansen(1999)縱橫門檻迴歸模型為基礎，建立單一門檻迴歸模型如下：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (2-5)$$

其中 i 表示個體數 ($1 \leq i \leq n$)， t 表示時間 ($1 \leq t \leq T$)， $I(\cdot)$ 為指標函數。且觀察值分為兩個區間，當門檻變數 q 小於等於門檻 γ 時，迴歸式 x_{it} 的斜率為 β_1 ，反之，若 q 大於門檻 γ 時，迴歸式 x_{it} 的斜率為 β_2 。假設其誤差項 e_{it} 為獨立且相同分配，平均數為 0，變異數為 σ^2 。

(二)估計方法

傳統上估計線性模型為最小平方法(Ordinary Least Squares)，透過移除個別特定平均數，排除個別效果 μ_i ，然而非線性模型估計需要更審慎推算如下：

首先將(2-5)式除以 T 期，取其平均，使得 $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$ ， $\bar{e}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}$ ，

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} I(q_{it} > \gamma) \end{pmatrix}, \text{ 得出(2-6)式}$$

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (2-6)$$

另外令

$$y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i$$

$$x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$$

$$e_{it}^* = e_{it}(\gamma) - \bar{e}_i$$

$$\text{改寫(2-6)式為 } y_{it}^* = \beta' x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^* \quad (2-7)$$

$$\text{且令 } y_i^* = \begin{bmatrix} y_{i2}^* \\ \vdots \\ y_{iT}^* \end{bmatrix}, \quad x_i^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_{i2}^*(\gamma)' \\ \vdots \\ x_{iT}^*(\gamma)' \end{bmatrix}, \quad e_i^* = \begin{bmatrix} e_{i2}^* \\ \vdots \\ e_{iT}^* \end{bmatrix}$$

用以表示扣除第一時期，個體資料與誤差項所有時期的資料累疊，並進一步以

Y^* ， $X^*(\gamma)$ ， e^* ，表示所有個體資料的累疊。例如：

$$x_i^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_1^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_i^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_n^*(\gamma) \end{bmatrix}$$

由前述推算可得(2-7)式等同於

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (2-8)$$

對於任何 γ ，皆可以使用普通最小平方法(OLS)估計斜率係數 β ，如下：

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)'X^*(\gamma))^{-1}X^*(\gamma) Y^* \quad (2-9)$$

而迴歸式的殘差項為 $\hat{e}^*(\gamma) = Y^* - X^*(\gamma)\hat{\beta}(\gamma)$ ，殘差平方和(Sum of Squared Errors, SSE) 如下：

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) = Y^{*'}(I - X^*(\gamma)'(X^*(\gamma)'X^*(\gamma))^{-1}X^*(\gamma)')Y^* \quad (2-10)$$

藉由極小化 $S_1(\gamma)$ ，因此 γ 的最小平方法估計為

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (2-11)$$

則斜率係數估計式為 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$ ，殘差向量估計為 $\hat{e}^* = \hat{e}^*(\hat{\gamma})$ ，殘差變異數的估計式為：

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} \hat{e}^{*'}\hat{e}^*(\hat{\gamma}) = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{\gamma}) \quad (2-12)$$

(三)門檻效果之檢定

在線性限制式下，將(2-5)式轉成無存在門檻效果的虛無假設；反之，若門檻效果存在則為對立假設，表示如下：

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 \\ H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \end{cases}$$

若接受虛無假設 H_0 ，表示 $\beta_1 = \beta_2$ ，門檻值高低的兩個區間之係數相同，門檻效果不存在，(2-5)式將退化成一般迴歸式；而若拒絕虛無假設 H_0 ，代表 $\beta_1 \neq \beta_2$ ，門檻效果存在。在 H_0 成立下，線性迴歸模型為：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it} \quad (2-13)$$

藉由固定效果的轉換，扣除觀察值個別的平均數後，得：

$$y_{it}^* = \beta_1' x_{it}^* + e_{it}^* \quad (2-14)$$

進一步運用最小平方法(OLS)估計迴歸參數 β_1 ，可得係數估計值 $\tilde{\beta}_1$ ，殘差值 \tilde{e}_{it}^* ，

$S_0 = \tilde{e}_{it}^{*'} \tilde{e}_{it}^*$ ，因此可得如下 F_1

$$F_1 = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2 \quad (2-15)$$

F_1 的漸近分配為非標準化的 χ_k^2 卡方分配，而 Hansen(1996)採用拔靴法(bootstrap procedure)推導其一階漸近分配，且所求出的 p-values 為漸近有效，故在 H_0 為假設基礎下，若 p-values 小於臨界值，則拒絕沒有門檻的虛無假設。其中拔靴法的過程為給定 x_{it} 和 q_{it} 後，求取個別殘差值 \hat{e}_{it}^* ，並將組成的 $\hat{e}_i^* = (\hat{e}_{i1}^*, \hat{e}_{i2}^*, \dots, \hat{e}_{iT}^*)$ 當作實際資料下所形成的分配。進一步從實際資料中抽取 n 個樣本，運用前述所得出的誤差項建立在 H_0 假設成立下的拔靴樣本。以此拔靴樣本去估計 H_0 成立下的(2-14) 式及 H_1 成立下的(2-7)式，再者，一併計算最大概似比統計量 F_1 的拔靴值。最終大量重複此步驟，且計算出抽樣過程中模擬最大概似比統計量大於實際數值的比例。

(四)縱橫門檻估計之漸近分配

據前小節所述，檢定結果若拒絕虛無假設 H_0 ，表示 $\beta_1 \neq \beta_2$ ，門檻效果存在，但 Chan(1993)和 Hansen(1999)提出在此情況下，估計式 $\hat{\gamma}$ 與 γ_0 (令其為真實的門檻值)相同，導致門檻的最小平方估計式具超一致性，且其漸近分配受擾攘參數影響形成高度非標準化，產生不適合做統計推論的問題。因而，Hansen(1999)針對此問題模擬最大概似比檢定(Likelihood Ratio Test)，求得統計檢定量的漸近分配，並運用此法檢定模型的門檻效果。其虛無假設與對立假設如下：

$$\begin{cases} H_0: \gamma = \gamma_0 \\ H_1: \gamma \neq \gamma_0 \end{cases}$$

