

淡江大學財務金融學系碩士班碩士論文

指導教授： 聶建中 博士

張倉耀 博士

資本適足率與銀行風險及財務績效之關聯

—縱橫平滑移轉模型之應用

研究生：張婷雁 撰

中華民國 96 年 6 月

論文名稱：資本適足率與銀行風險及財務績效之關聯

頁數：52

—縱橫平滑移轉模型之應用

校系(所)組別：淡江大學財務金融學系碩士班

畢業時間及提要別：95 學年度第 2 學期碩士學位論文提要

研究生：張 婷 雁

指導教授：聶 建 中 博士

張 倉 耀 博士

論文提要內容：

本研究探討我國銀行業資本適足率之規範與銀行風險和銀行財務績效之縱橫平滑移轉效果，運用 Gonzalez, Teräsvirta and Dijk (2004, 2005) 之縱橫平滑移轉迴歸模型，臆測資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效是否存在縱橫平滑移轉效果。並進一步對銀行風險及財務績效受控制變數之影響進行評估與衡量。

實證結果發現，資本適足率和銀行風險間之縱橫平滑移轉模型，在資本適足率為 9.0782% 時發生結構性變化，但因轉換速度高達 3302.9，使得模型在轉換門檻值附近形成一結構性改變的跳躍式模型。此外，資本適足率和銀行財務績效間之縱橫平滑移轉效果確實存在，在資本適足率為 11.0055% 時產生一轉換區間，且因轉換速度僅 0.4139，使得模型在轉換門檻值附近形成一平滑的轉換過程。

控制變數對銀行風險及財務績效之影響方面，增加資產規模造成銀行風險提高，並使高資本適足率銀行之財務績效惡化。提高淨值成長率可有效降低銀行風險，卻使高資本適足率銀行財務績效下降。顯示適當之資本適足率規範確實可提高銀行財務績效，但過高卻導致反效果。故建議銀行管理當局應於適當限度下，妥善運用資本適足率之管制，以求取最佳化策略。

關鍵字：縱橫平滑移轉迴歸模型、縱橫平滑移轉效果、無清償能力風險、

資本適足率、財務績效

Title of Thesis : Risk-based capital ratio, bank's risk and financial performance: By using panel smooth transition regression model Total pages : 52

Key word : panel smooth transition regression model; panel smooth transition effect; insolvency risk; risk-based capital ratio; financial performance

Name of Institute : Graduate Institute of Banking and Finance, Tamkang University

Graduate date : June, 2007

Degree conferred : Master

Name of student : Ting-Yen Chang

Advisor : Dr. Chien-Chung Nieh

Dr. Tsang-Yao Chang

Abstract :

In this paper, we investigate panel smooth transition effect between Risk-based capital ratio and bank's risk and panel smooth transition effect between Risk-based capital ratio and bank's financial performance by using panel smooth transition regression model (González, Teräsvirta and Dijk, 2004, 2005). In addition, we assess and weigh the bank's risk and financial performance by the influence of independent variables.

The results as follow: First, panel smooth transition regression model between Risk-based capital ratio and bank's risk jumps abruptly at 9.0782%, because the transition speed is up to 3302.9, which makes the model form a structural change close to transition threshold value. Second, panel smooth transition regression model between Risk-based capital ratio and bank's financial performance produces a smooth transition at 11.0055%, because the transition speed is only 0.4139 that makes the model form a smooth transfer process close to transition threshold value. Third, we propose the administrative authority of the bank should use the control's power of the risk-based capital ratio properly, in order to reach the financial optimization strategy.

謝辭

時間真的過的很快，碩士生涯即將結束，一路走來，由五專到插大再到研究所，由技職體系回到普通大學，真是繞了好大一圈，幾年來有高興也有辛苦，還記得深夜埋頭苦讀的準備考試、絞盡腦汁的研究程式，也有和同學開心的一同出遊、吃飯聊天等，如今，學生時代終於要劃下句點。

這段期間，要感謝很多人的陪伴和照顧，首先第一位要感謝的便是聶建中所長，從大三時國科會計劃到研究所推甄，後來更擔任學生的指導教授，一路鼓勵並提攜學生，真的是學生生命中的大貴人。此外，還要感謝口試委員張倉耀教授、盧陽正教授、唐代彪教授及路祥琛教授，感謝你們對學生論文的指導與建議。還要謝謝一直很辛苦的駱綾助理，常常要幫忙我們解決各種大大小小的問題。

此外，還要感謝義展學長及志祥學長，謝謝你們對我論文內容及程式的悉心指導。還要謝謝琬詒、育蓉、瑋娟、家華和文正，日常生活和分組報告都多虧有你們的陪伴及照顧。同門的福晉及少強，一起討論及解決論文的各種問題。還有劭萱，口試時謝謝你幫了我們大忙。以及其他的同學們，很高興能和你們成為同班同學。另外，國中和專科的好姐妹們，冠綺、蘇、一帆、巧郁、萍仔、小珊、阿漆、郁玫、淑鈴、彥君、奕如及嘉萍，謝謝你們不時的關心，比我還緊張我的論文完成沒。以及志偉，謝謝你在我最不耐時忍受我的壞脾氣，希望你未來博士班的課業也能一切順利。

最後，我親愛的家人們，爸、媽、妹妹和弟弟，謝謝你們做我最後的依靠，讓我在最難捱時想起你們的支持就能繼續走下去。此外，任何幫助過我的人，謝謝！有你們才有今日的我。

目錄

第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	3
第三節 研究架構.....	4
第二章 文獻探討.....	5
第一節 巴塞爾資本協定.....	5
第二節 新巴塞爾資本協定.....	5
第三節 資本適足率規範對銀行風險之影響探討.....	6
第四節 資本適足率規範對銀行財務績效之影響探討.....	10
第五節 銀行風險及銀行財務績效之相關文獻探討.....	11
第六節 控制變數相關文獻探討.....	12
第三章 研究方法.....	15
第一節 研究資料.....	15
第二節 縱橫單根檢定.....	16
第三節 縱橫平滑移轉迴歸模型.....	18
第四節 縱橫平滑移轉迴歸模型之設定.....	22
第四章 實證結果.....	27
第一節 各變數之基本統計分析.....	27
第二節 縱橫單根檢定之實證結果.....	28
第三節 縱橫平滑移轉模型之實證結果.....	30
第五章 結論.....	42
參考文獻.....	44

表目錄

表 4-1-1	28 家銀行.....	28
表 4-1-2	各變數之基本統計量.....	28
表 4-2-1	縱橫單根檢定實證結果.....	29
表 4-3-1	資本適足率對無清償能力風險指數之同質性檢定.....	30
表 4-3-2	資本適足率對無清償能力風險指數之轉換區間個數檢定.....	31
表 4-3-3	資本適足率對無清償能力風險指數之模型估計結果.....	31
表 4-3-4	資本適足率對無清償能力風險指數模型中控制變數之影響.....	32
表 4-3-5	資本適足率對淨值報酬率之同質性檢定.....	35
表 4-3-6	資本適足率對淨值報酬率之轉換區間個數檢定.....	35
表 4-3-7	資本適足率對淨值報酬率之模型估計結果.....	36
表 4-3-8	資本適足率對淨值報酬率模型中控制變數之影響.....	36
表 4-3-9	控制變數對銀行風險及財務績效之影響區間.....	39

圖目錄

圖 3-3-1	$m=1$ 之轉換模型.....	21
圖 3-3-2	$m=2$ 之轉換模型.....	22
圖 4-3-1	資本適足率對無清償能力風險指數之轉換函數.....	34
圖 4-3-2	資本適足率對淨值報酬率之轉換函數.....	38



第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

在金融國際化及自由化的潮流下，近年來國內金融管制解除，使得金融機構如雨後春筍般紛紛成立，造成銀行家數過多，加上金融創新，出現各式新金融商品，銀行彼此競爭的結果，客戶品質不良、壞帳率上升、逾放比率過高．．．等，導致銀行風險增加。另外，銀行一如企業，為了追求高財務績效，經營目的乃為賺取高報酬，當然必須承受高風險，又銀行傳統存放款業務縮減，為另闢財源，銀行積極開發各式新業務，卻也無法避免的使風險增加，故為避免銀行過分曝露於高風險中而產生金融危機，對銀行資本適足率之規範實為一必要之措施，因此，國際清算銀行（bank for international settlements, BIS）下之巴塞爾銀行監理委員會（basel committee on banking regulation and supervision）所發佈的巴塞爾資本協定（basel capital accord）首先提出風險管理的要求，根據金融機構所承擔之風險規範其最適之資本要求。

由於參與巴塞爾委員會之各國已於 2006 年底開始正式執行新巴塞爾資本協定（the new basel accord），全球其他國家亦於 2007 年起逐步實施，故風險管理實乃為目前最重要的金融議題之一。而資本適足率的管制對風險管理又最具直接之效果，因此資本適足率的計算便成為風險管理的重點，自 1988 年以來，美國商業銀行面臨兩種不同的資本適用公式，其一為「資本／資產比率」(capital-assets ratio)，另一公式則為「風險調整資本比率」(risk-based capital ratio)。資本／資產比率乃衡量銀行主要資本或核心資本帳面價值佔資產帳面價值的程度。運用此計算公式探討資本適足率關係之研究可見於 Peek and Rosengren (1995)、Cebula (1997)、Santos (1999)、Chen (2001)、Ramirez (2002)、Islam (2003)、Goddard *et al.* (2004)、Wheelock and Wilson (2005) 及 Jeong *et al.* (2006) 等。另外，Barth (2000)、Biswas *et al.* (2000)、Pastor and Stambaugh (2000)、Altman and Saunders (2001)、Evanoff and Wall (2002)、Pottier and Sommer (2002)、Hoyt and

Powell (2006)、Chu, Mathieu *et al.* (2007) 及 Uzun and Webb (2007) 等，則採以改善資本／資產比率之缺失的風險調整資本比率之計算方式進行相關研究¹。國際清算銀行現亦提倡以風險調整資本比率來衡量銀行之資本適足率。

但資本適足率規範對銀行風險控管及財務績效提昇究竟效果如何？資本適足率規範對銀行風險之控管是否使銀行財務績效提升？亦或資本適足率規範反而使銀行經營受到限制而不利於銀行之財務績效？過去有關資本適足率規範對銀行風險影響探討之文獻並無定見，其中，認為資本適足率規範對銀行風險控管有效之文獻包括：Ronn and Verma (1989)、Jacques and Nigro (1997)、Beatty and Gron (2001)、Palia and Porter (2004)、Chu *et al.* (2007) 及 Liebig *et al.* (2007)；而認為資本適足率規範對銀行風險控管無效之文獻則包括：Hovakimian and Kane (2000)、Danielsson (2003) 及 Homolle and Taylor (2004)。但 Shrieves and Dahl (1992)、林佩玲 (2001) 則發現資本適足率對銀行風險並非僅存在單一方向之變化關係。

此外，過去有關資本適足率規範對銀行財務績效影響之文獻亦無一致之看法，認為資本適足率規範對銀行財務績效提昇有效之文獻包括：Mpuga (2002)、Färe *et al.* (2004) 及 Goddard *et al.* (2004)；而認為資本適足率規範對銀行財務績效提昇無效之文獻則包括：Furlong and Keeley (1989) 及林璧娟 (2001)。

另根據聶建中與張婷雁 (2005) 運用 Hansen (1999) 所發展之縱橫門檻迴歸模型 (panel threshold regression model)，探討我國銀行業資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效門檻效果 (threshold effect) 之研究所得結果，發現代表銀行財務績效之權益報酬率及用以測度銀行風險之無清償能力風險指數 (insolvency risk index) 皆存在門檻效果。且兩者有共同之門檻值，在此一門檻值前資本適足率之提高使銀行風險及銀行財務績效下降；而在門檻值後，資本適

¹ 資本／資產比率之缺失，包括有：(1) 以帳面價值計算，忽略考慮其市場價值。(2) 比率中之分母未將信用風險列入考量，所得之值非實際之資本適足率。(3) 忽略資產負債表外活動，無法精確估算銀行之信用風險。

足率之提高則使銀行風險及銀行財務績效提高。故可知資本適足率規範與銀行風險及銀行財務績效之門檻效果確實存在。

但資本適足率對銀行風險及銀行財務績效之影響變化並非同質的，亦即所有銀行機構均認為資本適足率的規範將使銀行風險下降以及資本適足率的規範將使銀行財務績效提昇，但在認知上各有些許差異，因此其影響變化不應是突然完成之單點跳躍 (jump abruptly)，而是速度較緩慢的漸進變動 (gradually)。由於此市場及銀行機構接受度之異質反應 (heterogeneous belief)，Hansen (1999) 之縱橫門檻自我迴歸模型此種立即發生跳躍的門檻效果變化關係似乎較不足以解釋變數間相互影響之非線性關係，而應是以較平滑或漸進的方式發生變化。

綜合以上文獻，令人不禁懷疑資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效之間是否存在縱橫平滑移轉效果，即資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效的影響並非單純的線性關係，亦非立即之單點跳躍而是漸進發生變化的影響關係。因此本研究進一步運用 Gonzalez, Teräsvirta and Dijk (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型 (panel smooth transition regression models, PSTR)²，針對台灣全體銀行產業 28 家銀行探討 1996 年至 2005 年 10 年間之資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效的縱橫平滑移轉效果 (panel smooth transition effect)。

第二節 研究目的

本研究將進行資本適足率規範對銀行風險控管及財務績效提昇效果之探討，擬運用 Gonzalez, Teräsvirta and Dijk (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型探討資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效是否存在縱橫平滑移轉效果，使得資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效的影響呈現非線性之關係。故本研究之研究目的可分為以下兩點：

² PSTR 模型以 Hansen (1999) 所發展之縱橫門檻自我迴歸模型為基礎，但其質疑此模型遭遇門檻時單點立即之跳躍不符異質反應之情況，而應以平滑移轉之現象較足以解釋變數間之非線性關係。

- 1、分析資本適足率規範對銀行風險之縱橫平滑移轉效果
- 2、分析資本適足率規範對銀行財務績效之縱橫平滑移轉效果

第三節 研究架構

本研究共分為五部份，第一章為緒論，說明研究之動機、目的及資料來源與變數之選取；第二章為相關之文獻探討；第三章則對研究方法做一介紹，包括縱橫資料之單根檢定及縱橫平滑移轉迴歸方法之實證模型；第四章為前章模型實證結果之敘述；第五部份則對實證結果做出結論。