同前 F_1 推導基礎，此為轉換成 H_0 的最大概似比檢定，表示 F_1 檢定的是 $H_0: \beta_1 = \beta_2$ ， $LR_1(\gamma_0)$ 檢定的則是 $H_0: \gamma = \gamma_0$ 。 $LR_1(\gamma_0)$ 如下：

$$LR_1(\gamma) = (S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2$$

在 Hansen(1999)所提的八個假設，以及 $H_0: \gamma = \gamma_0$ 的條件下

$$LR_1(\gamma) \xrightarrow{d} \xi \quad (2-16)$$

當 $n \rightarrow \infty$ ， ξ 為具分配函數的隨機變數。其分配函數於下列表示：

$$P(\xi \leq x) = (1 - \exp(-x / 2))^2 \quad (2-17)$$

且因其漸近分配為樞軸(Pivotal)，可進一步改寫分配函數(2-13)式為

$$c(\alpha) = -2\log(1 - \sqrt{1 - \alpha}) \quad (2-18)$$

以(2-18)式可簡易的計算出臨界值，而在信心水準為 α 下，當 $LR_1(\gamma) > c(\alpha)$ ，則拒絕 $H_0: \gamma = \gamma_0$ ，表示估計的門檻值 γ 與真實的門檻值 γ_0 不相等，可解決超一致性問題。

另外，Chan(1993)和 Hansen(1999)指出因為推導 β 時，必須依賴門檻估計 $\hat{\gamma}$ ，故推導 β 可以幫助查驗 $\hat{\gamma}$ 是否為真實門檻值。

(五)雙重門檻迴歸模型

前一小節(2-5)式為單一門檻迴歸模型，但在實證上可能存在多重門檻，故此下列將改寫(2-5)式建立雙重門檻迴歸模型，而多重門檻模型可依相同方法類推形成。

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2' x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3' x_{it} I(\gamma_2 < q_{it}) + e_{it} \quad (2-19)$$

若 γ_1 、 γ_2 兩個門檻值存在，此時迴歸係數依序分別為 β_1 、 β_2 、 β_3 ，而此模型的估計方法分兩階段作估計。在第一階段裡，令 $S_1(\gamma)$ 為單一門檻的殘差平方和(SSE)，如同(2-10)式所定義，而 $\hat{\gamma}_1$ 為極小化 $S_1(\gamma)$ 下所得的門檻估計，並加入 Chong (1994) 和 Bai (1997) 建議先不論是否存在第二個門檻點， $\hat{\gamma}_1$ 都將是一致的。由前述方法，首先固定第一階段估計值 $\hat{\gamma}_1$ ，第二階段判斷標準為：

$$S_2^r(\gamma_2) = \begin{cases} S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2) & \text{if } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \\ S(\gamma_2, \hat{\gamma}_1) & \text{if } \gamma_2 < \hat{\gamma}_1 \end{cases} \quad (2-20)$$

而二階門檻估計值為

$$\hat{\gamma}_2 = \arg \min_{\gamma_2} S_2^r(\gamma_2), \quad (2-21)$$

Bai (1997) 發現以此法去估計 $\hat{\gamma}_1$ 時漸近分配非有效，因為估計時同樣以單一門檻點為基礎作估計，於是建議重新精確估計，反過來先固定第二個門檻點再去估計 $\hat{\gamma}_1$ ，並成功證明此重新精確估計下的估計值 $\hat{\gamma}_1^r$ 為漸近有效，如下表示：

$$S_1^r(\gamma_1) = \begin{cases} S(\gamma_1, \hat{\gamma}_2^r) & \text{if } \gamma_1 < \hat{\gamma}_2^r \\ S(\hat{\gamma}_2^r, \gamma_1) & \text{if } \hat{\gamma}_2^r < \gamma_1 \end{cases} \quad (2-22)$$

$$\hat{\gamma}_1 = \arg \min_{\gamma_1} S_1^r(\gamma_1) \quad (2-23)$$

最後建構兩個門檻參數的信賴區間 $\{\gamma_1, \gamma_2\}$ ，Bai (1997) 發現在重新精確估計中，二次門檻的漸近分配和單一門檻模型相同，由此建議能夠以前小節的同樣方法建構信賴區間，令 $LR_2^r(\gamma) = (S_2^r(\gamma_2) - S_2^r(\hat{\gamma}_2^r))/\hat{\sigma}^2$ ， $LR_1^r(\gamma) = (S_1^r(\gamma_1) - S_1^r(\hat{\gamma}_1^r))/\hat{\sigma}^2$ 。其中，在漸近分配有效下，對於 γ_2 、 γ_1 信賴區間 $(1 - \alpha)\%$ 下，分別使得 $LR_2^r(\gamma) \leq c(\alpha)$ 、 $LR_1^r(\gamma) \leq c(\alpha)$ ，並以此條件下進行估計。