第二章 文獻探討

由於參與巴塞爾委員會之各國已於 2006 年底開始正式執行新巴塞爾資本協定，全球其他國家亦於 2007 年起逐步實施，故本章前二節首先探討巴塞爾資本協定及新巴塞爾資本協定之內容，其後之各節則分別回顧國內外有關資本適足率對銀行風險、資本適足率對銀行財務績效、銀行風險、銀行財務績效及控制變數之相關文獻。

第一節 巴塞爾資本協定

1988 年，國際清算銀行下之巴塞爾銀行監理委員會所發佈的巴塞爾資本協定首先提出風險管理的要求³，該協定根據各種信用風險（credit risk）之曝險情況，設定最低資本適足率 8% 之要求，以防止信用風險產生之損失，並提供監理機關評估銀行資本適足性之共同標準。但因金融市場日漸之發達及衍生性金融商品之盛行，原本之協定未能完全反映銀行之風險，故於 1996 年公佈一更具風險敏感之風險調整資本比率，並將市場風險（market risk）納入資本適足規定。不過，隨著國際金融市場的蓬勃發展及快速變遷、金融商品不斷推陳出新及金融機構各種新業務之開發，使原本之巴塞爾資本協定出現缺失⁴，鑒於舊巴塞爾資本協定之不足，便有新巴塞爾資本協定的出現。

第二節 新巴塞爾資本協定

新巴塞爾資本協定衡量風險性資產以決定銀行最低資本規定時，除評估信用

³ 巴塞爾資本協定之特點包含：(1) 以風險為基礎的資本比率。(2) 涵蓋表內及表外風險資產。(3) 不同的信用風險給予不同的權數。(4) 國際上不同資產結構之銀行間可較公平的比較。

⁴ 原本協定之缺失包含：(1) 只衡量信用風險及市場風險，其他如作業風險、流動性風險、法律風險及部份之利率風險並未涵蓋在內。(2) 對風險權重等級之區分太過簡略，僅分成 0%、20%、50%、100% 等四個等級。(3) 國家風險權重之衡量不合理，未配合國家經濟發展更新且亦無法充分反映個別公司信用品質與風險的高低。(4) 未將不同程度的風險分別加以處理，對具風險性的貸款與投資亦未加以區分，無法反映不同程度之風險。(5) 未能隨著日益複雜的風險管理而調整。

風險及市場風險外，亦考慮作業風險。且修訂只以放款對象為主要區分風險權數之粗糙方法，考量入外部信用評等機構對於借款人之信用評比。此外，新協定准許銀行在符合一定條件下，以更符合銀行本身經營環境之內部評等法，估計倒帳發生率及計算信用風險所需之資本，且承認銀行得使用沖抵方法降低信用風險，以調整後較低之風險數計算法定資本需求。並對風險權重等級之區分多加入一級150%的風險權重，較原本之四級更加完善。最後，為因應快速發展的金融市場及現代銀行組織的複雜化，各國金融管理審查及銀行財務資訊之揭露將扮演極為重要的角色。而其計算風險調整之資本適足率的公式如下：

$$\frac{\text{合格自有資本淨額}}{\text{信用風險加權風險性資產} + (\text{市場風險} + \text{作業風險}) \text{應計提之資本} \times 12.5} \geq 8\%$$

上式中，信用風險採加權乘數處理，根據市場交易對手相對之風險程度，乘以相對之風險權數，即為信用風險加權風險性資產，而市場風險及作業風險係就每筆交易依市場價格先算出可能遭受之損失乘以12.5倍轉換為和信用風險一致之加權風險性資產。新巴塞爾資本協定之資本適足率較原巴塞爾資本協定改變了信用風險加權風險性資產的計算方式且增加作業風險應計提之資本，而合格自有資本淨額則兩者相同。

第三節 資本適足率規範對銀行風險之影響探討

有關資本適足率對銀行風險之影響，過去認為資本適足率規範對銀行風險之控管無效，即資本適足率和銀行風險關係為正向之研究包括：Koehn and Santomero (1980) 經由調查商業銀行對資本比率要求產生的投資組合行為來說明投資組合對資本要求之反應，發現對銀行資本之規範並無法限制投資組合之風險，反而使銀行持有更高風險之資產，國內何文榮及黃振原(1997)亦有相同發

現。Kim and Santomero (1988) 發現因存款保險制度定價之不效率情況，導致銀行選擇高風險之投資組合，而銀行資本規範為調整此一偏差之方法，故其應用平均數-變異數模型 (mean-variance model) 調查銀行資本規範在風險控制之角色，研究發現以簡單資本比率計算之資本適足率規範並不能有效控制銀行的無清償能力風險，而應以風險調整資本比率進行修正。Keeley and Furlong (1990) 批評使用平均數-變異數分析法 (mean-variance framework) 在分析資本要求對有投保銀行其資產及倒閉風險之管制效果有缺失，將使追求效用極大化之銀行在更嚴格的資本要求下，造成其更高的資產及破產風險。Genotte and Pyle (1991) 假設銀行追求股東權益極大、存款保證存在且銀行的資產風險以非完美的規章所控制下，發現存款保證造成銀行從事不具效率之投資，且似乎被視為合理的情況，故增加資本要求將造成投資水準的下降，但卻使每單位資產風險增加，並造成違約機率提高。Blum (1999) 發現銀行資本適足率之規範將造成銀行風險之增加。John *et al.* (2000) 探討 1991 年 Federal Deposit Insurance Corporation Improvement Act (FDICIA) 實施後美國銀行的報償結構，及利用銀行資本要求及限制資產風險等方式控制銀行風險之效力，研究結果發現利用資本要求及資產限制將限制高桿杆比率銀行之效率，銀行資本適足率之規範對控制銀行風險是無效的，反而利用最適經理報償結構 (optimal management compensation structure) 才有顯著之效果。王志文 (2002) 發現不論舊制或新制資本適足率之實施，資本適足率變動量與風險變動量的互動皆呈正向關係。張清山 (2002) 指出資本適足率與銀行無清償能力風險指數呈現顯著正相關。Danielsson (2003) 發現新巴塞爾資本協定之資本要求使個別金融機構及整體銀行體系之財務風險增加，且造成金融體系之不穩定。Homolle and Taylor (2004) 發現一般皆認為銀行資本規範可限制銀行之無清償能力風險，而過去研究皆探討更嚴格的資本要求是否可減少銀行的風險曝露程度，此研究去除一般假設銀行只提供存款、報酬由補貼的存款保險所保證且存款保險為免費等條件下，發現更嚴格的資本要求將造成銀行資產風險的增加。

此外，過去文獻中認為資本適足率規範對銀行風險之控管有效，即資本適足率和銀行風險為負向關係之研究包括：Sharpe (1978) 說明資本適足率為一持有足夠數量資產以應付價值變動之風險的觀念，數學上可定義為資產負債間之差額，若資本佔資產之比例愈高，存款愈具安全性。Pyle (1986) 說明資本要求增加或檢查次數增加可降低聯邦存款保險公司 (federal deposit insurance corp., FDIC) 之負債以降低倒閉機率。Morgan and Smith (1987) 發現資本適足率的規範對財務狀況不確定時之遠期避險決策的制定是有效的。Kim and Santomero (1988) 其應用平均數-變異數模型調查銀行資本規範在風險控制之角色，認為銀行之風險因現行之存款保險機制而增加，傳統單一資本比率規範對控制銀行無清償能力風險發生的可能性是無效的，須採風險導向之資本規範才可有效控制銀行之風險。Furlong and Keeley (1989) 探討更嚴格的資本規範對控制資產投資組合風險的效果，發現對追求價值極大化之銀行來說，更嚴格的資本規範將減少存款保險機構之風險曝露，且追求價值極大化之銀行偏好以額外增加資本而非賣出資產或收回存款的方式來滿足較高之資本要求。Ronn and Verma (1989) 以選擇權評價模式探討資本管制是否有效，提出個別銀行應以其帳面價值計算出個別之資本適足率，以此做為資本管制之標準，可有效達成降低銀行曝險程度之目標，其亦得知由銀行資本適足率可以比較各銀行經營風險的程度，對於風險程度較高的銀行，可藉由規範資本適足率有效降低銀行營運風險至合理的程度。林景春 (1996) 認為風險基礎資本比之管制雖使銀行無法做有效的投資組合選擇，但卻可有效控制銀行承受過度風險。Jacques and Nigro (1997) 探討風險調整資本比率規範施行之首年，其對銀行資本及其投資組合風險之影響，以三階段最小平方方法 (three-stage least squares, 3SLS) 模型分析銀行資本、投資組合風險及風險調整資本標準三者間之關係，結果發現風險調整資本比率之運用可有效提高商業銀行之資本比率及減少其投資組合的風險，即資本適足率和銀行風險間呈負向關係。Beatty and Gron (2001) 探討風險基礎資本規範實施後對銀行資本、投資組

合及成長決策之影響，樣本期間為自 1986 年至 1995 年，研究發現，資本適足率要求對低資本銀行有顯著影響，會促使低資本銀行改善資本情況，但對其他銀行則否。簡安棻(2002)發現資本適足規範制度確實能降低銀行風險。Palia and Porter (2004) 探討資本要求及管理上鼓勵的報償對銀行特許價值(charter value)及銀行風險的聯合影響，研究發現資本標準對銀行特許價值及銀行風險有顯著影響，較高的資本標準必伴隨著較高的特許價值及較低的銀行風險；而較低的資本標準則必伴隨著較低的特許價值及較高的銀行風險，此隱含特許價值和風險為反向關係。並發現薪資及獎金提高會降低風險，但高階經理人持股的增加卻會造成風險的增加，此外，高階經理人持有選擇權之價值和特許價值為正相關。Chu *et al.* (2007) 發現巴塞爾協定公布後，資本較低之銀行會縮減其信用額度的承諾，結論指出在巴塞爾協定公布後，市場面對資本較低銀行宣布信用額度的反應會顯著低於其他銀行宣布時之反應，此可解釋為某些銀行在巴塞爾協定後會降低有關信用額度的承諾，以控制信用風險。Liebig *et al.* (2007) 調查新巴塞爾協定是否會導致銀行對新興市場借款行為之改變，研究發現新巴塞爾資本協定對銀行借款與新興市場會有限制效果，即巴塞爾資本協定對銀行借款與新興市場會有反向之效果。

其他關於資本適足率規範是否有效的文獻包括：Kareken and Wallace (1978) 闡述單靠資本適足率本身並無法正確預測銀行破產之發生機率。Shrieves and Dahl (1992) 以大量樣本銀行調查銀行風險和資本間之變化關係，對 1983 年至 1987 年間之美國銀行進行研究，結果顯示政府資本管制後，銀行風險和資本的變化呈正向關係，此關係在資本比率高於法定最低標準之銀行成立，但低資本銀行之資本則有顯著提高，有效降低銀行風險，資本適足規範對低資本銀行有效。而國內林佩玲(2001)亦有相同發現，其實證結果證實資本適足率未達標準之銀行的資產風險與資本適足率規範呈顯著負向之關係，但整體樣本銀行資本適足率的要求與資產風險卻呈正向關係。聶建中與張婷雁(2005)運用縱橫門檻自我迴

歸模型探討我國銀行業資本適足率管制與銀行風險及銀行財務績效之門檻效果，實證結果發現，用以測度銀行風險之無清償能力風險指數存在三重門檻效果，而代表銀行財務績效之權益報酬率存在單一門檻效果，且兩者間存在共同之門檻值，在此一門檻值前資本適足率之提高使銀行風險下降；而在門檻值後，資本適足率之提高則造成銀行風險提高，顯示資本適足率適度的使用確實可降低銀行風險，但過度使用卻導致反效果。

第四節 資本適足率規範對銀行財務績效之影響探討

在資本適足率對銀行財務績效影響部份，過去研究中認為資本適足率規範無效，即資本適足率規範和銀行財務績效間為負向關係之文獻包括有：Furlong and Keeley (1987) 認為存保機構對所有金融機構不分風險大小都收取相同保費下，因風險已轉嫁予存保機構，將使資本適足率低之銀行產生投機心理，從事高風險的業務而獲取較高之利潤及財務績效，即兩者呈反向關係。林璧娟 (2001) 發現新版資本適足率實施前，資本適足率和銀行財務績效呈顯著負相關，反之則無一定相關。Jankowitsch *et al.* (2007) 探討信用評等系統的經濟價值，其指出國際間的競爭及新巴塞爾資本協定帶來銀行制度的改變使得銀行更加重視其信用評等系統的改善，研究並發現提高資本要求對投資組合報酬提昇的可能性較低。

在有關資本適足率對銀行財務績效影響之文獻中認為資本適足率規範有效，即資本適足率規範和銀行財務績效間為正向關係之文獻則包括有：Avery and Berger (1991) 探討風險基礎資本規範實施後對美國銀行之影響關係，樣本期間為 1982 至 1989 年，其實證發現資本適足率愈低，銀行財務績效愈差，即資本適足率和銀行財務間為正向相關。Mpuga (2002) 發現資本適足率規範使外商銀行之財務績效穩定成長，但卻使本國銀行之財務績效大幅滑落。張清山 (2002) 亦指出資本適足率和銀行財務績效呈顯著正相關。Färe *et al.* (2004) 探討在法規限制下，風險調整資本要求實施後，美國銀行的獲利效率 (profit efficiency)，其

發現資本適足率規範對銀行配置不效率有顯著影響，且在風險基礎之資本限制實施時，銀行規模及獲利不效率之情況有顯著減少。Goddard *et al.* (2004) 探討歐洲銀行在 1990 年代之獲利能力，研究發現歐洲銀行投資組合中資產負債表外業務之重要性和獲利能力呈正向關係，而資本適足率和獲利能力之關係亦為正相關。曾昭玲，陳世能與林俊宏 (2005) 探討逾放比對銀行經營績效之影響，實證發現銀行之逾放比對其經營績效具顯著負向影響；資本適足率對經營績效則具顯著正向影響，故銀行逾放比越高，其經營績效明顯越差，而資本適足率越高的銀行，其經營績效越佳。聶建中與張婷雁 (2005) 運用縱橫門檻自我迴歸模型探討我國銀行業資本適足率規範與銀行風險及銀行財務績效之門檻效果，實證結果發現，代表銀行財務績效之權益報酬率存在單一門檻效果；而用以測度銀行風險之無清償能力風險指數則存在三重門檻效果，且兩者間存在共同之門檻值，在此一門檻值前資本適足率之提高使銀行財務績效下降；而在門檻值後，資本適足率之提高則使銀行財務績效提高，顯示資本適足率之規範可提高銀行之財務績效。

第五節 銀行風險及銀行財務績效之相關文獻探討

過去探討銀行風險和銀行財務績效關係的研究包括：Sinkey (1975) 發現問題銀行相較健全銀行流動性管理能力、放款品質較差，資本較不足，費用控制能力較弱且管理較無效率。Rivard and Thomas (1997) 利用利潤及風險方程式的迴歸模式來估計大型銀行控股公司跨州經營的總資產報酬率、波動性風險及銀行倒閉風險，發現大型州際銀行控股公司的獲利能力顯著高於州內之銀行組織，且州際銀行有較低的盈餘波動性及無清償能力風險，即財務績效和銀行風險呈負向關係。Laitinen and Laitinen (2000) 測試是否可以泰勒級數展開式 (Taylor's series expansion) 解決銀行破產預測模型的問題，發現現金對總資產、現金流量對總資產及股東權益對總資產的比率都是影響無清償能力風險之主因。張清山 (2002) 指出無清償能力風險與財務績效之關聯呈現負相關。Palia and Porter (2004) 探

討資本規範及管理上鼓勵的報償對銀行特許價值及銀行風險的聯合影響，研究發現資本標準對銀行特許價值及銀行風險有顯著影響，較高的資本標準必伴隨著較高的特許價值及較低的銀行風險；而較低的資本標準必則必伴隨著較低的特許價值及較高的銀行風險，此隱含特許價值和風險為反向關係，並發現薪資及獎金提高會降低風險，但高階經理人持股的增加卻會造成風險的增加，此外，高階經理人持有選擇權之價值和特許價值為正相關。

探討財務績效之決定因素的過去文獻尚包括：Arshadi and Lawrence (1987) 發現新銀行的成本結構、銀行規模、放款投資組合的組成、存款成長率及營運成本皆會對銀行績效產生影響，其中尤以營運成本及存款成長率影響最甚。Furlong (1992) 得知個別銀行之資本適足率和其放款成長率呈正向關係。游國成 (1994) 利用複迴歸發現銀行規模對銀行資本有負向關係，規模愈大且具公營性質的銀行會減少高風險的投資組合，而有較低的財務績效。Rivard and Thomas (1997) 經實證發現大型州際銀行控股公司的獲利能力顯著高於州內之銀行組織。Hameeteman and Scholtens (2000) 發現大型銀行的規模和資本成長率、總資產成長率及獲利成長率呈負向關係，且銀行的資本、資產及獲利和其個別成長率皆呈反向關係。

第六節 控制變數相關文獻探討

本研究將引用包括銀行資產規模、營收成長率、總資產成長率、淨值成長率及負債比率等五變數做為實證模型之控制變數，和此五變數相關之文獻包含：Arshadi and Lawrence (1987) 應用正典相關分析(canonical correlation analysis, CCA)探討新成立銀行的績效行為及其績效衡量決定變數，實證結果指出，包括銀行的成本結構、規模及放款投資組合的組成皆為影響銀行績效之關鍵因素。Hamilton and Shergill (1993) 探討紐西蘭公司的財務績效，財務績效以淨值報酬率、資產報酬率及營收成長率來代表，而其他控制變數則包括公司規模、風險、

槓桿程度、技術上的機會及產業集中度，研究發現公司規模對公司績效有正向影響。Rivard and Thomas (1997) 利用利潤及風險方程式的迴歸模式來估計大型銀行控股公司跨州經營的總資產報酬率、波動性風險及銀行倒閉風險，發現大型州際銀行控股公司的獲利能力顯著高於州內之銀行組織。Forbes (2002) 以 1997 年至 2000 年為樣本期間，全球 13,500 家公司為研究樣本，探討影響公司績效的決定因子，結果發現有較高負債比率的公司具有較低的淨利成長，但負債比率則和其他績效變數沒有關聯，研究並發現大公司績效表現經常較小公司為差。Ramezani *et al.* (2002) 以多變量分析探討公司獲利能力和公司盈餘或營收成長率之關聯及是否可藉提高股東價值來極大化公司獲利能力，實證結果說明公司獲利能力通常隨公司盈餘及營收成長率增加而增加。Halkos and Salamouris (2004) 應用無母數分析技巧衡量希臘銀行部門 1997 年至 1999 年之績效，研究發現總資產規模愈高之銀行其效率愈高。Hovakimian *et al.* (2004) 探討市場和營運績效是否會因和目標槓桿度有關而影響公司財務行為，研究發現高市價帳面價值比會有較低的目標負債比率，而高股票報酬則對目標槓桿度沒有影響。Al-Tamimi (2005) 探討阿拉伯聯合大公國其國內及外資商業銀行財務績效之決定因子，其亦比較兩類銀行其銀行財務績效決定因子之相對重要程度，結果發現國內銀行財務績效最顯著之決定因子為銀行的規模及銀行的投資組合組成，而外資銀行財務績效則是由資本生產力、資本化程度、槓桿程度及經濟情況為主要決定因素。Shiue *et al.* (2005) 應用多變量迴歸分析模型探討台灣上市電子公司之財務及營運績效和中國投資配置的相關性，其四個解釋變數包括：國際化程度、投資配置、行銷和研究的密度及公司特性，並以營運及財務績效為被解釋變數，研究發現擴大國際化程度及增進研究密度皆對財務及營運績效有正向影響，而增進廣告密度將對營運績效有正向效果，但長期負債比率則會對財務績效產生負向影響，成長機會對營運績效亦有反向影響。Uzun and Webb (2007) 發現銀行規模是銀行是否進行證券化的顯著決定因子，此外，整體的證券化程度和銀行的資本比率為負

相關，但主要為信用卡證券化部份。

綜合以上文獻，令人不禁懷疑資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效之間是否存在縱橫平滑移轉效果，即資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效的影響變化並非立即之單點跳躍而是漸進發生變化的影響關係。因此本研究進一步運用 Gonzalez, Teräsvirta and Dijk (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型，針對台灣全體銀行產業 28 家銀行探討 1996 年至 2005 年 10 年間之資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效的縱橫平滑移轉效果。



第三章 研究方法

由於本文為一縱橫資料 (panel data) 之研究，首先將各變數資料以縱橫單根檢定 (panel unit root test) 確認資料是否呈現定態 (stationary)，本研究以 Levin, Lin, and Chu (2002) 之 LLC 檢定，Im, Pesaran and Shin (2003) 之 IPS 檢定及 Maddala and Wu (1999) 之 ADF-Fisher 檢定等三種方式進行檢定⁵。完成縱橫單根檢定後本研究運用 Gonzalez, Teräsvirta and Dijk (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型，進行平衡式縱橫資料 (balanced panel data) 平滑移轉效果之分析，實證探討我國銀行業資本適足率規範對銀行風險及財務績效之影響。

第一節 研究資料

本研究選取我國銀行業為研究對象，變數選取分為三部份：第一部份為銀行財務績效及銀行風險之代理變數部分，變數以會計盈餘類中衡量銀行績效指標之每股盈餘、資產報酬率及淨值報酬率代表銀行財務績效，而銀行風險則以無清償能力風險指數表示，分別探討資本適足率對其是否具縱橫平滑移轉效果。其中無清償能力風險指數之計算方法乃根據 Liang and Rhoades (1988) 及 McAllister and McManus (1993) 所提出，將銀行無清償能力風險訂立成一指數，用以測度銀行之風險大小，以資產報酬率標準差除以資產報酬率和淨值比率之加總。第二部份為移轉變數，選取資本適足率為移轉變數，採用國際清算銀行現提倡之資本適足率計算標準，即改善資本／資產比率缺失之風險調整資本比率，將資產負債表內、外不同信用風險的資產項目納入資本適足率的計算，且考慮了市場風險及作業風險，以「自有資本」除以「風險性資產」之百分比為計算公式，但由於作業風險納入資本適足率之計算屬新巴塞爾資本協定之範疇，參與巴塞爾委員會之各國已於 2006 年底開始正式執行新巴塞爾資本協定，而全球其他國家亦於 2007

⁵ 此處三種縱橫單根檢定方法未依年代排序之原因乃為 LLC 及 IPS 兩檢定早分別於 1992, 1993 年及 1997 年即已推導得出，並於學術界廣為流通，直至 2002 年及 2003 年方於期刊上發表。

年起逐步實施，故本研究中之風險性資產僅計提信用風險及市場風險，並無納入新巴塞爾資本協定中對作業風險之考量。第三部份為控制變數，加入可能對銀行風險及財務績效產生影響之變數，包括有銀行資產規模、營收成長率、總資產成長率、淨值成長率及負債比率，其中銀行資產規模乃是將銀行總資產取自然對數後之值。上述三部份之各變數資料來源，皆選自「台灣經濟新報」資料庫。

此外，於考量資料完整性及代表性後，本研究共計選取我國全體銀行產業中之 28 家銀行，研究期間自 1996 年起至 2005 年，共計 10 年，為一平衡式縱橫資料，每次估測檢定皆計有觀測值筆數 280 筆。研究期間對我國銀行產業影響較鉅的事件包括有：1997 年亞洲金融風暴、1999 年 921 大地震、2001 年美國 911 恐怖攻擊、2000 年及 2004 年總統大選及 2003 年 SARS 疫情等重大事件，因此本研究推論本文所欲探討之模型應為非線性模型，且依銀行經理人之異質反應，結構變化點呈平滑移轉型式應較能解釋變數間影響漸進變化之現象。

第二節 縱橫單根檢定

縱橫單根檢定是判斷結合時間數列與橫斷面兩者的縱橫資料定態與否之檢定方法，縱橫單根檢定可以提升傳統單根檢定檢定力不足的缺點並可解決小樣本問題。本研究所採用的縱橫單根檢定方法為 LLC 檢定、IPS 檢定及 MW 檢定三種方法：

(一) LLC 檢定：

Levin, Lin and Chu (2002) 縱橫單根檢定之假設為：

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{i,t-1} + r_i t + \sum_{j=1}^k \delta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3.2.1)$$

上式中， ε_{it} 為平均數為 0 與變異數為 σ^2 之分配，其檢定統計量為：

$$t_{\beta} = \frac{\hat{\beta}_i}{STD(\hat{\beta}_i)} \quad (3.2.2)$$

其中 $\hat{\beta}_i$ 為式 (3.2.1) 之最小平方估計量， $STD(\hat{\beta}_i)$ 為 $\hat{\beta}_i$ 的標準差。 t_β 的性質可以由蒙地卡羅模擬 (monte carlo simulations) 方法而得。但 LLC 檢定須假設各序列具相同的迴歸係數，此為其限制，後 IPS 檢定對此提出修正。LLC 檢定的虛無假設為所有序列存在單根現象，對立假設則為所有序列皆為定態，如下所示：

$$H_0: \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta = 0$$

$$H_1: \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta < 0$$

(二) IPS 檢定：

Im, Pesaran and Shin (2003) 提出較 LLC 檢定具更高檢定力且更一般化的 IPS 縱橫單根檢定，其最主要放寬 LLC 檢定中對立假設需要所有序列之 β_i 都相同的限制，檢定統計量如下式：

$$t\text{-bar} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - \mu_T)}{\sqrt{\varpi_T}} \quad (3.2.3)$$

其中， $\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\beta i}$ ； μ_T 與 ϖ 分別為 t-bar 統計檢定量的平均數和變異數。其虛無假設與對立假設分別如下：

$$H_0: \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta = 0$$

$$H_1: \hat{\beta}_i < 0 \text{ for some } i$$

Im, Pesaran and Shin (2003) 證明以 t-bar 的檢定統計量會趨近於標準常態極限分配，但其臨界值必須由 $N(0,1)$ 分配的左尾 (lower tail) 中去求得。IPS 檢定的蒙地卡羅模擬顯示在有限樣本下，利用 t-bar 檢定統計量可以提高檢定力。

(三) MW 之 ADF-Fisher 檢定：

Maddala and Wu (1999) 提出結合 N 次獨立單根檢定的 ADF-Fisher 檢定，與 Im, Pesaran and Shin (2003) 提出之 IPS 縱橫單根檢定原理近似，同樣允許有不同的一階自我迴歸係數及在估計程序中有相同的虛無與對立假設。

MW 之 ADF-Fisher 檢定假設的統計量如下：

$$P(\lambda) = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\pi_i) \quad (3.2.4)$$

其中， π_i 是 i 單位檢定統計量的 P 值。

MW 之 ADF-Fisher 檢定的檢定統計值 $P(\lambda)$ 是根據 Maddala and Wu (1999) 自由度為 $2N$ 的卡方分配，若與 Levin, Lin, and Chu (2002) 的縱橫單根檢定相比，MW 之 ADF-Fisher 檢定可達到更精準的樣本大小 (size) 與更高的檢定力。故該檢定的優點是它允許在做個別的 ADF 迴歸時可以使用不同的落後期 (IPS 縱橫單根檢定則必須使用相同的落後期)。因此，以 MW 之 ADF-Fisher 檢定進行縱橫單根檢定可以減少在選擇落後期時的誤差，而獲得較明確的結果。

第三節 縱橫平滑移轉迴歸模型

利用縱橫資料迴歸模型進行研究可以個別效果 (individual effect) 與時間效果 (time effect) 完全補捉資料中之異質性 (heterogeneity)。在一般的縱橫資料模型中，大部分皆假設參數是固定的，但實證上，參數固定的假設將無法適當的描述模型中變數之間的實際關係，可能導致實證結果錯誤。故另外有不同的縱橫資料模型允許參數隨時間改變且不同的個體會有不同的迴歸係數，包括隨機參數模型及參數為其他外生變數函數之模型，後者之模型代表即為 Hansen (1999) 發展之縱橫門檻迴歸模型，此模型可將縱橫資料之觀察值區分成數個不同之同質群 (homogenous groups) 或同質區間 (homogenous regimes)，且不同區間有不同之參數。Hansen (1999) 縱橫門檻模型之特徵即為利用一與時而變 (time varying) 之門檻變數將縱橫資料區分成數個不同的區間，觀察值遭遇門檻值時會產生一跳躍的效果，但此現象在實證上並不合理。因此本研究採修正 Hansen (1999) 縱橫門檻模型限制之一般化模型，即 González, Teräsvirta and Dijk (2004, 2005) 之縱橫平滑移轉迴歸模型，此模型修正 Hansen (1999) 模型中之跳躍過程為平滑移轉，在模型設計上增加了一個移轉速度，利用移轉速度此一參數來描述模型在轉換門檻值附近的平滑轉換現象而不是一種單純的跳躍過程。