(六)決定門檻點的數量

在雙重門檻模型(2-19)式中，有可能不存在門檻點、只有一個門檻點，或是有兩個門檻點，而(2-15)式裡曾用 F_1 檢定有無門檻效果，並用拔靴法來估計漸近的 p-value，若為拒絕無門檻存在的虛無假設，則須用(2-19)式的模型來檢定存在一個或兩個門檻值。由前小節可得，在第二階段中， $S_2^r(\gamma_2)$ 為此階段門檻估計的最小殘差平方和，其變異數為 $\hat{\sigma}^2 = S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)/n(T-1)$ ，在此採用最大概似比檢定法，檢定存在一個或兩個門檻點，如 $F_2 = (S_1^r(\gamma_1) - S_2^r(\hat{\gamma}_2^r))/\hat{\sigma}^2$ ，若 F_2 很大，則拒絕只有一個門檻值的虛無假設，偏向接受存在兩個門檻點的對立假設。並採用拔靴法以找出適當的抽樣分配，先給定 x_{it} 和 q_{it} 後重覆進行拔靴，求取對立假設成立下(2-19)式之個別殘差值 \hat{e}_{it}^* ，並將組成的 $\hat{e}_i^* = (\hat{e}_{i1}^*, \hat{e}_{i2}^*, \dots, \hat{e}_{iT}^*)$ 當作實際資料下所形成的分配。進一步從實際資料中抽取 T 個樣本，令 $\hat{e}_i^\#$ 為 $T \times 1$ 的矩陣，利用下列式子，可求得在一個門檻下的 $y_{it}^\#$ ， F_2 亦可計算出，且經重覆拔靴可一併計算出 F_2 的漸近 p-value。

$$y_{it}^\# = \hat{\beta}_1' x_{it} I(q_{it} \leq \hat{\gamma}) + \hat{\beta}_2' x_{it} I(q_{it} > \hat{\gamma}) + \hat{e}_i^\# \quad (2-24)$$

第三章 變數定義與基本統計量

本文採用縱橫門檻迴歸模型，探討 36 家本國銀行在 2007 年至 2016 年間放款成長率對銀行績效的影響。以資產報酬率與權益報酬率作為衡量銀行績效的標準，且納入道德危機問題為理論基礎，將逾期放款比率設為門檻變數，放款成長率則令為受逾期放款比率高低間接去改變其對資產報酬率、權益報酬率之影響的變數，以此檢定是否真實存在一個門檻值，使得在不同逾期放款率的門檻區間中，放款成長率對績效表現產生不同的影響。而本章第一節首先敘述所選取的財務比率變數及定義，第二節則介紹資料來源，最後以敘述統計做基本資料分析。

第一節 變數之選取與定義

本研究主要探討放款成長比率對銀行經營績效的影響是否存在門檻變數為逾期放款比率的門檻效果，而形成非線性的關係。在分析銀行經營績效方面，先前許多學者將其劃分為投入-成本和產出-獲利兩面進行分析，就此本文參考 Berger et al. (1993) 所提出銀行經營效率主要受產出面的收入高低所影響，因而實證模型的應變數分別選取衡量獲利能力的資產報酬率(Return on Asset, ROA)以及權益報酬率(Return on Equity, ROE)，作為判定銀行經營績效的主要因子。另外，根據 Miller (1997) 研究結果為貸款組合的品質下降使得大型的績效表現較差，故自變數加入與逾期放款比率(Non-Performing Loans Ratio, NPL)同為評估放款品質的備抵呆帳覆蓋率(Non-Performing Loans Coverage Ratio, NPLC)。再者，參照 Zhang (2016) 試探是否道德風險問題使得銀行改變經營行為，進一步以道德危機理論為基礎，在從事貸款業務時銀行經理人有誘因降低授信條件去增加成功放貸的機率，然而即便短期可藉著利息收入而獲利，但長期可能導致逾期放款增加，使銀行損失上升，此現象亦是次貸危機裡過度借貸的根本原因，據此加入放款成長率(Loan Growth Rate, LGR)。最後，在金融科技快速發展的進幾年，許多家銀行紛紛縮減非決策面的人力，轉而提供更多的線上服務，或擴充實體分行裡的自動化服務，其中行動支付、第三方支付最被廣泛使用，資金迅速竄動，於是本文想一併探究員工績效以及衡量流動性的流動準備率其分別對銀行績效影響的程度。總括而言，採納兩個應變數，

分為兩個研究模型，四個自變數加上門檻變數逾期放款比率，一共五個變數去分別估計其對資產報酬率、權益報酬率的影響。加總共為七個變數，以下依序定義其計算方式：

1. 資產報酬率(Return on Asset, ROA)

$$\text{資產報酬率} = \frac{\text{稅前損益}}{\text{平均資產(期初加期末資產之平均數)}}$$

本指標為以百分比表示資產使用效益，衡量銀行每使用一單位資產可以創造多少淨利，換言之，代表在某一段時間內(通常為一年)，銀行利用總資產為股東所創造的利潤。而一般來說，銀行使用資產去創造獲利，在銀行的總營運資金中自有資本(即銀行淨值)只占一小部分，且通常不到 10%，其餘的都是借貸而來，故銀行的 ROE 普遍高於 ROA 十倍以上。

2. 權益報酬率(Return on Equity, ROE)

$$\text{權益報酬率} = \frac{\text{稅前損益}}{\text{平均淨值(期初加期末淨值之平均數)}}$$

本指標又可稱股東權益報酬率、淨值報酬率，主在分析自有資本之稅前獲利能力，衡量銀行每使用一單位淨值可以創造多少淨利，亦指在某一段時間內，銀行利用股東權益為股東所創造的利潤，同樣以百分比表示。然而，普遍使用 ROE 做為比較同一產業公司間獲利能力，以及公司經營階層運用股東權益為股東創造利潤的能力的強弱，但因沒有考慮到公司運用財務槓桿的程度，故本研究思量銀行為大量運用財務槓桿經營獲利的產業，就此 ROE 為主、ROA 為輔，同時援用兩比率為應變數去分析銀行獲利性，其中兩者數值越高表示銀行的獲利能力越好。

3. 逾期放款率(Non-Performing Loans Ratio, NPL)

$$\text{逾期放款率} = \frac{\text{逾期放款總額}}{\text{放款總額}}$$

本指標亦稱作逾放比、不良貸款率，主要為分析放款品質，指超過一定期限未

正常繳納本息的放款占總放款的比率，用以顯示金融機構的放款中可能會面臨客戶無力償還本息的情況。逾放比與放款品質為反向關係；逾放比越高，表示銀行放款品質越差，存款戶的存款安全性越低，容易引發民眾恐慌性擠兌。而一般而言，逾放比在 3% 以下的金融機構，其授信品質亦較佳。其中，逾期放款指「銀行資產評估損失準備提列及逾期放款催收款呆帳處理辦法」所定義之逾期放款，以本研究據央行-本國銀行營用績效季報所公告財務比率編撰方式，此逾期放款指積欠本金或利息超過清償期 3 個月，或雖未超過 3 個月，但已向主、從債務人訴追或處分擔保品者。此外放款總額依據「公開發行銀行財務報告編製準則」，包括押匯、貼現、放款及由放款轉列之催收款項。

4. 放款成長率(Loan Growth Rate, LGR)

$$\text{放款成長率} = \frac{\text{本期放款總額} - \text{上期放款總額}}{\text{上期放款總額}}$$

本指標為分析銀行主要業務成長性程度，因放貸利息收入與手續費收入一併同計為銀行兩大獲利來源，雖近年利差下降，但本研究納入道德危機理論為研究假說，考慮其與 NPL 的相關性，故同為列入研究變數。

5. 流動準備率(Required Liquid Reserves Ratio, RL)

$$\text{流動準備率} = \frac{\text{流動準備}}{\text{新臺幣負債餘額}}$$

本指標分析銀行流動性風險的控管，其中詳細計算方式，依央行-本國銀行營用績效季報所公告財務比率編撰方式，參閱「金融機構流動性查核要點」。另外，我國於民國 100 年修正「金融機構流動資產與各項負債比率之最低標準」將金融機構流動資產與各項負債比率之最低標準(最低流動準備比率)由 7% 提高為 10%，並由按月改為按日計提。

6. 備抵呆帳覆蓋率(NPL Coverage Ratio, NPLC)

$$\text{備抵呆帳覆蓋率} = \frac{\text{放款備抵呆帳費用}}{\text{逾期放款總額}}$$

本指標為分析放款備抵呆帳提存政策，衡量銀行為每一塊錢的逾期放款所提列的呆帳費用多寡，當所提列的費用較高，一旦逾期放款完全無法回收，銀行所受的影響越小。作為評估銀行承受呆帳能力的重要參考指標，而備抵呆帳覆蓋率越高表示銀行承受呆帳的能力越強。

7. 員工績效比率(Staff Performance Ratio, SP)

$$\text{員工績效比率} = \frac{\text{稅前損益}}{\text{員工人數(千元/人)}}$$

本指標為銀行獲利面之效率性分析，衡量每一員工能創造多少稅前利潤。本研究將此定義為員工績效比率，同為以百分比表示。

第二節 資料來源

研究主體為本國銀行，本國銀行係指依據本國之銀行法組織登記，經營銀行業務之商業銀行以及專業銀行，亦指分類根據法人主體設在中華民國的銀行，與是否為外資佔過半股權無直接相關，即使為外商銀行，若在台分行主要之營業、資產與負債分割於依法新設立之子銀行所承受，便可納入本國銀行。像是前身為華僑銀行的花旗台灣商業銀行，該銀行於 2007 年經金管會核准，依法設立登記且合併華僑銀行，故此花旗台灣商業銀行即列為本國銀行。其銀行樣本取自行政院金融監督委員會銀行局所公告金融統計之金融機構，原先金融統計資料截至民國 106 年 7 月共有 39 家本國銀行，但因本文採納平衡式縱橫資料，扣除於研究期間民國 96 至 105 年銀行整併而研究變數數據缺乏、時間不齊的資料，剩餘 36 家本國銀行為本研究選銀行樣本，其中包含中國輸出入銀行、臺灣銀行、台北富邦商業銀行、高雄銀行、臺灣土地銀行、合作金庫商業銀行、第一商業銀行、華南商業銀行、彰化商業銀行、兆豐國際商業銀行、國泰世華商業銀行、花旗(台灣)商業銀行、上海商業儲蓄銀行、聯邦商業銀行、遠東國際商業銀行、元大商業銀行、永豐商業銀行、

玉山商業銀行、凱基商業銀行、台新國際商業銀行、大眾商業銀行³、日盛國際商業銀行、安泰商業銀行、中國信託商業銀行、臺灣新光商業銀行、陽信商業銀行、板信商業銀行、臺灣中小企業銀行、渣打國際商業銀行、台中商業銀行、京城商業銀行、華泰商業銀行、三信商業銀行、台灣工業銀行(現改名為王道商業銀行)、全國農業金庫、瑞興商業銀行(大台北商業銀行)。研究的財務比率資料來自整合中華民國中央銀行金融統計網「本國銀行營運績效季報」之台灣經濟新報(Taiwan Economic Journal, TEJ)資料庫，擷取 36 家本國銀行於西元 2007 年至 2016 年，共 10 年財務比率之年資料，故總樣本數為 360 筆資料。

第三節 敘述統計

本文以縱橫門檻迴歸模型方法，探究 2007 至 2016 年間本國 36 家銀行放款、道德風險與經營績效之間關係。首先，就 36 家銀行七個財務比率在 2007 至 2016 年，10 年間資料上的數值進行敘述統計之分析，如下表 3-1 所呈現。

表 3-1 敘述統計

	最小值	25%四分位數	中位數	75%四分位數	最大值	平均數
ROA	-6.89	0.23	0.49	0.80	2.62	0.43
ROE	-135.77	3.64	8.04	12.09	27.24	5.52
NPL	0.02	0.26	0.47	1.06	7.64	0.82
LGR	-48.51	0.60	4.67	9.46	214.03	5.89
RL	8.00	20.26	25.85	32.11	3359	38.72
NPLC	21.72	100.33	241.24	524.45	7767.86	424.22
SP	-70225.35	474.05	1213.31	2047.49	9993.79	1144.82