縱橫平滑移轉迴歸模型為一具外生迴歸係數之固定效果 (fixed effect) 模型，此模型可以兩種不同之方式解釋。第一種解釋為，此模型可視為一線性異質性縱橫模型，其係數隨個別個體及時間之改變而改變。其中，迴歸係數之異質性是指在假設這些係數為觀察變數之連續函數下，透過一移轉函數 (transition function) 在有限個 (通常為兩個) 不同區間內產生波動之情況。正因移轉函數是與時而變且各個體間不同的，故縱橫資料中各個體之迴歸係數會隨時間改變而改變。而第二種解釋則是將縱橫平滑移轉迴歸模型視為一非線性同質 (homogeneous) 縱橫模型。後者之解釋可見 Teräsvirta (1994, 1998)，較常用於單一方程式之平滑移轉迴歸 (smooth transition regression, STR) 模型或單變量平滑移轉自我迴歸 (smooth transition autoregressive) 模型。

在使用縱橫平滑移轉迴歸模型時須先檢驗縱橫資料是否存在異質性的現象，若檢定證實資料存在異質性的現象，此一模型可視為非線性的縱橫模型。因轉換變數與時而變且對每個個體而言迴歸係數亦會隨時間改變，亦即可以將 PSTR 視為一種非線性的同質縱橫模型，因為模型透過轉換變數的設定會將模型區分成 $N+1$ 個區間⁶，在每個區間內的縱橫模型是屬同質模型。根據 Teräsvirta (1994, 1998) 的平滑移轉模型 (Smooth Transition Autoregressive, STAR) 的最基本設定如下：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + \varepsilon_{it} \quad (3.3.1)$$

其中， $i = 1, \dots, N$ 為個體數， $t = 1, \dots, T$ 為時間， y_{it} 為一純量， x_{it} 為一 k 維向量，表與時而變之外生變數， μ_i 為個體的固定效果， ε_{it} 為誤差， $g(q_{it}; \gamma, c)$ 則為轉換函數，為一連續函數，其中 q_{it} 為轉換變數，介於 0 至 1 之間， γ 為轉換速度， c 為轉換門檻值。根據 Granger and Teräsvirta (1993)、Teräsvirta (1994) 及 Jansen and Teräsvirta (1996)，轉換函數設定如下：

$$g(q_{it}; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)))^{-1} \quad , \text{其中 } \gamma > 0, \text{ 且 } c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (3.3.2)$$

⁶ N: 門檻值的個數

上式中的 $c = (c_1, \dots, c_m)'$ 為 m 維向量的位置參數(location parameter)。

無論 $m = 1, 2, \dots$ ， γ 值皆影響 $g(\bullet)$ 函數的斜率， γ 值愈大， $g(\bullet)$ 函數圖形愈陡峭，當 $\gamma \rightarrow \infty$ 時，其意義近似單一時點的結構性改變，模型會與 Hansen(1999) 呈現單點跳躍式模型相同，如下式所示：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} \phi(q_{it}; c) + \varepsilon_{it} \quad (3.3.3)$$

$$\phi(q_{it}; c) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} \geq c \\ 0 & \text{if } q_{it} < c \end{cases}$$

反之，當 $\gamma \rightarrow 0$ 時， $g(\bullet)$ 函數近似線性函數，結構性轉變不明顯。因 $g(\bullet)$ 函數值介於 0 與 1 之間，所以迴歸係數的極端值即為 β_0' 與 $\beta_0' + \beta_1'$ 。

一般將轉換函數設定為 $m=1$ 或 $m=2$ ，當 $m=1$ 時，稱為邏輯型模型(logistic model)，模型根據轉換門檻值將資料區分成兩種區間，假設 γ 為夠大的數值，當 $q=c$ 時， $g(\bullet)=0.5$ ；當 q 遠大於 c 時， $g(\bullet)=1$ ；當 q 遠小於 c 時， $g(\bullet)=0$ ；而 q 在 c 之附近時， $g(\bullet)$ 呈現由 0 至 1 之平滑移轉現象。如式 (3.3.4) 所示。而圖 3-3-1 為根據 $m=1$ 與二種不同的轉換速度所描繪的轉換函數形狀。

$$g(q_{it}; c) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} \gg c \\ 0.5 & q_{it} = c \\ 0 & q_{it} \ll c \end{cases} \quad (3.3.4)$$

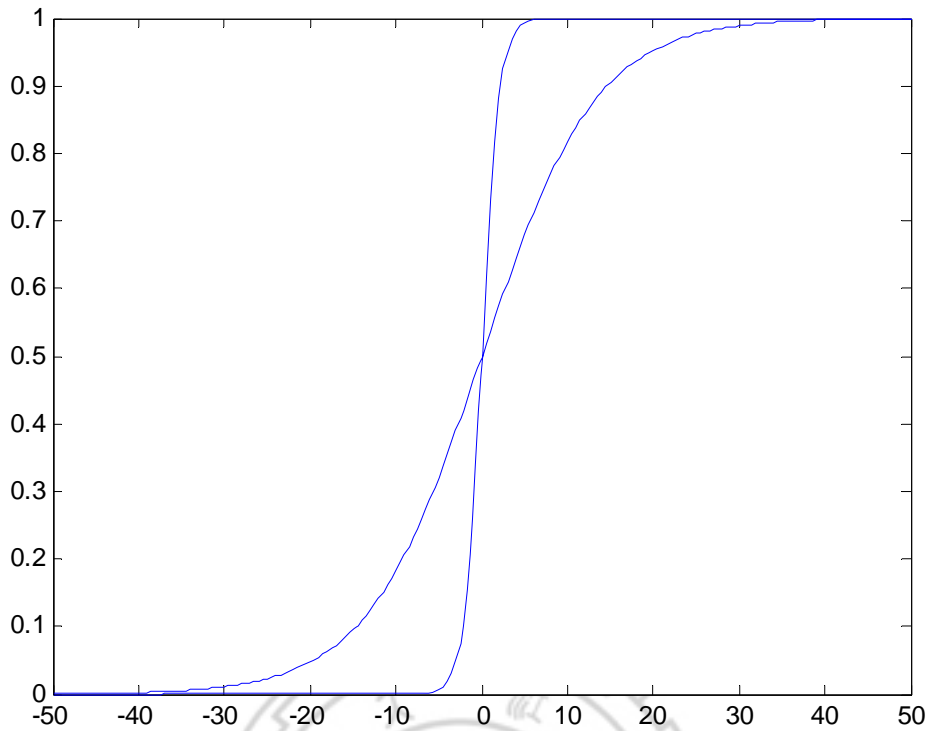


圖3-3-1 m=1之轉換模型

當 $m > 1$ 時，轉換函數的形狀就會有不同的轉換過程，以 $m=2$ 為例，又稱為指數型模型(exponential model)，假設 $c_1 \leq c_2$ 且 γ 為一夠大的數值，則轉換函數會將模型區分成三個區間，當 $q = c_1$ 或 c_2 時， $g(\bullet)=0.5$ ；當 q 為正或負無窮大時， $g(\bullet)=1$ ；當 q 介於 c_1 及 c_2 間時， $g(\bullet)$ 呈現由 0 向兩端上升之平滑移轉現象。如下圖所示：

$$g(q_{it}; c) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} \ll c_1 \text{ or } q_{it} \gg c_2 \\ 0.5 & \text{if } q_{it} = c_1 \text{ or } q_{it} = c_2 \\ 0 \sim 0.5 & \text{if } c_1 < q_{it} < c_2 \end{cases} \quad (3.3.5)$$

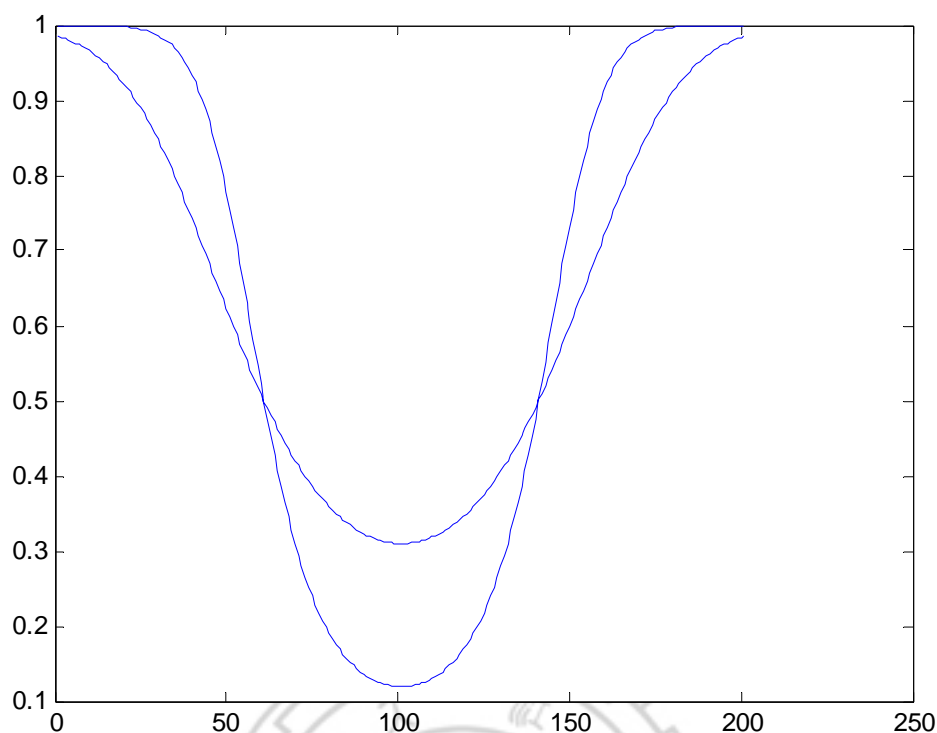


圖3-3-2 m=2之轉換模型

一般化的PSTR模型 (generalized-PSTR) 允許有多個不同區間，其模型如下：

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{it} g(q_{it}; \gamma_j, c_j) + \varepsilon_{it} \quad (3.3.6)$$

這些轉換函數 $g(\bullet)$ 的形狀由式(3.3.2)決定， $j=1, \dots, r$ 代表可能存在 r 個平滑移轉函數，使模型存在 2^r 個不同影響區間。當 $m=1$ 且 γ 趨近無窮大，此模型為一U型特例，即當 q 介於 c_1 及 c_2 間時， $g(\bullet)$ 為0，於 c_1 及 c_2 時則呈0至1單點跳躍變化，模型可視為Hansen(1999)多重門檻區間模型。

第四節 縱橫平滑移轉迴歸模型之設定

在PSTR模型設定過程，採取三個步驟進行模型說明、參數估計及模型評估：

Step 1. 檢驗資料是否具有同質性(homogeneity)

Step 2. 當檢定結果拒絕同質性時，選取適當的轉換模型(ex: m=1 或 m=2)

Step 3. 選取適當的轉換門檻數(ex: j=1,...,r)

以下將逐一介紹。

一、模型說明：檢驗同質性

模型設定首先須進行同質性檢定(testing homogeneity)，即檢定模型是否屬於非線性模型(PSTR)。在統計上必須先檢驗資料是否屬於同質性資料，如果資料是屬於同質性資料，則PSTR模型不適合分析此類資料，此時可以一般線性縱橫模型進行資料分析。在經濟上的涵義，透過這樣的檢驗可以了解模型的敏感因子(sensitivity factor)在所有縱橫資料上的敏感程度都是一致，而沒有存在結構性的轉變。

PSTR模型在 $H_0: \gamma = 0$ 或 $H_0: \beta_1 = 0$ 時可以縮減(reduce)成同質性的模型。在相關的檢定中並無一個標準的做法，因為無論在哪一個虛無假設下都會包含干擾參數，尤其是位置參數(c)。Davies (1977,1987) 是第一個針對此問題進行研究之學者，後續的學者包含Luukkonen, Saikkonen and Teräsvirta (1988)、Andrews and Ploberger (1994) 和Hansen (1996) 紛紛提出在時間序列應用上不同的解決方法。本文採用Luukkonen, Saikkonen and Teräsvirta (1988) 提出之方法，在進行同質性檢定是在虛無假設 $\gamma = 0$ 下計算，將g(•)做一階泰勒展開式以解決認定問題，並將式 (3.3.1) 替換成輔助迴歸如下式：

$$y_{it} = u_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + \varepsilon_{it}^* \quad (3.4.1)$$

其中， $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$ 為 γ 的乘數， $\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} + R_m \beta_1^* x_{it}$ ，而 R_m 為一階泰勒展開式的餘式。

在檢定式 (3.3.1) 的 γ 是否為零與檢定式 (3.4.1) 中 $\beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$ 具有相同的統計意義；且在虛無假設下意味著 $\{\varepsilon_{it}^*\} = \{\varepsilon_{it}\}$ ，故利用一階泰勒展開式逼近並不影響不對稱分配理論。在虛無假設下可以方便進行LM統計量的檢定，首先將式 (3.3.6) 去除固定影響，再計算轉換模型的LM統計量，在LM檢定下可分成卡方

統計量與F統計量，分別如下：

1. $\bar{y}_{it} = \beta \bar{x}_{it} + \varepsilon'$ ；求得殘差平方和(RSS₀)

$$\bar{y}_{it} = y_{it} - \sum_t y_{it} / T ; \bar{x}_{it} = x_{it} - \sum_t x_{it} / T$$

2. $\tilde{y}_{it} = \beta \tilde{x}_{it} + (x'_{it} q_{it} - \sum_t x'_{it} q_{it} / T, \dots, \sum_t x'_{it} q_{it}^m / T) + \varepsilon''$ ；求得殘差平方和(RSS₁)