註:ROA=資產報酬率，ROE=權益報酬率，NPL=逾期放款比率，LGR=放款成長率，NPLC=備抵呆帳覆蓋率，SP=員工績效比率，RL=流動準備率。ROA、ROE、NPL、LGR、NPLC、RL之單位為百分比。SP之單位為千元。

觀察七個變數的最小值以及最大值發現落差相當大，尤其是在 SP(員工績效比率)方面，最高和最低同時出現在全國農業金庫，最小值顯示於 2007 年，平均每位員工所創造的損益約為負的台幣 7,022 萬元，最大值於 2009 年，每位員工所創造的獲利約為台幣 9,994 萬元，然而該行庫成立於 2005 年，可能為創立之初發展尚

³ 大眾商業銀行於西元 2018 年 1 月 1 日併入元大商業銀行。

不穩定，落差才如此之大。

另外，就衡量經營績效所納入的變數來觀察，銀行之 ROA(資產報酬率)普遍低於 ROE(權益報酬率)，合乎一般理論，因為雖然主要業務存放款是高度操作財務槓桿的行為，不過其總營運資金中自有資金所占份額較低，故此銀行的資產所帶來的獲利比起股東權益來的低。個別觀察其統計數值，在 ROA 方面其中位數為 0.49%，接近平均數 0.43%，表示 33 家本國銀行的 ROA 數值分布平均，較不受極端值影響；反觀 ROE 方面，其中位數為 8.04%，平均數為 5.52%，數值分布出現左偏的型態，受少數較小的極端值拉低平均所影響。兩者相比一般國際大型銀行之 ROE 大約落在 15%，ROA 則約 1%，台灣本國銀行皆遠低於國際水準。

而在門檻變數 NPL (逾期放款比率)上，比較其中位數與平均數，平均數為 0.82%將近兩倍大於中位數的 0.47%，表示 NPL 之平均值受少數較高的極端值所影響而拉高平均。最大值 7.64%顯現於 2011 年凱基商業銀行，最小值 0.02%則在 2016 年分別出現於京城商業銀行及臺灣工業銀行。在 RL(流動準備率)方面，其最小值 8%為 2007 年華泰商業銀行之流動準備率，不符合我國最低標準 10%之規定。

第四章 實證分析

第一節 單根檢定

表 4-1 縱橫資料之單根檢定

	ROA	ROE	NPL	LGR	RL	NPLC	SP
LLC	14.17***	-16.09***	-1.84*	-17.95***	-20.41***	-15.72***	-24.89***
IPS	-9.93***	-12.83***	-5.57***	-13.82***	-18.95***	-10.16***	-18.26***

註:LLC 表示為 Levin, Lin & Chu 檢定下的 t 統計量, IPS 則為 Im, Pesaran and Shin 檢定下的 w 統計量, 上標有***符號表示為 1%信心水準下, 上標有**符號表示在 5%信心水準下, 而上標有*符號則表示在 10%信心水準下, 拒絕存在單根的虛無假設。

本文採用結合橫斷面(Cross-sectional)及時間序列(Time-series)的縱橫資料(Panel Data), 其中時間序列資料隨著時間的經過, 若其前一期的自我相關係數趨近於 1, 即表示此數列存在單根的性質, 資料為非定態, 任何衝擊對時序資料將造成恆久的影響, 且 Granger and Newbold (1974) 提出在該情況下若使用傳統的迴歸分析將可能產生假性迴歸(spurious regression)的現象, 容易導致偏誤的問題。故此於實證分析前採用縱橫資料的單根檢定去辨別資料是否為定態, 但假使檢定結果為非定態資料則必須進行差分, d 次差分後再使用單根檢定以確定時序資料達穩定狀態。本研究為了精簡分析採納第一代縱橫資料單根檢定法 LLC test, 及 IPS test 判定單根特性的存在與否。在縱橫資料的單根檢定中, 假定虛無假設為縱橫資料內所有時間序列皆為非定態, 表示存在單根特性, 反之, 對立假設指此數列資料為定態。單根檢定的實證結果如表 4-1 所呈現, 七個財務比率變數在 LLC 檢定下, 除了 NPL 在 10%的信心水準底下可拒絕單根存在的虛無假設, 其餘六個財務變數皆在 1%的信心水準顯著拒絕虛無假設, 表示本研究資料為定態。接著採取 IPS 檢定同樣做單根檢定進一步確認資料的恆定性, 檢定結果在 1%的信心水準下均拒絕單根存在的虛無假設, 確定本研究變數為恆定, 故下一章節將可接續做迴歸分析。

第二節 實證模型

以下為本研究引用前述 Hansen (1999) 縱橫門檻迴歸裡雙重門檻模型，將門檻變數令為逾期放款比率，也就是令 $q_{it} = NPL_{it}$ ，而令受不同門檻對銀行績效有所不同影響變數為放款成長率， $x_{it} = LGR_{it}$ 。另外，據本文探究的問題加入其他變數，如以下描述，所建立實證模型。

$$ROA_{it} = \mu_i + \theta_1 RL_{it} + \theta_2 NPLC_{it} + \theta_3 SP_{it} + \theta_4 LGR_{it} + \beta_1 LGR_{it} I(NPL_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 LGR_{it} I(\gamma_1 < NPL_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 LGR_{it} I(\gamma_2 < NPL_{it}) + e_{it} \quad (4-1)$$

$$ROE_{it} = \mu_i + \theta_1 RL_{it} + \theta_2 NPLC_{it} + \theta_3 SP_{it} + \theta_4 LGR_{it} + \beta_1 LGR_{it} I(NPL_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 LGR_{it} I(\gamma_1 < NPL_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 LGR_{it} I(\gamma_2 < NPL_{it}) + e_{it} \quad (4-2)$$

其中兩條迴歸式裡應變數分別為資產報酬率(ROA)、權益報酬率(ROE)，自變數包括所採用的門檻變數-逾期放款比率(NPL)、放款成長率(LGR)、備抵呆帳覆蓋率(NPLC)、員工績效比率(SP)，以及流動準備率(RL)。首先，本篇主在運用門檻迴歸模型去探討 LGR 對銀行經營績效的影響是否存在門檻效果，而若其檢定為拒絕 H_0 ，表示 $\beta_1 \neq \beta_2$ 門檻效果成立，遂之分析 NPL 小於等於門檻值時，LGR 對 ROA、ROE 的正負關係為何；又當 NPL 大於門檻值時，LGR 對績效表現影響又為何。此外納入其他相關銀行績效的自變數一併討論。再者，採納 Balanced Panel Data (平衡式縱橫資料)，定 i 表示銀行樣本個數 ($1 \leq i \leq 36$)， t 表示資料所選時間 2007 年至 2016 年 ($1 \leq t \leq 10$)，扣除缺漏的數據作完整的分析。

第三節 實證結果

就銀行資料放進本文實證模型於統計軟體實證結果說明，第一先從(4-1)式的 ROA 實證模型結果上觀察，於表 4-2 中，採用拔靴 300 次後的拔靴樣本去估計而得其漸近分配有效下之單一門檻檢定的 F_1 為 24.29，p-value 為 0.07，在信心水準為 10% 下可拒絕虛無假設，接受有門檻效果存在的對立假設，進一步檢定雙門檻，得 F_2 等於 89.55，p-value 為 0.03，在信心水準 1% 下顯著拒絕只有單一門檻存在的虛

無假設，因而雙門檻模型成立。圖 4-1 及圖 4-2 表示最大概似比檢定下漸近分配有效之 95%信賴區間建構下的雙重門檻模型，圖 4-1 指雙重門檻模型中由 $LR_2^r(\gamma)$ 所估計出的門檻點位於橫線最大概似比之下的數值，因而 $\hat{\gamma}_2^r$ 相當於 2.13，圖 4-2 則指將 $LR_1^r(\gamma)$ 所估計出的第一個門檻點 $\hat{\gamma}_1^r=1.9$ 。

表 4-2 門檻效果檢定

	ROA 模型	ROE 模型
單一門檻檢定		
F_1	24.29	48.2
P-value	0.07	0.02
(10%,5%,1% critical values)	(21.88, 27.87, 40.94)	(20.23, 29.29, 59.65)
雙重門檻檢定		
F_2	89.55	49.01
P-value	0.03	0.02
(10%,5%,1% critical values)	(35.04, 63.12, 123.51)	(23.31, 38.35, 57.24)

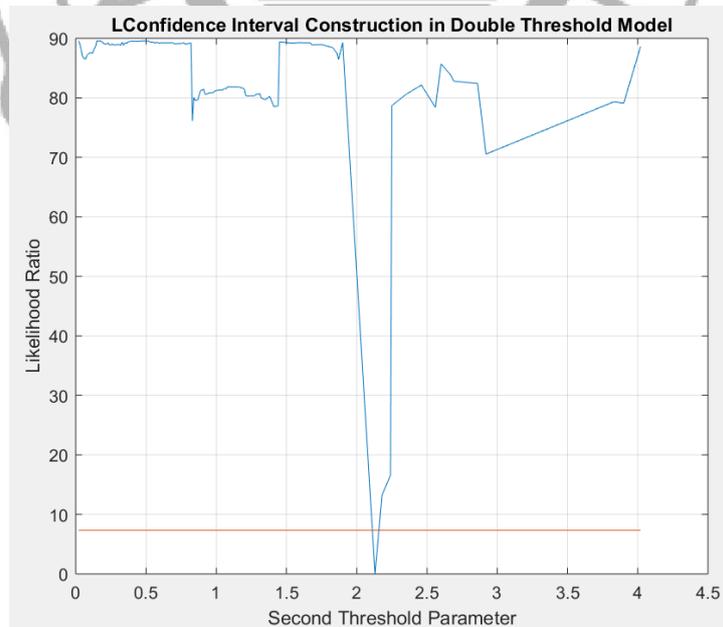


圖 4-1 ROA 之雙重門檻模型- $\hat{\gamma}_2^r$

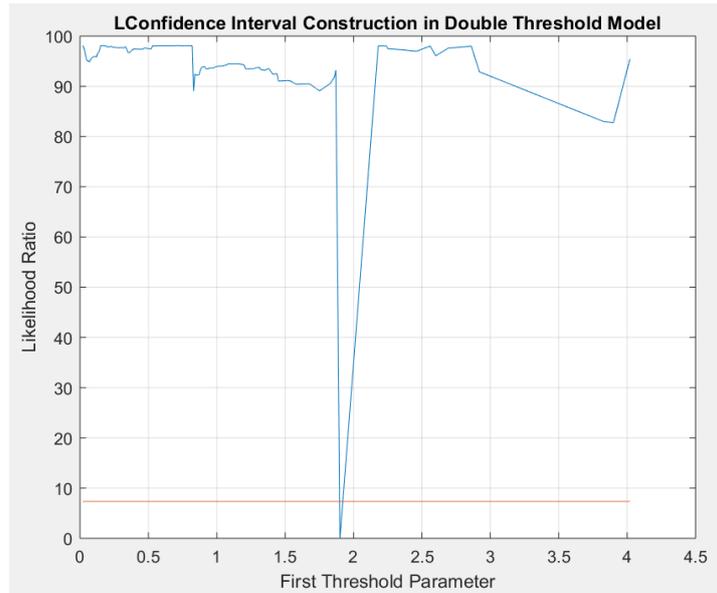


圖 4-2 ROA 之雙重門檻模型- $\hat{\gamma}_1^r$

第二，從(4-2)式的 ROE 實證模型結果觀察，於表 4-2 中，同前法所得單一門檻檢定的 F_1 為 48.2，p-value 為 0.02，結果顯著，拒絕虛無假設，代表門檻效果存在，接續檢定雙門檻，得 F_2 等於 49.01，p-value 為 0.02，在信心水準 1%的情況下，其結果亦顯著，如此雙門檻模型成立。圖 4-3 及圖 4-4 同樣代表最大概似比檢定下漸近分配有效之 95%信賴區間建構下的雙重門檻模型，圖 4-3 指雙重門檻模型中由 $LR_2^r(\gamma)$ 所估計出的門檻點位於橫線最大概似比之下的數值，第二個門檻點 $\hat{\gamma}_2^r$ 等於 4.02，圖 4-4 則指將 $LR_1^r(\gamma)$ 所估計出的第一個門檻點 $\hat{\gamma}_1^r=3.83$ 。