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \sum_t y_{it} / T ; \tilde{x}_{it} = x_{it} - \sum_t x_{it} / T$$

3. 卡方統計量：LM=TN(RSS₀- RSS₁)/ RSS₀ ~ χ^2_{mk}

$$F\text{統計量}：LM_F = \{ (RSS_0 - RSS_1) / mk \} / \{ RSS_1 / (TN - N - mk) \} \sim F[mk, TN - N - mk]$$

可以透過不同分配的 LM 統計量檢定模型是否存在非線性的關係。

二、參數估計：

PSTR 模型中參數之估計，首先須經由移除個別個體固定效果 (individual-specific means) 以去除個別效果 u_i ，其後再對轉換後資料進行非線性最小平方法 (nonlinear least squares, NLS) 之估計。故將式 (3.3.1) 改寫如下：

$$y_{it} = u_i + \beta' x_{it}(r, c) + \varepsilon_{it} \quad (3.4.2)$$

上式中， $x_{it}(r, c) = (x'_{it}, x'_{it} g(q_{it}; r, c))'$ ， $\beta = (\beta'_0, \beta'_1)'$ ，去除式 (3.4.2) 中之個別平均 (individual means) 可得下式：

$$\tilde{y}_{it} = \beta' \tilde{x}_{it}(r, c) + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (3.4.3)$$

其中， $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ ， $\tilde{x}_{it}(r, c) = (x'_{it} - \bar{x}_i, x'_{it} g(q_{it}; r, c) - \bar{w}'_i(r, c))'$ ， $\tilde{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$ ，而 \bar{y}_i ， \bar{x}_i ， \bar{w}_i 及 $\bar{\varepsilon}_i$ 為個別平均，且 $\bar{w}_i \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} g(q_{it}; r, c)$ 。式 (3.4.3) 之轉換向量 $\tilde{x}_{it}(r, c)$ 決定於 r 及 c ，而 r 及 c 又經由水準項 (levels) 及個別平均決定，故在 NLS 最適化中 $\tilde{x}_{it}(r, c)$ 須經反覆的重覆計算而得。

接著，為估計式 (3.4.3) 中之參數值，運用 NLS 決定最適之參數值，該估計出之參數值能使殘差平方和 (sum of squared errors, SSE) 最小，殘差平方和公式如下：

$$Q^c(r, c) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\tilde{y}_{it} - \hat{\beta}(r, c') \tilde{x}_{it}(r, c))^2 \quad (3.4.4)$$

上式中， $\hat{\beta}(r, c)$ 是以最小平方方法 (ordinary least squares, OLS) 由式 (3.4.3) 所得，而若式 (3.4.2) 中之 ε_{it} 為常態分配，則此估計過程會與最大概似 (maximum likelihood) 相同。

三、模型評估：

模型評估方式分為參數一致性假設之檢定 (testing parameter constancy) 及是否仍存在異質性之檢定，以下進行詳述。

1、參數一致性假設之檢定

縱橫模型中對參數的一致性著墨不多，因為一般縱橫模型中通常有較長的橫斷面 (cross section) 資料而在時間序列 (time series) 上通常不長。Lundbergh, Teräsvirta and Dick (2003) 提出 time varying panel smooth transition regression (TV-PSTR) 來進行參數一致性的檢定，模型設定如下：

$$y_{it} = u_i + (\beta'_{10} x_{it} + \beta'_{11} x_{it} g(q_{it}; \gamma_1, c_1)) + f(t; \gamma_2, c_2) (\beta'_{20} x_{it} + \beta'_{21} x_{it} g(q_{it}; \gamma_1, c_1)) + \varepsilon_{it} \quad (3.4.5)$$

$f(\bullet)$ 是以時間為轉換變數的轉換函數，故可再將式 (3.4.5) 改寫成下式：

$$y_{it} = u_i + (\beta'_{10} + \beta'_{20} f(t; \gamma_2, c_2)) x_{it} + (\beta'_{11} + \beta'_{21} f(t; \gamma_2, c_2)) x_{it} g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \varepsilon_{it} \quad (3.4.6)$$

TV-PSTR 藉由 $f(\bullet)$ 判斷參數是否具一致性，而 $f(\bullet)$ 設定如下：

$$f(t; \gamma_2, c_2) = (1 + \exp(-\gamma_2 \prod_{j=1}^h (t - c_{2j})))^{-1} \quad (3.4.7)$$

參數定義與式 (3.3.2) 相同，只有轉換變數將 q 設定改成 t 。

將 $f(\bullet)$ 做一階泰勒展開式以解決認定問題，並將式 (3.4.5) 替換成輔助迴歸如下：

$$y_{it} = u_i + \beta_{10}^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} t + \beta_2^* x_{it} t^2 + \dots + \beta_h^* x_{it} t^h + (\beta_{20}^* x_{it} + \beta_{h+1}^* x_{it} t + \dots + \beta_{2h}^* x_{it} t^h) g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + \varepsilon_{it}^* \quad (3.4.8)$$

當設定 $h=1$ 時 TV-PSTR 模型會呈現單調轉換；而 $h=2$ 時 TV-PSTR 會以 $(c_{21} + c_{22})/2$

為中心以對稱方式轉換，如圖3-3-2所示。

在檢定式(3.4.5)的 γ_2 是否為零與檢定式(3.4.8)中 $\beta_1^* = \dots = \beta_h^* = \dots = \beta_{2h}^* = 0$ 具有相同的統計含義；且在虛無假設下意味著 $\{\varepsilon_{it}^*\} = \{\varepsilon_{it}\}$ ，故利用一階泰勒展開式逼近並不影響不對稱分配理論。檢定的方法與前所述方法類似，在虛無假設下可以方便進行LM統計量的檢定，首先將式(3.4.6)去除固定影響，再計算轉換模型的LM統計量，在LM檢定下可分成卡方統計量(自由度為 $2hk$)與F統計量(自由度為 $[2hk, TN-N-2k(h+1)-(m+1)]$)。

2、是否仍存在異質性之檢定

此一檢定乃是進行轉換門檻數之檢測，開始先假設式(3.3.1)和式(3.3.2)可以適當的解釋在縱橫資料中的異質性問題，因為PSTR模型中具有可加性的特質，在式(3.3.1)中先假設 $r=1$ ，若此一假設成立，則繼續在式(3.3.6)中進行 $r=2$ 的假設檢定，因此可以將式(3.3.1)繼續擴展成下式：

$$y_{it} = u_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \gamma_1, c_1) + \beta_2' x_{it} g_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_{it} \quad (3.4.9)$$

轉換變數 $q_{it}^{(1)}$ 和 $q_{it}^{(2)}$ 可以設定為同一變數，亦可設定為不同變數。在虛無假設下 $\gamma_2 = 0$ ，如果假設檢定結果為拒絕虛無假設，即表示模型中存在三個區間；此假設檢定持續檢定下，直到檢定結果接受虛無假設，才能決定模型中 r 的個數。

在計算LM統計量的方法，與之前方式相同，對 $g_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2)$ 進行一階泰勒展開，利用一階泰勒展開式取代 $g_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2)$ 將式(3.4.9)轉換成輔助迴歸如下：

$$y_{it} = u_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} g_1(q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1) + \beta_{21}^* x_{it} g_{it}^{(2)} + \beta_{22}^* x_{it} (g_{it}^{(2)})^2 + \dots + \beta_{2m}^* x_{it} (g_{it}^{(2)})^m + \varepsilon_{it}^* \quad (3.4.10)$$

上式中， $\hat{\gamma}_1$ 和 \hat{c}_1 為式(3.3.1)的估計值，而用以檢定是否仍存在異質性的虛無假設設定為 $H_0^* : \beta_{21}^* = \dots = \beta_{2m}^* = 0$ 。在 H_0^* 下LM統計量一樣可分成卡方統計量與F統計量，兩種統計量的自由度分別為 $\chi_{(mk)}^2$ 及F $[mk, TN-N-2-k(m+2)]$ 。

第四章 實證結果

在金融國際化及自由化的潮流下，近年來國內金融管制解除，使得金融機構如雨後春筍般紛紛成立，造成銀行家數過多，加上金融創新，出現各式新金融商品，銀行彼此競爭的結果，客戶品質不良、壞帳率上升、逾放比率過高……等，導致銀行風險增加。另外，銀行一如企業，為了追求高財務績效，經營目的乃為賺取高報酬，當然必須承受高風險，又銀行傳統存放款業務縮減，為另闢財源，銀行積極開發各式新業務，卻也無法避免的使風險增加，故為避免銀行過分曝露於高風險中而產生金融危機，對銀行資本適足率之規範實為一必要之措施。但資本適足率對銀行風險及銀行財務績效之關聯性在過去文獻中並無定見，因此本研究嘗試運用 Gonzalez, Teräsvirta and Dijk (2004, 2005) 之縱橫平滑移轉迴歸模型，臆測資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效是否存在縱橫平滑移轉效果。本研究並將進一步對銀行風險及財務績效受控制變數之影響進行評估與衡量，進而提供銀行參考依據，以求取最佳化策略。

第一節 各變數之基本統計分析

本研究首先對我國全體銀行產業中 28 家銀行，自 1996 年起至 2005 年 10 年間之各變數資料進行基本統計敘述：下表 4-1-2 為無清償能力風險指數、每股盈餘、資產報酬率、權益報酬率、移轉變數及控制變數（銀行資產規模對數值、營收成長率、總資產成長率、淨值成長率及負債比率）之基本統計量，包括各變數之平均值、標準差、最大值、最小值及 Jarque-Bera 值，由 Jarque-Bera 值可知各變數皆在 1% 之顯著水準下顯著拒絕常態分配之虛無假設。此外，表 4-1-1 為本研究之 28 家銀行。

表 4-1-1 28 家銀行

彰化銀行	第一銀行	華南銀行	中華開發銀行
中國國際商業銀行	台北國際商業銀行	京城銀行	台中銀行
中國信託商業銀行	農民銀行	交通銀行	國泰世華銀行
台北富邦銀行	中華銀行	台灣中小企業銀行	高雄銀行
萬泰銀行	聯邦銀行	建華銀行	玉山銀行
復華銀行	台新銀行	遠東國際商業銀行	大眾銀行
安泰銀行	寶華商業銀行	日盛國際商業銀行	華僑商業銀行

表 4-1-2 各變數之基本統計量

	平均數	標準差	最大值	最小值	Jarque-Bera
資本適足率	11.94161	6.520976	67.82000	0.130000	11963.85***
每股盈餘	0.642964	1.827181	3.990000	-9.070000	638.6204***
資產報酬率	0.474821	1.695398	12.04000	-6.630000	6615.604***
淨值報酬率	3.175679	12.83842	27.00000	-57.59000	400.9860***
無清償能力風險指數	0.047554	0.107434	1.380845	0.001848	92552.10***
銀行資產規模對數值	19.61766	0.770644	21.18350	17.58380	17.00368***
營收成長率	5.148571	18.36546	110.6900	-44.03000	288.8626***
總資產成長率	10.53000	12.59758	80.03000	-13.10000	772.7803***
淨值成長率	8.537179	19.27479	124.4300	-44.05000	657.7402***
負債比率	90.64421	11.71757	97.40000	14.22000	7514.073***

註：***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

第二節 縱橫單根檢定之實證結果

進行資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效之縱橫平滑移轉效果實證

研究前，須先對縱橫資料之所有變數進行縱橫單根檢定，確認資料為定態，以進行後續之實證，本研究以分別以Levin, Lin and Chu (2002)之LLC檢定，Im, Pesaran and Shin(2003)之IPS檢定及Maddala and Wu (1999)之ADF-Fisher檢定等三種方式進行縱橫單根檢定，實證結果如表4-2-1所示，由表中可知以三種縱橫單根檢定方法對十個變數進行縱橫單根檢定之結果，除銀行資產規模對數值及營收成長率外，其餘變數在三個縱橫單根檢定方法下均顯著拒絕單根現象存在之虛無假設。其中，銀行資產規模對數值在LLC檢定及MW檢定均顯著拒絕單根現象存在之虛無假設，在IPS檢定下則無法拒絕單根現象存在之虛無假設，根據Maddala and Wu (1999)，指出MW檢定較LLC檢定及IPS檢定為佳，故視銀行資產規模對數值為定態序列。但營收成長率在IPS檢定及MW檢定下皆無法拒絕單根現象存在之虛無假設，故將此變數予以剔除，以進行後續之實證研究。

表4-2-1 縱橫單根檢定實證結果

	LLC檢定 (t統計量)	IPS檢定 (t-bar統計量)	MW檢定 ($P(\lambda)$ 統計量)
資本適足率	-13.9804***	-1.8407**	98.2760***
每股盈餘	-10.7218***	-2.0063**	100.5290***
資產報酬率	-12.0504***	-2.4737***	109.8040***
淨值報酬率	-11.8058***	-2.6643***	111.7560***
無清償能力風險指數	-10.2724***	-1.4954*	88.5848***
銀行資產規模對數值	-9.1407***	-1.16096	82.1278**
營收成長率	-2.3860***	1.2696	34.0936
總資產成長率	-11.5079***	-2.3032**	106.3020***
淨值成長率	-21.8901***	-3.1983***	118.1950***
負債比率	-12.6278***	-1.5628*	97.0557***

註：***、**及*分別代表顯著水準在1%、5%及10%下顯著。

第三節 縱橫平滑移轉模型之實證結果

一、資本適足率規範對銀行風險之縱橫平滑移轉效果

首先進行資本適足率規範對銀行風險之縱橫平滑移轉效果探討，本研究以 Liang and Rhoades (1988) 及 McAllister and McManus (1993) 提出之無清償能力風險指數作為銀行風險之代理變數。

檢驗模型是否為非線性模型部份，由表 4-3-1 可知，三種檢定結果皆拒絕模型為線性之虛無假設，故可確知模型為非線性模型且至少存在一個結構性變化；進而對模型進行是否存在二個轉換區間之檢定，檢定結果可見表 4-3-2，由表中可知，三種檢定結果皆不拒絕模型僅存在一個轉換區間之虛無假設，證實模型為非線性模型且存在一個結構性變化。由此結果可知本模型中資本適足率和銀行風險確實存在非線性關係，此與 Shrieves and Dahl (1992)、林佩玲 (2001) 和聶建中與張婷雁 (2005) 所得資本適足率和銀行風險之非線性關係一致。故可將模型設定為 $m=1$ 且 $r=1$ 之縱橫平滑移轉模型，實證所得模型如式 (4.3.1) 所示：

$$K_{it} = \mu_i + 0.0588A - 0.0010T - 0.0061E - 0.0096D + g(I_{it}; 3302.9, 9.0782\%)(0.0081A - 0.0007E + 0.0001D) + \varepsilon_{it} \quad (4.3.1)$$

其中， K 為無清償能力風險指數， A 為銀行資產規模對數值， T 為總資產成長率， E 為淨值成長率， D 為負債比率， $g(\cdot)$ 則為轉換函數， I 則表移轉變數，即資本適足率。參數估計則如表 4-3-3 所示，表 4-3-4 則為模型中控制變數對無清償能力風險指數之影響程度及方向。

表 4-3-1 資本適足率對無清償能力風險指數之同質性檢定

H0: linear model against H1: PSTR model with at least one threshold variable ($r \geq 1$)

	統計量	P 值
Wald Tests (LM)	20.288***	0.000
Fisher Tests (LMF)	4.843***	0.001
LRT Tests (LRT)	21.060***	0.000

註：***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

表 4-3-2 資本適足率對無清償能力風險指數之轉換區間個數檢定

H0: PSTR model with one threshold variable ($r=1$) against H1: PSTR model with at least two threshold variable ($r \geq 2$)

	統計量	P 值
Wald Tests (LM)	7.241	0.124
Fisher Tests (LMF)	1.593	0.177
LRT Tests (LRT)	7.336	0.125

註：***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

表 4-3-3 資本適足率對無清償能力風險指數之模型估計結果

	係數	異質化標準差	t 統計量
β_1	0.0588	0.0234	2.5150***
β_2	-0.0010	0.0013	-0.7557
β_3	-0.0061	0.0022	-2.8164***
β_4	-0.0096	0.0053	-1.7945**
β_5	-0.0507	0.0250	-2.0320**
β_6	0.0010	0.0013	0.7806
β_7	0.0054	0.0022	2.4477***
β_8	0.0097	0.0053	1.8260**
C	9.0782		
γ	3302.9		
SSE	1.714		
AIC	-4.9845		
BIC	-4.8547		

註：1. ***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

2. 模型：
$$K_{it} = \mu_i + 0.0588A - 0.0061E - 0.0096D + g(I_{it}; 3302.9, 9.0782\%)(0.0081A - 0.0007E + 0.0001D) + \varepsilon_{it}$$

表 4-3-4 資本適足率對無清償能力風險指數模型中控制變數之影響

控制變數之影響	資本適足率區間			
	<9.0782%		>9.0782%	
	係數值	影響	係數值	影響
資產規模對數值對無清償能力風險指數	0.0588	+	0.0081	+
總資產成長率對無清償能力風險指數	-0.0010	-	0.0000	無
淨值成長率對無清償能力風險指數	-0.0061	-	-0.0007	-
負債比率對無清償能力風險指數	-0.0096	-	0.0001	+

由參數估計結果可知，在資本適足率低於轉換門檻值前，銀行資產規模與無清償能力風險指數存在顯著之正相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，銀行資產規模愈大，銀行風險將隨之提高，此結論與 Furlong and Keeley (1987) 所得結果一致。而當資本適足率高於轉換門檻值後，銀行資產規模與無清償能力風險指數仍呈現顯著之正相關，但迴歸係數則變為 0.0081 (0.0588-0.0507)，顯示兩者間雖仍為正相關但聯動性下降，表不論資本適足率高或低之銀行，資產規模愈大，銀行風險愈高，但高資本適足率之銀行隨資產規模增加所造成之銀行風險增加之幅度較低 (由 0.0588 變為 0.0081)。究其原因可能為國內的存款保險制度所致，在存款保險制度下，銀行風險轉嫁予存款保險機構，使得不論資本適足率高或低之銀行皆產生投機心理，進而從事高風險之投資活動或放款，造成資產規模增加，銀行風險亦提高，但低資本適足率銀行之風險增幅較高資本適足率之銀行為大。

總資產成長率和無清償能力風險指數之關係，在資本適足率低於轉換門檻值前和資本適足率高於轉換門檻值後，係數值皆無顯著異於零，可知兩者間不存在連動性。

淨值成長率部份，資本適足率低於轉換門檻值之銀行，淨值成長率與無清償能力風險指數存在顯著之負相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，淨值成長率愈高，銀行風險愈低。而資本適足率高於轉換門檻值之銀行，淨值成長率與無清償能力風險指數雖連動性下降仍呈顯著之負相關，表資本適足率處於高檔之

銀行，淨值成長率愈高，其風險愈低。意謂不論資本適足率高或低之銀行，淨值成長率表現愈佳，曝險程度愈低。

最後，負債比率和無清償能力風險指數在資本適足率低於轉換門檻值前存在顯著之負相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，負債比率愈高，銀行風險愈低，究其原因可能為資本適足率低且負債比率高之銀行其可運用資金及相關之投資活動都將受到限制，使銀行曝險程度降低。但資本適足率高於轉換門檻值之銀行，負債比率與無清償能力風險指數雖連動性下降但卻轉呈顯著之正相關，表資本適足率處於高檔且負債比率較高之銀行，其風險愈高，此結果與 John, Saunders and Senbet (2000) 所得一致，資本要求及資產限制將限制高桿杆比率銀行之效率，對控制銀行風險無效。

轉換函數之估計結果則可見圖 4-3-1，由圖中可知在資本適足率為 9.0782% 時發生結構性變化，即產生一轉換區間，但因轉換速度高達 3302.9，使得模型在轉換門檻值附近形成一結構性改變的跳躍式模型，由此可知銀行機構對資本適足率規範與無清償能力風險指數之關聯性具同質之反應，造成兩者間之變化關係為突然完成之單點跳躍，且迅速有一致之反應，故轉換函數均落在 0 與 1 兩種極端情形上，模型近似 Hansen (1999) 之縱橫門檻模型。

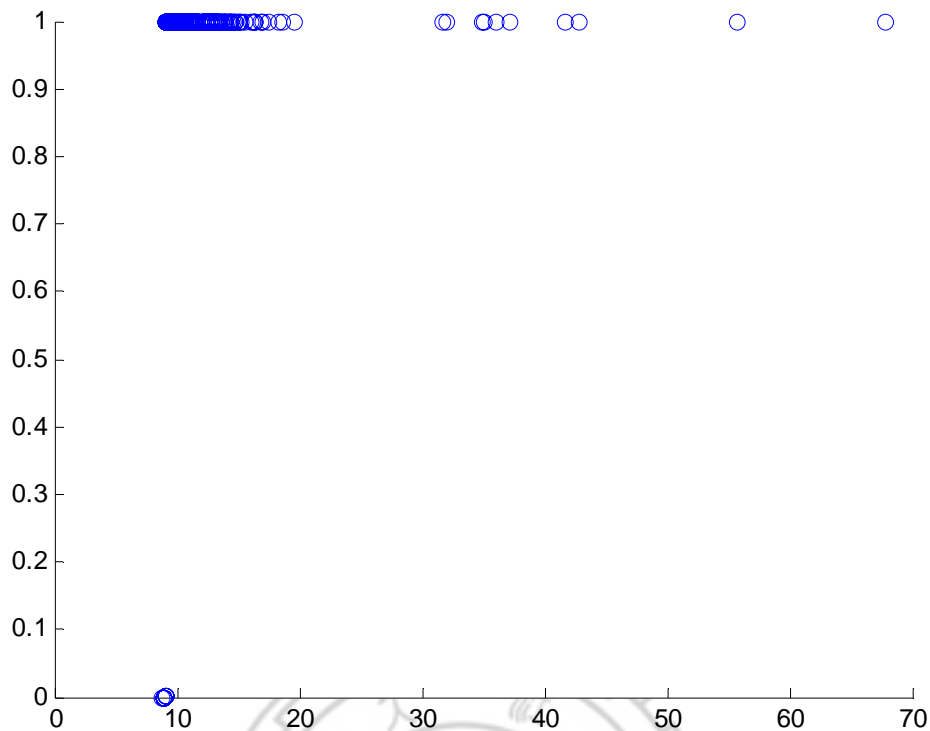


圖 4-3-1 資本適足率對無清償能力風險指數之轉換函數

二、資本適足率規範對銀行財務績效之縱橫平滑移轉效果

資本適足率規範對銀行財務績效之縱橫平滑移轉效果部份，銀行財務績效代理變數以會計盈餘類中衡量銀行績效指標之每股盈餘、資產報酬率及淨值報酬率為代表。但實證發現以每股盈餘及資產報酬率為銀行財務績效代理變數之結果，其縱橫平滑移轉模型不符設定。故以下僅就以淨值報酬率為銀行財務績效代理變數部份進行縱橫平滑移轉效果之實證探討。

檢驗模型是否為非線性模型部份，由表 4-3-5 可知，三種檢定結果皆拒絕模型為線性之虛無假設，故可確知模型為非線性模型且至少存在一個結構性變化；進而對模型進行是否存在二個以上轉換區間之檢定，檢定結果可見表 4-3-6，由表中可知，三種檢定結果皆不拒絕模型僅存在一個轉換區間之虛無假設，證實模型為非線性模型且存在一個結構性變化。由此結果可知本模型中資本適足率和淨

值報酬率確實存在非線性關係，此與 Beatty and Gron (2001)、Mpuga (2002) 和聶建中與張婷雁 (2005) 所得資本適足率和銀行財務績效之非線性關係一致。故可將模型設定為 $m=1$ 且 $r=1$ 之縱橫平滑移轉模型，實證所得模型如式 (4.3.2) 所示：

$$P_{it} = \mu_i + 5.8688A + 0.2674T + 0.5489E - 1.5401D + g(I_{it}; 0.4139, 11.0055\%)(-0.5065A - 0.0123T - 0.0042E + 0.0092D) + \varepsilon_{it} \quad (4.3.2)$$

其中， P 為淨值報酬率， A 為銀行資產規模對數值， T 為總資產成長率， E 為淨值成長率， D 為負債比率， $g(\cdot)$ 則為轉換函數， I 則表移轉變數，即資本適足率。參數估計則如表 4-3-7 所示，表 4-3-8 則為模型中控制變數對淨值報酬率之影響程度及方向。

表 4-3-5 資本適足率對淨值報酬率之同質性檢定

H0: linear model against H1: PSTR model with at least one threshold variable ($r \geq 1$)

	統計量	P 值
Wald Tests (LM)	49.707***	0.000
Fisher Tests (LMF)	13.382***	0.000
LRT Tests (LRT)	54.722***	0.000

註：***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

表 4-3-6 資本適足率對淨值報酬率之轉換區間個數檢定

H0: PSTR model with one threshold variable ($r=1$) against H1: PSTR model with at least two threshold variable ($r \geq 2$)

	統計量	P 值
Wald Tests (LM)	2.524	0.640
Fisher Tests (LMF)	0.546	0.702
LRT Tests (LRT)	2.535	0.640

註：***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

表 4-3-7 資本適足率對淨值報酬率之模型估計結果

	係數	異質化標準差	t 統計量
β_1	5.8688	1.9872	2.9533***
β_2	0.2674	0.1187	2.2528**
β_3	0.5489	0.1148	4.7801***
β_4	-1.5401	0.6082	-2.5324***
β_5	-6.3753	2.9872	-2.1342**
β_6	-0.2797	0.1634	-1.7119**
β_7	-0.5531	0.1419	-3.8974***
β_8	1.5493	0.6221	2.4904***
C	11.0055		
γ	0.4139		
SSE	18254.272		
AIC	4.2889		
BIC	4.4187		

註：1. ***、**及*分別代表顯著水準在 1%、5%及 10%下顯著。

2. 模型：
$$P_{it} = \mu_i + 5.8688A + 0.2674T + 0.5489E - 1.5401D + g(I_{it}; 0.4139, 11.0055\%)(-0.5065A - 0.0123T - 0.0042E + 0.0092D) + \varepsilon_{it}$$

表 4-3-8 資本適足率對淨值報酬率模型中控制變數之影響

資本適足率區間	< 11.0055%		> 11.0055%	
	係數值	影響	係數值	影響
資產規模對數值對淨值報酬率	5.8688	+	-0.5065	-
總資產成長率對淨值報酬率	0.2674	+	-0.0123	-
淨值成長率對淨值報酬率	0.5489	+	-0.0042	-
負債比率對淨值報酬率	-1.5401	-	0.0092	+

由參數估計結果可知，在資本適足率低於轉換門檻值前，銀行資產規模與淨值報酬率存在顯著之正相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，銀行資產規模愈大，淨值報酬率將隨之提高，此結果與 Furlong and Keeley (1987) 及 Halkos and Salamouris (2004) 所得一致，原因為國內的存款保險制度使銀行可將風險轉嫁予存款保險機構，造成低資本適足率銀行之投機心理，進而從事高風險之業

務，而獲取較高之利潤及財務績效。但當資本適足率高於轉換門檻值後，銀行資產規模與淨值報酬率連動性降低且轉呈顯著之負相關，表資本適足率處於高檔且資產規模較大之銀行，其淨值報酬率愈低，此結果與游國成（1994）一致。顯示高資本適足率之銀行過度擴張資產規模並無法使財務績效表現更佳。

總資產成長率部份，在資本適足率低於轉換門檻值前，總資產成長率與淨值報酬率存在顯著之正相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，總資產成長率愈高，淨值報酬率將隨之提高。但當資本適足率高於轉換門檻值後，總資產成長率與淨值報酬率卻轉呈顯著之負相關，但兩者連動性降低，此情況表示資本適足率處於高檔且總資產成長率較高之銀行，其淨值報酬率愈低。造成轉換門檻值前後總資產成長率對淨值報酬率影響不同的原因可能為，高資本適足率之銀行，因資本適足率之規範而使銀行無法進行有效的投資組合選擇，進而使銀行財務績效表現不佳。此結果同林景春（1996）。

淨值成長率部份，資本適足率低於轉換門檻值之銀行，淨值成長率與淨值報酬率存在顯著之正相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，淨值成長率愈高，淨值報酬率將隨之提高，顯示低資本適足率且淨值成長率表現愈佳之銀行，其以淨值報酬率衡量之財務績效表現愈佳。而資本適足率高於轉換門檻值之銀行，淨值成長率與淨值報酬率之連動性降低且轉呈顯著之負相關，表資本適足率處於高檔且淨值成長率較高之銀行，其淨值報酬率愈低，原因可能為淨值之成長並未使淨利獲得成長，致使淨值報酬率不升反降。