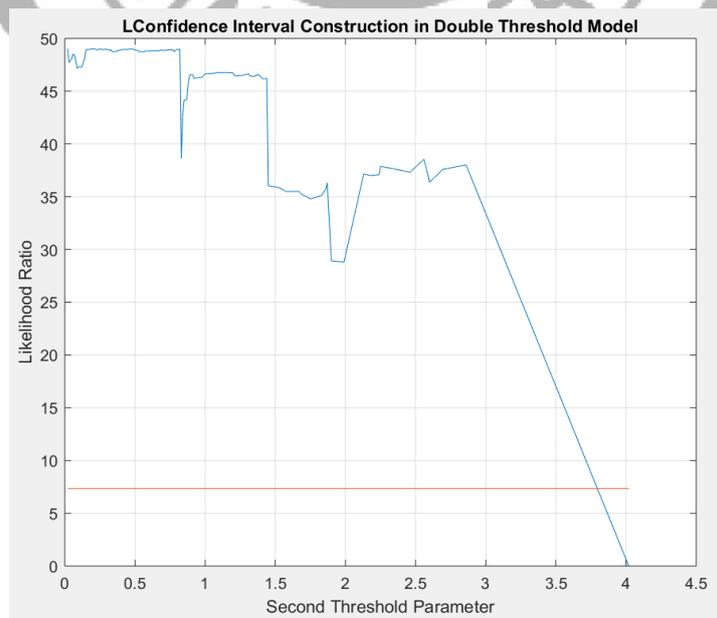


圖 4-3 ROE 之雙重門檻模型- $\hat{\gamma}_2^r$

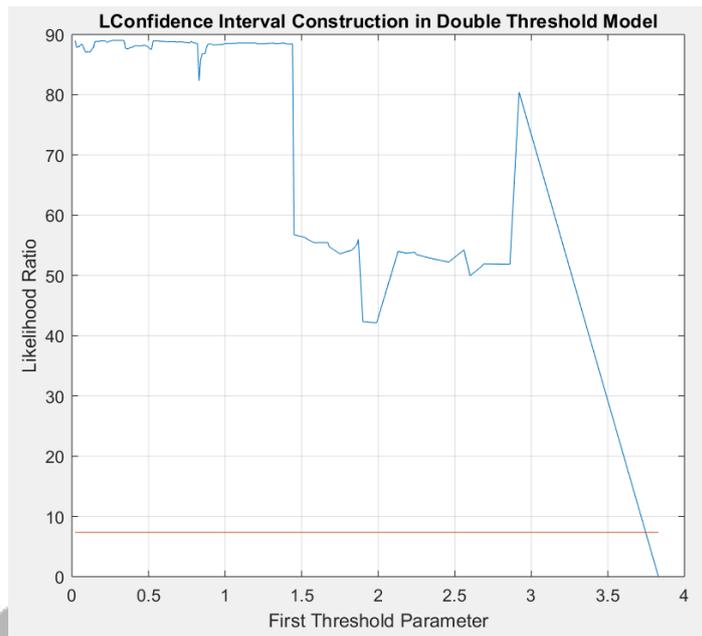


圖 4-4 ROE 之雙重門檻模型- $\hat{\gamma}_1$

最後，進行實證模型迴歸分析，迴歸估計表 4-3、表 4-4 中 White SE 表示考慮資料存在異質變異之樣本標準誤，用來校正 OLS 之標準差，在表 4-3 表 4-4 中標準誤多數偏小，代表樣本數據與母體數據間差距較小。在估計係數方面，ROA 模型裡 NPLC 的估計係數為 0.0022，SP 的估計係數為 0.0011，而於 ROE 模型下，NPLC 的估計係數為 0.0003，SP 的估計係數為 0.0001，兩個變數同樣在兩個模型中的 95%信賴區間下達統計顯著性，且兩者的估計係數皆為正數，說明 NPLC 與 SP 皆對績營績效產生正面影響。不同的是 LGR 的估計係數在 ROA 模型下不顯著，但於 ROE 模型上顯著，代表放款增加時，銀行利用股東權益為股東所創造的利潤也會上升，對其經營績效為正向影響。自變數流動準備率在兩個模型的估計係數則皆為不顯著。另外，觀察不同門檻下的估計係數，LGR 於兩模型的前兩個門檻區間，實證結果皆為顯著正相關；在 NPL 數值較低的第一個門檻小於下 LGR 個別對 ROA、ROE 的影響為 0.1665、0.0176，相對於 NPL 較高介於兩個門檻之間條件下的 LGR 個別對 ROA、ROE 的影響為 7.0126、0.2987，後者皆比前者來的高，表示當 NPL 上升至比第一個門檻點高，但低於第二個門檻點時，LGR 的增加對經營績效呈現更高的正面影響程度，但是，在第三個 NPL 數值最大的門檻區間下，兩模型的實證結果皆不顯著，表示當 NPL 高於第二個門檻點後，LGR 與銀行經營績效之間不具相關性。

表 4-3 迴歸估計-ROA 之雙重門檻模型

自變數	估計係數	White SE
$NPLC_{it}$	0.0022*	0.0008
RL_{it}	0.0006	0.0028
SP_{it}	0.0011*	0.0002
LGR_{it}	0.0056	0.0317
$LGR_{it}I(NPL_{it} \leq 1.9)$	0.1665*	0.0366
$LGR_{it}I(1.9 < NPL_{it} \leq 2.13)$	7.0126*	0.5065
$LGR_{it}I(2.13 < NPL_{it})$	0.7211	0.3318