最後，負債比率和淨值報酬率之關係，在資本適足率低於轉換門檻值前，負債比率與淨值報酬率存在顯著之負相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，負債比率愈高，淨值報酬率愈低，此一結果與 Forbes（2002）及 Shiue, Chung and Yen（2005）一致，原因可能為資本適足率低且負債比率高之銀行其可運用資金及相關之投資活動都將受到限制，造成較差之財務績效。而資本適足率高於轉換門檻值之銀行，負債比率與淨值報酬率卻轉呈顯著之正相關，但兩者連動性

下降，表資本適足率相對處於高檔且負債比率較高之銀行，其淨值報酬率愈高，究其原因可能為高資本適足率之銀行擁有較佳之經營能力且管理較具效率，加以充分運用財務槓桿，而能把握創造高報酬之機會，使財務績效表現較佳。

轉換函數之估計結果則可見圖 4-3-2，由圖中可知在資本適足率為 11.0055% 時發生結構性變化，即產生一轉換區間，且因轉換速度較小，僅 0.4139，使得模型在轉換門檻值附近形成一平滑的轉換過程，可知銀行機構對資本適足率規範與淨值報酬率關聯性之看法存在異質反應，故其影響變化關係並非突然完成之單點跳躍，而是以平滑且漸進之方式產生變化，即資本適足率對淨值報酬率確實存在縱橫平滑移轉效果。

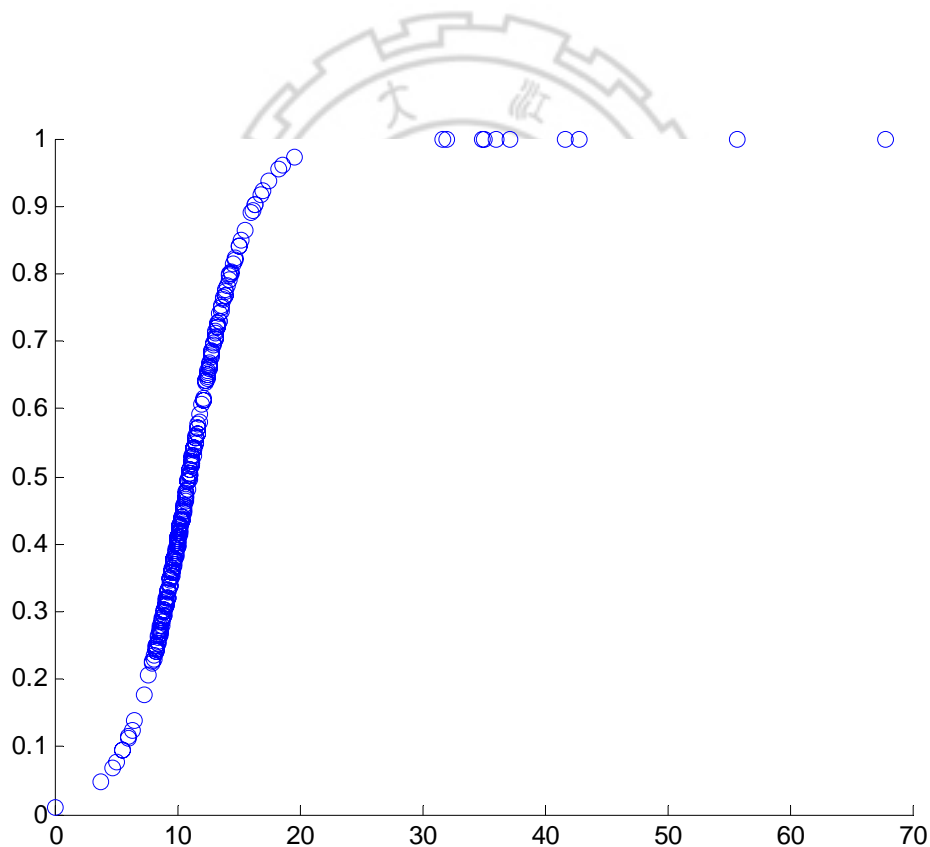


圖 4-3-2 資本適足率對淨值報酬率之轉換函數

綜前所述，由資本適足率對銀行風險及銀行財務績效之縱橫平滑移轉效果實

證可知，資本適足率對銀行風險及銀行財務績效存在縱橫平滑移轉效果，且由模型之估計可得知銀行資產規模、總資產成長率、淨值成長率及負債比率在轉換門檻值前確實對銀行風險及銀行財務績效造成不同之影響。研究結果顯示，資本適足率和銀行風險間在資本適足率為 9.0782%時發生結構性變化之跳躍，而資本適足率和銀行財務績效則在資本適足率為 11.0055%時產生一轉換區間，故可進一步將銀行風險及財務績效受控制變數之影響區分為三個區間，以利進行評估與衡量，此三區間分別為資本適足率低於 9.0782%之銀行、資本適足率介於 9.0782%至 11.0055%之銀行及資本適足率高於 11.0055%之銀行，結果可見下表 4-3-9。

表 4-3-9 控制變數對銀行風險及財務績效之影響區間

資本適足率區間 控制變數之影響	<9.0782%	9.0782%~11.0055%	>11.0055%
A 對 K	+	+	+
A 對 P	+	+	-
E 對 K	-	-	-
E 對 P	+	+	-
D 對 K	-	+	+
D 對 P	-	-	+

註：被解釋變數為無清償能力風險指數及淨值報酬率，分別以 K 及 P 代表，控制變數包含銀行資產規模對數值、淨值成長率及負債比率，分別以 A、E 及 D 代表。

首先，資本適足率低於 9.0782%之銀行，資產規模與無清償能力風險指數及淨值報酬率存在顯著之正相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，銀行資產規模愈大，銀行風險將隨之提高且淨值報酬率亦將隨之提高。原因可能為國內的存款保險制度，銀行可將風險轉嫁予存款保險機構，使得低資本適足率之銀行便產生投機心理，進而從事高風險之投資活動或放款業務，而獲取較高之利潤及財務績效，並導致銀行風險提高，此一結果與 Furlong and Keeley (1987) 所得結果一致，皆呼應了 Markowitz、Sharpe and Miller...等自 1960 年代發展至今著名之

資本資產定價理論 (Capital Asset Pricing Model, CAPM)，即高風險高報酬、低風險低報酬之概念。此類銀行淨值成長率與無清償能力風險指數存在顯著之負相關，且與淨值報酬率存在顯著之正相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，淨值成長率愈高，銀行風險愈低，且財務績效愈高，此結果顯示淨值成長率表現愈佳，便有較低之曝險程度及較佳之財務績效表現。而負債比率和無清償能力風險指數存在顯著之負相關，其和淨值報酬率同樣存在顯著之負相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，負債比率愈高，銀行風險愈低，財務績效亦愈低，原因可能為資本適足率低且負債比率高之銀行其可運用資金及相關投資活動及放款業務都將受到限制，造成較差之財務績效，但也使銀行曝險程度降低。

而資本適足率介於 9.0782%至 11.0055%間之銀行，銀行資產規模與無清償能力風險指數及淨值報酬率均為顯著之正相關，資產規模增加將使銀行風險及財務績效提高。此一結果與 Furlong and Keeley (1987) 所得結果一致，皆呼應了 CAPM 高風險高報酬、低風險低報酬之概念。淨值成長率與無清償能力風險指數存在顯著之負相關，且與淨值報酬率存在顯著之正相關，表示淨值成長率愈高，銀行風險愈低，且財務績效愈高。負債比率方面，其與無清償能力風險指數為顯著之正相關，與淨值報酬率則為顯著之負相關，即負債比率較高之銀行，其風險愈高，淨值報酬率愈低。

最後，資本適足率高於 11.0055%後，銀行資產規模與無清償能力風險指數為顯著之正相關，但銀行資產規模與淨值報酬率則轉呈顯著之負相關，即高資本適足率之銀行，資產規模增加將使銀行風險提高，進而降低財務績效。淨值成長率與無清償能力風險指數及淨值報酬率皆呈顯著之負相關，表資本適足率處於高檔之銀行，淨值成長率愈高，其風險愈低，財務績效愈低，原因可能為高資本適足率之銀行，因資本適足率之規範而使銀行無法進行有效率的資產配置，致使淨值的成長並未提高淨利，造成銀行財務績效表現不佳，但資本適足率規範卻可有效控制銀行承受過度之風險而使銀行風險下降。此結果和林景春(1996)相同，亦

與 CAPM 風險報酬關係之概念一致。負債比率方面，其與無清償能力風險指數及淨值報酬率皆轉呈顯著之正相關，表資本適足率處於高檔且負債比率較高之銀行，其風險愈高，淨值報酬率亦愈高，究其原因應為高資本適足率之銀行擁有較佳之經營能力且管理較具效率，加以充分運用財務槓桿，而能把握創造高報酬之機會，使財務績效表現較佳，但也不免帶來較高之風險。顯示不論低資本適足率或高資本適足率之銀行，其風險報酬關係皆與 CAPM 高風險高報酬、低風險低報酬之概念一致。

總結上述結果，不論資本適足處於何區間之銀行，增加資產規模皆造成銀行風險增加，而資產規模的增加可使資本適足率低於 11.0055% 之銀行財務績效獲得提昇，卻使資本適足率高於 11.0055% 之銀行財務績效降低。淨值成長率之提高可有效降低所有銀行之風險並使資本適足率低於 11.0055% 之銀行財務績效提昇，但卻造成資本適足率高於 11.0055% 之銀行財務績效下降。負債比率部份，資本適足率低於 9.0782% 之銀行適度運用槓桿比率可降低銀行風險，資本適足率高於 9.0782% 之銀行則不宜增加負債，以免造成銀行風險之上升，而資本適足率低於 11.0055% 之銀行，提高負債對財務績效有害，但對資本適足率高於 11.0055% 之銀行而言，財務績效將伴隨負債比率之上升而提高。簡言之，增加資產規模造成銀行風險提高，並使高資本適足率（資本適足率 > 11.0055%）銀行之財務績效惡化。提高淨值成長率可有效降低銀行風險，卻使高資本適足率（資本適足率 > 11.0055%）銀行財務績效下降。負債比率提高則造成大部份銀行之風險上升及財務績效下降。顯示適當之資本適足率規範確實可提高銀行財務績效，但過高卻導致反效果。故建議銀行管理當局應於適當限度下，妥善運用資本適足率之管制，以求取最佳化策略。

第五章 結論

本研究旨在探討我國銀行業資本適足率之規範與銀行風險和銀行財務績效之縱橫平滑移轉效果，嘗試運用 Gonzalez, Teräsvirta and Dijk (2004, 2005) 之縱橫平滑移轉迴歸模型，臆測資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效是否存在縱橫平滑移轉效果。使得資本適足率規範對銀行風險及銀行財務績效的影響變化呈現非線性之關係。並進一步對銀行風險及財務績效受控制變數之影響進行評估與衡量，進而提供銀行求取最佳化策略之參考依據。

研究結果顯示，資本適足率和銀行風險間確實存在非線性關係，在資本適足率為 9.0782% 時發生結構性變化，但因轉換速度高達 3302.9，使得模型在轉換門檻值附近形成一結構性改變的跳躍式模型。控制變數之影響方面，資本適足率低於 9.0782% 之銀行，除資產規模和銀行風險呈顯著正相關外，淨值成長率及負債比率皆和銀行風險呈顯著負相關。而資本適足率高於 9.0782% 之銀行，除淨值成長率和銀行風險呈顯著負相關外，資產規模和負債比率皆和銀行風險呈顯著正相關。

另外，資本適足率和銀行財務績效間之縱橫平滑移轉效果確實存在，資本適足率為 11.0055% 時產生一轉換區間，且因轉換速度僅 0.4139，使得模型在轉換門檻值附近形成一平滑的轉換過程。控制變數之影響方面，資本適足率低於 11.0055% 之銀行，除負債比率和銀行財務績效間為顯著負相關外，其餘包括資產規模、總資產成長率及淨值成長率皆和銀行財務績效呈顯著正相關。而資本適足率高於 11.0055% 之銀行，除負債比率和銀行財務績效間為顯著正相關外，其餘包括資產規模、總資產成長率及淨值成長率皆和銀行財務績效呈顯著負相關。

故進一步將銀行風險及財務績效受控制變數之影響區分為三個區間，此三區間分別為資本適足率低於 9.0782% 之銀行、資本適足率介於 9.0782% 至 11.0055% 之銀行及資本適足率高於 11.0055% 之銀行。

首先，資本適足率低於 9.0782% 之銀行，資產規模與無清償能力風險指數及

淨值報酬率存在顯著之正相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，銀行資產規模愈大，銀行風險將隨之提高且淨值報酬率亦將隨之提高。此類銀行淨值成長率與無清償能力風險指數存在顯著之負相關，且與淨值報酬率存在顯著之正相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，淨值成長率愈高，銀行風險愈低，且財務績效愈高。而負債比率和無清償能力風險指數存在顯著之負相關，其和淨值報酬率同樣存在顯著之負相關，表示資本適足率相對處於低檔之銀行，負債比率愈高，銀行風險愈低，財務績效亦愈低。

而資本適足率介於 9.0782%至 11.0055%間之銀行，銀行資產規模與無清償能力風險指數及淨值報酬率均為顯著之正相關，資產規模增加將使銀行風險及財務績效提高。淨值成長率與無清償能力風險指數存在顯著之負相關，且與淨值報酬率存在顯著之正相關，表示淨值成長率愈高，銀行風險愈低，且財務績效愈高。負債比率方面，其與無清償能力風險指數為顯著之正相關，與淨值報酬率則為顯著之負相關，即負債比率較高之銀行，其風險愈高，淨值報酬率愈低。

最後，資本適足率高於 11.0055%後，銀行資產規模與無清償能力風險指數為顯著之正相關，但銀行資產規模與淨值報酬率則轉呈顯著之負相關，即高資本適足率之銀行，資產規模增加將使銀行風險提高，進而降低財務績效。淨值成長率與無清償能力風險指數及淨值報酬率皆呈顯著之負相關，表資本適足率處於高檔之銀行，淨值成長率愈高，其風險愈低，財務績效愈低。負債比率方面，其與無清償能力風險指數及淨值報酬率皆轉呈顯著之正相關，表資本適足率處於高檔且負債比率較高之銀行，其風險愈高，淨值報酬率亦愈高

綜合上述，增加資產規模造成銀行風險提高，並使高資本適足率銀行之財務績效惡化。提高淨值成長率可有效降低銀行風險，卻使高資本適足率銀行財務績效下降。顯示適當之資本適足率規範確實可提高銀行財務績效，但過高卻導致反效果。故建議銀行管理當局應妥善運用資本適足率之管制，以求取最佳化策略。

參考文獻

西文部份：

- Al-Tamimi, H. A. H., (2005), "The determinants of the UAE commercial banks' performance: a comparison of the national and foreign banks," *Journal of Transnational Management*, 10(4), 35-47
- Altman, E. I. and A. Saunders, (2001), "An analysis and critique of the BIS proposal on capital adequacy and ratings," *Journal of Banking and Finance*, 25(1), 25-46
- Andrews, D. W. K. and W. Ploberger, (1994), "Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Econometrica*, 62, 1383-1414
- Arshadi, N. and E. C. Lawrence, (1987), "An empirical investigation of new bank performance," *Journal of Banking and Finance*, 11(1), 33-48
- Avery, R. B. and A. N. Berger, (1991), "Risk-based capital and deposit insurance reform," *Journal of Banking and Finance*, 15(4-5), 847-874
- Barth, M. M., (2000), "A comparison of risk-based capital standards under the expected policyholder deficit and the probability of ruin approaches," *Journal of Risk and Insurance*, 67(3), 397-414
- Beatty, A. L. and A. Gron, (2001) "Capital, portfolio, and growth: bank behavior under risk-based capital guidelines," *Journal of Financial Services Research*, 20(1), 5-31
- Berger, A. N., (2006), "Potential competitive effects of Basel II on banks in SME credit markets in the United States," *Journal of Financial Services Research*, 29(1), 5-36
- Biswas, R., D. R. Fraser, and G. Hebb, (2000), "On the shareholder wealth effects of deposit insurance premium revisions on large, publicly traded commercial banks," *The Journal of Financial Research*, 23(2), 223-241

- Blum, J., (1999), "Do capital adequacy requirements reduce risks in banking?" *Journal of Banking and Finance*, 23(5), 755-771
- Cebula, R. J., (1997) "An exploratory empirical analysis of the impact of the Federal Deposit Insurance Corporation Improvement Act of 1991 on bank failures in the United States," *Applied Financial Economics*, 7(6), 695-701
- Chen, N. K., (2001), "Bank net worth, asset prices and economic activity," *Journal of Monetary Economics*, 48(2), 415-436
- Chu, L., R. Mathieu, S. Robb and P. Zhang, (2007), "Bank capitalization and lending behavior after the introduction of the Basle Accord," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 28(2), 147-162
- Daniélsson, J. (2003), "On the feasibility of risk based regulation," *CESifo Economic Studies*, 49(2), 157-180
- Davis, R. B., (1977), "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Biometrika*, 64, 247-254
- Davis, R. B., (1987), "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Biometrika*, 74, 33-43
- Evanoff, D. and L. Wall, (2002) "Measures of the riskiness of banking organizations: subordinated debt yields, risk-based capital, and examination ratings," *Journal of Banking and Finance*, 26(5), 989-1009
- Färe, R., S. Grosskopf, and W. L. Weber, (2004), "The effect of risk-based capital requirements on profit efficiency in banking," *Applied Economics*, 36(15), 1731-1743
- Forbes, K. J., (2002), "How do large depreciations affect firm performance?" *IMF Staff Papers*, 49, 214-239
- Furlong, F. T. and M. C. Keeley, (1987), "Bank capital regulation and asset risk," *Economic Review*, 20-40

- Furlong, F. T. and M. C. Keeley, (1989), "Capital regulation and bank risk-taking: a note," *Journal of Banking and Finance*, 13(6), 883-891
- Furlong, F. T. (1992), "Capital regulation and lending," *Economic Review*, 23-33
- Gennotte, G. and D. Pyle, (1991), "Capital controls and bank risk," *Journal of Banking and Finance*, 15(4-5), 805-824
- Goddard, J., P. Molyneux, and J. O. S. Wilson, (2004), "The profitability of European banks: a cross-sectional and dynamic panel analysis," *The Manchester School*, 72(3), 363-381
- González, A., T. Teräsvirta, and D. V. Dijk, (2004), "Panel smooth transition regression model and an application to investment under credit constraints," working papers
- González, A., T. Teräsvirta, and D. V. Dijk, (2005), "Panel smooth transition regression models," working papers
- Granger, C. W. J. and T. Teräsvirta, (1993), "Modelling nonlinear economic relationships," Oxford University Press
- Halkos, G. E. and D. S. Salamouris, (2004), "Efficiency measurement of the Greek commercial banks with the use of financial ratios: a data envelope analysis approach," *Management Accounting Research*, 15(2), 201-224
- Hameeteman, D. and B. Scholtens, (2000), "Size, growth, and variance among the world's largest non-merged banks," *International Journal of the Economics of Business*, 7(3), 313-323
- Hamilton, R. T. and G. S. Shergill, (1993), "Extent of diversification and company performance: the New Zealand evidence," *Managerial and Decision Economics*, 14(1), 47-52
- Hansen, B. E., (1996), "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis," *Econometrica*, 64, 413-430

- Hansen, B. E., (1999), "Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference," *Journal of Econometrics*, 93, 345-368
- Homolle, S. and J. Taylor, (2004), "Bank capital regulation, asset risk, and subordinated uninsured debt," *Journal of Economics and Business*, 56(6), 443-468
- Hovakimian, A. and E. J. Kane, (2000), "Effectiveness of capital regulation at U.S. commercial banks, 1985 to 1994," *The Journal of Finance*, 55(1) 451-468
- Hovakimian, A., G. Hovakimian, and H. Tehranian, (2004), "Determinants of target capital structure: the case of dual debt and equity issues," *Journal of Financial Economics*, 71(3), 517-540
- Hoyt, R. E. and L. S. Powell, (2006), "Assessing financial performance in medical professional liability insurance," *Journal of Insurance Regulation*, 25(1), 3-13
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin, (1997), "Testing for unit roots in heterogeneous panels," Manuscript, Department of Economics, University of Cambridge
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin, (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels," *Journal of Econometrics*, 115, 53–74
- Islam, M. M., (2003), "Development and performance of domestic and foreign banks in GCC countries," *Managerial Finance*, 29(2-3), 42-72
- Jacques, K. and P. Nigro, (1997), "Risk-based capital, portfolio risk, and bank capital: a simultaneous equations approach," *Journal of Economics and Business*, 49(6) 533-547
- Jankowitsch, R., S. Pichler and W. S.A. Schwaiger, (2007), "Modelling the economic value of credit rating systems," *Journal of Banking and Finance*, 31, 181–198
- Jansen, E. S. and T. Teräsvirta, (1996), "Testing parameter constancy and super exogeneity in econometric equations," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 735–763

- John, K., A. Saunders, and L.W. Senbet, (2000), "A theory of bank regulation and management compensation," *The Review of Financial Studies*, 13(1), 95-126
- Kareken, J. H. and N. Wallace, (1978), "Deposit insurance and bank regulation: a partial-equilibrium exposition," *Journal of Business*, 51(3), 413-438
- Keeley, M. C. and F. T. Furlong, (1990), "A reexamination of mean-variance analysis of bank capital regulation," *Journal of Banking and Finance*, 14(1), 69-84
- Kim, D. and A.M. Santomero, (1988), "Risk in banking and capital regulation," *Journal of Finance*, 43(5), 1219-1233
- Koehn, M. and A. M. Santomero, (1980), "Regulation of bank capital and portfolio risk," *Journal of Finance*, 35(5), 1235-1244
- Laitinen, E. K. and T. Laitinen, (2000), "Bankruptcy prediction: application of the Taylor's expansion in logistic regression," *International Review of Financial Analysis*, 9(4), 327-349
- Levin, A. and C.F. Lin, (1992), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties," University of California, San Diego
- Levin, A. and C.F. Lin, (1993), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties," University of California, San Diego
- Levin, A., C. F. Lin, and C. Chu, (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties," *Journal of Econometrics*, 108, 1-24
- Liang, N. and S. A. Rhoades, (1988), "Geographic diversification and risk in banking," *Journal of Economics and Business*, 40(4), 271-284
- Liebig, T., D. Porath, B. Weder and M. Wedow, (2007), "Basel II and bank lending to emerging markets: evidence from the German banking sector," *Journal of Banking and Finance*, 31, 401-418
- Lundbergh, S., T. Teräsvirta, and D. V. Dijk, (2003), "Time-varying smooth transition autoregressive models," *Journal of Business and Economic Statistics*,

21, 104–121

Luukkonen, R., P. Saikkonen, and T. Teräsvirta, (1988), “Testing linearity against smooth transition autoregressive models,” *Biometrika*, 75, 491–499

Maddala, G. S. and S. Wu, (1999), “A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652

McAllister, P. H. and D. McManus, (1993), “Resolving the scale efficiency puzzle in banking,” *Journal of Banking and Finance*, 17(2,3), 389-405

Morgan, G. E. and S. D. Smith, (1987), “The role of capital adequacy regulation in the hedging decisions of financial intermediaries,” *Journal of Financial Research*, 10(1), 33-47

Mpuga, P., (2002), “The 1998-99 banking crisis in Uganda: what was the role of the new capital requirements,” *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 10(3), 224-242

Palia, D. and R. Porter, (2004), “The impact of capital requirements and managerial compensation on bank charter value,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 23(3), 191-206

Pastor, L. and R. F. Stambaugh, (2000), “Comparing asset pricing models: an investment perspective,” *Journal of Financial Economics*, 56(3) 335-381

Peek, J. and E. Rosengren, (1995), “The capital crunch: neither a borrower nor a lender be,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(3), 625-638

Pottier, S. W. and D. W. Sommer, (2002), “The effectiveness of public and private sector summary risk measures in predicting insurer insolvencies,” *Journal of Financial Services Research*, 21(1-2), 101-116

Pyle, D. H., (1986), “Capital regulation and deposit insurance,” *Journal of Banking and Finance*, 10(2), 189-201

- Ramezani, C. A., L. Soenen, and A. Jung, (2002), "Growth, corporate profitability, and value creation," *Financial Analysts Journal*, 58(6), 56-67
- Ramirez, C. D., (2002), "Did banks' security affiliates add value? Evidence from the commercial banking industry during the 1920s," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(2), 393-411
- Rivard, R. J. and C. R. Thomas, (1997), "The effect of interstate banking on large bank holding company profitability and risk," *Journal of Economics and Business*, 49(1), 61-76
- Ronn, E. I. and A. K. Verma, (1989), "Risk-based capital adequacy standards for a sample of 43 major banks," *Journal of Banking and Finance*, 13(1), 21-29
- Santos, J. A. C., (1999), "Bank capital and equity investment regulations," *Journal of Banking and Finance*, 23(7), 1095-1120
- Sharpe, W. F., (1978), "Bank capital adequacy, deposit insurance and security values," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(4), 701-718
- Shiue, F. J., K. C. Chung and Y. Y. Yen, (2005), "An empirical study on the association between China investment location and financial and operating performance of Taiwanese listing electronics corporations," *Journal of American Academy of Business*, 7(2), 105-116
- Shrieves, R. E. and D. Dahl, (1992), "The relationship between risk and capital in commercial banks," *Journal of Banking and Finance*, 16(2), 439-457
- Sinkey, J. F., (1975), "A multivariate statistical analysis of the characteristics of problem banks," *The Journal of Finance*, 30(1), 21-36
- Teräsvirta , T., (1994), "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models," *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208–218.
- Teräsvirta , T., (1998), "Modelling economic relationships with smooth transition

regressions,” in Handbook of applied economic statistics, ed. by A. Ullah, and D. E. A. Giles, 507–552. New York: Marcel Dekker.

Uzun, H. and E. Webb, (2007), “Securitization and risk: empirical evidence on US banks,” The Journal of Risk Finance, 8(1), 11-23

Wheelock, D. C. and P. W. Wilson, (2005), “The contribution of on-site examination ratings to an empirical model of bank failures,” Review of Accounting and Finance, 4(4), 110-133

Jeong, W., K. O. Kymn, C. J. Kymn, and B. Cushing, (2006), “Testing the credit view with pooled data: dynamic links among state bank health, investment-oriented bank loans, and economic performance,” The Annals of Regional Science, 40(1), 133-145

中文部份：

王志文，民國 91 年，「資本適足率制度變革對銀行資產組合暨資本與風險之影響：臺灣地區之實證研究」，國立東華大學國際企業研究所碩士論文

何文榮與黃振原，民國 86 年，「銀行最適資本管制效果之探討」，臺灣銀行季刊，第 48 卷第 4 期，頁 317-348

李正福，民國 92 年，「銀行風險管理分類與新舊巴塞爾協定下之資本適足率求算」，銀行公會會訊，第 17 期，頁 1-3

林佩玲，民國 89 年，「資本適足率與國國銀行資本及盈餘管理關係之再探討」，國立中正大學會計學研究所碩士論文

林景春，民國 85 年，「資本適足性之規定對臺灣地區銀行風險影響之實證研究」，臺灣銀行季刊，第 47 卷第 3 期，頁 1-34

林璧娟，民國 90 年，「銀行資本適足性與經營績效之探討」，銘傳大學金融研究所碩士論文

張清山，民國 91 年，「資本適足率管制對銀行風險與財務績效關聯性之影響」，

輔仁大學金融研究所碩士論文

曾昭玲，陳世能與林俊宏，民國 94 年，「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，第 6 卷第 4 期，頁 41-68

游國成，民國 83 年，「影響我國上市商業銀行資本結構因素之實證研究」，中原大學企業管理研究所碩士論文

簡安茶，民國 91 年，「資本適足率與銀行風險關係之實證研究」，國立雲林科技大學財務金融研究所碩士論文

聶建中與張婷雁，民國 94 年，「資本適足率對銀行風險與財務績效之門檻效果影響關係研究」，2005 年中區財務論壇學術研討會光碟論文集，中興大學及東海大學