註: *表示於 5%顯著水準下達統計顯著性。White SE 表示考慮資料存在異質變異之樣本標準誤，用來校正 OLS 之標準差。表中數值經小數點後第五位取四捨五入進位。

表 4-4 迴歸估計-ROE 之雙重門檻模型

自變數	估計係數	White SE
$NPLC_{it}$	0.0003*	0.0001
RL_{it}	0.0000	0.0002
SP_{it}	0.0001*	0.0000
LGR_{it}	0.0369*	0.0000
$LGR_{it}I(NPL_{it} \leq 3.83)$	0.0176*	0.0000
$LGR_{it}I(3.83 < NPL_{it} \leq 4.02)$	0.2987*	0.0642
$LGR_{it}I(4.02 < NPL_{it})$	0.0488	0.0448

註: *表示於 5%顯著水準下達統計顯著性。White SE 表示考慮資料存在異質變異之樣本標準誤，用來校正 OLS 之標準差。表中數值經小數點後第五位取四捨五入進位，故 0.0000 表示小於 0.00004。

第五章 結論與建議

第一節 研究結論

本文納入道德風險理論之代理人問題去分析銀行的逾期放款比率、放款成長率增減造成銀行獲利或損失的正反關係，目標為試圖找出放款成長比率對銀行經營績效的影響是否存在一個門檻效果，且進一步探究，若存在門檻效果，而在不同逾期放款比率的門檻區間中，放款成長率對銀行經營績效的影響為正或負，並納入代理人理論，預期逾期放款比率低於門檻值時，放款成長率的增加對銀行經營績效為正；反之，若觸發代理人問題，使得逾期放款比率高於門檻值時，放款成長率的上升對銀行經營績效為負。另一方面，就實務上來說，讓銀行業在經營放款業務時，有個門檻數值作為參考依據，在代理人問題造成損失前，亦指逾期放款比率在接近門檻值前，防範於未然，進行全面的放貸審核，監督放款成長比率及逾期放款比率，做好內部控制，不讓損失發生。

在實證研究後證明存在雙重門檻效果，但高或低逾放比的條件下，放款成長率對銀行績效皆產生同樣為正的影響；在 ROA 模型下， $1.9\% < NPL \leq 2.13\%$ ，與 ROE 模型下， $3.83\% < NPL \leq 4.02\%$ ，此兩個門檻區間條件下的 LGR 個別對 ROA、ROE 的影響，高於其他門檻區間條件下的影響，表示在 ROA 模型下，當 NPL 上升至比 1.9% 高，但低於 2.13% 時，與在 ROE 模型下，當 NPL 增加至 3.83%，但不超過 4.02% 時，LGR 的增加同時對經營績效呈現最高的正面影響程度，此時短期獲利效果發生。但在 NPL 數值最大的門檻區間下，兩模型的實證結果皆不顯著，表示 LGR 與銀行經營績效之間不具相關性，表示不存在長期倒帳效果。此實證結果雖然未完全符合當 NPL 高於某數值後，將觸發銀行代理人道德危機問題，使得 LGR 的上升負面地影響銀行經營績效的預期，但同時 LGR 對績效的正面影響不再續存。反觀實際數據表 3.1 敘述統計表裡 NPL 的平均數為 0.82%，相較於前述門檻區間的兩點數值低得許多，表示當今銀行在監控放款品質，控管逾期放款比率時較趨於保守。

第二節 後續研究之建議

關於放款業務對銀行經營的影響亦有文獻從借款人角度去探討過度放貸的問題，分析借款人的自我控制及金融知識認知程度的高低對貸款業務正反向影響關係，本文僅就造成過度放貸問題的可能原因之一，經理人道德風險面作探討，尚有

許多可能原因可待研究。

而本文的研究期間為 2007 至 2016 年，共 10 年，但逾期放款的發生以及到達一個逾期放款比率之門檻值，直到最後觸發經理人道德風險問題，導致銀行損失，在這事件接續發生之間皆存在時間遞延效應，建議應該選取更長時間再進行探討，如此分析結果能更加嚴謹、有效。



參考文獻

國內文獻

王啟安 (2009),「多角化對績效及風險的影響-以銀行與信用合作社為例」,國立臺北科技大學商業自動化與管理研究所碩士論文。

洪華迪 (2016),「公營銀行的風險與績效-以中國市場為例」,國立臺北大學經濟學系碩士論文。

曾昭玲、陳世能、林俊宏 (2005),「逾放比對銀行經營績效影響之多期性研究」,《台灣金融財務季刊》,六卷四期。

國外文獻

Berger, A. N., Hancock, D., and Humphrey, D. B., (1993), "Bank Efficiency Derived from the Profit Function," *Journal of Banking & Finance*, 17, 317-347.

Barbieri, L., (2006), "Panel Unit Root Tests: A Review," *Quaderni Del Dipartimento Di Scienze Economiche E Sociali. Serie Rossa, N.43*, Università Cattolica Del Sacro Cuore, Piacenza.

Chan, K. S., (1993), "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model," *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.

Hansen, B. E., (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels-Estimation, Testing and Inference," *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.

Im, K. S., Pesaran, M. H., and Shin, Y., (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.

Levin, A., Lin, C. F., and Chu, C. S. J., (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.

Miller, S. M., and Noulas, A. G., (1997), "Portfolio Mix and Large-Bank Profitability in the USA," *Journal of Applied Economics*, 29: 4, 505-512.

Zhang, D., Cai, J., Dickinson, D. G., and Kutan, A. M., (2016), “Non-Performing Loans, Moral Hazard and Regulation of the Chinese Commercial Banking System, ” *Journal of Banking & Finance*, 63, 48-60.

